

Biblioteka

WIADOMOŚCI
STATYSTYCZNYCH

**STATYSTYCZNE
METODY
BADANIA CEN**

**POLSKIE TOWARZYSTWO STATYSTYCZNE
KOMITET STATYSTYKI I EKONOMETRII PAN**

**STATYSTYCZNE
METODY
BADANIA CEN**

**KONFERENCJA NAUKOWA
SULEJÓW-PODKLASZTORZE
18—19 WRZEŚNIA 1989 r.**

**СТАТИСТИЧЕСКИЕ
МЕТОДЫ
ИССЛЕДОВАНИЯ ЦЕН**

**НАУЧНАЯ КОНФЕРЕНЦИЯ
СУЛЕЮВ-ПОДКЛАШТОЖЕ
18—19 СЕНТЯБРЯ 1989 г.**

**STATISTICAL
METHODS
OF PRICE SURVEYS**

**SCIENTIFIC CONFERENCE
SULEJÓW-PODKLASZTORZE
18—19 SEPTEMBER 1989**

GŁÓWNY URZĄD STATYSTYCZNY

Kolegium Redakcyjne
Biblioteki „Wiadomości Statystycznych”

*dr Stanisław Róg (redaktor naczelny), mgr Wiesław Łagodziński,
doc. dr hab. Bogdan Stefanowicz, mgr Zofia Szyran-Wisniewska,
mgr Tadeusz Toczyński, Stanisław Jońca (sekretarz redakcji)*

Opracowanie redakcyjne

Stanisław Jońca

Redakcja techniczna

Wydział Redakcji Technicznej

Okladkę projektował

mgr Krzysztof Dobrowolski



A/109939

Zakład Wydawnictw Statystycznych. 00-925 Warszawa, al. Niepodległości 208.

Nakład 1200 egz. ark. druk. 10,5. Papier druk. kl. V 70 g, 61 × 86.

Przekazano do składu w lutym 1990 r. Druk ukończono w październiku 1990 r.

Cena zł 6000,—

Druk. ZWS, Warszawa, zam. 103.

Informacje w sprawach zbytu publikacji — tel. 25-48-86.

OD REDAKCJI

W prezentowanym tomie 38 „Biblioteki Wiadomości Statystycznych” zebrane zostały materiały (referaty i glosy w dyskusji) z konferencji naukowej na temat *Statystycznych metod badania cen*, zorganizowanej przez Polskie Towarzystwo Statystyczne, Komitet Ekonometrii i Statystyki PAN i Główny Urząd Statystyczny. Konferencja odbyła się w Sulejowie-Podklasztorzu, w dniach 18—19 września 1989 r.

W przedstawianych referatach omówione zostały ważniejsze zagadnienia teorii i praktyki statystycznych metod badania cen i ich analizy. Tematyka publikowanych referatów jest różnorodna i dotyczy: ogólnej teorii statystycznych badań cen, analizy metod badania cen i kosztów oraz dokładności i precyzji indeksów kosztów utrzymania oraz koncepcji organizacji i metodologii badań cen, prowadzonych przez Główny Urząd Statystyczny.

Redakcja, biorąc pod uwagę zawartość tematyczną przygotowanych referatów, połączenie w nich zagadnień teoretycznych i metodologicznych z praktyką badawczą, uznała za celowe prezentowanie materiałów w porządku alfabetycznym autorów opracowań.

Z konieczności Redakcja ograniczyła prezentację obszernej i ożywionej dyskusji na konferencji do trzech nadesłanych wypowiedzi, a mianowicie: Jana Kordosa, Lecha Miastkowskiego i Władysława Welfe.

Redakcja żywi głębokie przekonanie, że przygotowane w tomie 38 referaty z konferencji przybliżą statystyczne metody badania cen Czytelnikom, statystykom i użytkownikom, a tym samym przyczynią się nie tylko do dalszego jej rozwijania, ale także do zrozumienia tych, tak ważnych obecnie zagadnień.

Z uwagi na aktualność tematyki badania Redakcja zwraca się do Czytelników z prośbą o nadsyłanie uwag i propozycji na temat prezentowanej problematyki.

SPIS TREŚCI

	Str.
Od Redakcji	3
Słowo wstępne (Jan Kordos)	8
Referaty	
<i>Józef Bielecki</i> — Metody statystycznej analizy przestrzennego zróźnicowania cen rynkowych	11
<i>Stefan Grzesiak, Maria Witek</i> — Wykorzystanie indeksów cen w ekonometrycznym modelowaniu produkcji przedsiębiorstwa	25
<i>Jan Kordos</i> — O dokładności i precyzji indeksów cen konsumpcyj- nych	34
<i>Barbara Kruk</i> — Eksperymentalne badania terytorialnego zróź- nicowania dynamiki cen i kosztów utrzymania (z praktyki badawczej Głównego Urzędu Statystycznego)	51
<i>Maria Lubera</i> — Formalno-instytucjonalne źródła wzrostu cen	67
<i>Lech Miastkowski</i> — Niektóre problemy badań relacji cen detalicz- nych	75
<i>Edward Nowak</i> — Zastosowanie metod ekonometrycznych do badania wpływu zmian cen na zużycie energii elektrycznej	90
<i>Tomasz Panek</i> — Wybrane problemy szacunku dynamiki kosztów utrzymania w przekrojach typologicznych gospodarstw domo- wych	100
<i>Mariusz Plich</i> — Analizy symulacyjne zmian cen do 1994 r.	110
<i>Józef Stawicki</i> — Zmiana cen targowiskowych jako opóźniony efekt zmian płac w przemyśle	129
<i>Tadeusz Toczyński</i> — Badanie cen detalicznych (rozwiązania obec- ne i propozycje modyfikacji)	137
Dyskusja	
<i>Jan Kordos</i> — Metoda atomistyczna a funkcjonalna	155
<i>Lech Miastkowski</i> — Na zakończenie konferencji nt. „Statystyczne metody badania cen detalicznych”	157
<i>Władysław Welfe</i> — Głos w dyskusji	163
Słowo końcowe (Jan Kordos)	165

СОДЕРЖАНИЕ

	Стр.
От редакции	3
Вступительное слово (<i>Ян Кордос</i>)	8
Доклады	
<i>Юзеф Белецки</i> — Методы статистического анализа территориальной дифференциации рыночных цен	11
<i>Стефан Гжесяк, Мария Витек</i> — Использование индексов цен в эконометрическом моделировании продукции предприятия	25
<i>Ян Кордос</i> — О точности и прецизии индексов потребительских цен	34
<i>Барбара Крук</i> — Экспериментальные исследования территориальной дифференциации динамики цен и издержек стоимости жизни (из исследовательской практики Центрального статистического управления)	51
<i>Мария Любера</i> — Формальные и носящие характер правового института источники роста цен	67
<i>Лех Мятковски</i> — Некоторые проблемы исследований соотношений розничных цен	75
<i>Эдвард Новак</i> — Применение эконометрических методов для исследования влияния изменений цен на потребление электроэнергии	90
<i>Томаш Панек</i> — Выбранные проблемы оценки динамики издержек стоимости жизни в распределении по типам домашних хозяйств	100
<i>Мариуш Плих</i> — Симуляционные анализы изменений цен до 1994 г.	110
<i>Юзеф Ставицки</i> — Изменение цен на базарах как замедленный эффект изменений заработной платы в промышленности	129
<i>Тадеуш Точиньски</i> — Исследование розничных цен (настоящие решения и предложения по модификации)	137

Дискуссия

<i>Ян Кордос</i> — Атомистический и функциональный метод . . .	155
<i>Лех Мястковски</i> — В заключение конференции „Статистические методы исследования розничных цен”	157
<i>Владислав Вельфе</i> — Слово в дискуссии	163
Заключительное слово (<i>Ян Кордос</i>)	165

CONTENTS

	Page
Editorial	3
Introduction (<i>Jan Kordos</i>)	8
Papers	
<i>Józef Bielecki</i> — Methods of the Statistical Analysis of Market Prices' Spatial Differentiation	11
<i>Stefan Grzesiak, Maria Wišek</i> — Use of Price Indices in Econometric Modelling the Production in Enterprise	25
<i>Jan Kordos</i> — On the Accuracy and Precision of Consumption Price Indices	34
<i>Barbara Kruk</i> — Experimental Surveys of the Territorial Differentiation of Price Dynamics and Living Costs (from the Study Practice of the Central Statistical Office)	51
<i>Maria Lubera</i> — Formal and Institutional Sources of Price Increase	67
<i>Lech Miastkowski</i> — Some Problems of the Surveys of Retail Price Relations	75
<i>Edward Nowak</i> — Application of Econometric Methods in Surveys of Price Changes' Influence on Electric Energy Use	90
<i>Tomasz Panek</i> — Selected Problems of the Estimation of Living Costs' Dynamics in Typologic Cross-Sections of Households	100
<i>Mariusz Plich</i> — Symulation Analyses of Price Changes Untill 1994	110
<i>Józef Stawicki</i> — Changes of Prices on Market-Places as Late Effect of Wage Changes in Industry	129
<i>Tadeusz Toczyński</i> — Surveys of Retail Prices (Present Solutions and Modification Proposals)	137
Discussion	
<i>Jan Kordos</i> — Atomistic and Functional Methods	155
<i>Lech Miastkowski</i> — On the Ending of the Conference on Statistical Methods of Retail Price Surveys	157
<i>Władysław Welfe</i> — Utterance in Discussion	163
Final Word (<i>Jan Kordos</i>)	165

SŁOWO WSTĘPNE

W ciągu ostatnich czterech lat działalności Polskie Towarzystwo Statystyczne ukształtowało praktykę organizowania co roku ogólnopolskiej konferencji naukowej, poświęconej wybranym problemom teorii i praktyki statystycznej. Jakby w przewidywaniu ogromnego znaczenia, daleko przecież wykraczającego poza statystykę, na 1989 r. wybraliśmy tematykę konferencji naukowej poświęconą statystycznym metodom badania cen. Chodzi tu bowiem o problemy metodologiczne i analityczne różnego rodzaju cen, w badaniu których nie stosuje się dotychczas jednolitej metodologii, a niejednokrotnie wypracowane zostały własne procedury, stosowane obecnie w praktyce statystycznej. Wymiana poglądów w tej dziedzinie może przyczynić się do dalszego rozwoju metodologii badania cen i bardziej efektywnego ich wykorzystania.

O znaczeniu i aktualności tej konferencji stanowi nie tylko jej problematyka, ale także skład organizatorów — oto bowiem obok Polskiego Towarzystwa Statystycznego — Rady Oddziału Łódzkiego i Rady Głównej — występują również Komitet Statystyki i Ekonometrii PAN oraz Główny Urząd Statystyczny i Uniwersytet Łódzki — zrozumiałe są zatem nadzieje związane z wkładem tego gremium w teorię i metodologię statystycznych badań cen.

Problematyką indeksów cen zajmowało się w GUS, do marca 1989 r., kilka departamentów, a obecnie problemy te skupione są głównie w Departamencie Cen, którym kieruje dyr. T. Toczyński. Wydaje się, że ocena aktualnego stanu teorii i praktyki indeksów cen będzie przydatna dla pogłębienia badań w tej dziedzinie. Warto tu przypomnieć, że aktualny stan teorii i praktyki indeksów cen był omawiany na sesjach Międzynarodowego Instytutu Statystycznego, a szczególnie na 44 sesji w Madrycie, w 1983 r. i na 46 sesji w Tokio, w 1987 r. Większość referatów prezentowana na tych sesjach, które były poświęcone problematyce cen, była tłumaczona na język polski i wydana w GUS. Warto tu wymienić referat kanadyjski przygotowany przez N. T. Jazairi pt. *Aktualny stan teorii i praktyki indeksów*. Szkoda, że na dzisiejsze seminarium nie przygotowano referatu przeglądowego z zakresu problematyki badania i analizy cen.

Zainteresowanie problematyką badania cen jest dość duże. Jako dowód tego zainteresowania przytoczę także wykłady Polskiego Towarzystwa

Statystycznego, które odbywały się w latach 1986—1987. Wykłady te cieszyły się ogromnym powodzeniem, a ich uczestnicy domagali się publikacji tekstów wykładów. Dziesięć wykładów objęło najważniejszą problematykę badania i analizy cen. Rozważano następujące problemy:

- politykę i zasady ustalania cen w Polsce,
- podstawy teoretyczne badania i analizy cen,
- system indeksów cen w statystyce gospodarczej,
- międzynarodowe porównania cen,
- reprezentacyjne badanie cen w przemyśle,
- indeksy cen realizacji produkcji przemysłowej,
- indeksy i nożyce cen w rolnictwie,
- problematyka badania cen w inwestycjach i budownictwie,
- indeksy cen w handlu zagranicznym,
- metodologiczne aspekty badania cen konsumpcyjnych.

Nie udało się jednak opublikować tych wykładów. Powstała jednakże myśl zajęcia się głębiej problematyką badania i analizy cen. Chodziło nam o integrację wysiłków teoretyków i praktyków, stworzenia możliwości wymiany poglądów i wzajemnego oddziaływania. Seminarium PTS miało przynajmniej w części spełnić te zamiary. Wydaje się, że udało się to tylko częściowo. Nie przygotowano wielu zamówionych referatów, nie dokonano międzynarodowego przeglądu w tej dziedzinie badań, chociaż, jak już wspomniałem, istnieje dostępna literatura z tego zakresu.

Organizatorzy dzisiejszego seminarium przewidywali następujące kierunki obrad:

- statystyczna analiza relacji cen,
- analiza struktury cen,
- statystyczna analiza dynamiki cen,
- determinanty cen,
- problemy optymalizacji relacji i struktury cen,
- analiza jakości danych o cenach,
- badania cen konsumpcyjnych.

Nie ulega wątpliwości, że problematyka wyżej wymieniona jest bardzo ważna. Ale wydaje się, że zaniedbana jest w naszej literaturze z zakresu cen (może nie tylko naszej) pierwsza faza badania cen, tj. dobór jednostek badania (reprezentantów, obszarów badania, punktów sprzedaży), podmiany asortymentów, zmiany jakości towarów, metoda obserwacji cen, ich dokładność i precyzja. Większa uwaga skupiona była na obliczaniach różnych indeksów (choć głównie Laspeyresa i Paasche'ego) i ich wykorzystaniu.

Obecnie w praktyce międzynarodowej próbuje się zmienić te relacje i poświęca się znaczną uwagę metodom zbierania danych, weryfikacji ich

obiektywności i wiarygodności. Dowodzą tego ostatnie konferencje naukowe Międzynarodowego Instytutu Statystycznego i Konferencji Statystyków Europejskich. Większą uwagę poświęca się dokładności obserwacji cen i próbuje się zastosować obiektywne metody statystyczne (np. metodę losowania reprezentantów), chociaż występują jeszcze poważne praktyczne i organizacyjne trudności.

Należy mieć nadzieję, że również w naszej praktyce stopniowo te zagadnienia będą zajmowały odpowiednie miejsce, a seminarium rozpoczynające się dzisiaj spełni swoje cele. W imieniu Rady Głównej Polskiego Towarzystwa Statystycznego życzę owocnych obrad.

Jan Kordos

**PREZES POLSKIEGO
TOWARZYSTWA STATYSTYCZNEGO**

REFERATY

Józef Bielecki

Metody statystycznej analizy przestrzennego różnicowania cen rynkowych

CEL I ZAKRES ANALIZY PRZESTRZENNEGO RÓŻNICOWANIA CEN TOWARÓW I USŁUG RYNKOWYCH

W warunkach gospodarki rynkowej i daleko posuniętej samorządności terytorialnej danego kraju ceny detaliczne tych samych towarów i usług nabywanych przez ludność wykazywać będą mniejsze lub większe różnicowanie przestrzenne, będące rezultatem wewnątrzregionalnych relacji między popytem i podażą, odmiennego poziomu kosztów wytwarzania i dystrybucji oraz różnicowanej polityki fiskalnej (np. regionalne ulgi podatkowe).

Celem statystycznej analizy przestrzennego różnicowania cen jest ustalenie stopnia takiego różnicowania zarówno w **aspekcie statycznym** (porównanie poziomu cen oraz relacji cen w danym momencie lub okresie), jak i **dynamicznym** (porównanie wskaźników dynamiki cen oraz średniego tempa zmian cen w regionach).

Wyniki analizy mogą być wykorzystane do kształtowania regionalnej polityki antyinflacyjnej, w szczególności w zakresie alokacji produkcji propadkowej oraz do odpowiednich przedsięwzięć w dziedzinie polityki społecznej.

Statystyczna analiza przestrzennego różnicowania cen rynkowych odnosi się do ściśle zdefiniowanego obszaru kraju, jakim jest zazwyczaj **region administracyjny**. W naszych polskich warunkach za region taki uważa się województwo.

Przedmiotowy zakres analizy może obejmować następujące obszary zagadnień:

- 1) międzyregionalne i wewnątrzregionalne różnicowanie cen wybranych towarów i usług,

- 2) międzyregionalne zróżnicowanie średniego poziomu cen towarów i usług (agregatowe indeksy międzyregionalnego zróżnicowania cen),
- 3) międzyregionalne zróżnicowanie indeksów cen (indeksy indywidualne, indeksy agregatowe, średnie tempo zmian cen),
- 4) międzyregionalne zróżnicowanie relacji cen.

Przedmiotowy zakres analizy uwarunkowany jest dostępnością wiarygodnych danych statystycznych o cenach detalicznych oraz o strukturze sprzedaży wybranych towarów lub grup asortymentowych towarów w poszczególnych regionach kraju.

ŹRÓDŁA DANYCH O CENACH W PRZEKROJU REGIONALNYM

Jak już wymieniono, w Polsce region administracyjny utożsamiany jest z województwem, w którym znajduje się terenowa władza polityczno-administracyjna i w którym funkcjonują lokalne rynki. Dane liczbowe o wielkości cen w poszczególnych województwach uzyskiwane są de facto w dwóch systemach statystyki cen:

1. System statystyki scentralizowanej (GUS i wojewódzkie urzędy statystyczne).
2. System statystyki resortowej (Urząd Cen i okręgowe urzędy cen).

Drugi system zbierania danych o cenach istnieje od 1983 r. i ogranicza się wyłącznie do handlu uspołecznionego [13].

W systemie statystyki scentralizowanej uzyskuje się dane o cenach zarówno w sektorze uspołecznionym, jak i prywatnym. Zbieranie informacji o cenach w systemie statystyki scentralizowanej jest jednolite we wszystkich województwach.

Do 1974 r. dane o cenach towarów i usług konsumpcyjnych pochodziły głównie z cenników. Wyjątkiem były ceny targowiskowe, o których informację uzyskiwano na podstawie systematycznych notowań [14].

Od 1975 r. wojewódzkie urzędy statystyczne prowadzą regularne notowania cen towarów-reprezentantów. W początkowym okresie reprezentantami były ściśle określone towary i usługi, w ostatnich latach ograniczono się do grup asortymentowych towarów i rodzajów usług. Zmiana taka była konieczna ze względu na dużą niestabilność artykułów na rynku [4]. Podstawowa informacja cenowa dotyczy: cen detalicznych towarów w handlu uspołecznionym i nieuspołecznionym, cen targowiskowych, cen płaconych w zakładach gastronomicznych, cen usług dla ludności, cen czarnorynkowych.

Technika zbierania danych o cenach sprowadza się do notowania aktualnej ceny danego towaru-reprezentanta przez instruktorów wojewódzkich urzędów statystycznych. Jedynie informacja o cenach urzędowych pochodzi z powszechnie obowiązujących cenników.

Odnosnie cen posiłków w uspołecznionych zakładach gastronomicznych odpowiednia informacja przekazywana jest wojewódzkim urzędowi statystycznym według ustalonego schematu sprawozdań (wytypowane potrawy).

Ceny usług w sektorze uspołecznionym notowane są z obowiązujących cenników. Z kolei dane o cenach usług prywatnych zbierane są metodą wywiadu środowiskowego przez miejskich i wiejskich korespondentów statystycznych. Częstotliwość notowania cen ustalona jest odpowiednimi instrukcjami GUS [14].

Informacje statystyczną przekazuje się na specjalnych sprawozdaniach typu C. Są to sprawozdania indywidualne i zbiorowe. W poszczególnych województwach kraju notowania cen prowadzi się w wytypowanych miejscowościach i rejonach notowań. Liczba miejscowości i rejonów jest różna dla notowań cen towarów i usług (w sektorze uspołecznionym i nieuspołecznionym) oraz dla cen targowiskowych. Odpowiednie dane z tego zakresu zawiera tabl. 1 i 2.

TABL. 1. ROZKŁAD LICZBY WOJEWÓDZTW WEDŁUG LICZBY MIEJSCOWOŚCI WYTYPOWANYCH DO NOTOWANIA CEN TOWARÓW I USŁUG (1989 r.)

Liczba miejscowości do notowań	Liczba województw	Odsetek województw
1	8	16,3
2	30	61,2
3	8	16,3
4	2	4,2
5	0	0,0
6	1	2,0

Źródło: dane Departamentu Cen GUS.

Należy zauważyć, że w 61,2% województw wytypowano tylko duże miejscowości do rejestru cen towarów i usług. W poszczególnych miejscowościach liczba rejonów notowań waha się od 1 do 8 (patrz załącznik nr 1). Największą liczbę miejscowości wytypowano w województwie katowickim (6 miejscowości). Podobna informacja, dotycząca miejscowości wyznaczonych do notowania cen targowiskowych, podana jest w tabl. 2.

TABL. 2. ROZKŁAD LICZBY WOJEWÓDZTW WEDŁUG LICZBY MIEJSCOWOŚCI DO NOTOWANIA CEN TARGOWISKOWYCH (1989 r.)

Liczba miejscowości	Liczba województw	Odsetek województw
3	5	10,2
4	7	14,3
5	7	14,3
6	10	20,4
7	5	10,2
8	5	10,2
9	4	8,2
10	3	6,1
11 i więcej	3	6,1

Źródło: dane Departamentu Cen GUS.

Najwięcej województw (20,4%) wytypowało do notowań 6 miejscowości. Z kolei największą liczbę miejscowości wytypowano w województwie katowickim (20 miejscowości).

ANALIZA PRZESTRZENNEGO ZRÓŻNICOWANIA ŚREDNICH CEN TOWARÓW I USŁUG

W regionalnej analizie porównawczej cen towarów i usług posługujemy się cenami średnimi odpowiadającymi różnym poziomom agregacji. Uśrednienie cen wynika z następujących przesłanek:

- 1) rejestrujemy cenę artykułu jednoasortymentowego w różnych momentach danego okresu (np. dwa notowania każdego tygodnia w ciągu miesiąca lub kwartału) zakładając, że cena będzie różna w różnych momentach; konieczne jest obliczenie średniej ceny dla całego okresu (średnia okresowa);
- 2) rejestrujemy ceny różnych asortymentów jednego artykułu (np. ceny różnych odmian jabłek). Do celów analizy zachodzi konieczność obliczania średniej ceny danego artykułu (średnia asortymentowa);
- 3) w danym rejonie notowań wytypowana jest określona liczba punktów notowania cen (targowiska, sklepy, zakłady usługowe, zakłady gastronomiczne). Zachodzi więc konieczność obliczania średniej ceny danego artykułu (jedno- lub wieloasortymentowe) na podstawie notowań w różnych punktach (średnia dla rejonu);
- 4) w danej miejscowości regionu wytypowano określoną liczbę miejscowości do notowań cen. Zachodzi konieczność obliczania średniej ceny danego artykułu (jedno- lub wieloasortymentowego) dla tych miejscowości (średnia dla miejscowości);
- 5) na poziomie danego regionu administracyjnego należy obliczać średnią cenę dla całego regionu (średnia regionalna).

Średnia cena i -tego artykułu lub i -tego artykułu wieloasortymentowego w danym regionie, w danym okresie jest średnią ze średnich, co zapiszemy:

$$\bar{p}_r^{(i)} = \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M \bar{p}_{rm}^{(i)} \quad (1)$$

gdzie: M — liczba miejscowości wytypowanych do notowania cen w regionie „ r ”,

$\bar{p}_{rm}^{(i)}$ — średnia cena i -tego artykułu m -tej miejscowości r -tego regionu.

$$\bar{p}_{rm}^{(i)} = \frac{1}{L} \sum_{l=1}^L \bar{p}_{rml}^{(i)} \quad (2)$$

gdzie: L — liczba rejonów notowania ceny i -tego artykułu w m -tej miejscowości r -tego regionu,
 $\bar{p}_{rml}^{(i)}$ — średnia cena i -tego artykułu w l -tym rejonie notowania m -tej miejscowości r -tego regionu.

$$\bar{p}_{rml}^{(i)} = \frac{1}{WH} \sum_{w=1}^W \sum_{h=1}^H \bar{p}_{rmlwh}^{(i)} \quad (3)$$

gdzie: W — liczba notowań i -tego artykułu w l -tym rejonie notowania m -tej miejscowości r -tego regionu w danym okresie,
 H — liczba odmian asortymentowych i -tego artykułu,
 $\bar{p}_{rmlwh}^{(i)}$ — cena jednostkowa h -tej odmiany asortymentowej i -tego artykułu podczas w -tego notowania w l -tym rejonie m -tej miejscowości r -tego regionu.

Obliczona średnia cena i -tego artykułu (usługi) w r -tym regionie lub w m -tej miejscowości r -tego regionu jest średnią prostą. Co oznacza, że ilość sprzedawanego artykułu ma taką samą wagę. Oznaczałoby, że każdy artykuł ma taki sam udział w ogólnej sprzedaży danego regionu, co w praktyce rzadko się spotyka.

Obliczanie średniej ceny ważonej i -tego artykułu jest bardziej adekwatne, ale wymaga informacji o strukturze sprzedaży w m -tej miejscowości r -tego regionu. Średnia taka ma postać:

$$\bar{p}_r^{(i)} = \sum_{m=1}^M \bar{p}_{rm}^{(i)} f_{rm}^{(i)} \quad (4)$$

gdzie: $\bar{p}_{rm}^{(i)}$ — średnia cena i -tego artykułu w m -tej miejscowości r -tego regionu,
 $f_{rm}^{(i)}$ — udział ilości sprzedaży i -tego artykułu m -tej miejscowości w ogólnej ilości sprzedaży i -tego artykułu w całym regionie.

$$f_{rm}^{(i)} = \frac{q_{rm}^{(i)}}{\sum_{m=1}^M q_{rm}^{(i)}}; \quad \sum_{m=1}^M f_{rm}^{(i)} = 1 \quad (5)$$

W analogiczny sposób można byłoby obliczyć średnią cenę ważoną i -tego artykułu w l -tym rejonie ($\bar{p}_{rml}^{(i)}$), jeżeli znana byłaby ilość sprzedaży i -tego artykułu w każdym l -tym rejonie.

$$\bar{p}_{rm}^{(i)} = \sum_{l=1}^L \bar{p}_{rml}^{(i)} \cdot f_{rml}^{(i)} \quad (6)$$

W praktyce mogą występować trudności w ustaleniu ilości sprzedaży i -tego artykułu w bardziej zdezagregowanych jednostkach przestrzennych w danym okresie. Dotyczy to zwłaszcza sprzedaży w sektorze nieuspołecz-nionym.

W oparciu o średnie ceny i -tego artykułu można dokonać analizy ich zróżnicowania w dwóch zakresach przestrzennych: wewnątrzregionalnym, międzyregionalnym.

Analiza wewnątrzregionalnego zróżnicowania cen sprowadza się głównie do porównania średnich cen poszczególnych artykułów (usług) obliczonych dla każdej m -tej miejscowości wytypowanej do notowania cen w r -tym regio-nie.

Analiza taka jest możliwa jeżeli spełnione są następujące warunki:

- 1) liczba wytypowanych miejscowości do notowania cen jest wystarczająco liczna (minimum 5 miejscowości),
- 2) wytypowane miejscowości znajdują się w różnych punktach przestrzeni regionu, tzn. są rozproszone.

Biorąc pod uwagę liczbę miejscowości wytypowanych do notowania cen towarów i usług w województwie należy stwierdzić, że warunki takie spełnia tylko województwo katowickie (wytypowano 6 miejscowości).

Znacznie lepsza sytuacja jest w przypadku liczby miejscowości, w których notuje się ceny targowiskowe, bowiem w 75,5% województw liczba takich miejscowości wynosi 5 i więcej.

Porównanie średnich cen poszczególnych artykułów (usług) obliczonych dla m -tej wytypowanej miejscowości pozwoli ustalić czy na obszarze regionu występują zróżnicowania średnich cen i jakiej są wielkości. Porównanie takie jest szczególnie ważne np. w przypadku cen owoców i warzyw.

Analiza międzyregionalnego zróżnicowania cen sprowadza się głównie do:

- 1) porównania średnich cen i -tego artykułu między regionami (porównanie średnich regionalnych ze średnią ogólnokrajową),
- 2) porównania wskaźników wewnętrznego zróżnicowania średniej ceny i -tego artykułu w poszczególnych regionach,
- 3) grupowania regionów w grupy o zbliżonej średniej cenie i -tego artykułu.

Za wskaźnik wewnętrznego zróżnicowania cen można przyjąć współczyn-nik zmienności wewnątrzregionalnej średniej ceny i -tego artykułu (usługi).

$$V_r^{(i)} = \frac{S_r^{(i)}}{\bar{p}^{(i)}} \cdot 100 \quad (7)$$

gdzie: $S_r^{(i)}$ — odchylenie standardowe średnich cen i -tego artykułu ob-liczonych dla każdej wytypowanej miejscowości regionu.

$$S_r^{(i)} = \sqrt{\frac{1}{M} \sum_{m=1}^M (\bar{p}_{rm}^{(i)} - \bar{p}_r^{(i)})^2} \quad (8)$$

Jeżeli znane są ilości sprzedaży i -tego artykułu w poszczególnych miejscowościach r -tego regionu, wówczas istnieje możliwość stosowania średniej ceny ważonej oraz odchylenia standardowego

$$S_r^{(i)} = \sqrt{\sum_{m=1}^M (\bar{p}_{rm}^{(i)} - \bar{p}_r^{(i)})^2 f_{rm}^{(i)}}; f_{rm}^{(i)} = \frac{q_{rm}^{(i)}}{\sum_{m=1}^M q_{rm}^{(i)}} \quad (9)$$

Porównanie ciągu wartości $V_r^{(i)}$ odpowiadających poszczególnym regionom pozwoli ustalić, które regiony charakteryzują się największym i najmniejszym wewnętrznym zróżnicowaniem średniej ceny i -tego artykułu (usługi).

Grupowania regionów w grupy o zbliżonym poziomie średniej ceny i -tego artykułu można dokonać prostą metodą wykorzystując średnią cenę i -tego artykułu dla całego kraju oraz odchylenie standardowe średnich cen regionalnych tego artykułu.

Obliczamy średnią krajową cenę i -tego artykułu:

$$\text{średnia prosta} \quad \bar{p}^{(i)} = \frac{1}{R} \sum_{r=1}^R \bar{p}_r^{(i)} \quad (10)$$

lub

$$\text{średnia ważona} \quad \bar{p}^{(i)} = \sum_{r=1}^R \bar{p}_r^{(i)} f_r^{(i)} \quad (11)$$

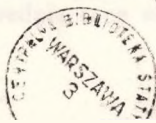
$$\text{gdzie: } f_r^{(i)} = \frac{q_r^{(i)}}{\sum_{r=1}^R q_r^{(i)}}$$

oraz odchylenie standardowe średnich cen regionalnych i -tego artykułu:

$$\text{odchylenie standardowe proste } S^{(i)} = \sqrt{\frac{1}{R} \sum_{r=1}^R (\bar{p}_r^{(i)} - \bar{p})^2} \quad (12)$$

lub

$$\text{odchylenie standardowe ważne } S^{(i)} = \sqrt{\sum_{r=1}^R (\bar{p}_r^{(i)} - \bar{p})^2 f_r^{(i)}} \quad (13)$$



Biorąc pod uwagę zbiór średnich cen i -tego artykułu (usługi) dla r -tego regionu oraz $\bar{p}^{(i)}$ i $S^{(i)}$ możemy wyznaczyć minimum cztery grupy regionów odpowiadające przedziałom klasowym ceny.

Grupa I — regiony, których średnia cena znajduje się w przedziale P_1 :

$$P_1: [\bar{p}_r^{(i)} < \bar{p}_d^{(i)}] \quad (14)$$

$$\text{gdzie: } \bar{p}_d^{(i)} = \bar{p}^{(i)} - S^{(i)} \quad (15)$$

Grupa II — regiony, których średnia cena zawiera się w przedziale P_2 :

$$P_2: [\bar{p}_d^{(i)} \leq \bar{p}_r^{(i)} < \bar{p}^{(i)}] \quad (16)$$

Grupa III — regiony, których średnia cena należy do przedziału P_3 :

$$P_3: [\bar{p}^{(i)} \leq \bar{p}_r^{(i)} < \bar{p}_g^{(i)}] \quad (17)$$

$$\text{gdzie: } \bar{p}_g^{(i)} = \bar{p}^{(i)} + S^{(i)} \quad (18)$$

Grupa IV — regiony, których średnia cena znajduje się w przedziale P_4 :

$$P_4: [\bar{p}_r^{(i)} \geq \bar{p}_g^{(i)}] \quad (19)$$

ANALIZA PRZESTRZENNEGO ZRÓŻNICOWANIA DYNAMIKI CEN TOWARÓW I USŁUG RYNKOWYCH

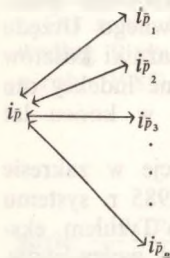
Przestrzenne porównanie indywidualnych indeksów dynamiki cen

W każdym regionie administracyjnym danego kraju, dokonującym systematycznego zbierania danych o cenach towarów i usług istnieje możliwość obliczania indywidualnych indeksów dynamiki średniej ceny i -tego artykułu. W praktyce statystycznej będą to artykuły-reprezentanty (lub jednorakie grupy artykułów-reprezentantów). Indeks taki może być liczony według formuły o podstawie stałej lub łańcuchowej.

Ważnym zagadnieniem jest przyjęcie odpowiedniej podstawy stałej, zwłaszcza w analizie dynamiki w okresach miesięcznych lub kwartalnych. Podstawą może być pierwszy miesiąc (kwartał) roku bazowego lub jednoimienny miesiąc (kwartał) roku bazowego, w przypadku sprzedaży artykułów o wyraźnej sezonowości.

Biorąc pod uwagę regionalne indywidualne indeksy cen (o podstawie stałej lub łańcuchowej) i -tego artykułu (usługi) można prowadzić analizę porównawczą w dwóch zakresach.

1. Porównanie indeksu średniej ceny i -tego artykułu w każdym regionie z ogólnokrajowym indeksem ceny tego samego artykułu, co można schematycznie przedstawić:



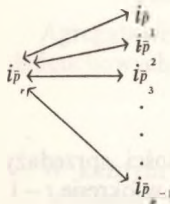
$$\text{gdzie: } i_{\bar{p}} = \frac{\bar{p}_t}{\bar{p}} 100; \quad i_{\bar{p}_r} = \frac{\bar{p}_{rt}}{\bar{p}_r} \cdot 100$$

lub

$$i_{\bar{p}} = \frac{\bar{p}_t}{\bar{p}_{t-1}} 100; \quad i_{\bar{p}_r} = \frac{\bar{p}_{rt}}{p_{rt-1}} \cdot 100$$

Na podstawie porównania można stwierdzić o ile punktów indeks dla danego regionu różni się (in plus lub in minus) od indeksu ogólnokrajowego.

2. Porównanie indeksu dynamiki średniej ceny i -tego artykułu w danym r -tym regionie z takim samym indeksem w każdym pozostałym regionie



Dużą wartość poznawczą będzie miało międzyregionalne porównanie średniego tempa zmiany średniej ceny i -tego artykułu za okres kilku ostatnich lat (np. 5 lat). Porównanie takie umożliwi wyodrębnić regiony o wysokiej i niskiej dynamice ceny danego artykułu.

Wyżej opisana procedura analityczna będzie mogła być stosowana w przypadkach, gdy:

- 1) ten sam i -ty artykuł (reprezentant) występuje we wszystkich regionach w analogicznym okresie,
- 2) w każdym regionie zastosowano do obliczeń indeksu taką samą podstawę,
- 3) w przypadku średniej ceny ważonej artykułu wieloasortymentowego zastosowano we wszystkich regionach ten sam system wag (np. ilość sprzedaży z okresu podstawowego).

Przestrzenne porównania agregatowych indeksów cen

Międzyregionalna analiza porównawcza indywidualnych indeksów cen ma ograniczony zakres. Może być stosowana dla jednego rodzaju artykułu lub dla grupy artykułów, stanowiących de facto artykuł wieloasortymentowy, dla którego obliczono średnią cenę ważoną.

W międzyregionalnej analizie porównawczej interesuje nas zwykle zróżnicowanie dynamiki cen całego zbioru towarów i usług. Syntetycznym wskaźnikiem jest wówczas agregatowy indeks.

W Polsce, pierwsze próby regionalnego rachunku indeksowego zainicjowano w okresie międzywojennym. W miesięczniku Głównego Urzędu Statystycznego „Statystyka” publikowano wówczas tzw. wskaźniki kosztów wyżywienia w miastach według województw [15]. Regionalne indeksy cen obliczono również bezpośrednio po II wojnie światowej, w końcu lat czterdziestych.

Zachodzące w ostatnich latach decentralizacyjne tendencje w zakresie regionalnego cenotwórstwa dały asumpt do tworzenia od 1985 r. systemu agregatowych indeksów cen w ujęciu wojewódzkim [11]. Tytułem eksperymentu do obliczenia indeksu wytypowano 10 największych województw, w których znajdują się co najmniej 4 rejony notowania ocen. Są to następujące województwa: warszawskie, bydgoskie, gdańskie, katowickie, kieleckie, krakowskie, lubelskie, łódzkie, poznańskie i wrocławskie.

Do 1987 r. wojewódzkie indeksy cen obliczano według łańcuchowej formuły Laspeyresa o postaci średniej arytmetycznej wyrażonej:

$$I_{l/t-1}^L = \sum_{l=1}^K W_{l(t-1)} \bar{i}_{l(t/t-1)}$$

gdzie: $W_{l(t-1)} = \frac{(q_{t-1} p_{t-1})_l}{\sum_{l=1}^K (q_{t-1} p_{t-1})_l}$ — wskaźnik struktury wartości sprzedaży l -tej grupy asortymentowej w okresie $t-1$,

K — liczba grup asortymentowych — reprezentantów,

l — numer grupy asortymentowej ($l=1, 2, \dots, K$)

$\bar{i}_l = \frac{1}{R_l} \sum_{g=1}^R i_{gl(t/t-1)}$ — średni indywidualny indeks dynamiki cen w l -tej grupie asortymentowej,

gdzie: $\bar{i}_{gl(t/t-1)} = \frac{\bar{p}_{gl(t)}}{\bar{p}_{gl(t-1)}}$

$\bar{p}_{gl(t)}$ — średnia cena g -tego reprezentanta l -tej grupy asortymentowej w okresie t ,

$\bar{p}_{gl(t-1)}$ — średnia cena g -tego reprezentanta l -tej grupy asortymentowej w okresie $t-1$,

$i_{gl(t/t-1)}$ — indywidualny łańcuchowy indeks dynamiki średniej ceny g -tego artykułu-reprezentanta w l -tej grupie towarowej,

R_l — liczba reprezentantów w l -tej grupie towarowej.

Średnia cena reprezentanta g w l -tej grupie towarowej ważona jest liczbą przeprowadzonych notowań w województwie. Reprezentanty dotyczą 700

grup asortymentowych ($K=700$), a każdej grupie odpowiada od jednego do kilku reprezentantów. Liczba wytypowanych reprezentantów zależy od składu asortymentowego danej grupy towarowej. Taką samą metodą obliczane są agregatowe indeksy cen w skali ogólnokrajowej.

Od roku 1987 agregatowe indeksy cen w województwach oblicza się według formuły Laspeyresa o stałej podstawie (stała struktura sprzedaży z roku 1985). Indeks ma następującą postać:

$$I_{t/85}^L = \sum_{l=1}^K W_{185} \bar{i}_{t/85}$$

gdzie: $\frac{(q_{85} p_{85})_l}{\sum_{l=1}^K (q_{85} p_{85})_l}$ — wskaźnik struktury wartości sprzedaży l -tej grupy asortymentowej w 1985 r.,

$\bar{i}_{t/85}$ — średni indywidualny indeks dynamiki średnich cen w l -tej grupie asortymentowej o stałej podstawie z 1985 r.

Agregatowe indeksy łańcuchowe cen otrzymuje się metodą nawiązań łańcuchowych, według formuły:

$$I_{t/t-1}^L = I_{t/85}^L : I_{(t-1)/85}^L$$

W każdym z 10 wybranych województw obliczone indeksy dotyczą:

- dynamiki cen ogółem,
- dynamiki cen żywności,
- dynamiki cen napojów alkoholowych,
- dynamiki cen artykułów nieżywnościowych.

Wielkość obliczonych wojewódzkich indeksów cen porównuje się z analogicznymi indeksami liczonymi dla całego kraju [1].

W sytuacji lokalnych rynków producenta oraz dużej niestabilności asortymentowej artykułów zmiana indeksu z podstawy łańcuchowej na podstawę stałą była niefortunnym rozwiązaniem. Konieczność taka wynikła z trudności w wojewódzkich urzędach statystycznych, w uzyskaniu bieżącej informacji o strukturze sprzedaży (ograniczenie zakresu sprawozdawczości) oraz z trudności personalnych.

Biorąc pod uwagę zmiany w strukturze sprzedaży Główny Urząd Statystyczny zalecił modyfikację wagi w grupie „warzywa, ziemniaki, owoce i przetwory”. Zamiast wartości sprzedaży w tej grupie z 1985 r. brano była do obliczania indeksu na 1989 r. średnia wartość sprzedaży (średnia arytmetyczna) z trzech ostatnich lat, tj. 1986, 1987 i 1988. Korekta taka wyeliminuje w systemie wag wpływ zmian struktury sprzedaży płodów ogrodniczych, na skutek wahań ich podaży, uwarunkowanych wahaniami urodzajów.

Regionalne agregatowe indeksy cen są podstawą do analizy zróżnicowania w dynamice zmian cen towarów i usług ogółem, jak i w dynamice zmian cen wybranych grup towarowych w poszczególnych regionach, w określonych przedziałach czasowych.

Obok analizy porównawczej dynamiki cen przedmiotem zainteresowania może być analiza statyczna, sprowadzająca się do porównania przeciętnego poziomu cen dużych agregatów towarów między regionami, w danym momencie czasu. Zachodzi zatem konieczność budowy agregatowego indeksu przestrzennego zróżnicowania cen na podobnych zasadach, które obowiązują przy budowie indeksów.

Przestrzenne zróżnicowanie agregatów cen można badać w następujących kombinacjach:

- 1) przeciętny poziom cen w regionie „k” i w regionie „z” (porównanie wydzielonych parami regionów),
- 2) przeciętny poziom cen w poszczególnych regionach i przeciętny poziom cen (w skali ogólnokrajowej),
- 3) przeciętny poziom cen w poszczególnych regionach i przeciętny poziom cen w regionie arbitralnie wybranym.

Konstrukcja takich indeksów jest możliwa, jeżeli spełnione są podstawowe wymogi stosowane przy obliczaniu agregatowych indeksów w regionach, tzn. ten sam zbiór artykułów i usług-reprezentantów, dostępność danych do obliczania średniej ceny reprezentanta, informacja statystyczna o strukturze sprzedaży agregatów, do których należą reprezentanty.

W oparciu o dostępne dane statystyczne można obliczyć następujące kombinacje agregatowych indeksów przestrzennych dla dwóch regionów „k” i „z”:

1. Indeks cen Laspeyresa

$$I_{p(k/z)}^L = \sum_{l=1}^W \left[\frac{(q_z p_z)_l}{\sum_{l=1}^L (q_z p_z)_l} \right] \cdot \left(\frac{\bar{p}_k}{\bar{p}_z} \right)_l \cdot 100$$

gdzie: $I_{p(k/z)}^L$ — indeks cen Laspeyresa (stała podstawa region „z”),
 $\bar{p}_k$ i $\bar{p}_z$ — średnia cena reprezentanta (grupy asortymentowej) należącego do danej grupy towarowej w regionie „k” i „z”,
 $(q_z p_z)_l$ — wartość sprzedaży „l”-tej grupy towarowej w regionie „z”.

Indeks informuje o jaki procent średni poziom cen towarów i usług w regionie „k” jest wyższy lub niższy od średniego poziomu w regionie „z”, jeśli strukturę sprzedaży w regionie „k” przyjmujemy taką, jak w regionie „z”.

2. Indeks cen Paasche'ego

$$I_{p(k/z)}^P = \sum_{l=1}^L \left[\frac{(q_k p_k)_l}{\sum_{l=1}^L (q_k p_k)_l} \right] \cdot \left(\frac{\bar{p}_k}{\bar{p}_z} \right)_l \cdot 100$$

gdzie: $(q_k p_k)_l$ — wartość sprzedaży l -tej grupy towarowej w regionie „ k ”.

Indeks cen Paasche'ego określa o jaki procent średni poziom cen towarów i usług w regionie „ k ” jest wyższy lub niższy niż w regionie „ z ” jeżeli struktura sprzedaży w obu regionach jest taka sama.

3. Indeks cen Fishera

W oparciu o przestrzenny indeks Laspeyresa i Paasche'ego można obliczyć przestrzenny indeks Fishera:

$$I_{p(k/z)}^F = \sqrt{I_{p(k/z)}^L \cdot I_{p(k/z)}^P}$$

Indeks Fishera określa przeciętny stopień zróżnicowania przeciętnych poziomów cen między dwoma regionami: „ k i „ z ”.

Innym rozwiązaniem będzie stosowanie przeciętnych wag dla przeciętnych indywidualnych indeksów cen $\left(\frac{\bar{p}_k}{\bar{p}_z} \right)_l$. Przeciętną wagą może być przeciętna regionalna wartość sprzedaży danej grupy towarowej w każdym regionie:

$$(\bar{q} \bar{p})_l = \frac{1}{R} \sum_{r=1}^R (q_r p_r)_l$$

Byłby to wówczas odpowiednik indeksu Lowe'a.

Indeks ze średnią wagą $(\bar{q} \bar{p})_l$ dawałby możliwość wielokierunkowego porównania międzyregionalnego przeciętnych poziomów cen.

W niniejszym referacie nie rozważano problemów teoretycznych związanych ze wzajemną relacją indeksów. Zagadnienia te omówiono w artykule [12].

*

*

*

W referacie skoncentrowano się jedynie nad niektórymi metodologicznymi aspektami analizy przestrzennego zróżnicowania cen towarów i usług rynkowych. Głównym przedmiotem zainteresowania były praktyczne aspekty metodologii przestrzennej analizy porównawczej cen, co nie oznacza wcale, że problemy teoretyczne są mniej ważne. Istnieje wiele wątpliwości teoretyczno-metodologicznych w dziedzinie konstrukcji agregatowych indek-

sów dynamiki cen w regionach oraz agregatowych indeksów przestrzennego zróżnicowania cen.

W referacie nie zajmowano się metodami przestrzennej analizy relacji cen. Jest to oddzielny problem statystyczno-ekonomiczny¹⁾. W dotychczasowych krajowych publikacjach nie znajdujemy zbyt wielu pozycji z zakresu metodologii przestrzennego zróżnicowania cen, również opracowania empiryczne z tego zakresu są skromne. Stosunkowo najwięcej opracowań dotyczy regionalnego (wojewódzkiego) zróżnicowania cen targowiskowych, które w całym okresie były cenami wolnorynkowymi.

W ostatnich latach obserwuje się wyraźną tendencję do gospodarczej decentralizacji regionalnej oraz do urynkowienia gospodarki. Tendencje te wpłyną niewątpliwie na rozwój autonomii rynków lokalnych, a wyrazem tego będzie zapewne coraz większe międzyregionalne zróżnicowanie cen towarów i usług. W publikacjach statystycznych należy przewidywać specjalistyczne, wszechstronne opracowania z zakresu przestrzennej analizy cen.

Przedstawione w referacie, podstawowe metody analizy powinny znaleźć w nich szerokie wykorzystanie.

BIBLIOGRAFIA

- [1] *Analiza zróżnicowania wojewódzkich wskaźników cen i kosztów utrzymania w latach 1985—1987 oraz wnioski na lata 1988—1990*. Maszynopis Departamentu Cen GUS 1989.
- [2] *Ceny detaliczne 1971—1985*. Statystyka Polski GUS M.S. 37 Warszawa 1985.
- [3] Grad M., Kujawiński J.: *Zmiany cen usług rynkowych — zróżnicowanie regionalne*. „Wiadomości Statystyczne” 9/1985.
- [4] Dublanka J., Kordos J.: *Metody badania cen towarów i usług konsumpcyjnych w latach 1975—1982*. „Wiadomości Statystyczne” 12/1983.
- [5] Kędełski M.: *Statystyczne metody badania relacji cen*. PWN, Warszawa 1984.
- [6] Kordos J., Kowalski G.: *Program badania cen towarów i usług konsumpcyjnych w warunkach silnej nierównowagi rynkowej*. „Wiadomości Statystyczne” 1/1983.
- [7] Kulczycki R.: *Rachunek indeksowy*. PWE, Warszawa 1983.
- [8] Luszniiewicz A.: *Indeksy kosztów utrzymania. Teoria i praktyka*. PWE, Warszawa 1984.
- [9] Romaniuk K.: *Indeksy dynamiki zjawisk ekonomicznych*. PWE, Warszawa 1976.
- [10] *Statystyka dla ekonomistów*. Statystyka społeczno-ekonomiczna pod redakcją naukową M. Krzysztowiaka. PWE, Warszawa 1970.
- [11] Szostakowski T.: *Wojewódzkie wskaźniki cen*. „Wiadomości Statystyczne” 12/1985.
- [12] Szulc B.: *Indeksy dla porównań wieloregionalnych*. „Przegląd Statystyczny”, XI, Z. 3 1974.

¹⁾ Zainteresowanym poleca się pracę [5]. W zakres metodologii przestrzennej analizy cen wchodzi również technika wykresów przestrzennego zróżnicowania cen.

- [13] Waręski M.: *O statystyce cen detalicznych opartej na sprawozdawczości okręgowych urzędów cen.* „Wiadomości Statystyczne” 2/1985.
- [14] *Zasady metodyczne statystyki cen detalicznych i kosztów utrzymania.* Zeszyty Metodyczne GUS, nr 54, Warszawa 1985.
- [15] Żeglicki J.: *Ceny i organizacja administracyjna statystyki cen w latach 1918—1939.* „Wiadomości Statystyczne” 11/1969.

dr Józef Bielecki — Uniwersytet Gdański

Stefan Grzesiak, Maria Witek

Wykorzystanie indeksów cen w ekonometrycznym modelowaniu produkcji przedsiębiorstwa

Ekonometryczne modelowanie produkcji ma już dość długą historię i tradycję. Badania empiryczne wraz z dociekaniem teoretycznymi pozwoliły na ustalenie zasadniczych prawideł, związanych z prowadzeniem tych badań. Najbogatsze i najobszerniejsze spostrzeżenia zostały zawarte w literaturze polskiej, w pracach Z. Pawłowskiego [2] i J. Chmiela [1]. Większość pozycji, omawiających analizę produkcji przy pomocy metod ekonometrycznych, dotyczy jednak wyższego szczebla agregacji niż przedsiębiorstwo [3]. Jest to zrozumiałe, gdyż w pojedynczym przedsiębiorstwie najtrudniej ujawnić wyraźne prawidłowości statystyczne, możliwe do empirycznej weryfikacji i nie budzące formalnych zastrzeżeń.

Duży wpływ czynników losowych oraz wielkie znaczenie elementów decyzyjnych, niemożliwych do przewidzenia i uwzględnienia przy konstrukcji równań, tłumaczą częste niedoskonałości statystyczne modeli przedsiębiorstw, a także praktyczne trudności w ich specyfikacji i wykorzystaniu. Coraz istotniejsza rola rynku w gospodarce polskiej zmusza do częstych prób modelowania całej działalności, w tym i produkcji pojedynczego przedsiębiorstwa.

Prowadząc ekonometryczną analizę produkcji w przedsiębiorstwie przemysłowym należy brać pod uwagę specyfikę powiązań zmiennych ekonomicznych, określających produkcję. W latach osiemdziesiątych pojawiły się dodatkowe elementy w postaci oddziaływania procesów inflacyjnych o rosnącej skali. Znaczne i nie kontrolowane zmiany cen stały się główną barierą, utrudniającą sensowne analizy statystyczno-ekonometryczne, przy korzystaniu z danych w postaci szeregów czasowych.

Dane statystyczne wykorzystywane w analizie procesu produkcyjnego powinny spełniać wymogi związane z ich jakością. Muszą odzwierciedlać

rzeczywistą sytuację przedsiębiorstwa i jednocześnie spełniać warunki porównywalności. Pomijając oczywiste i szeroko przedstawione w literaturze kwestie właściwej ewidencji i sprawozdawczości przedsiębiorstw oraz odpowiedni zakres badania ekonometrycznego, należałoby zwrócić uwagę na najważniejszą dla zmiennych ujmowanych wartościowo sprawę eliminacji skutków zmian cen i stawek. W warunkach inflacji dotyczy to produkcji — szczególnie wieloasortymentowej, kosztów oraz innych pochodnych od nich mierników.

Srowadzenie miernika do warunków porównywalnych, ze względu na ceny, jest ważne dla obiektywnej oceny pracy przedsiębiorstwa oraz tworzy podstawę prowadzenia ekonometrycznych analiz procesu produkcyjnego [4]. Jest to czynność żmudna, pracochłonna, a więc niechętnie wykonywana w przedsiębiorstwach. Stąd cenne dla prowadzenia badań ekonometrycznych są wszelkie inicjatywy GUS, nakładające na jednostki gospodarcze obowiązek ujmowania zmian cen w sprawozdawczości. Tak było w przypadku indeksu cen realizacji produkcji, który został wykorzystany w niniejszej pracy. Indeks ten oblicza się w przedsiębiorstwie, a sposób obliczania określa zarządzenie Prezesa GUS. Podane w instrukcji formuły obliczania miesięcznych indeksów cen realizacji zapewniają, po wykorzystaniu obliczonych indeksów do przeliczeń sprzedaży zarówno na eliminację zmian poziomów cen, jak też zmian w strukturze sprzedaży według różnych rodzajów i poziomów cen realizacji [6].

W prezentowanym referacie podjęto próbę znalezienia takiego sposobu specyfikacji i szacowania równań produkcji, w których uwzględniono by efekty inflacyjne — rosnące ceny wyrobów.

Eliminację wpływu zmian cen w modelowaniu ekonometrycznym produkcji wieloasortymentowej, wyrażonej wartościowo, można przeprowadzić dwoma sposobami:

Sposób 1

Rozpatruje się produkcję P_t wyrażoną w cenach bieżących

$$P_t = \sum_j q_{jt} p_{jt} \quad (1)$$

gdzie: q_{jt} — wielkość produkcji j -tego wyrobu w okresie bieżącym ($j = 1, 2, \dots, l, t = 1, 2, \dots, n$),

p_{jt} — cena j -tego wyrobu w okresie bieżącym.

Budując ekonometryczny model produkcji, obok zmiennych determinujących wielkość produkcji, wprowadzić należy indeks cen:

$$P_t = f(X_{1t}, \dots, X_{kt}, I_{ct}, \varepsilon_t) \quad (2)$$

gdzie: $X_{1t}, \dots, X_{kt}$ — wektor zmiennych objaśniających,
 I_{ct} — indeks cen,
 ε_t — składnik losowy.

Sposób 2

Przed przystąpieniem do modelowania produkcji należy przeliczyć ją na ceny stałe, z okresu przyjętego w badaniu za bazowy (podstawowy):

$$PS_t = \sum_j q_{jt} p_{j0} \quad (3)$$

gdzie: PS_t — wartość produkcji w cenach stałych ($t = 0$),

p_{j0} — cena j -tego wyrobu w okresie podstawowym ($t = 0$),

q_{jt} — wielkość produkcji j -tego wyrobu w okresie bieżącym.

Dla skorygowanej zmianami cen produkcji buduje się model:

$$PS_t = f(X_{1t}, \dots, X_{kt}, \varepsilon_t) \quad (4)$$

Trudno jednoznacznie odpowiedzieć na pytanie, który z przedstawionych wyżej sposobów jest lepszy. Wybór zależy od posiadanego materiału statystycznego (tym samym od sprawozdawczości przedsiębiorstw) oraz od celów, jakim służyć ma model.

Z punktu widzenia czynności statystyczno-sprawozdawczych, umożliwiających przedstawienie produkcji w stałych warunkach cenowych, korzystniejszy jest sposób drugi — **przeliczanie w cenach stałych**. Wymaga on co najwyżej indywidualnych indeksów cen poszczególnych wyrobów. Nie występuje problem konstrukcji indeksu agregatowego cen. Indeks taki musi być znany, gdy modeluje się produkcję w cenach bieżących.

Mając na uwadze analizy ekonomiczne dokonywane w przedsiębiorstwie lepszy jest sposób pierwszy. Produkcja (wieloasortymentowa), koszty, sprzedaż i inne mierniki, ujmowane są wartościowo w cenach bieżących. Stąd modelowanie produkcji w cenach bieżących odpowiada niejako „zapotrzebowaniu” przedsiębiorstwa. Ponadto ceny, których dynamikę opisuje indeks cen, tworzą, zwłaszcza w obecnej sytuacji w Polsce, warunki w jakich funkcjonuje przedsiębiorstwo. Zatem powinny znaleźć odbicie w zbiorze zmiennych objaśniających.

W dotychczasowych badaniach empirycznych, dotyczących modelowania wielkości wyrażonych wartościowo, o ile w ogóle uwzględniano zmiany cen to postępowano tak, jak w sposobie drugim: przeliczano koszty, produkcję z wykorzystaniem indywidualnych indeksów cen, na ceny stałe. Zmiany cen nie były wówczas tak silne, jak obserwuje się obecnie w Polsce. Ceny stają się centrum zainteresowania. Jak badać ich zmiany i wpływ tych zmian na funkcjonowanie przedsiębiorstwa — to pytanie, na które odpowiedź znaleźć można w stosowaniu metod statystyczno-ekonometrycznych.

Prezentowany niżej przykład empiryczny ilustruje omawiany problem — ujmowania zmian cen w ekonometrycznym modelowaniu produkcji. Badanie dotyczyło przedsiębiorstwa przemysłu elektromaszynowego. O konieczności ujmowania zmian cen świadczy analiza dynamiki:

— wartości produkcji w cenach bieżących, mierzona indeksem wartości produkcji I_w ,

- wartości produkcji w cenach stałych, mierzona indeksem produkcji w jednostkach fizycznych I_q ,
- cen realizacji, mierzona indeksem cen I_c .

Prowadzona w przedsiębiorstwie sprawozdawczość umożliwia obliczenie tych indeksów według następujących wzorów i formuł standaryzacyjnych:

$$I_w = \frac{\sum_j p_{jt} q_{jt}}{\sum_j p_{j0} q_{j0}} \quad (5)$$

$$L_q^I = \frac{\sum_j p_{j0} q_{jt}}{\sum_j p_{j0} q_{j0}} \quad (6)$$

$$P_c^I = \frac{\sum_j p_{jt} q_{jt}}{\sum_j p_{j0} q_{jt}} \quad (7)$$

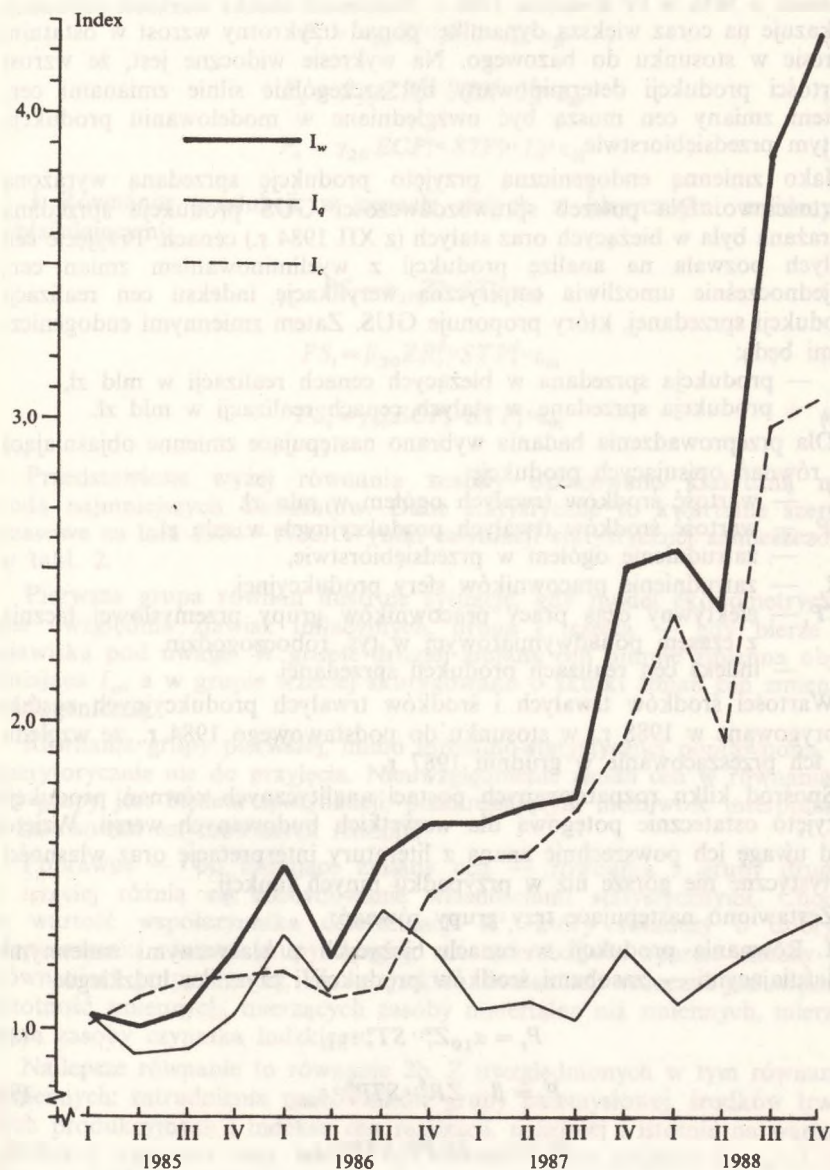
W tabl. 1 przedstawione są powyższe indeksy obliczone dla danych kwartalnych za lata 1985—1988. Za okres podstawowy ($t=0$) dla cen, przyjęto grudzień 1984 r. Wykres ilustruje dynamikę wartości produkcji, ilości i cen graficznie.

TABL. 1. INDEKSY DLA DANYCH KWARTALNYCH

Lata Kwartały	Indeks wartości produkcji sprze- danej I_w	Indeks masy fizycznej L_q^I	Indeks cen realizacji P_c^I
1985 I	1,0445	1,0445	1,0000
II	1,0049	0,9084	1,1061
III	1,0635	0,9231	1,1520
IV	1,2377	1,0532	1,1752
1986 I	1,5453	1,3055	1,1841
II	1,2351	1,1139	1,1088
III	1,5740	1,3908	1,1317
IV	1,6688	1,2489	1,3362
1987 I	1,6607	1,0664	1,5573
II	1,7178	1,0910	1,5746
III	1,7530	1,0340	1,6953
IV	2,5124	1,2887	1,9496
1988 I	2,5738	1,0919	2,3571
II	2,3674	1,1999	1,9731
III	3,8536	1,2951	2,9754
IV	4,2634	1,3606	3,0659

Źródło: opracowanie własne.

**Wykres DYNAMIKA WARTOŚCI PRODUKCJI (I_w) MASY FIZYCZNEJ (I_q)
I CEN REALIZACJI (I_c)**



Zwraca uwagę silna dynamika cen realizacji — trzykrotny wzrost w IV kwartale 1988 r., w stosunku do IV kwartału 1984 r. Indeks masy fizycznej wykazuje mniej regularne i niewielkie zmiany: od spadku o 9% w 1985 r. do wzrostu o 36% w IV kwartale 1988 r. Natomiast indeks wartości produkcji wskazuje na coraz większą dynamikę: ponad trzykrotny wzrost w ostatnim okresie w stosunku do bazowego. Na wykresie widoczne jest, że wzrost wartości produkcji determinowany był szczególnie silnie zmianami cen. Zatem zmiany cen muszą być uwzględniane w modelowaniu produkcji, w tym przedsiębiorstwie.

Jako zmienną endogeniczną przyjęto produkcję sprzedaną wyrażoną wartościowo. Dla potrzeb sprawozdawczości GUS produkcja sprzedana wyrażana była w bieżących oraz stałych (z XII 1984 r.) cenach. Przyjęcie cen stałych pozwala na analizę produkcji z wyeliminowaniem zmian cen, a jednocześnie umożliwia empiryczną weryfikację indeksu cen realizacji produkcji sprzedanej, który proponuje GUS. Zatem zmiennymi endogenicznymi będą:

P_t — produkcja sprzedana w bieżących cenach realizacji w mld zł,

PS_t — produkcja sprzedana w stałych cenach realizacji w mld zł.

Dla przeprowadzenia badania wybrano następujące zmienne objaśniające do równań opisujących produkcję:

ST_t — wartość środków trwałych ogółem w mln zł,

STP_t — wartość środków trwałych produkcyjnych w mln zł,

Z_t — zatrudnienie ogółem w przedsiębiorstwie,

ZR_t — zatrudnienie pracowników sfery produkcyjnej,

ECP_t — efektywny czas pracy pracowników grupy przemysłowej łącznie z czasem ponadwymiarowym w tys. roboczogodzin,

I_{ct} — indeks cen realizacji produkcji sprzedanej.

Wartości środków trwałych i środków trwałych produkcyjnych zostały skorygowane w 1988 r., w stosunku do podstawowego 1984 r., ze względu na ich przeszacowanie w grudniu 1987 r.

Spośród kilku rozpatrywanych postaci analitycznych równań produkcji przyjęto ostatecznie potęgową dla wszystkich budowanych wersji. Wzięto pod uwagę ich powszechnie znaną z literatury interpretację oraz własności statystyczne nie gorsze niż w przypadku innych funkcji.

Zestawiono następujące trzy grupy równań:

1. Równania produkcji w cenach bieżących z klasycznymi zmiennymi objaśniającymi — zasobami środków produkcji i czynnika ludzkiego:

$$P_t = \alpha_{10} Z_t^{\alpha_{11}} ST_t^{\alpha_{12}} \varepsilon_{1t} \quad (8)$$

$$P_t = \beta_{10} ZR_t^{\beta_{11}} STP_t^{\beta_{12}} \varepsilon_{2t} \quad (9)$$

$$P_t = \gamma_{10} ECP_t^{\gamma_{11}} STP_t^{\gamma_{12}} \varepsilon_{3t} \quad (10)$$

2. Równania produkcji w cenach bieżących z dołączoną zmienną — indeksem cen realizacji produkcji sprzedanej:

$$P_t = \alpha_{20} Z_t^{\alpha_{21}} ST_t^{\alpha_{22}} I_{ct}^{\alpha_{23}} \varepsilon_{3t} \quad (11)$$

$$P_t = \beta_{20} ZR_t^{\beta_{21}} ST_t^{\beta_{22}} I_{ct}^{\beta_{23}} \varepsilon_{4t} \quad (12)$$

$$P_t = \gamma_{20} ECP_t^{\gamma_{21}} ST_t^{\gamma_{22}} I_{ct}^{\gamma_{23}} \varepsilon_{5t} \quad (13)$$

3. Równania produkcji w cenach stałych z klasycznymi zmiennymi objaśniającymi:

$$PS_t = \alpha_{30} Z_t^{\alpha_{31}} ST_t^{\alpha_{32}} \varepsilon_{7t} \quad (14)$$

$$PS_t = \beta_{30} ZR_t^{\beta_{31}} ST_t^{\beta_{32}} \varepsilon_{8t} \quad (15)$$

$$PS_t = \gamma_{30} ECP_t^{\gamma_{31}} ST_t^{\gamma_{32}} \varepsilon_{9t} \quad (16)$$

Przedstawione wyżej równania zostały oszacowane klasyczną metodą najmniejszych kwadratów. Dane statystyczne to kwartalne szeregi czasowe za lata 1984—1988. Wyniki estymacji statystycznej zamieszczono w tabl. 2.

Pierwsza grupa równań ilustruje sytuację, gdy model ekonometryczny nie uwzględnia zjawisk inflacyjnych, druga i trzecia — gdy bierze te zjawiska pod uwagę. W grupie drugiej zmiany cen ujmuje zmienna objaśniająca I_{ct} , a w grupie trzeciej skorygowano o skutki zmian cen zmienną endogeniczną.

Równania grupy pierwszej, mimo formalno-statystycznej poprawności, są merytorycznie nie do przyjęcia. Nieuwzględnienie zmian cen w równaniach tej grupy jest błędem specyfikacji, przekreślającym możliwość interpretacji i zastosowań estymowanych równań.

Poprawne — bo ujmujące zmiany cen — równania z grupy drugiej i trzeciej różnią się zdecydowanie własnościami statystycznymi. Chodzi o wartość współczynnika determinacji R^2 , który świadczy o dobrym dopasowaniu równań grupy drugiej, zaś uniemożliwia oparcie analizy na równaniach grupy trzeciej. We wszystkich równaniach widoczna jest większa istotność zmiennych, mierzących zasoby materialne niż zmiennych, mierzących zasoby czynnika ludzkiego.

Najlepsze równanie to równanie 2b. Z uwzględnionych w tym równaniu zmiennych: zatrudnienia pracowników grupy przemysłowej, środków trwałych produkcyjnych i indeksu cen realizacji, najsilniej i istotnie na wartość produkcji wpływały ceny. Istotny był również wpływ majątku ($t > t_{\alpha} = 1,746$ dla $\alpha = 0,05$ i prawostronnym obszarze krytycznym), natomiast nikły

TABL. 2. WYNIKI ESTYMACJI STATYSTYCZNEJ

Grupa	Charakterystyki statystyczne równań*		Oceny parametrów strukturalnych i statystyka <i>t</i> -Studenta						
	$R^2(w\%)$ d	S_e^2 $V_e(w\%)$	wyraz wolny	zmienne					
				Z_t	ZR_t	ECP_t	ST_t	STP_t	I_a
1a	89,2	0,022	-3,12	-2,42	—	—	3,68	—	—
	1,97	2,2	(0,47)	(2,7)			(12)		
b	77,9	0,055	-8,34	—	0,913	—	—	1,47	—
	0,9	9,5	(1,0)		(0,7)			(6,1)	
c	88,0	0,045	4,91	—	—	-1,38	—	1,59	—
	1,48	3,2	(1,3)			(2,1)		(8,7)	
2a	93,4	0,017	1,04	-0,68	—	—	1,42	—	0,745
	1,48	2,0	(0,2)	(0,6)			(1,4)		(2,4)
b	93,9	0,016	3,42	—	0,094	—	—	0,383	0,938
	1,45	1,9	(0,7)		(0,1)			(1,8)	(6,7)
c	94,0	0,016	4,92	—	—	-0,21	—	0,437	0,905
	1,52	1,9	(2,1)			(0,5)		(1,9)	(5,7)
3a	27,0	0,017	2,44	-0,08	—	—	0,626	—	—
	1,48	2,0	(0,4)	(0,1)			(2,5)		
b	34,0	0,015	4,185	—	0,041	—	—	0,31	—
	1,48	2,0	(1,0)		(0,1)			(2,5)	
c	34,0	0,015	4,91	—	—	-0,08	—	0,316	—
	1,5	1,9	(2,2)			(0,2)		(2,9)	

* Liczone dla postaci zlogarytmowanej, gdzie R^2 — współczynnik determinacji, d — statystyka Durбина-Watsona, Se^2 — wariancja składnika resztowego, V_e — współczynnik zmienności losowej.

Źródło: obliczenia własne.

i nieistotny wpływ zatrudnienia. Równanie to służyć może jako narzędzie analizy ekonomicznej w przedsiębiorstwie oraz do sporządzania prognoz wartości produkcji.

Należy zauważyć, że z uwagi na postać potęgową szacowanych relacji, bliska jedności ($b_{29}=0,938$) elastyczność wartości produkcji względem indeksu cen sprawia, że oceny parametrów strukturalnych modeli 2b i 3b oraz 2c i 3c są podobne.

Powstaje pytanie — dlaczego wpływ cen lepiej jest uwzględniać w modelach produkcji, jako zmienną objaśniającą, niż eliminować go ze zmiennej endogenicznej? Odpowiedzi na to można szukać w analogicznej kwestii, jaka powstała dość dawno przy wyborze metod estymacji składników szeregu czasowego. Chodziło o rozstrzygnięcie, czy korzystniej-

sze byłoby usunięcie z szeregu jednego ze składników (np. trendu) i szacowanie wahań sezonowych w oparciu o dane oczyszczone z trendu, czy też jednocześnie szacowanie obu składowych, poprzez odpowiednią rozbudowę modelu szeregu czasowego. Za właściwsze uznano drugie rozwiązanie, gdyż każda eliminacja zniekształca strukturę szeregu, usuwając przy okazji inne składowe [5 s. 101]. Ponieważ dotychczas nie ma idealnych metod eliminacji, stąd pierwsze podejście budzi wątpliwość. Potwierdzają to badania gęstości widmowych szeregów czasowych pierwotnych i oczyszczonych z trendu bądź z sezonowości. Korygowanie wartości produkcji indeksem cen trzeba traktować, jako usuwanie niepożądanych elementów.

Podsumowując, przeprowadzone rozważania i badania należy szczególnie mocno podkreślić konieczność uwzględniania w modelowaniu ekonometrycznym, dotyczącym lat osiemdziesiątych, efektów inflacyjnych. W przypadku wielkości wyrażonych wartościowo będą to głównie zmiany cen. Nieuwzględnianie tych zjawisk jest poważnym błędem specyfikacji. Dlatego żałować należy zaniechania od 1989 r. przez GUS wyznaczania indeksu cen realizacji na poziomie przedsiębiorstw. Należałoby zweryfikować przydatność branżowych indeksów cen realizacji do badań w skali przedsiębiorstwa.

Z proponowanych dwóch sposobów ujmowania zmian cen w modelowaniu produkcji, lepszym okazał się sposób 1, polegający na wprowadzaniu do zbioru zmiennych objaśniających indeksu cen. Otrzymana w ten sposób funkcja produkcji jest poprawna, a ponieważ produkcja wyrażona jest w cenach bieżących, może bezpośrednio znaleźć zastosowanie w analizach dokonywanych w przedsiębiorstwie.

LITERATURA

- [1] Chmiel J.: *Analiza procesów produkcyjnych za pomocą funkcji produkcji typu Cobba-Douglasa*, PWN, Warszawa 1983.
- [2] Pawłowski Z.: *Ekonometryczna analiza procesu produkcyjnego*, PWN, Warszawa 1976.
- [3] Walters A. A.: *Production and Cost Functions, An Econometric Survey*, „Econometrica”, nr 1 1963.
- [4] Witek M.: *O porównywalności danych statystycznych wykorzystywanych w ekonometrycznej analizie kosztów*, w pracy *Jakość danych w systemach informacyjnych* — SPIS'87 GUS Warszawa 1987.
- [5] Zieliński Z.: *Ekonometryczne metody analizy wahań sezonowych*, ZN PS nr 112, Szczecin 1969.
- [6] Zarządzenie nr 38 Prezesa GUS z dnia 12 IX 1985 r. wraz z załącznikami.

O dokładności i precyzji indeksów cen konsumpcyjnych

Publikowane informacje o cenach konsumpcyjnych, takie jak: indeksy cen detalicznych oraz wskaźniki kosztów utrzymania, obarczone są różnego rodzaju błędami. Dotyczy to zresztą także innych indeksów cen, które dyskutowane są na tym seminarium. Uwagę moją skoncentruję jednak na problematyce indeksów cen konsumpcyjnych, którą zajmowałem się przez pewien okres.

Metodom oceny i kontroli dokładności oficjalnych indeksów cen konsumpcyjnych poświęca się w ostatnim okresie coraz więcej uwagi. Problemy te były dyskutowane na międzynarodowym seminarium poświęconym indeksom cen konsumpcyjnych, które odbyło się w Genewie w 1986 r. [16]. We wrześniu 1987 r. na 46 sesji Międzynarodowego Instytutu Statystycznego w jednej z sekcji dyskutowano nad metodologicznymi problemami badania indeksów cen [2, 7, 22], ale głównie skoncentrowano się na metodach oceny i kontroli dokładności oficjalnych indeksów cen konsumpcyjnych. W listopadzie 1987 r. na XIV Międzynarodowej Konferencji Statystyków Pracy w Genewie wydano kolejne międzynarodowe zalecenia w sprawie obliczania indeksów cen konsumpcyjnych [13], w których wiele miejsca poświęcono problematyce dokładności obliczanych indeksów cen.

Problematykę dokładności indeksów cen konsumpcyjnych należy zaliczyć raczej do zaniedbanej i niedostatecznie zbadanej dziedziny. Każdy wie, że indeks cen konsumpcyjnych jest agregatem opartym na różnego rodzaju próbkach, a w rzeczywistości nikt nie wie o jego dokładności. Urzędy statystyczne publikują indeksy cen konsumpcyjnych, lecz bez wskazania stopnia ich dokładności.

Zagadnienie jest tym bardziej godne uwagi, gdyż problem dokładności indeksów cen został dostrzeżony już ponad sto lat temu. W 1888 r. F.Y. Edgeworth [12] przedstawił swoje drugie memorandum Brytyjskiemu Stowarzyszeniu Postępu Nauki (British Association for the Advancement of Science), w którym obszerną część poświęcił dokładności indeksów cen, w oparciu o wzory matematyczne, przystosowane do publikowanych danych, przy użyciu metody zbliżonej do metody Monte Carlo, w celu empirycznego zilustrowania na wynikach proponowanych wzorów. Jego pojęciowa konstrukcja jest prosta i pouczająca. Jakikolwiek oficjalny indeks cen konsumpcyjnych (typu Laspeyresa) jest w zasadzie średnią ważoną względnych cen określonej liczby artykułów (towarów i usług). Mamy próbkę artykułów, względnych cen i wag, które podlegają błędom. W konkluzji Edgeworth stwierdza, że błąd indeksu cen zależy od określonego sposobu wybo-

ru artykułów do obserwacji cen. Błędny wynik jest tym większy, im większa niedokładność w danych wagach i cenach. Błędny wynik jest także tym większy, im większa nierówność wag i większa nierówność w poziomie cen. W końcu stwierdza, że wynik jest bardziej dokładny, im większa liczba danych i mniejsza liczba pominiętych artykułów. Zaleca on, aby zwracać większą uwagę na ceny niż na wagi. Wydawałoby się, że ten prosty model Edgewortha z biegiem czasu zostanie rozpracowany, np. przez dekompozycję jego błędów według źródeł, przez zastosowanie teoretycznych rozważań losowania, a najważniejsze, przez zastąpienie empirycznych ocen hipotezami, odnośnie wielkości błędów. Jednakże to nie nastąpiło. Studiując literaturę tego przedmiotu można znaleźć jedynie rozproszone pozycje, głównie o charakterze teoretycznym [por. np.: 1, 4, 5, 6, 8, 24, 25].

Pewne ożywienie w tej dziedzinie można zaobserwować w latach osiemdziesiątych [por. np. 2, 3, 7, 9, 10, 14, 16, 17, 18, 19]. W Polsce także podjęto prace w tym kierunku. Już w 1981 r. wskazywano na potrzebę oceny precyzji wskaźników kosztów utrzymania [19], nakreślając kierunki prac w tym zakresie. W 1983 r. Cz. Bracha [9] przedstawił propozycję szacowania indeksu kosztów utrzymania i jego precyzji, a w następnym roku pogłębił tę problematykę [10, 11]. W 1986 r. A. Jankiewicz-Siwiek [15] w swojej rozprawie doktorskiej przedstawiła pewne propozycje szacowania precyzji indeksów kosztów utrzymania. Wprawdzie te propozycje nie znajdują praktycznego zastosowania, to jednak należy je uznać za znaczące osiągnięcia badawcze. Należy żywić nadzieję, że obecne seminarium przyczyni się do dalszego postępu prac w tej dziedzinie i zainteresuje tymi problemami zarówno teoretyków, jak i praktyków, zajmujących się problematyką indeksów cen konsumpcyjnych.

BŁĘDY W INDEKSACH CEN KONSUMPCYJNYCH

Ogólny błąd indeksu cen konsumpcyjnych wynika z błędów losowych i nielosowych, występujących zarówno w indeksach cen jak i wagach. Wielkość błędu zależna jest od korelacji, która powstaje w czasie między zmianami cen i wag oraz błędów z nich wynikających. Ponieważ w praktyce wykorzystuje się raczej „reprezentantów” niż próbki losowe cen, a także wykorzystuje się, dla oszacowania wag, różnego rodzaju dane pochodzące z próbek i sprawozdawczości, które uniemożliwiają ocenę błędów na gruncie statystycznej teorii badań reprezentacyjnych. Rozważania te mogą jednakże dostarczyć pewnych wskazówek odnośnie redukcji błędów.

Przeanalizujmy indeks cen typu Laspeyresa, określony następująco [1]:

$$I = \sum W_j I_j \quad (1)$$

gdzie: W_j — oznacza wagę j -tego agregatu elementarnego,
 I_j — indeks j -tego agregatu elementarnego,
 $j = 1, 2, \dots, N$ (N — liczba agregatów elementarnych).

Wielkości W_j oraz I_j nie są znane i szacuje się je na podstawie dostępnych źródeł danych statystycznych i specjalnych badań. Szacowane są więc wielkości $\hat{W}_j$ oraz $\hat{I}_j$, które umożliwiają obliczanie ogólnego indeksu cen I , tj.:

$$\hat{I} = \sum \hat{W}_j \hat{I}_j \quad (2)$$

Wielkości $\hat{W}_j$ i $\hat{I}_j$ obciążone są różnego rodzaju błędami, w wyniku których obliczany indeks cen $\hat{I}$ nie jest dokładny.

Rozważmy najpierw $\hat{I}_j$, który możemy zapisać następująco:

$$\hat{I}_j = \hat{I}_j - I_j + I_j - I + I = e_j + D_j + I \quad (3)$$

gdzie: $e_j = \hat{I}_j - I_j$ — jest błędem w ocenie I_j ,

$D_j = \hat{I}_j - I$ — odchylenie indeksu elementarnego agregatu j od indeksu I .

Analizując wagi, tj. $\hat{W}_j$, możemy zapisać:

$$\hat{W}_j = W_j + w_j$$

gdzie: w_j oznacza błąd w oszacowaniu wagi j .

Ponieważ $\sum W_j = \sum w_j = 1$, więc błędy w wagach dodają się i wynoszą zero, tj. $\sum w_j = 0$.

Tak więc, $\hat{I} = \sum (I + D_j + e_j) \cdot (W_j + w_j) = I + \sum D_j w_j + \sum e_j W_j + \sum e_j w_j$
gdzie: $\sum D_j W_j = 0$.

Ogólny błąd indeksu cen wynosi więc:

$B = (\hat{I} - I)$, który po rozwinięciu prawej strony przyjmuje postać: $B = \sum D_j w_j + \sum e_j W_j + \sum e_j w_j$ (4)

Na podstawie powyższego wzoru można wnioskować, że wpływ błędu wagi w_j jest tym większy im bardziej jego indeks agregatu elementarnego j , tj. I_j , różni się od I , tzn. $D_j w_j$ jest znaczny, gdy D_j jest duże. Wpływ błędu w indeksie agregatu elementarnego zależy od jego wagi: $e_j W_j$ jest tym większe im waga, tj. W_j , jest większa.

Z definicji wariancji i kowariancji wynika:

$$I = \sum I_j W_j = N \cdot R_{Iw} S_I S_w + 1/N \sum I_j$$

oraz $\hat{I} = \sum \hat{I}_j \hat{W}_j = N \cdot R_{\hat{I}\hat{W}} S_{\hat{I}} S_{\hat{W}} + 1/N \sum \hat{I}_j$

Jeśli przyjmiemy $R_{i_w} = R_{i_w} = R$, wtedy błąd ogólny indeksu cen wynosi:

$$B = \hat{I} - I = 1/N \sum e_j + NR \cdot (S_i S_w - S_i S_w)$$

lecz

$$S_i^2 = 1/N \sum I_j^2 - 1/N^2 (\sum I_j)^2 = S_i^2 + 2S_{ie} + S_e^2$$

Jeśli I_j i e_j nie są skorelowane, wtedy:

$$S_i^2 \approx S_i^2 + S_e^2$$

a gdy W_j i w_j nie są skorelowane, wtedy:

$$S_w^2 = S_w^2 + S_w^2, \text{ tak więc:}$$

$$S_i^2 S_w^2 = S_i^2 S_w^2 \left(1 + \frac{S_w^2}{S_w^2} + \frac{S_e^2}{S_i^2} + \frac{S_e^2 S_w^2}{S_i^2 S_w^2} \right)$$

$$B = 1/N \sum e_j + NR \cdot S_w S_i \left\{ \sqrt{1 + \frac{S_w^2}{S_w^2} + \frac{S_e^2}{S_i^2} + \left(\frac{S_e S_w}{S_i S_w} \right)^2} - 1 \right\} \quad (5)$$

Z danych powyższego wzoru wynika, że ujemna korelacja między indeksami agregatów elementarnych a ich wagami będzie powodowała redukcję ogólnego błędu indeksu cen, a jego wzrost korelacja dodatnia. Ponieważ w praktyce zarówno jedna, jak i druga korelacja może wystąpić, więc można stąd wyciągnąć wniosek, że rozsądną strategią minimalizacji błędu jest redukcja dyspersji wag, a tym samym i korelacji. Oznacza to, że wagi powinny być w przybliżeniu równe. Jeśli wszystkie wagi są równe $1/N$, wtedy S_w i R są równe zero.

Z wzorów (4) i (5) nie wynika jasno w jaki sposób na ogólny błąd indeksu oddziałuje wzrost N . Jasne jest, że błędy w wagach wzrosną gwałtownie, gdy N będzie bardzo duże. Natomiast błędy w indeksach cen agregatów elementarnych będą malały wraz ze wzrostem N , gdy dalszy podział wag spowoduje wzrost jednorodności ze względu na ruch cen w ich agregatach elementarnych, w porównaniu z poprzednim podziałem. Jednakże wydaje się, że istnieje granica takiego pożądanego podziału na agregaty elementarne. Biorąc pod uwagę praktykę międzynarodową można wnioskować, że nie warto dzielić więcej niż na trzysta agregatów elementarnych.

Błędy w indeksach cen agregatów elementarnych

Indeks cen agregatu elementarnego I_j można zapisać w takiej samej postaci, jak indeks ogólny, tj.:

$$I_j = \sum_i w_{ij} I_{ij}$$

jednakże w praktyce wagi w_{ij} nie są znane i indeksy I_j estymowane są z próbki cen obserwowanych reprezentantów:

$$I_j = 1/n_j \sum P_{it}/P_{oi} \text{ lub } \frac{1/n_j \sum P_{it}}{1/n_j \sum P_{oi}}$$

Z definicji na wariancje i kowariancje oraz oznaczając przez r_{ij} cenę względną, tj.:

$$r_{ij} = \frac{P_{itj}}{P_{oitj}}$$

otrzymamy:

$$I_j = 1/n_j \sum_i^{n_j} r_{ij} = \sum_i^{n_j} w_{ij} r_{ij} - n_j R_{wr} S_r S_w$$

Tak więc, jeśli występuje korelacja między cenami względnymi a nieznanymi wagami, wtedy prosta przeciętna cen względnych daje obciążony estymator żadanego indeksu ($I_j = w_{ij} r_{ij}$). Obciążenie nie jest zredukowane przez przypadkowy wzrost liczebności próbki, tj. liczby reprezentantów w danej grupie. Usunięcie obciążenia wymaga albo znalezienia wag, albo losowego wyboru reprezentantów. Ponieważ powszechną praktyką jest wybór cen w każdym punkcie sprzedaży dla wielu pozycji, to jest mało prawdopodobne, aby jakiegokolwiek powstałe obciążenia zostały usunięte tylko przez przypadkowy wybór reprezentantów danego agregatu.

Błędy w praktyce

Należy zauważyć, że w praktyce może być niewielkie zainteresowanie pomiarem zmian cen w stosunku do okresu podstawowego. W większości przypadków wskaźnik cen konsumpcyjnych będzie wykorzystany do pomiaru zmian cen między punktami w czasie, następującym po okresie podstawowym. Zmiana cen między okresami $t=1$ i $t=2$ będzie wprowadzona z ilorazu wskaźnika cen konsumpcyjnych, dla okresu „2” do okresu „1”, tj.:

$$I_{2/1} = I_{2/0} : I_{1/0}$$

Obliczenie to można zapisać następująco:

$$I_{2/1} = \sum W_{j0} I_{j2/0} : \sum W_{j0} I_{j1/0} = \sum W_{j1/0} I_{j2/0} : I_{j1/0}$$

gdzie: $W_{j0} = \frac{P_{j0} Q_{j0}}{\sum P_{j0} Q_{j0}}$ oraz $W_{j1/0} = \frac{P_{j1} Q_{j0}}{\sum P_{j1} Q_{j0}}$

tj. $W_{j1/0}$ są wagami okresu podstawowego w cenach okresu „1”.

Błąd w indeksie $I_{2/1}$, mierzącym zmiany cen między okresami „1” i „2”, zależy od korelacji między zmianami cen w indeksach agregatów elementarnych w okresach „1” i „2”, estymowanych jako $I_{j2/0} : I_{j1/0}$ oraz przeważone wagami $W_{j1/0}$. Ta korelacja będzie mała, jeśli wagi będą w przybliżeniu równe, a wtedy to wystąpi, gdy wagi okresu podstawowego W_{j0} były w przybliżeniu równe. Widać więc, że strategia przyjmowania w przybliżeniu równych wag pozostaje dalej słuszną.

Można więc podać, jako ogólną zasadę, że **duże wagi agregatów elementarnych powinny być, jeśli to tylko możliwe, podzielone**, gdy przypuszcza się, że indeksy agregatów elementarnych będą podlegały względnie dużym błędom, tj. gdy występuje duża dyspersja w ruchu cen komponentów agregatów elementarnych.

KLASYFIKACJA BŁĘDÓW WYSTĘPUJĄCYCH PRZY OCENIE INDEKSU CEN KONSUMPCYJNYCH

Błędy występujące w ocenie indeksu cen konsumpcyjnych są ściśle związane ze złożonością metod stosowanych przy jego budowie. **Wagi szacowane są zwykle z badań budżetów gospodarstw domowych, sprawozdawczości statystycznej i innych źródeł**, a niekiedy wykorzystuje się dodatkowe szacunki. Schematy losowania w badaniach budżetów rodzinnych są zwykle dość złożone, kilkustopniowe, w których pewien odsetek gospodarstw domowych nie podejmuje badań, a dla niektórych pozycji (np. dla wydatków na napoje alkoholowe, wyroby tytoniowe, żywienie zbiorowe) błąd odpowiedzi jest dość znaczny. Do oceny wag niezbędne są więc pewne szacunki, korygujące powstałe obciążenia. Szacunki te wprowadzają również pewne błędy. Potrzeba oceny dokładności wag staje się więc niezbędna. Ocena indeksów cen może wprowadzić pewien stopień błędów. Dobór reprezentantów-towarów i usług w danym agregacie elementarnym jest zwykle dokonywany metodą celową i nie jest znany błąd powstały z tego powodu. Trudno jest określić czy wybrany zestaw reprezentantów w dostatecznym stopniu reprezentuje ruch cen, występujący w całej grupie. Byłby tu wskazany, jak już wspomniano, wybór losowy, ale ze względów praktycznych trudno go zrealizować, na skutek braku odpowiedniego operatu losowania. Obserwacja cen może wprowadzić dodatkowe błędy związane z identyfikacją badanych artykułów, substytucją, zmianą jakości towarów i ich dostępnością na rynku. Podaję tylko ważniejsze źródła błędów, które wskazują na możliwość wystąpienia błędów w obliczanych indeksach cen konsumpcyjnych.

Klasyfikacji błędów, występujących przy obliczeniach indeksów cen konsumpcyjnych, dokonać można w różny sposób. Ogólnie błędy te podzielić można, tak jak w innych badaniach statystycznych, na błędy losowe i błędy nielosowe, a następnie każdą z tych grup podzielić na bardziej szczegółowe klasy, zgodnie z przyjętym kryterium.

Na początku wydaje się użyteczne przyjęcie modelu średniego błędu kwadratowego, tj.:

$$MSE(I) = V + B^2 \quad (6)$$

gdzie: V — oznacza wariancję błędów zmiennych,
 B^2 — kwadrat obciążenia indeksu.

Błędy zmienne podzielić można na:

- 1) błędy losowe,
- 2) błędy ankietera lub zbierającego dane o cenach,
- 3) błędy wyboru reprezentantów (towarów i usług),
- 4) błędy okresów zbierania danych.

Ogólnie można stwierdzić, że błędy zmienne spowodowane są czynnikami przypadkowymi, okazjowymi, których powtórzenie w innym układzie da inne wyniki badania. Na przykład, z konkretnie wylosowanej próbki uzyskano określone wyniki. Gdyby wylosowano inną próbkę, wtedy wyniki byłyby inne. Wybrany zespół ankierów do badań budżetów gospodarstw domowych lub badań cen wpływa w pewien sposób na wynik badania. Gdyby wybrano inny zespół osób, zbierających badania o takim samym przygotowaniu zawodowym, wtedy uzyskano by dla tej samej próbki inne wyniki. Wybrano określony zestaw reprezentantów towarów i usług do badania cen. Gdyby niezależny zespół osób wybrał nowy zestaw reprezentantów, wtedy wyniki badania cen byłyby inne, a w konsekwencji uzyskano by inną ocenę indeksu cen konsumpcyjnych. Stąd wynika, że błędy te ulegają zmianie, a miarą ich zmienności jest wariancja: losowa, ankietera, wyboru reprezentantów, wyboru okresów badania itd. Występują również interakcje między różnymi czynnikami, które są mierzone przez ich kowariancję. Te wariancje błędów zmiennych mierzą pewnego rodzaju „precyzję” indeksu cen. Słowo „precyzja” zostało ujęte w cudzysłów, gdyż zwykle odnosi się ono do oceny parametrów na podstawie próbki wybranej, na gruncie rachunku prawdopodobieństwa. Wydaje się, że można by je rozszerzyć również na pomiar błędów zmiennych.

Obciążenie indeksu cen spowodowane jest, jak już zaznaczono, zespołem różnych czynników, które powodują, że uzyskane wyniki systematycznie różnią się od wielkości prawdziwej. Mogą to być błędy spowodowane: **wadami operatu losowania**, z którego próbka jest wybierana, **nieuzyskaniem informacji w czasie badania** (z różnych przyczyn), **uzyskaniem niepoprawnej odpowiedzi**, **niedokładnością korekty**, **wybraniem niewłaściwej formuły** (np. Laspeyresa zamiast Paasche'ego) itd. Nie jest to oczywiście wyczerpujące wyszczególnienie różnego rodzaju błędów, które mogą wystąpić, przy obliczaniu indeksu cen konsumpcyjnych.

Model MSE powinien uwzględnić oceny wszystkich typów błędów i złożoność konstrukcji indeksu. Obecnie nie potrafimy jeszcze zbadać wszystkich składników błędów. Można jednak rozwinąć częściowe mierniki,

w których uwzględnili się pojedyncze źródła błędów. Takie pomiary są często możliwe do otrzymania drogą sztucznych eksperymentów i wprowadzeniu ograniczających hipotez. Niemniej jednak są one bardzo użyteczne i powinny być w przyszłości dalej rozwijane nawet wtedy, gdy będą tylko przybliżonymi pomiarami oceny błędów. Niektóre z tych częściowych pomiarów błędów były już badane, a przynajmniej teoretycznie. W szczególności błędy losowe były badane przez Bowleya [8], Benerjee [4, 5 i 6], Balka i Kerstena [3], Hansena i Lucasa [14], Koopa [18] i Wilkersona [25]. Niektóre zagadnienia oceny błędów były prezentowane na 46 sesji Międzynarodowego Instytutu Statystycznego [2, 7 i 23]. Niewiele prac poświęcono ocenie obciążenia indeksów cen konsumpcyjnych [por. Norwood 23]. Ostatnio Kersten [17] opublikował interesujący artykuł na temat wpływu błędów w ocenie wag, powstałych na skutek nieuzyskania informacji. Przedstawimy tu próbę oceny doboru reprezentantów na „precyzyj” wskaźnika cen konsumpcyjnych, wykorzystując metodę podpróbek interpenetracyjnych. Dotyczy to jednego rodzaju błędów z grupy błędów zmiennych.

OSZACOWANIE „PRECYZJI” INDEKSU CEN KONSUMPCYJNYCH

Jak już wspomniano, w każdym agregacie elementarnym wybiera się określoną liczbę towarów lub usług, tzw. reprezentantów, których ceny podlegają obserwacji w różnych okresach. Powstaje pytanie — jaką liczbę reprezentantów należy wybrać w każdym agregacie elementarnym, aby uzyskać założoną z góry „precyzyj” indeksu cen? Gdyby reprezentantów losować z każdego agregatu, wtedy problem ten można by rozwiązać na gruncie metody reprezentacyjnej. Jednakże reprezentantów z każdej grupy wybiera się w sposób celowy, do których nie można zastosować klasycznego wnioskowania statystycznego. Taki celowy wybór reprezentantów wprowadza pewnego rodzaju błędy, które zaliczyliśmy do błędów zmiennych. Spróbujmy wprowadzić umowną randomizację do wyboru zestawu reprezentantów, aby można było ocenić „precyzyj” indeksu. Można by ją uzyskać wtedy, gdyby każdy zestaw reprezentantów był dobierany przez niezależne zespoły osób. Założmy, że istnieje k takich zespołów i każdy z nich niezależnie dobiera reprezentantów do każdego agregatu. Jeśli przyjmiemy stały system wag W_j i dla każdego zespołu obliczymy indeks cen według formuły (1), wtedy uzyskamy k następujących indeksów: $I_1, I_2, \dots, I_k$. Na podstawie tego zespołu indeksów cen można obliczyć „precyzyj” indeksu $\bar{I}$, z następującego wzoru:

$$s(\bar{I}) = \frac{1}{k(k-1)} \sum_{s=1}^k (I_s - \bar{I})^2 \quad (7)$$

gdzie: $\bar{I} = \frac{1}{k} \sum_{s=1}^k I_s$

Indeks ten można by zapisać w następującej postaci:

$$\bar{I} \pm s(\bar{I}) \quad (8)$$

Założmy teraz, że określony zestaw reprezentantów został wybrany do badania indeksu cen konsumpcyjnych. Podzielmy ten zestaw losowo na k podzestawów i dla każdego z nich obliczamy indeks I_s . Z uzyskanych w ten sposób k indeksów cen obliczamy odchylenie standardowe indeksu $\bar{I}$ według wzoru (7). Obliczoną w ten sposób ocenę „precyzji” możemy zapisać, jak we wzorze (8). Należy pamiętać, że nie jest to dokładność indeksu, a jedynie próba określenia jego przeciętnej zmienności, na skutek określonego doboru reprezentantów.

Przeanalizujmy skrajny przykład, że $k=2$, tzn. dzielimy losowo dany zestaw reprezentantów na dwie niezależne grupy i dla każdej grupy reprezentantów obliczamy indeksy I_1 i I_2 . Wtedy odchylenie standardowe wynosi:

$$s(\bar{I}) = \frac{|I_1 - I_2|}{2}$$

Stosując metodę symulacji można by w ten sposób określić zależność uzyskanej w ten sposób „precyzji” indeksu od liczby reprezentantów. Analizę taką przeprowadziła w swojej pracy A. Jankiewicz-Siwiek [15]. Wydaje się, że dalej należy prowadzić prace badawcze, które umożliwią ocenę różnych rodzajów błędów występujących w publikowanych indeksach cen.

MOŻLIWOŚĆ REDUKCJI BŁĘDÓW

Z rozważań przeprowadzonych w poprzednich dwóch rozdziałach można uzyskać kilka wskazówek, których przestrzeganie w praktyce może przyczynić się do redukcji błędów.

Zmienności we wpływie błędów

1. Wymagania dokładności w ocenach zarówno wag, jak i zmian cen zmieniają się w zależności od aktualnego kształtowania się cen. Im bardziej cena poszczególnej pozycji różni się od przeciętnego ruchu cen, tym bardziej potrzebne są dokładne oceny zarówno zmian cen, jak i wag. Uwzględniając tę różnorodność należy wtedy zwiększyć liczbę zbieranych cen lub zwiększyć dokładność informacji o wagach. Do tego niezbędna jest elastyczna organizacja zbierania cen.

Redukowanie korelacji

2. Pożądane jest przyjęcie ogólnej zasady, aby zredukować korelacje między indeksami cen a odpowiadającymi im wagami. Chociaż ujemne

korelacje prowadzą do redukcji ogólnego błędu, to jednak często nie ma sposobu rozpoznania — kiedy korelacja będzie dodatnia, a kiedy ujemna. Uniknięcie jakiegokolwiek korelacji uzyskaloby się przez podzielenie ogólnych wydatków objętych indeksem w przybliżeniu na równe części, gdy określa się zestaw podstawowych artykułów, dla których ceny powinny być zbierane.

Redukcja błędów w jednostkowych indeksach cen

3. W celu redukcji błędu w indeksach cen, dla złożonych pozycji, w grupie agregatu elementarnego powinien być podobny ruch cen. To znaczy, że zmienność „zmiany cen” między agregatami elementarnymi powinna być zmaksymalizowana, a wewnątrz agregatów elementarnych — zminimalizowana. Analiza różnorodności zmian cen może pomóc w zidentyfikowaniu odpowiedniego grupowania dla tworzenia agregatów elementarnych.

4. Zwiększenie liczby zbieranych cen nie redukuje błędów w indeksach cen, dla agregatów elementarnych, gdy występuje korelacja między mierzonym ruchem cen i nieznanymi wagami im przepisany. W tej sytuacji wymagane jest ważenie informacji, a nie dodatkowe ceny.

Optymalny wybór reprezentantów

Przy ustalaniu liczby reprezentantów do obserwacji cen powstaje pytanie: **ile reprezentantów należy wybrać w każdym agregacie elementarnym?** Z teorii badań reprezentacyjnych wiadomo, że liczebność próbki w każdej warstwie powinna być proporcjonalna do miernika zmienności danej cechy, tj. do jej odchylenia standardowego, wagi i odwrotnie proporcjonalna do kosztu jednostkowego, tj.

$$n_j \approx \frac{W_j s_j}{\sqrt{c_j}}$$

gdzie: W_j — jest wagą agregatu elementarnego j ,
 s_j — oszacowanym błędem standardowym,
 c_j — kosztem jednostkowym zbierania cen.

W wielu badaniach czynnik kosztu $\sqrt{c_j}$ jest pominięty, gdyż nie różni się on istotnie w poszczególnych warstwach, wtedy $n_j \approx W_j s_j$.

Powstaje pytanie: **czy korzystać z tych wzorów na optymalną lokalizację liczby reprezentantów w agregacie, gdy wiadomo, że nie są one losowane?** Wskazówki płynące z tego wzoru mogą być pomocne przy lokalizacji reprezentantów. Główny Urząd Statystyczny korzystał z tych wskazówek przy lokalizacji liczby reprezentantów na początku lat osiemdziesiątych (zob.: [26, s. 121]).

Niekonieczna jest znajomość błędów, dotyczących wag i indeksów cen, przed postępowaniem według tych strategii. Jest mało prawdopodobne, aby ogólny błąd mógł wzrosnąć, gdy wykorzystano tylko przybliżone oceny składowych błędów. Warto zgłosić następujące uwagi, odnośnie estymacji takich błędów.

1. Zmienności próbki przy zmianach cen mogą być wykorzystane, jako wskazówki odnośnie wariancji błędu, chociaż nie jest to idealne rozwiązanie, gdy wybór reprezentantów nie jest losowy. Wybór dodatkowych reprezentantów obejmujących pozycje, których ceny nie są zbierane regularnie, jest preferowany, jako sposób oszacowania błędu wariancji.

2. Obciążenie w indeksach cen reprezentantów może być badane przez rekonstrukcję indeksów, używając różnych alternatywnych zestawów wag. Zwykle możliwe jest ulepszenie w oparciu o założenie o równych wagach.

3. W przypadku braku pewnych informacji o błędach zarówno indeksów cen, jak i wag, wtedy przybliżone oszacowanie lub rząd wielkości poszczególnych pozycji powinien być wystarczający, aby uzyskać wskazówki, gdzie należy podjąć działanie oraz jakie środki mogą być efektywnie użyte w tych działaniach.

W próbie redukcji błędu ogólnego indeksu nie jest istotne rozwiązanie całego problemu w jednej operacji. Ulepszenia mogą być stopniowe, kolejne dla poszczególnych grup towarów lub regionów kraju.

PROBLEMATYKA DOKŁADNOŚCI W OSTATNIEJ REZOLUCJI MIĘDZYNARODOWEJ W SPRAWIE INDEKSÓW CEN KONSUMPCYJNYCH

Międzynarodowa Konferencja Statystyków Pracy wydaje co pewien okres, przeciętnie raz na dwadzieścia lat, rezolucje, dotyczące zasad badania i obliczania indeksów cen konsumpcyjnych. Ostatnio taka rezolucja została wydana w listopadzie 1987 r. [13], w której uwzględnia się aktualny stan wiedzy w tej dziedzinie badań, a także bogate doświadczenia międzynarodowe. Przyjęcie tej rezolucji w sprawie indeksów cen konsumpcyjnych poprzedziły prace: międzynarodowych grup roboczych, konferencji i seminariów naukowych, poświęconych problematyce badania i analizy indeksów cen konsumpcyjnych. W szczególności wykorzystano tu wyniki międzynarodowego seminarium poświęconego problematyce badania cen konsumpcyjnych, które odbyło się w 1986 r. w Genewie [16]. Na seminarium tym był prezentowany także referat polski [20].

Rezolucja z 1987 r. została omówiona na łamach „Wiadomości Statystycznych” w moim artykule, w odniesieniu do badania indeksów cen konsumpcyjnych w Polsce [21]. Obecnie uwzględnimy tylko te zalecenia rezolucji, które odnoszą się pośrednio lub bezpośrednio do dokładności indeksów cen konsumpcyjnych.

Zakres obliczanego indeksu

Indeks cen konsumpcyjnych powinien odnosić się do wszystkich towarów i usług (włączając import), które badana ludność, w danym okresie zakupiła, otrzymała lub zużyła dla celów nieprodukcyjnych. Nie powinny być opuszczane takie pozycje, jak wydatki na napoje alkoholowe, wyroby tytoniowe lub inne pozycje, które mogą być uważane za nieistotne lub niepożądane. Do indeksu nie powinny być włączane podatki od uzyskanego dochodu, oszczędności, ubezpieczenia na życie i wpłaty na fundusz emerytalny. Nieuwzględnienie w obliczeniach indeksu pewnej grupy towarów lub usług wpłynie na dokładność obliczanych indeksów.

Tworzenie agregatów elementarnych

Dokładność obliczeń indeksu cen zależy również od przestrzegania zasad tworzenia tzw. **agregatów elementarnych**, tj. najmniejszych grup w systemie wag, obejmujących jednorodne towary lub usługi. Przy tworzeniu agregatów elementarnych powinny być przestrzegane następujące zasady:

- 1) w agregacie elementarnym powinny być grupowane towary lub usługi, dla których zakłada się, że mają podobny ruch cen;
- 2) w tym samym agregacie elementarnym nie powinny być grupowane razem towary lub usługi, gdy oczekuje się, że będą na rynku zachowywały się różnie;
- 3) agregaty elementarne powinny być zawsze wyróżnione, gdy tylko dostępne są dla nich wagi (włączając wagi regionalne lub dotyczące tych samych punktów sprzedaży) lub mogą być w pewien sposób oszacowane;
- 4) takie wagi regionalne lub typy punktów sprzedaży powinny być wykorzystane w obliczeniach indeksu nawet wtedy, gdy nie są wymagane oddzielne indeksy częściowe dla poszczególnych regionów lub typów punktów sprzedaży;
- 5) agregaty elementarne powinny być tak opisane, aby dowolny towar lub usługę można było jednoznacznie zaliczyć do odpowiedniego agregatu.

Przestrzeganie powyższych zasad tworzenia agregatów umożliwi uniknięcie błędów pokrycia i zwiększa dokładność obliczeń. Wynika to z ogólnej metodologii badania statystycznego, w której potrzeba warstwowania jednorodnych jednostek i odpowiedniego ich ważenia jest warunkiem podstawowym.

System wag

Zaleca się, aby przed wykorzystaniem danych do konstrukcji systemu wag zostały dane te sprawdzone pod względem jakości, tj. uwzględnienia błędów losowych i nielosowych, w celu upewnienia się, że badanie dostarczyło rzetelnych i reprezentatywnych informacji. Jeśli zajdzie potrzeba, to należy dokonać odpowiednich korekt, wykorzystując dane z innych dostępnych

źródeł. System wag, co pewien czas, powinien być weryfikowany, a szczególnie gdy sytuacja gospodarcza kraju zmienia się istotnie, aby upewnić się, że nie utracił on charakteru reprezentatywności.

Wybór jednostek przy zbieraniu cen

Wybór towarów i usług, których ceny będą podlegały obserwacji (tzw. reprezentantów), a także wybór punktów sprzedaży, w których obserwacja powyższa będzie przeprowadzana, są niezwykle ważne z punktu widzenia jakości danych. Metody wyboru próbki oraz jej liczebności powinny zapewnić dostarczenie żądanych informacji, o odpowiedniej dokładności dla potrzeb indeksów.

Zaleca się stosowanie losowego doboru jednostek, tj. miast, obszarów miejskich i terenowych, jednostek mieszkaniowych, punktów sprzedaży oraz artykułów do obserwacji cen. Dotychczasowa metoda losowego wyboru jednostek stosowana jest głównie w badaniach budżetów gospodarstw domowych, a natomiast w niewielkim stopniu używana jest do wyboru towarów i usług, których ceny podlegają obserwacji. Zaleca się jednak, aby podjąć próby zastosowania metody losowej do wyboru towarów i usług, podlegających obserwacji cen. Łatwe nie jest uzyskanie operatu losowania do takiego wyboru. Należy jednak podjąć próby konstrukcji takich operatów. Mogą to być operaty wielostopniowe, wykorzystujące terytorialny podział kraju, punkty sprzedaży odpowiednio powarstwowane, które można wybrać z określonym prawdopodobieństwem wyboru i w tych wylosowanych punktach przygotować można wykaz towarów i usług do losowania.

Uważa się, że wprowadzenie w życie losowego wyboru próbki powinno być procesem stopniowym. Zastosowanie wyboru losowego można rozpocząć od wyboru jednostek terytorialnych, punktów sprzedaży lub niektórych artykułów. Każdy stopień losowania jednostek jest pewnym wkładem do określenia dokładności indeksów cen. Zastosowanie w praktyce losowego wyboru jednostek w badaniach cen wymaga prowadzenia odpowiednich prac badawczych, które by w późniejszym okresie można było wdrożyć do praktyki statystycznej.

Dokładność danych o cenach

Dokładność indeksu cen zależy w głównej mierze od dokładności danych o cenach, a w mniejszym stopniu od systemu wag. Fakt ten już podkreślał w swoim memorandum Edgeworth, a późniejsze badania w pełni to potwierdziły. Dlatego dołożyć należy wszelkich starań, aby upewnić się, że otrzymane ceny są cenami rzeczywistych transakcji oraz reprezentują dynamikę cen danego elementarnego agregatu. Dotyczy to więc **liczby badanych reprezentantów** w danym agregacie elementarnym, **sposobu ich doboru i obserwacji** w poszczególnych okresach. Każdy z wyżej podanych

składników może mieć istotny wpływ na dokładność obliczanego indeksu cen.

Należy ustalić jasne i niedwuznaczne postępowanie, w przypadku niez uzyskania obserwacji o cenach z jakiegokolwiek przyczyny, włączając niedostępność sezonową, niemożliwość znalezienia ceny danego towaru w wybranym punkcie sprzedaży na skutek chwilowego wyczerpania się zapasów lub jego wycofanie ze sprzedaży, zamknięcia punktu sprzedaży albo odrzucenia obserwacji po jej zweryfikowaniu.

Personel zbierający informację o cenach powinien być starannie przeszkolony i dość dobrze nadzorowany oraz powinien być zaopatrzony w starannie przygotowany podręcznik, wyjaśniający metody postępowania, a które powinny być przestrzegane w czasie badania. Zebrane dane o cenach przez personel terenowy, powinny być sprawdzone ze względu na: porównywalność, substytucję, wielkość zmian cen oraz prawidłowość ich przeliczenia, gdy towary sprzedawane są w opakowaniach o różnych rozmiarach lub różnią się charakterystykami.

Podkreślono, że specyfikacje każdego artykułu, dla którego zbierane są ceny, służą porównywalności między kolejnymi okresami i pomagają w wyborze oraz ocenie substytutów. Specyfikacje te powinny być dość dokładne, dla zidentyfikowania wszystkich charakterystyk potrzebnych do upewnienia się, że w kolejnych okresach badane będą identyczne towary i usługi, w tych samych punktach sprzedaży. Należy zauważyć, że odpowiednie charakterystyki towarów i usług powinny zawierać, na przykład: warunki płatności, warunki dostawy, gwarancje i typ punktu sprzedaży.

Substytucje badanych artykułów będą niezbędne, gdy znikną one z punktów sprzedaży, w których prowadzone są obserwacje. Artykuł, który już nie jest dostępny w dostatecznych ilościach lub normalnych warunkach sprzedaży, może również być uważany za niedostępny. Zaleca się opracowanie jasnych i dokładnych zasad identyfikacji artykułów substytucyjnych. Powinny być ustalone dokładne procedury, określające korekty cen, w przypadku konieczności substytucji. Powinna być również jasno określona odpowiedzialność za taką ocenę. Ocena różnicy w charakterystykach oraz decyzja o tym — w jaki sposób wykorzystać oceny substytutów w obliczeniach indeksów powinny być oparte, w miarę możliwości, na mocnych, empirycznych dowodach, wynikłych z oceny rynku, ze względu na różnicę w charakterystykach między artykułami oryginalnymi a substytutami. Można wiele różnych metod i źródeł danych wykorzystać do takiej oceny rynku. W przypadku braku zadowalającej podstawy dla takiej ceny i dokonania poprawki ze względu na różnice w charakterystykach, należy wtedy dokonać wyboru między założeniem o braku zmiany a założeniem, że różnica w cenie jest po prostu całkowicie odzwierciedlona w różnicy charakterystyk. Przy poprzednim założeniu ocena substytutu powinna być bezpośrednio porównywalna z ceną artykułu zamienionego.

Założenie to można przyjąć tylko wtedy, gdy artykuły są dość podobne. Gdy natomiast przyjmuje się, że cała różnica w cenie jest odzwierciedlona w różnicy charakterystyk, wtedy indeks powinien być tak skonstruowany, aby nawiązywał w szeregu cenę substytutu z ceną artykułu pierwotnego.

- Substytucje, dokonywane z powodu zmniejszenia się reprezentatywności lub zniknięcia artykułu z punktu sprzedaży mogą wymagać, aby został wybrany nowy punkt sprzedaży. Może również okazać się to konieczne, gdy punkt sprzedaży został zlikwidowany. W takich przypadkach powinny być ustalone zasady, aby upewnić się, że personel zbierający ceny dokona poprawnego wyboru nowego punktu sprzedaży, a dokonane korekty, jeśli zajdzie potrzeba, uwzględniają zmianę punktu sprzedaży lub zmianę w typie punktu sprzedaży. Zasady te powinny być zgodne z celami indeksu i ze sposobem, w jaki została określona wybrana próbka do zbierania cen.

- Substytucje będą również konieczne, gdy w większości lub wszystkich punktach sprzedaży, wszystkie artykuły wchodzące do agregatu elementarnego przestaną występować. W takich przypadkach zaleca się, aby dołączyć dany agregat elementarny do sąsiedniego agregatu, jeśli nie można stosować, innych racjonalnych metod substytucji lub skorygowania danych, ze względu na dokonane zmiany.

- Zaleca się, aby ceny, które mają być zbierane, były cenami regularnej, aktualnej transakcji, włączając pośrednie podatki płacone przez ludność. Powinny być natomiast wyłączone ceny towarów nieświeżych, przeterminowanych, zniszczonych lub innych wybrakowanych towarów sprzedawanych po cenach obniżonych, o ile nie są one sprzedawane stale i powszechnie w danych warunkach rynkowych. Jednakże powinny być włączone ceny wyprzedaży, obniżki cen i specjalne oferty sprzedaży, gdy dotyczą wszystkich klientów oraz gdy te towary i usługi są normalnie dostępne.

- Ceny powinny być zbierane na wszystkich ważnych typach rynku. Mogą więc objąć rynki otwarte, czarny rynek oraz rynki kontrolowane przez państwo. Gdy występuje więcej niż jeden ważny rynek sprzedaży, wtedy przy obliczeniach indeksu należy stosować odpowiednie średnie ważne.

- Zalecenia te są bardzo ważne dla dokładności obliczeń indeksów cen i powinny być przestrzegane w praktycznych zastosowaniach. Wprawdzie dotyczą one głównie normalnego rynku, ale z pewnymi modyfikacjami można je również wykorzystać w naszych warunkach.

Całkowita jawność metodologii obliczeń indeksów cen

W celu uzyskania publicznego zaufania do obliczanych indeksów cen konsumpcyjnych należy opublikować i spopularyzować pełny opis metodologii indeksów i źródeł danych. Dokumenty takie powinny zawierać szczegóły, dotyczące: systemu wag, metody wyboru reprezentantów, sposobu obserwacji cen, a także informację o dokładności indeksów. Podkreśla się

jednak w zaleceniach, że nie ma potrzeby udostępniania tak dokładnych danych, które umożliwią identyfikację wybranych punktów sprzedaży oraz towarów i usług, dla których zbierane są ceny. Mogłoby to negatywnie wpłynąć na reprezentatywność indeksów, gdyż obserwowane reprezentanty mogłyby być wykorzystane przy podwyżkach cen, tj. podwyższano by tylko te artykuły, które nie są przedmiotem obserwacji cen.

Podane zostały tylko te zagadnienia wspomnianej rezolucji, które dotyczą bezpośrednio dokładności indeksów cen. Wynika jednak stąd wniosek, że istnieje potrzeba doskonalenia metodologii badania cen konsumpcyjnych, aby mogła być ona zgodna z zaleceniami międzynarodowymi.

*
* *

Z przeprowadzonej analizy dokładności i precyzji indeksów cen konsumpcyjnych wynika, że problematyka ta jest dość złożona i wiele zagadnień z nią związanych nie znalazło jeszcze właściwego rozwiązania i wymaga dalszych prac badawczych.

Należy podkreślić, że modele błędów, które są obecnie rozważane w badaniach statystycznych, zostały rozwinięte głównie dla badań gospodarstw domowych i badań rolniczych. Modele te nie mogą być bezpośrednio zastosowane w badaniach wskaźników cen konsumpcyjnych, które są badaniami dość skomplikowanymi, wykorzystującymi dane pochodzące z różnych źródeł, w których stosuje się różne procedury badawcze. W badaniach tych występują różnorodne źródła błędów, których identyfikacja i badanie napotyka na znaczne trudności. Nie łatwe jest określenie pojęcia „wartości prawdziwej”, co również utrudnia wprowadzenie pojęcia błędu.

Pomimo powyższych uwag wydaje się, że prace badawcze nad modelami błędów wskaźników cen konsumpcyjnych stanowią ważne zadanie dla instytucji, zajmującymi się tą problematyką. Dlatego problemem tym powinny się zająć zarówno ośrodki naukowo-badawcze, jak i Główny Urząd Statystyczny, który prowadzi badania i publikuje wyniki. Niezbędne jest śledzenie międzynarodowych osiągnięć w tej dziedzinie, ale własne prace badawcze, eksperymenty i badania specjalne są koniecznością. Prace te powinny być prowadzone równoległe z doskonaleniem metodologii indeksów cen konsumpcyjnych.

LITERATURA

- [1] Allen R.G.D.: *Index numbers in theory and practice* Mac Millan, New York, 1975.
- [2] Andersson C., G. Forsman, and J. Wretman: *On the measurement of errors on the Swedish consumer price index*. Bulletin of the International Statistical Institute, Proceedings of the 46th session. Book 3, pp. 155—171, Tokyo, 1987.

- [3] Balk, B.M. and H.M.P. Kersten: *On the precision of consumer price indexes caused by the sampling variability of budget surveys*. Journal of Economic and Social Measurement, 14 1986, pp. 19—35.
- [4] Banerjee K.S.: *Calculation of sampling errors for index numbers*, Sankhya, t. 22, pp. 1—2, 1960.
- [5] Banerjee K.S.: *Cost of living index number*. Practice, precision and theory, New York, 1975.
- [6] Banerjee K.S.: *Precision in the construction of cost of living index numbers*, Sankhya, t. 21, pp. 3—4, 1959.
- [7] Biggeri L., A. Giommi: *On the accuracy and precision of the consumer price indices. Methods and applications to evaluate the influence of the sampling households*. Bulletin of the International Statistical Institute. Proceedings of the 46th session. Book 3, pp. 137—154. Tokyo, 1987.
- [8] Bowley A.L.: *The influence on the precision of index-numbers of correlation between the price of commodities*, Journal of the Royal Statistical Society, v. 80, pp. 300—319, 1926.
- [9] Bracha Cz.: *Propozycje szacowania indeksu kosztów utrzymania i jego precyzji*, Wiadomości Statystyczne z. 4, 1983.
- [10] Bracha Cz.: *O szacowaniu wskaźnika kosztów utrzymania i jego precyzji*, Prace i Materiały ICIŻ, SGPiS, 12, 1984.
- [11] Bracha Cz.: *Propozycje szacowania indeksów ekonomicznych i precyzji ich estymatorów*, Z prac Zakładu Badań Statystyczno-Ekonomicznych z. 144, GUS, Warszawa 1984.
- [12] Edgeworth, F.Y.: *Papers relating to Political Economy*, vol. I Macmillan, London 1925.
- [13] Fourteenth International Conference of Labour Statisticians: *Resolution concerning Consumer Price Indices*, Geneva, 28 October—6 November 1987.
- [14] Hansen B., Lucas E.F.: *On the accuracy of index numbers* The Review of Income and Wealth v. 30, pp. 25—38, 1984.
- [15] Jankiewicz-Siwiek A.: *Wskaźniki kosztów utrzymania i próba oceny ich precyzji* (praca doktorska), Uniwersytet Marii Curie-Skłodowskiej w Lublinie, Wydział Ekonomiczny, 1986.
- [16] Joint ECE/ILO Seminar on Statistics of Consumer Prices, Geneva, 2—6 June 1986.
- [17] Kersten H.M.P.: *Nonresponse assessment of a consumer price index*, Journal of Business and Economic Statistics, v. 3, pp. 336—343, 1985.
- [18] Koop J.C.: *Estimating Variance of a Consumer Price Index and Some Comments on Inference*, Journal of Official Statistics v. 2, pp. 74—76, 1986.
- [19] Kordos J.: *O potrzebie oceny precyzji wskaźników kosztów utrzymania*, Wiadomości Statystyczne z. 8, 1981.
- [20] Kordos J. and B. Czajka: *Consumer price indices in Poland*. Statistical Journal of the United Nations ECE, vol. 5, 1987.
- [21] Kordos J.: *Badanie indeksów cen konsumpcyjnych w Polsce w świetle zaaleń międzynarodowych*, Wiadomości Statystyczne z. 7, 1988.
- [22] Leaver S.G., W.L. Weber, M.P. Cohen, K.P. Archer: *Ltem-outlet sample redesign for the 1987 U.S. consumer price index revision*, Bulletin of the International Statistical Institute, Proceedings of the 46th session. Book 3, pp. 173—185, Tokyo, 1987.

- [23] Norwood J.L.: *Problems in the measurement of consumer prices*, Proceedings of the 46th Session of the International Statistical Institute, Madrid, vol. 50 (1), pp. 148—169, 1983.
- [24] von Hofsten E.: *Price indexes and sampling*, Sankya v. 21, pp. 401—403, 1959.
- [25] Wilkerson M.: *Sampling error in the consumer price index*, Journal of the American Statistical Association, v. 62, 1967.
- [26] *Zasady metodyczne statystyki cen detalicznych i kosztów utrzymania (z praktyki Głównego Urzędu Statystycznego)* Zeszyty Metodyczne, nr 54, GUS, Warszawa 1985.

prof. dr hab. Jan Kordos — Szkoła Główna Planowania i Statystyki, dyrektor Departamentu Badań Społecznych i Demograficznych GUS

Barbara Kruk

Eksperymentalne badania terytorialnego zróznicowania dynamiki cen i kosztów utrzymania (z praktyki badawczej Głównego Urzędu Statystycznego)

DOTYCHCZASOWA PRAKTYKA A NOWE POTRZEBY

W praktyce Głównego Urzędu Statystycznego podejmowane były kilkakrotnie próby badania terytorialnego zróznicowania dynamiki cen. W okresie międzywojennym i bezpośrednio po wojnie (w końcu lat czterdziestych) były to systematyczne badania dynamiki cen żywności, w wybranych, większych aglomeracjach. Metoda badań polegała na wykorzystaniu stałej struktury spożycia żywności uzyskanej z badań budżetów rodzinnych dla tzw. przeciętnej rodziny pracowniczej, przeprowadzonych w tych miejscowościach w 1928 r. Źródłem informacji o ruchu cen były natomiast systematyczne notowania cen podstawowych artykułów żywnościowych, prowadzone przez ówczesne zarządy miejskie.

Obliczeń wskaźników dokonywano dla okresów miesięcznych, w stosunku do przeciętnych cen rocznych 1928 r. Były to więc szeregi miesięcznych wskaźników jednopodstawowych, liczonych na stałym systemie wag z okresu bazowego (1928 r.), które po przekształceniu sprowadzano do odpowiednich podstaw — okresów porównawczych (na przykład — badany miesiąc do poprzedniego miesiąca lub do analogicznego miesiąca roku poprzedniego, a także w takich samych odniesieniach wskaźniki kwartalne czy roczne).

W początkach lat pięćdziesiątych, wraz z zaprzestaniem badań nad wskaźnikiem kosztów utrzymania, zaniechane zostały również wszelkie badania zróznicowania dynamiki cen wojewódzkich.

Do następnej próby zbadania terytorialnego zróżnicowania dynamiki cen przystąpiono na przełomie lat sześćdziesiątych i siedemdziesiątych, kiedy to wraz z postępującą decentralizacją uprawnień do ustalania cen nastąpił dość znaczny rozwój badań indeksowych. Próba ta polegała na eksperymentalnym oszacowaniu terytorialnego zróżnicowania ogólnego poziomu wskaźnika kosztów utrzymania, przeciętnej rodziny pracowniczej, w wybranych większych aglomeracjach. Szacunek ten był jednakże bardzo uproszczony. Polegał on na automatycznym „przeważeniu” przeciętnych dla kraju grupowych wskaźników cen właściwą dla danego województwa strukturą wydatków, przeciętnej rodziny pracowniczej.

Uzyskane wyniki obliczeń wojewódzkich wskaźników kosztów utrzymania dawały pewne niewielkie różnice, w stosunku do wskaźnika ogólnokrajowego. Te niezbyt duże odchylenia (na plus i na minus) wynikały częściowo ze słabego w tym okresie ruchu cen oraz ze zbyt uproszczonego rachunku. Nie wykorzystywano bowiem wszystkich czynników, różnicujących wojewódzkie wskaźniki, w stosunku do wskaźnika przeciętnego dla kraju. Wprawdzie w tym okresie obowiązywał jednolity dla kraju sztywny system cen detalicznych na podstawowe towary i usługi, ale jednocześnie funkcjonował i zróżnicowany terytorialnie system cen na artykuły rolno-spożywcze i to zarówno w handlu społecznym, jak i na targowiskach (na przykład ziemniaki, warzywa, owoce i niektóre przetwory warzywne) oraz na usługi rzemieślnicze.

Wartość poznawcza oszacowań wojewódzkich wskaźników kosztów utrzymania byłaby większa, gdyby podjęto równocześnie próbę obliczeń wojewódzkich indeksów grupowych przynajmniej tam, gdzie już od lat funkcjonował i rozwijał się zróżnicowany terytorialnie poziom cen. Na szersze prace nie było jednak środków i dość szybko zaniechano dalszych badań z tego zakresu.

W analizach wojewódzkich, szczególnie z zakresu badania dynamiki sprzedaży detalicznej w cenach stałych wykorzystywano — z braku innych danych — ogólnokrajowe indeksy cen liczone dla wielkich agregatów wskaźnikowych, w podziale na pięć następujących podstawowych grup towarowych: artykuły żywnościowe, napoje alkoholowe, zakłady gastronomiczne, nieżywnościowe artykuły konsumpcyjne i towary niekonsumpcyjne. Tak uproszczony rachunek oszacowań wojewódzkich indeksów dynamiki sprzedaży detalicznej, w cenach stałych, był dopuszczalny i w zasadzie wystarczający w warunkach względnej stabilizacji cen, przy jednoczesnym działaniu jednolitego dla kraju systemu cen detalicznych, przynajmniej w zakresie podstawowych towarów i usług.

Z uwagi jednak na szybki rozwój decentralizacji uprawnień do ustalania cen, obejmującej swym zasięgiem coraz szerszy zakres artykułów pierwszej potrzeby, stanowiących już znaczący udział w strukturze sprzedaży, oszacowania oparte na zbyt silnie zagregowanych ogólnokrajowych indeksach cen, przestały być wystarczające. Przeciwnie, mogły prowadzić do

błędnych wniosków i ustaleń. Z tych też względów, w latach 1983—1984, podjęto szereg prac organizacyjno-metodycznych mających przede wszystkim na celu zbadanie możliwości i celowości wprowadzenia niezależnych obliczeń wojewódzkich indeksów cen detalicznych opartych nie tylko na zróżnicowanym systemie wag, ale także — na zróżnicowanym terytorialnie systemie cen.

I tak, w 1983 r. przeprowadzono próbę uściślenia dotychczasowego szacunku wojewódzkich indeksów cen przez wprowadzenie bardziej szczegółowego (zamiast pięciogrupowego) „rozbicia” systemu wag wojewódzkich. Do tego celu wykorzystano istniejącą sprawozdawczość z zaopatrzenia rynku wojewódzkiego w niektóre artykuły, która pozwoliła na uzyskanie szerszego niż dotychczas zróżnicowania systemu wag terytorialnych i to głównie w zakresie podstawowych grup towarowych.

Decyzją Prezydium Kolegium Głównego Urzędu Statystycznego z dnia 16 maja 1983 r., zobowiązano wszystkie wojewódzkie urzędy statystyczne do prowadzenia badań dynamiki sprzedaży detalicznej w cenach stałych na podstawie uściślonych szacunków wojewódzkich indeksów cen ustalonych przy wykorzystaniu zdezagregowanego na podstawowe grupy towarowe systemu wag wojewódzkich.

Niezależnie od tych prac, Prezydium zobowiązało 10 wybranych większych wojewódzkich urzędów statystycznych do podjęcia w 1985 r. samodzielnych obliczeń wojewódzkich indeksów cen detalicznych, opartych na właściwych dla danego terenu wagach i przeciętnych cenach wojewódzkich. Indeksy były obliczane według formuły Laspeyresa, na zmiennym systemie wag rocznych, z roku poprzedzającego rok badany.

EKSPERYMENT 10 WOJEWÓDZTW

Jak już wspomniano zobowiązano 10 wybranych wojewódzkich urzędów do podjęcia w 1985 r. systematycznych badań nad wojewódzkimi indeksami cen detalicznych. Do badania wytypowano te urzędy, w których występowały przynajmniej 4 rejony notowań cen (tj. Warszawa, Bydgoszcz, Gdańsk, Katowice, Kielce, Kraków, Lublin, Łódź, Poznań i Wrocław).

W pierwszym etapie wojewódzkie badania indeksowe objęły roczny wskaźnik cen detalicznych towarów konsumpcyjnych w handlu społecznym za 1984 r., w porównaniu z 1983 r. W obliczeniach zastosowano, analogicznie jak w opracowaniach ogólnokrajowego indeksu, formułę Laspeyresa, przy przyjęciu rocznego systemu wag w 1983 r.

Wzór na obliczanie tych indeksów miał następującą postać:

$$I_L = 100 \frac{\sum q_{83} p_{83} \frac{p_{84}}{p_{83}}}{\sum q_{83} p_{83}} = 100 \frac{\sum q_{83} p_{84}}{\sum q_{83} p_{83}}$$

gdzie: q_{83p83} — odpowiadający dawnemu województwu system wag w 1983 r.,

$\frac{p_{84}}{p_{83}}$ — właściwe dla danego województwa indywidualne bądź częściowe indeksy cen towarów-reprezentantów.

Podstawę obliczeń wojewódzkich indeksów cen stanowiły więc terytorialne systemy wag, opracowane przez wojewódzkie urzędy statystyczne na bazie danych o zaopatrzeniu województwa w niektóre (podstawowe) artykuły, uzupełnione wynikami badań budżetów gospodarstw domowych, w części dotyczącej struktury wydatków.

Jako źródło danych o zmianach cen posłużyły właściwe dla danego województwa indywidualne indeksy cen $\left(\frac{p_{84}}{p_{83}}\right)$, ustalone w oparciu o przeciętne dla województwa ceny około 1300 towarów-reprezentantów w 1984 i 1983 r., zbierane systematycznie przez wojewódzkich ankierów cen, dla potrzeb badań indeksowych.

Pierwsze wyniki wojewódzkich badań indeksowych, ocenianych przez teoretyków jako jedno z najtrudniejszych badań statystycznych, wykazały nadspodziewanie silne terytorialne zróżnicowanie dynamiki cen detalicznych towarów w 1984 r., w porównaniu z 1983 r. Wystąpiło ono szczególnie w grupie artykułów nieżywnościowych, co było niewątpliwie spowodowane wysokim udziałem cen umownych, w obszarze których ma miejsce dość dowolne kreowanie poziomu i dynamiki cen, głównie z uwagi na ugruntowany silnie rynek producenta.

Ponieważ wyniki pierwszych obliczeń wykazały, że na wielkość terytorialnego zróżnicowania wskaźników dynamiki cen w 1984 r., w porównaniu z 1983 r., miały istotny wpływ, obok odmiennych systemów wag, także właściwe dla danego województwa zmiany cen towarów-reprezentantów, postanowiono powtórzyć badanie w następnych latach dla sprawdzenia tej tezy.

Zakładano, że powtórzenie rachunku, po zdobyciu przez pracowników terenowych pewnego doświadczenia, na lepszym statystycznie materiale (z uwagi na znacznie większą frakcję zanotowanych cen w związku z poprawą zaopatrzenia) pozwoli na wyciągnięcie bardziej miarodajnych wniosków, dających podstawę do podjęcia ostatecznych decyzji w sprawie celowości kontynuowania obliczeń wojewódzkich indeksów cen.

Z tych też względów, decyzją Prezydium Kolegium Głównego Urzędu Statystycznego z dnia 9 maja 1986 r., postanowiono kontynuować obliczenia wojewódzkich indeksów cen w eksperymentujących 10 urzędach, wykorzystując ich dotychczasowe doświadczenia. Ponadto, ponieważ główne zainteresowanie czynników centralnych ukierunkowane było nie tylko na indeksy cen, ale przede wszystkim na wskaźnik kosztów utrzymania i jego terytorialne zróżnicowanie, postanowiono w eksperymentujących urzędach przystąpić równocześnie do obliczania wskaźników kosztów utrzymania

rodzin pracowniczych za 1985 r., w porównaniu z 1984 r. Jako bazę danych do obliczeń terenowych wskaźników kosztów utrzymania, przyjęto uśrednione dla danego województwa pieniężne wydatki w gospodarstwach domowych rodzin pracowniczych.

Źródłem informacji o zmianach cen reprezentantów-towarów i usług były, analogicznie jak w obliczeniach ogólnokrajowych wskaźników kosztów utrzymania, cząstkowe bądź indywidualne przeliczeniowe indeksy cen, ustalone przy obliczaniu wojewódzkich wskaźników cen detalicznych za 1985 r., w porównaniu z 1984 r.

Ponieważ wskaźniki kosztów utrzymania ustalane są według tej samej formuły co indeksy cen detalicznych, wzór na ich obliczenie dla 1985 r. przedstawiał się następująco:

$$I_{KL} = 100 \frac{\Sigma q_{84p84} \frac{ip_{85}}{p_{84}}}{\Sigma q_{84p84}} = 100 \frac{\Sigma q_{84p85}}{\Sigma q_{84p84}}$$

gdzie: q_{84p84} — oznacza odpowiadające danemu województwu uśrednione pieniężne wydatki w złotych na 1 osobę w gospodarstwach domowych rodzin pracowniczych w 1984 r.,

$\frac{ip_{85}}{p_{84}}$ — oznacza cząstkowe lub indywidualne, właściwe dla danego województwa, przeliczeniowe indeksy cen detalicznych.

Podjęcie obliczeń wojewódzkich wskaźników kosztów utrzymania pociągnęło za sobą konieczność jednoczesnego opracowywania wojewódzkich indeksów cen usług. Koszyk wskaźnika kosztów utrzymania zawiera bowiem łączne wydatki na towary i usługi.

Obliczenia wojewódzkich indeksów cen usług przeprowadzono według formuły i zasad przyjętych do obliczania indeksów cen i kosztów utrzymania. Jako system wag do obliczenia wojewódzkich indeksów cen usług (z braku innych dostępnych danych) przyjęto strukturę wydatków ponoszonych przez rodziny pracownicze na zakup usług w danym województwie. Obliczenia wojewódzkich indeksów cen i wskaźników kosztów utrzymania prowadzone są według takich samych zasad metodycznych, jakie są stosowane przy obliczaniu ogólnokrajowych wskaźników. Polegają one bowiem na: przyjęciu jednolitej formuły Laspeyresa, stosowaniu zmiennego systemu wag z roku poprzedzającego rok badany oraz jednolitego wykazu reprezentantów cen towarów i usług, dla których oblicza się indywidualne i cząstkowe indeksy cen.

Zaprezentowany wyżej materiał stanowi ogólną charakterystykę podejmowanych prób i obecnego stanu badań prowadzonych przez Główny Urząd Statystyczny, nad terytorialnym zróżnicowaniem dynamiki cen. Daje on jednak przybliżony pogląd na skalę złożoności tematu i trudności

napotykanym przy podejmowanych próbach rozwiązywania związanych z nim problemów.

Szersze naświetlenie stosowanych dotychczas metod badań nad indeksami cen prowadzonych przez Główny Urząd Statystyczny znajduje się w publikacji *Zasady metodyczne statystyki cen detalicznych i kosztów utrzymania* (z praktyki Głównego Urzędu Statystycznego), GUS 1985 r., seria „Zeszyty Metodyczne” (Nr 54).

TERYTORYALNE RÓŻNICOWANIE DYNAMIKI CEN DETALICZNYCH W 1988 R.

Ogólne tendencje

Wyniki badań ruchu cen detalicznych prowadzone w 1985 r. w 10 większych województwach (warszawskie, bydgoskie, gdańskie, katowickie, kieleckie, krakowskie, lubelskie, łódzkie, poznańskie, wrocławskie) wykazują utrzymujące się dość znaczne różnicowanie poziomu ogólnych wskaźników cen oraz dynamiczne przyspieszenie tempa ich wzrostu.

W 1988 r., w porównaniu z 1987 r., ogólny poziom cen detalicznych towarów konsumpcyjnych w handlu społecznym wzrósł w granicach od około 58% w Katowicach do około 65% w Lublinie. W porównaniu z 1985 r., tj. łącznie w ciągu ostatnich trzech lat, ceny detaliczne wzrosły prawie 2,5 raza. Najszybciej rosły ceny w województwach lubelskim i gdańskim, wolniej zaś w katowickim i warszawskim. Wyniki obliczeń wskaźników w badanych województwach za 1988 r. przedstawiają się, jak ilustruje zamieszczone zestawienie:

Województwa	Wskaźniki cen detalicznych — 1988	
	1985 = 100	1987 = 100
Polska	232,6	160,0
Warszawskie	233,9	161,1
Bydgoskie	237,8	161,2
Gdańskie	243,3	162,3
Katowickie	235,3	157,6
Kieleckie	237,5	162,1
Krakowskie	240,9	159,6
Lubelskie	244,1	164,8
Łódzkie	236,7	161,9
Poznańskie	239,1	159,9
Wrocławskie	236,2	160,8

Główną tendencją, kształtującą ruch cen w ostatnich latach, jest dynamiczny, przechodzący w skokowy wzrost cen detalicznych. Podczas gdy w 1987 r. przyrost cen przekroczył o około 32% przyrost cen, jaki miał miejsce w 1986 r., to w 1988 r. wzrost cen był o ponad 30% większy aniżeli ich łączny przyrost w dwu poprzednich latach (1986—1987).

Jest to wynikiem skokowego wzrostu cen, jaki nastąpił w 1988 r. W tym roku, w porównaniu z 1987 r., wzrost cen był już ponad 2,5 raza większy aniżeli w 1987 r.

Tendencje w kształtowaniu się wskaźników cen w badanych województwach w latach 1986—1988 przedstawiono w zamieszczonym zestawieniu:

Województwa	1986	1987	1988
	rok poprzedni = 100		
Polska	117,7	123,5	160,0
Warszawskie	116,5	124,7	161,1
Bydgoskie	118,7	124,3	161,2
Gdańskie	118,9	126,1	162,3
Katowickie	117,1	127,5	157,6
Kieleckie	117,0	125,5	162,1
Krakowskie	118,5	127,3	159,6
Lubelskie	118,1	125,4	164,8
Łódzkie	117,6	124,3	161,9
Poznańskie	120,5	124,1	159,9
Wrocławskie	117,9	124,6	160,8

Jak wspomniano na wstępie, w 1988 r. spośród badanych 10 województw najsilniej wzrosły ceny w lubelskim. Zadecydowała o tym bardzo wysoka zwyżka cen artykułów nieżywnościowych. W poznańskim natomiast o najsłabszym przeciętnym wzroście cen zdecydował stosunkowo najwolniejszy, w porównaniu z innymi województwami, wzrost cen żywności oraz słabsza zwyżka cen napojów alkoholowych (a szczególnie wina i wódke gatunkowych).

Wyniki kształtowania się ruchu cen w badanych województwach w 1988 r. według podstawowych grup oraz w relacji do przeciętnego w kraju wzrostu cen można prześledzić na liczbach zamieszczonych w następującym zestawieniu:

Województwa	Ogółem	Żywność	Alkohol	Artykuły nieżywnościowe
1987 = 100				
Polska	160,0	148,3	167,9	165,3
Warszawskie	161,1	147,5	175,6	165,2
Bydgoskie	161,2	152,2	163,8	164,8
Gdańskie	162,3	149,9	167,6	170,1
Katowickie	157,6	147,8	168,2	162,1
Kieleckie	162,1	151,9	169,9	166,3
Krakowskie	159,6	149,3	170,1	163,8
Lubelskie	164,8	149,5	167,7	172,7
Łódzkie	161,9	149,7	166,8	167,3
Poznańskie	159,9	147,1	165,2	168,1
Wrocławskie	160,8	149,0	166,9	166,2

Województwa	Ogółem	Żywność	Alkohol	Artykuły nie-żywnościowe
-------------	--------	---------	---------	--------------------------

Polska = 100

P o l s k a	100,0	100,0	100,0	100,0
Warszawskie	100,7	99,5	104,6	99,9
Bydgoskie	100,8	102,6	97,6	99,7
Gdańskie	101,4	101,1	99,8	102,9
Katowickie	98,5	99,7	100,2	98,1
Kieleckie	101,3	102,3	101,2	100,6
Krakowskie	99,8	100,7	101,3	99,1
Lubelskie	103,0	100,8	99,9	104,5
Łódzkie	101,2	100,9	99,3	101,2
Poznańskie	99,9	99,2	98,4	101,7
Wrocławskie	100,5	100,5	99,4	100,5

Przy badaniu tendencji, w kształtowaniu się terytorialnego zróżnicowania poziomu dynamiki cen w ostatnich latach, warto zwrócić uwagę na charakterystyczne wyrównanie się tych trendów między województwami.

Na przykład w 1988 r., w porównaniu z 1987 r., najszybciej rosły ceny w województwie lubelskim, a najwolniej — w katowickim. W 1987 r. natomiast województwo katowickie notowało największy wzrost cen, zaś najmniejszy — województwo poznańskie, gdzie z kolei w 1986 r. obserwowano najwyższą dynamikę cen.

Zróżnicowanie dynamiki cen żywności

W 1988 r. najszybciej rosły ceny napojów alkoholowych, a najwolniej, podobnie jak w latach poprzednich — ceny żywności.

Na 10 badanych województw 5 wykazało, że najszybciej rosły w nich ceny napojów alkoholowych (warszawskie, katowickie, kieleckie, krakowskie i wrocławskie). W pozostałych 5 województwach najsilniejszy wzrost cen wystąpił w grupie artykułów nieżywnościowych (bydgoskie, gdańskie, lubelskie, łódzkie i poznańskie). Natomiast wszystkie województwa potwierdziły, że najwolniej rosły ceny artykułów żywnościowych. Niewątpliwie spowodował to hamujący wpływ działania cen urzędowych na podstawowe artykuły, mimo że w 1988 r. wzrosły one wielokrotnie silniej niż w latach poprzednich.

Tendencje te przedstawiono w postaci relatywnych wskaźników, obrazujących względny stosunek przyrostu cen poszczególnych grup, wyrażony w procencie przyrostu cen żywności w 1988 r., w porównaniu z 1987 r.

W grupie artykułów żywnościowych najsilniej rosły ceny ziemniaków, warzyw i owoców. Szczególnie szybko rosły ceny ziemniaków. Na przykład województwo lubelskie odnotowało ponad dwukrotny ich wzrost, a woje-

Województwa	Ogółem	Żywność	Alkohol	Artykuły nie-żywnościowe
	wskaźnik cen żywności = 100			
Polska	107,9	100,0	113,2	111,5
Warszawskie	109,2	100,0	119,1	112,0
Bydgoskie	105,9	100,0	107,6	108,3
Gdańskie	108,3	100,0	111,8	113,5
Katowickie	106,6	100,0	113,8	109,7
Kieleckie	106,7	100,0	111,8	109,5
Krakowskie	106,9	100,0	113,9	109,7
Lubelskie	110,2	100,0	112,2	115,5
Łódzkie	108,1	100,0	111,4	111,8
Poznańskie	108,7	100,0	112,3	114,3
Wrocławskie	107,9	100,0	112,0	111,5

wództwa: warszawskie, gdańskie, krakowskie, poznańskie i wrocławskie — o ponad 80%. Bardzo znaczny wzrost cen notowany jest już od kilku lat w grupie ryb i przetworów z ryb oraz w grupie używek, przypraw i tzw. pozostałych artykułów żywnościowych, do której zalicza się wszelkiego rodzaju koncentraty spożywcze, wyroby kulinarne i garmazeryjne, napoje bezalkoholowe, przyprawy korzenne i ziołowe, sól, drożdże itp. Stosunkowo wolniej rosły natomiast ceny tłuszczów jadalnych i nabiału.

Tendencje w kształtowaniu się zróżnicowania dynamiki cen w podstawowych grupach artykułów żywnościowych w 1988 r., w porównaniu z 1987 r., w badanych województwach ilustrują następujące dane:

Województwa	Ogółem artykuły żywnościowe	Przetwory zbożowe, pieczywo i wyroby ciastkarskie	Ziemniaki, warzywa, owoce i przetwory	Mięso, podroby i przetwory	Ryby i przetwory	Tłuszcze jadalne	Nabiał i jaja	Cukier, wyroby cukiernicze i miód	Użytki, przyprawy i pozostałe artykuły żywnościowe
	1987 = 100								
Polska	148,3	148,0	160,6	140,5	156,0	136,3	146,7	149,8	161,0
Warszawskie	147,5	147,6	148,9	141,1	160,4	135,5	144,7	149,5	161,0
Bydgoskie	152,2	145,8	167,5	142,6	156,7	137,4	155,6	152,9	156,6
Gdańskie	149,9	151,1	158,2	137,7	154,4	137,9	145,1	152,7	155,2
Katowickie	147,8	149,1	150,7	140,0	155,5	133,7	145,8	155,8	159,4
Kieleckie	151,9	157,2	166,1	141,9	158,3	139,0	144,2	157,2	161,2
Krakowskie	149,3	145,9	151,6	141,1	154,5	136,8	149,6	153,2	160,7
Lubelskie	149,5	149,4	171,2	140,7	173,2	134,6	145,7	151,4	166,1
Łódzkie	149,7	143,8	158,2	142,8	159,0	135,7	147,1	152,8	155,5
Poznańskie	147,1	147,3	162,6	137,3	163,6	139,0	141,2	145,1	159,1
Wrocławskie	149,0	151,6	163,7	139,9	162,9	136,9	144,4	152,5	156,8

Zróźnicowanie dynamiki cen napojów alkoholowych

W grupie napojów alkoholowych w największym stopniu wzrosły ceny wina. Ponad 90% wzrost cen notowała Warszawa, Lublin i Kielce. Najsilniej zróźnicowany ruch cen notuje się w piwie. Na przykład w Poznaniu wzrost cen piwa wyniósł ponad 100%, podczas gdy w Bydgoszczy tylko niespełna 50%.

W badanych województwach średnie roczne wskaźniki cen napojów alkoholowych w 1988 r., w porównaniu z 1987 r., według rodzajów napojów alkoholowych, kształtowały się następująco:

Województwa	Ogółem napoje al- koholowe	Wyroby spirytusowe		Wina i miody pitne	Piwo
		czyste	gatunkowe		
1987 = 100					
P o l s k a	167,9	166,5	163,5	178,8	171,4
Warszawskie	175,6	173,0	168,8	196,7	170,7
Bydgoskie	163,8	164,8	181,7	184,7	148,1
Gdańskie	167,6	167,9	167,2	175,1	153,4
Katowickie	168,2	166,8	164,6	179,0	173,8
Kieleckie	169,9	166,5	164,0	190,0	179,3
Krakowskie	170,1	164,0	163,6	180,4	186,0
Lubelskie	167,7	165,3	166,6	195,2	157,2
Łódzkie	166,8	167,3	164,3	167,5	173,5
Poznańskie	165,2	158,2	148,4	169,0	206,8
Wrocławskie	166,9	164,6	162,1	177,9	174,5

Zróźnicowanie dynamiki cen artykułów nieżywnościowych

W grupie artykułów nieżywnościowych najsilniej zwyżkowały ceny opału — średnio o około 160%. Wzrost cen w tej grupie był stosunkowo wyrównany, głównie z uwagi na działanie sztywnych cen urzędowych. Bardzo silny wzrost cen odnotowano również w grupie środków transportu i paliw do środków transportu. Również w tej grupie nie obserwuje się większego zróźnicowania dynamiki cen z uwagi na funkcjonujące jeszcze jednolite resortowe ceny regulowane.

Największe różnice w kształtowaniu się dynamiki cen występują: w odzieży (wzrost cen od około 58% w Bydgoszczy do około 71% w Lublinie), obuwiu (od około 54% w Bydgoszczy i Wrocławiu do około 75% w Gdańsku), meblach (od około 50% w Katowicach do około 69% w Lublinie) oraz w grupie materiałów do budowy, konserwacji i remontu

mieszkań — wzrost od około 45% w Katowicach do około 115% w Krakowie.

Bardziej szczegółowe dane, ilustrujące międzywojewódzkie zróżnicowanie dynamiki cen według podstawowych grup artykułów żywnościowych w 1988 r., w porównaniu z 1987 r., przedstawia się następująco:

Województwa	Ogółem artykuły żywnościowe	W tym						
		wyroby tytoniowe	odzież i obuwanie	mieszkanie	opał	higiena osobista i ochrona zdrowia	kultura, oświata, wychowanie, sport, turystyka i wypoczynek	transport i łączność
		1987 = 100						
Polska	165,3	145,7	159,3	157,4	260,3	162,7	171,0	173,2
Warszawskie	165,2	145,7	162,3	160,1	261,2	173,0	173,8	177,6
Bydgoskie	164,8	141,4	156,8	157,3	251,3	160,9	169,5	176,2
Gdańskie	170,1	143,4	167,3	165,5	260,7	163,0	174,3	174,0
Katowickie	162,1	146,0	157,2	151,7	278,0	159,0	171,4	171,5
Kieleckie	166,3	145,6	158,4	156,1	262,7	170,8	172,2	169,5
Krakowskie	163,8	141,4	161,4	156,8	253,4	156,3	165,3	180,1
Lubelskie	172,7	152,5	168,4	165,9	241,3	166,0	172,2	182,4
Łódzkie	167,3	146,0	162,2	155,3	266,5	162,4	161,8	171,0
Poznańskie	168,1	140,7	163,1	159,3	256,1	150,9	177,2	174,3
Wrocławskie	166,2	145,7	163,9	161,5	252,4	166,7	163,1	172,1

ZRÓŻNICOWANIE WSKAŹNIKA KOSZTÓW UTRZYMANIA

Ogólne tendencje

Wzrost cen detalicznych, jaki miał miejsce w latach 1987—1988, spowodował, że koszty utrzymania przeciętnej rodziny pracowniczej podniosły się z tego powodu o około 59%. W badanych 10 województwach wzrost ten wynosił w przybliżeniu od około 58% w Bydgoszczy, Katowicach, Poznaniu i Krakowie do około 63% w Lublinie. Najwolniej rosły koszty żywności — od około 47% w Poznaniu i Gdańsku do około 52% w Lublinie; najszybciej zaś ceny napojów alkoholowych — od około 66% w Gdańsku do około 71% w Warszawie i Kielcach. Największe zróżnicowanie dynamiki cen wystąpiło natomiast w grupie wydatków żywnościowych. Wzrost cen w tej grupie wydatków kształtował się bowiem od około 62% w Bydgoszczy i Katowicach do ponad 70% w Lublinie.

W 10 badanych województwach wzrost kosztów utrzymania w podstawowych grupach wydatków w 1988 r. kształtował się następująco:

Województwa	Ogółem	Żywność	Napoje alkoholo- we	Wydatki nieżywno- ściowe
	1987 = 100			
P o l s k a	159,0	148,0	168,4	165,3
Warszawskie	161,1	149,7	170,7	168,7
Bydgoskie	158,0	151,0	167,6	161,9
Gdańskie	158,5	147,1	165,9	166,7
Katowickie	158,0	149,3	169,7	161,8
Kieleckie	159,0	149,5	170,9	163,6
Krakowskie	158,1	147,9	169,5	164,9
Lubelskie	163,1	152,3	168,7	170,3
Łódzkie	158,5	148,8	166,6	163,6
Poznańskie	158,0	146,8	166,9	165,3
Wrocławskie	159,5	148,9	167,6	165,8

Ponieważ wskaźnik kosztów utrzymania jest w zasadzie pewną odmianą wskaźnika cen detalicznych towarów i usług konsumpcyjnych odnoszącego się tylko do określonej grupy ludności, dlatego też kształtował się on pod wpływem tych samych trendów, a więc w ostatnich latach głównie pod wpływem przyspieszonego tempa wzrostu cen, co ilustrują dane za lata 1986 – 1988.

L a t a Województwa	Ogółem	Żywność	Napoje alkoholo- we	Wydatki nieżywno- ściowe
	rok poprzedni = 100			
P o l s k a 1986	117,2	113,2	117,8	120,6
1987	125,5	122,2	128,0	127,6
1988	159,0	148,0	168,4	165,3
Warszawskie 1986	116,6	113,8	113,4	120,1
1987	127,1	127,0	128,6	126,9
1988	161,1	149,7	170,7	168,7
Bydgoskie 1986	117,3	114,2	115,0	121,0
1987	126,1	121,0	127,7	130,1
1988	158,0	151,0	167,6	161,9
Gdańskie 1986	118,5	114,7	117,8	122,5
1987	128,3	122,6	132,3	132,4
1988	158,5	147,1	165,9	166,7

(dok.)

L a t a Województwa	Ogółem	Żywność	Napoje alkoholo- we	Wydatki nieżywno- ściowe
	rok poprzedni = 100			
Katowickie 1986	118,1	115,6	121,0	119,4
1987	129,4	121,7	126,7	136,7
1988	158,0	149,3	169,7	161,8
Kieleckie 1986	116,2	113,1	113,6	119,7
1987	126,1	120,0	129,9	130,1
1988	159,0	149,5	170,9	163,6
Krakowskie 1986	118,3	113,0	116,0	124,1
1987	128,1	122,7	127,1	133,4
1988	158,1	147,9	169,5	164,9
Lubelskie 1986	117,9	112,3	117,3	122,9
1987	126,4	123,2	128,3	128,1
1988	163,1	152,3	168,7	170,3
Łódzkie 1986	116,6	113,6	111,0	121,1
1987	127,2	123,3	129,6	130,1
1988	158,5	148,8	166,6	163,6
Poznańskie 1986	120,0	115,4	116,7	124,8
1987	126,6	122,8	130,7	129,7
1988	158,0	146,8	166,9	165,3
Wrocławskie 1986	117,0	114,1	115,9	119,9
1987	130,7	123,0	126,6	137,8
1988	159,5	148,9	167,6	165,8

Wpływ rynku targowiskowego na koszty żywności

Warto nadmienić, że w 1988 r. w kształtowaniu się wskaźnika kosztów utrzymania, w tym głównie kosztów żywności, znacznie mniejszy wpływ niż w latach poprzednich miał rynek targowiskowy.

W 1988 r. wzrost cen targowiskowych tylko w niewielkim stopniu wyprzedzał dynamikę cen żywności w handlu uspołecznionym, podczas gdy w 1987 r. był prawie dwukrotnie szybszy. Tylko w lubelskim utrzymał się wyraźnie szybszy wzrost cen targowiskowych (68% na targowiskach, wobec 50% w handlu uspołecznionym). W pozostałych badanych województwach wzrost cen na targowiskach utrzymał się na poziomie dynamiki cen w handlu uspołecznionym bądź przewyższał ją w granicach 1—8 punktów.

Różnice w poziomie dynamiki cen żywności w handlu uspołecznionym i na targowiskach w 1988 r., w porównaniu z 1987 r., przedstawiono w załączonym zestawieniu:

Województwa	Żywność ogółem	W handlu uspołecznio- nym	Na targo- wiskach
	1987 = 100		
Polska	148,0	146,9	153,3
Warszawskie	149,7	148,7	154,9
Bydgoskie	151,0	151,0	152,0
Gdańskie	147,1	147,4	144,9
Katowickie	149,3	149,1	151,6
Kieleckie	149,5	148,9	153,9
Krakowskie	147,9	148,5	143,4
Lubelskie	152,3	149,9	168,1
Łódzkie	148,8	147,7	155,7
Poznańskie	146,8	146,7	147,8
Wrocławskie	148,9	148,2	154,2

Na targowiskach, szybciej niż w handlu uspołecznionym rosły ceny mięsa i ziemniaków, przy czym w niektórych województwach dynamika cen mięsa była nawet dwukrotnie wyższa (jak w lubelskim, wrocławskim czy warszawskim).

W pozostałych produktach, występujących w sprzedaży na rynku targowiskowym, większość województw odnotowała niższą dynamikę cen targowiskowych niż to miało miejsce w handlu uspołecznionym. Na przykład ceny targowiskowe warzyw i owoców rosły szybciej tylko w lubelskim, ceny tłuszczów zwierzęcych — w kieleckim, bydgoskim i lubelskim, a ceny nabiału i jaj — w warszawskim, lubelskim i poznańskim.

Zróźnicowanie cen usług

W grupie wydatków na usługi w 1988 r. w największym stopniu wzrosły ceny niektórych opłat z zakresu ochrony zdrowia (na przykład trzykrotny wzrost opłat za pobyt w żłobku) oraz oświaty i wychowania (ponad dwukrotny wzrost opłat za pobyt w przedszkolu).

Blisko dwukrotnie wzrosły ceny opłat za centralne ogrzewanie, ciepłą wodę, energię elektryczną i gaz, przejazdy i transport oraz turystykę zagraniczną.

Niektóre województwa wykazały bardzo wysoki wzrost cen usług mieszkaniowych. Miało to miejsce szczególnie tam, gdzie w 1987 r. ruch tych cen był stosunkowo niewielki. Na przykład w warszawskim ceny usług mieszkaniowych wzrosły w 1988 r. o ponad 150% (wobec około 15% w 1987 r.). W województwie kieleckim wzrost cen usług mieszkaniowych wyniósł około 75%, a w pozostałych województwach był silnie zróż-

nicowany i wynosił od około 38% w lubelskim do około 69% w poznańskim. W 1987 r. dynamika cen usług mieszkaniowych była równie silnie zróżnicowana i wahała się w granicach od 15% w warszawskim do ponad 200% w katowickim.

Struktura wag wojewódzkich wskaźników kosztów utrzymania

Znaczny wpływ na różnice w poziomie dynamiki wojewódzkich wskaźników kosztów utrzymania miała, obok zróżnicowanej terytorialnie dynamiki cen, odmienna w badanych województwach struktura wydatków, która posłużyła jako wagi do obliczenia wojewódzkich wskaźników kosztów utrzymania za 1988 r., w porównaniu z 1987 r.

Struktura wydatków w badanych województwach w 1987 r. według podstawowych grup wydatkowych przedstawiała się, jak zilustrowano w załączonej tabliczce:

Województwa	Ogółem wydat- ki	Żyw- ność	Napoje alko- holowe	Wyroby tyto- niowe	Wydatki nieżywno- ściowe ^a
	w odsetkach				
P o l s k a	100,00	38,65	11,95	2,95	46,45
Warszawskie	100,00	41,20	10,79	3,28	44,73
Bydgoskie	100,00	41,41	9,82	3,70	45,07
Gdańskie	100,00	41,46	10,15	3,30	45,09
Katowickie	100,00	39,25	14,42	2,70	43,63
Kieleckie	100,00	38,73	12,40	2,83	46,04
Krakowskie	100,00	42,13	8,97	2,55	46,35
Lubelskie	100,00	35,79	10,56	2,89	50,76
Łódzkie	100,00	37,36	14,09	3,11	45,44
Poznańskie	100,00	40,18	9,15	2,90	47,77
Wrocławskie	100,00	38,40	10,44	2,40	48,76

^a Wydatki na artykuły nieżywnościowe i usługi.

*
* *
*

Do 1986 r. wojewódzkie indeksy cen detalicznych obliczano, w eksperymentujących urzędach, według łańcuchowej formuły Laspeyresa — na zmiennym systemie wag z roku poprzedzającego rok badany. Od 1986 r. zastosowano przejściowo formułę o podstawie stałej 1985 r. Konieczność zmiany formuły wynikała z trudności, na jakie napotykały wojewódzkie urzędy statystyczne w trakcie uzyskania bieżącej informacji o w miarę szczegółowej strukturze sprzedaży, z uwagi na znaczne ograniczenie sprawozdawczości z obrotu towarowego oraz trudności kadrowe. Podjęcie takiej decyzji uzasadniała ponadto stabilizująca się struktura sprzedaży i dość wyraźnie zaznaczająca się poprawa zaopatrzenia.

W 1989 r. jednakże, na skutek gwałtownego załamania rynku i pełnej decentralizacji cenotwórstwa w zakresie żywności, w związku z urynkowieniem gospodarki żywnościowej, ponownie podjęto obliczanie indeksów cen na zmiennym systemie wag.

Wydaje się, że w obecnych warunkach, kiedy następuje przekształcanie się gospodarki nakazowo-rozdzielczej w gospodarkę rynkową, coraz częściej głównym czynnikiem kształtującym ceny towarów i usług stawać się będą podaż i popyt warunkowany siłą nabywczą ludności, a nie jak dotychczas metoda kosztowa rynku producenta.

Dlatego w okresie przejściowym, w sytuacji tworzących się dość szybko lokalnych rynków producenta, należy liczyć się ze znacznym zróżnicowaniem poziomu i dynamiki cen i to nie tylko pomiędzy większymi regionami kraju czy poszczególnymi województwami, ale także wewnątrz nich pomiędzy poszczególnymi punktami sprzedaży z tej samej branży.

Rozregulowany rynek powoduje jednakże coraz większe trudności w prowadzeniu sprawnej obserwacji cen, zaś zachodzące przemiany gospodarcze stwarzają potrzeby rozszerzenia badań cenowych na całą gospodarkę narodową i pełniejszego niż dotychczas rozpoznania terytorialnego zróżnicowania poziomu i dynamiki cen oraz kosztów utrzymania.

Rozważa się więc potrzebę i celowość badania zmian poziomu i dynamiki cen oraz kosztów utrzymania na rynkach wojewódzkich w oparciu o odrębne, właściwe dla danego regionu zestawy reprezentantów-towarów i usług, uwzględniających zwyczaje, tradycje i specyfikę lokalnej struktury spożycia.

Spełnienie tego postulatu wydaje się szczególnie ważne przy badaniu regionalnych różnic w kształtowaniu się kosztów utrzymania. Przy badaniu zróżnicowania poziomu i dynamiki cen detalicznych właściwiej jest stosować ten sam jednolity zestaw reprezentantów-towarów i usług. Uzyskuje się bowiem jednoznaczną odpowiedź na pytanie, jak kształtowały się na poszczególnych rynkach zmiany w poziomie i dynamice cen takich samych towarów i usług.

Znaczne rozwinięcie badań cenowych pociąga jednak za sobą konieczność rozszerzenia terenowej sieci notowań cen i zwiększenia częstotliwości ich obserwacji. Wiąże się to automatycznie z potrzebą zwiększenia liczby terenowych ankietatorów prowadzących notowania cen.

Niezależnie od wyżej zasygnalizowanych problemów, jeszcze bardziej niż to miało miejsce dotychczas, staje się konieczne stałe doskonalenie i dostosowywanie metod obserwacji i opracowań cen do zmieniającej się sytuacji rynkowej.

Szerzej na ten temat, między innymi, mówi dyrektor Departamentu Cen Tadeusz Toczyński w swym referacie pt. „Badanie cen detalicznych (rozwiązania obecne i propozycje modyfikacji)”.

mgr Barbara Kruk — *główny specjalista w Departamencie Badań Społecznych i Demograficznych GUS*

Formalno-instytucjonalne źródła wzrostu cen

Nasilenie się procesów inflacyjnych w polskiej gospodarce sprawiło, że wzrosło zainteresowanie społeczeństwa mechanizmami kształtowania cen. Najbardziej wszystkich niepokoi coraz szybsze tempo wzrostu cen, mechanizm którego nie do końca jest rozumiany. Nie w pełni też jasne są przyczyny kompletnego niepowodzenia zarówno regulacji cen z 1982 r., jak i operacji dochodowo-cenowej z 1988 r. Nie pociągnęły one za sobą oczekiwanej i głębokiej zmiany struktury cen, a w ślad za tym i struktury produkcji. W powszechnym odczuciu jedynym zauważalnym efektem obu decyzji było podniesienie poziomu cen i zwiększenie deficytu budżetowego, w czym niemałą rolę odegrały rosnące dotacje do przemysłu. W referacie zamierzamy przyrzeć się procesowi kształtowania cen od strony obowiązujących rozwiązań prawno-instytucjonalnych.

ZASADY USTALANIA CEN I ICH KONSEKWENCJE

Zasady tworzenia cen urzędowych, umownych i regulowanych oparte są na formule kosztowej (ustawa o cenach z 26 II 1982 r., Dz. U. 7/1982), biorącej za punkt wyjścia pełny jednostkowy koszt wytworzenia danego wyrobu:

$$p_j = (1 + z) k_j \quad (1)$$

gdzie: p_j — cena j -tego wyrobu,

z — narzut jednostkowy na koszty, w odsetkach,

k_j — pełny koszt jednostkowy produkcji j -tego wyrobu

oraz:

$$k_j = \frac{K(x_j)}{x_j} \quad (2)$$

gdzie: $K(x_j)$ — całkowity koszt produkcji j -tego wyrobu,

x_j — rozmiary produkcji wyrobu j -tego.

Przy ustalaniu cen, przedsiębiorstwo dążąc do maksymalizacji zysku, koncentruje uwagę na koszcie jednostkowym k_j i potrzebie osiągnięcia określonego poziomu zysku.

W warunkach niezerównoważonego rynku i braku konkurencji nie sprzyja to, bo nie może, wyzwaniu inicjatyw skłaniających do oszczędności, obniżki kosztów i w konsekwencji tłumienia inflacji. Wprost przeciwnie formuła (1) sprzyja nakręcaniu spirali inflacyjnej. Więcej, grozi wejściem na drogę „nieustannego” podnoszenia cen przy jednoczesnym oddalaniu się od

układu cen, gwarantującego opłacalność produkcji. Stwierdzenie nasze zilustrujemy numerycznymi przykładami.

Korzystając z analizy input-output układ równań cen na poziomie producentów można zapisać w postaci równania macierzowego:

$$p = A^T p + v + m \quad (3)$$

gdzie: $p = [p_j]$ — wektor cen w układzie gospodarczym,

$v = [v_j]$ — wektor jednostkowych kosztów robocizny,

$m = [m_j]$ — wektor jednostkowych narzutów,

$A = [a_{ij}]$ — macierz jednostkowych nakładów bezpośrednich (współczynników technicznych),

$ij = 1, 2, \dots, n$ — symbol produktu.

Przekształcając układ równań (3) względem wektora cen otrzymujemy równanie:

$$p = (I - A)^{-1} (v + m) \quad (4)$$

gdzie: $(I - A)^{-1}$ — tzw. macierz współczynników pełnych nakładów.

Równanie to (4) stanowi dokładne rozwiązanie układu (3) — pozwala wyznaczyć ceny na poziomie gwarantującym producentowi pokrycie kosztów produkcji, zapłacenie podatków oraz uzyskanie nadwyżki w postaci zysku.

W obliczeniach dla celów praktyki planistycznej bardziej przydatne od (4) są iteracyjne metody rozwiązywania układu (3), ponieważ wymagają wykonania mniejszej liczby działań oraz, co może ważniejsze, pozwalają w sposób bardziej naturalny odzwierciedlić przebiegający w gospodarce proces stopniowego dopasowywania cen do zmian kosztów wytwarzania.

W najprostszym przypadku proces iteracyjnego dostosowywania cen do kosztów można przedstawić w postaci ciągu równań macierzowych

$$p^{(k)} = (A^T)^k p^{(k-1)} + (v + m) \quad (5)$$

lub w przekształceniu

$$p^{(k)} = (A^T)^k p^{(0)} + \left[(A^T)^{k-1} + (A^T)^{k-2} + \dots + I \right] (v + m) \quad (6)$$

gdzie: (i) — numer iteracji.

Z własności macierzy A , w szczególności z tego, że jej pierwiastki charakterystyczne, co do wartości bezwzględnej, nie przekraczają jedności wynika, że:

$$\lim_{k \rightarrow \infty} (A^T)^k = 0$$

oraz

$$I + A^T + (A^T)^2 + \dots = (I - A^T)^{-1}$$

Stąd i z (6):

$$\lim_{k \rightarrow \infty} p^{(k)} = (I - A^T)^{-1} (v + m)$$

Przy dostatecznie dużej liczbie iteracji k wektor cen uzyskany ze wzoru (6) jest dowolnie bliski dokładnemu rozwiązaniu (4) układu (3). Oczywiście, metoda jest zbieżna przy dowolnym startowym wektorze cen $p^{(0)}$.

Przykład 1

Układ gospodarczy składa się z trzech działów. Znana jest macierz współczynników nakładów bezpośrednich (współczynników technicznych) oraz jednostkowe koszty robocizny i jednostkowe narzuty na koszty:

$$A = \begin{bmatrix} 0,5 & 0,2 & 0,1 \\ 0,1 & 0,5 & 0,2 \\ 0,2 & 0,1 & 0,4 \end{bmatrix} \quad v = \begin{bmatrix} 10 \\ 4 \\ 5 \end{bmatrix} \quad m = \begin{bmatrix} 20 \\ 10 \\ 5 \end{bmatrix}$$

Przypuśćmy, że planiści ustalili ceny na wyjściowym poziomie $p^{(0)} = \begin{bmatrix} 80 \\ 100 \\ 40 \end{bmatrix}$ różnym od istniejącego (aczkolwiek nieznanego) rozwiązania.

Jeżeli uruchomiony zostanie proces dostosowawczy postaci (5), to w kolejnych okresach ceny będą kształtowały się na następujących poziomach:

$$p^{(1)} = \begin{bmatrix} 88 \\ 84 \\ 54 \end{bmatrix} \quad p^{(2)} = \begin{bmatrix} 93,2 \\ 79 \\ 57,2 \end{bmatrix} \quad p^{(3)} = \begin{bmatrix} 95,94 \\ 77,86 \\ 58 \end{bmatrix}$$

$$p^{(4)} = \begin{bmatrix} 97,356 \\ 77,918 \\ 58,366 \end{bmatrix} \quad p^{(5)} = \begin{bmatrix} 98,143 \\ 78,2668 \\ 58,6656 \end{bmatrix} \quad p^{(6)} = \begin{bmatrix} 98,6313 \\ 78,62856 \\ 58,9339 \end{bmatrix}$$

Jeśli skorzystamy z formuły (4) stwierdzimy, że ceny winny kształtować się na poziomie $p = \begin{bmatrix} 100 \\ 80 \\ 60 \end{bmatrix}$. Oznacza to, że już w szóstej iteracji otrzymaliśmy ceny bliskie dokładnemu rozwiązaniu — błąd względny nie przekracza 2%.

Zwróćmy uwagę, że interesująca nas formuła tworzenia cen (1) nie w pełni odpowiada rozpatrywanemu schematowi. Narzuty w formule (1) są ustalane proporcjonalnie do kosztów, podczas gdy w rozpatrywanej formule (3)

kwotowo. Jeżeli założymy, że w cenie wyrobu egzekwowany jest narzut wyrażony w odsetkach:

$$m_j = z \left(\sum_{i=1}^n a_{ij} p_i + v_j \right) \quad (7)$$

równanie (3) zostanie zmodyfikowane do postaci:

$$p = (1 + z) (A^T p + v) = (1 + z) A^T p + (1 + z) v \quad (8)$$

Własności macierzy $(1 + z)A$ nie gwarantują zbieżności procesu iteracyjnego, ponieważ macierz ta nie musi posiadać identycznych własności co macierz współczynników nakładów bezpośrednich A .

Jakie mogą być konsekwencje zmiany formuły (3) na (8) zilustrują kolejne dwa przykłady¹⁾.

Przykład 2

Przypuścmy, że w układzie gospodarczym opisanym macierzą współczynników nakładów bezpośrednich:

$$A = \begin{bmatrix} 0 & 0,8 & 0,2 \\ 0,1 & 0 & 0,8 \\ 0,5 & 0 & 0 \end{bmatrix}, \text{ przy kosztach robocizny } v = \begin{bmatrix} 2 \\ 10 \\ 11 \end{bmatrix}$$

ceny ustalono na poziomie $p^{(0)} = \begin{bmatrix} 25 \\ 30 \\ 40 \end{bmatrix}$, tj. na poziomie kosztów wytworzenia

($z=0$), a następnie zalecono w każdej gałęzi zrealizować 20% stopę zysku ($z=0,2$). Oznacza to przejście od układu postaci (3) do układu postaci (8).

$$p = 1,2 \begin{bmatrix} 0 & 0,8 & 0,5 \\ 0,1 & 0 & 0 \\ 0,2 & 0,8 & 0 \end{bmatrix} p + 1,2 \begin{bmatrix} 2 \\ 10 \\ 11 \end{bmatrix} \quad (9)$$

czyli: $p_1 = 0,12p_2 + 0,6p_3 + 2,4$
 $p_2 = 0,96p_1 + 12$
 $p_3 = 0,24p_1 + 0,96p_2 + 13,2$

Dokładnym rozwiązaniem tego układu jest wektor cen $p = \begin{bmatrix} 99,40 \\ 107,43 \\ 140,19 \end{bmatrix}$.

Wzrost kosztów, wynikły z 20% narzutu we wszystkich gałęziach, podwyższył w danym prostym przykładzie blisko o 350% wszystkie ceny.

¹⁾ Por. A.J. Bojarski [2] s. 122—127, L. Biliński [1] s. 159—162.

Wynika to stąd, że bez zrealizowania takich cen dostawcy nie mogliby pokryć swoich kosztów i otrzymać żadanego 20% narzutu; będąc bowiem jednocześnie odbiorcami musieli pokryć podwyższone ceny zakupu materiałów. Wyjściowa relacja cen $p_1 : p_2 : p_3$ uległa nieznacznej modyfikacji z 5 : 6 : 8 na 5 : 5,4 : 7,05.

Przykład 3

Załóżmy, że stopę narzutu ustalono na poziomie 30%. Układ równań cen przyjmie postać:

$$p = 1,3 \begin{bmatrix} 0 & 0,1 & 0,5 \\ 0,8 & 0 & 0 \\ 0,2 & 0,8 & 0 \end{bmatrix} p + 1,3 \begin{bmatrix} 2 \\ 10 \\ 11 \end{bmatrix} \quad (10)$$

$$\begin{aligned} \text{czyli: } p_1 &= 0,13p_2 + 0,65p_3 + 2,6 \\ p_2 &= 1,04p_1 + 13 \\ p_3 &= 0,26p_1 + 1,04p_2 + 14,3 \end{aligned}$$

Za punkt wyjścia weźmy te same co w przykładzie 2 koszty i doliczmy 30% narzut; ceny w okresie wyjściowym ustalą się na poziomie:

$$p^{(0)} = 1,3 \begin{bmatrix} 25 \\ 30 \\ 40 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 32,5 \\ 39,0 \\ 52,0 \end{bmatrix} \quad (11)$$

Przy kosztach produkcji $\begin{bmatrix} 31,9 \\ 36,0 \\ 48,7 \end{bmatrix}$ poszczególne gałęzie zrealizują zyski jedynie w wysokości $\begin{bmatrix} 0,6 \\ 3 \\ 3,3 \end{bmatrix}$, czyli niższej niż żądane 30%. Próba osiągnięcia

żądanych zysków w jednej gałęzi podnosi koszty wytwarzania w pozostałych, wobec czego żadna nie osiąga żadanego poziomu rentowności. Trzymanie się zasady 30% narzutu spowoduje wzrost cen na kolejnych etapach:

$$p^{(1)} = \begin{bmatrix} 41,47 \\ 46,80 \\ 63,30 \end{bmatrix} \quad p^{(2)} = \begin{bmatrix} 49,8290 \\ 56,1288 \\ 73,7542 \end{bmatrix} \quad p^{(3)} = \begin{bmatrix} 57,836974 \\ 64,822160 \\ 85,629492 \end{bmatrix} \quad (12)$$

Ponieważ proces ten nie wygląda na zbieżny znajdziemy dokładne rozwiązanie układu (10). Stanowi go układ liczb $p_1 = -3107$, $p_2 = -3219$, $p_3 = -4141$.

Przykład ten stanowi ilustrację sytuacji, gdy droga podwyższania cen, mająca zapewnić osiągnięcia żadanego poziomu rentowności (mierzonego określonym poziomem narzutów na koszty), prowadzi jedynie do lawinowe-

go wzrostu cen. Z numerycznego punktu widzenia sprawa jest oczywista — macierz $1,3A$ z układu równań (10) nie posiada własności macierzy A^2). Przykład ten winien być szczególnie pouczający dla bezkrytycznych zwolenników reformy cen opartej na formule: koszty produkcji plus procentowe narzuty. Bez uruchomienia mechanizmów, sprzyjających obniżaniu jednostkowych kosztów produkcji oraz zachęcających do zwiększenia zysków drogą zwiększania produkcji, a nie podwyższania ceny, każdej gospodarce grozić może lawinowy wzrost cen, przy spadku produkcji.

KSZTAŁTOWANIE PRODUKCJI I CEN A MODELE RACHUNKU KOSZTÓW

Krytyka kosztowej formuły cen (1) nie jest w stanie zmienić faktu, że koszty są i pozostaną istotną i niezbędną informacją w planowaniu produkcji i w podejmowaniu decyzji cenowych.

Nadrzędną zasadą polityki cenowej winno być pełne pokrycie kosztów produkcji oraz wygospodarowanie ustalonej kwoty zysku globalnego, a nie (co m.in. staraliśmy się pokazać w poprzednim punkcie) jednostkowa stopa zysku. Takie podejście do kształtowania cen wymaga dużej elastyczności w podejmowaniu decyzji, a także dysponowania szeroką informacją w zakresie kształtowania się kosztów.

Generalną zasadą polityki cenowej w przedsiębiorstwie wieloasortymentowym winno być, że ceny pewnej liczby asortymentów pokrywają ich koszty zmienne wytworzenia i sprzedaży oraz dużą część kosztów stałych, a ceny niektórych wyrobów pokrywają ich koszty zmienne i tylko małą (pozostałą) część kosztów stałych.

Cel ten jest trudny lub wręcz niemożliwy do osiągnięcia w warunkach stosowania tzw. pełnego rachunku kosztów oraz tradycyjnych metod kalkulacji podziałowej i doliczeniowej³⁾. Uzyskiwane tą drogą informacje o pełnym jednostkowym koszcie wytworzenia są zdeformowane. Również zysk jednostkowy ustalony od fikcyjnej podstawy staje się kategorią sztuczną. Ustalanie cen w oparciu o uzyskiwane tą drogą informacje sprzyja sytuacjom rekompensowania strat, z tytułu ograniczania produkcji i niepełnego wykorzystania potencjału produkcyjnego, wzrostem cen. Sytuację taką ilustruje poniższy przykład.

Przykład 4

Dane wyjściowe	Koszt całkowity produkcji	Produkcja (w szt)
okres I	400000 zł	2000
okres II	320000 zł	1000

²⁾ Między innymi nie wszystkie jej pierwiastki charakterystyczne co do wartości bezwzględnej są mniejsze od jedności oraz macierz $(I - 1,3A)^{-1}$ nie jest nieujemna.

³⁾ Szerzej na ten temat pisze I. Sobańska. Zob. A. Jarugowa, I. Sobańska, R. Sochacka [5].

Kalkulacja kosztu jednostkowego i ceny:

$$\text{okres I koszt jednostkowy} \frac{400000}{2000} = 200 \text{ zł}$$

$$\text{stawka zysku} \quad \quad \quad 20 \text{ zł}$$

$$\text{cena zbytu} \quad \quad \quad \underline{220 \text{ zł}}$$

$$\text{okres II koszt jednostkowy} \frac{320000}{1000} = 320 \text{ zł}$$

$$\text{stawka zysku} \quad \quad \quad 20 \text{ zł}$$

$$\text{cena zbytu} \quad \quad \quad \underline{340 \text{ zł}}$$

Zmniejszenie produkcji w okresie II o 50% pociągnęło za sobą wzrost kosztu jednostkowego i tym samym ceny o 120 zł.

Kolejny przykład winien uwypuklić przewagę rachunku kosztów zmiennej nad rachunkiem kosztów pełnych, w zakresie dostarczania informacji do planowania produkcji i analizy jej opłacalności⁴).

Przykład 5

Przedsiębiorstwo, ze względu na ograniczenia surowcowe, nie wykorzystuje swych zdolności produkcyjnych. Dotychczasowa produkcja i sprzedaż wynosiła 10 tys. szt wyrobów. Koszty własne kształtowały się na poziomie 10 mln zł, w tym koszty stałe 6 mln zł. Cenę sprzedaży ustalano na poziomie 1386 zł.

Pojawiła się możliwość otrzymania, w ramach programu rządowego, surowca dla 12 tys. sztuk, które byłyby sprzedawane po cenie niższej o 100 zł od poprzedniej. Rozważmy problem opłacalności włączenia się do realizacji programu rządowego:

a) posługując się rachunkiem kosztów pełnych otrzymujemy:

przy produkcji 10 tys. sztuk:

$$\text{pełny koszt jednostkowy} \quad . \quad . \quad . \quad . \quad 1000 \text{ zł}$$

$$\text{cena zbytu} \quad . \quad . \quad . \quad . \quad . \quad 1386 \text{ zł}$$

$$\text{zysk jednostkowy} \quad . \quad . \quad . \quad . \quad . \quad 386 \text{ zł}$$

$$\text{zysk globalny} \quad . \quad . \quad . \quad . \quad . \quad 3860 \text{ mln zł}$$

przy produkcji 12 tys. sztuk:

$$\text{cena zbytu} \quad . \quad . \quad . \quad . \quad . \quad 1286 \text{ zł}$$

$$\text{koszt jednostkowy} \quad . \quad . \quad . \quad . \quad . \quad 1000 \text{ zł}$$

$$\text{zysk jednostkowy} \quad . \quad . \quad . \quad . \quad . \quad 286 \text{ zł}$$

$$\text{zysk globalny} \quad . \quad . \quad . \quad . \quad . \quad 3432 \text{ mln zł}$$

⁴) Przykład zaczerpnięty z pracy A. Jarugowa, I. Sobańska, R. Sochacka, op. cit.

b) korzystając z rachunku kosztów zmiennych otrzymamy:

przy produkcji 10 tys. szt:

zmienny koszt jednostkowy	400 zł
cena zbytu	1386 zł
jednostkowa marża brutto	986 zł
globalna marża brutto	9860 mln zł
całkowite koszty stałe	6,0 mln zł
zysk globalny	3860 mln zł

przy produkcji 12 tys. szt.:

zmienny koszt jednostkowy	400 zł
cena zbytu	1286 zł
jednostkowa marża brutto	886 zł
globalna marża brutto	10632 mln zł
koszty stałe	6,0 mln zł
zysk globalny	4632 mln zł

Z przeprowadzonego rachunku wynika, że w przypadku korzystania z rachunku kosztów pełnych przedsiębiorstwu grozi podjęcie decyzji o niewłączeniu się w realizację programu rządowego oraz utrata potencjalnego zysku w wysokości 772 tys. zł. Tylko wówczas, gdy rachunek opłacalności będzie prowadzony na bazie informacji tworzonych przez rachunek kosztów zmiennych lub systemy zbudowane na jego zasadach (np. elastyczny rachunek kosztów planowanych) wykazane zostaną korzyści skali produkcji i podjęta decyzja o rozszerzeniu rozmiarów produkcji, przy jednoczesnym obniżeniu ceny.

Krytyka przeprowadzona kilkanaście lat temu spowodowała odejście od posługiwania się rachunkiem kosztów pełnych w rozwiniętych gospodarstwach zachodnich⁵⁾. Głosy polskich specjalistów od rachunku kosztów, nawołujące do pójścia w ślady zachodnich gospodarek, pozostają wciąż głosami wołającymi na puszczy. Argumenty przeciwników o większej pracochłonności rachunków kosztów zmiennych w dobie szybkich komputerów brzmią co najmniej niepoważnie. Tym bardziej, że z rachunku kosztów zmiennych można zawsze wyjść na kategorie rachunku kosztów pełnych, ale nie odwrotnie.

*
* *

Kolejne reformy cen w polskiej gospodarce nie przyniosły oczekiwanych rezultatów. Nastąpiło widoczne wzmocnienie inflacji oraz pogorszenie sytuacji rynkowej oraz z jednej strony — nieuzasadnione zwiększenie stopnia zróżnicowania dochodów, a z drugiej brak oczekiwanych zmian w struk-

⁵⁾ Wskazywano, że rachunek ten antymotywuje do oszczędzania i nie tylko nie tłumi inflacji, lecz ją nakręca. Ujemne skutki stosowania tego rachunku potęgują się oczywiście w warunkach osłabienia (np. przez monopole) lub niefunkcjonowanie mechanizmów rynkowych. Wszystkie negatywne skutki dostrzegane są w pełni również w naszej gospodarce.

turze i rozmiarach produkcji. Wniosek z niepowodzeń reformy cen jest taki, że zmiany cen powinny być robione w kompleksie głębokich reform systemowych, w warunkach rozbicia wszystkich struktur monopolistycznych, uaktywnienia polityki finansowo-kredytowej.

Obowiązujący system finansowy (w tym obowiązujący rachunek kosztów, formuła kosztowa cen, zasada ustalania zysku proporcjonalnie do kosztów, system podatkowy, system dotacji i dopłat) jest odpowiedzialny za nakręcanie spirali inflacyjnej. By móc skutecznie tym negatywnym zjawiskom przeciwdziałać konieczna jest współpraca specjalistów wielu dyscyplin. Tymczasem nawet ekonomiści poszczególnych dyscyplin nie potrafią ze sobą współpracować — to nie tylko statystyk nie rozumie specjaliści od rachunku kosztów, który tworzy znaczną część danych statystycznych. Handlowiec nie wykorzystuje i nie rozumie ekonometrycznych metod prognozowania popytu i podaży. Nie chodzi o przykłady. Swoje skromne wystąpienie chciałabym zakończyć apelem o prowadzenie w większym, niż to ma miejsce do tej pory, zakresie badań interdyscyplinarnych, również w badaniu procesów kształtowania się cen.

BIBLIOGRAFIA

- [1] L. Biliński: *Rachunek ekonomiczny w planowaniu i zarządzaniu*, Warszawa, PWN.
- [2] A.J. Bojarski: *Szkice matematyczno-ekonomiczne*, Warszawa.
- [3] D. Gale: *Teoria liniowych modeli ekonomicznych*, Warszawa, PWN.
- [4] A. Jarugowa: *Rachunek kosztów w systemie informacyjnym przedsiębiorstwa*, Warszawa, PWE.
- [5] A. Jarugowa, I. Sobańska, R. Sochacka: *Metody kalkulacji. Koszty, ceny, decyzje*, Warszawa, PWE.
- [6] W. Krencik: *Karuzela kręci się nadal*, *Polityka* nr 39.
- [7] A. Mostowski, M. Stark: *Elementy algebry wyższej*, Warszawa, PWN.

dr Maria Lubera — Uniwersytet Łódzki

Lech Miastkowski

Niektóre problemy badań relacji cen detalicznych

Z natury kategorii cen, jako zjawiska ekonomicznego, wynika powszechność relacji, jakie tworzą ceny między sobą oraz współtworzą z innymi wielkościami ekonomicznymi. Trzeba zatem dokonać selekcji i doboru relacji tworzonych lub współtworzonych przez ceny detaliczne, aby zakreślić przedmiot badań. Chodzi przede wszystkim o takie relacje, które mają jakiś

sens społeczno-ekonomiczny, bowiem wyrażają i obsługują określone procesy w sferze produkcji, podziału, wymiany i spożycia. Wpływ ma tu także cel badań, oczekiwane korzyści poznawcze i praktyczne prowadzącego lub/i zamawiającego badania. Wreszcie niezbędna jest poprawność metodologiczna, jeśli chodzi o stronę ilościowo-statystyczną i ekonometryczną w wydobywaniu, śledzeniu ruchu i tendencji w dynamice relacji cen. Wszystko to zakłada i żąda, po pierwsze, dysponowania **teorią procesów** objętych badaniami, wiedzą o prawach produkcji i wymiany towarów, o prawidłowościach kształtowania cen, po drugie, zastosowania odpowiednich **metod i narzędzi** wypracowanych przez statystykę i ekonometrię i po trzecie, posiadania określonych **relacji odniesienia** dla oceny wydobywanych relacji cen w statyce i dynamice.

Opracowanie obejmuje refleksje ekonomisty ogólnego, specjalizującego się w teorii i polityce cen, na temat relacji cen detalicznych, jako przedmiotu badań. Ograniczam się przy tym do kilku grup zagadnień, takich jak: makieta pytań nasuwających się w badaniach relacji cen detalicznych, potrzeba posiadania relacji odniesienia i ich rola, różne ujęcia problemu standardowych relacji cen, problemy związane z określeniem tych relacji.

MAKIETA PYTAŃ W BADANIACH RELACJI CEN DETALICZNYCH

Poprawne sformułowanie pytań badawczych rozstrzyga wiele o powodzeniu badań. Dotychczasowa wiedza o przedmiocie badań pozwala sformułować makieta pytań, ale zarazem należy przyjąć ją za otwartą, którą przyjdzie wzbogacać i konkretyzować w oparciu o wyniki badań i zdobyte doświadczenia. W przyjętym zakresie badań relacji cen detalicznych można wyodrębnić, moim zdaniem, trzy wielkie grupy działań:

1. Uchwycenie relacji cen, określenie ich poziomu, kierunków i tempa zmian, wydobywania tendencji i kontrtendencji. Dokonać trzeba, odpowiadającego celom badań, doboru relacji cen detalicznych pod względem rzeczowym, a więc wyboru rodzajów towarów, grup towarowych i ich reprezentantów, a także pod względem cenowym, a więc wyboru formy wymiany, rodzaju cen. Chodzi też o wykorzystanie odpowiednich metod uchwycenia relacji cen w statyce i dynamice. Mamy tu liczne ilościowo-metodologiczne elementy badań. Cena jest w istocie rzeczy kategorią jednostkową, tj. jednostki wartości użytkowej w przyjętej w obrocie porcji masy. Posługując się relacjami cen jednostkowych, indywidualnych, tj. konkretnych towarów zyskujemy wprawdzie na konkretności i zgodności z codzienną praktyką nabywców, ale tracimy na ogólnym obrazie relacji cen w statyce i w dynamice całych grup towarowych. Z drugiej jednak strony posługując się relacjami cen średniogrupowych, cen średnioważonych, indeksami ruchu cen grup towarowych, zyskujemy na syntezie i ogólnym spojrzeniu, ale odrywamy się od relacji cen jednostkowych i indywidualnych, ponieważ oprócz nich wydobyte relacje znajdują się również pod wpływem

przyjętych wag i zmian struktury grup i agregatów towarowych oraz zastosowanej metodologii statystycznej (np. wyboru reprezentantów, rodzaju indeksów, wielkości bazowych itp.).

2. Interpretacja stanu i tendencji zmian relacji cen. Chodzi tu o wydobycie związków przyczynowo-skutkowych i współistnienia albo funkcjonalnych, potwierdzenie lub niepotwierdzenie znanych prawidłowości ruchu relacji cen, stwierdzenie kierunków i stopnia odchylenia od tych prawidłowości, znalezienie przyczyn zmian konkretnych relacji cen detalicznych, z ukazaniem roli poszczególnych czynników cenotwórczych. Mamy tu liczne elementy wyjaśniającej, diagnostycznej i prognostycznej strony badań.

3. Ocena badanych relacji cen, ich poziomu, kierunków zmian, ich stosunku do przyjętych relacji odniesienia, np. relacji standardowych, docelowych, „wzorcowych” dla danej sytuacji i dla danej sfery wymiany. Chodzi tu głównie o wydobycie relacji odniesienia dla badanych faktycznych relacji cen detalicznych, ujawnienie społeczno-ekonomicznej treści badanych relacji cen i kryjących się za tym regulatorów szczegółowej struktury produkcji i spożycia dóbr konsumpcyjnych, o cenę, czy faktyczne relacje cen są ekonomicznie uzasadnionymi, społecznie pożądanymi czy też nie. Mamy tu liczne elementy wartościującej i postulatywnej strony badań.

Wymienione wyżej trzy strony badań i refleksji nad relacjami cen detalicznych zająają się ze sobą i warunkują wzajemnie, wysuwają też „własne porcje” pytań o charakterze metodologicznym i teoretycznym. Tak więc ilościowo-statystyczna strona badań relacji cen ma m.in. odpowiedzieć na pytania: jakie występują zmiany i tendencje w zakresie badanych relacji cen? czy, w jakim kierunku i zakresie relacje cen detalicznych odbiegają od relacji cen skupu produktów i surowców rolnych? odbiegają od relacji cen danych produktów dla ich wytwórców? w jakim stopniu relacje cen socjalnych, drenażowych i prewencyjnych odchylają się od relacji cen normalnych danych dóbr? jakie występują różnice w statyce i w dynamice wewnątrzgrupowych relacji cen poszczególnych wariantów danej wartości użytkowej? jaka jest wewnętrzna struktura badanych relacji cen detalicznych, udział ich nośników, jak np. koszty produkcji, zyski, podatki przedmiotowe, marże handlowe? czy i w jakim zakresie i z jakim nasileniem występuje tendencja do wyrównywania się poziomu cen w relacjach międzygrupowych, jak też kontrtendencja do różnopoziomowości relacji cen detalicznych?

Z kolei wyjaśniająco-diagnostyczna strona może dać odpowiedź na takie pytania, jak: co legło u podstaw wykrytych zmian i tendencji w przyjętym zakresie badanych relacji cen? jakie są przyczyny niejednakowego tempa zmian cen detalicznych, a więc i zmian relacji cen? czy i w jakim zakresie i stopniu działają pod tym względem: podatek obrotowy i dotacje przedmiotowe, różnicowanie stawek zysku przez monopole, różnorodność metod tłumienia przez państwo podwyżek cen? czy i jaki jest wpływ bezpośredniej ingerencji w postaci cen urzędowych, cen regulowanych? jakie

są przyczyny odmienności relacji cen krajowych i w innych porównywanych krajach, w przyjętym zakresie badań?

Wreszcie strona wartościująco-postulatywna badań może udzielić odpowiedzi na pytania: czy faktyczne relacje cen są — prawidłowe, zgodne z ogólnymi prawidłowościami? jaka jest treść społeczno-ekonomiczna badanych relacji cen czy są to relacje cen socjalnych, drenażowych, ekonomicznie normalnych; ocena międzygrupowych i wewnątrzgrupowych relacji cen detalicznych z punktu widzenia założeń i celów polityki cenowo-dochodowej, egalitaryzmu i elitaryzmu w spożyciu? czy, w jakim zakresie i stopniu badane relacje cen detalicznych można uznać za przestarzałe, zdeformowane, oderwane od warunków produkcji i warunków realizacji?, ocena badanych relacji cen z punktu widzenia ich wpływu na kształtowanie się dochodów realnych grup ludności?, potrzeba i możliwości „ekonomizacji” badanych relacji cen detalicznych?

Ujawnia się tu dwoisty charakter nauk ekonomicznych, w tym również refleksji naukowych nad relacjami cen detalicznych: z jednej strony mają one **charakter diagnostyczny i prognostyczny**, dostarczają odpowiedzi, co dzieje się w danej dziedzinie, dlaczego jest tak, a nie inaczej i jaki będzie prawdopodobny przebieg procesów, a z drugiej strony — mają **charakter normatywno-postulatywny**, dostarczając odpowiedzi, co i jak należy zmienić, w jakim kierunku działać, aby osiągnąć pożądany układ zjawisk i procesów. Uzyskuje się zatem podwójne korzyści z naukowych badań i teoretycznych refleksji: a) korzyści teorio-poznawcze, np. poznanie tendencji i prawidłowości zmian relacji cen, wykrycie czynników sprawczych, weryfikacja zastosowanej metodologii badań oraz b) korzyści praktyczno-aplikacyjne, dzięki uzyskaniu naukowych podstaw dla polityki cen detalicznych, sformułowania argumentów dla niezbędnych zmian cen.

POTRZEBA RELACJI ODNIESIENIA I ICH ROLA

Przede wszystkim zwraca uwagę ograniczoność i niewystarczalność informacji o samych relacjach cen w danym czasie, czyli w statyce. W jednej z prac na ten temat słusznie, moim zdaniem, stwierdza się, że: „Stwierdzenie istnienia takiej czy innej relacji dwóch cen w jakimś punkcie czasowym samo przez się jeszcze nic nie mówi. Wartość ma dopiero porównanie takich relacji w czasie (w różnych latach) bądź w przestrzeni (w różnych krajach)”. (praca zbiorowa: A. Chlebowczyk, L. Beskid, S. Felbur: *Materiały do badania relacji cen*, PWN 1958, s. 27). Jednakże badania relacji cen w czasie oraz w przestrzeni, stanowiąc krok naprzód, nie usuwają w pełni ograniczoności i niewystarczalności badań formalno-cenowych.

Przede wszystkim dynamika relacji cen dwóch lub więcej towarów niewiele mówi o społeczno-ekonomicznej charakterystyce tych relacji, jeżeli nie odniesienia ich, np. do relacji wartości użytkowej czy do relacji kosztów wytwarzania porównywanych towarów, przy czym również w ujęciu dynamicznym i przestrzennym. Mówiąc już całkiem konkretnie, jeżeli jeden

plóg kosztuje 0,5 kwintala pszenicy, to z tego nie wiemy jeszcze wszystkiego, nawet wiedząc, że gdzie indziej albo kiedy indziej kosztuje, albo kosztował 1 kwintal pszenicy. Dowiadujemy się wprawdzie, że relacja ta zmieniła się i jest ona formalnie korzystniejsza dla pszenicy i jej producentów albo sprzedawców, ale nie wiemy jeszcze o rzeczywistej treści tej relacji, skoro pomijamy takie wielkości i relacje, jak relacje walorów użytkowych porównywanych towarów, relacje kosztów ich wytwarzania, nie mówiąc już o dynamice czy porównywaniach dochodów i podatków, współdecydujących o możliwościach zakupów inwestycyjnych (plóg jest wydatkiem inwestycyjnym, wielokrotnego użytku).

Formułuję zatem pogląd, że badania w czasie i w przestrzeni relacji cen, ujawnienie różnic, kierunków i nasilenia zmian relacji cen nie są wystarczające z punktu widzenia ekonomicznej charakterystyki ujawnionych procesów cenowych. W tym celu potrzebne są określone relacje odniesienia. Wydobyć zaś treści badanych relacji cen i jej dynamiki, chociaż trudne i złożone, posiada duże znaczenie teoretyczne i praktyczne, a nawet społeczne i polityczne. Ujawnia się bowiem i poddaje ocenie poziom cen dla wytwórców i dla konsumentów, poziom, na jakim kształtują się i rozwijają relacje cen, ujawnia się zakres i nasilenie różnopoziomowości międzygrupowych relacji cen, kierunek aktywnej polityki cen detalicznych i stosunków redystrybucji dochodu narodowego.

Istniejące, jak też zmieniające się relacje cen mogą być wyrazem i składnikiem strukturalnej równowagi rynkowej typu ekonomicznego, kiedy zgodnie z wymogami prawa wartości (prawa ceny produkcji) ciąży do realizacji podstawowych albo wyrazem i składnikiem strukturalnej równowagi rynkowej typu społecznego, kiedy zgodnie z wymogami socjalistycznego wzorca spożycia są trwale odchylane od relacji podstawowych, np. jako relacje cen socjalnych czy drenażowych albo prewencyjnych.

Skoro uznajemy celowość odpowiedzi na pytanie trzeciej grupy, w tym zwłaszcza pytanie, jaka jest treść społeczno-ekonomiczna badanych relacji cen, czy są one ekonomicznie uzasadnione, w jakich kierunkach powinny być zmieniane, wówczas potrzebne są określone relacje odniesienia. Relacje odniesienia stanowią niezbędny warunek i zarazem składnik normatywno-postulatywnego podejścia do przedmiotu badań.

Relacje odniesienia mogą pełnić wielostronną rolę:

- być relacjami standardowymi, „wzorcowymi”, służyć za kryterium porównania i oceny faktycznych relacji cen, uznania ich za prawidłowe bądź nieprawidłowe;
- być podstawą ujawniania kierunku i nasilenia odchyleń faktycznych relacji cen, ich aktualności albo zestarzenia się i deformacji;
- być podstawą dla wydobywania społeczno-ekonomicznej treści relacji cen formalnej równowagi rynkowej;
- być punktem wyjścia dla uruchamiania mechanizmów i zabiegów, zmierzających do zbliżania relacji cen do relacji odniesienia.

Jeżeli idziemy tak daleko w naszych badaniach, a są one z ogólno-ekonomicznego podejścia potrzebne i celowe, to kluczowym problemem staje się jakościowa i ilościowa określoność owych relacji odniesienia, relacji standardowych czy wzorcowych. Trzeba przyznać, że różne są ujęcia samego problemu relacji odniesienia.

UJĘCIE PROBLEMU „STANDARDOWYCH” RELACJI CEN DETALICZNYCH

W sprawie celowości stosowania oraz ujęcia problemu „standardowych” relacji cen detalicznych muszą być i są rozmaite poglądy. Oto zwięźle przedstawione ujęcia problemu relacji standardowych:

1. Ujęcie sceptyczne. Według niego nie można mówić o nieokreślonych, absolutnie optymalnych, „wzorcowych” relacjach cen detalicznych i bezprzedmiotowe są ich poszukiwania, by mieć relacje podniesienia i kryterium oceny faktycznych relacji cen. Decyduje o tym wielka różnorodność i zmienność ekonomicznych i społecznych, niezależnych i zależnych, ze sfery obiektywnych procesów i ze sfery polityki gospodarczej i społecznej, czynników wpływających bezpośrednio i pośrednio na poziom, relację i dynamikę cen detalicznych. Na odcinku tych cen krzyżują się sprzeczności interesów i celów gospodarowania producentów, konsumentów i całej gospodarki, sprzeczności ekonomicznych i społecznych czynników cenotwórczych, co powoduje występowanie różnych i sprzecznych ze sobą kryteriów oceny tych cen. Korzystne ich relacje i optymalne dla producentów, np. z punktu widzenia kosztów i opłacalności produkcji, nie są często takimi dla konsumentów, np. z punktu widzenia relacji użyteczności dóbr i vice versa. Mają miejsce także sprzeczności preferencji społecznych i indywidualnych, jak też sprzeczności w obrębie samych kryteriów ekonomicznych, np. relacje cen zgodne z relacjami podstawowymi nie dają relacji cen równowagi rynkowej i odwrotnie, relacje cen równowagi rynkowej przejściowo, a nawet i trwale, odchylają się od relacji podstawowych. Poza tym zmieniają się stale warunki produkcji i realizacji i relacje „optymalne” na dany moment czy okres, a trudno założyć oderwany od rzeczywistości model absolutnej giętkości cen. Można tu przytoczyć słowa J. Wierzbickiego: „Nie ma obiektywnych przesłanek dla określenia optymalnej struktury cen, o tym że pewna struktura jest w danych warunkach optymalna, decydują bowiem zawsze jakieś kryteria polityczno-gospodarcze, a każda zmiana sytuacji gospodarczej albo celów politycznych pociąga za sobą konieczność odpowiedniej zmiany wzajemnych relacji cen. Najważniejszą rolę odgrywa przy tym związek między cenami a podziałem dochodów w poszczególnych działach gospodarki narodowej” (*Zagadnienia akumulacji pieniężnej w gospodarce socjalistycznej*, Warszawa 1964, s. 211).

2. Ujęcie fundamentalistyczne. Jest mu właściwe wąskie, rzekłbym, czysto ekonomiczne ujęcie „wzorcowych” relacji cen detalicznych. Wskazuje się bowiem na wymogi obiektywnych praw produkcji i wymiany towarów

i przyjmuje, że optymalnymi, standardowymi są relacje cen tzw. strukturalnej równowagi rynkowej, typu czysto ekonomicznego, w warunkach faktycznego albo symulowanego modelu wolnej, doskonałej konkurencji. Są to zatem relacje cen równowagi podaży i popytu, zgodne z relacjami produkcyjnej, wartościowej podstawy cen. Badania i oceny relacji cen otrzymują tą drogą obiektywne, naukowe relacje odniesienia i kryteria optymalizacji, uwolnione od towarzyszących pragmatycznemu ujęciu elementów woluntaryzmu i arbitralności, jak też od nieokreśloności tzw. społecznych czynników cenotwórczych.

3. Ujęcie pragmatyczne. Według niego optymalnymi relacjami cen detalicznych są takie, które z co najmniej dostateczną skutecznością służą realizacji celów gospodarczych i społecznych. Zakłada się tu występowanie określonej funkcji celu, która przyjmuje go za kryterium optymalizowania środków służących jego osiągnięciu. Punkt odniesienia ma zatem charakter pragmatyczny, względny i historyczny, jako że cele są różne, gospodarcze i społeczne oraz zmieniają się. Możliwe jest tu szerokie pojmowanie celów polityki cen detalicznych; mogą one mieć charakter czysto ekonomiczny, jak np. osiąganie równowagi rynkowej, maksymalizacja zysku, jak i społeczny, np. przystępność danych dóbr dla słabych ekonomicznie grup ludności. Cele stawiane przed cenami nie muszą być dowolne, ale też obiektywnie uwarunkowane przez sytuację ekonomiczną, miejsce klas i grup społecznych w produkcji, wymianie i w podziale, założenia ustrojowe, a ponadto podlegać mogą mechanizmom społecznej weryfikacji. Dopuszczalność różnych i zmiennych celów, stawianych w polityce relacji cen detalicznych, różnicuje i konkretyzuje kryteria ich optymalności, żąda odpowiedniego doboru relacji wzorcowych, dla oceny faktycznych relacji cen.

4. Ujęcie normatywno-postulatywne. W tym ujęciu zostają określone relacje cen jako relacje postulowane do osiągnięcia, docelowe, uznane za pożądane, możliwe i konieczne. Do relacji docelowych mają się zbliżać faktyczne relacje cen. Porównanie ich z relacjami docelowymi pozwala ustalić kierunek, stopień odchyień, tendencje do oddalania się lub do zbliżania się i pozwala dokonać oceny dotychczasowej polityki struktury produkcji i konsumpcji, jak też relacji cen detalicznych. Na tej podstawie można formułować postulaty o zmianach relacji cen i mechanizmach, które wymuszałyby i umożliwiałyby osiągnięcie relacji docelowych, postulowanych.

5. Ujęcie historyczno-porównawcze. Punktem wyjścia są tu zaobserwowane w kraju lub w innych krajach tendencje w zakresie zmian relacji cen, które przyjmuje się za podstawę porównań i oceny relacji badanych cen danych towarów lub ich grup. W przypadku rozbieżności między relacjami badanymi i relacjami, wyrażającymi prawidłowe zmiany szerszych relacji cen, np. relacji cen artykułów przemysłowych i żywnościowych, relacji w krajach porównywanych, szuka się przyczyn tych odchyień. Wychodzi się bowiem z założenia, że ogólne tendencje kształtowania się relacji cen szerszych grup towarowych albo dotychczasowe tendencje na określonym

etapie rozwoju gospodarki i społeczeństwa w innych krajach, będą ujawniać się w danym kraju, gdy osiągnie on ów stopień rozwoju, albo że znane w przeszłości tendencje ruchu relacji cen będą nadal występować i zachowywać walor w najbliższej przyszłości. Krótko mówiąc, badane relacje cen detalicznych ocenia się według zgodności albo niezgodności, powielania albo deformowania historycznie i porównawczo ujętych relacji odniesienia.

6. Ujęcie mieszane „kompromisowe”. Proponuję tak nazwać ujęcie, w którym, w charakterze relacji odniesienia, przyjmuje się pozytywne strony poprzednich ujęć. Nie oznacza ono kompilacji ani odrywania się od rzeczywistości, od potrzeb i celów badań relacji cen detalicznych. Ujęcie to bowiem uznaje fakt, że w zakresie szczegółowej struktury dóbr konsumpcyjnych występują dwa regulatory — **zasada prawa wartości i zasada pożądanego wzorca spożycia**, że w zakresie cen detalicznych działają dwie grupy czynników cenotwórczych — **ekonomiczne i społeczne**, i co za tym idzie, wykształcają się różne typy strukturalnej równowagi szczegółowej podaży i popytu (zakładając przy tym rynkowy mechanizm wymiany, co nie zawsze ma miejsce). Obok sfer „czystych”, w których bądź zachowuje regulującą rolę prawo wartości, bądź trwale wychodzi się poza wymagania tego prawa, występują sfery symbiozy ekonomicznych i społecznych czynników cenotwórczych, gdzie z jednej strony relacje cen ekonomicznie uzasadnione są moderowane przez względy społeczne, a relacje społecznie uzasadnione są moderowane, czyli „ekonomizowane” przez czynniki ekonomiczne.

WIELOPOSTACIOWOŚĆ RELACJI ODNIESIENIA

Posługuję się tu szerokim pojęciem relacji odniesienia dla badanych relacji cen detalicznych. Są to takie relacje cen lub innych wielkości ekonomicznych, np. relacje cen produkcji, relacje wartości użytkowej substytutów, z którymi porównuje się badane relacje cen, ustalając zbieżność lub zbliżenie się w czasie bądź niezgodność lub oddalanie się, w tym jego kierunki i nasilenie. W odróżnieniu od wymienionych uprzednio ujęć relacji standardowych uważam, że relacje odniesienia mogą mieć rozmaitą postać i to jest pożyteczne zarówno z poznawczego, jak i z praktycznego punktu widzenia, przyjętego celu badań. Relacjami odniesienia mogą, ale nie muszą, być relacje standardowe, czyli relacje danego typu strukturalnej równowagi rynkowej.

Oto pożyteczne relacje odniesienia dla badanych relacji cen detalicznych:

Relacje cen hipotetycznych (postulowanych). Są to takie relacje cen detalicznych, które powinny albo mają wejść w życie, aby został spełniony wymóg aktualności danych cen, np. urzędowych, sztywnych, cen na rynku reglamentowanym, przy administracyjnym ograniczaniu czy limitowaniu podwyżek danych cen. Odniesienia w tym przekroju pozwalają oszacować stopień zestarzenia się badanych relacji cen. Relacjami hipotetycznymi mogą, chociaż nie muszą, być relacje standardowe, skoro chodzi o sprowadzanie

popytu do możliwości produkcyjno-podażowych, albo znajdujemy się w sferze wychodzenia poza wymagania prawa wartości. Relacjami hipotetycznymi mogą być również ceny socjalne poddane ekonomizacji, np. bez dotacji przy zachowaniu zwolnienia od podatku obrotowego czy dochodowego.

Relacje cen docelowych. Relacje te, jako relacje odniesienia, występują w następującej sytuacji: a) określony został przedział czasu, np. kilka lat, między układem cen faktycznych a układem cen, jakie mają być osiągnięte; b) w przedziale danego okresu wprowadza się kolejno ceny pośrednie, które sukcesywnie mają dojść do wielkości docelowych. Ich relacje mogą kształtować się na wyższym, ale też i na niższym poziomie, w porównaniu z początkowymi relacjami cen, np. w przypadku okresowego dotowania drogiej produkcji. Odniesienia w tym przekroju wskazują na realizację szerszego programu aktualizacji poziomu i relacji cen detalicznych.

Relacje cen wolnorynkowych. Badane relacje cen danych towarów, przed urynkowaniem ich wymiany, w handlu uspołecznionym mogą być odnoszone do relacji ich cen wolnorynkowych. Relacje cen wolnorynkowych można traktować jako substytucyjne ujęcie relacji docelowych bądź relacji hipotetycznych (np. w przypadku odejścia od dostaw obowiązkowych, od cen urzędowych), a nawet substytucyjne ujęcie relacji podstawowych, np. w gospodarstwach chłopskich, w postaci długookresowej średniej ceny wolnorynkowej danych towarów. Można tu wyjść bowiem z założenia, że w warunkach: a) **polimorficznych form** przedsiębiorczości; b) **swobodnego przepływu pracy i środków produkcji** i pełnego prawa wstępu do danej produkcji; c) **pełnej samodzielności producentów**, kierujących się opłacalnością — toruje sobie drogę tendencja zgodna z zasadą prawa wartości, tj. do wyrównywania się długookresowych relacji cen wolnorynkowych, swobodnych z relacjami podstawowymi. Poza elementami frakcji i kontrtendencji słabą stroną tego ujęcia relacji odniesienia są kłopoty z oszacowaniem relacji średnich cen wolnych, ograniczony zakres wolnego rynku, bezpośredni i pośredni wpływ na wolny rynek i jego ceny ingerencji państwa.

Relacje cen zewnętrznych. Są to relacje kształtujące się poza obrębem danej gospodarki narodowej, a więc na rynkach międzynarodowych, w innych krajach, uzyskiwane w eksporcie albo płacone w imporcie. Nie wszystkie produkty w tym przekroju porównań spełniają wymagania porównywalności, nie wszystkie też są przedmiotem obrotów światowych, jak np. cukier, bawełna, metale kolorowe itd. Relacjami odniesienia są tu często relacje wewnętrzne wybranego kraju lub krajów. Porównania takie, dające obraz zbieżności, a częściej rozbieżności relacji cen, są pożyteczne z kilku powodów: można uzyskać dodatkowe argumenty w uzasadnianiu zesterzenia się badanych relacji cen, potrzeby ich aktualizacji; w związku z liberalizacją obrotów i bezpośrednich powiązań przedsiębiorstw w handlu zagranicznym uzyskuje się orientację o celowych kierunkach korzystnej wymiany; w związku z rozwojem wyjazdów osób do porównywanych krajów

uzyskuje się rozeznanie możliwych kierunków handlu „turystycznego”, w zakresie zmian stawek celnych itd. Wyłania się tu kwestia doboru krajów, których wewnętrzne relacje cen detalicznych byłyby brane w charakterze relacji odniesienia. Oto możliwe i celowe rozwiązania tej kwestii:

- kraje sąsiadujące ze sobą, między którymi odbywa się ożywiony ruch towarów i osób, np. NRD, Czechosłowacja, Węgry, Bułgaria;
- kraje na zbliżonym poziomie rozwoju gospodarczego, porównywalne pod względem rozwoju przemysłu, dochodu narodowego na głowę mieszkańca;
- kraje wyżej rozwinięte od porównywanego, których relacje cen detalicznych można by przyjąć jako relacje hipotetyczne;
- kraje w obrębie danej wspólnoty gospodarczej, programującej rozwój wymiany i integracji gospodarczej;
- kraje głównego importera albo głównego eksportera porównywanych produktów. Osobnym problemem jest dobór przedmiotu porównań międzynarodowych relacji cen z punktu widzenia tak istotnych momentów, jak porównywalność wartości użytkowej, jednorodność i reprezentatywność, stabilność walorów użytkowych w okresie badań. Nie wszystkie produkty sprostać mogą takim wymogom, jak np. cukier, mleko o określonej zawartości tłuszczu, masło, ziemniaki, węgiel energetyczny, cement 250, kawa określonego gatunku, benzyna określonej liczby oktanowej, kWh energii elektrycznej itd.

Relacje formalnie racjonalne. Relacje cen formalnie racjonalnych to relacje cen rozumowo ukształtowane z punktu widzenia realizacji celu i warunków jego osiągania, przy czym optymalizacja cen w skali mikro czy medio nie musi oznaczać ich optymalizacji w skali makro. Weźmy dwa przykłady:

1. Założmy relacje jednolitych cen równowagi podaży i popytu w przedziałach produkcji, w których utargi krańcowe zrównują się z kosztami krańcowymi. W teorii monopolu takie relacje cen maksymalizują zysk krótkookresowy przedsiębiorstwa — monopolisty. Z tego punktu widzenia można je uznać za formalnie racjonalne, bo realizujące funkcję celu, a więc za optymalne w skali mikro i w przekroju krótkookresowym.

2. Założmy z kolei zróżnicowanie ceny danego towaru, wykorzystujące różnice w elastyczności cenowej popytu w poszczególnych segmentach rynku, który na tej podstawie zostaje podzielony tak, aby doszło do wyrównania utargu krańcowego na poszczególnych rynkach cząstkowych, przy danych rozmiarach podaży, albo wyrównanie utargów krańcowych z kosztem krańcowym, przy zmiennych rozmiarach podaży. Takie relacje cen można uznać również za formalnie racjonalne i optymalne w skali mikro i w krótkim czasie z punktu widzenia maksymalizacji zysku drogą absorpcji tzw. ceny konsumenta.

Oto zestaw cen formalnie racjonalnych:

- ceny maksymalizujące zysk krótkookresowy monopolisty z jednolitą ceną wyrobu,

- ceny maksymalizujące zysk krótkookresowy monopolisty, dzielącego rynek i różnicującego cenę danego wyrobu,
- ceny monopolu publicznego, maksymalizujące utarg całkowity z minimalnym, niezbędnym zyskiem,
- ceny tzw. fałszywego optimum uspołecznionego przedsiębiorstwa monopolisty, który wyznacza cenę niższą od ceny równowagi, ale wyższą od ceny „normalnej”, co przynosi wyższe zyski i zarobki i zachowuje wygodną sytuację rynku producenta.

Wymienione relacje cen można różnie oceniać z punktu widzenia ogólnogospodarczego i kryteriów optymalnej alokacji czynników produkcji, np. w warunkach konkurencji wielu z wieloma. Nie można jednakże odmawiać logiki i formalnej racjonalności postępowaniu przedsiębiorstwa, które tak kształtuje poziom i relacje cen, aby realizować swój cel działalności zarobkowej, będący zarazem kryterium mikroefektywności.

KŁOPOTY Z RELACJAMI PODSTAWOWYMI

W sferze działania zasady prawa wartości relacjami, regulującymi relacje cen realizacji, są relacje wartościowej, produkcyjnej podstawy cen towarów, czyli w skrócie relacje podstawowe. Przyjmują one dwojaką postać: 1) **relacji międzynarodowej wartości towarów**, wyrażanych przez relacje cen światowych oraz 2) **relacje krajowej ceny produkcji**, wyrażane przez relacje tzw. cen wyjściowych. Relacje cen realizacji, zbliżone do relacji podstawowych, albo w ujęciu dynamicznym, ciężące do relacji podstawowych i ich zmian, potwierdzałyby działanie zasady prawa wartości (prawa ceny produkcji) w charakterze regulatora szczegółowej struktury produkcji dóbr konsumpcyjnych. W sferze sprzeczności między preferencjami indywidualnymi i społecznymi w zakresie, np. struktury spożycia i podziału dochodów realnych grup ludności, a więc w sferze działania zasady SWS (socjalistycznego wzorca spożycia) relacje podstawowe nie mają charakteru regulującego proporcje produkcyjne i wymienne, występują ceny równowagi podaży i popytu na poziomie cen socjalnych, drenażowych czy prewencyjnych, trwale odchylonych od relacji podstawowych (narzędziami są tu np. dotacje przedmiotowe, akcyza itd.). Nie znaczy to, że niepotrzebne są relacje odniesienia w postaci relacji podstawowych, skoro chcemy oszacować kierunki i nasilenia odchyłań cen realizacji, określić stopień np. socjalności danych cen.

Jak więc widzimy, relacje podstawowe mogą być pożytecznym wariantem relacji odniesienia, wykorzystywanym do celów porównań i wartościowania badanych relacji cen detalicznych. Trzeba jednak przyznać, że istnieją kłopoty z ilościową i jakościową określonością relacji podstawowych. Jeżeli chodzi o **wariant międzynarodowej wartości danych towarów**, to występują trudności, wynikające z kilku rynków międzynarodowych na te towary, sezonowych, koniunkturalnych i strukturalnych zmian cen na rynkach

światowych, piętna polityki międzynarodowych monopolii (np. narzucanych niekorzystnych terms of trade dla krajów surowcowych), różnych koncepcji kursów walutowych.

Jeżeli chodzi o wariant **krajowych cen wyjściowych**, to powszechnie przyjmuje się koszty produkcji, jako główny składnik podstawy cen. Wbrew uproszczonemu poglądom rachunek kosztów produkcji na jednostkę produktu należy do trudnych i dodajmy, „zabagnionych” odcinków liczenia nakładów i wyników produkcji. W licznych przypadkach produkcji sprzężonej nieuchwytnie są nawet koszty bezpośrednie, ponieważ ponosi się wyłącznie koszty wspólne wytwarzania poszczególnych produktów częściowych o zbliżonej, a niekiedy i odmiennej wartości użytkowej. Metodami umownego „rozliczania” wspólnych kosztów produkcji sprzężonej jest ich repartycja proporcjonalnie do relacji wartości użytkowej albo nawet w relacji do cen równowagi rynkowej poszczególnych produktów częściowych. Dochodzi ponadto umowność rozliczania na jednostkę kosztów ogólnowydziałowych i ogólnofabrycznych zarówno teoria, jak i praktyka zna przypadki zróżnicowanego obciążenia kosztami stałymi poszczególnych grup wyrobów w przedsiębiorstwach wieloproduktowych (np. taryfy przewozów transportowych). Wiele do życzenia ma dyscyplina rachunku kosztów, ich „pompowanie” o pozycje, które powinny obciążać dochody i zyski, manipulacje rozliczeniem kosztów powstałych za pomocą tzw. wielkości serii wyrobów, nie mówiąc już o zróżnicowanym obrazie jednostkowych kosztów w skali indywidualnej, grupowej, rejonowej czy zagłębionej i lokalnej. Znałe są praktyki pokrywania metodą cen odkosztowych faktycznych, w zasadzie każdych kosztów, każdej dającej się technicznie opanować produkcji, przy niepełnym wykorzystaniu mocy wytwórczych, kosztów marnotrawstwa pracy, przerostów administracyjnych, obiektywnego i subiektywnego marnotrawstwa surowców, materiałów, paliw i energii. Należy też podkreślić dwoisty charakter szeregu pozycji kosztów, w tym zwłaszcza płac, które stanowią z jednej strony rezultat podziału i swoisty efekt gospodarowania, a z drugiej strony konstytuują koszty, jako wyraz nakładów. Stosunkowo niski poziom cen w odniesieniu do kosztów produkcji, a więc stosunkowo niska stopa zysku, ale przy wyższych możliwościach zarobkowych i wyższych płacach, może być silniejszym bodźcem i czynnikiem podejmowania decyzji, niż stosunkowo wysoki poziom cen, mierzony stopą zysku, ale przy relatywnie małych możliwościach zarobkowych i niskich płacach. Znałe są przykłady kalkulacji kosztów „z rezerwami”, z antycypowanym wzrostem płac, z narzutami o charakterze dochodowym bądź z ukrytymi fikcyjnymi pozycjami i dającymi komfort łatwej gospodarki.

Dodatkowe kłopoty sprawia drugi człon relacji podstawowych, a mianowicie narzuty akumulacyjne. Można przyjąć zasadę „wszyscy za jednego” i takie składniki pełnego społecznego kosztu produkcji, jak koszty wyłożenia i reprodukcji rozszerzonej majątku trwałego, społeczne koszty reprodukcji

siły roboczej, koszty ochrony środowiska naturalnego, badań naukowych czy ogólne koszty funkcjonowania społeczeństwa, traktować jako wspólne i proporcjonalne do jednego czynnika produkcji, np. majątku produkcyjnego albo siły roboczej (płac), czego wyrazem byłaby jednolita procentowa stawka akumulacji w skali grup wyrobów, a narzut od kosztów przerobu w skali produktów. Inne, moim zdaniem, bardziej poprawne rozwiązanie, według zasady „każdy za siebie”, oznaczałoby uwzględnienie różnic w majątkochłonności, pracochłonności, uciążliwości wobec środowiska naturalnego czy w „naukochłonności”, co zakłada już dezagregację poszczególnych składników społecznego kosztu produkcji, np. w postaci: oprocentowania majątku produkcyjnego, opodatkowania zatrudnienia (funduszu płac), płatności od zasobów przyrody czy narzutów ekonomicznych.

Pojawia się wreszcie problem rozłożenia tych składników społecznych kosztów produkcji między poszczególne produkty. Jedną z metod jest wykorzystywanie maszynochłonności wyrobu, jako kryterium majątkochłonności, bezpośredniej robocizny, jako kryterium pracochłonności. Innym rozwiązaniem jest posługiwanie się kosztem bezpośrednim jako podstawą narzutu standardowej stawki zysku brutto, obejmującej standardowe koszty stałe (wspólne) i niezbędną akumulację.

Te ograniczone uwagi miały uzasadnić złożoność jakościowej i ilościowej określoności relacji podstawowych w wariantcie krajowej ceny produkcji. Nie oczekując pełnej poprawności teoretycznej i praktycznej — bo taka jest raczej ideałem docelowym w dalekiej perspektywie — do bieżących celów praktycznych badań i porównań wydaje się wystarczające, następujące ujęcie relacji podstawowych: **jednostkowe koszty produkcji**, z uwzględnieniem ich społecznej niezbędności, plus jednolita stawka zysku od kosztów przerobu (wyprowadzona z jednolitych dla badanych grup towarowych narzutów akumulacyjnych), plus typowa dla danej grupy towarowej stawka podatku obrotowego i plus marże handlowe.

Umowność i złożoność kalkulacji relacji podstawowych skłania do sformułowania tezy, że relacje te, jako relacje odniesienia dla badanych faktycznych relacji cen realizacji, powinny być uzupełniane albo weryfikowane przez inne relacje odniesienia, takie jak np. relacje cen światowych, relacje cen wybranych krajów albo długookresowe relacje cen wolnorynkowych.

RELACJE WARTOŚCI UŻYTKOWEJ JAKO RELACJE ODNIESIENIA

Powszechnym zjawiskiem jest **substytucja produktów**, czyli wzajemne zastępowanie się dóbr w zaspokajaniu danej potrzeby, przy czym dóbr różniamiennych (np. smalec, masło, margaryna) lub jednoimiennych (np. margaryna mleczna, stołowa, słoneczna importowana). Nie ma w zasadzie produktu, którego spożycia nie można by zastąpić innym w zaspokajaniu danej potrzeby, w danym zastosowaniu. Do grupy substytutów należą produkty dotychczas wytwarzane, produkty nowe, zmodernizowane i ulep-

szone, rezultaty różnych często gałęzi, jak np. gaz naturalny, gaz z gazowni zawodowych, z zakładów koksowniczych i biogaz, produkty krajowe i pochodzące z importu, wyroby pochodzące z tego samego procesu produkcji, jak np. tkaniny z włókien naturalnych, syntetycznych i z ich mieszanek w różnej proporcji, różne wyroby, odmiany czy gatunki produkcji sprężonej, np. różne gatunki mięsa z tej samej sztuki ubojowej.

Badania relacji cen substytutów są wielostronnie pożyteczne z ekonomicznego i społecznego punktu widzenia. Relacje cen substytutów współdecydują o ich wyborze, a więc o sposobie zaspokojenia danej potrzeby, o użyciu wyrobów różnej jakości wykonawczej, o kierunkach stosowania substytucji odpowiednio do możliwości gospodarki narodowej. Znane są negatywne skutki pomijania powiązań substytucyjnych i ignorowania społecznie niezbędnych nakładów na jednostkę wartości użytkowej porównywalników.

Naturalną niejako relację odniesienia, dla porównania relacji cen substytutów, są relacje ich wartości użytkowej. Należąc do danej grupy zamienników, produkty mają określone wspólne właściwości użytkowe, co pozwala je stosować zamiennie w zaspokojeniu danej potrzeby i zarazem zestawiać w ilościowych relacjach, np. według kaloryczności różnych rodzajów węgla, według zawartości białka czy węglowodanów w artykułach paszowych albo żywnościowych, czy siły wiązania poszczególnych budowlanych materiałów wiążących. Substytucja dóbr daje możliwości pojawiania się i wykorzystywania takich relacji odniesienia, jak: 1) relacji wartości użytkowej substytutów, 2) relacji cen realnych dla użytkowników, tzn. relacji cen nominalnych skorygowanych relacjami wartości użytkowej porównywalników. Pojawiają się takie kategorie ilościowych relacji, jak współczynniki zastępowalności substytutów w uzyskaniu tego samego efektu użytkowego, czyli tzw. stopa substytucji, ekwiwalentne relacje, ekwiwalentne kombinacje zużycia substytutów, substytuty bazowe, których wartości użytkowe i ceny przyjęto za 100 są podstawą relacjonowania wartości użytkowej i cen pozostałych substytutów, w tym nowych i zmodernizowanych, mających wymienić dotychczas stosowane.

Odniesienie badanych relacji cen do relacji wartości użytkowej wskazuje na zbliżoną lub zróżnicowaną opłacalność stosowania substytutów. Mimo nominalnie wyższej oceny jednostki towaru (przyjętej w obrocie) może on być relatywnie tańszy w użytkowaniu, biorąc pod uwagę wyższą wartość użytkową i odwrotnie, substytut relatywnie tańszy może okazać się realnie droższy w użytkowaniu z powodu niskiej jakości (wartości użytkowej) towaru. Często relacje podstawowe oparte na kosztach produkcji rozmiągają się z relacjami opartymi na względnej wartości użytkowej porównywalników. Tańsze, w sensie kosztów wytwarzania, mogą być lepsze w sensie walorów użytkowych, z kolei droższe, w sensie kosztów, mogą, ale nie muszą być proporcjonalnie lepsze pod względem walorów użytkowych.

Jednakże w ocenach i wnioskach na temat relacji cen substytutów trzeba zachować ostrożność i niezbędna jest duża znajomość charakteru substytu-

cji, która nie jest jednorodna. Relacje odniesienia i zarazem relacje regulujące faktyczne relacje cen realizacji, mogą bowiem tworzyć ceny wyznaczone różnymi metodami, w tym metodą cen odkosztowych, metodą podażyowo-popytową i metodą relacjonowania cen wartości użytkowej.

Relacje wartości użytkowej mogą być wykorzystywane jako relacje odniesienia, w następujących przekrojach:

- grupy substytutów bezpośrednich, bliskich, całkowitych;
- substytuty bazowe i nowe, zmodernizowane wersje produktu, mające zastąpić dotychczas stosowane;
- składniki parametrycznego szeregu produktu, np. szeregu technicznego żarówek, silników, wyrobów różniących się parametrem pojemności, powierzchni etc.;
- w produkcji sprzężonej, której rezultaty różnią się wartością użytkową, np. różne gatunki węgla energetycznego;
- w odniesieniu do różnych klas jakości wykonawczej (udatności) seryjnie powielanych egzemplarzy jednoimiennego produktu;
- gdy substytuty gorsze muszą być spożytkowane, gdyż ze względów naturalnych albo technicznych nie można zaprzestać ich produkcji.

Osobną sprawą jest sposób uchwycenia relacji wartości użytkowej. Do dyspozycji stoją tu różne metody parametryczne i ekonomiczne, których przedstawienie przekracza już przyjęty zakres referatu.

BAZOWE RELACJE CEN

Te relacje odniesienia mają szczególny charakter. Otóż relacje cen można badać w statyce, tj. na dany moment czasu, jako relacje cen średnich z pewnego okresu. Potrzebnym ujęciem jest również dynamika relacji cen, śledzenie ich zmian w przyjętym okresie. Można wtedy ustalić tendencje w kierunku: a) spłaszczenia, b) narastania rozpiętości albo c) stabilizacji relacji cen. Ogólną prawidłowością są zmiany relacji cen względnie drożenie jednych i względne tanienie innych grup towarów bądź produktów, u podstaw czego leżą takie czynniki, jak różny charakter i rozmaite tempo postępu technicznego w przekroju metod wytwarzania i grup produktów, różnice w dynamice relacji podstawowych, do których ciężą ceny realizacji.

Historyczne podejście do przedmiotu badań i ujmowanie relacji cen, w procesie ewolucji, może przyjąć postać syntetyczną, to znaczy porównania bazowych relacji cen na początek okresu badanego z relacjami cen na koniec tego okresu. Może też przyjąć postać „zdezagregowaną”, przez podział przyjętego okresu na krótsze odcinki czasu z przejściowymi relacjami cen. Tym sposobem można ujawnić sposób dochodzenia do relacji końcowych, czy ewolucja relacji cen była stopniowa jednokierunkowa czy też skokowa albo różnokierunkowa.

Istotne znaczenie posiada wybór okresu bazowego i jego relacji. Będą one przyjęte umownie, jako relacje początkowe, mimo iż miały określony

przebieg w okresie poprzednim, że przyjęty do badań odcinek czasu stanowi jakby „sztucznie” wyjęty ze strumienia stosunków wymiennych i ciągłej ewolucji cen. Wybór czasu bazowych relacji cen nie może być rezultatem przypadku czy wygody badania, powinien mieć określony sens społeczno-ekonomiczny, aby poznanie ewolucji relacji cen przyniosło efekty gnoseologiczne i praktyczne.

Oto możliwe warianty okresu bazowego, którego relacje służyłyby jako relacje odniesienia, w wydobywaniu ewolucji i dynamiki badanych relacji cen detalicznych:

- okres względnej równowagi ogólnej i na rynkach, których ceny są przedmiotem badań;
- początek reformy cen detalicznych, usuwającej w sposób stosunkowo radykalny przestarzałe układy cen, aktualizujący je odpowiednio do nowych warunków produkcji i realizacji;
- okres rozpoczynający jakościowe i mechanizmowe zmiany systemu cen detalicznych, towarzyszące radykalnym zmianom systemu zarządzania i polityki cenowo-dochodowej, np. odejście od polityki taniej, dotowanej żywności i urynkowania skupu i handlu detalicznego;
- okres poprzedzający załamanie gospodarcze, spadek produkcji i dochodu narodowego;
- okres przed dezintegracją rynku konsumpcyjnego, przed wprowadzeniem wielorakości cen detalicznych, np. przed systemem kartkowym;
- okres planów perspektywicznych i wieloletnich, okres realizacji długofalowych programów, np. żywnościowych.

prof. dr hab. Lech Miastkowski — *Instytut Ekonomii Politycznej, Uniwersytet Łódzki*

Edward Nowak

Zastosowanie metod ekonometrycznych do badania wpływu zmian cen na zużycie energii elektrycznej

Istnieją trzy różne poglądy na temat charakteru i siły wpływu zmian cen na zużycie energii elektrycznej. Według pierwszego poglądu popyt na energię elektryczną ma charakter „sztywny” i zmiana cen w ogóle nie oddziałuje na poziom zużycia energii. Zgodnie z drugim poglądem, w pierwszym okresie po podwyżce cen można zaobserwować ograniczenie poziomu zużycia energii, ale już po niedługim czasie następuje zjawisko „przyzwyczajania się” do nowych cen oraz powrót do poprzedniej tendencji zużycia energii

elektrycznej. W trzecim przypadku wzrostowi cen energii elektrycznej towarzyszy zawsze zahamowanie tempa wzrostu jej zużycia i przesunięcie zużycia na niższy poziom, przy czym przesunięcie to ma charakter trwały.

W referacie podjęto próbę wykazania, że sposób reakcji popytu na zmiany cen energii elektrycznej jest uzależniony m.in. od charakteru odbioru. Wykonano więc badanie empiryczne w celu wykazania sposobu i siły wpływu zmian cen na zużycie energii elektrycznej w poszczególnych grupach odbiorców, z wykorzystaniem metod ekonometrycznych.

EKONOMETRYCZNE MODELE WPŁYWU ZMIAN CEN NA ZUŻYCIE ENERGII ELEKTRYCZNEJ

Klasyczne narzędzia ekonometrii, wykorzystywane do badania wpływu zmian cen na popyt, jak parametry strukturalne modeli oraz wskaźniki elastyczności cenowej, nie mogą być w sposób bezpośredni zastosowane do oceny reakcji zużycia energii elektrycznej na zmiany jej ceny. Jest to spowodowane faktem, że występuje stała tendencja wzrostu zarówno zużycia energii elektrycznej, jak i cen energii. Potwierdzają to obserwacje statystyczne. Propozycje metodyczne przedstawione w niniejszym punkcie pozwalają na uchwycenie skali zmiany (obniżki) zużycia energii elektrycznej powstałej po podwyżkach cen we wskazanej sytuacji.

Oznaczmy w sposób ogólny przez X zużycie energii elektrycznej w rozpatrywanej grupie odbiorców. Załóżmy, że analizujemy przebieg zużycia energii elektrycznej w przedziale czasu $(1, T)$. Niech:

$$x_1, x_2, \dots, x_T \quad (1)$$

oznacza zaobserwowane wartości zużycia energii elektrycznej w kolejnych jednostkach czasu, w tym przypadku w kolejnych latach.

Założmy, że w przedziale czasu $(1, T)$ przeprowadzono K podwyżek cen energii elektrycznej.

Niech więc:

$$t_1, t_2, \dots, t_K \quad (2)$$

oznaczają numery lat, w których nastąpiły zmiany cen energii elektrycznej. Kształtowanie się zużycia energii elektrycznej X w przedziale czasu $(1, T)$ proponuje się opisać za pomocą modelu ekonometrycznego o następującej postaci:

$$\hat{X} = X_0 + Z \quad (3)$$

W powyższym modelu X_0 oznacza funkcję czasu:

$$X_0 = f(t) \quad (t = 1, 2, \dots, T) \quad (4)$$

Funkcja powyższa może być traktowana jako model hipotetycznego przebiegu zużycia energii elektrycznej, tj. kształtowania się zużycia jakie

prawdopodobnie miałyby miejsce, gdyby ceny energii w okresie $(1, T)$ nie uległy zmianie.

Wielkość Z w modelu (3) jest oszacowaniem spadku zużycia energii elektrycznej w rozpatrywanej grupie odbiorców, spowodowanego przeprowadzonymi podwyżkami cen energii. Sposób szacowania tej wielkości jest uzależniony od charakteru reakcji odbiorcy energii elektrycznej na zmiany jej ceny. Sposób ten będzie zaprezentowany dalej w niniejszym punkcie. Przypomnijmy, że różne reakcje odbiorców na podwyżki cen energii elektrycznej zostały omówione we wstępie artykułu.

Składnik Z w modelu zużycia energii elektrycznej odbiorców, którzy reagują na wzrost cen trwałym przesunięciem tego zużycia na niższy poziom, oznaczmy następująco:

$$Z = \sum_{k=1}^K b_k P_k \quad (5)$$

We wzorze tym $P_1, P_2, \dots, P_K$ oznaczają zmienne, mające ukazywać wpływ zmian cen na poziom zużycia energii elektrycznej. Wartości tych zmiennych ustala się następująco:

$$P_{tk} = \begin{cases} 0 & \text{dla } t = 1, 2, \dots, t_k - 1 \\ 1 & \text{dla } t = t_k, t_k + 1, \dots, T \end{cases} \quad (6)$$

Parametr strukturalny b_k ($k = 1, 2, \dots, K$) składnika (5) informuje o tym, o ile jednostek zmieniło się zużycie energii elektrycznej po wprowadzeniu nowych cen w roku t_k ($k = 1, 2, \dots, K$). Jeśli ceny energii podwyższono, to nierówność $b_k < 0$ oznacza, że podwyżka ta spowodowała spadek zużycia energii elektrycznej o b_k jednostek.

Wielkość:

$$B = \sum_{k=1}^K b_k \quad (7)$$

może być interpretowana, jako miara poziomu globalnej zmiany zużycia energii elektrycznej spowodowanej wszystkimi K zmianami cen, w okresie $(1, T)$.

Obecnie zajmujemy się metodyką oceny skali zmian poziomu zużycia energii elektrycznej w wyniku zmian cen dla przypadku wygasającego efektu zmian cen energii. Składnik Z modelu (3) zapiszemy, jako:

$$Z = \sum_{k=1}^K c_k W_k \quad (8)$$

We wzorze tym zmienne $W_1, W_2, \dots, W_K$ będą wskazywać wygasający wpływ zmian cen na poziom zużycia energii elektrycznej, stąd ich nazwa zmienne wygasające.

Aby wyznaczyć wartości zmiennych wygasających należy w pierw ustalić parametr S , będący rozpiętością przedziału czasu, w którym zmienione ceny oddziałują na kształtowanie się zużycia energii elektrycznej. Można to uczynić w dwojaki sposób. Jednym rozwiązaniem jest zadanie z góry przez badacza liczby S na podstawie wiedzy merytorycznej o badanym zjawisku. Innym proponowanym rozwiązaniem jest metoda kolejnych przybliżeń. W tym wypadku za S przyjmuje się kolejne wartości liczb naturalnych: $S=1$, $S=2$, $S=3$, ... i szacuje się modele dla tych wartości oraz oblicza się współczynniki dopasowania poszczególnych modeli do danych empirycznych. Parametr S ustala się na takim poziomie, dla którego poprawa wartości współczynnika dopasowania modelu okaże się statystycznie nieistotna.

Przy założeniu, że wygasanie wpływu zmienionych cen na przebieg zużycia energii elektrycznej ma charakter liniowy, wartości zmiennej wygasającej proponuje się ustalać w następujący sposób:

$$w_t = \begin{cases} 0, & \text{dla } t=1, 2, \dots, t_{k-1} \\ 1, & \text{dla } t=t_k \\ 1 - \frac{t-t_k}{S}, & \text{dla } t=t_k+1, t_k+2, \dots, t_k+S-1 \\ 0, & \text{dla } t=t_k+S, t_k+S+1, \dots, T \end{cases} \quad (9)$$

Zgodnie z powyższym wzorem, zmienna wygasająca będzie miała S wartości niezerowych oraz $T-S$ wartości zerowych.

Wyżej założono, że wygasanie wpływu zmian cen na zużycie energii elektrycznej ma charakter liniowy. Oczywiście, możliwe jest także innego charakteru wygasanie, jak np. szybsze w pierwszych latach po podwyżce cen niż w latach następnych lub wolniejsze w pierwszych latach po wprowadzeniu nowych cen, a przyspieszone w latach następnych. W takich wypadkach do wyznaczenia wartości zmiennych wygasających można wykorzystać przykładowo odpowiednio przekształcone wagi harmoniczne [2].

Obecnie podamy interpretację parametru c_k , znajdującego się przy zmiennej wygasającej W_k . Otóż, parametr ten informuje, o ile jednostek zmieniło się zużycie energii elektrycznej w wyniku wprowadzenia nowych cen w pierwszym roku ich obowiązywania t_k .

Kryterium wyboru typu modelu najbardziej adekwatnego do sposobu reakcji danego odbiorcy na zmianę ceny energii elektrycznej będzie współczynnik determinacji R^2 .

EMPIRYCZNA ANALIZA WPLYWU ZMIAN CEN NA ZUŻYCIE ENERGII ELEKTRYCZNEJ W GRUPACH ODBIORCÓW

Propozycje metodyczne, przedstawione w poprzednim rozdziale będą wykorzystane do oceny wpływu zmian cen energii elektrycznej, jakie miały

miejsce w okresie 1950—1984, na poziom jej zużycia według grup odbiorców.

W statystyce elektroenergetycznej [5] odbiorcy energii elektrycznej są klasyfikowani, ze względu na charakter odbioru, na trzy podstawowe grupy:

1. Przemysł i wielcy odbiorcy. Grupa ta obejmuje odbiorców o charakterze przemysłowym, u których moc zainstalowanych urządzeń odbiorczych wynosi powyżej 50 kW. Jako odbiorców o charakterze przemysłowym klasyfikuje się również odbiorców, pobierających energię elektryczną w warunkach technicznie zbliżonych do przemysłowych, jak np. wodociągi, hydrofornie, chłodnie, elewatory, zakłady transportowe, porty, lotniska, kotłownie centralnego ogrzewania, stacje telekomunikacyjne, stacje oraz studia radiowe i telewizyjne, wytwórnie filmowe, stacje pomp melioracyjnych, duże gospodarstwa rolne i hodowlane, zakłady obsługi rolnictwa, itp.

2. Trakcja elektryczna PKP.

3. Odbiorcy bytowo-komunalni. Grupa ta obejmuje następujących odbiorców: gospodarstwa domowe, gospodarstwa rolne, lokale niemieszkalne, drobny odbiór siłowy, oświetlenie ulic, trakcję miejską.

Badanie przeprowadzone będzie oddzielnie dla każdej grupy odbiorców bytowo-komunalnych. W sumie więc rozpatrywanych będzie 8 grup odbiorców. W wypadku gospodarstw domowych i gospodarstw rolnych także analizowane będzie przeciętne zużycie energii elektrycznej, przypadające na jedno gospodarstwo, a to w celu wyeliminowania wpływu liczby gospodarstw na wielkość zużycia energii. Oprócz tego poddane badaniu będzie globalne zużycie energii elektrycznej przez wszystkich odbiorców.

Do dalszych rozważań przyjmiemy następującą numerację poszczególnych grup odbiorców energii elektrycznej: 0 — ogółem odbiorcy, 1 — przemysł i wielcy odbiorcy, 2 — trakcja elektryczna PKP, 3 — gospodarstwa domowe, 3' — jedno gospodarstwo domowe, 4 — gospodarstwa rolne, 4' — jedno gospodarstwo rolne, 5 — lokale niemieszkalne, 6 — drobny odbiór siłowy, 7 — oświetlenie ulic, 8 — trakcja miejska.

Rozwój zużycia energii elektrycznej w poszczególnych grupach odbiorców w latach 1950—1984 jest podany w tabl.

W badanym okresie lat 1950—1984 miały miejsce trzy podwyżki cen energii elektrycznej, a mianowicie [5] w: 1953 r. o 30%, 1963 r. o 100%, 1982 r. o 100%.

Obecnie przedstawimy wyniki oszacowania modeli ekonometrycznych wpływu zmian cen na poziom zużycia energii elektrycznej, zaproponowanych w poprzednim rozdziale. Poprzedzone będzie przytoczeniem wyników oszacowania klasycznych trendów zużycia energii elektrycznej, o postaci wielomianów drugiego stopnia, w poszczególnych grupach odbiorców. Dla każdego modelu będzie podana wartość współczynnika determinacji R^2 oraz odchylenia standardowego odchylen losowych modelu d .

Trendy zużycia energii elektrycznej są następujące:

— ogółem odbiorcy:

$$\hat{X}_0 = 2381,4 + 1749,8t + 38,44t^2, R^2 = 0,9740, d = 5272;$$

— przemysł i wielcy odbiorcy:

$$\hat{X}_1 = 573,8 + 1776,6t + 9,632t^2, R^2 = 0,9626, d = 4288;$$

— trakcja PKP:

$$\hat{X}_2 = -341,8 + 67,03t + 2,337t^2, R^2 = 0,9763, d = 243,3;$$

— gospodarstwa domowe:

$$\hat{X}_3 = 1346,5 - 147,9t + 14,33t^2, R^2 = 0,9889, d = 422,8;$$

— jedno gospodarstwo domowe:

$$\hat{X}'_3 = -2,858 + 1,127t + 342,1t^2, R^2 = 0,9819, d = 54,29;$$

— gospodarstwa rolne:

$$\hat{X}_4 = 581,0 - 118,8t + 8,354t^2, R^2 = 0,0840, d = 257,0;$$

— jedno gospodarstwo rolne:

$$\hat{X}_4 = 511,8 - 56,70t + 3,052t^2, R^2 = 0,9657, d = 115,6;$$

— lokale niemieszkalne:

$$\hat{X}_5 = 332,8 + 23,65t + 6,306t^2, R^2 = 0,9702, d = 461,4;$$

— drobny odbiór siłowy:

$$\hat{X}_6 = 36,07 + 36,29t + 0,117t^2, R^2 = 0,9664, d = 77,29;$$

— oświetlenie ulic:

$$\hat{X}_7 = -54,39 + 21,35t + 0,184t^2, R^2 = 0,9056, d = 92,38;$$

— trakcja miejska:

$$\hat{X}_8 = 60,99 + 25,45t - 0,170t^2, R^2 = 0,9678, d = 36,22.$$

Niżej będą podane oszacowania modeli ekonometrycznych zużycia energii elektrycznej z przesunięciami o postaci:

$$\hat{X} = a_0 + a_1 t + a_2 t^2 + b_1 P_1 + b_2 P_2 + b_3 P_3$$

Zmienne objaśniające P_1 , P_2 i P_3 dotyczą podwyżek cen energii elektrycznej dokonanych odpowiednio w: 1953 r., 1963 r. i 1982 r. Wartości tych zmiennych zostały ustalone zgodnie ze wzorem (6). W nawiasach pod wartościami ocen parametrów strukturalnych b_1 , b_2 i b_3 będą podane wartości statystyk istotności tych parametrów. Znakiem „+” oznaczono te, spośród zmiennych objaśniających P_1 , P_2 i P_3 , przy których parametry strukturalne b_1 , b_2 i b_3 okazały się statystycznie istotne, na poziomie istotności $\alpha=0,10$. Dla tego bowiem poziomu istotności oraz dla 29 stopni swobody teoretyczna wartość statystyki *Studenta* wynosi 1,699.

Oto oszacowane równania:

— ogółem odbiorcy:

$$\hat{X}_0 = 5530,6 + 1625,9 t + 50,37 t^2 - 4035,1 P_1 - 2079,3 P_2 - 18001 P_3^+ \\ (1,012) \quad (0,585) \quad (4,799) \\ R^2 = 0,9852, d = 3979;$$

— przemysł i wielcy odbiorcy:

$$\hat{X}_1 = 3653,9 + 1697,3 t + 16,54 t^2 - 4225,5 P_1 - 99,04 P_2 - 11752 P_3^+ \\ (1,173) \quad (0,031) \quad (3,468) \\ R^2 = 0,9757, d = 3595;$$

— trakcja PKP:

$$\hat{X}_2 = -80,76 + 52,14 t + 2,675 t^2 - 279,3 P_1 + 257,0 P_2 - 401,4 P_3^+ \\ (1,414) \quad (1,371) \quad (2,030) \\ R^2 = 0,9824, d = 209,8;$$

— gospodarstwa domowe:

$$\hat{X}_3 = 891,0 - 121,1 t + 14,66 t^2 + 567,8 P_1 - 965,0 P_2^+ - 681,8 P_3^+ \\ (1,596) \quad (3,403) \quad (2,277) \\ R^2 = 0,9938, d = 317,6;$$

— jedno gospodarstwo domowe:

$$\hat{X}'_3 = 295,1 + 7,434 t + 1,076 t^2 - 1,946 P_1 - 172,7 P_2^+ - 155,2 P_3^+ \\ (0,068) \quad (6,807) \quad (5,793) \\ R^2 = 0,9950, d = 28,43;$$

— gospodarstwa rolne:

$$\hat{X}_4 = 317,6 - 112,9 t + 8,846 t^2 + 362,7 P_1 - 569,2 P_2^+ - 570,0 P_3^+ \\ (2,045) \quad (3,602) \quad (3,416)$$

$$R^2 = 0,9924, \quad d = 177,0;$$

— jedno gospodarstwo rolne:

$$\hat{X}'_4 = 357,1 - 49,68 t + 3,129 t^2 + 187,8 P_1 - 275,5 P_2^+ - 121,8 P_3^+ \\ (2,360) \quad (3,885) \quad (1,827)$$

$$R^2 = 0,9838, \quad d = 79,42;$$

— lokale niemieszkalne:

$$\hat{X}_5 = 339,8 + 21,69 t + 752,8 t^2 - 3,211 P_1 - 632,8 P_2^+ - 1761,9 P_3^+ \\ (0,010) \quad (2,302) \quad (6,070)$$

$$R^2 = 0,9867, \quad d = 307,9;$$

— drobny odbiór siłowy:

$$\hat{X}_6 = 88,73 + 40,58 t + 0,164 t^2 - 113,0 P_1^+ - 52,48 P_2 - 253,5 P_3^+ \\ (2,031) \quad (1,058) \quad (4,841)$$

$$R^2 = 0,9827, \quad d = 55,55;$$

— oświetlenie ulic:

$$\hat{X}_7 = -10,16 + 31,19 t - 0,046 t^2 - 138,9 P_1 + 4,268 P_2 + 11,09 P_3 \\ (1,503) \quad (0,052) \quad (0,128)$$

$$R^2 = 0,9059, \quad d = 92,24;$$

— trakcja miejska:

$$\hat{X}_8 = 90,79 + 28,96 t - 0,225 t^2 - 71,42 P_1^+ - 1,814 P_2 - 51,90 P_3 \\ (2,214) \quad (0,063) \quad (1,710)$$

$$R^2 = 0,9746, \quad d = 32,19.$$

Obecnie przedstawimy modele zużycia energii elektrycznej względem zmian cen ze zmiennymi wygasającymi w sposób liniowy. Długość okresu oddziaływania podwyżek cen na poziom zużycia energii był ustalony metodą kolejnych przybliżeń. Przyjęto z góry, że wzrost poziomu współczynnika determinacji mniejszy niż 0,005 jest nieistotny.

Wyniki oszacowania tych modeli są następujące:

— ogółem odbiorcy:

$$\hat{X}_0 = 4245 + 1366 t + 53,40 t^2 + 862,9 W_1 - 5420 W_2 - 20640 W_3^+ \\ (0,241) \quad (1,66) \quad (5,023)$$

$$S = 3, \quad R^2 = 9,861, \quad d = 3855;$$

— przemysł i wielcy odbiorcy:

$$\hat{X}_1 = 1607 + 1566 t + 18,30 t^2 + 891,1 W_1 - 4778 W_2 - 13554 W_3^+ \\ (0,269) \quad (1,58) \quad (3,542) \\ S=3, R^2=0,9741, d=3570;$$

— trakcja PKP:

$$\hat{X}_2 = -333,7 + 65,79 t + 2,473 t^2 + 81,41 W_1 - 353,3 W_2^+ - 484,2 W_3^+ \\ (0,393) \quad (1,872) \quad (2,028) \\ S=3, R^2=0,9802, d=222,8;$$

— gospodarstwa domowe:

$$\hat{X}_3 = 1465 - 171,5 t + 15,12 t^2 - 195,3 W_1 + 207,3 W_2 - 1190 W_3^+ \\ (0,466) \quad (0,554) \quad (2,724) \\ S=1, R^2=0,9904, d=394,4;$$

— jedno gospodarstwo domowe:

$$\hat{X}'_3 = 372,4 - 7,760 t + 1,288 t^2 - 48,28 W_1 - 20,99 W_2 - 181,0 W_3^+ \\ (1,027) \quad (0,726) \quad (3,323) \\ S=2, R^2=0,9863, d=47,25;$$

— gospodarstwa rolne:

$$\hat{X}_4 = 677,7 - 138,9 t + 9,029 t^2 - 81,39 W_1 + 166,2 W_2 - 626,4 W_3^+ \\ (0,330) \quad (0,747) \quad (2,255) \\ S=2, R^2=0,9852, d=247,8;$$

— jedno gospodarstwo rolne:

$$\hat{X}'_4 = 531,2 - 60,39 t + 3,169 t^2 - 47,38 W_1 + 56,47 W_2 - 142,5 W_3 \\ (0,377) \quad (0,504) \quad (1,087) \\ S=1, R^2=0,9640, d=118,3;$$

— lokale niemieszkalne:

$$\hat{X}_5 = 538,5 - 19,98 t + 7,914 t^2 + 35,63 W_1 - 284,3 W_2 - 2419 W_3^+ \\ (0,112) \quad (0,994) \quad (5,932) \\ S=2, R^2=0,9858, d=318,7;$$

— drobny odbiór siłowy:

$$\hat{X}_6 = 73,77 + 30,98 t + 0,316 t^2 - 30,63 W_1 - 115,8 W_2^+ - 290,9 W_3^+ \\ (0,675) \quad (2,773) \quad (5,403) \\ S=4, R^2=0,9851, d=51,56;$$

— oświetlenie ulic:

$$\hat{X}_7 = -61,43 + 25,83 t + 0,048 t^2 - 19,93 W_1 - 136,2 W_2^+ - 9,166 W_3$$

(0,259) (1,905) (0,098)

$$S=5, R^2=0,9080, d=91,21;$$

— trakcja miejska:

$$\hat{X}_8 = 65,93 + 24,93 t - 0,144 t^2 - 0,921 W_1 - 47,74 W_2 - 66,94 W_3^+$$

(0,029) (1,652) (1,831)

$$S=3, R^2=0,9714, d=34,11.$$

Modele zużycia energii elektrycznej z przesunięciami w czasie najlepiej opisują wpływ zmian cen na zużycie energii w następujących grupach odbiorców: trakcja PKP, gospodarstwa domowe, gospodarstwa rolne, lokale niemieszkalne, trakcja miejska.

Modele ekonometryczne ze zmiennymi o wygasającym w czasie działaniu są natomiast najbardziej adekwatne do rozwoju zużycia energii elektrycznej przez następujące grupy odbiorców: odbiorcy ogółem, przemysł i wielcy odbiorcy, drobny odbiór siłowy, oświetlenie ulic.

Zaproponowane modele znacznie lepiej opisują rozwój zużycia energii elektrycznej w czasie niż klasyczne modele tendencji rozwojowej, o czym świadczą wartości parametrów dopasowania R^2 i d . Jedynie dla oświetlenia ulic dopasowanie tych modeli do danych empirycznych jest tylko niewiele lepsze od dopasowania trendu parabolicznego. Potwierdza to tezę o wpływie zmian cen na poziom zużycia energii elektrycznej.

ZUŻYCIE ENERGII ELEKTRYCZNEJ WEDŁUG GRUP ODBIORCÓW W GW · h W LATACH 1950—1984

Lata	0	1	2	3	3 ^e	4	4 ^e	5	6	7	8
1950	8031	6454	25	596	275	120	255	304	431	46	124
1955	14857	12023	123	1091	368	255	364	818	238	67	198
1960	24434	19039	385	1969	517	600	420	1477	431	173	299
1965	36033	28305	1069	2623	544	832	391	1966	569	270	399
1970	54418	41462	2306	4165	726	1455	539	3218	843	455	514
1975	80716	59128	3288	6947	1034	2969	1000	5592	1252	891	649
1980	99695	69166	4106	10716	1371	5365	1833	7648	1308	672	714
1981	95152	62872	3852	12163	1518	5701	1962	7915	1375	656	636
1982	95836	62814	4054	12627	1534	5975	2068	7661	1324	734	646
1983	92844	63649	4341	11925	1417	5741	1999	6948	1191	786	690
1984	102071	68006	4580	14130	1588	6610	2318	8356	1340	990	703

a W kW · h.

Źródło: [5].

Skala i charakter obniżki zużycia energii elektrycznej w poszczególnych grupach odbiorców, spowodowanej wzrostem cen w latach 1953, 1963 i 1982, są zróżnicowane. Większość parametrów strukturalnych okazała się statystycznie istotna. Oznacza to, że spadek zużycia energii elektrycznej w odpowiednim roku, w którym przeprowadzono podwyżkę cen, można uznać jako istotny. Należy przy tym nadmienić, że istotność parametru obrazującego spadek zużycia energii elektrycznej po 1982 r. może być w niektórych wypadkach spowodowana nie tylko podwyżką cen, ale także nasileniem się zjawisk kryzysowych, jak spadek produkcji czy ograniczenia w dostawach energii.

LITERATURA

- [1] Cennik nr 7/84. *Energia elektryczna* SWW .0311, Ministerstwo Górnictwa i Energetyki, Warszawa 1984.
- [2] Z. Hellwig: *Schemat budowy prognozy statystycznej metodą wag harmonicznych*, „Przegląd Statystyczny” 1967, nr 2.
- [3] T. Kalinowski: *Stymulacja oszczędzania energii elektrycznej przy pomocy środków taryfowych*, „Energetyka” 1985, nr 6.
- [4] E. Nowak: *Model ekonometryczny wpływu zmian cen energii elektrycznej na poziom jej zużycia przez gospodarstwa domowe*, „Wiadomości Statystyczne” 1986, nr 2.
- [5] *Statystyka rozwoju elektroenergetyki polskiej*, Zjednoczenie Energetyki, Katowice 1960—1982, Ministerstwo Górnictwa i Energetyki, Katowice 1983—1984.

doc. dr hab. Edward Nowak — Akademia Ekonomiczna we Wrocławiu

Tomasz Panek

Wybrane problemy szacunku dynamiki kosztów utrzymania w przekrojach typologicznych gospodarstw domowych

Procesy inflacyjne wbrew poglądom głoszonym przez liczne grono ekonomistów z krajów socjalistycznych, że towarzyszą one wyłącznie gospodarce kapitalistycznej, nie ominęły gospodarki socjalistycznej opartej na społecznej własności środków produkcji i planowym sterowaniu procesem reprodukcji ekonomicznej. W Polsce zjawisko inflacji, przy jednoczesnym braku równowagi rynkowej, nasiliło się w ostatnim okresie. Tym samym niezwykle aktualnym stał się problem konstrukcji statystycznych miar inflacji.

Zjawisko inflacji można rozpatrywać i mierzyć zarówno w aspekcie ogólnym, jak i wyłącznie w sferze konsumpcji lub też w sferze produkcji. Szczególne miejsce wśród miar służących do oceny procesów inflacyjnych w sferze konsumpcji zajmuje wskaźnik kosztów utrzymania. Wzrost znaczenia wskaźnika kosztów utrzymania w ostatnich latach jest związany z czynionymi próbami jego wykorzystania dla szacunku wartości rekompensat finansowych z tytułu inflacji pieniądza.

Rozróżniamy dwie kategorie kosztów utrzymania, a mianowicie: **empiryczne koszty utrzymania** oraz **umowne koszty utrzymania**¹⁾. Pierwsza z nich odpowiada wydatkom gospodarstw domowych na wszystkie cele wydatkowe, druga natomiast oparta jest na arbitralnie ustalonym zestawie towarów i usług-reprezentantów. W praktyce badań dynamiki kosztów utrzymania operujemy kategorią umownych kosztów utrzymania, gdyż nie jest możliwe, ani też celowe, objęcie obserwacją statystyczną zmian cen wszystkich towarów i usług występujących na rynku²⁾ oraz budżetów wszystkich gospodarstw domowych, funkcjonujących w naszym kraju. Tym samym w praktyce statystycznej przedmiotem badania są zmiany nominalnych wydatków, wchodzących w skład próby gospodarstw domowych, związanych z odpłatnym nabywaniem ustalonego zestawu towarów i usług-reprezentantów.

Operowanie kategorią umownych kosztów utrzymania stwarza problem budowy optymalnego zestawu towarów i usług-reprezentantów. W celu właściwego wyboru towarów i usług-reprezentantów wydatki klasyfikuje się według cząstkowych celów wydatkowania, występujących w budżetach gospodarstw domowych. Zakłada się, że klasyfikacja ta prowadzi do uzyskania zbliżonej dynamiki cen detalicznych w obrębie wyróżnionych podgrup towarów i usług na najniższym szczeblu agregacji. W każdej u podgrup klasyfikacyjnych wybierane są następnie, w sposób celowy, reprezentanty (towary lub usługi, których ceny detaliczne podlegają stałej obserwacji na rynku), które powinny posiadać istotne znaczenie w wydatkach gospodarstw domowych na daną podgrupę towarów (usług) oraz być powszechnie dostępne na rynku.

Przy ocenie stopnia inflacji zastosowanie kategorii kosztów utrzymania sprowadza się, jak już wspominaliśmy, do konstrukcji wskaźników (indeksów) kosztów utrzymania. Budowa wskaźników kosztów utrzymania opiera się na metodologii indeksowego rachunku cen na towary i usługi rynkowe. Ze względu na fakt, że informacje statystyczne na temat dynamiki cen detalicznych pojedynczych towarów i usług-reprezentantów, uzyskiwane

¹⁾ Por. A. Luszniwicz: *Statystyka społeczna. Podstawowe problemy i metody*, wyd. 2, PWE, Warszawa 1982, s. 197 i dalsze.

²⁾ Jak twierdzi E. Vielrose „już przy około 100 pozycjach wskaźnik obejmuje tak znaczną całość wydatków, że dodawanie dalszych pozycji już prawie nie wpływa na wysokość wskaźnika”. Por. E. Vielrose: *Metodologia obliczania wskaźnika kosztów utrzymania*, Instytut Pracy, Warszawa 1966.

poprzez agregację danych o zmianach poziomów ich cen detalicznych w postać indywidualnych indeksów cen, nie dają miar typu syntetycznego, niezbędne jest przekształcenie indeksów indywidualnych w postać indeksów zespołowych (agregatowych). Transformacja indywidualnych indeksów cen towarów i usług-reprezentantów w postać agregatowych wskaźników kosztów utrzymania przebiega poprzez ich ważenie wskaźnikami struktury wartościowej (pieniężnej) wydatków gospodarstw domowych na grupy towarów i usług, z których wywodzą się reprezentanty.

Zgodnie z ogólnymi zasadami konstrukcji agregatowych indeksów cen szacunek indeksów kosztów utrzymania wymaga przyjęcia odpowiedniego założenia standaryzacyjnego, polegającego na przyjęciu stałej struktury wydatków gospodarstw domowych w obydwóch porównywanych okresach. W przypadku standaryzacji koszyka towarów i usług na poziomie okresu badanego uzyskujemy indeks kosztów utrzymania według formuły Paasche'ego:

$$pI_k = \frac{1}{\sum_{g=1}^s \frac{w_{g1}}{\bar{i}_{p_g}}} \quad (1)$$

gdzie: $\bar{i}_{p_g} = \frac{1}{m} \sum_{j(r) \in g} i_{p_{j(r)}}$ (2)

przy czym: w_{g1} — udział wydatków gospodarstw domowych na g -tą grupę towarów (usług) w wydatkach ogółem w okresie badanym,

$\bar{i}_{p_g}$ — przeciętny indeks cen detalicznych towarów (usług) reprezentantów g -tej grupy towarów (usług),

$i_{p_{j(r)}}$ — indeks cen detalicznych j -tego towaru (usługi) reprezentanta danej grupy towarów (usług),

m — liczba towarów (usług) reprezentantów w danej grupie towarów (usług).

Natomiast standaryzacja koszyka na poziomie okresu wcześniejszego (podstawowego) prowadzi do uzyskania indeksu kosztów utrzymania według formuły Laspeyresa:

$$L^I K = \sum_{g=1}^s \bar{i}_{p_g} \cdot w_{g0} \quad (3)$$

gdzie: w_{g0} — udział wydatków gospodarstw domowych na g -tą podgrupę towarów (usług) w wydatkach ogółem w okresie wcześniejszym (podstawowym).

Istnieją dwa podstawowe podejścia metodologiczne do budowy wskaźników kosztów utrzymania, a mianowicie ujęcie **atomistyczne** oraz ujęcie **funkcjonalne**³⁾. Podejście atomistyczne, stosowane w dotychczasowej praktyce statystycznej, opiera się na przyjęciu dla wszystkich badanych gospodarstw domowych jednego, przeciętnego zestawu towarów i usług-reprezentantów, odpowiadającego mu stałego w czasie udziałowego systemu wag oraz zmiennego w czasie poziomu cen detalicznych wybranych towarów i usług-reprezentantów. Zmienność ta, a w zasadzie opisującą ją indywidualne indeksy cen detalicznych towarów i usług-reprezentantów, jest przy tym przyjmowana jako identyczna dla wszystkich gospodarstw domowych, pomimo znacznego, przecież w praktyce ich zróżnicowania, ze względu na strukturę budżetów. Ogólnie ujęcie atomistyczne możemy zapisać w sposób formalny następująco:

$$I_K^{(a)} = f(\bar{p}_g, u_{gt} = \text{const}) \quad (4)$$

przy oznaczeniach jak uprzednio.

Alternatywnym rozwiązaniem, w stosunku do ujęcia atomistycznego, jest funkcjonalna koncepcja konstrukcji wskaźników kosztów utrzymania. Zwolennicy podejścia funkcjonalnego wskazują na brak obiektywnych przesłanek operowania jednym przeciętnym zestawem towarów i usług-reprezentantów dla wszystkich gospodarstw domowych⁴⁾, stanowiącym, zgodnie z teorią atomistyczną, podstawę konstrukcji wskaźnika kosztów utrzymania. Oznacza to uwzględnianie w szacunku dynamiki kosztów utrzymania wyłącznie zróżnicowania gospodarstw domowych ze względu na różną strukturę wag udziałowych, przy jednoczesnym ignorowaniu zróżnicowania tych gospodarstw domowych odnośnie ich preferencji co do zakupu konkretnych towarów i usług wewnątrz grup klasyfikacyjnych towarów i usług. Postępowanie takie prowadzi w efekcie do uzyskiwania ocen dynamiki kosztów utrzymania, dla różnych grup typologicznych gospodarstw domowych, nie różniących się w zasadzie pod względem statystycznym. Wysuwana jest także hipoteza odnośnie zanizania szacunku średniego tempa wzrostu wskaźników kosztów utrzymania w podejściu atomistycznym⁵⁾.

W ujęciu funkcjonalnym proponuje się szacunek indeksów kosztów utrzymania jako funkcji odpowiednio ważonych, warunkowych indeksów kosztów utrzymania obliczanych niezależnie w grupach dochodowych gospodarstw domowych, różnicując jednocześnie gospodarstwa domowe w obrębie wyodrębnionych grup dochodowych, według odmiennych

³⁾ Por. A. Luszniwicz: *Indeksy kosztów utrzymania. Teoria i praktyka*, PWE, Warszawa 1984, s. 28 i dalsze.

⁴⁾ Tamże, s. 30 i dalsze.

⁵⁾ Tamże, s. 37.

sposobów uzyskiwania środków pieniężnych i zwyczajów konsumpcyjnych oraz różnej infrastruktury terytorialnej:

$$I_k^{(f)} = g(I_{sgd}^{(f)}, L_{sgd}, G_{gd}), \quad \begin{matrix} s = 1, \dots, z \\ g = 1, \dots, h \\ d = 1, \dots, r \end{matrix} \quad (5)$$

gdzie: $I_{sgd}^{(f)}$ — warunkowy indeks kosztów utrzymania w s -tej grupie dochodowej, w g -tej grupie społeczno-zawodowej oraz w d -tej jednostce terytorialnej,

L_{sgd}, G_{gd} — wagi naturalnie warunkowych indeksów kosztów utrzymania, odpowiednio liczba osób w s -tej grupie dochodowej, w g -tej społeczno-zawodowej i d -tej jednostce terytorialnej oraz liczba gospodarstw domowych w g -tej grupie społeczno-zawodowej i d -tej jednostce terytorialnej.

Innymi słowy proponuje się budowę zróżnicowanych zestawów towarów i usług-reprezentantów, odpowiadających im zróżnicowanym wektorów cen detalicznych tych towarów i usług oraz systemów wag w każdej grupie dochodowej gospodarstw domowych, a wewnątrz nich, w każdej grupie społeczno-zawodowej i dla każdej jednostki terytorialnej. Szacowane następnie, w sposób klasyczny (tzn. na podstawie wag udziałowych), niezależnie dla każdej wyodrębnionej grupy typologicznej gospodarstw domowych, warunkowe indeksy kosztów utrzymania są agregowane za pomocą wag naturalnych (liczba osób w grupach dochodowych na pierwszym etapie agregacji oraz liczba gospodarstw domowych w grupach społeczno-zawodowych i jednostkach terytorialnych w dalszych etapach agregacji) w jeden ogólnokrajowy indeks kosztów utrzymania⁶⁾:

$$[I_{sgd}^{(f)}] \rightarrow \begin{matrix} \rightarrow [I_{kg}^{(f)}] \\ \rightarrow [I_{kd}^{(f)}] \end{matrix} \rightarrow I_k^{(f)} \quad (6)$$

Wydaje się, że procedura szacunku indeksów kosztów utrzymania, według koncepcji funkcjonalnej, powinna dawać wyniki oceny procesów inflacyjnych bardziej zbliżone z rozmiarami rzeczywistej inflacji niż oceny uzyskiwane przy zastosowaniu dotychczasowej procedury atomistycznej. W celu weryfikacji hipotezy, dotyczącej istotności wpływu zróżnicowania wewnętrznej struktury asortymentowej podgrup towarów i usług zakupywanych przez różne grupy gospodarstw domowych (tzn. hipotezy o konieczności

⁶⁾ Tamże, s. 44.

stosowania zróżnicowanych zestawów towarów i usług-reprezentantów), na ocenę dynamiki ich kosztów utrzymania, dokonaliśmy szacunku tej dynamiki w zakresie żywności oraz wybranych podgrup odzieży i obuwia⁷⁾, dla zróżnicowanych typów gospodarstw domowych. Jako dane wejściowe wykorzystano informacje GUS o wartościach wydatków budżetowych gospodarstw domowych i ilościach spożywanych przez nie towarów w ramach wyróżnionych podgrup klasyfikacyjnych, pochodzące z badań budżetów gospodarstw domowych prowadzonych w 1987 i 1988 r. oraz dane liczbowe o wielkościach przeciętnych indeksów cen detalicznych towarów-reprezentantów dla rozważanych podgrup towarów, uzyskane na podstawie obserwacji zmian ich cen detalicznych w 1988 r., w porównaniu z 1987 r. Badanie przeprowadzono dla dwóch różnych grupowań gospodarstw domowych stosując te same procedury obliczeniowe. W pierwszej fazie objęto nim gospodarstwa domowe pracownicze oraz gospodarstwa domowe emerytów i rencistów. Natomiast drugi etap obejmował najniższą oraz najwyższą grupę dochodową pracowniczych gospodarstw domowych. Dla określenia skali różnic w ocenach dynamiki kosztów utrzymania, spowodowanych odmiennymi założeniami szacunku indeksów kosztów utrzymania w podejściu atomistycznym oraz w ujęciu funkcjonalnym, dokonano, przy wykorzystaniu tego samego wejściowego materiału statystycznego, analizy porównawczej tej dynamiki, według klasycznej metodologii atomistycznej oraz procedury nawiązującej do idei ujęcia funkcjonalnego, tzn. uwzględniając możliwość realizacji odmiennej struktury asortymentowej zakupów wewnątrz podgrup towarów przez wyróżnione grupy gospodarstw domowych, stosując formułę Laspeyresa.

Istniejąca aktualnie w naszym kraju sytuacja nierównowagi rynkowej, przy jednoczesnej ubogiej ofercie asortymentowej, prowadzi do znacznych problemów szacunku dynamiki kosztów utrzymania, wiążących się jednak nie tyle z samą koncepcją statystycznej kwantyfikacji, lecz ze specyfikacją odpowiedniego zestawu czy też zestawów (w przypadku ujęcia funkcjonalnego), towarów i usług-reprezentantów. Systematyczne braki towarów i usług-reprezentantów na rynku powodują, że ich zbiór ulega deformacji, co w efekcie może prowadzić do sytuacji braku zgodności dynamiki ich cen z dynamiką cen podgrup towarów i usług, które reprezentują. Występowanie powyższych zjawisk oraz brak odpowiednich danych liczbowych (tzn. niemożność operowania zróżnicowanymi zestawami towarów-reprezentantów) spowodowało odejście od procedury szacunku wskaźników kosztów utrzymania dokładnie według klasycznego podejścia funkcjonalnego. Jednakże dla spełnienia wymogu ujęcia funkcjonalnego, odnośnie operowania zróżnicowanymi indeksami cen detalicznych towarów-reprezentantów dla

⁷⁾ Wybór wymienionych grup towarów został z jednej strony zdeterminowany dostępnością danych liczbowych, z drugiej natomiast ich zasadniczym znaczeniem w wydatkach gospodarstw domowych.

różnych grup typologicznych gospodarstw domowych, odzwierciedlającymi ich zróżnicowane preferencje konsumpcyjne wewnątrz podgrup towarowych, oficjalne przeciętne indeksy cen detalicznych podgrup towarów-reprezentantów zastąpiono odpowiadającymi im indeksami średnich cen grupowych, obliczanych jako ilorazy wartości i ilości zakupywanych dóbr⁸⁾). Odpowiednią formułę indeksów kosztów utrzymania typu Laspeyresa możemy w tym wypadku zapisać następująco:

$$L_K^{(cg)} = \sum_{g=1}^s i_{\bar{p}_q} \cdot w_{g0} \quad (7)$$

$$\text{gdzie: } i_{\bar{p}_q} = \frac{\frac{w_{g1}}{q_{g1}}}{\frac{w_{g0}}{q_{g0}}} \quad g = 1, \dots, s \quad (8)$$

przy czym: q_{g1}, q_{g0} — ilość zakupionych towarów w g -tej grupie towarowej odpowiednio w okresie badanym i w okresie podstawowym.

Przyjęliśmy tym samym założenie, że różnice cen wewnątrz grup klasyfikacyjnych towarów nie są związane z różnicami wartości użytkowych tych towarów, lecz wskazują wyłącznie na wzrost ich cen. Wydaje się, że założenie to z punktu widzenia konsumenta, a także ze względu na ubogą — tak ilościowo, jak i jakościowo — ofertę rynkową oraz odniesienie się do rzeczywistej asortymentowej struktury zakupów gospodarstw domowych, jest do zaakceptowania. Za rozwiązaniem tym przemawia również możliwość odejścia od wad rozwiązania, stosowanego aktualnie w GUS przy szacunku indeksów kosztów utrzymania, odnośnie sytuacji zastępowania towarów-reprezentantów, znikających z rynku nowymi towarami-reprezentantami, posiadającymi w zdecydowanej większości przypadków wyższe ceny od swoich poprzednich. Wykorzystywane w tym zakresie procedury nawiązań łańcuchowych utożsamiają przyrost poziomu ceny detalicznej „nowego” towaru-reprezentanta w stosunku do poziomu ceny detalicznej „starego” towaru-reprezentanta ze wzrostem jakości danego dobra i nie uwzględniają tego przyrostu w szacunku dynamiki kosztów utrzymania. Rozwiązanie to jest, naszym zdaniem, nie do przyjęcia, tym bardziej, że nie obserwuje się wzrostu jakości towarów i usług na naszym rynku, lecz wręcz spadek ich jakości. Samo zróżnicowanie zestawów towarów i usług, jak postuluje się w ujęciu funkcjonalnym, nie rozwiązuje tego problemu.

⁸⁾ Na możliwość szacunku dynamiki kosztów utrzymania, przy wykorzystaniu cen przeciętnych, wskazywali w swoich pracach m.in. Z. Pawłowski oraz A. Luszniwicz. Por. Z. Pawłowski: *Uwagi o mierzeniu zmian wartości pieniądza*, „Wiadomości Statystyczne” 1981, nr 12 oraz A. Luszniwicz: *Indeksy kosztów utrzymania...*, op. cit., s. 69 i dalsze.

Analiza porównawcza ocen liczbowych dynamiki kosztów utrzymania gospodarstw domowych pracowniczych i gospodarstw domowych emerytów i rencistów, w zakresie żywności, uzyskanych według ujęcia atomistycznego, stosując średnie ceny grupowe i relacji tych ocen, wskazuje na brak większego zróżnicowania (tabl. 1). Oznacza to, że asortyment towarów, wewnątrz podgrup towarów żywnościowych, zakupywanych faktycznie przez wyszczególnione grupy gospodarstw domowych różni się nieistotnie. Przyczyny tego zjawiska należy upatrywać w anormalnej sytuacji rynkowej w naszym kraju. Dotkliwy deficyt towarów żywnościowych przy jednoczesnej ubogiej ofercie asortymentowej powodują wymuszanie struktury konsumpcji, zbliżonej dla wszystkich typów gospodarstw domowych.

TABL. 1. DYNAMIKA KOSZTÓW UTRZYMANIA GOSPODARSTW DOMOWYCH PRACOWNICZYCH ORAZ GOSPODARSTW DOMOWYCH EMERYTÓW I RENCISTÓW W POLSCE W LATACH 1987—1988 W ZAKRESIE WYBRANYCH GRUP TOWARÓW

Grupy towarów	Indeksy kosztów utrzymania				Relacje indeksów kosztów utrzymania		Różnice		
	ujęcie średnich cen grupowych		ujęcie atomistyczne		ujęcie średnich cen grupowych	ujęcie atomistyczne	relacji indeksów kosztów utrzymania w %	indeksów kosztów utrzymania w %	
	gospodarstwa domowe							gospodarstwa domowe	
	pracownicze	emerytów i rencistów	pracownicze	emerytów i rencistów			pracownicze	emerytów i rencistów	
Żywność bez używek . . .	1,4938	1,4923	1,4674	1,4769	1,001	0,994	0,7	2,6 ^a	1,9
Użytki . . .	1,5250	1,5046	1,6045	1,6141	1,014	0,994	2,0	−8,0	−11,0
Żywność ogółem	1,4956	1,4929	1,4752	1,4841	1,002	0,994	0,8	2,0	0,9
Tkaniny bieliżniane i okrycia gotowe	1,7265	1,9889	1,7193	1,6901	0,868	1,017	−14,9	0,7	29,9
Wyroby półprzemysłowe . .	1,5733	1,5182	1,5735	1,5730	1,036	1,000	3,6	0,0	−5,5
Obuwie . . .	1,6656	1,6881	1,5923	1,5724	0,987	1,013	−2,6	7,3	11,6
Odzież i obuwie ogółem	1,6737	1,7541	1,6354	1,6098	0,954	1,016	−6,2	3,8	14,4

$$a R_R = I_{R_R} / I_{R_{ER}}$$

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników badań budżetów gospodarstw domowych i zmian cen detalicznych towarów-reprezentantów GUS.

Znaczne różnice w ocenie relacji dynamiki utrzymania gospodarstw domowych pracowniczych, w stosunku do dynamiki kosztów utrzymania gospodarstw domowych emerytów i rencistów, za pomocą ujęcia atomistycznego oraz ujęcia opartego na średnich cenach grupowych, występują w przypadku wybranych podgrup odzieży i obuwia i to zarówno co do absolutnych wielkości tych relacji, jak i ich znaku. Omawiana relacja,

uzyskana na podstawie podejścia atomistycznego, wskazuje na około 1,5% szybszy wzrost kosztów utrzymania, w zakresie wybranych podgrup odzieży i obuwia, dla grupy gospodarstw domowych pracowniczych niż dla grupy gospodarstw domowych emerytów i rencistów. Przypomnijmy, że ten szybszy wzrost kosztów utrzymania gospodarstw domowych pracowniczych jest wyłącznie wynikiem różnej struktury udziałowej podgrup towarów w zakupach tych gospodarstw domowych w porównaniu z gospodarstwami domowymi emerytów i rencistów (różnej struktury wag). Natomiast zastosowanie średnich cen grupowych, a więc uwzględnienie w szacunkach nie tylko zróżnicowania struktury wag, lecz także faktycznego zróżnicowania struktury asortymentowej zakupów wewnątrz wybranych podgrup towarów odzieży i obuwia, prowadzi do odmiennych wniosków. Okazuje się, że faktycznie koszty utrzymania gospodarstw domowych emerytów i rencistów wzrosły w omawianym okresie szybciej niż koszty utrzymania gospodarstw domowych pracowniczych o około 4,6%. Sądzymy, że te istotne różnice w ocenie dynamiki kosztów utrzymania uzyskane według różnych procedur metodologicznych, w zakresie odzieży i obuwia, są wynikiem znacznie większego asortymentowego zróżnicowania tych grup towarów niż ma to miejsce dla grup towarów żywnościowych.

Analizując różnice, pomiędzy ocenami dynamiki kosztów utrzymania dla tych samych grup typologicznych gospodarstw domowych, otrzymanymi niezależnie według dwóch stosowanych procedur, stwierdzamy, że zastosowanie ujęcia atomistycznego powoduje stosunkowo nieznaczne zaniżanie oszacowań faktycznego tempa procesów inflacyjnych dla towarów żywnościowych oraz istotne zaniżanie dla odzieży i obuwia, szczególnie w przypadku gospodarstw domowych emerytów i rencistów. Naszym zdaniem jest to jednak związane nie tylko z nieuwzględnieniem w procedurze atomistycznej zróżnicowanych zestawów towarów-reprezentantów, lecz także z wcześniej uwypuklonym przez nas, przyjmowanym w praktyce, rozwiązaniem odnośnie podmian towarów-reprezentantów dokonywanych w trakcie badania.

Porównanie dynamiki kosztów utrzymania, wyróżnionych grup towarów dla najwyższej i najniższej grupy dochodowej gospodarstw domowych pracowniczych, potwierdza wcześniejsze spostrzeżenia (tabl. 2)⁹⁾. Brak jest istotnych różnic w ocenie relacji dynamiki kosztów utrzymania rozważanych grup dochodowych gospodarstw domowych uzyskanych za pomocą ujęcia atomistycznego oraz podejścia, wykorzystującego średnie ceny grupowe w przypadku żywności. Jednocześnie występują znaczne różnice w ocenie tych relacji dla wybranych grup odzieży i obuwia. Daje się także zaobserwować znaczne zaniżanie ocen faktycznej siły procesów inflacyjnych

⁹⁾ Wyniki te co do poziomów indeksów kosztów utrzymania nie są porównywalne z ocenami zawartymi w tabl. 1 ze względu na pewne różnice w zakresie przyjętych podgrup towarów na najniższym szczeblu agregacji.

w ujęciu atomistycznym. Wreszcie należy podkreślić, że odchylenia ocen dynamiki kosztów utrzymania, uzyskiwanych w obydwóch stosowanych przez nas podejściach metodologicznych, są znacznie silniejsze w przypadku podziału gospodarstw domowych według kryterium wysokości dochodów na osobę niż, gdy są one zróżnicowane ze względu na fakt przynależności do różnych grup społeczno-zawodowych.

TABL. 2. DYNAMIKA KOSZTÓW UTRZYMANIA GOSPODARSTW DOMOWYCH PRACOWNICZYCH NALEŻĄCYCH DO NAJWYŻSZEJ I NAJNIŻSZEJ GRUPY DOCHODOWEJ W POLSCE W LATACH 1987–1988 W ZAKRESIE WYBRANYCH GRUP TOWARÓW

Grupy towarów	Indeksy kosztów utrzymania				Relacje indeksów kosztów utrzymania		Różnice		
	ujęcie średnich cen grupowych		ujęcie atomistyczne				relacji indeksów kosztów utrzymania w %	indeksów kosztów utrzymania w %	
	najwyższych	najniższych	najwyższych	najniższych	ujęcie średnich cen grupowych	ujęcie atomistyczne		najwyższa	najniższa
	grupa dochodowych							grupa dochodowa	
Żywność bez u-żywek . . .	1,7288	1,7087	1,4535	1,4204	1,012	1,023	– 1,1	27,5 ^a	28,8
Użytki . . .	1,3474	1,6631	1,6231	1,5964	0,810	1,017	– 20,7	– 25,6	6,7
Żywność ogółem	1,7123	1,7049	1,4608	1,4350	1,004	1,018	– 1,4	25,2	27,0
Tkaniny bieleżniane i okrycia gotowe . . .	1,4551	1,9997	1,6469	1,6058	0,728	1,026	– 29,8	– 19,2	39,4
Wyroby pończosznicze	1,6405	1,7124	1,5584	1,5791	0,958	0,987	– 2,9	8,2	13,3
Obuwie . . .	1,4116	1,9389	1,1962	1,5919	0,7280	0,751	– 2,3	21,5	34,7
Odzież i obuwie ogółem	1,4575	1,9269	1,3032	1,5951	0,756	0,817	6,1	15,4	33,2

$$a R_K = I_{K_{MAX}} / I_{K_{MIN}}$$

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników badań budżetów gospodarstw domowych i zmian cen detalicznych towarów-reprezentantów GUS.

Generalnie, na podstawie przedstawionych wyników analiz porównawczych, możemy stwierdzić, że ignorowanie w ujęciu atomistycznym, przy ocenach dynamiki kosztów utrzymania, zróżnicowania w asortymentowej strukturze zakupów dokonywanych przez różne typy gospodarstw domowych, a także nieuwzględnianie w praktyce wpływu podmian towarów-reprezentantów w trakcie badania na wzrost kosztów utrzymania, prowadzi do znacznych zniekształceń tych ocen polegających przede wszystkim na: — spłaszczaniu relacji pomiędzy tempami wzrostu kosztów utrzymania dla różnych typów gospodarstw domowych, tym większe im bogatszy asortyment towarów i usług znajduje się na rynku; — zaniżaniu ocen tempa procesów inflacyjnych;

— nieuwzględnianie faktycznych większych strat finansowych, ponoszonych z tytułu wzrostu cen detalicznych towarów i usług, przez gospodarstwa domowe słabsze ekonomicznie (tzn. gospodarstwa domowe emerytów i rencistów oraz gospodarstwa domowe należące do najniższych grup dochodowych).

Należy także zwrócić uwagę na znacznie silniejszą aktualnie determinację struktury zakupów gospodarstw domowych przez czynnik dochodowy niż grupę czynników o charakterze społeczno-zawodowym.

Twierdzimy, że rozdzźwięk pomiędzy ocenami tempa procesów inflacyjnych, dla różnych typów gospodarstw domowych, uzyskiwanymi za pomocą stosowanej w praktyce procedury atomistycznej a faktycznym tempem tych procesów będzie się pogłębiał, w miarę przywracania równowagi rynkowej i wzbogacania asortymentów towarów na rynku. Rozbieżności te znacznie się zwiększą w przyszłości na skutek urynkowienia gospodarki żywnościowej i mającej następować demonopolizacji produkcji towarów przemysłowych. Doprowadzi to (a w przypadku żywności już doprowadziło) do znacznego zróżnicowania regionalnego (przestrzennego) cen detalicznych towarów i usług. Tym samym niezbędne jest uwzględnianie, przy szacunku tempa procesów inflacyjnych, a szczególnie przy ocenie ich wpływu na kondycję finansową różnych grup gospodarstw domowych, nie tylko różnic w strukturze udziałowej wydatków gospodarstw domowych (różnych systemów wag), ale także zróżnicowania struktury asortymentowej ich zakupów wewnątrz tych samych grup towarowych (wydatkowych) oraz różnych cen detalicznych na te same towary i usługi w poszczególnych regionach kraju. Postulujemy, aby tego typu eksperymentalne, spełniające funkcje kontrolne, analizy dynamiki kosztów utrzymania oparte na średnich cenach grupowych weszły na stałe do praktyki GUS.

doc. dr hab. Tomasz Panek — *Instytut Statystyki i Demografii, Szkoła Główna Planowania i Statystyki*

Mariusz Plich

Analizy symulacyjne zmian cen do 1994 r.

Pierwsze modele ekonometryczne gospodarek krajów socjalistycznych, tworzone w latach sześćdziesiątych, a także większość modeli powstałych w latach siedemdziesiątych nie zawierały równań cen. Oddziaływanie cen na procesy gospodarcze było w tych modelach w ogóle pomijane lub ceny występowały w nich, jako narzędzie w rękach Centrum. Do zajęcia się

problematyką cen zmusiła praktyka — obecnie prawie wszystkie kraje RWPG borykają się z problemem inflacji, która nie zawsze przybiera jawną postać.

W końcu lat siedemdziesiątych w Instytucie Ekonometrii i Statystyki Uniwersytetu Łódzkiego rozpoczęły się, zakrojone na szeroką skalę, badania nad modelowym opisem sfery cenowej polskiej gospodarki (por. W. Welfe [5]). Ich rezultatem są między innymi równania cen modelu W-5 oraz funkcjonujący niezależnie model cen.

Podstawowe cechy odróżniające model cen od bloku cen modelu W-5 to:

- sposób wyznaczania kosztów materiałowych (uwzględniający między innymi „pełne” koszty surowców i materiałów importowanych);
- specyfikacja równań płac, uwzględniająca zmienność współczynnika przenoszenia cen na płace;
- endogenizacja równań składowych akumulacji finansowej, z uwzględnieniem tendencji do „hamowania” cen, wpływu nierównowagi rynkowej i polityki budżetowej państwa;
- powiązanie cen producentów z cenami ostatecznych odbiorców, przy wykorzystaniu macierzy konwersji, z uwzględnieniem oddziaływania nierównowagi rynkowej i polityki budżetowej państwa.

WŁASNOŚCI MODELU CEN

Na wykresie 1 przedstawiono schemat blokowy modelu cen. Konstrukcja modelu została oparta na mechanizmie tworzenia cen, którego podstawą są jednostkowe koszty produkcji¹⁾. Rozróżniamy ceny producentów (PQ) oraz ustalane na ich podstawie ceny ostatecznych odbiorców (PC , PJ , PE , PDR , PG).

Jednostkowe koszty produkcji, wpływające na poziom cen producentów, przedstawione są w układzie rodzajowym z wyróżnieniem:

- kosztów materiałowych (KMJ),
- amortyzacji (AJ),
- płac (FUJ),
- pozostałych kosztów niematerialnych ($AFOJ$).

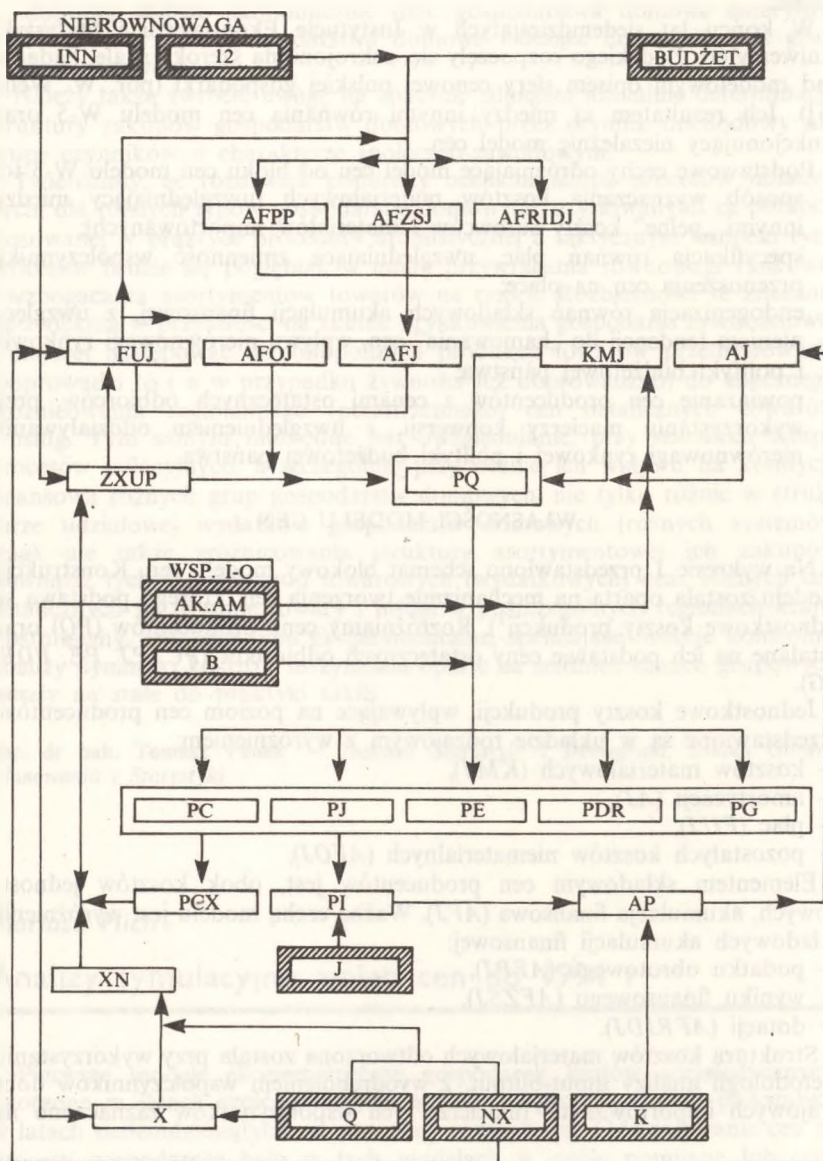
Elementem składowym cen producentów jest, obok kosztów jednostkowych, akumulacja finansowa (AFJ). Ważną cechą modelu jest wyróżnienie składowych akumulacji finansowej:

- podatku obrotowego ($AFPJ$),
- wyniku finansowego ($AFZSJ$),
- dotacji ($AFRIDJ$).

Struktura kosztów materiałowych odtworzona została przy wykorzystaniu metodologii analizy input-output, z wyodrębnieniem współczynników dóbr krajowych importowanych (macierze tych współczynników zaznaczono na

¹⁾ Nie jest to równoznaczne z przejściem formuły kosztowej tworzenia cen.

Wykres 1. SCHEMAT BLOKOWY MODELU CEN



wykresie 1, jako *AK* i *AM*). Wykorzystanie macierzy współczynników kosztów materiałowych pozwala opisać wzajemne powiązania dostawców i odbiorców, w ramach sfery produkcji, z uwzględnieniem licznych sprzężeń zwrotnych, występujących między nimi. Dzięki temu istnieje możliwość analizowania zmian tempa wzrostu i struktury cen producentów, pod wpływem zmian struktury kosztów materiałowych (np. zmniejszenia energochłonności, importochłonności itp.) oraz zmian cen materiałów i surowców (w szczególności tych pochodzących z importu).

Płace odgrywają szczególną rolę w modelu cen, mimo że ich udział w tworzeniu ceny jest niewielki, w porównaniu do kosztów materiałowych. Należy jednak pamiętać, że kwoty narzutów na płace są niejednokrotnie większe od samych płac, a także o tym, że wynagrodzenia tkwią również w cenach materiałów zużywanych do produkcji. Nade wszystko jednak, mechanizm tworzenia płac decyduje o tym, że stanowią one — naszym zdaniem — najważniejszy składnik kosztów z punktu widzenia dynamiki cen producentów. Podstawą tego mechanizmu jest polityka, zmierzająca do ochrony poziomu życia ludności, co prowadzi do wzrostu elastyczności płac względem cen wraz ze wzrostem tempa inflacji. Czynnikiem, wywołującym dodatkowy wzrost płac nominalnych w Polsce, jest brak rąk do pracy.

Model uwzględnia także wzajemne powiązania cen z polityką finansową państwa oraz z budżetem państwa, poprzez specyfikację równań składowych akumulacji finansowej, uwzględniającą między innymi: zróżnicowane gałęziowo stopy podatku obrotowego, wyniku finansowego i dotacji, wzajemne powiązania elementów akumulacji, jak i wpływ nierównowagi rynkowej na podatek obrotowy i wyniki finansowe przedsiębiorstw. Zastosowanie zmiennych, charakteryzujących wpływ nierównowagi rynkowej, do wyjaśnienia zmian składowych akumulacji finansowej sprawia, że ceny kształtowane są pod wpływem relacji popytu i podaży. W równaniach tych podjęto również próbę kwantyfikacji zjawiska niepełnego przenoszenia wzrostu kosztów na ceny²⁾. Sytuację taką określa się jako inflację tłumioną. Znajduje ona swoje odzwierciedlenie w zmianach udziału składowych akumulacji finansowej w cenach producentów (np. wzrost udziału dotacji, spadek udziału zysku lub podatku obrotowego). Inflacja tłumiona może prowadzić między innymi do nierównowagi na rynku dóbr konsumpcyjnych.

Specjalnie skonstruowana macierz współczynników udziałów dostaw z poszczególnych działów i gałęzi na różne rynki (macierz konwersji zaznaczona na wykresie 1 jako *B*) umożliwia zbudowanie równań cen odbiorców finalnych, bazujących na cenach producentów.

Zwróćmy uwagę na podstawowe sprzężenia występujące w modelu cen zaznaczone na wykresie 1 (schemat nie uwzględnia liczby powiązań dynamicznych „przechodzących” przez zmienne, działające z opóźnieniem

²⁾ Dotyczy to prawie całego analizowanego okresu, ale w szczególności lat siedemdziesiątych i pierwszej połowy lat osiemdziesiątych.

czasowym). Za najważniejsze z nich należy uznać następujący łańcuch powiązań:

płace → jednostkowa produkcja dodana → ceny producenta → ceny odbiorców finalnych → koszty utrzymania → płace.

Sprzężenie to jest „wspomagane” bezpośrednim uzależnieniem pozapłacowych kosztów niematerialnych³⁾ od płac.

Zastosowanie w modelu macierzy współczynników kosztów materiałowych pozwala na precyzyjne oszacowanie wpływu zmian cen materiałów i surowców tak krajowych, jak i światowych, na wzrost kosztów materiałowych, a także wpływu tych ostatnich na dodatkowy wzrost cen. Mechanizm ten odzwierciedlony jest na wykresie 1 w postaci pętli:

ceny producenta → koszty materiałowe → ceny producenta.

Konstrukcja równań odpisów amortyzacyjnych (A) uwzględnia ich związek z deflatorem nakładów inwestycyjnych (PJ), zamykając w ten sposób sprzężenie zwrotne:

amortyzacja → ceny producentów → ceny dóbr inwestycyjnych → amortyzacja

oraz z wielkością majątku produkcyjnego (K), stanowiąc tym samym jeden z pomostów wiążących ceny ze sferą realną.

Model cen sprzężony jest ze sferą realną gospodarki kilkoma kanałami: poprzez wydajność pracy (równania płac), inwestycje oraz stopę likwidacji majątku trwałego (równania wartości majątku trwałego). Zjawiska, zachodzące w sferze realnej, nie są jednak opisywane przez model. Włączenie modelu cen, jako bloku modelu gospodarki narodowej pozwoli na dokonanie pogłębionej analizy powiązań obu sfer gospodarki⁴⁾.

Omówimy bliżej rozwiązania zastosowane w modelu cen w zakresie modelowania płac.

RÓWNANIA PŁAC W MODELU CEN

Równania płac, włączone do skonstruowanego przez nas modelu cen, bazują na dotychczasowych doświadczeniach modelowania płac w gospodarce planowej. Z drugiej jednak strony zawierają dwa elementy dotychczas nie uwzględniane w analizach ekonometrycznych:

- 1) tendencję do wyrównywania tempa płac w gospodarce oraz
- 2) niestabilność parametru, odzwierciedlającego przenoszenie zmian cen na płace (współczynnika przenoszenia cen).

³⁾ Składają się na nie przede wszystkim podatek od płac i składki z tytułu ubezpieczeń społecznych, które to opłaty wliczane są w ciężar kosztów przedsiębiorstw.

⁴⁾ Przewiduje się włączenie modelu cen do istniejących już modeli gospodarki narodowej, zbudowanych w Instytucie Ekonometrii i Statystyki Uniwersytetu Łódzkiego: modelu $W-5$ oraz modelu $IMPEC$ (por. Ł. Tomaszewicz [3]).

W typowej specyfikacji równań płac objaśnia się płacę przeciętną, a w roli zmiennych objaśniających występują: wskaźnik kosztów utrzymania, wydajność pracy oraz zmienna czasowa (dla uchwycenia oddziaływania czynników nie uwzględnionych *explicite* w specyfikacji). Wskazuje się też na rolę, jaką odgrywa nierównowaga na rynku pracy (brak rąk do pracy) na kształtowanie płac przeciętnych i postuluje dołączenie do listy zmiennych objaśniających indykatora nierównowagi na rynku pracy (por. A. Welfe [4], a także W. Dębski [1] i W. Welfe [6]). Zależność wyjaśniająca kształtowanie płac przeciętnych najczęściej przedstawiana jest w postaci liniowej funkcji tempa wzrostu odpowiednich zmiennych objaśniających:

$$TZU_j P = \alpha_{0j} + \alpha_{1j} TPCX + \alpha_{2j} TXN$$

gdzie: $TZUP$ — tempo płac przeciętnych,
 $TPCX$ — tempo wskaźnika kosztów utrzymania,
 TXN — tempo wydajności pracy,
 j — rozważana gałąź produkcji.

Parametry α_{1j} i α_{2j} w powyższym równaniu charakteryzują stałe w czasie elastyczności płac względem kosztów utrzymania i wydajności pracy w j -tej gałęzi. Parametr α_{1j} będziemy nazywali współczynnikiem przenoszenia cen na płace lub krócej **współczynnikiem przenoszenia cen**, natomiast parametr α_{2j} będziemy określać, jako **stopień opłacania wydajności pracy**. Parametr α_{0j} stanowi ocenę wpływu czynników nie uwzględnionych *explicite* w modelu, reprezentowanych łącznie przez trend.

Tempo wzrostu płac nominalnych (prawa strona równania) można zapisać w postaci sumy tempa płac realnych i tempa wskaźnika kosztów utrzymania:

$$TZU_j + TPCX = \alpha_{0j} + \alpha_{1j} TPCX + \alpha_{2j} TXN$$

a po rozwiązaniu względem tempa płac realnych (ZU_j):

$$TZU_j = \alpha_{0j} + (\alpha_{1j} - 1) TPCX + \alpha_{2j} TXN \quad (1)$$

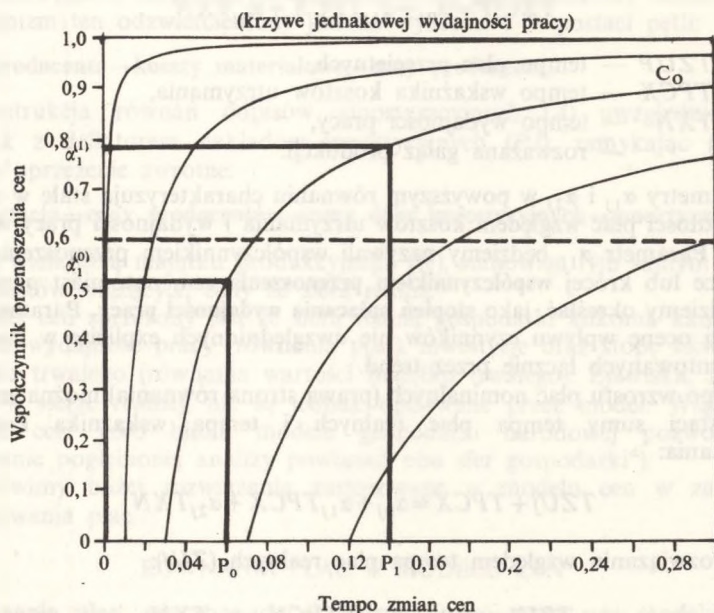
Równanie to przedstawia płacę realną w j -tej gałęzi, jako funkcję trzech zmiennych: α_{1j} , $TPCX$ i TXN . Zakładając, że polityka Centrum zmierza do eliminowania wpływu inflacji na tempo płac realnych (TZU_j), zależność (3.31) można rozważać jako funkcję współczynnika przenoszenia cen (α_{1j}) względem tempa zmian kosztów utrzymania ($TPCX$):

$$\alpha_{1j} = 1 - \frac{c}{TPCX} \quad (2)$$

gdzie: stała $c = \alpha_{2j} TXN + \alpha_{0j} - z_0$.

Funkcję (2) dla różnych wartości stałej c przedstawiono na wykresie 2. Poszczególne krzywe na tym wykresie nazywać będziemy krzywymi stałego tempa płac realnych (dla różnych temp wydajności pracy, a ściślej mówiąc dla różnych poziomów stałej c). Jeśli tempo wydajności pracy jest stałe i wynosi w_0 , to jego odpowiednikiem na wykresie 2 jest jedna z krzywych np c_0 . Linia przerywana na wykresie 2 odzwierciedla najczęściej przyjmowane w badaniach ekonometrycznych założenie o stałości współ-

Wykres 2. ZALEŻNOŚĆ PARAMETRU PRZENOSZENIA CEN OD TEMP CEN



czynnika przenoszenia cen (α_1). Jeśli tempo cen wynosi p_0 , a tempo wydajności w_0 to $\alpha_1 = \alpha_1^{(0)}$. W przypadku, gdy następuje wzrost tempa cen z p_0 do p_1 to (ceteris paribus) α_1 rośnie do poziomu $\alpha_1^{(1)}$ ⁵⁾.

Poszukiwania formy uzmiennienia parametru przenoszenia cen doprowadziły do oszacowania funkcji płac postaci:

$$TZUXP = \alpha_0 + \alpha'_1 IPCX + \alpha_2 TXN \quad (3)$$

⁵⁾ Stałość współczynnika przenoszenia cen może tu być zapewniona jedynie w przypadku wzrostu tempa wydajności pracy, odpowiadającego przesunięciu z krzywej c_0 na c_1 .

Parametr przenoszenia dla funkcji tej postaci obliczamy według następującej formuły:

$$\alpha_1 = \alpha'_1 IPCX$$

Poniżej prezentujemy wyniki estymacji równania płac na podstawie funkcji (3).

$SEE = 0,02$ $RSQ = 0,9757$ $RHO = 0,09$ $Obser = 23$ od 1963
 $SEE + 1 = 0,02$ $RBSQ = 0,9686$ $DW = 1,83$ $DoFre = 17$ to 1985
 $MAPE = 31,77$

Nazwa zmiennej tzuxp	Parametr	Mexval	t-Studenta	Elas	Beta
Wyraz wolny	0,00412	0,4	0,372	0,03	0,000
ipcx*tpcx	0,76374	167,3	10,223	1,00	2,706
postxn	0,48500	20,8	2,791	0,19	0,125
inn	2,11220	14,2	2,270	0,12	0,130
u75	0,11949	68,2	5,577	0,04	0,214
u82	-1,06493	116,4	-7,914	-0,39	-1,903

Wykorzystano w nim dodatkowo indyktor nierównowagi na rynku pracy (INN) oraz zmienne zerojedynkowe, „eliminujące” nietypowe obserwacje z lat 1975 i 1982. Zmienna POSTXN (dodatnie wartości zmiennej TXN) odzwierciedla „sztynność płac w dół”.

PROGNOZY I ANALIZY SCENARIUSZOWE

Model cen posłużył jako narzędzie do sporządzenia prognozy zmian deflatorów produkcji globalnej i zużycia finalnego do 1994 r. w gospodarce Polski. Wyniki prognozy porównano z prognozą sporządzoną na podstawie modelu W-5, a następnie wykorzystano, jako wariant bazowy, do przeprowadzenia wielu symulacji, testujących reakcje układu gospodarczego na zmiany założeń, dotyczących przede wszystkim polityki dochodowej i finansowej państwa⁶).

PROGNOZA DO 1994 R.

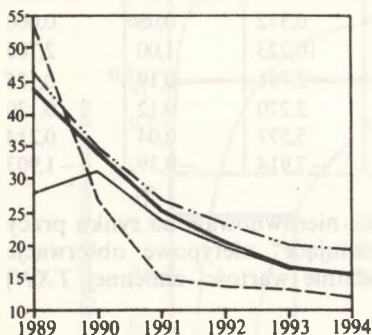
Wartości zmiennych egzogenicznych, niezbędne do wyliczenia prognozy na podstawie modelu cen, przyjęto na podstawie założeń i wyników prognozy sporządzonej w oparciu o model W-5 w wersji z lutego 1989 r.

⁶) W referacie prezentujemy jedynie wybrane fragmenty obliczeń. Wyniki wszystkich obliczeń zamieszczono w pracy doktorskiej M. Płicha [2].

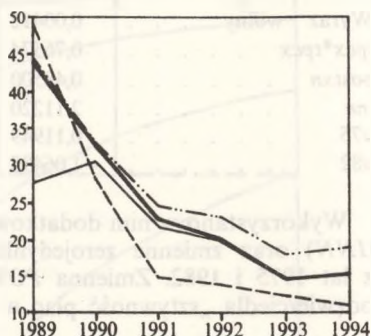
Wykres 3 przedstawia porównanie prognoz deflatorów produkcji globalnej otrzymanych na podstawie modelu W-5 i modelu cen⁷⁾. Charakterystyczną cechą obu prognoz jest wygasające tempo wzrostu deflatorów produkcji globalnej. Przebieg tego procesu jest w obu modelach różny: tempo wzrostu prognozowane przez model W-5 w 1994 r. jest na ogół niższe, w porównaniu z prognozą modelu cen, o 2 do 4 punktów; w przypadku pierwszego okresu prognozy (1989 r.) zróżnicowanie to jest większe zarówno pod względem wielkości, jak i znaku różnic.

**Wykres 3. PORÓWNANIE PROGNOZ MODELU CEN I MODELU W-5
DEFLATORY PRODUKCJI GLOBALNEJ**

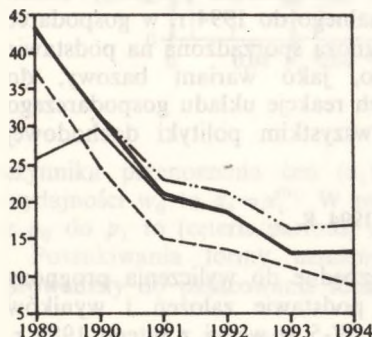
PRZEMYSŁ PALIWOWO-ENERGETYCZNY



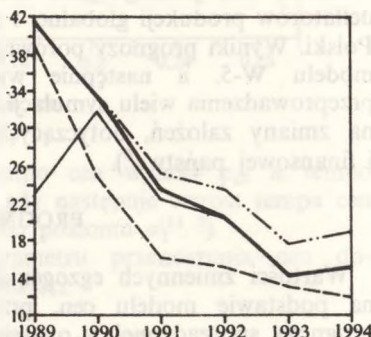
PRZEMYSŁ METALURGICZNY



PRZEMYSŁ ELEKTROMASZYNOWY



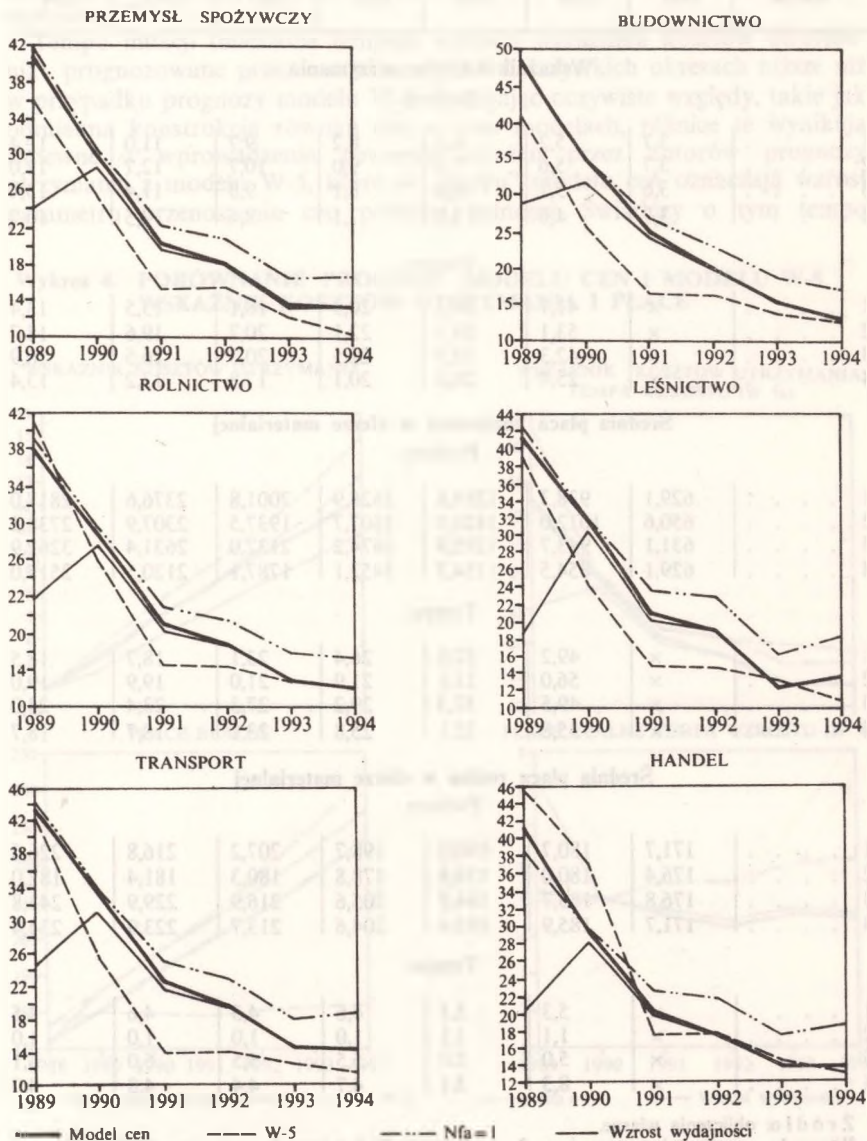
PRZEMYSŁ LEKKI



— Model cen - - - W-5 - · - · - Nfa = 1 — Wzrost wydajności

⁷⁾ Na tym wykresie uwzględniono również wyniki dwóch symulacji opisanych dalej.

**Wykres 3. (dokończenie) PORÓWNANIE PROGNOZ MODELU CEN
I MODELU W-5. DEFLATORY PRODUKCJI GLOBALNEJ**



**TABL. 1. PROGNOZY MODELU CEN I MODELU W-5. WYNIKI SYMULACJI
NA MODELU CEN**

Wiersz	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994
Wskaźnik kosztów utrzymania							
Poziom							
1	3,7	5,2	6,8	8,2	9,7	11,0	12,4
2	3,7	5,6	7,3	9,0	10,7	12,7	15,0
3	3,6	5,1	6,6	8,1	9,8	11,4	13,4
4	3,7	4,6	5,9	7,1	8,4	9,5	10,7
Tempo							
1	×	41,7	30,3	20,9	18,1	13,5	13,4
2	×	53,1	30,1	22,1	20,7	19,6	18,7
3	×	42,3	30,8	22,5	20,7	16,5	16,9
4	×	25,4	28,6	20,1	17,8	13,2	13,4
Średnia płaca nominalna w sferze materialnej							
Poziom							
1	629,1	938,3	1285,8	1625,9	2001,8	2376,6	2817,0
2	650,6	1012,0	1320,8	1607,7	1937,5	2307,9	2738,2
3	631,1	943,7	1295,9	1674,2	2132,0	2631,4	3262,9
4	629,1	854,5	1154,3	1452,1	1787,1	2120,5	2517,0
Tempo							
1	×	49,2	37,0	26,4	23,1	18,7	18,5
2	×	56,0	31,1	21,9	21,0	19,9	19,0
3	×	49,5	37,3	29,2	27,3	23,4	24,0
4	×	35,8	35,1	25,8	23,1	18,7	18,7
Średnia płaca realna w sferze materialnej							
Poziom							
1	171,7	180,7	190,0	198,7	207,2	216,8	226,6
2	176,4	180,0	179,8	178,8	180,3	181,4	182,0
3	176,8	185,7	194,9	205,6	216,9	229,9	243,8
4	171,7	185,9	195,4	204,6	213,7	223,9	234,4
Tempo							
1	×	5,3	5,1	4,6	4,3	4,6	4,5
2	×	1,1	1,1	1,0	1,0	1,0	1,0
3	×	5,0	5,0	5,5	5,5	6,0	6,1
4	×	8,3	5,1	4,7	4,4	4,8	4,7

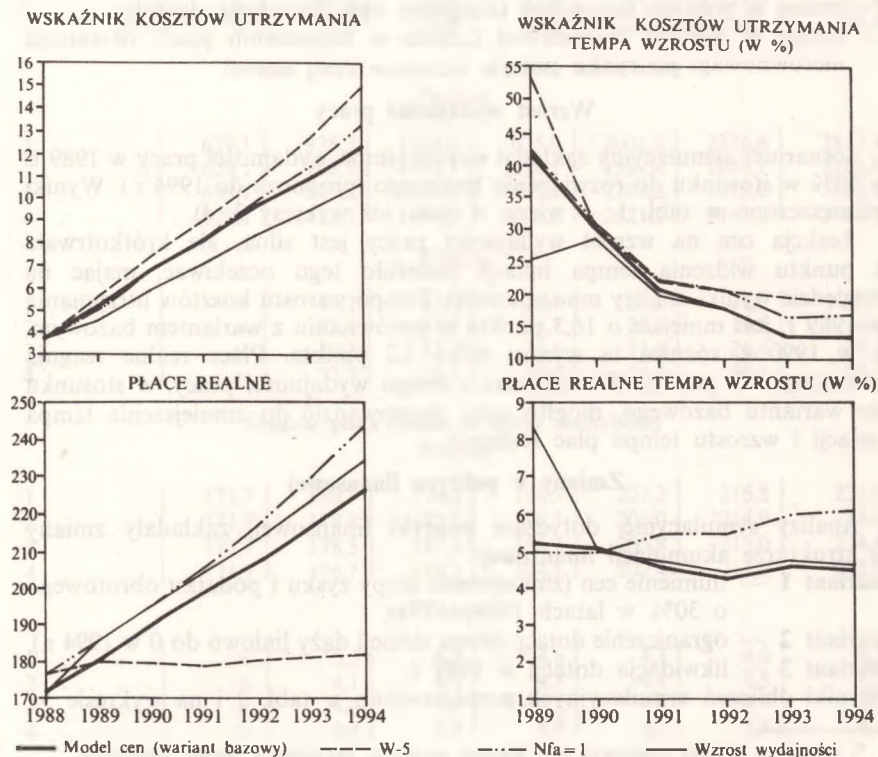
Źródło: obliczenia własne.

Wiersz 1 — wariant bazowy, wiersz 2 — prognoza W-5, wiersz 3 — cenowa elastyczność płac równa 1, wiersz 4 — wzrost wydajności pracy.

Przedmiotem kolejnych porównań obu modeli są prognozy deflatorów spożycia indywidualnego (wskaźnika kosztów utrzymania) oraz płac nominalnych i realnych, które przedstawiono w tabl. 1 (linia 1 i 2) oraz na wykresie 4⁸⁾.

Tempo inflacji (mierzone tempem wzrostu wskaźnika kosztów utrzymania), prognozowane przez model cen jest we wszystkich okresach niższe niż w przypadku prognozy modelu W-5. Pomijając oczywiste względy, takie jak odmienna konstrukcja równań cen w obu modelach, różnice te wynikają zapewne z wprowadzenia pewnych założeń przez autorów prognozy otrzymanej z modelu W-5, które w „języku” modelu cen oznaczają wzrost parametru przenoszenia cen powyżej jedności. Świadczy o tym tempo

**Wykres 4. PORÓWNANIE PROGNOZ MODELU CEN I MODELU W-5
WSKAŹNIK KOSZTÓW UTRZYMANIA I PŁACE**



⁸⁾ Na tym wykresie uwzględniono również wyniki dwóch symulacji opisanych dalej.

deflatora spożycia dóbr materialnych w 1989 r., wynoszące 53,1%, co w kategoriach modelu cen oznacza, że paramter przenoszenia cen wynosi $\alpha_1 = \alpha'_1 * IPCX^* = 0,76 * 1,531 = 1,17$.

Prognozę, na podstawie modelu cen, powtórzono zakładając, że począwszy od 1989 r. parametr przenoszenia cen na płace (α_1) jest równy 1, czyli przyjmuje maksymalną (z „racjonalnych”) wielkości⁹⁾ (por. tabl. 1 — wiersz 3, a także wykresy 3, 4). Różnice w wynikach między tym wariantem a wariantem bazowym są nieznaczne tylko w pierwszych dwóch latach i systematycznie rosną¹⁰⁾. Również w tym wariantcie model cen „prognozuje” niższe tempo wzrostu cen niż model W-5.

Analizy scenariuszowe

Prezentowane w pracy analizy scenariuszowe dotyczą reakcji zmiennych modelu w stosunku do wariantu bazowego, pod wpływem:

- wzrostu wydajności pracy (wzrost tempa wydajności),
- zmian w polityce finansowej (tłumienie cen, likwidacja dotacji),
- zmian w polityce dochodowej („cięcia w napędzaniu płac”, likwidacja nierównowagi na rynku pracy).

Wzrost wydajności pracy

Scenariusz symulacyjny zakładał wzrost tempa wydajności pracy w 1989 r. o 10% w stosunku do rozwiązania bazowego (prognoza do 1994 r.). Wyniki zamieszczono w tabl. 1 — wiersz 4 (zob. też wykresy 3, 4).

Reakcja cen na wzrost wydajności pracy jest silna, ale krótkotrwała z punktu widzenia tempa inflacji (należało tego oczekiwać, mając na względzie wyniki analizy mnożnikowej). Tempo wzrostu kosztów utrzymania w 1989 r. jest mniejsze o 16,3 punkta w porównaniu z wariantem bazowym, a w 1990 r. różnica ta wynosi tylko 1,2 punkta. Płace realne reagują wzrostem o 3 punkty. Trwały wzrost tempa wydajności pracy, w stosunku do wariantu bazowego, mógłby więc doprowadzić do zmniejszenia tempa inflacji i wzrostu tempa płac realnych.

Zmiany w polityce finansowej

Analizy symulacyjne, dotyczące polityki finansowej, zakładały zmiany w strukturze akumulacji finansowej:

- wariant 1** — tłumienie cen (zmniejszenie stopy zysku i podatku obrotowego o 30% w latach 1989—1994),
 - wariant 2** — ograniczenie dotacji (stopa dotacji dąży liniowo do 0 w 1994 r.),
 - wariant 3** — likwidacja dotacji w 1989 r.
- Wyniki obliczeń symulacyjnych przedstawiono w tabl. 2 i na wykresie 5.

⁹⁾ Można ją również traktować jako wariant prognozy, zakładający „pełną” indeksację.

¹⁰⁾ Rezultat ten jest oczywisty, jeśli zauważyć, że w wariantcie bazowym paramter α_1 jest wprost proporcjonalny do tempa inflacji, które w początkowych latach jest wysokie, co znaczy, że paramter α_1 jest bliski 1.

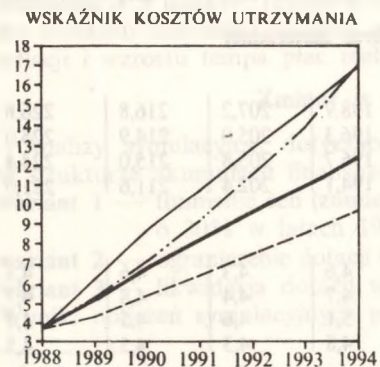
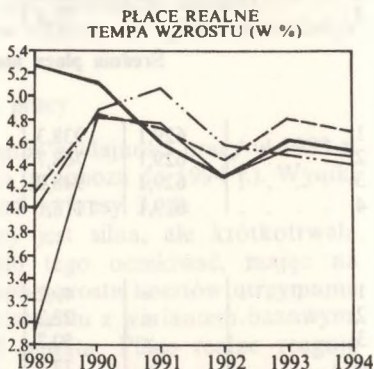
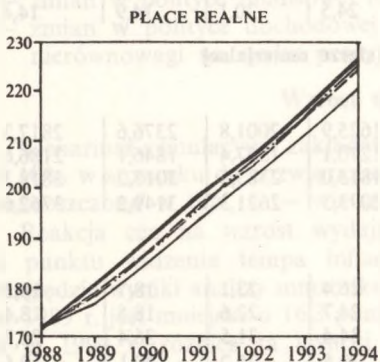
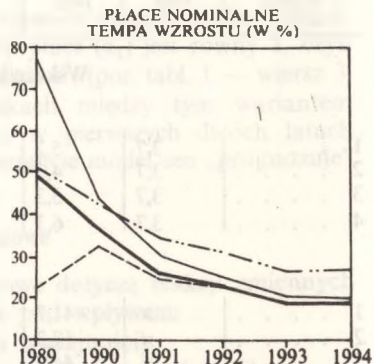
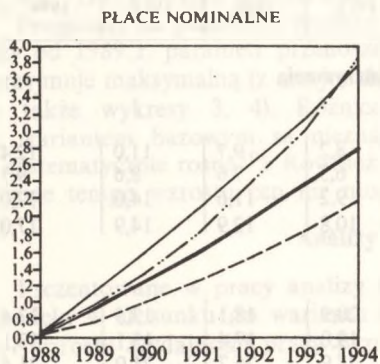
TABL. 2. WYNIKI SYMULACJI NA MODELU CEN — ZMIANY W POLITYCE FINANSOWEJ

Wiersz	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994
Wskaźnik kosztów utrzymania							
Poziom							
1	3,7	5,2	6,8	8,2	9,7	11,0	12,4
2	3,7	4,3	5,4	6,5	7,6	8,6	9,7
3	3,7	5,3	7,2	9,2	11,6	14,0	17,0
4	3,7	6,3	8,7	10,8	12,9	14,9	17,0
Tempo							
1	×	41,7	30,3	20,9	18,1	13,5	13,4
2	×	17,3	26,4	19,0	17,4	13,1	13,1
3	×	44,9	35,6	27,9	25,7	21,0	21,4
4	×	72,6	36,9	24,5	20,1	14,9	14,4
Średnia płaca nominalna w sferze materialnej							
Poziom							
1	629,1	938,3	1285,8	1625,9	2001,8	2376,6	2817,3
2	629,1	768,7	1018,7	1270,1	1557,4	1846,1	2186,6
3	629,1	948,0	1348,6	1813,0	2383,5	3013,2	3818,3
4	629,1	1118,1	1604,4	2093,3	2621,3	3149,2	3762,6
Tempo							
1	×	49,2	37,0	26,4	23,1	18,7	18,5
2	×	22,2	32,5	24,7	22,6	18,5	18,4
3	×	50,7	42,3	34,4	31,5	26,4	26,7
4	×	77,7	43,5	30,5	25,2	20,1	19,5
Średnia płaca realna w sferze materialnej							
Poziom							
1	171,7	180,7	190,0	198,7	207,2	216,8	226,6
2	171,7	178,8	187,5	196,3	205,0	214,9	225,0
3	171,7	178,5	187,2	196,7	205,8	215,0	224,4
4	171,7	176,7	185,3	194,1	202,4	211,6	221,0
Tempo							
1	×	5,3	5,1	4,6	4,3	4,6	4,5
2	×	4,1	4,8	4,7	4,4	4,8	4,7
3	×	4,0	4,9	5,1	4,6	4,5	4,4
4	×	2,9	4,8	4,8	4,3	4,5	4,5

Źródło: obliczenia własne.

Wiersz 1 — wariant bazowy, wiersz 2 — tłumienie cen, wiersz 3 — ograniczanie dotacji, wiersz 4 — likwidacja dotacji.

**Wykres 5. WYNIKI SYMULACJI NA MODELU CEN
— ZMIANY W POLITYCE FINANSOWEJ**



— Wariant bazowy - - - Cięcia stopy zysku — Ograniczenie dotacji — Likwidacja dotacji

Analiza wyników wariantu 1 wskazuje, że tłumienie cen, z punktu widzenia tempa inflacji, nie jest metodą dość skuteczną. Przynosi ono skutek w postaci spadku tempa wzrostu cen w pierwszym roku (1989) i znacznie słabszy w następnym. W kolejnych okresach tempo wzrostu cen powraca na „starą” trajektorię. Trwałemu zmniejszeniu ulega jedynie poziom cen.

Płace realne w ciągu pierwszych dwóch lat reagują zmniejszonym tempem wzrostu, a w pozostałych latach tempo to przewyższa nieznacznie tempo obliczone w rozwiązaniu bazowym.

W wariantcie 2 likwidacja dotacji w 1989 r. powoduje prawie dwukrotnie szybszy wzrost cen, w porównaniu z wariantem bazowym; po 2—3 latach tempo zmian cen wraca do „ścieżki” z rozwiązania bazowego. Zwróćmy uwagę, że tempo płac realnych w tym wariantcie jest mniejsze niż w wariantcie bazowym.

Stopniowa likwidacja dotacji — wariant 3 — prowadzi do ukształtowania cen na poziomie zbliżonym do wariantu 2 (likwidacja dotacji w 1989 r.), ale przy tempie inflacji wyższym o 7 punktów.

Zmiany w polityce dochodowej

W tej serii analiz rozwiązano model dla 4 wariantów, zróżnicowanych pod względem założeń, dotyczących polityki dochodowej¹¹⁾.

wariant 1 — „hamowanie” płac w sferze materialnej (tempo płac od 1989 r. dąży liniowo do 0),

wariant 2 — „hamowanie” płac w sferze materialnej i dochodów rolników indywidualnych (tempo tych wielkości dąży liniowo do 0),

wariant 3 — „zamrożenie” płac i cen skupu w latach 1989—1994 (tempo tych wielkości równe 0),

wariant 4 — likwidacja nierównowagi na rynku pracy w 1989 r. (zmienna *INN* w latach 1989—1994 wynosi 0).

Wyniki obliczeń dla tych wariantów zamieszczono w tabl. 3 i na wykresie 6.

Tempo inflacji w ostatnim roku symulacji, dla kolejnych wariantów założeń, wynosi odpowiednio: 4,3%; 2,7%; 3,6%; 8,7% i jest znacznie mniejsze niż w rozwiązaniu bazowym. Zastosowane w tych wariantach środki tłumienia inflacji są jednak niezwykle „drastyczne”, ze społecznego punktu widzenia, bowiem prowadzą do systematycznego spadku płac realnych poczynając od 1990 r. Nie dotyczy to wariantu 4, w którym płace realne rosną w tempie 0,8%—1,5%. Wyniki obliczeń dla wariantu 4 nie biorą pod uwagę wszystkich efektów, jakie mogłaby przynieść likwidacja nierównowagi na rynku pracy, na przykład dodatkowego wzrostu wydajności pracy w następstwie wzrostu dyscypliny pracy.

¹¹⁾ Omówiony wcześniej wariant, w którym zakładano stałą cenową elastyczność płac wynoszącą 1, również można zaliczyć do tej serii analiz.

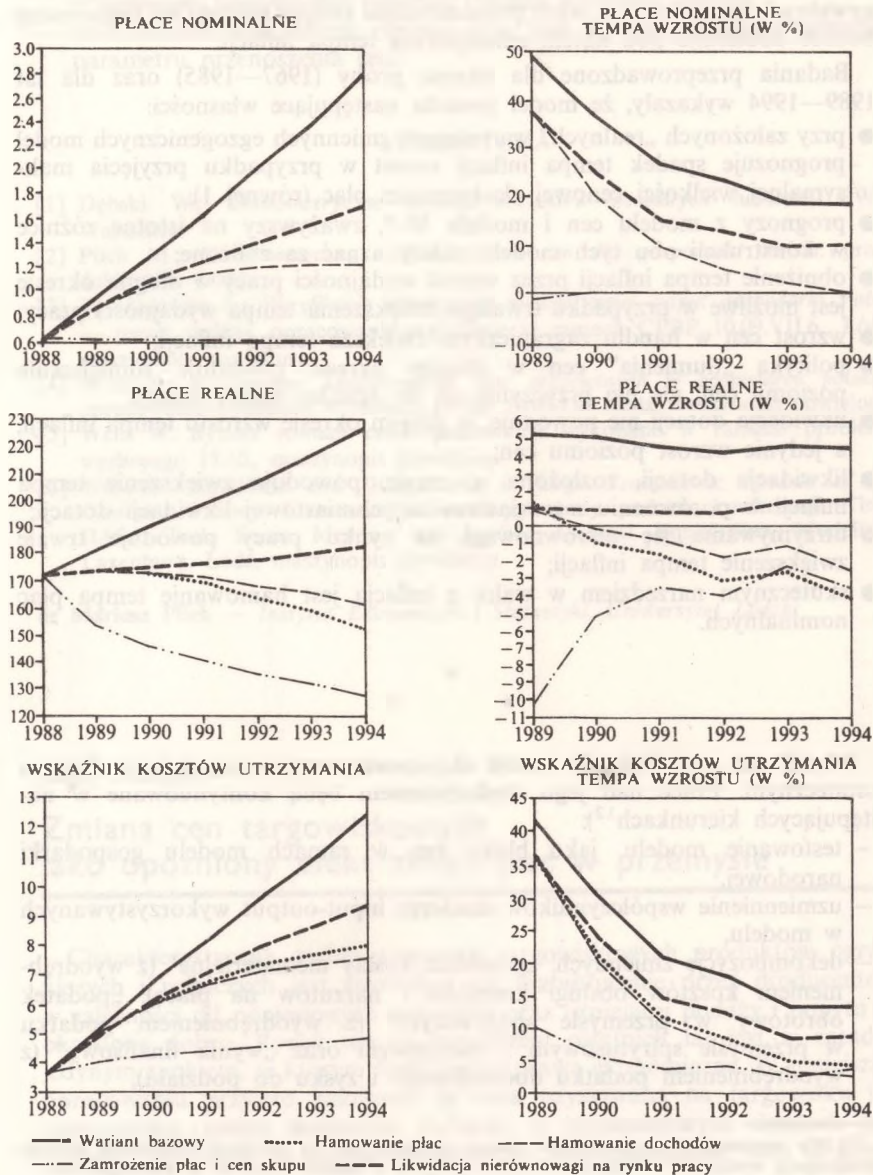
TABL. 3. WYNIKI SYMULACJI NA MODELU CEN — ZMIANY W POLITYCE DOCHODOWEJ

Wiersz	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994
Wskaźnik kosztów utrzymania							
Poziom							
1	3,7	5,2	6,8	8,2	9,7	11,0	12,4
2	3,7	5,0	6,1	6,8	7,3	7,7	8,0
3	3,7	5,0	6,0	6,7	7,2	7,4	7,6
4	3,7	4,0	4,3	4,4	4,6	4,7	4,9
5	3,7	5,0	6,2	7,1	8,0	8,7	9,4
Tempo							
1	x	41,7	30,3	20,9	18,1	13,5	13,4
2	x	36,4	21,2	11,9	8,5	4,8	4,3
3	x	36,9	20,2	11,0	7,0	3,2	2,7
4	x	10,4	5,4	3,7	4,1	2,4	3,7
5	x	36,3	23,7	14,8	12,4	8,5	8,7
Średnia płaca nominalna w sferze materialnej							
Poziom							
1	629,1	938,3	1285,8	1625,9	2001,8	2376,6	2817,3
2	629,2	870,2	1044,3	1148,7	1206,1	1230,3	1230,4
3	629,2	869,2	1043,1	1147,4	1204,7	1228,8	1229,0
4	629,1	622,4	622,4	622,5	622,5	622,6	622,7
5	629,1	866,5	1081,5	1251,7	1417,5	1559,7	1720,6
Tempo							
1	x	49,2	37,0	26,4	23,1	18,7	18,5
2	x	38,3	20,0	10,0	5,0	2,0	0,0
3	x	38,1	20,0	10,0	5,0	2,0	0,0
4	x	-1,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
5	x	37,7	24,8	15,7	13,2	10,0	10,3
Średnia płaca realna w sferze materialnej							
Poziom							
1	171,7	180,7	190,0	198,7	207,2	216,8	226,6
2	171,7	174,1	172,4	169,5	164,0	159,7	153,1
3	171,7	173,3	172,9	171,4	168,2	166,2	161,8
4	171,7	153,9	145,9	140,8	135,2	132,0	127,4
5	171,7	173,4	175,0	176,4	177,7	180,2	182,9
Tempo							
1	x	5,3	5,1	4,6	4,3	4,6	4,5
2	x	1,4	-1,0	-1,7	-3,2	-2,7	-4,1
3	x	0,9	-0,2	-0,9	-1,9	-1,2	-2,6
4	x	-10,4	-5,2	-3,5	-4,0	-2,3	-3,5
5	x	1,0	0,9	0,8	0,7	1,4	1,5

Źródło: obliczenia własne.

Wiersz 1 — wariant bazowy, wiersz 2 — „hamowanie” płac, wiersz 3 — „hamowanie” dochodów, wiersz 4 — „zamrożenie” płac i cen skupu, wiersz 5 — likwidacja nierównowagi na rynku pracy.

**Wykres 6. WYNIKI SYMULACJI NA MODELU CEN
— ZMIANY W POLITYCE FINANSOWEJ**



Przeprowadzone badania symulacyjne miały na celu przedstawienie rozwiązań generowanych przez model cen na tle rozwiązań pochodzących z innego modelu, w oparciu o eksperymenty przeprowadzone w porównywalnych warunkach, a także przedstawienie reakcji modelu na różnorodne bodźce dobierane pod kątem zmniejszenia tempa inflacji.

Badania przeprowadzone dla okresu próby (1967—1985) oraz dla lat 1989—1994 wykazały, że model posiada następujące własności:

- przy założonych „realnych” wartościach zmiennych egzogenicznych model prognozuje spadek tempa inflacji nawet w przypadku przyjęcia maksymalnej wielkości cenowej elastyczności płac (równej 1);
- prognozy z modelu cen i modelu W-5, zważywszy na istotne różnice w konstrukcji obu tych modeli, należy uznać za zbliżone;
- obniżenie tempa inflacji przez wzrost wydajności pracy w długim okresie jest możliwe w przypadku trwałego zwiększenia tempa wydajności pracy;
- wzrost cen w handlu zagranicznym zwiększa tempo inflacji;
- polityka „tłumienia” cen w długim okresie powoduje zmniejszenie poziomu cen, ale nie przyczynia się do spadku tempa inflacji;
- likwidacja dotacji nie powoduje, w długim okresie wzrostu tempa inflacji, a jedynie wzrost poziomu cen;
- likwidacja dotacji, rozłożona w czasie, powoduje zwiększenie tempa inflacji w porównaniu z wariantem natychmiastowej likwidacji dotacji;
- utrzymywanie się nierównowagi na rynku pracy powoduje trwałe zwiększenie tempa inflacji;
- skutecznym narzędziem w walce z inflacją jest hamowanie tempa płac nominalnych.

*
* *

Model cen — jak każdy model ekonometryczny — nie jest produktem ostatecznym. Prace nad jego doskonaleniem będą kontynuowane w następujących kierunkach¹²⁾:

- testowanie modelu, jako bloku cen w ramach modelu gospodarki narodowej,
- uzmiennienie współczynników macierzy input-output wykorzystywanych w modelu,
- dekompozycję zmiennych: „pozostałe koszty niematerialne” (z wyodrębnieniem kosztów obsługi kredytów i narzutów na płace), „podatek obrotowy w przemyśle spożywczym” (z wyodrębnieniem podatku w przemyśle spirytusowym i tytoniowym oraz „wynik finansowy” (z wyodrębnieniem podatku dochodowego i zysku do podziału),

¹²⁾ Nie wymieniamy tu postulatów zawsze ważnych, jak na przykład zwiększenie stopnia dezagregacji, wydłużenie szeregów czasowych, przejście z danych rocznych na kwartalne etc.

- uwzględnienie wzajemnych powiązań systemu finansowego przedsiębiorstw (reprezentowanego obecnie w modelu między innymi przez składowe akumulacji finansowej i pozostałe koszty niematerialne) z systemem finansowym państwa (budżet centralny, banki),
- doskonalenie specyfikacji równań płac pod kątem opisanie zmienności parametru przenoszenia cen.

LITERATURA

- [1] Dębski W.: *Ekonometryczne modele dochodów osobistych ludności*, PWE, Warszawa.
- [2] Plich M.: *Ekonometryczny model systemu cen dla gospodarki Polski*, praca doktorska, Łódź.
- [3] Tomaszewicz Ł.: *Weryfikacja empiryczna modelu input-output gospodarki Polski* — uwagi ogólne, opracowanie wykonane w ramach CPBP 10.09.VII.6., Łódź, maszynopis powielony.
- [4] Welfe A.: *Mechanizmy kształtowania płac przeciętnych w gospodarce polskiej*, opracowanie wykonane w ramach CPBP 10.09.I.4., Łódź, maszynopis powielony.
- [5] Welfe W.: *System równań cen*, opracowanie wykonane w ramach problemu węzłowego 11.10., maszynopis powielony.
- [6] Welfe W.: *Equilibria and Disequilibria in large Econometric Models of the Centrally Planned Economies*, referat wygłoszony podczas konferencji: Third IIASA Task Force Meeting on Applied General Equilibrium Modelling, Laxenburg, Łódź, maszynopis powielony.

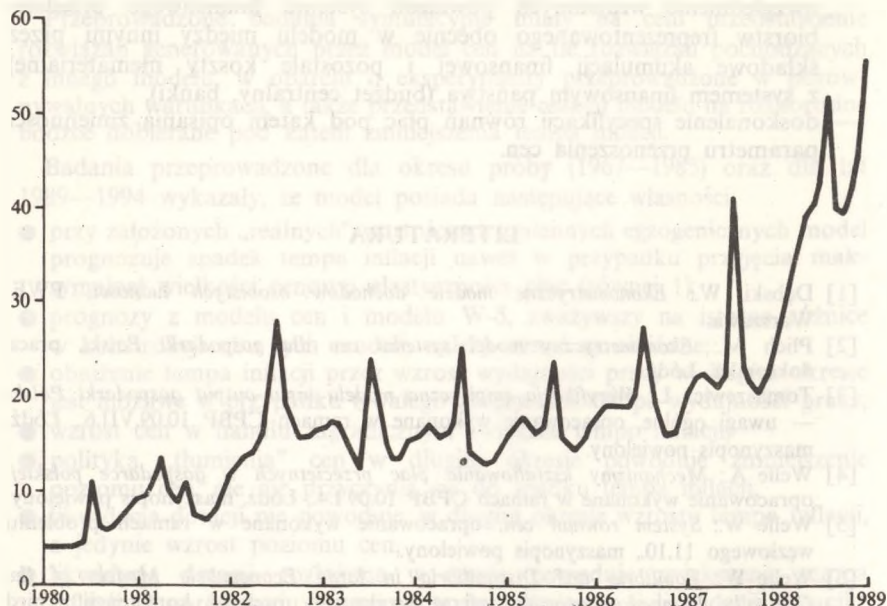
dr Mariusz Plich — Instytut Ekonometrii i Statystyki, Uniwersytet Łódzki

Józef Stawicki

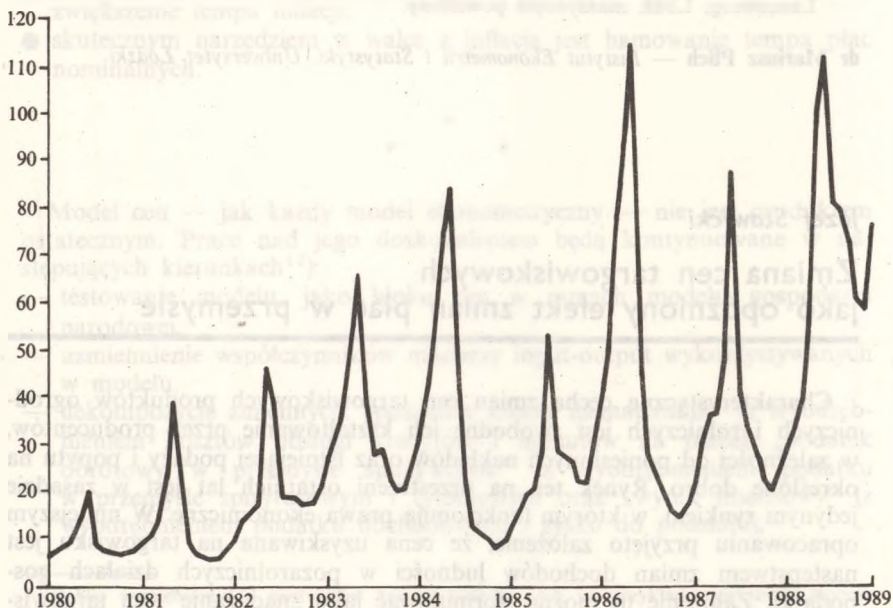
Zmiana cen targowiskowych jako opóźniony efekt zmian płac w przemyśle

Charakterystyczną cechą zmian cen targowiskowych produktów ogrodniczych i rolniczych jest swobodne ich kształtowanie przez producentów, w zależności od poniesionych nakładów oraz istniejącej podaży i popytu na określone dobro. Rynek ten na przestrzeni ostatnich lat jest w zasadzie jedynym rynkiem, w którym funkcjonują prawa ekonomiczne. W niniejszym opracowaniu przyjęto założenie, że cena uzyskiwana na targowisku jest następstwem zmian dochodów ludności w pozarolniczych działach gospodarki. Założenie to można sformułować jako „nadażanie” cen targowis-

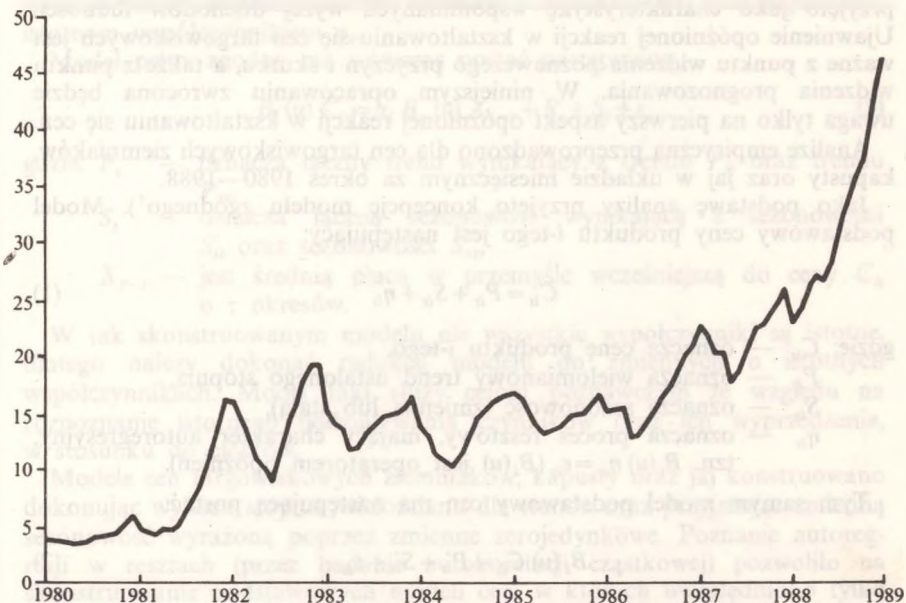
Wykres 1. TARGOWISKOWA CENA ZIEMNIAKÓW



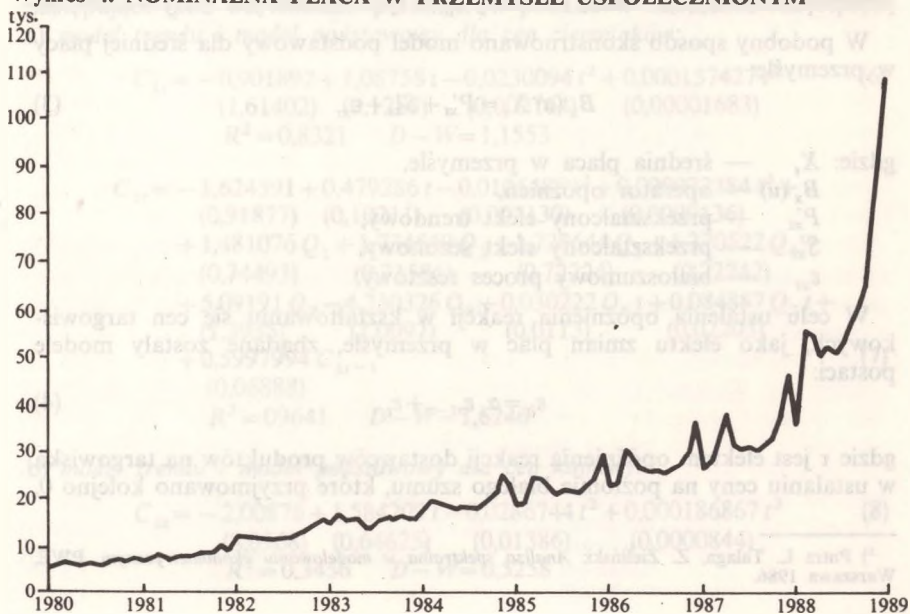
Wykres 2. TARGOWISKOWA CENA KAPUSTY



Wykres 3. TARGOWISKOWA CENA JAJ



Wykres 4. NOMINALNA PŁACA W PRZEMYŚLE USPOŁECZNIONYM



kowych produktów za średnią płacą w przemyśle uspołecznionym, którą przyjęto jako charakterystykę wspomnianych wyżej dochodów ludności. Ujawnienie opóźnionej reakcji w kształtowaniu się cen targowiskowych jest ważne z punktu widzenia poznawczego przyczyn i skutku, a także z punktu widzenia prognozowania. W niniejszym opracowaniu zwrócona będzie uwaga tylko na pierwszy aspekt opóźnionej reakcji w kształtowaniu się cen.

Analizę empiryczną przeprowadzono dla cen targowiskowych ziemniaków, kapusty oraz jaj w układzie miesięcznym za okres 1980—1988.

Jako podstawę analizy przyjęto koncepcję modelu zgodnego¹⁾. Model podstawowy ceny produktu i -tego jest następujący:

$$C_{it} = P_{it} + S_{it} + \eta_{it} \quad (1)$$

gdzie: C_{it} — oznacza cenę produktu i -tego,

P_{it} — oznacza wielomianowy trend ustalonego stopnia,

S_{it} — oznacza sezonowość (zmienną lub stałą),

η_{it} — oznacza proces resztowy, mający charakter autoregresyjny, tzn. $B_i(u) \eta_{it} = \varepsilon_{it}$ ($B_i(u)$ jest operatorem opóźnień).

Tym samym model podstawowy cen ma następującą postać:

$$B_i(u) C_{it} = P'_{it} + S'_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

gdzie: P'_{it} oraz S'_{it} są przekształconymi efektami trendowymi i sezonowymi przez operator $B_i(u)$. Proces resztowy ε_{it} w tym modelu jest białym szumem.

W podobny sposób skonstruowano model podstawowy dla średniej płacy w przemyśle:

$$B_x(u) X_t = P'_{xt} + S'_{xt} + \varepsilon_{xt} \quad (3)$$

gdzie: X_t — średnia płaca w przemyśle,

$B_x(u)$ — operator opóźnień,

P'_{xt} — przekształcony efekt trendowy,

S'_{xt} — przekształcony efekt sezonowy,

ε_{xt} — białoszumowy proces resztowy.

W celu ustalenia opóźnienia reakcji w kształtowaniu się cen targowiskowych, jako efektu zmian płac w przemyśle, zbadane zostały modele postaci:

$$\varepsilon_{it} = \alpha_i \varepsilon_{it-\tau} + \varepsilon_t \quad (4)$$

gdzie τ jest efektem opóźnienia reakcji dostawców produktów na targowiska w ustalaniu ceny na poziomie białego szumu, które przyjmowano kolejno 0,

¹⁾ Patrz L. Talaga, Z. Zieliński: *Analiza spektralna w modelowaniu ekonometrycznym*, PWE, Warszawa 1986.

1, 2, 3, 4. Spośród oszacowanych modeli wybrano ten, który charakteryzuje się najwyższym współczynnikiem korelacji wielorakiej (R^2) oraz najbardziej istotnym współczynnikiem α_i .

Model pełny zgodny ma wówczas postać następującą:

$$B_i(u) C_{it} = \alpha_i B_x(u) X_{t-\tau} + P_t + S_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

gdzie: P_t — oznacza łączny trend wynikający z trendu P'_{it} oraz trendu P'_{xt} ,

S_t — oznacza łączną sezonowość wynikającą z sezonowości S'_{it} oraz sezonowości S'_{xt} ,

$X_{t-\tau}$ — jest średnią płacą w przemyśle wcześniejszą do ceny C_{it} o τ okresów.

W tak skonstruowanym modelu nie wszystkie współczynniki są istotne, dlatego należy dokonać redukcji modelu do zmiennych o istotnych współczynnikach. Model taki służy celom poznawczym ze względu na rozpoznanie istotnego oddziaływania czynników oraz ich wyprzedzenia, w stosunku do efektów.

Modele cen targowiskowych ziemniaków, kapusty oraz jaj konstruowano dokonując wyboru stopnia wielomianu dla trendu oraz przyjmując zmienną sezonowość wyrażoną poprzez zmienne zerojedynkowe. Poznanie autoregresji w resztach (przez badanie autokorelacji cząstkowej) pozwoliło na skonstruowanie podstawowych modeli cen, w których uwzględniono tylko istotne współczynniki trendu, sezonowości oraz autoregresji. Modele te są następujące (pod wartościami parametrów podano w nawiasach ich błędy):

a) model trendu i model podstawowy dla cen ziemniaków:

$$C_{1t} = -0,901892 + 1,08758 t - 0,0230094 t^2 + 0,000157427 t^3 \quad (6)$$

(1,61402) (0,1288) (0,002764) (0,00001683)

$$R^2 = 0,8321 \quad D - W = 1,1553$$

$$C_{1t} = -1,624591 + 0,479286 t - 0,0105488 t^2 + 0,000072384 t^3 +$$

(0,91877) (0,10211) (0,002130) (0,0000136)

$$+ 1,481076 Q_1 + 1,734549 Q_2 + 1,728644 Q_3 + 1,370522 Q_4 +$$

(0,74493) (0,71586) (0,72224) (0,72742)

$$+ 5,09191 Q_7 - 4,330326 Q_8 + 0,030222 Q_6 t + 0,084887 Q_7 t +$$

(1,3935) (1,0097) (0,0113) (0,02203)

$$+ 0,5997994 C_{1t-1} \quad (7)$$

(0,06888)

$$R^2 = 0,9641 \quad D - W = 1,6246$$

b) model trendu i model podstawowy dla cen kapusty:

$$C_{2t} = -2,00876 + 1,584209 t - 0,0286744 t^2 + 0,000186867 t^3 \quad (8)$$

(8,0968) (0,64625) (0,01386) (0,0000844)

$$R^2 = 0,3456 \quad D - W = 0,5258$$

$$\begin{aligned}
C_{2t} = & -8,44594 + 0,899592t - 0,017057t^2 + 0,00010809t^3 + \\
& (4,8228) \quad (0,384) \quad (0,00805) \quad (0,000048) \\
& + 11,9273Q_3 + 16,21203Q_4 + 28,52719Q_5 + 0,223653Q_6t + \\
& (3,846) \quad (3,8824) \quad (3,9871) \quad (0,06989) \\
& + 0,5644366C_{2t-1} \\
& (0,06173) \\
R^2 = & 0,8208 \quad D - W = 1,5329
\end{aligned} \tag{9}$$

c) *model trendu i model podstawowy dla cen jaj:*

$$\begin{aligned}
C_{3t} = & -1,64402 + 0,909523t - 0,0179583t^2 + 0,000118829t^3 \\
& (0,9693) \quad (0,07737) \quad (0,00166) \quad (0,0000101) \\
R^2 = & 0,9027 \quad D - W = 0,3125
\end{aligned} \tag{10}$$

$$\begin{aligned}
C_{3t} = & -0,031759 + 0,205014t - 0,00445108t^2 + 0,00003069t^3 - \\
& (0,51448) \quad (0,058897) \quad (0,001178) \quad (0,0000073) - \\
& -1,05624Q_3 - 1,53568Q_4 - 1,489994Q_5 + 0,816009C_{3t-1} \\
& (0,40275) \quad (0,40256) \quad (0,40937) \quad (0,04889) \\
R^2 = & 0,9790 \quad D - W = 1,5432
\end{aligned} \tag{11}$$

W sposób opisany wyżej skonstruowano także modele dla średnich płac w przemyśle. Przedstawiają je następujące równania:

$$\begin{aligned}
X_t = & 300,3504 + 811,519t - 16,67514t^2 + 0,1361145t^3 \\
& (1610,2) \quad (128,5) \quad (2,7582) \quad (0,01679) \\
R^2 = & 0,9315 \quad D - W = 0,9235
\end{aligned} \tag{12}$$

$$\begin{aligned}
X_t = & -1632,293 + 320,6144t - 7,499478t^2 + 0,05586089t^3 - \\
& (1573,34) \quad (148,96) \quad (2,9495) \quad (0,019551) - \\
& -49,6368Q_6t + 61,19149Q_{11}t + 0,4475738X_{t-1} + \\
& (0,01955) \quad (18,465) \quad (16,669) \\
& + 0,4093884X_{t-3} \\
& (0,10544) \\
R^2 = & 0,9601 \quad D - W = 2,4230
\end{aligned} \tag{13}$$

Reszty w przedstawionych wyżej modelach stały się podstawą badania opóźnionej reakcji zmiany ceny na zmianę średniej płacy. Parametry oraz charakterystyki modeli typu (4) dla poszczególnych produktów są następujące:

a) *dla cen ziemniaków*

τ	α	$T\text{-stat.}$	R^2	$D - W$
0	0,0000949	1,5729	0,0241	1,6956
1	0,0000963	1,5303	0,0229	1,7151
2	0,0000988	1,5668	0,0239	1,7486
3	0,0001496	2,4002	0,0549	1,6789
4	0,0000347	0,5453	0,0029	1,6032

b) dla cen kapusty

τ	α	$T\text{-stat.}$	R^2	$D - W$
0	0,0001283	0,3757	0,0014	1,4810
1	0,0003523	0,9954	0,0099	1,4322
2	0,0008438	2,4333	0,0564	1,4612
3	0,0001309	0,3673	0,0013	1,5049

c) dla cen jaj

τ	α	$T\text{-stat.}$	R^2	$D - W$
0	0,00005629	1,5647	0,0241	1,4902
1	0,00003539	0,9374	0,0088	1,5396
2	0,00002220	0,5845	0,0034	1,5551

Przedstawione wyżej wyniki pozwalają na wyciągnięcie wniosków o opóźnionej reakcji zmiany ceny w przypadku ziemniaków o trzy miesiące, w przypadku kapusty o dwa miesiące i w przypadku jaj o zero miesięcy, a więc jest to reakcja bezpośrednia. Należy zdawać sobie sprawę, że efekty reakcji są ujawnione na poziomie białych szumów. Uwzględnienie struktury trendowo-sezonowej oraz autoregresyjnej procesu cen i średnich płac w postaci modeli podstawowych pozwoli na precyzyjną ocenę relacji cen i płac. Wyniki te przedstawione zostaną w dalszej części pracy. Przyczyny zróżnicowania opóźnień tkwią w specyfice badanego produktu. Jedną z przyczyn jest niewątpliwie cykl magazynowania tych produktów (minimalny w przypadku jaj, relatywnie długi w przypadku ziemniaków). Inną przyczyną jest odległość, jaka dzieli producentów tych produktów od miejsca zbytu, a więc targowisk. W przypadku jaj są to najczęściej dostawcy zamieszkali w pobliżu miast, w przypadku ziemniaków, ze względu na wielkość upraw, dostawcy zamieszkują znacznie dalej od miast. Przyjmuje się przy tym założenie, że w większości przypadków producenci sami sprzedają swoje produkty. Można zauważyć, że funkcjonuje tu prawo ciążenia do ośrodków miejskich. Niewątpliwie występują różnice dla poszczególnych regionów. Zagadnienie wymaga zatem dalszych pogłębionych studiów na szczeblach regionalnych. Po uwzględnieniu uzyskanych wyników, w postaci modeli dla białych szumów, zbudowane zostały modele pełne dla cen w postaci (5). Niżej przedstawiona jest postać tych modeli zredukowana do istotnych parametrów.

Model dla *cen ziemniaków* jest następujący:

$$\begin{aligned}
 C_{1t} = & -1,188231 + 0,4481862 t - 0,00983989 t^2 + 0,0000644927 t^3 + \\
 & (1,33019) \quad (0,12981) \quad (0,002549) \quad (0,00001587) \\
 & + 5,313519 Q_7 - 4,484151 Q_8 + 0,05432164 Q_7 t + \\
 & (1,41238) \quad (1,0008) \quad (0,023171) \\
 & + 0,5530748 C_{1t-1} + 0,00030086 X_{t-3} - 0,00017447 X_{t-6} \quad (14) \\
 & (0,07444) \quad (0,00007) \quad (0,000067) \\
 R^2 = & 0,9617 \quad D - W = 1,7605
 \end{aligned}$$

Model dla *cen kapusty* jest następujący:

$$\begin{aligned}
 C_{2t} = & -6,149955 - 0,0000225429 t^3 + 14,14136 Q_3 + 16,20528 Q_4 + \\
 & (3,04187) \quad (0,00001029) \quad (3,8263) \quad (3,8549) \\
 & + 28,25253 Q_5 + 0,2075125 Q_6 t + 0,526536 C_{2t-1} + \\
 & (4,0108) \quad (0,06544) \quad (0,0582) \\
 & + 0,00108365 X_{t-2} \quad (15) \\
 & (0,000288) \\
 R^2 = & 0,8417 \quad D - W = 1,5191
 \end{aligned}$$

Model dla *cen jaj* jest następujący:

$$\begin{aligned}
 C_{3t} = & -0,2229701 + 0,189031 t - 0,00403797 t^2 + 0,0000256411 t^3 - \\
 & (0,597528) \quad (0,0675) \quad (0,001332) \quad (0,00000847) \\
 & - 1,397101 Q_3 - 1,681255 Q_4 - 1,55678 Q_5 + 0,7715361 C_{3t-1} + \\
 & (0,419423) \quad (0,39698) \quad (0,3994) \quad (0,05098) \\
 & + 0,0000779119 X_t \quad (16) \\
 & (0,00002943) \\
 R^2 = & 0,9798 \quad D - W = 1,4748
 \end{aligned}$$

W modelach tych istotne współczynniki ma trend i sezonowość. Składniki te pojawiłyby się jako nieistotne tylko w przypadku pełnego wyjaśnienia trendu cen przez trend płac oraz sezonowości cen przez sezonowość płac. Ujawnienie się istotnego trendu w modelu znaczy tyle, że działają inne, nie uwzględnione w modelu, przyczyny wpływające na długookresowe zmiany w zachowaniu się cen badanych produktów. W przypadku sezonowości nie ma logicznego związku między sezonowością w płacach a sezonowością w cenach produktów rolniczych, gdyż ta ostatnia jest związana z cyklem produkcyjnym i sezonowością podaży. Warto zauważyć, że współczynniki przy pozostałych składnikach powyższych równań dotyczą procesów stacjonarnych, po wyeliminowaniu trendu i sezonowości. Modele te mogą być szczególnie przydatne dla celów prognostycznych. Przedstawione wyniki dotyczą tylko wpływu jednego czynnika, jakim jest popyt reprezentowany w tym przypadku przez płace w nierolniczym dziale gospodarki. Podaż

częściowo była reprezentowana przez zmienne sezonowe. Nie jest to oczywiście pełny obraz zachowania się cen targowiskowych. Jest on jednak dość wyraźny.

Przeprowadzona analiza wykazała, że zmiany cen w istotny sposób zależą od zmian płac i są reakcją opóźnioną. Opóźnienie to jest różne dla różnych produktów. Przyjęta koncepcja modelu zgodnego pozwoliła na precyzyjne zbadanie tych zależności.

dr Józef Stawicki — Wydział Nauk Ekonomicznych, Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu

Tadeusz Toczyński

Badanie cen detalicznych (rozwiązania obecne i propozycje modyfikacji)

Prezentowany niżej materiał stanowi syntetyczną charakterystykę obecnego stanu badań cen detalicznych (konsumpcyjnych) w Polsce oraz metod obliczania wskaźników cen detalicznych i kosztów utrzymania. Daje on pewien pogląd na: skalę złożoności tematu, zalety i wady rozwiązań obecnych, jak też proponowanych modyfikacji, konieczne kierunki doskonalenia badań, wynikające zarówno z nowych potrzeb społecznych, jakie przed badaniami cen stanęły jako rezultat porozumień „okrągłego stołu” i zamierzeń związanych z indeksacją płac. Na ile jest to obecnie możliwe, opracowanie to przedstawia też proponowany sposób realizacji nowych wymagań, jakie w stosunku do szeroko rozumianych badań cen wynikają z ewolucji naszej gospodarki w kierunku wielosektorowej gospodarki rynkowej. Zainteresowanych szerszym naświetleniem dotychczas stosowanych metod badań odsyłam do publikacji „Zasady Metodyczne Statystyki Cen Detalicznych i Kosztów Utrzymania”, GUS, 1975 r., seria „Zeszyty Metodyczne”. W opracowaniu tym dogłębnie przedstawione zostały teoretyczne podstawy i praktyczne rozwiązania stosowane w badaniach cen w Polsce.

CEL BADAŃ CEN, FUNKCJE WSKAŹNIKÓW CEN

Wskaźniki cen konsumpcyjnych, zgodnie z zaleceniami międzynarodowymi, powinny odnosić się do wszystkich towarów i usług zarówno z produkcji krajowej, jak też z importu, które ludność w danym okresie zakupiła, otrzymała lub zużyła dla celów **produkcyjnych**. Wskaźniki cen konsumpcyj-

nych obliczane w Polsce — jak pisze J. Kordos (Wiadomości Statystyczne nr 7/1988 r.) — w zasadzie spełniają powyższe zalecenia.

Wskaźniki cen konsumpcyjnych wykorzystywane są w różnym zakresie, w poszczególnych krajach. Niektóre kraje obliczają tylko jeden wskaźnik cen konsumpcyjnych wykorzystując go do różnych celów. Inne obliczają zespoły wskaźników cen w zależności od potrzeb. Ogólnie można stwierdzić, że różne postacie wskaźników cen wykorzystywane są do:

- analiz ekonomicznych i społecznych,
- planowania polityki gospodarczej i społecznej,
- negocjacji przy zawieraniu umów zbiorowych,
- indeksacji płac i innych dochodów,
- deflowania wartości różnych agregatów wyrażonych w systemie rachunków gospodarki narodowej w cenach bieżących, obliczania indeksów wolumenu oraz dynamiki sprzedaży detalicznej,
- analiz i porównań ruchu różnych rodzajów cen (w tym także porównań międzynarodowych).

Wskaźniki cen spełniające te funkcje można podzielić na następujące grupy:

Wskaźniki analityczne. Obliczane są głównie w celu dokonania pomiaru zmian cen towarów i usług konsumpcyjnych dla ogółu ludności lub jej określonych grup. W Polsce funkcje te spełnia wskaźnik cen detalicznych towarów i usług konsumpcyjnych.

Wskaźniki deflacyjne. Wykorzystywane są do obliczenia odpowiednich agregatów w cenach stałych, szczególnie wolumenu spożycia, wykorzystywanego w bilansach gospodarki narodowej. Wskaźniki te wyrażają zarówno zmiany w cenach towarów i usług konsumpcyjnych, jak też zmiany w strukturze pomiędzy grupami towarów. Dla tych celów zwykle wykorzystywane są wskaźniki cząstkowe w szczegółowych grupowaniach, a nie ogólny wskaźnik cen towarów i usług.

Wskaźniki specjalne. Stosowane są dla obliczania innych wielkości (np. wskaźników płac realnych lub dochodów realnych). W Polsce do tej grupy należą wskaźniki kosztów utrzymania. Obliczane są zwykle dla różnych grup ludności lub typów gospodarstw domowych, grupowanych według różnych kryteriów.

Różnorodność obliczanych wskaźników cen sprawia, że organizując badanie cen trzeba pamiętać, że zarówno dobór reprezentantów, tryb notowania ich cen, jak też zasady agregacji wskaźników cen na różnych szczeblach grupowań wymagają dysponowania systemem spójnym, ale jednocześnie na tyle elastycznym, aby mógł realizować wszystkie te funkcje.

STATYSTYKA A SPOŁECZNY ODBIÓR WSKAŹNIKA CEN W WARUNKACH INFLACJI

Społeczne zainteresowanie problematyką cen nasila się szczególnie w warunkach tendencji inflacyjnych w gospodarce. Postawa taka dotyczy

społeczeństw wszystkich krajów bez wyjątku. W polskiej rzeczywistości dodatkowym czynnikiem jest uciążliwość zakupów, wynikająca z niedoboru wielu towarów i usług.

Odczucia przeciętnego obywatela są uzależnione od ceny towaru, jaki w danym momencie zamierza kupić. Dla konsumenta najważniejsza jest cena ostatnia, aktualnie obowiązująca. Natomiast dla potrzeb wskaźnika cen, który jest miarą dynamiki cen w pewnym określonym czasie, przyjmowane są ceny średnie dla danego okresu. W związku z tym, im później w roku wprowadzona jest podwyżka cen, tym krótszy jest okres jej oddziaływania na roczny wskaźnik cen. Na przykład podwyżka wprowadzona z dniem pierwszego grudnia wpływa ogółem w skali badanego roku w wysokości $1/12$, a pozostałych $11/12$ wpływu tej podwyżki przechodzi na poziom wskaźnika w roku następnym. Dla przykładu, o ile ceny przeciętnie w całym 1988 r. wzrosły w porównaniu z 1987 r. średnio o 60%, to w grudniu 1988 r., w porównaniu z analogicznym miesiącem 1987 r., poziom cen był o 74% wyższy. Poziom cen z grudnia jest z reguły częściej zapamiętany przez konsumentów niż przeciętnych cen w roku. Jest to jeden z powodów, dla których wskaźniki cen prezentowane przez GUS często „roz mijają się” z odczuciami społecznymi. Sytuacja ta jest znana w praktyce badań statystycznych innych krajów i nie jest wyłączną właściwością społeczeństwa polskiego.

Dodatkowe zainteresowanie cenami rozbudziły ustalenia, dotyczące indeksacji płac. Wskaźniki cen będą zatem bezpośrednio i powszechnie oceniane przez społeczeństwo. Oceny te będą zawierały jednak wiele elementów nie mających bezpośredniego związku ze wzrostem cen. Na ich kształtowanie wpływa zarówno indywidualna sytuacja życiowa poszczególnych rodzin, znacznie nieraz odbiegająca od prezentowanej „średniej”, jak również wiele czynników pozacenowych, takich jak: wspomniane już braki w zaopatrzeniu rynku, niedomagania w funkcjonowaniu aparatu handlu itp., które w obecnej sytuacji gospodarczej kraju nabierają dużego znaczenia. Ważnym elementem psychologicznym jest także demonstracyjne oddziaływanie przypadków wysokiego wzrostu cen lub wysokiego ich poziomu.

Statystyka stoi zatem przed trudnym zadaniem doskonalenia, a równocześnie wyjaśnienia społeczeństwu treści i metod pomiaru cen oraz interpretacji wskaźników cen. Są to zadania wymagające konstruktywnej współpracy z organami doradczymi i pełniącymi nadzór społeczno-związkowy nad badaniami cen.

OBSERWACJA STATYSTYCZNA CEN DETALICZNYCH TOWARÓW I USŁUG

Badanie cen detalicznych polega na systematycznej obserwacji cen określonych towarów i usług. Z ogromnej ilości występujących na rynku towarów i usług, nabywanych przez ludność, do obserwacji cen wytypowano obecnie 1700 reprezentantów. Lista reprezentantów obejmuje towary i usługi

o podstawowym znaczeniu dla ludności, faktycznie występujące w sprzedaży i jest corocznie weryfikowana w zależności od sytuacji rynkowej. W porównaniu z innymi krajami jest to jeden z największych zbiorów reprezentantów przyjmowanych do tego typu badań.

Badania dynamiki cen prowadzone są dla wszystkich rodzajów cen detalicznych: urzędowych i umownych w handlu uspołecznionym i prywatnym (w tym cen na targowiskach), cen czarnorynkowych oraz cen w zakładach gastronomicznych i stołówkach pracowniczych. Badane są także ceny wybranych usług świadczonych ludności przez zakłady prywatne. Obszar badań jest zatem dość szeroki, ale proces urynkowania gospodarki powoduje, że zakres prowadzonych badań, jako jeden z podstawowych elementów, określających ich reprezentatywność, wymaga analizy i weryfikacji.

Wzrost roli sektora prywatnego, procesy demonopolizacji produkcji i obrotu, urynkowanie gospodarki żywnościowej, a w wyniku tych przemian ograniczenie cen urzędowych do nieznacznego zakresu towarów i usług nabywanych przez ludność powodują, że obszar bezpośredniego badania cen powinien być znacznie rozszerzony. Dotyczy to zarówno konieczności zwiększenia liczby pomiarów cen w ramach obecnego zakresu, jak też objęcia badaniami innych sfer i podmiotów obrotu. W szczególności konieczne wydaje się objęcie badaniami całej sfery obrotu, realizowanej za waluty wymienne i bony towarowe PKO SA (sieć sklepów „Peweksu”, „Baltony”, składy konsygnacyjne). Konieczne jest rozszerzenie skali obserwacji kosztów budowy domów i mieszkań oraz kosztów ich utrzymania. Szczególnie pilnym zadaniem jest: zwiększenie reprezentacji badanych usług niematerialnych, w tym usług w zakresie oświaty i wychowania, kultury i sztuki, ochrony zdrowia i opieki społecznej oraz kultury fizycznej, turystyki i wypoczynku. Wraz z rozwojem stref wolnocłowych i podejmowaniem działalności handlowej konieczne będzie także prowadzenie obserwacji cen na ich terenie.

W warunkach gospodarki rynkowej, gdzie nie formuły kosztowe, a popyt i podaż będą głównym czynnikiem kształtującym ceny, należy liczyć się ze znacznym zróżnicowaniem cen na takie same towary zarówno pomiędzy poszczególnymi rejonami kraju, jak też w danym rejonie, pomiędzy poszczególnymi punktami sprzedaży. Zróżnicowanie takie już obecnie występuje w odniesieniu do wielu wyrobów. Oczywiście sam fakt zróżnicowania poziomów cen nie musi automatycznie oznaczać różnic we wskaźnikach cen, ale z praktyki wiadomo, że różnice te prawie zawsze występują.

Do podstawowych przyczyn, wywołujących zjawiska zróżnicowania cen, można zaliczyć:

- zróżnicowanie w czasie terminów dostaw i sprzedaży powodujące, że w jednych punktach sprzedaży detalicznej dany towar znajdzie się wcześniej (jego cena zostanie zanotowana) niż w innych,

- stosowane w niektórych województwach sezonowe lub stałe dopłaty turystyczne do wielu towarów konsumpcyjnych,
- upoważnienia importowe dla wielu organizacji handlowych, powodujące zróżnicowanie wynegocjowanych cen dewizowych i swobodne ustalanie cen w złotych,
- możliwość stosowania płynnych marż (wynikowych).

Wszystkie te uwarunkowania muszą być brane pod uwagę przy organizowaniu badania cen.

Reprezentanty

W warunkach ustabilizowanego rynku konsumenta, listę 1700 reprezentantów można byłoby uznać za zbyt obszerną z punktu widzenia potrzeb zapewnienia odpowiedniej reprezentatywności badań. W warunkach naszego rynku, brak równowagi pomiędzy popytem a podażą oraz częsta przypadkowość relacji cen, nie wynikająca z kryteriów ekonomicznych powodują, że nawet tak szeroka reprezentacja może być niewystarczająca.

Rozkład ogólnej liczby występujących w badaniu w 1988 r. reprezentantów, według grup towarowych oraz miejsca prowadzenia obserwacji, przedstawia się następująco:

Wyszczególnienie	Ogółem	W handlu uspołecz- nionym	Na targo- wiskach	W prywat- nych pla- cówkach
Ogółem	1700	1507	60	133
Towary i usługi konsumpcyjne . .	1532	1342	60	130
Żywność	297	227	60	10
przetwory zbożowe, pieczywo i wyroby ciastkarskie	28	25	1	2
ziemniaki, warzywa, owoce i prze- twory	107	58	46	3
mięso, przetwory, podroby, drób	42	34	8	—
ryby i przetwory	15	15	—	—
tłuszcze jadalne	10	9	1	—
nabiał i jaja	17	14	3	—
cukier, wyroby cukiernicze i miód	27	25	1	1
używki, przyprawy i pozostałe	51	47	—	4
Napoje alkoholowe	11	11	—	—
Gastronomia	173	173	—	—
Artykuły nieżywnościowe	861	759	—	102
w tym:				
odzież i obuwie	379	289	—	90
urządzenie i utrzymanie mieszkań	212	207	—	5
w tym meble	32	32	—	—

(dok.)

Wyszczególnienie	Ogółem	W handlu uspołecz- nionym	Na targo- wiskach	W prywat- nych pla- cówkach
Towary i usługi konsumpcyjne (dok.)				
Artykuły żywnościowe (dok.)				
higiena osobista i ochrona zdro- wia	48	46	—	2
kultura, oświata, wychowanie, sport i turystyka	118	116	—	2
transport	28	25	—	3
wyroby tytoniowe	5	5	—	—
Usługi konsumpcyjne	190	172	—	18
Towary i usługi niekonsumpcyjne . .	168	165	—	3
Towary	111	111	—	—
Usługi	57	54	—	3

W strukturze reprezentantów prawie 31% liczby towarów i usług konsumpcyjnych stanowi żywność, ponad 56% towary żywnościowe i ponad 12% usługi. W systemie wag do obliczania wskaźników cen towarów i usług konsumpcyjnych udział żywności stanowi około 32%, udział artykułów żywnościowych jest znacznie niższy niż w liczbie reprezentantów (około 42%), a udział usług nieznacznie wyższy (14,2%).

Dysproporcja pomiędzy udziałem w systemie wag a liczbą reprezentantów, w grupie artykułów żywnościowych, wynika głównie z dużej liczby reprezentantów odzieży i obuwia w stosunku do wagi tych wyrobów w strukturze sprzedaży.

Oczywiście nie można postawić tezy, że zróżnicowany udział poszczególnych grup w strukturze sprzedaży i liczbie reprezentantów jest zjawiskiem wpływającym negatywnie na „obiektywizm” wskaźników cen.

Wybór towarów i usług, których ceny będą podlegały obserwacji, jest niezwykle ważny z punktu widzenia jakości danych. Liczba reprezentantów, niezbędna z punktu widzenia poprawności wskaźników cen, uzależniona jest od wielu czynników, szczególnie zaś od liczby grup towarowych, które stanowią system wag we wskaźniku cen, jak też od zróżnicowania asortymentowego, w rezultacie którego występuje w danej grupie zróżnicowana dynamika cen. Podstawowym bowiem kryterium doboru jest wytypowanie takiego reprezentanta (reprezentantów), którego ruch cen będzie odzwierciedlał przeciętną dynamikę cen w danej grupie. W przypadku znacznego zróżnicowania, w danej grupie, należy dzielić ją na dalsze podgrupy z określonymi wagami. Zwiększanie listy reprezentantów jest zatem wtedy uzasadnione, gdy możemy im przypisać określoną wagę we wskaźnikach cen.

Uważa się, i takie są zalecenia sformułowane w rezolucji przyjętej na XIV Międzynarodowej Konferencji Statystyków Pracy w Genewie w dniu 5 listopada 1987 r., że w badaniach cen konsumpcyjnych powinien być stosowany dobór losowy zarówno jednostek (tj. miast, obszarów miejskich, punktów sprzedaży), jak też artykułów do obserwacji cen. Metoda losowego wyboru jednostek stosowana jest jednak głównie w badaniach budżetów gospodarstw domowych, gdzie możliwe jest dysponowanie wyczerpującym zbiorem podmiotów, z pośród których dokonuje się losowania. Przy obserwacji cen w niektórych krajach wybiera się losowo punkty sprzedaży lub jednostki terytorialne, ale towary i usługi do obserwacji cen dobierane są w sposób celowy.

W Polsce zarówno rejony badań i punkty sprzedaży, w których prowadzona jest obserwacja cen, jak też towary i usługi zostały wytypowane metodą doboru celowego. Ceny obserwowane są prawie we wszystkich sklepach w danym rejonie badań, aby uzyskać żadaną liczbę notowań. W przyszłości, gdy sytuacja na rynku ulegnie znacznej poprawie, należy rozważyć zastosowanie losowego wyboru punktów sprzedaży i reprezentantów.

Konieczność rozszerzenia obszarów objętych badaniem cen w wyniku przebudowy polskiej gospodarki wydaje się faktem bezspornym. Wymaga to weryfikacji obecnej listy reprezentantów i wprowadzenia od 1990 r. badań opartych na nowych zasadach. Proponuje się utrzymanie zasady celowego doboru reprezentantów, przy czym bazą dla dokonania takiego doboru powinna być znacznie szersza lista, około 3,5–4 tys. pozycji towarów i usług. Ostateczna liczba reprezentantów jest sprawą otwartą i będzie wypadkową zarówno rzeczywistych potrzeb, wynikających m.in. ze stopnia zróżnicowania tempa wzrostu cen poszczególnych towarów i usług, z możliwości dezagregacji systemów wag, jak też organizacyjnych i technicznych możliwości przeprowadzania co miesiąc systematycznych notowań cen, przez wyspecjalizowane służby statystyki. Można zaproponować uzgodnienie tej listy z organizacjami społecznymi i związkowymi szczególnie zainteresowanymi badaniami cen, jak też przekazywanie wyników notowań, np. instytutom związkowym lub innym placówkom dla obliczania przez nie własnych wskaźników cen, opartych na innych zestawach reprezentantów. W dotychczasowych dyskusjach przeważały poglądy, że ewentualne rozszerzenie liczby reprezentantów, w stosunku do stanu obecnego, powinno wynikać głównie z rozszerzenia obserwacji cen w obszarach dotychczas słabiej reprezentowanych.

Problemem, na który trzeba zwrócić szczególną uwagę jest zapewnienie odpowiedniej tożsamości reprezentantów.

Każdy reprezentant, którego cena jest badana, powinien mieć precyzyjne określenie nazwy, typu, jednostki miary, ewentualnie podstawowych parametrów techniczno-eksploatacyjnych. Obecnie zaleca się notowanie cen takich samych towarów wytwarzanych przez określonego producenta.

Zalecenie to, teoretycznie poprawne, w praktyce nie zawsze może być zrealizowane. Jeżeli ankieter notujący ceny nie znajdzie tego samego lub bardzo podobnego artykułu, może zanotować ceny innego, zbliżonego towaru z danej grupy asortymentowej. Na przykład, jeśli brak jest w sprzedaży proszków do prania, których ceny były dotychczas notowane, notuje się ceny innych, aktualnie dostępnych. W grupie cen badanych metodą bezpośrednich notowań, zamiana reprezentantów dokonywana jest więc w trakcie notowania.

W niektórych grupach towarów (na przykład sprzęt zmechanizowany gospodarstwa domowego czy sprzęt elektroniczny i elektrotechniczny), obserwowane są ceny konkretnych artykułów, o ściśle określonych parametrach, np. „chłodziarka sprężarkowa Mińsk-16/E”, dwa telewizory kolorowe „Helios” i „Neptun” itd. W przypadku innych, dotyczy to zwłaszcza towarów bardzo zróżnicowanych i ulegających wpływowi mody, takich jak: odzież, obuwie, bielizna itd., badane są ceny wąskich grup asortymentowych, na przykład „spódnica damska z wełny 100%”. Ze względu na występującą w tych grupach towarowych różnorodność odmian i fasonów, obserwacja jednego konkretnego artykułu nie byłaby możliwa.

W warunkach braków rynkowych naturalnym dążeniem wydaje się być stosowanie opisu rozszerzającego, zapewniającego większe możliwości uzyskania odpowiednika. Podjęcie jednak decyzji o zastąpieniu jednego towaru innym wymaga od ankietera wiedzy w zakresie towaroznawstwa i technologii. Należy przyznać, że wymóg ten jest bardzo trudny do spełnienia.

Wydaje się, że zarówno obecna sytuacja rynkowa, jak też praktyka stosowana w wielu krajach o ustabilizowanym rynku przemawiają za stosowaniem „metody mieszanej”, polegającej na obserwacji cen konkretnych, precyzyjnie określonych towarów, jak też średnich cen w wąskich grupach asortymentowych. Zarówno w przypadku konkretnych towarów, jak też wąskich grup asortymentowych występuje substytucja badanych artykułów powodowana zarówno zmianami w technice i technologii produkcji, jak też nierytmicznością dostaw i sprzedaży. Może mieć ona charakter okresowy lub trwały i wymaga opracowania jasnych i dokładnych zasad identyfikacji artykułów substytucyjnych, trybu postępowania w trakcie notowania cen i procedur wiązania cen substytutów z cenami artykułów pierwotnych. Pomimo, że będzie to zadanie bardzo trudne, wydaje się konieczne ustalenie dla poszczególnych reprezentantów granic dopuszczalnych podmian, określonych wartościami parametrów techniczno-eksploatacyjnych, podobieństwem składu surowcowego, technologii itp. Dotyczy to szczególnie takich towarów, jak: odzież, obuwie, artykuły chemii gospodarczej, kosmetyki, meble, niektóre wyroby przemysłu spożywczego.

Przedstawione zamierzenia wymagają zaangażowania znacznych środków, koniecznych dla zlecenia opracowania list dopuszczalnych zamienników

reprezentantów oraz przeszkolenia ankierów w wojewódzkich urzędach statystycznych.

W sytuacji podmian asortymentowych, prowadzonych w trakcie notowań, mogą zaistnieć zarówno przypadki notowania cen towarów droższych, jak też tańszych w stosunku do towarów notowanych w poprzednim okresie. W obu przypadkach, z teoretycznego punktu widzenia, byłoby konieczne korygowanie wskaźników cen wskaźnikami wzrostu lub spadku jakości. Zagadnienia metodologii i praktyki badania zmian jakości nie zostały jednak, jak dotąd, odpowiednio rozwiązane w żadnym kraju.

Przedstawione wyżej problemy są lepiej lub gorzej rozwiązywane w różnych krajach, ale nigdzie w praktyce nie funkcjonuje model optymalny, odpowiadający w pełni założeniom teorii. Dokonując pewnej ich inwentaryzacji, GUS nie jest także w stanie przedstawić obecnie takich rozwiązań, aczkolwiek prace dla ich poszukiwania muszą być podjęte. Wymagać będą one jednak zaangażowania dużego potencjału naukowego spoza GUS.

Źródła informacji o cenach

W obecnych badaniach wykorzystuje się kilka metod obserwacji cen, a mianowicie:

- a) źródłem informacji o cenach urzędowych oraz o cenach umownych towarów, których produkcja jest zmonopolizowana, są cenniki, zarządzenia upoważnionych władz oraz decyzje innych organów, ustalających ceny. Łącznie tą metodą obserwacji objętych jest około 160 towarów nieżywnościowych. Informacje te zbierane są bezpośrednio przez GUS, a także przez te WUS, które obliczają wojewódzkie wskaźniki cen detalicznych. Do lipca 1989 r. włącznie tę metodę obserwacji stosowano również w odniesieniu do 99 reprezentantów artykułów żywnościowych, których ceny ustalane były w trybie urzędowym. Od sierpnia reprezentanty te objęte zostały notowaniami cen przez pracowników WUS. Od sierpnia wprowadzono też stałe notowania cen przetworów mięsnych w prywatnych i rzemieślniczych punktach sprzedaży;
- b) ceny posiłków, w uspołecznionych zakładach gastronomicznych (otwartych), zbierane są poprzez sprawozdawczość statystyczną, do sporządzania której zobowiązane zostały wybrane zakłady gastronomiczne. Sprawozdania są przekazywane do WUS za pośrednictwem zarządów przedsiębiorstw handlowych, do obowiązku których należy oprócz skompletowania sprawozdań, sprawdzenie prawidłowości ich wypełnienia i naniesienie ewentualnych korekt. Tą formą obserwacji objęte są ceny ponad 100 posiłków badanych w około 500 wytypowanych zakładach gastronomicznych w mieście i na wsi;
- c) ceny wybranych usług świadczonych ludności przez prywatne zakłady są doraźnie zbierane za pośrednictwem społecznych korespondentów miejskich. Poziom tych cen ustalany jest przez korespondentów

w oparciu o wywiady z usługobiorcami. Informacje zbierane są dwa razy w roku;

- d) źródłem informacji o cenach pozostałych wyrobów i usług są ich notowania prowadzone przez pracowników WUS w punktach sprzedaży detalicznej, uspołecznionych i prywatnych oraz na targowiskach. Bezpośrednimi notowaniami objęte są także napoje i niektóre posiłki w kawiarniach oraz posiłki w stołówkach. W sporadycznych przypadkach dokonywano notowań także w uspołecznionych hurtowniach. Ostatnio jednak, zjawiskiem bardzo częstym, z uwagi na brak ciągłości sprzedaży większości towarów, informacje pobierane są z hurtowni i magazynów przedsiębiorstw.

Badaniem cen na terenie kraju zajmują się oddziały badań społecznych w wojewódzkich urzędach statystycznych. Oddziały te prowadzą również badania budżetów gospodarstw domowych. Bezpośrednimi notowaniami cen zajmują się ankieteryzy do spraw cen w 124 rejonach badań, znajdujących się na terenie 106 większych miast oraz na około 350 targowiskach miejskich. Każdy ankieteryz dokonuje notowań w przydzielonym mu rejonie.

Informacji o poziomie i dynamice cen artykułów nabywanych na tzw. „czarnym rynku”, a także cen niektórych usług świadczonych w gospodarce nieuspołecznionej dostarcza wywiad środowiskowy. Badania te prowadzone są przez społecznych korespondentów GUS i polegają na zbieraniu przez notującego informacji o cenach określonych towarów i usług wśród najbliższego otoczenia, sąsiadów, znajomych czy rodziny. W przypadku niektórych usług, takich jak na przykład usługi lekarskie czy niektóre usługi rzemieślnicze świadczone przez osoby prywatne, jest to jedyne źródło informacji o faktycznie płaconych cenach.

Utrzymujące się od lat niedobory wielu towarów na rynku powodują duże trudności w sprawnym przeprowadzaniu notowań cen i opracowywaniu wyników. Pomimo doskonalenia metod obserwacji i mechanizacji opracowań ankieteryzy notujący ceny są nadmiernie obciążeni pracą i praktycznie nie ma możliwości rozszerzenia badań w oparciu o istniejącą sieć. Każdy ankieteryz prowadzi notowania dotyczące wszystkich niemal branż, a kwalifikacje niezbędne, dla prawidłowego prowadzenia badań w tak szerokim zakresie, nabywa się latami.

Wzrastające potrzeby rozszerzenia badań cen w całej gospodarce narodowej zarówno cen detalicznych, jak też cen produktów powodują, że konieczne jest znaczne zwiększenie sieci terenowej notowań cen, liczby rejonów badań i punktów notowań. Wymaga to znacznego (szacuje się, że w 1990 r. 2,5-raza) zwiększenia liczby zatrudnionych ankieteryzów, przy jednoczesnym wyposażeniu wszystkich oddziałów badań społecznych w sprzęt mikrokomputerowy. Jednocześnie konieczne jest doskonalenie metod obserwacji cen i opracowań w wojewódzkich urzędach statystycznych.

W tym zakresie proponuje się:

- a) metodę bezpośrednich notowań utrzymać jako podstawową metodę obserwacji cen w zakresie wszystkich reprezentantów (z wyjątkiem cen posiłków w zakładach gastronomicznych), których ceny nie będą miały jednolitego poziomu w skali kraju;
- b) badanie cen posiłków w otwartych zakładach gastronomicznych oprócz wyłącznie na jadłospisach, które należy zbierać z wybranych jednostek zarówno uspołecznionych, jak też nieuspołecznionych. Cała obróbka danych powinna następować w WUS. W stosunku do obecnie funkcjonującego systemu byłoby to dość znaczne uproszczenie. Takim samym systemem obserwacji objąć należy ceny napojów i niektórych posiłków w kawiarniach. Utrzymać należy dotychczasowy sposób zbierania cen posiłków w stołówkach (wywiad telefoniczny), nakładając na te jednostki obowiązek udzielania informacji;
- c) ceny wszystkich reprezentantów, które będą miały jednolity poziom w skali kraju obserwować centralnie, przez GUS. Jednocześnie należy, na jednostki ustalające jednolite ceny, nałożyć obowiązek stałego informowania GUS o zmianach poziomów cen w formie przysyłania cenników, zarządzeń i innych decyzji. Lista towarów objętych tym systemem obserwacji musi być na bieżąco aktualizowana. Ceny leków powinny być podawane przez CEFARM, a ich reprezentacja powinna być rozszerzona. Dynamikę cen w tej grupie powinny dodatkowo potwierdzać odpowiednie ekspertyzy;
- d) rozszerzyć zakres prowadzonej obserwacji cen w szczególności:
 - w handlu uspołecznionym objąć obserwacją także wyroby określone dotychczas jako luksusowe (przy zróżnicowanych dochodach różnych grup i znaczącym ich udziale w obrotach pomijanie towarów określanych jako luksusowe nie ma uzasadnienia),
 - w sektorze prywatnym objąć obserwacją wszystkie grupy towarowe o znaczącym udziale. Należy zatem ustalić nową listę towarów i usług podlegających obserwacji;
- e) oprócz badań systematycznych uruchomić należy szereg badań doraźnych o mniejszym zasięgu, czasami na bardzo małej próbie. Wyniki tych badań byłyby wykorzystywane do weryfikacji obliczeń, a także do naświetlania bardziej szczegółowego niektórych problemów. Np. takie doraźne badania mogłyby dotyczyć próby określania relacji poziomu cen na wyroby o tej samej wartości użytkowej, ale pochodzące z różnych źródeł (przemysł państwowy, spółdzielczy, prywatny). Doraźnymi badaniami mogłyby być obejmowane różne tematy, stanowiące szczególny przedmiot zainteresowania w danym momencie. Prace te mogłyby być także wykonywane odpłatnie na zlecenie różnych instytucji lub organizacji;
- f) uprościć technikę notowania cen, zmechanizować procedury przygotowywania i kontroli danych w WUS oraz system przekazywania informacji do GUS. Zmodyfikowany system obserwacji cen i opracowania danych

proponuje się wprowadzać sukcesywnie od stycznia 1990 r. W większej, niż dotychczas, skali należy wykorzystywać też informacje o cenach pochodzące z badań budżetów gospodarstw domowych.

Częstotliwość obserwacji cen

Z uwagi na przyjęty harmonogram opracowań wyników, a zwłaszcza ich wykorzystania do obliczania miesięcznych indeksów cen, notowania dotyczą zwykle okresów od 20 dnia poprzedniego miesiąca do 18—19 dnia miesiąca sprawozdawczego. Miesiącem sprawozdawczym nie jest zatem miesiąc kalendarzowy, a okres 10 dni miesiąca poprzedniego i 20 dni miesiąca sprawozdawczego, czyli miesiąca, za który obliczane są wskaźniki cen.

Ceny urzędowe oraz ceny innych towarów obserwowane centralnie rejestrowane są na przestrzeni miesiąca kalendarzowego.

Ceny posiłków w zakładach gastronomicznych są badane za pierwszy lub drugi tydzień miesiąca sprawozdawczego.

Niezależnie od powyższych badań bieżących, raz w roku według stanu na dzień 31 grudnia prowadzone są notowania cen wybranych towarów i usług konsumpcyjnych i niekonsumpcyjnych, według listy publikowanej w Roczniku Statystycznym.

Obecnie ceny ponad 1270 reprezentantów towarów i usług konsumpcyjnych notowane są w okresach miesięcznych przez ankietatorów WUS. Liczba notowań, jak też ich terminy są różne w zależności od grup.

Największą częstotliwość notowań stosuje się w odniesieniu do cen na targowiskach, przy czym jest ona uzależniona od sezonowości sprzedaży. W okresie kwiecień—sierpień notowania cen na targowiskach prowadzone są w każdym tygodniu miesiąca w najważniejszym dniu targowym. W tym samym okresie w handlu społecznym przeprowadza się w ciągu miesiąca 4—6 notowań cen warzyw, ziemniaków i owoców. Liczba notowań zmienia się wraz ze zmianami podaży tych towarów. Na przykład w kwietniu 1989 r. zanotowano w skali kraju 1940 cen ogórków szklarniowych, w maju — 2992, a w czerwcu ceny ogórków szklarniowych zostały zanotowane 4256 razy. Liczba notowań cen rzodkiewki wzrosła z 2356 w kwietniu do 3199 w maju i 3320 w czerwcu.

W okresie wrzesień—marzec ceny warzyw, ziemniaków i owoców zarówno w handlu społecznym, jak też na targowiskach ustalane są dwukrotnie w ciągu miesiąca w I i II tygodniu.

Ceny artykułów żywnościowych notowane są 2—3-krotnie w miesiącu. Inne zasady wprowadzone zostały dla notowań uruchomionych od sierpnia 1989 r. Ceny 99 reprezentantów urynkowionych artykułów żywnościowych w handlu społecznym oraz 13 reprezentantów przetworów mięsnych, sprzedawanych w prywatnych i rzemieślniczych punktach sprzedaży, notowane są czterokrotnie w okresie 1—25 dnia kalendarzowego w śródkowych dniach każdego tygodnia.

Ceny artykułów nieżywnościowych i usług notowane są od 3 do 6 razy w miesiącu.

Ceny towarów i usług niekonsumpcyjnych notowane są 1—2 razy w miesiącu, ale wskaźniki cen obliczane były w okresach kwartalnych. Począwszy od danych za wrzesień częstotliwość obliczania tych wskaźników zostanie zmieniona na miesięczną.

Od 1990 r. proponuje się ujednolicenie okresu notowań od 1 do 25 dnia kalendarzowego miesiąca, przy czym ceny większości reprezentantów byłyby notowane co tydzień. Podobnie, jak w rozwiązaniach stosowanych na Węgrzech, można byłoby pominąć ostatnie 5—6 dni miesiąca przy założeniu, że notowania będą przeprowadzone od pierwszych dni miesiąca następnego. Zmiana okresu notowań pozwoli na zbliżenie okresu badania do miesiąca kalendarzowego, co ma istotne znaczenie dla uzyskania spójności obliczanych wskaźników cen detalicznych z innymi badaniami cen oraz dla ich wykorzystania w statystyce jako deflatorów różnych kategorii ekonomicznych. Objęcie badaniami pełnego miesiąca kalendarzowego mogłoby być możliwe pod warunkiem przesunięcia w tej samej skali terminów opracowań wyników.

Jednocześnie należy rozważyć możliwość zbierania informacji o cenach niektórych usług w sektorze prywatnym (informacje od społecznych korespondentów miejskich) przynajmniej kwartalnie, a nie jak dotychczas dwa razy w roku. Ceny wszystkich innych reprezentantów byłyby notowane i włączane do wskaźników cen w okresach miesięcznych.

OBLICZANIE WSKAŹNIKÓW CEN

Podwyżki cen poszczególnych artykułów, niejednokrotnie bardzo znaczne i najbardziej odczuwalne przy codziennych zakupach, nie odzwierciedlają jednak ogólnego ruchu cen. Służy do tego celu łączny wskaźnik, który jest średnią wszystkich zmian cen reprezentantów. Informuje on, o ile więcej lub mniej (w procentach) należałoby zapłacić w badanym okresie, gdyby zakupiono taką ilość i takich samych towarów i usług, jakie zostały nabyte w okresie przyjętym za podstawę porównania.

Momentem wyjściowym, obliczania agregatowego wskaźnika cen, jest ustalenie przeciętnych cen reprezentantów w okresie badanym i okresie podstawowym.

Stosowane są tu dwie podstawowe metody:

- dla reprezentantów obserwowanych centralnie, dla których znane są powszechnie obowiązujące daty zmian cen, obliczane są przeciętne ceny w miesiącu ważone liczbą dni, w których poszczególne ceny obowiązywały;
- dla pozostałych reprezentantów przeciętna cena w miesiącu obliczana jest jako średnia arytmetyczna z poszczególnych notowań ważona liczbą

notowań przeprowadzanych w poszczególnych województwach. Liczba przeprowadzanych notowań w poszczególnych województwach — jak już wspomniano — jest różna.

Obserwowane reprezentanty zestawione są w około 700 grupach asortymentowych. Do każdej grupy przyjęty jest jeden lub kilka reprezentantów. Liczba reprezentantów uzależniona jest od zróżnicowania asortymentowego danej grupy i udziału w ogólnym systemie wag. Na przykład w grupie „marchew” badany jest tylko 1 reprezentant, w grupie „tkaniny odzieżowe, wełniane i wełnopodobne” — 12 reprezentantów, a w grupie „napoje alkoholowe” — 11 reprezentantów. Dla każdej z grup obliczany jest wskaźnik cen jako średnia arytmetyczna z indywidualnych wskaźników cen reprezentantów należących do danej grupy. Jeżeli w grupie występuje tylko jeden reprezentant, jest to wskaźnik cen tego reprezentanta. W powyższy sposób obliczane są wskaźniki grupowe dla wszystkich 700 grup asortymentowych.

Powstaje pytanie, czy stosowane sposoby obliczania wskaźników cen dla grup asortymentowych są właściwe. Idealnym rozwiązaniem, zapewniającym przynajmniej od strony teoretycznej zobiektywizowanie wyników, byłoby stosowanie wag opartych na wartości sprzedaży reprezentantów. Nie można jednak pominąć faktu, że przy małej liczbie reprezentantów, a w większości grup to zjawisko występuje, ich wagi mogłyby także nie być reprezentatywne, dla struktury wewnętrznej danej grupy.

W sytuacji, gdy nie jest możliwe, wobec braku tak szczegółowych informacji, ważenie indywidualnych wskaźników cen wartością sprzedaży reprezentantów w praktyce światowej stosowane są różne metody oparte na średnich indywidualnych wskaźnikach cen reprezentantów. W literaturze przeważa pogląd, że najbardziej właściwym rozwiązaniem jest stosowanie średniej geometrycznej. W większości krajów stosowane są formuły oparte na średniej arytmetycznej jako nieporównywalnie prostsze i zapewniające szybsze uzyskiwanie wyników. Proponuje się podjęcie od 1990 r. obliczania wskaźników cen na szczeblu grupy towarów zarówno metodą średniej arytmetycznej, jak też średniej geometrycznej indywidualnych wskaźników cen, ze wskazaniem na wiodącą metodę średniej geometrycznej.

Z chwilą uzyskania wskaźników cen dla każdej z grup asortymentowych, dalsze obliczanie wskaźników zagregowanych na grupy wyższego rzędu i na poziomie wskaźnika ogółem prowadzone są z wykorzystaniem systemu wag. Kategorią wagową jest odpowiednio zdezagregowana krajowa wartość sprzedaży towarów i usług w cenach detalicznych.

Od 1980 r. zarówno wskaźniki cen jak i kosztów utrzymania liczone są na rocznej strukturze sprzedaży i wydatków z roku poprzedzającego rok badany, a więc na przykład aktualne wskaźniki za 1989 r. liczone są na strukturze 1988 r. Jedynie wskaźniki za pierwszy kwartał każdego roku, ze względu na brak jeszcze w tym czasie danych o sprzedaży i wydatkach ludności w poprzednim roku, opracowywane są na systemie wag sprzed dwu

lat. Po uzyskaniu aktualnych informacji, wskaźniki te są ponownie przeliczane.

Wskaźniki cen obliczane są zatem według formuły Laspeyresa o zmiennym systemie wag z roku poprzedzającego.

Powodem, dla którego zdecydowano się na wprowadzenie zmiennego systemu wag jest wysoki z roku na rok wzrost cen oraz zmiany w strukturze dochodów i wydatków ludności. W praktyce światowej systemy wag są bowiem najczęściej stałe na okres 5—10 lat.

Formułę Laspeyresa do obliczania wskaźników analitycznych i formułę Paasche'ego do deflacyjnych wskaźników cen stosuje się w większości krajów, także w Polsce. Tylko niewielka liczba krajów stosuje formułę Fishera, która jest średnią geometryczną z formuły Laspeyresa i Paasche'ego.

Formułowane są poglądy, że większe zmiany w strukturze konsumpcji, zachodzące w ostatnich dekadach, uzasadniają stosowanie wag ruchomych. Poglądy te nie uzyskały rangi oficjalnego zalecenia ONZ. Nie przewiduje się także obliczania wskaźników cen na wagach innych niż roczne z uwagi na fakt, że takie rozwiązanie uniemożliwia uzyskanie spójnych wskaźników krótkookresowych i rocznych.

W naszych warunkach zarówno struktura sprzedaży, jak też struktura spożycia, zmieniają się w sposób istotny w ciągu roku. Należałoby rozważyć możliwość i podjąć próby konstruowania (dla celów analitycznych) eksperymentalnych systemów wag kwartalnych, uwzględniających sezonowość zakupów. Konieczne jest także podjęcie obliczeń wskaźników cen według innych formuł. Działania te przyniosłyby istotne wzbogacenie treści poznaćcej obliczanych wskaźników, a także ocenę ich precyzji.

Ustalenie systemu ważenia wskaźników cen jest istotną sprawą dla oceny wpływu ruchu cen poszczególnych artykułów na ogólny wskaźnik cen. Chodzi o to, że przy dużym udziale („wadze”) danej grupy nawet niewielki wzrost cen wpłynie w sposób znaczący na ogólny wskaźnik, podczas gdy przy małym udziale, bardzo wysoki wzrost ceny spowoduje tylko nieznaczną zmianę całego wskaźnika. Na przykład podwyżka cen mięsa i przetworów o około 20% (mięso stanowi około 9% sprzedawanych towarów i usług konsumpcyjnych) spowoduje wzrost ogólnego wskaźnika cen o blisko 2 pkt., natomiast podwyżka cen herbaty o 200% (udział jej wynosi 0,5%) wpłynie na wzrost wskaźnika tylko o 1,0 pkt.

W systemie wag, każdej z 700 grup asortymentowych przypisany jest odpowiedni udział. Zasadnicza część informacji do tworzenia systemu wag dostarczana jest poprzez sprawozdawczość handlową. Nomenklatura dla tej sprawozdawczości jest jednak zbyt zawężona w stosunku do potrzeb obliczania wskaźników cen, co powoduje konieczność „rozszacowania” wielu pozycji na mniejsze grupy asortymentowe. Podstawę dla tych szacunków stanowią badania budżetów rodzinnych, zawierające w wielu grupach bardziej szczegółowy podział.

Strukturę wag według podstawowych grup dla wskaźnika cen i wskaźnika kosztów utrzymania za 1988 r., stosowaną w obliczeniach w 1989 r., prezentuje poniższe zestawienie:

Wyszczególnienie	System wag towarów i usług		
	wskaźnika cen		wskaźnika kosztów utrzymania pracowników zatrudnionych w gospodarce społecznej
	ogółem	konsumpcyjnych	
Ogółem	100,0	—	—
Towary i usługi konsumpcyjne	86,7	100,0	100,0
Żywność	27,6	31,9	35,6
przetwory zbożowe, pieczywo i wyroby ciastkarskie	2,2	2,5	3,1
ziemniaki, warzywa, owoce i przetwory	4,8	5,6	5,8
mięso, przetwory, podroby, drób	6,4	7,4	9,9
ryby i przetwory	0,6	0,7	1,0
tłuszcze jadalne	1,8	2,1	2,9
nabiał i jaja	2,4	2,7	3,2
cukier, wyroby cukiernicze i miód	2,7	3,1	3,3
użytki, przyprawy i pozostałe	4,5	5,2	3,5
Napoje alkoholowe	10,4	12,0	12,0
Gastronomia	2,2	2,6	2,9
Artykuły nieżywnościowe	36,4	41,9	39,4
w tym:			
odzież i obuwie	11,9	13,8	15,7
urządzenie i utrzymanie mieszkań	9,7	11,2	8,3
w tym meble	2,2	2,5	2,0
higiena osobista i ochrona zdrowia	2,2	2,5	2,2
kultura, oświata, wychowanie, sport i turystyka	5,5	6,3	5,8
transport	3,5	4,0	3,5
wyroby tytoniowe	1,7	1,9	2,4
Usługi konsumpcyjne	12,3	14,2	13,0
Towary i usługi niekonsumpcyjne	13,3	x	x
Towary	10,1	x	x
Usługi	3,2	x	x

OBLICZANIE WSKAŹNIKÓW KOSZTÓW UTRZYMANIA

Szczególnym rodzajem wskaźników cen konsumpcyjnych są wskaźniki kosztów utrzymania. Informują one, o ile więcej musiałyby zapłacić poszczególne typy gospodarstw domowych w okresie badanym, gdyby struktura ich wydatków była identyczna, jak w roku poprzednim.

Wagami dla tych wskaźników są wydatki pieniężne w złotych, średnio na 1 osobę w rodzinie, w podziale na około 250 grup towarów i usług,

nabywanych w źródłach uspołecznionych i nieuspołecznionych (razem około 500 grup). Dla wszystkich tych grup określone muszą być częściowe wskaźniki wzrostu cen. Wskaźniki te przyjmowane są z obliczeń wskaźnika cen detalicznych. Ustalane są zatem na podstawie obserwacji cen tych samych reprezentantów i przyjmowane w jednakowej wysokości dla wszystkich grup ludności.

Wskaźniki kosztów utrzymania obliczane są na podstawie informacji o uśrednionych udziałach poszczególnych grup towarów i usług w wydatkach gospodarstw domowych pracowniczych, robotniczo-chłopskich, chłopskich oraz emerytów i rencistów. Informacji tych dostarczają prowadzone przez GUS badania gospodarstw domowych (w 1989 r. takimi badaniami objętych jest około 29 tys. gospodarstw domowych).

Odmienne struktury wydatków, w poszczególnych typach gospodarstw domowych, powodują zróżnicowanie wskaźników kosztów utrzymania. Na przykład udział żywności w ogólnych wydatkach rodzin pracowniczych wynosił 37,0% w 1988 r. w rodzinach emerytów i rencistów 47,5%, natomiast w rodzinach chłopskich tylko 24,3%. W tej grupie ludności pewna część artykułów żywnościowych pochodzi z własnych gospodarstw rolnych i dlatego wydatki pieniężne na żywność w tych rodzinach są niższe niż w pozostałych grupach ludności. Dla porównania, w ogólnej wartości sprzedaży towarów i usług konsumpcyjnych żywność stanowiła 31,9%.

Podstawowe różnice pomiędzy wskaźnikami cen detalicznych a wskaźnikami kosztów utrzymania są następujące:

- Wskaźnik cen detalicznych obrazuje zmiany cen towarów i usług nabywanych przez ogół ludności w całym kraju, natomiast wskaźniki kosztów utrzymania odzwierciedlają zmiany cen towarów i usług nabywanych przez określone grupy ludności, tzn. gospodarstwa domowe pracownicze, robotniczo-chłopskie, chłopskie oraz emerytów i rencistów.
- W obliczeniach wskaźników kosztów utrzymania uwzględniane są zmiany cen towarów i usług nabywanych na cele konsumpcyjne, np.: artykuły żywnościowe, odzież, obuwie, meble, napoje alkoholowe itd., natomiast ogólny wskaźnik cen detalicznych obejmuje również towary i usługi niekonsumpcyjne, np.: materiały budowlane, nawozy sztuczne, maszyny rolnicze itd. Wskaźnik cen detalicznych towarów i usług konsumpcyjnych obliczany jest z częstotliwością miesięczną, a wskaźniki kosztów utrzymania — kwartalną.
- Liczba szczebli ważenia jest znacznie większa w przypadku wskaźnika cen detalicznych niż wskaźnika kosztów utrzymania.

Proponowane modyfikacje badania cen detalicznych, w szczególności rozszerzenie reprezentacji na obszary badane dotychczas w sposób niepełny, będą miały wpływ na poprawę jakości zarówno wskaźników cen, jak też wskaźników kosztów utrzymania. Wydaje się przy tym, że dla potrzeb obliczania wskaźnika kosztów utrzymania tak szeroka reprezentacja, jak w przypadku wskaźników cen, nie jest potrzebna. Można zatem ustalić

„koszyk” reprezentantów w liczbie około 600—700 pozycji, charakterystycznych dla spożycia poszczególnych grup gospodarstw i prowadzić obliczenia na „koszykach” dostosowanych do poszczególnych typów gospodarstw, a nie przenosić identycznych wskaźników cen na wszystkie grupy gospodarstw. Chodzi w tym przypadku o to, że struktura spożycia w wielu grupach towarów różni się w poszczególnych typach gospodarstw domowych nawet, jeżeli ogólny udział danej grupy we wszystkich rodzajach gospodarstw jest zbliżony.

*

*

*

Wszystkie przedstawione propozycje usprawnień i modyfikacji metodologii badania cen oraz obliczania wskaźników cen detalicznych i kosztów utrzymania wymagają całkowitej przebudowy systemów gromadzenia i przetwarzania danych, znacznych nakładów osobowych oraz wyposażenia w odpowiedni sprzęt obliczeniowy wszystkich jednostek, zajmujących się badaniem cen. Ich tempo będzie więc zależało od możliwości finansowych GUS.

mgr Tadeusz Toczyński — *dyrektor Departamentu Cen GUS*

DYSKUSJA

Jan Kordos

Metoda atomistyczna a funkcjonalna

Wiadomo, że pojęcia, definicje i klasyfikacje przyjmowane w badaniach statystycznych odgrywają istotną rolę. Ich ujednolicenie stanowi ważny element integracji badań tak w skali krajowej, jak i międzynarodowej. Przyjęte pojęcia powinny być jasno zdefiniowane, aby można je było właściwie interpretować i wykorzystywać.

Przy prezentacji metod badania indeksów cen i kosztów utrzymania w Polsce wprowadzono pojęcie „**metody atomistycznej**” i „**metody funkcjonalnej**”. Można się spotkać z wywodami, iż Główny Urząd Statystyczny stosuje w swoich badaniach „metodę atomistyczną”, a powinien stosować „metodę funkcjonalną”.

Doc. dr hab. T. Panek w swoim referacie, a także dr S. Bartczak w swojej wypowiedzi, poruszyli problem „metody atomistycznej i funkcjonalnej”. Problem ten już od wielu lat budzi znaczne kontrowersje w Polsce. W latach 1979—1982 toczyła się na ten temat dyskusja na łamach „Wiadomości Statystycznych”. W podręcznikach podaje się je nadal, przy omawianiu obliczeń indeksów cen i indeksów kosztów utrzymania.

Warto zwrócić uwagę na rozróżnienie, wprowadzone przez Allena w 1963 r., między teorią i praktyką indeksów. **Teoria indeksów dotyczy pojęć i metod, a praktyka odnosi się do empirycznych konstrukcji indeksów**, które są równe lub w przybliżeniu równe ich teoretycznym odpowiednikom.

Problemy te dyskutowano także w literaturze międzynarodowej, a szczególnie na sesji MIS w 1983 r. w Madrycie (patrz: N.T. Jazairi: *The Present State of the Theory and Practice of Index Numbers*, „*Bulletin of the International Statistical Institute* vol. 50, Madrid, 1983). Na pewno trzeba się z tymi poglądami zapoznać także w Polsce.

Należy wyjaśnić różnice między indeksami statystycznymi i ekonomicznymi.

Indeksy statystyczne są empirycznymi konstrukcjami opartymi na „atomistycznym” lub „statystycznym” podejściu Frischa wprowadzonymi w 1936 r., na „agregatowym” lub „stochastycznym” podejściu Allena lub „neostatystycznym” podejściu Diewerta.

Indeksy ekonomiczne są konstrukcjami teoretycznymi opartymi na „prawdziwych” indeksach Konusa, „funkcjonalnym” podejściu Frischa, na indeksach „stałej użyteczności” Geary-Stone’a, „ekonomicznych indeksach” Samuelsona i Swamy’a oraz „dokładnych” i „superlatywnych” indeksach Diewerta.

W zasadzie, statystyczne indeksy traktują ceny i ilości jako zmienne niezależne, podczas gdy indeksy ekonomiczne traktują je jako funkcje wzajemnie zależne. W żadnym kraju w praktyce nie stosuje się podejścia „funkcjonalnego”, gdyż jest ono niemożliwe.

Nie można więc także w Polsce zastosować metody „funkcjonalnej”. Można natomiast, zgodnie zresztą z międzynarodowymi zaleceniami, udoskonalić badania cen i obliczać indeksy, uwzględniające warstwowanie przestrzenne, według typów gospodarstw domowych, stosując różne reprezentanty w „koszykach”, dla różnych grup gospodarstw itd. Cała ta problematyka mieści się w ogólnej metodologii badań statystycznych, która powinna być w praktyce przestrzegana. Możliwość zastosowania tych szczegółowych rozwiązań jest funkcją kosztu badania, a nie metody. Gdy GUS będzie w stanie uwzględnić te wszystkie zalecenia, tj. odnośnie konstrukcji systemu wag i systemu cen (stosując nawet losowy dobór towarów i usług), to dalej będzie to metoda „atomistyczna” (lub statystyczna), gdyż wagi i ceny będą szacowane niezależnie. Doskonalenie metodologii badania cen zależy nie od zastosowania metody „funkcjonalnej”, a od przestrzegania ustalonych zasad badania statystycznego, przystosowanych do specyfiki danej dziedziny badań. Przyjęcie właściwych rozwiązań wymaga jednak rozszerzenia prac badawczych w tym zakresie, aby przyjąć efektywne postępowanie.

Chciałbym dodać, że przy porównaniach takich, jakie przeprowadzone są w referacie doc. T. Panka, należy pamiętać o nierówności Schwartza, która przyjmuje postać:

$$\sum \frac{x_i}{y_i} \geq \frac{\sum x_i}{\sum y_i}$$

Inaczej trudno wytłumaczyć powstałe różnice. Warto więc przemyśleć jeszcze raz całą koncepcję porównań, aby wyprowadzić prawidłowe wnioski.

Na zakończenie konferencji nt. „Statystyczne metody badania cen detalicznych”

1. *Uwagi do referatu na temat zmian cen artykułów targowiskowych, jako opóźnionego efektu zmian płac w przemyśle.*

Budzą moje wątpliwości metodologiczne aspekty rozważań w zakresie podjętej relacji między wzrostem płac w przemyśle a wzrostem cen targowiskowych. Relacje te oznaczają powiązania pośrednie, a nie bezpośrednie. Ceny targowiskowe znajdują się bowiem pod bezpośrednim wpływem zmian układu podaży i popytu. Płace w przemyśle i to tylko w części wydatkowanej na zakup danych produktów i w danej formie obrotu współkomponują popyt efektywny. Ową część determinują nie tylko wzrosty płac, ale jeszcze elastyczność dochodowa popytu na dane wyroby, stosunki i warunki substytucji, indywidualne preferencje konsumentów i ich zmiany. Ponadto, współkomponentem popytu nie są tylko wydatki płynące z płac, ale też z innych dochodów (np. emerytur, dochodów rolników), natomiast współczynnikiem zmian cen, poza popytem, jest również podaż i jej pozacenowe czynniki, jak np. wahania urodzajów, procesy psucia się produktów itd. Układ podaży i popytu na targowiskach znajduje się pod wpływem innych rynków, a więc popytu i podaży oraz cen w: skupie, kontraktacji, handlu uspołecznionym. Podaż tych czy innych artykułów, jak też i popyt na nie wykazuje swoje osobliwości, np. kapustę zbiera się raz w roku, a popyt jest całoroczny, wykazując sezonowe wahania w związku z jej kiszeniem w gospodarstwach domowych; ujemną dochodową elastyczność popytu wykazuje popyt na ziemniaki, a raczej dodatnią popyt na jaja.

2. *Uwagi do statystycznej analizy przestrzennego różnicowania cen.*

Istnieje duża potrzeba i celowość badań cen w tym przekroju, o którym decydują procesy: urynkowienia gospodarki żywnościowej, decentralizacji cenotwórstwa, przestrzennego rozmieszczenia produkcji i konsumpcji, wyodrębniania się rynków lokalnych. Nasuwają się tu takie uwagi i propozycje:

a. Oprócz podziału „przestrzeni” według kryterium województw, byłby celowy podział według kryteriów ekonomicznych, a nie tylko czysto administracyjnych. Ten jest może wygodny z punktu widzenia instytucjonalnego występowania wojewódzkich organów statystycznych. Tym niemniej względy praktyczne, potrzeby polityki gospodarczej i społecznej powodują, że istotne znaczenie mają tu kryteria ekonomiczne podziału „przestrzeni”, np. wyodrębnienie aglomeracji przemysłowych, niektórych miast, giełd lokalnych.

b. Należałoby przeanalizować możliwość odejścia od średniej rocznej w ujęciu kalendarzowym, a zastosowania średniej rocznej w ujęciu roku

gospodarczego w rolnictwie, w zakresie surowców rolnych, żywności, jak też podziału „czasowego aspektu” badań na wybrane miesiące, np. po zbiorach, „na przednówku”.

c. Oprócz, a niekiedy zamiast, średnich może okazać się celowa prezentacja lokalnych (rejonowych itd.) różnic w postaci ceny najniższej, ceny najwyższej i ceny dominującej.

d. Nie należy obawiać się ujawniania lokalnych różnic cen i na tym tle lokalnego zróżnicowania płac, dniówek w pracy sezonowej w związku z tendencją do urynkowania gospodarki, w tym do powstania rynku pracy, rynku kapitałowego. Przestrzenne różnicowanie się cen i płac dostarczyć może lepszych informacji dla decyzji lokalizacyjnych, np. dla: inwestycji, dopływu kapitału, przestrzennego rozmieszczenia zaopatrzenia i możliwości zbytu. Procesy te mogą prowadzić do zmniejszania się początkowych, znacznych różnic przestrzennych w kształtowaniu się cen.

3. *W dyskusji zgłoszono wątpliwość, a może obawę, czy statystyczne badania cen mają sens, skoro wyniki tych badań nie „działają”, tzn. nie wpływają na działalność przedsiębiorstw, a życie gospodarcze idzie swoją drogą.*

Otóż tylko w modelu teoretycznym i to zakładającym dość odległe od rzeczywistości warunki (np. doskonałej konkurencji, pełnej swobody i dużej elastyczności wejścia i wyjścia do/od danej dziedziny działalności gospodarczej w produkcji i w obrocie) wysokiej elastyczności cenowej podaży oraz popytu, jak też samych cen, zysku krótkookresowego, jako jedyne celu przedsiębiorstw i mamy sytuację dla „normalnych” reakcji na ceny i ich zmiany, aby pod ich wpływem zmieniały się rozmiary i struktura produkcji i podaży oraz popytu i spożycia. Przyjmuje się przy tym, że każdy uczestnik stosunków ekonomicznych postępuje zgodnie z „ekonomicznymi regułami gry”, tzn. kupuje tam, gdzie taniej, przy tym jest o tym doskonale poinformowany i ma swobodę wyboru tańszego źródła zakupów, a sprzedaje tam, gdzie drożej i jest o tym również dobrze poinformowany i ma swobodę dotarcia do droższych miejsc sprzedaży; rezygnuje z tego co nieopłacalne, a na ceny i ich zmiany nie ma wpływu ani sprzedawca, ani nabywca wzięty z osobna; narzuca je rynek, tj. ogół relacji podaży i popytu. Niestety, są to założenia i warunki modelu doskonałej, czystej konkurencji, które nie występują nawet na rynku rolnym, w tym targowiskowym, gdzie styka się wielu z wieloma rynkami lokalnymi.

Po pierwsze, występują rynki o różnych układach sił po stronie produkcji, podaży i popytu: monopole i oligopole po jednej lub po obu stronach partnerów wymiany. Bywa często, że nie ceny regulują podaż i popyt, ale odwrotnie, monopole i monopsony regulują rynki i ceny. Ma miejsce również, w różnym zakresie i przy zastosowaniu różnych metod, ingerencja państwa, reglamentująca działalność gospodarczą i regulująca ceny. Tak np. w tzw. gospodarkach rynkowych wysoko rozwiniętych krajów przyjęto zasadę pełnej swobody kształtowania cen, ale w dół, natomiast ograniczonej swobody i regulacji podwyżek cen. Różnaity zatem charakter mają ceny; np.

parametryczny, niezależny od indywidualnych kosztów (nie ceny składają się z kosztów i gwarantowanego zysku, ale z niezależnych, narzuconych przez rynek i konkurencję; od cen odejmuje się koszty, a reszta stanowi zysk albo nawet stratę) albo nieparametryczny, zindywidualizowany, narzucony nabywcą, gwarantujący im pokrycie kosztów i zysk.

Po drugie, rozmaita jest wrażliwość produkcji i spożycia na zmiany cen, gdyż występują poważne nawet różnice w elastyczności cenowej podaży i popytu. Przykładowo, sztywny popyt na podstawowe artykuły żywnościowe i duża elastyczność popytu na artykuły dalszych rzędów. Reakcje produkcji na ceny i ich zmiany też wymagają nie tylko samodzielności i zainteresowania opłacalnością, ale jeszcze dodatkowych warunków, np. techniczno-produkcyjnych (kwalifikacji pracowników, uniwersalności urządzeń itd.) oraz warunków ekonomicznych, jak np. rozwiniętego systemu bankowo-kredytowego, rynku walutowego i kapitałowego, a nawet grup przedsiębiorstw zdolnych do ponoszenia ryzyka rynkowego.

Po trzecie, ceny jako czynnik przymusu ekonomicznego i bodziec do: efektywnego gospodarowania, zmian rozmiarów i struktury produkcji, postępu technicznego i innowacji produktowych, poprawy jakości wykonawczej itd. — są ważnym, niezbędnym, ale zawsze niewystarczającym warunkiem i stymulatorem. Muszą im towarzyszyć inne odpowiednio dobrane i ukształtowane systemy, np. podatkowy, kredytowy, płacowy, walutowy itd. Znałe są przecież przypadki, kiedy ceny parametryczne w eksporcie, a więc ceny potencjalnie wymuszające efektywność, obniżanie kosztów albo poprawę walorów użytkowych wyrobów dla powiększania albo zachowania zysku, są „rozmiękczone” za pomocą indywidualnych przeliczników dewiz, indywidualizację norm finansowych albo też ceny o zachęcającym poziomie do rozszerzania produkcji są niwelowane przez progresywny podatek dochodowy od tej produkcji itd.

Po czwarte, ma miejsce odroczenie reakcji przedsiębiorstw na zmiany poziomu i relacji cen. Wynika to z tego, że niezbędny jest krótszy lub dłuższy okres adaptacji, przygotowania produkcji, inwestycji, wprowadzenia innowacji, przepływu kapitału itd. Przykładowo, podrożenie cen paliw zakłada efekt oszczędnościowy i substytucyjny, ale wymaga m.in. wymiany urządzeń spalających, co wiąże się z nakładami inwestycyjnymi i czasem na ich realizację. Zakłada się przy tym, że użytkownicy drożących paliw lub innych przedmiotów pracy napotykaą na barierę popytu, w przypadku gdyby zamiast oszczędności zużycia i substytucji chcieli wybrać szybszy i łatwiejszy sposób ratowania zysków i zarobków pracowniczych drogą tzw. „cenowego podaj dalej”, tj. przerzucenia na swoich odbiorców pełnych skutków podwyżki cen zaopatrzeniowych. Ceny i ich zmiany wpływają zawsze na wyniki rachunku ekonomicznego przedsiębiorstw, na koszty — w przypadku cen zakupu, na utargi — w przypadku cen sprzedaży. Czy i jak szybko, i w jakim stopniu, na podstawie wyników rachunku ekonomicznego, zostaną podjęte decyzje i w jakim kierunku wystąpią

określone zmiany w procesach produkcji, wymianie i spożyciu, decyduje cały szereg czynników, które składają się na skuteczność i prawidłowość działania cen. Oprócz takich, jak samodzielność i samofinansowanie działalności, wpływ cen na wyniki finansowe przedsiębiorstw i dochody pracowników jest istotny i chodzi o to, aby ceny i ich zmiany — zarówno korzystne, jak i niekorzystne — nie były neutralizowane, np. przez odbieranie części zysków dodatkowych albo przez ulgi podatkowe i dotacje.

Wreszcie **po piąte**, występują tzw. anormalne reakcje na ceny i ich zmiany, kiedy np. kupuje się droższy, a nie tańszy towar, preferując ceny wyższe, a nie niższe w sprzedaży. Dzieje się tak w przypadku popytu na towary o charakterze lokacyjnym, a nie konsumpcyjnym, w ucieczce od deprecjonujących się znaków pieniądza, również w przypadku popytu spekulacyjnego albo gdy zakłady kierują się miernikami brutto, które powiększają drogie i drożące przedmioty pracy. Do anormalnych zachowań wobec cen i ich zmian skłania dysponowanie pieniądzem asygnacyjnym, przyznawanym na określone cele i na określony czas.

Ceny nie działają zatem w próżni społeczno-ekonomicznej. System cen stanowi podsystem szerszego systemu funkcjonowania gospodarki i aktywizuje go szczególnie założony w reformie system polimorficznej przedsiębiorczości, rynkowo-planowy i ekonomiczny, ale pod warunkiem parametrycznego charakteru cen, tzn. ich niezależności od poszczególnych partnerów rynku — nabywców i sprzedawców, od ich możliwości płatniczych i indywidualnych kosztów wytwarzania danych towarów. Ceny są partnerom wymiany narzucane przez rynek, jako ceny tzw. ekonomicznej prawdy, tj. jako ceny równowagi rynkowej podaży i popytu oraz w tendencji, wyrażającej społecznie niezbędne koszty produkcji danych towarów. Są to oczywiście tendencje, którym towarzyszą kontrtendencje do deparametryzacji, deekonomizacji i indywidualizacji cen, jako wygodnej miary nakładów i wyników, nie weryfikowanych przez rynek i konkurencję, w tym przez eksport i import, w warunkach np. wymienialności pieniądza.

Nie zapominajmy też o deformującej roli warunków inflacji pieniądza, luk inflacyjnych i inflacyjnego, ostatnio bardzo szybkiego wzrostu cen, z panoszącymi się spiralami: cenowo-cenowymi, płacowo-cenowymi, walutowo-cenowymi itd. Mordęga zakupów i poniżająca sytuacja nabywców w walce o dostęp do towarów powodują, że nie ceny, ale otrzymanie towaru, nie ceny „oficjalne”, ale ceny „z gratyfikacją” dla sprzedawcy, nie ceny cennikowe, ale ceny bazarowe są wyrazem faktycznej i ostatecznej realizacji zakupu towarów.

4. Słowo końcowe do zakończenia konferencji ze strony zajmującego się teorią i polityką cen.

Chciałbym podkreślić silne związki, swego rodzaju jedność trzech działań w zakresie badania cen, w tym oczywiście cen detalicznych, a mianowicie:

- działalności statystycznej, która dzięki zastosowaniu odpowiednich narzędzi i metod odpowiada na pytania, jakie są, w jakich kierunkach

i z jakim nasileniem ewoluują poziom i relacje cen w różnych ich ujęciach przestrzennych i czasowych, z rozmaitym stopniem agregacji;

● działalności wyjaśniająco-prognostycznej, odpowiadającej na pytania, dlaczego było lub/i jest tak, a nie inaczej, w jakich kierunkach i z jakim nasileniem zmieniły się ceny i dlaczego, jakie tu obowiązują prawidłowości obiektywne;

● działalności normatywno-postulatywnej, która ocenia dotychczasowe, istniejące i ewoluujące poziomy i relacje cen, odpowiada na pytania, jaki jest i jaki powinien być pożądaný system cen i ich relacje, co zrobić, aby go osiągnąć.

Pierwszy rodzaj działalności należy do sztuki stosowanej, może i powinien dążyć do mistrzostwa w umiejętnym stosowaniu zdobytych narzędziowych i metodologicznych matematyki, statystyki, ekonometrii.

Drugi i trzeci rodzaj działalności należą już do sfery refleksji teoretycznych, uogólniają procesy kształtowania i działania cen, potwierdzają, modyfikują lub rozwijają teorie ekonomiczne, w tym przede wszystkim w zakresie cen, ich funkcji, warunków skutecznego i prawidłowego działania i wykorzystywania. Każda bardziej ambitna teoria — a do niej chce się zaliczyć również teoria cen — posiada zatem nie tylko aspekt wyjaśniająco-prognostyczny, rzekłbym aspekt diagnozy, ale również mniej lub bardziej rozwinięty — i dodajmy, często dyskusyjny — aspekt normatywno-postulatywny, można powiedzieć, aspekt terapii.

W każdej dziedzinie praktyki i teorii ekonomicznych, także w zakresie ważnej i istotnej dziedzinie cen, działalność statystyczna, doskonalenie narzędzi i metod statystycznych w dostosowaniu do nowych warunków i potrzeb, posiada — jak sądzę — znaczenie niejako wyjściowe, rozstrzygające. Można powiedzieć, że: poprawna i rzetelna, wszechstronna i dokładna, systematyczna i ciągła, należyte rozwiązująca problem agregacji i konkretyzacji statystyka cen stanowi warunek sine qua non dla skuteczności i poprawności wszystkich pozostałych działań opartych na cenach, wykorzystujących je, a więc dla praktyki gospodarczej, polityki ekonomicznej i socjalnej, dla naukowych teorii w zakresie cen, ale też w zakresie pokrewnych i ściśle z cenami powiązanych kategorii i procesów, jak np. kursów walutowych, kosztów własnych produkcji, opłacalności tych czy innych decyzji i procesów ekonomicznych.

Trzeba mieć dobre i poprawne rozeznanie w zakresie kształtowania się cen w przeszłości i teraźniejszości oraz w zakresie przewidywanych trendów w najbliższej przyszłości; trzeba wiedzieć, jak i dlaczego przebiegały i przebiegają procesy zmian poziomu i relacji cen; trzeba dysponować wiarygodną reprezentacją informacji o cenach — jako że niemożliwe jest objęcie badaniami wszystkich towarów i ich cen — aby na tej solidnej podstawie statystycznej można było:

— z jednej strony formułować prawidłowe oceny i diagnozy, opracować naukowo uzasadnione założenia i cele polityki cen, jako składnika

- szerszej polityki ekonomicznej i społecznej, ustalić cieszące się poparciem społecznym programy kształtowania cen i ich wykorzystywania; będzie to praktyczna strona wykorzystywania statystycznych badań cen;
- z drugiej strony tworzyć lub/i rozwijać naukowe refleksje teoretyczne na temat kształtowania i działania cen, jak też związanych z nimi kategorii oraz procesów ekonomicznych, w których współuczestniczą ceny; będzie to teoretyczne wykorzystywanie statystycznych badań cen oraz praktyki ustalania i stosowania cen, tzn. polityki cen państwa, przedsiębiorstw i ich organizacji.

Zauważmy tu, że statystyka cen nie stanowi, jak w innych zakresach statystyki, procesów czysto techniczno-produkcyjnych, rzeczowych czy przyrodniczych, ale jest to statystyka kategorii społeczno-ekonomicznych, uwikłanych w procesy wymiany towarów między ludźmi, procesy podziału ich dochodów nominalnych i realnych, to statystyka narzędzi polityki ekonomicznej państwa, przedsiębiorstw, monopoli i oligopoli, różnych organizacji i porozumień gospodarczych, przy czym narzędzia wielofunkcyjnego, wykorzystywanego do różnych celów, jako narzędzia rozmaitych typów rachunku ekonomicznego, narzędzia podziału dochodu narodowego wewnątrz kraju i w przekrojach międzynarodowych, narzędzia stymulowania działalności gospodarczej i konsumpcji, wreszcie narzędzia rynkowej równowagi podaży i popytu. Wokół cen, jak też wokół miarodajności czy wiarygodności statystyki cen skupiają się sprzeczne interesy klas i grup społecznych, producentów i konsumentów, wierzycieli i dłużników, dostawców i odbiorców, przedsiębiorców i związków zawodowych itd.

Statystyczne badania cen mogą i powinny wychodzić naprzeciw nowym procesom i potrzebom praktyki, jak np. przestrzenna dyferencjacja cen w związku z urynkowaniem wymiany na przestrzennie rozległym rynku rolnym i artykułów żywnościowych albo indeksacji płac i na tym tle odpowiednie indeksy cen dla kosztów utrzymania. Dochodzą też nowe zapotrzebowania ze strony teorii cen i związanych z nimi kategorii czy procesów, jeśli chodzi np. o rozeznanie związków przyczynowo-skutkowych i strukturalnych, w zakresie inflacyjnego wzrostu cen, o poznanie prawidłowości rynkowych mechanizmów kształtowania cen itd. Obiektywne i nieuchronne tendencje w kierunku aktywizacji cen w gospodarce, zwłaszcza w procesach produkcji, wymiany i podziału, w rachunku ekonomicznym na każdym szczeblu decyzji produkcyjnych, handlowych, inwestycyjnych, lokacyjnych itd., rosnąca rola cen w kształtowaniu kosztów własnych, opłacalności produkcji, w samofinansowaniu się przedsiębiorstw, jak też rosnąca rola cen, w kształtowaniu się kosztów utrzymania i dochodów realnych ludzi pracy, poza tym rozszerzane i pogłębiane procesy ekonomizacji wymiany (np. ograniczania i eliminacji dotowania cen) i parametryzacji cen, wysiłki w kierunku opanowania i wytłumienia inflacji i inflacyjnego wzrostu cen — wszystko to podnosi rangę statystycznych badań cen, w tym również cen detalicznych, z ambicjami częściowych uogólnień i wartoś-

ciowania, formułowania wniosków z badań o charakterze nie tylko diagnozy, ale i terapii, w celu usuwania zjawisk i procesów negatywnych, a wspomagania procesów uznanych za pozytywne, w zbliżaniu się do układu docelowego, założonego w reformie gospodarczej i w społecznie aprobowanych programach rozwoju kraju.

W świetle obserwacji i ich uogólnień można powiedzieć, że w zakresie systemu cen ścierają się obecnie przeciwstawne procesy i tendencje:

- z jednej strony procesy i tendencje o charakterze proreformatorskim i proefektywnościowym w kierunku systemu parametryczno-ekonomicznego, jak np. szerokie wykorzystywanie cen światowych, parametryczny charakter cen transakcyjnych w eksporcie i w imporcie, ekonomizacja obrotu zaopatrzeniowego, urynkowienie skupu i handlu artykułami żywnościami, rozszerzanie zakresu cen umownych, włączanie konkurencji różnych form własności oraz importu itd.;
- z drugiej strony kontrtendencji i procesów o charakterze antyreformatorskim i antyefektywnościowym w kierunku systemu ekonomiczno-przetargowego, z elementami nakazów, zakazów i rozdzielnictwa, np. presja w kierunku rozmiękczenia cen parametrycznych drogą indywidualizacji przeliczników dewizowych, zamiany cen transakcyjnych na wygodne odkosztowe ceny umowne w stosunkach przedsiębiorstw z centralami handlu zagranicznego, szerokie ulgi i zwolnienia podatkowe dla nieefektywnych przedsiębiorstw, degeneracja systemu dotacji, antyefektywnościowy wpływ inflacji znaków pieniądza i braku równowagi rynkowej itd.

Zgodnie z zasadą noblesse oblige, rosnąca rola cen, jak też statystycznych badań cen, stawiają również rosnące wymagania zarówno pod adresem narzędzi i metod statystycznych, doskonalenia zakresu i kierunków statystycznych badań cen, jak i pod adresem pracowników parających się statystyką cen, ich kwalifikacji, umiejętności i rzetelności.

Władysław Welfe

Głos w dyskusji

Problematyka pomiaru zmian cen i wykorzystania informacji o ruchu cen dla adekwatnego opisu kształtowania się wielkości woluminowych nabrała na ostrości w warunkach szybko narastającego tempa inflacji. Na podkreślenie zasługuje szybka reakcja Głównego Urzędu Statystycznego, wyrażająca się w poszerzeniu zakresu obliczeń i publikacji, gdy chodzi

o wskaźniki cen (deflatory) na niemal wszystkie działy gospodarki i grupy formalnych użytkowników, a także zwiększanie częstotliwości obliczeń (częściowo wymuszone zasadami indeksacji). Stwarza to nie tylko podstawy dla prowadzenia analiz, za pomocą modeli ekonometrycznych, zmierzających do objaśnienia wzrostu cen (takie modele zostały rozwinięte w IEiS UŁ, czego wyrazem była m.in. dopiero co obroniona rozprawa doktorska mgra M. Plicha), ale także do pokazania następstw tego procesu, gdy chodzi o poszczególne podmioty gospodarcze — łącznie ze zjawiskami antycypacyjnymi — powstrzymywanie się producentów od sprzedaży, dokonywania zakupów na zapas przez odbiorców — w oczekiwaniu dalszego wzrostu cen.

System cen i wskaźników cen ma wszakże pewne luki, których zamknięcie wydaje się ze wszech miar pożądane. Należy do nich przede wszystkim — brak informacji o ruchu cen krajowych w handlu zagranicznym. Ceny nabycia artykułów importowanych (podobnie ich dynamiki) różnią się od cen transakcyjnych, ze względu na występowanie zindywidualizowanych dotacji. Podobnie rzecz ma się z cenami eksportu. Brak tych informacji nie pozwala „zamknąć” makrobilansów ani w rachunku dochodu narodowego, ani też produkcji globalnej i jej rozdysponowania.

Byłoby także pożądane poszerzenie zakresu badań, dotyczących zmian cen w transakcjach wolnorynkowych, a dotyczących gospodarki nieuspołecznionej, a także wyrywkowych, odnoszących się do transakcji w tzw. drugim obiegu.

Kwestią zasługującą na uwagę jest dyskutowana od długiego czasu sprawa celowości obliczania indeksów dochodów realnych, w świetle rosnącej stopy inflacji. Łączy się to z kwestią umowności przeliczeń tak przyrostu oszczędności, jak i zasobów oszczędności na ceny stałe, przy zastosowaniu deflatorów dla danego (bieżącego) roku. Uważam, że nic nie stoi na przeszkodzie, by tę część dochodów, jaką stanowi przyrost zasobów pieniężnych alternatywnie przeliczać na ceny „stałe”, według przewidywanych wartości deflatorów (zakładając mniej lub bardziej arbitralny rozkład wyprzedzeń). Z drugiej strony, dla zasobów pieniężnych z początku każdego roku, może być prowadzony rachunek „strat”, pokazujący wysokość spadku ich realnej wartości w ciągu roku wywołany nadwyżką stopy inflacji nad stopą oszczędności.

prof. dr hab. Władysław Welfe — *Uniwersytet Łódzki*

SŁOWO KOŃCOWE

Przebieg tego seminarium, a szczególnie ożywiana i bardzo bogata intelektualnie dyskusja, stanowi doskonałą ilustrację pozytywnych efektów tezy, iż tylko w konfrontacji i dyskusji weryfikują się stare i rodzą nowe, twórcze pomysły. Nie zmieniając poglądu co do zawężonego zakresu tematycznego całego seminarium, z przyjemnością i satysfakcją muszę podkreślić ciekawy przebieg i merytoryczne bogactwo obrad w Sulejowie.

Z jednej strony chciałbym podkreślić inspiracyjny wkład wystąpień w dyskusji naszych gości — Panów Profesorów: W. Welfego, S. Miastkowskiego i M. Krzysztofiaka — reprezentujących teorię w tej dziedzinie badań, a z drugiej strony — ożywiony udział w obradach naszych młodych kolegów — w tym szczególnie dra M. Plicha i doc. dra T. Panka.

Okazało się także, iż wyznaczone ramy czasowe programu są zbyt szczupłe i nie zmieściły się w nim informatyczne nowinki naszych kolegów z Łodzi, a należy przypuszczać, iż w niedługim czasie, w znacznym stopniu wzbogacą się warsztaty analityków problematyki cen.

Najogólniej rzecz biorąc, stwierdzić pragnę, iż przeprowadzona dyskusja wniosła istotne, nowe elementy do problematyki badania cen i w znacznym stopniu uzupełniła, a nawet rozszerzyła omawiane zagadnienia. Warto się więc na chwilę zastanowić nad przyczynami wzrostu zainteresowania problematyką indeksów cen w ostatnich latach. Z różnych dyskusji, w których uczestniczyłem na temat badania cen, a także z dostępnej literatury przedmiotu można by wymienić następujące czynniki:

- Wzrosła potrzeba lepszego pomiaru cen w poszczególnych krajach, w związku z ogólnoswiatową inflacją.
- Niestabilność oficjalnych kursów walut oraz wzrastająca luka między narodami bogatymi i biednymi, zwiększone zapotrzebowanie na wiarygodne oceny parytetów siły nabywczej oraz wielostronne porównania dochodów realnych.
- Zwiększone zainteresowanie wzrostem ekonomicznym i jego dynamiką wymaga udoskonalenia pomiaru produktywności.
- Postępy w teorii ekonomicznej i metodach estymacji umożliwiły badanie zależności między statystycznymi i ekonomicznymi indeksami.

Trudno szczegółowo omawiać osiągnięcia ostatnich lat, warto jednak wskazać na pewne kierunki prac, w których uzyskano postępy:

- 1) dokonuje się w ostatnich latach bardzo ważny i ciągły proces integracji indeksów typu Laspeyres-Paasche-Fisher-Tornqvist z podstawową teorią ekonomiczną. Tak więc niektóre dawne wyniki są teraz lepiej poznawane i rozumiane. Doszły także wyniki nowych prac, z których przede wszystkim należy wymienić Afriata, Fishera i Shella, Samuelsona i Swamy'a, Diewerta oraz Pollaka. Te osiągnięcia zawierają również integrację indeksów opartych na zachowaniu się konsumenta i producenta, jak również indeksów, dotyczących porównań czasowych i przestrzennych;
- 2) udoskonalono metodologię i zastosowania indeksów, szczególnie w porównaniach międzynarodowych;
- 3) opracowano nowe indeksy o pewnych optymalnych własnościach, z których przede wszystkim należy wymienić indeks Geary-Khamisa, indeks Elteto-Koves-Szulca, a także transformacje logarytmiczne, wielostronnego indeksu Covesa, Christensena i Diewerta;
- 4) estymowano indeksy ekonomiczne metodami ekonometrycznymi, a przede wszystkim należy tu wymienić prace Philipisa, Muellbauera i Braithwaita;
- 5) podano pewne pożądane właściwości, z których przede wszystkim należy wymienić pojęcie „charakterystyczności” Drechslera oraz „zgodności estymacji” Vartia;
- 6) dawne metody zostały udoskonalone i uogólnione, szczególnie dotyczy to indeksów Divisia;
- 7) udoskonalono praktykę indeksów, szczególnie dotyczy to metod zbierania danych, uwzględniania zmian jakości towarów oraz rewizji systemu wag. Problemy te szeroko omawiane są w monograficznych opracowaniach ONZ, szczególnie w publikacjach ILO.

Mamy nadzieję, że wyniki tego seminarium zostaną opublikowane przez Główny Urząd Statystyczny w serii „Biblioteka Wiadomości Statystycznych”, a termin ich publikacji zależy jest od punktualności autorów referatów, którzy prześlą teksty w odpowiednim czasie. W toku konferencji zwracaliśmy się do wszystkich uczestników dyskusji iż gorąco prosimy i serdecznie namawiamy, aby zechcieli nadesłać swoje wypowiedzi, które także opublikujemy w przygotowywanym tomie.

Dziękując serdecznie w imieniu Rady Głównej PTS gościom i uczestnikom konferencji — pragnę także wyrazić uznanie organizatorom za włożony wysiłek i trud, które w znacznym stopniu przyczyniły się do sukcesu tego spotkania.

Jan Kordos

PREZES POLSKIEGO
TOWARZYSTWA STATYSTYCZNEGO

Dotychczas w serii
BIBLIOTEKA WIADOMOŚCI STATYSTYCZNYCH
ukazały się następujące pozycje:

1967 r.

- Tom 1. Wybrane problemy statystyki w Polsce
- Tom 2. Zagadnienia statystyki rolniczej
- Tom 3. Statystyka regionalna. Aktualny stan i problemy rozwoju
- Tom 4. Problemy demograficzne Polski Ludowej

1968 r.

- Tom 5. Bilanse gospodarki narodowej

1969 r.

- Tom 6. Problemy demograficzne Ziem Zachodnich i Północnych PRL
- Tom 7. Zastosowanie metod matematycznych w statystyce
- Tom 8. Problemy demograficzne Kielecczyzny
- Tom 9. Mierniki rozwoju regionów

1970 r.

- Tom 10. Założenia programowe i organizacyjne Narodowego Spisu Powszechnego w 1970 r.
- Tom 11. Wybrane problemy prognoz statystycznych
- Tom 12. Aktualne problemy statystyki regionalnej w krajach europejskich
- Tom 13. Teoretyczne i metodologiczne problemy statystyki społecznej

1971 r.

- Tom 14. Badania statystyczne metodą reprezentacyjną w krajach socjalistycznych
- Tom 15. Wybrane problemy metodologiczne badań reprezentacyjnych
- Tom 16. Rola i zadania statystyki państwowej w planowaniu i zarządzaniu gospodarką narodową w krajach RWPG

1972 r.

- Tom 17. Aktualne problemy statystyki państwowej
- Tom 18. Eksperymentalne badania budżetów rodzinnych metodą rotacyjną

1973 r.

- Tom 19. Problemy demograficzne województwa zielonogórskiego,
- Tom 20. Podstawowe problemy rozwoju statystyki regionalnej
- Tom 21. Stan i perspektywy rozwoju statystyki w Polsce
- Tom 22. Rozwój regionalny Polski w świetle badania dochodu narodowego

1974 r.

- Tom 23. Problemy mierników poziomu życia ludności
- Tom 24. Aktualne problemy demograficzne kraju

1976 r.

- Tom 25. Statystyka i ekonometria w Polsce Ludowej
- Tom 26. Zagadnienia metodologiczne statystyki społeczno-demograficznej

17/11/31
A/109939

1978 r.

- Tom 27. Rola młodzieży w życiu społeczno-gospodarczym kraju
Tom 28. Narodowy Spis Powszechny 7 grudnia 1978 r.
Metodologia i organizacja
Tom 29. Metodologia badań reprezentacyjnych w GUS
Prace Komisji Matematycznej

1979 r.

- Tom 30. Narodowy Spis Powszechny 1978 jako źródło informacji o migracjach
Tom 31. Statystyka i ekonometria w Polsce Ludowej (wyd. drugie — zmienione)

1981 r.

- Tom 32. Tematyka i organizacja spisów powszechnych w Polsce

1983 r.

- Tom 33. Problemy demograficzne województwa lubelskiego

1987 r.

- Tom 34. Problemy integracji statystycznych badań gospodarstw domowych
Tom 35. Dokładność danych w badaniach społecznych (autor Jan Kordos)

1989 r.

- Tom 36. Problemy badań statystycznych metodą reprezentacyjną
Tom 37. Badanie budżetu czasu ludności

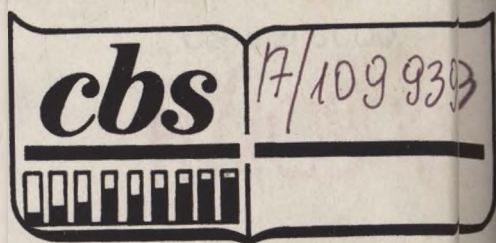
1990 r.

- Tom 38. Statystyczne metody badania cen

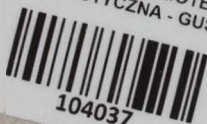


A/66 92

17/109 9393



CENTRALNA BIBLIOTEKA
STATYSTYCZNA - GUS



104037