

## STUDIA METODOLOGICZNE

**Marta WIDŁAK**

### Metody wyznaczania hedonicznych indeksów cen jako sposób kontroli zmian jakości dóbr<sup>1</sup>

---

Lata 2005—2007 były okresem wyjątkowym dla polskiego rynku mieszkaniowego. Dynamika zmian zachodzących na tym rynku była zjawiskiem nowym dla relatywnie młodego sektora nieruchomości. Konsekwencją tych zmian, a także rosnącej skali zaangażowania systemu bankowego w finansowanie rynku mieszkaniowego jest wzrost zainteresowania i zapotrzebowania na rzetelne analizy. Istotny jest tu zwłaszcza pomiar tendencji cenowych na rynku mieszkań.

W gronie zainteresowanych polskim rynkiem mieszkaniowym toczy się dyskusja dotycząca wyboru metody i wiarygodnego sposobu pomiaru dynamiki cen nieruchomości. Artykuł wpisuje się w ramy tej dyskusji i poszukiwań badawczych. Jest on poświęcony przedstawieniu metod konstrukcji hedonicznych indeksów cen. Metody te wykorzystywane są do pomiaru zjawisk cenowych na rynkach dóbr heterogenicznych. Głównym celem ich stosowania jest uwzględnienie zmian jakości dóbr we wskaźniku dynamiki ich cen (*quality adjustment*). Indeksy hedoniczne najczęściej stosuje się mierząc dynamikę cen nieruchomości, komputerów, sprzętu AGD/RTV, samochodów. Pomimo że metody omówione w tym opracowaniu są od wielu lat stosowane za granicą, w Polsce nie są powszechnie znane i stosowane. Dzieje się tak m.in. ze względu na brak wiedzy dotyczącej tych metod oraz brak odpowiednich źródeł danych.

---

<sup>1</sup> Za cenne dyskusje i uwagi dziękuję prof. Jackowi Łaszkwowi oraz dr Emilii Tomczyk. Prace dedykuję Czesławowi Widłakowi.

Motywacją do napisania artykułu była chęć udzielenia odpowiedzi na liczne pytania, kierowane do autorki, dotyczące sposobów konstrukcji hedonicznych indeksów cen mieszkań. Opracowanie to jest kontynuacją prac (Łaszek, Widłak, 2007, 2008) odnoszących się do wiarygodnego pomiaru tendencji cenowych na rynkach mieszkaniowych w Polsce. Jego celem jest przede wszystkim prezentacja i klasyfikacja głównych metod konstrukcji hedonicznego indeksu cen, a tym samym pomiar „czystej” zmiany cen.

### *CZYM JEST HEDONICZNY INDEKS CEN?*

Najbardziej kompleksową odpowiedzią na to pytanie jest definicja podana przez J. Triplett (2006), która brzmi następująco: „**Hedoniczny indeks cenowy** to każdy indeks cenowy, który wykorzystuje funkcję hedoniczną. Funkcja ta, często określana jako model hedoniczny, to relacja pomiędzy cenami różnych rodzajów danego dobra a cechami, które to dobro charakteryzują”.

Przez cechy (charakterystyki/trybuty) dobra należy rozumieć jego elementy składowe opisujące dobro i wpływające na jego cenę. Na przykład w przypadku mieszkania cechami tymi mogą być: liczba pokoi, powierzchnia, lokalizacja, rodzaj kuchni itp. Posługując się różnego rodzaju skalami pomiarowymi cechem tym możemy przyporządkować określone ilości. Określenie „ilość cechy” („ilość charakterystyki/trybutu”) jest tu rozumiane jako konkretny wariant (realizacja) danej cechy dobra. I tak np. ilość cechy *liczba pokoi*, odmierzając na skali ilorazowej, możemy określić jako 1, 2, 3 itd.; ilość cechy *lokalizacja* możemy opisać posługując się skalą porządkową: dobra, przeciętna, zła itd. Wyrażenie „ilości cech” używane w artykule należy zatem rozumieć nie jako liczbę cech (liczbę zmiennych objaśniających) wykorzystanych w modelu hedonicznym, lecz zbiór konkretnych ilości (realizacji/wariantów) wyodrębnionych cech.

Twórcy modeli hedonicznych zakładają, że wartość pewnych dóbr (np. mieszkania) wynika z wartości, jakie mają dla użytkownika poszczególne składowe tych dóbr (np. powierzchnia użytkowa, liczba pokoi, występowanie ogrodu itp.). To założenie pozwala przedstawiać cenę rozpatrywanego dobra jako funkcję jego charakterystyki.

Warto zaznaczyć za J. Triplett, że nie każdy indeks wykorzystujący funkcję regresji jest indeksem hedonicznym (jeśli ta regresja nie jest funkcją hedoniczną), a także nie każdy indeks hedoniczny jest indeksem korzystającym z modelu regresji. Warunkiem koniecznym jest to, aby indeks hedoniczny wykorzystywał funkcję hedoniczną.

Definicja Triplett nie narzuca też sposobu wykorzystania funkcji hedonicznej. Powoduje to, że miano indeksu hedonicznego otrzymuje każda metoda, w której w dowolny sposób użyto funkcji hedonicznej. W praktyce cenowe indeksy hedoniczne są liczone na wiele sposobów. Przedstawienie podstawowych sposobów wyznaczania indeksu cen wykorzystującego model hedoniczny oraz ich klasyfikacja jest właściwym celem tego opracowania. Za podstawowe uzna-

no metody najczęściej opisywane w literaturze przedmiotu (Griliches, 1961; Diewert, 2003, 2006, 2007; Triplett, 2006; Silver, Heravi, 2006, Bover, Izquierdo, 2001 i wielu innych) oraz uznane i przedstawiane przez międzynarodową grupę statystyków pracującą nad określeniem międzynarodowych standardów metodologicznych w zakresie wyznaczania indeksów cen (ILO, 2004).

Początki powstawania hedonicznych modeli cen datowane są na lata 20. i 30. XX w., kiedy to związane były głównie z pracami ekonomistów rolnictwa. Pierwsze próby wyrażenia ceny dóbr jako funkcji jego atrybutów były podejmowane przez: Waugha (1928) i dotyczyły cen warzyw, Vaila (1932) — cen nawozów sztucznych, Haasa (1922) — cen ziemi, Taylora (1916) — cen bawełny oraz Courta (1938), przy czym Court był pierwszym, który opublikował swoje prace (Griliches, 1988). Rozwój formalnych metod analizy hedonicznej wiąże się jednak z okresem późniejszym. Są to lata 60. i 70. XX w., które przyniosły prace Rosena i Grilichesa.

Klasycznym przykładem pierwszych zastosowań modeli hedonicznych jest praca Grilichesa opublikowana w 1961 r. i dotycząca rynku samochodów, a także modele cen komputerów opracowane przez Chowa w 1967 r. Na rynku mieszkaniowym pierwszy hedoniczny indeks cen został opublikowany przez the U.S. Census Bureau w roku 1974. Lata 90. XX w. oraz obecna dekada przyniosły kolejne prace i coraz częstsze zastosowania modeli hedonicznych cen. Między innymi znacznie rozwinął się nurt badań zajmujący się wykorzystaniem modeli hedonicznych w konstruowaniu dopasowanych jakościowo indeksów cen na rynkach dóbr wysoce heterogenicznych. Literatura tematu jest bardzo bogata, a wśród badaczy zajmujących się obecnie tą dziedziną statystyki wyróżnić należy m.in. wkład Diewerta, Silvera, Heraviego i Quigleya.

Kwestii dostosowania indeksów cenowych do zmian jakości badanych dóbr (*quality adjustment*) zaczęto poświęcać szczególną uwagę mniej więcej od połowy lat 90. XX w. Dostosowanie indeksów cenowych do zmian jakości dóbr (kontrola zmian jakości lub korekta uwzględniająca zmianę jakości) jest szeroko podkreślane zarówno w kontekście wskaźników CPI, jak i wskaźników sektorowych, służących pomiarom zmian cen dóbr heterogenicznych. Pomiar ceny dobra w dwóch okresach — bieżącym i bazowym — często przeprowadzany jest na odmiennych jakościowo reprezentantach badanego dobra. Sytuacje te są charakterystyczne dla rynków dóbr heterogenicznych (np. mieszkania) lub szybko zmieniających się (np. komputery). Dostosowanie wskaźników cen do zmian jakości badanych dóbr ma umożliwić pomiar „czystej” zmiany cen, wynikającej z innych przyczyn niż różnice jakościowe.

W przypadku koszykowych wskaźników cen (jak np. CPI) problem zmiany jakości pojawia się przede wszystkim w sytuacji zamiany modeli reprezentantów tworzących koszyk. W przypadku, gdy stary model dobra został wycofany z obrotu i trzeba zastąpić go nowym, z reguły lepszym jakościowo, modelem reprezentanta. W takiej sytuacji zmiana ceny rozpatrywanego reprezentanta może wynikać zarówno z różnic jakościowych starego i nowego modelu dobra, jak i z

innych przyczyn ekonomicznych. Indeks cenowy dostosowany do zmian jakości powinien odzwierciedlać tylko tę część zmiany cen, która nie wynika z różnic jakościowych modeli reprezentantów.

Na rynkach dóbr wysoce heterogenicznych i szybko zmieniających się, takich jak mieszkania czy komputery, trudno mówić o reprezentantach i budować koszyk na nich oparty. Różnice jakości są immanentną cechą pomiaru cen na tego typu rynkach. Na przykład na rynku komputerów rozwój technologii powoduje, że zmiany jakości są częste i następują szybko. Wówczas zmiany modeli reprezentantów są praktycznie ciągłe i korekta jakości powinna być dokonywana stale. W przypadku rynku mieszkań sporadycznie dokonywane są transakcje tymi samymi obiektami z okresu na okres, a tylko takie transakcje nie podlegają problemowi różnic jakości. Na rynku praktycznie nie występują dwa identyczne mieszkania<sup>2</sup> i w dwóch różnych okresach jednostki mieszkaniowe objęte obrotem (a więc takie, dla których można ustalić cenę rynkową) zawsze będą różniły się od siebie jakościowo.

Reasumując, w przypadku indeksów cenowych dóbr, które nie ulegają szybkim zmianom i są w miarę jednorodne, sporadycznie zachodzi potrzeba dokonania korekty zmian jakości. Inaczej jest w przypadku dóbr wysoce zróżnicowanych i podlegających ciągłym ulepszeniom, dla których korekta ta powinna być stałym elementem wyznaczania indeksu cen. Indeks taki powinien z definicji uwzględniać różnice pomiędzy każdym dobrem z okresu  $t$  i  $t+1$ . Jedną z metod korekty wskaźników cen o zmiany jakości badanych dóbr wykorzystuje informacje płynące z funkcji hedonicznej. Skoro funkcja ta określa relację pomiędzy ceną dobra a poszczególnymi jego cechami, to, teoretycznie, znając tę funkcję, cechy dobra i jego cenę obserwowaną na rynku można wyznaczyć „czystą” zmianę ceny. W praktyce problem jest bardziej złożony i stąd różne sposoby wykorzystania funkcji hedonicznej oraz informacji o cechach i cenach do wyznaczania „czystej” dynamiki cen, nazywane metodami wyznaczania hedonicznych indeksów cen.

### *KLASYFIKACJA METOD KONSTRUKCJI HEDONICZNYCH INDEKSÓW CEN*

W myśl przyjętej definicji indeks hedoniczny cen to indeks wykorzystujący funkcję hedoniczną. Z reguły funkcją tą jest model regresji hedonicznej.

W praktyce funkcję hedoniczną wykorzystuje się do konstrukcji indeksów cenowych na kilka sposobów. Ze względu na stopień wykorzystania informacji

---

<sup>2</sup> Heterogeniczność mieszkań wynika z różnic pomiędzy wieloma atrybutami, takimi jak: powierzchnia użytkowa, wiek, typ, standard, lokalizacja i cechy tej lokalizacji (np. skład społeczny danego osiedla, dostęp do terenów zielonych, odległość od szkół, centrów komunikacji i handlu). Na rynku mieszkaniowym nie istnieją dwa identyczne mieszkania. Jeśli nawet ich cechy fizyczne są takie same, to mieszkania zawsze różnią się lokalizacją (ogólną lub szczegółową) i jej cechami.

pochodzącej z funkcji hedonicznej cen, metody konstrukcji indeksu możemy podzielić na dwie grupy — **metody pośrednie** oraz **bezpośrednie**.

W **pierwszej grupie** znajdują się metody, które w niewielkim zakresie korzystają z zależności określonej funkcją hedoniczną. W metodach tych badana jest zmiana cen ustalonego koszyka reprezentantów, tzw. metoda reprezentantów (*matched models*). Modelu hedonicznego używa się wyłącznie w celu dopasowania jakościowego reprezentantów, którzy zmieniają się w ustalonym koszyku dóbr, np. gdy dany reprezentant produktu został wycofany ze sprzedaży lub gdy pojawił się nowy reprezentant, który nie był uwzględniany wcześniej, lub gdy starego reprezentanta zastępujemy nowym, nieco odmiennym jakościowo typem dobra<sup>3</sup>. W tych metodach model regresji służy do dopasowania jakości reprezentanta nowego do starego, tak by nadal porównywano dwa podobne obiekty. Technicznie dopasowania jakości (*quality adjustment*) dokonuje się wykorzystując jedną z dwóch metod:

- 1) imputacji (*imputation method*),
- 2) hedonicznego dopasowania jakości (*hedonic quality adjustment method*).

Grupę metod pośrednich w literaturze określa się na wiele sposobów. W literaturze anglojęzycznej najczęściej nazywa się je metodami hedonicznego dopasowania jakościowego (*hedonic quality adjustment*). Ze względów językowych użycie tej nazwy nie jest wskazane w opracowaniach polskich<sup>4</sup>. Dlatego w podanej klasyfikacji przyjąłam określenie podane przez CPI Manual — **metody pośrednie** (*indirect*). Nazwa ta wiąże się z faktem, że metody z tej grupy wykorzystują informację z modeli hedonicznych w ograniczonym zakresie, tylko w przypadku wybranych reprezentantów, a sam indeks nie pochodzi bezpośrednio z modelu regresji.

Jeszcze inne nazwy spotykane w literaturze to: metody złożone, hybrydowe lub czyste (*composite, hybrid, pure*). Są dwa uzasadnienia dla tych nazw. Po pierwsze metody pośrednie łączą ceny teoretyczne, wyznaczone za pomocą modeli hedonicznych, z cenami rzeczywistymi gromadzonymi przez urzędy statystyczne (reprezentanci podlegający zmianie i reprezentanci, którzy jej nie podlegają). Po drugie metody te łączą tradycyjne schematy konstrukcji agregatowych indeksów cen z modelem hedonicznym, za pomocą którego kontroluje się zmiany jakościowe w koszyku reprezentantów. Czasem metody z tej grupy określane są całościowo jako metody imputacji, gdyż wykorzystują funkcje hedoniczne do przypisania cen odbitych (*shadow prices*) określonym produktom.

W metodach **drugiej grupy** indeks wyliczany jest bezpośrednio w modelu regresji hedonicznej (jako wartość współczynnika regresji stojącego przy jednej ze zmiennych objaśniających) lub informacje z tego modelu służą do wyznacza-

---

<sup>3</sup> W literaturze anglojęzycznej zabieg zastępowania reprezentantów z jednoczesnym dopasowaniem jakościowym potocznie określa się jako „łatanie” (*patching*).

<sup>4</sup> Czytelnik literatury anglojęzycznej spotka się z określeniem *hedonic quality adjustment* co najmniej w dwóch kontekstach — jako nazwa jednej grupy metod hedonicznych lub jako określenie zabiegu wyznaczenia „czystej” zmiany cen, dokonywanego także przez zastosowanie metod z drugiej grupy.

nia cen odbitych wszystkich (a nie tylko wybranych) reprezentantów dóbr, aby następnie posłużyć do międzyokresowych porównań poziomów cen. Można zatem powiedzieć, że stopień wykorzystania informacji pochodzącej z funkcji hedonicznej jest w metodach bezpośrednich zdecydowanie większy niż w metodach pośrednich. Metody z tej grupy określane są jako **metody bezpośrednie** (*direct*), gdyż oszacowanie funkcji hedonicznej warunkuje wyznaczenie dynamiki cen dóbr (dynamika ta nie mogłaby być wyznaczona bez znajomości funkcji hedonicznej). Metody bezpośrednie można podzielić na metody:

- 1) ze zmiennymi zero-jedynkowymi czasu — dalej zwana w skrócie ZZC (*time dummy variable method*),
- 2) cen charakterystyk (*characteristic price method*),
- 3) imputacji (*imputation method*).

Zastosowanie tych metod nie wymaga tworzenia koszyka reprezentantów, choć go nie wyklucza. Główną zaletą metod bezpośrednich jest fakt, że w łatwy sposób pozwalają wyznaczyć indeks cen, wykorzystując wszystkie dostępne dla danego okresu dane. Wykorzystanie wszystkich danych zalecane jest w przypadku rynków bardzo zmiennych i zróżnicowanych produktów. Dla tego typu rynków najczęściej nie można ustalić stałej próby reprezentantów. Wystarczy pomyśleć o rynkach komputerów, sprzętu RTV, AGD czy rynku mieszkań. Ustalenie stałego koszyka reprezentantów dla tych dóbr wydaje się być praktycznie niemożliwe, a każdy taki koszyk obciążony jest istotnym błędem niereprezentatywności. Z tego powodu metod pośrednich nie wykorzystuje się do wyznaczania indeksu cen na rynku mieszkaniowym. Podział metod konstrukcji hedonicznych indeksów cenowych przedstawia wykres.

Definiując sposób wykorzystania modeli hedonicznych w konstrukcji indeksów cen, Triplett (2003) zwraca uwagę, że metody pośrednie wykorzystują funkcję hedoniczną szacowaną na danych z innego okresu niż okres, którego dotyczy indeks, a metody bezpośrednie przeciwnie — wykorzystują funkcję regresji estymowaną odrębnie dla każdego okresu, dla którego chcemy wyznaczyć indeks cen. Nie jest to jednak wyznacznik klasyfikacji zaproponowanej w artykule. Warunku tego nie spełnia bezpośrednia metoda imputacji, której Triplett nie uwzględnia w swojej pracy, a która jest prezentowana w CPI Manual. Zgodnie z definicją tam podaną metoda ta w jednym z wariantów wymaga jednorazowego oszacowania modelu regresji wykorzystywanego następnie do porównań międzyokresowych.

Literatura traktująca o indeksach hedonicznych jest bardzo bogata, a jej lektura uwidacznia brak standardów w kwestii nazewnictwa i klasyfikacji stosowanych metod. Na przykładzie rynku mieszkaniowego, w zależności od przyjętego kryterium, można podać kilka klasyfikacji hedonicznych indeksów cen. Za kryteria te można przyjąć:

- sposób konstrukcji koszyka (np.: *repeat sales*, *mix-adjustment*, średnia ważona, reprezentatywna nieruchomości, wagi w indeksie cen charakterystyki);
- sposób wykorzystania funkcji hedonicznej w formule indeksu — łącznie jako uzupełnienie metody reprezentantów (metody pośrednie) oraz traktując mo-

del hedoniczny jako samodzielny sposób na wyznaczenie indeksu (metody bezpośrednie);

- segmentację rynku mieszkaniowego (indeksy nowych mieszkań, indeksy cen mieszkań z rynku wtórnego, indeksy domów itp.).

Opisany w artykule podział metod konstrukcji hedonicznych indeksów cenowych odnosi się do kryterium drugiego. Okazuje się, że nawet w wąskim kręgu badaczy najbardziej zasłużonych dla rozwoju omawianej dziedziny pojawiają się znaczne rozbieżności w nazewnictwie i klasyfikacji indeksów hedonicznych. Na

przykład określenie „metoda imputacji” (*imputation method*) jest używane przez Triplett i ILO dla dwóch różnych rodzajów metod, z kolei Silver i Heravi używają dokładnie tego samego określenia dla metody określonej tu jako „metoda cen charakterystyk”. Co więcej z rozbieżnościami tymi często trudno się spierać. Przecież w podanym przykładzie wszystkie trzy metody za pomocą modelu regresji imputują ceny dóbr. Rozbieżności te oraz brak wyraźnych standardów i jasnej klasyfikacji metod stanowią bardzo dużą przeszkodę dla badaczy zapoznających się z problematyką hedonicznych indeksów cen. Jednakże międzynarodowe forum zajmujące się opracowaniem standardów statystyki gospodarczej rozpoczyna obecnie prace nad stworzeniem podręcznika dotyczącego kompilacji indeksów cenowych na rynku mieszkań.

### *METODY WYZNACZANIA HEDONICZNYCH INDEKSÓW CEN*

Najczęściej stosowana postać funkcji hedonicznej to model regresji, zatem dla celów dalszych wyjaśnień będą posługiwała się zamiennie określeniem funkcja i regresja hedoniczna. Ogólnie model regresji hedonicznej można zapisać w następujący sposób:

$$p_{i,t} = a_0 + \sum_j a_j z_{i,j,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

gdzie:

- $p$  — cena dobra,
- $a$  — współczynnik regresji,
- $z$  — wektor cech opisujących dobro,
- $i$  —  $i$ -te dobro,
- $j$  —  $j$ -ta cecha dobra,
- $t$  — indeks czasu (stąd:  $z_{i,j,t}$  oznacza ilość  $j$ -tej cechy dla  $i$ -tej jednostki dobra pochodzącego z okresu  $t$ ,  $z_i$  — oznaczenie to wykorzystywane w dalszej części opracowania oznacza wektor cech charakteryzujących  $i$ -te dobro),
- $\varepsilon$  — składnik losowy.

W zdecydowanej większości badań modele hedoniczne są modelami semilogarytmicznymi<sup>5</sup>, dlatego w dalszej części artykułu wzory będą podawane dla tej postaci modelu:

$$\ln p_{i,t} = a_0 + \sum_j a_j z_{i,j,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

---

<sup>5</sup> Uzasadnienie i przykłady dotyczące rynku mieszkaniowego można znaleźć praktycznie w każdej pracy empirycznej. Dla polskiego rynku mieszkaniowego uzasadnienie semilogarytmicznej (wykładniczej) postaci funkcyjnej można znaleźć w już przywołanej pracy Łaszek i Wiślak.



Współczynniki modelu regresji  $a_j$  interpretuje się jako przeciętne ceny poszczególnych cech badanego dobra, zwane dalej cenami charakterystyki (cech/atrybutów). Przyjmuje się, że ceny te odzwierciedlają nieobserwowalne, rynkowe wyceny wartości każdej charakterystyki (cech/atrybutów) dobra, a więc są wynikiową działani sił popytu i podaży. Nieobserwowane ceny charakterystyki dobra często określane są jako ceny implikowane lub domniemane (*implicit prices*). Założmy, że postać funkcji hedonicznej jest prawidłowa, tzn. poprawna jest specyfikacja modelu, zależność funkcyjna między zmienną objaśnianą i zmiennymi objaśniającymi oraz nie występują inne problemy ekonometryczne związane najczęściej ze współliniowością zmiennych czy heteroskedastycznością składnika losowego. Przy takich założeniach składnik losowy  $\varepsilon_t$  z równania (1) obrazuje niedoszacowanie lub przeszacowanie rynkowej ceny dobra względem ceny średniej wynikającej z cech tego dobra (jego jakości mierzonej wartością poszczególnych cech charakterystyki, takich jak: wielkość mieszkania, liczba łazienek, nasłonecznienie, typ kuchni itp.) oraz tego, jak średnio cechy te wyceniane są przez rynek.

### ***Metody pośrednie***

Pośrednie metody szacowania hedonicznych indeksów cenowych mają zastosowanie dla indeksów wyznaczanych dla koszyka reprezentantów (metoda reprezentantów). Gdy badamy zmiany wartości ustalonego koszyka reprezentantów, modele regresji hedonicznej są wykorzystywane wyłącznie do korekty zmian jakości koszyka, która to zmiana zachodzi pod wpływem zmiany poszczególnych reprezentantów. Istnieje kilka wariantów zastosowania regresji hedonicznej w trakcie korekty zmiany cen uwzględniającej zmianę jakości dóbr.

### **Metoda imputacji (pośrednia)**

Triplett wyjaśnił, że celem tej metody jest imputacja (oszacowanie, przypisanie) cen reprezentantów, gdy:

- znajdują się w koszyku, lecz nie można ustalić notowań ich cen (dobra „stare”, wycofywane z obrotu rynkowego),
- są dobrami nowymi, dopiero co pojawiającymi się w koszyku (takie, dla których wcześniej nie można było ustalić notowań cen, gdyż nie występowały na rynku),
- następuje zamiana reprezentanta „starego” na „nowy”.

Inaczej mówiąc, w metodzie tej za pomocą modelu regresji hedonicznej imputowane są ceny wybranych reprezentantów, dla których nie można ustalić ceny rzeczywistej w jednym z rozpatrywanych okresów, a które składają się na koszyk reprezentantów. Od imputacji czy inaczej przypisania cen wzięła się nazwa metody. Niektórzy badacze nazywają tę metodę metodą złożoną lub hybrydową, dla określenia, że funkcja hedoniczna jest tu wykorzystywana tylko do wyznaczenia szacunkowych cen niektórych reprezentantów, a dynamika po-

zostałych jest wyznaczana konwencjonalnie — przez porównanie ich cen rzeczywistych.

Załóżmy, że w okresie  $t+1$  pojawia się nowy reprezentant dobra, oznaczmy go indeksem  $n$ . Dobra tego nie było w koszyku w poprzednim okresie  $t$ , zatem, aby móc wyznaczyć dynamikę jego ceny, należy cenę rzeczywistą z okresu  $t+1$  porównać z szacunkową ceną tego dobra z okresu  $t$ . Hedoniczny model cen (2), oparty na danych z okresu  $t$ , posłuży do imputacji brakującej ceny. Cenę imputowaną dobra  $n$  zapiszemy zatem następującym wzorem<sup>6</sup>:

$$\hat{p}_{n,t} = \exp\left(a_{0,t} + \sum_j a_{j,t} z_{n,j,t+1}\right) \quad (3)$$

Wówczas wskaźnik zmiany cen dobra  $n$  w okresie  $t+1$  w porównaniu do okresu  $t$  wynosi:

$$Index_n^{(1)} = \frac{p_{n,t+1}}{\hat{p}_{n,t}} \quad (4)$$

Dla przypadku, gdy w okresie  $t+1$  dla innego dobra  $m$ , będącego w koszyku reprezentantów w poprzednim okresie  $t$ , nie możemy ustalić ceny rzeczywistej (np. gdy zostało ono wycofane z obrotu), metodę imputacji stosujemy analogicznie do pierwszego przykładu. Funkcję regresji hedonicznej szacujemy na podstawie danych pochodzących z okresu  $t+1$  i wyznaczamy wartość tej funkcji dla ilości cech reprezentanta  $m$ . Szacowanie regresji na danych pochodzących z okresu bieżącego niesie problem praktyczny, a mianowicie późniejszą publikację indeksu, ze względu na czas poświęcony przygotowaniu nowego modelu. Dla zachowania symetrii informacji indeks agregatowy powinien zawierać szacowane zmiany cen reprezentantów pojawiających się i znikających z rynku.

Algorytm ten stosujemy analogicznie w przypadku, gdy nowe dobro  $n$  ma zastąpić w koszyku reprezentantów stare dobro  $m$ , o nieco odmiennej jakości.

Agregatowy wskaźnik cen tworzymy wykorzystując indeksy indywidualne, przy czym dla niektórych reprezentantów są to indeksy opisane wzorem (4), a dla pozostałych — wskaźniki cen rzeczywistych. Należy oczywiście pamiętać, że jeśli dla symetryczności indeksu włączane są zarówno ceny modeli  $n$ , jak i  $m$ , to wówczas należy zwrócić uwagę na odpowiednie rozdysponowanie wag między nimi.

Ciekawe rozwiązanie, tzw. indeks z podwójną imputacją (*double imputation* lub *complete hybrid*) proponują Silver i Heravi oraz Pakes. W indeksie tym dla dobra  $n$  lub  $m$  ceny z obydwu okresów  $t$  i  $t+1$  (okresu występowania danego

---

<sup>6</sup> Przy czym Triplett (2006) proponuje dodawać do szacunkowej ceny mieszkania wartość połowy wariancji resztowej, w celach korekty obciążenia związanego z logarytmiczną postacią funkcyjną modelu. To samo rozwiązanie proponuje ILO (2004, s. 126).

modelu i okresu, w którym go brakuje) zastępuje się cenami imputowanymi. Indeks ten można zatem zapisać wzorem:

$$Index_n^{(2)} = \frac{\hat{p}_{n,t+1}}{\hat{p}_{n,t}} \quad (5)$$

Uzasadnieniem dla takiej formuły jest interpretacja składnika losowego funkcji hedonicznej. Jedni interpretują składnik losowy jako miarę występującego na rynku przewartościowania lub niedowartościowania ceny dobra względem jego wartości dla konsumenta. Różnice ceny i wartości wynikają z różnic w preferencjach nabywców. Przy takiej interpretacji stosowanie metody z podwójną imputacją nie jest poprawne. Inni, jak Silver, Heravi czy Pakes twierdzą, że składnik losowy odzwierciedla głównie błąd specyfikacji funkcji hedonicznej, a więc zawiera w sobie informację o, pominiętych w równaniu regresji, istotnych zmiennych cenotwórczych. Tym uzasadniają słuszność stosowania metody podwójnej imputacji cen. Zachęcają do korzystania z formuły podwójnej imputacji tam, gdzie specyfikacja funkcji regresji jest niewystarczająca. Triplett ma przeciwstawne stanowisko. Uważa, że błąd specyfikacji modelu powinien być eliminowany poprawną specyfikacją.

Mechanizm dostosowania wskaźników zmian cen do zmian jakościowych dóbr wykorzystywany w metodzie imputacji (lub podwójnej imputacji) najprościej wyjaśnić na przykładzie sytuacji, gdy w okresie  $t+1$  dobro  $n$  zastępuje w koszyku dobro  $m$ . Wówczas, dzięki zastosowaniu metody imputacji, wskaźnik zmiany ceny dobra  $n$  opiera się na tym samym zestawie cech  $z_n$ . Gdybyśmy nie stosowali metody imputacji, wówczas cena dobra  $n$  zostałaby porównana z ceną dobra  $m$ . Dobro  $n$  może być substytutem dobra  $m$ , ale wektory  $z_n$  i  $z_m$  będą zawsze różne.

## Metoda hedonicznego dopasowania jakości

Metoda hedonicznego dopasowania jakości jest podobna do metody imputacji. Model hedoniczny służy do wyznaczenia składnika korygującego zmiany jakościowe dobra. Następnie, przy pomocy tego wskaźnika koryguje się wskaźnik zmiany cen.

Oznaczmy wskaźnik korekty jakościowej przez  $A(h)$ . Załóżmy, że dobro  $n$  zastępuje w okresie  $t+1$  dobro  $m$ , znajdujące się w koszyku w okresie  $t$ . Dobro nowe  $n$  różni się od dobra starego  $m$  i te różnice możemy przedstawić właśnie za pomocą składnika korygującego  $A(h)$ . Wykorzystując oznaczenia użyte w równaniu (2), Triplett proponuje następującą wartość składnika korygującego jakość dobra  $n$ :

$$A(h) = \exp\left(\sum_j a_{j,t} \frac{z_{n,j,t+1}}{z_{m,j,t}}\right) \quad (6)$$

ILO podaje nieznacznie różniący się składnik korygujący:

$$A(h) = \exp\left(\sum_j a_{j,t}(z_{n,j,t+1} - z_{m,j,t})\right) \quad (7)$$

Skorygowaną o różnice jakościowe cenę dobra  $n$  wyznaczamy następnie ze wzoru:

$$\hat{p}_{n,t} = p_{m,t}A(h) \quad (8)$$

Korzystając z tego równania obliczymy hedoniczny wskaźnik zmiany ceny dobra  $n$  w okresie  $t+1$ :

$$Index_n^{(3)} = \frac{p_{n,t+1}}{\hat{p}_{n,t}} \quad (9)$$

Analogicznie do metody imputacji, wyliczoną za pomocą równania (9) dynamikę ceny zmieniającego się dobra podstawiamy następnie do indeksu agregatowego.

Addytywną korektę jakości proponują Baaschera i LaCroixa (za: Triplett). Wówczas indeks wyznaczamy ze wzoru (9), a cenę imputowaną dobra  $n$  zapisujemy następująco:

$$\hat{p}_{n,t} = p_{m,t} + \left[ \exp\left(\sum_j a_{j,t}z_{n,j,t+1}\right) - \exp\left(\sum_j a_{j,t}z_{m,j,t}\right) \right] \quad (10)$$

Przedstawiony opis metod dotyczy przypadku, gdy nowe dobro  $n$  sprawdzamy do porównywalności z dobrem starym  $m$ . Oczywiście algorytm ten stosuje się także w drugą stronę, czyli gdy pozostawiamy w koszyku stare dobro  $m$ , lecz jego cena jest ceną dobra  $n$ . Jednak ze względów praktycznych stosowane jest głównie podejście pierwsze. Wystarcza bowiem oszacować równanie regresji dla okresu bazowego  $t$ , a następnie stosować je dla wielu okresów przyszłych. Wskazane jest przy tym sprawdzanie zmian, jakie mogą zajść w modelu regresji poprzez szacowanie modeli hedonicznych dla nowych okresów i porównywanie wyników z modelu referencyjnego, a w razie znacznych różnic — zmiana tego modelu.

Triplett przeprowadza dowód formalny na to, że metoda hedonicznego dopasowania jakości nie różni się niczym od pośredniej metody imputacji wówczas, gdy regresje hedoniczne w obydwu przypadkach szacowane są na tym samym zbiorze danych. Z reguły jednak, w odróżnieniu od pozostałych metod, w metodzie dopasowania jakościowego model regresji jest szacowany na danych pochodzących z innych okresów lub na danych o innej długości okresu, a nawet na

danych pochodzących z innych badań. Tylko w tym podejściu możliwe jest oszacowanie funkcji hedonicznej i wyznaczenie indeksu uwzględniającego dwa różne zbiory danych. Jest to źródłem praktycznych korzyści i dlatego też metoda ta jest najczęściej wykorzystywana przez urzędy statystyczne.

### **Metody bezpośrednie**

Metody bezpośrednie mogą być stosowane dla indeksów opartych na stałym koszyku reprezentantów lub mogą być stosowane dla wszystkich dostępnych danych z danego okresu. W drugim przypadku stają się jednocześnie sposobem wyznaczania indeksu agregatowego. W przypadku rynków produktów niejednorodnych (dla których ustalenie stałego, tradycyjnego koszyka reprezentantów jest praktycznie niemożliwe) często wykorzystuje się metody bezpośrednie do wyznaczenia indeksu opartego na specyficznym rodzaju koszyka reprezentantów.

### **Metoda ze zmiennymi zero-jedynkowymi czasu (ZZC)**

Ogólnie postać modelu ze zmiennymi zero-jedynkowymi czasu (ZZC) można zapisać następującym równaniem:

$$\ln p_{i,t} = a_0 + \sum_{j=1}^J a_j z_{i,j,t} + \sum_{\tau=2}^T b_\tau D_\tau + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

gdzie:

$D$  — zmienna zero-jedynkowa (0-1) czasu;  $D_\tau = 1$ , gdy obserwacja pochodzi z okresu  $\tau = t$  oraz  $D_\tau = 0$ , gdy  $\tau \neq t$  (np.  $D_2 = 1$  dla obserwacji z okresu  $t = 2$  i  $D_2 = 0$  dla obserwacji z innych okresów),

$J$  — liczba cech dobra uwzględniona w równaniu,

$T$  — liczba okresów, z których pochodzą obserwacje uwzględnione w równaniu.

Metodę tę stosuje się w dwóch różnych wariantach, jako:

- sąsiadujących okresów (*adjacent period approach*),
- wszystkich okresów (*pooled lub multi-pooled regression approach*).

W pierwszym wariacie model wyznaczany jest dla danych z dwóch sąsiadujących ze sobą okresów i zawiera tylko jedną zmienną 0-1 czasu. W wariacie drugim model regresji szacowany jest dla więcej niż dwóch następujących po sobie okresów i zawiera o jeden mniej niż liczba okresów zmiennych 0-1 czasu. Jak wynika z własności modelu semilogarytmicznego (np. Gruszczyński, Podgórska, 1996), wartość pierwszej pochodnej logarytmu zmiennej objaśnianej po zmiennej objaśniającej czasu reprezentuje średnią stopę wzrostu zmiennej objaśnianej. Dlatego dla niewielkiej wartości dynamiki w czasie można założyć, że wartość  $b_\tau$  jest średnią stopą wzrostu ceny mieszkania. Przy większej dynamice

należy korzystać z dokładnego wzoru uzyskanego przez policzenie wartości funkcji eksponentialnej po obydwu stronach równania. Wówczas w wariancie modelu dla dwóch sąsiadujących ze sobą okresów,  $\tau = 1$  i  $\tau = 2$ , gdzie  $\tau = 1$  jest okresem bazowym (zgodnie ze wzorem (11) w modelu pominięta jest zmienna  $D_1$ ), dokładna wartość wskaźnika dynamiki cen (indeks hedoniczny) określona jest wzorem:

$$Index = \exp(b_2) \quad (12)$$

Indeks ten jest skorygowanym jakościowo indeksem hedonicznym cen dobra. Wartość indeksu pokazuje, jak zmienił się ogólny poziom cen po uwzględnieniu innych zmiennych cenotwórczych dobra — jego charakterystyk  $z$ . Dekompozycja ceny na zmienne czasowe i inne cenotwórcze zmienne, jakimi są cechy dobra, a także interpretacja współczynników regresji *ceteris paribus* sprawiają, że wyrażenie z równania (12) interpretujemy jako wskaźnik „czystej” zmiany cen, a więc niezależnej od efektów różnic jakościowych badanych dóbr.

Analogicznie, jeśli model (11) szacujemy na podstawie danych z kilku (dwóch lub więcej) okresów, poszczególne wskaźniki dynamiki cen są wartościami funkcji eksponentialnej dla oszacowanych wartości współczynników  $b_\tau$ .

W metodzie ZCC wszystkich okresów współczynniki regresji  $a_j$  odzwierciedlają przeciętne wartości wycen rynkowych poszczególnych cech dobra pochodzące ze wszystkich rozpatrywanych okresów. Sprowadza się to do przyjęcia założenia, że w szacowanych okresach wyceny rynkowe poszczególnych cech dobra są stałe. Założenie to jest podstawowym źródłem krytyki metody ZCC (Conniffe, Duffy, 1999 i in.).

## Metoda cen charakterystyk

Odmienne do metody ZCC, w tej metodzie przyjmowane jest założenie, że ceny implikowane charakterystyk dobra są zmienne z okresu na okres. Zwolennicy tego podejścia twierdzą, że zamiana ceny całkowitej dobra jest wywołana zmianą cen implikowanych (wyceny charakterystyk dobra,  $a_j$ ). Na przykład pod wpływem mody nabywcy mieszkań zaczynają przedkładać aneksy kuchenne nad kuchnie zamknięte. Wówczas cena implikowana zmiennej w wariancie „kuchnia zamknięta” będzie maleć, co może doprowadzić do spadku ceny całkowitej mieszkania (*ceteris paribus*). Inny przykład dotyczy komputerów — malejące ceny pamięci komputerowej powodują obniżkę cen samych komputerów. Według tego założenia w tej metodzie wykorzystuje się ceny implikowane w ważonej, konwencjonalnej formule indeksu cenowego.

Dla porządku rozwinę kwestię nazewnictwa tej metody. I tak Griliches, który jako pierwszy podał ideę tworzenia indeksów hedonicznych, nazywa tę metodę indeksem cen charakterystyki (*price-of-characteristics index*, przez innych auto-

rów określaną też jako *characteristic price index*, *price index for characteristics*, *hedonic index of characteristics prices*). Inne spotykane w literaturze anglojęzycznej nazwy tej metody to: bezpośrednia metoda charakterystyk (*direct characteristics method*), alternatywna bezpośrednia metoda zmiany cen (*alternative direct measure of the price change*) czy metoda pojedynczego okresu (*single period method*). Ze względu na teoretyczne i statystyczne własności towarzyszące tej metodzie w literaturze indeks wyliczony tą metodą określa się jako superlatywny i idealny indeks hedoniczny (*superlative and exact hedonic index*). Silver i in. (2003, 2006) metodę tę określili bardziej ogólnie jako metodę imputacji (*hedonic imputation*) i rzeczywiście może ona być uznana za szczególny przypadek metody imputacji.

Uporządkowanie nazw jest ważną częścią procesu klasyfikowania metod hedonicznych, pozwala uniknąć rozbieżności i niezrozumienia wśród badaczy, a wreszcie ułatwia dalsze studia tematu. Do określenia tej metody będę stosowała nazwę zaproponowaną wcześniej — metoda cen charakterystyk. Metoda ta wymaga, aby dla każdego z badanych okresów szacowany był odrębny model regresji hedonicznej zapisany wzorem (2). Interpretacja współczynników regresji stojących przy poszczególnych zmiennych objaśniających równania (2) pozwala na zbudowanie indeksu cen wykorzystującego tradycyjne formuły Laspeyresa i Paasche’ego (w konsekwencji także superlatywne indeksy Fishera, Tornqvista, Walsha). Wówczas jest to agregatowy indeks cech badanego dobra, a jego wagami są reprezentujące rynek ilości tych cech. Korzystając z modelu zapisanego równaniem (2) wskaźnik zmiany cen między okresem  $t$  i  $t+1$  zapiszemy jako:

index cen charakterystyk typu Laspeyresa:

$$Index_L = \frac{\exp \sum_j a_{j,t+1} q_{j,t}}{\exp \sum_j a_{j,t} q_{j,t}} \quad (13)$$

index cen charakterystyk typu Paasche’ego:

$$Index_P = \frac{\exp \sum_j a_{j,t+1} q_{j,t+1}}{\exp \sum_j a_{j,t} q_{j,t+1}} \quad (14)$$

gdzie  $q_j$  — waga ilościowa  $j$ -tej cechy;  $q_j$  może być sumą ilości cech dla poszczególnych  $i$ -tych jednostek produktu lub może wyrażać średnią ilość danej cechy w badanej populacji. Na przykład, jeśli badamy indeks zmiany cen dwóch mieszkań o powierzchni  $30 \text{ m}^2$  i  $40 \text{ m}^2$ , to wówczas  $q_1$  może wynosić  $70 \text{ m}^2$  lub  $35 \text{ m}^2$ . Dla zmiennych typu jakościowego (np. rodzaj kuchni) wagi odzwierciedlają udział danej cechy w badanej próbie.

Stosując tę formułę przyjmujemy, że nabywcy kupując np. mieszkanie płacą tak naprawdę za pewien zbiór właściwości tego mieszkania, a nie za samo mieszkanie. Kupują oni pewien określony zbiór ilości (wariantów) cech mieszkania: 60 m<sup>2</sup> powierzchni użytkowej, jasną kuchnię, balkon, centralną lokalizację budynku, dobrą komunikację z centrum, bliskość szkół itp.

### Metoda imputacji (bezpośrednia)

Metoda ta prezentowana jest przez ILO. Korzystając z równania (2) wyznacza się model regresji hedonicznej na danych z okresu  $t+1$  (lub  $t$  w zależności od tego, czy wyznaczamy indeks o stałym czy bieżącym okresie referencyjnym), a następnie poprzez podstawienie do oszacowanego równania ilości charakterystyk dóbr z okresu  $t$  ( $t+1$ ) imputuje się tym dobrom ceny, które korespondują z okresem  $t+1$  ( $t$ ). Oszacowane w ten sposób ceny dóbr określa się jako ceny odbite. Nazwę nasuwa interpretacja tak wyznaczonych cen — są one prawdopodobnymi (przypisanymi) cenami z okresu  $t+1$  ( $t$ ) dóbr sprzedanych w okresie  $t$  ( $t+1$ ). Indeks wyznaczony za pomocą tej metody zapisujemy poniższymi wzorami:

$$Index_{LA} = \frac{\sum_{i=1}^N \frac{1}{N} \hat{p}_{i,t+1}(z_{i,t})}{\sum_{i=1}^N \frac{1}{N} p_{i,t}(z_{i,t})} \quad (15)$$

lub

$$Index_{PA} = \frac{\sum_{i=1}^N \frac{1}{N} p_{i,t+1}(z_{i,t+1})}{\sum_{i=1}^N \frac{1}{N} \hat{p}_{i,t}(z_{i,t+1})} \quad (16)$$

gdzie:

$\hat{p}(z_i)$  — cena odbita dobra  $i$ , będąca funkcją wektora jego charakterystyk  $z_i$ ,

$p(z_i)$  — rzeczywista cena obserwowana dobra  $i$  o wektorze charakterystyk  $z_i$ .

Na przykład  $\hat{p}_{i,t+1}(z_{i,t})$  oznacza cenę odbitą wyliczoną przez podstawienie do równania regresji hedonicznej, oszacowanej na próbie danych z okresu  $t+1$ , charakterystyk  $z_i$  dóbr sprzedanych w okresie  $t$ . Korzystając z przekształconego równania (2) cenę odbitą dobra  $i$  w okresie  $t+1$  możemy wyznaczyć ze wzoru:

$$\hat{p}_{i,t+1} = \exp\left(a_{0,t+1} + \sum_j a_{j,t+1} z_{i,j,t}\right) \quad (17)$$



Jak podaje ILO, indeks może być oparty na średnich cenach rzeczywistych i odbitych (wzory (15) i (16)) lub może być średnią z indywidualnych indeksów cen badanych dóbr, co zapisujemy jako:

$$Index_{LB} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\hat{p}_{i,t+1}(z_{i,t})}{p_{i,t}(z_{i,t})} \quad (18)$$

lub

$$Index_{PB} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{p_{i,t+1}(z_{i,t+1})}{\hat{p}_{i,t}(z_{i,t+1})} \quad (19)$$

Metoda ta, podobnie jak dwie pierwsze z grupy metod bezpośrednich, stosowana jest zarówno dla wszystkich obserwacji z danego okresu (całej badanej populacji), jak i dla ustalonego koszyka reprezentantów. Bezpośrednia metoda imputacji różnić się będzie wówczas od metody pośredniej tym, że jest wyznaczana dla wszystkich reprezentantów, a nie tylko dla tych dóbr, które wypadły lub/i pojawiły się w koszyku. W bezpośredniej metodzie imputacji kontrola zmian jakości dóbr w porównywanych okresach odbywa się przez porównanie ceny rzeczywistej i odbitej wyznaczonej dla tego samego wektora charakterystyk  $z_i$ . Indeksy przedstawione wzorami (15)—(19) obrazują zatem „czystą” (dla tych samych wektorów  $z_i$ , a więc bez różnic jakościowych) zmianę ceny między okresami  $t$  i  $t+1$ . Podstawowa różnica między zastosowaniem równań (15), (16) i (18), (19) polega na tym, że w pierwszym podejściu model regresji hedonicznej musi być wyznaczany na danych z okresu bieżącego, a w drugim — na danych z okresu bazowego. Jeśli przyjmiemy jeden okres bazowy, wówczas stosuje się wzory (16) i (19), wyznaczając jeden model regresji i wykorzystując go dla bieżących okresów.

#### *PORÓWNANIE METOD — WYBRANE ASPEKTY EMPIRYCZNE I TEORETYCZNE*

Hedoniczne indeksy cen są z powodzeniem stosowane na świecie począwszy od lat 60. XX w. Metody pośrednie wykorzystywane do korekty jakości zmian koszyka stosuje się w wielu przypadkach w statystyce publicznej zarówno w indeksach CPI, jak i PPI. Metody bezpośrednie dedykowane są konstrukcji indeksów sektorowych, głównie dla rynków dóbr wysoce heterogenicznych i szybko zmieniających się, np. rynek mieszkań oraz rynek produktów IT. Mimo popularyzacji metod hedonicznych nadal istnieje wiele nierozwiązanych i spornych kwestii natury teoretycznej i empirycznej związanych z ich stosowaniem. Powstają prace badawcze, a zakres problemów, których dotyczą jest bardzo szeroki. Na podstawie doświadczeń z badań własnych oraz przeglądu literatury

jedynie zasygnalizowano, z jakiego typu problemami przyjdzie zmierzyć się badaczom podejmującym pracę nad hedonicznymi indeksami cen. Wiele z rozważanych problemów nie zostało do końca rozwiązanych i stanowi otwarte pole badawcze.

### *DOSTĘPNOŚĆ DANYCH*

Podstawową trudnością w konstrukcji indeksów hedonicznych jest dostępność danych. Oszacowanie dobrej jakości modelu regresji wymaga bowiem dużych zbiorów obserwacji. Zbiory te powinny zawierać dokładną informację o cechach badanych dóbr, a dokładniej, o wszystkich cechach, które determinują cenę dobra. Na przykład modele cen mieszkań, poza fizycznymi charakterystykami samego mieszkania (pow. użytkowa, rodzaj kuchni, dodatkowe pomieszczenia itp.), powinny zawierać tzw. zmienne lokalizacyjne (np.: odległość od ośrodków edukacyjno-kulturowych, terenów zielonych, centrów handlowych, centrów dużych miast, wskaźnik struktury społecznej, infrastruktura drogowa i wiele innych). Dopiero kompletna informacja o cechach fizycznych nieruchomości i cechach jej lokalizacji może odzwierciedlić rzeczywistość kształtowania się cen i umożliwić pełną specyfikację modelu<sup>7</sup>. Oczywiście podstawą szacowania i weryfikacji modeli hedonicznych jest wiedza ekonomiczna. Konwencjonalna metoda badania dynamiki cen ustalonych reprezentantów, w przeciwieństwie do metod wykorzystujących modele hedoniczne, nie stawia tak wysokich wymagań co do zasobów danych i wiedzy. W praktyce dostęp do odpowiednich zbiorów danych decyduje o wyborze metody. Jak podaje Triplett, spośród metod pośrednich urzędy statystyczne najczęściej wybierają metodę hedonicznego dopasowania jakości, gdyż w przeciwieństwie do pozostałych umożliwia ona oszacowanie modelu na innym zbiorze danych niż zbiór uwzględniony w konstrukcji indeksu. Dostępność wiarygodnych danych jest jedną z podstawowych barier w stosowaniu metod hedonicznych i z pewnością jeszcze długo nią pozostanie.

#### ***Metoda reprezentantów a metody hedoniczne***

Bezpośrednie metody wyznaczania indeksów hedonicznych powstały jako alternatywa dla konwencjonalnej metody reprezentantów i dlatego literatura skupiająca się na analizie różnic między tymi metodami jest dość obszerna. Podnoszone kwestie dotyczą teorii, zastosowań i analizy wyników. Jednocześnie porównania przeprowadzane są zarówno pomiędzy metodami koszykowymi z konwencjonalnymi metodami kontroli zmian jakościowych<sup>8</sup>, jak i korektami hedonicznymi (metody pośrednie) oraz z metodami bezpośrednimi, głównie metodą ZZC lub

---

<sup>7</sup> Więcej na temat dostępności i rodzaju danych wykorzystywanych w hedonicznym modelowaniu cen mieszkań można znaleźć w pracach Łaszek, Widłak (2007, 2008) oraz Tomczyk, Widłak (2010).

<sup>8</sup> Na przykład porównanie bezpośrednie, metody typu overlap, oceny ekspertów i inne.

metodą cen charakterystyk. Analizowane są także różnice zastosowań modeli bezpośrednich dla reprezentantów i dla danych niedopasowanych.

Najczęściej przedmiotem porównań są różnice formalne, różny sposób ważenia danych i dopasowania jakościowego oraz aspekty praktyczne (takie jak dostępność danych) i wreszcie różnice wyników (gdy indeksy oparte są na tych samych próbach danych, np. Aizcorbe, Pho (2005)).

W kwestii formalnej częstym pytaniem jest, czy hedoniczny indeks cen w formule metody ZZC jest zgodny z teorią indeksów statystycznych<sup>9</sup>? Teoria ta podaje, że statystyczny indeks cenowy powinien być wyznaczany na podstawie jednej z określonych formuł: Laspeyresa, Paasche'ego, Fishera lub ich dalszych modyfikacji.

W pewnych warunkach odpowiedź na to pytanie jest pozytywna i zależy przede wszystkim od postaci funkcyjnej regresji hedonicznej. Triplett przeprowadza formalny dowód. Zakładając, że funkcja hedoniczna dana równaniem (11) zawiera tylko jedną zmienną zero-jedynkową czasu, przekształca on estymator metody najmniejszych kwadratów (MNK) dla współczynnika  $b_2$  stojącego przy tej zmiennej. Przekształcenie to pokazuje, że indeks ten jest geometryczną średnią cen dobra z okresu  $t$  i  $t+1$  podzieloną przez wyrażenie dotyczące dopasowania jakościowego. Jeśli dodatkowo estymator regresji będzie wyznaczony WMNK<sup>10</sup>, to wówczas indeks ten będzie odpowiednio ważoną średnią geometryczną cen z okresu  $t$  i  $t+1$  podzieloną przez ważne wyrażenie dopasowania jakościowego. Dla liniowej funkcji hedonicznej formuła indeksu po wyprowadzeniu okazuje się arytmetyczną średnią cen z okresu badanego i od której odejmowane jest liniowe wyrażenie *quality-adjustment*, będące liniowym indeksem ilości wyznaczonym dla charakterystyk dobra. Podobnie dla innych postaci funkcji regresji hedonicznej uzyskujemy inne postacie konwencjonalnych formuł indeksów cenowych.

Wykorzystując to wyprowadzenie Triplett pokazuje dalej, że indeks z metody ZZC (postać log-liniowa), szacowanej dla ustalonego koszyka reprezentantów, jest równoważny co do wartości indeksowi cen ze zwykłej metody reprezentantów w formule nieważonego indeksu geometrycznego. To samo można pokazać dla innej niż geometryczna formuły indeksu i innej niż liniowa zależności funkcyjnej ujętej w modelu regresji hedonicznej. Zatem, gdy bierzemy pod uwagę dokładnie tych samych reprezentantów (koszyk pozostaje stały w okresie bazowym i badanym), wyniki indeksu hedonicznego i metod konwencjonalnych są takie same. Stąd wniosek, że metody hedoniczne będą znajdowały zastosowanie przede wszystkim w przypadku tych produktów, dla których trudno jest wyznaczyć stały koszyk reprezentantów.

<sup>9</sup> Index Number Theory — teoria indeksów statystycznych, określająca statystyczne i matematyczne własności wskaźników. Podsumowania tych własności dokonał E. Diewert. Zaproponował on także dziewięć testów sprawdzających poszczególne własności. Dobry indeks statystyczny powinien spełniać te warunki.

<sup>10</sup> Ważona MNK; wagami są liczba lub wartość transakcji (*sales-weighted regression*, Triplett, 2006, s. 56).

Ciekawe wyniki dają badania szacujące wpływ wyboru metody kontroli jakości na wartość indeksu. Triplett i McDonald (Triplett, 2006) przeprowadzili badania indeksów cen lodówek. Badania te polegały na dekompozycji różnicy wartości pomiędzy indeksem wyznaczonym konwencjonalnie jako średnia arytmetyczna cen oraz hedonicznym indeksem cen w formule ZZC. Autorzy podzielili tę różnicę na część wynikającą z różnicy zastosowanej formuły (arytmetyczna a geometryczna) oraz część wynikającą z odmiennego podejścia do kontroli zmian jakościowych (metoda reprezentantów a model hedoniczny). Wyniki analizy pokazały, że tylko 10% całkowitej różnicy między wskaźnikami było spowodowane odmienną formułą indeksu, a pozostałe 90% wynikało z odmiennego sposobu dopasowania jakości.

Inną ważną różnicą pomiędzy metodą reprezentantów i hedonicznym indeksem cen w formule ZZC jest zakres wykorzystania dostępnych danych i informacji w nich zawartych.

Hedoniczny indeks cen w formule ZZC, w przeciwieństwie do metody reprezentantów z reguły, opiera się na wszystkich danych dostępnych dla danego okresu. Dlatego uważa się, że dokładniej informuje on o rzeczywistych procesach cenowych. Można powiedzieć, że z biegiem czasu szereg wartości indeksu wyznaczonego z zero-jedynkowej zmiennej czasu nie dezaktualizuje się, gdyż model uwzględnia zmienność struktury produktu na rynku i w tym sensie jest bardziej aktualny od indeksów opartych na stałych koszykach reprezentantów.

Trzeba pamiętać, że wszystkie zalety indeksu hedonicznego wyznaczanego za pomocą którejkolwiek z metod bezpośrednich zachodzą, gdy poprawnie wyspecyfikowany został model hedoniczny. Funkcja hedoniczna przez błędy specyfikacji lub brak odpowiednich danych może pomijać ważne czynniki wpływające na cenę, a niebędące cechami samego produktu (np.: w przypadku komputerów może to być serwis sklepu, w przypadku mieszkań — ocena firmy deweloperskiej lub pośrednika, jeśli mowa o mieszkaniu z rynku wtórnego). Ponadto, w modelach regresji występuje także błąd szacunku współczynników regresji. Potencjalne błędy specyfikacji modelu oraz błędy szacunku cen implikowanych mogą przemawiać na niekorzyść indeksów hedonicznych wobec metod konwencjonalnych. Kwestia ta, łącznie z trudnością uzyskania danych, sprawia, że bardzo często instytuty statystyczne decydują się pozostać przy metodach koszykowych, a funkcje hedoniczne wykorzystują do rozwiązania zastępowalności reprezentantów wypadających z koszyka (metody pośrednie). Niestety, w przypadku niektórych rynków zastosowanie metod koszykowych jest praktycznie niemożliwe.

### ***Metoda ZZC a metoda cen charakterystyk***

Spośród metod bezpośrednich najczęściej stosuje się metodę ZZC oraz metodę cen charakterystyk. Większość kluczowych zagadnień dotyczących metod bezpośrednich odnosi się do porównania tych dwóch metod.

Wielu teoretyków argumentuje, że indeks cen charakterystyk z kilku powodów jest bardziej właściwy od hedonicznego indeksu cen z metody ZZC. Po pierwsze metoda cen charakterystyk ma zdecydowaną przewagę w łatwości nadania interpretacji ekonomicznej. Indeks wyznaczony tą metodą pokazuje czystą zmianę cen dobra zobrazowaną zmianami cen implikowanych w danym okresie do cen implikowanych z okresu referencyjnego. Po drugie, w myśl teorii indeksów statystycznych, indeks cen charakterystyki jest bliski wskaźnikowi idealnemu<sup>11</sup> (*exact, ideal*). Indeksy cenowe typu Laspeyresa, najczęściej używane w indeksach CPI, są uznawane za dobre przybliżenie i górną granicę idealnych wskaźników cen (za dolną granicę idealnych wskaźników cen uznaje się indeksy typu Paasche'ego). Dodatkowo, używając metody cen charakterystyk można skonstruować indeksy superlatywne, czyli takie, które nie wyróżniają żadnego z dwóch okresów — bazowego i bieżącego. Zgodność z teorią statystycznych indeksów cen oraz możliwość nadania interpretacji ekonomicznej hedonicznego indeksu cen charakterystyk są wymieniane jako jego główne zalety w porównaniu do metody ZZC.

Kolejną zaletą metody cen charakterystyk jest możliwość zastosowania jej także do konstrukcji wskaźników ilości (Józwiak, Podgórski, 2000) w odniesieniu do charakterystyk badanych dóbr. Griliches (1961) wykorzystał stworzone w ten sposób wskaźniki zmian ilości charakterystyk do korekty zmian jakościowych koszyka dóbr. Podzielił on indeks cen ofertowych samochodów (składnik CPI) przez wskaźnik zmian ilości wyznaczony dla charakterystyk opisujących samochody, uzyskując w ten sposób skorygowany o zmianę jakości indeks cenowy.

Innym praktycznym argumentem przemawiającym za stosowaniem metody cen charakterystyk jest fakt, że w metodzie ZZC ostateczna formuła indeksu (arytmetyczna czy geometryczna) determinowana jest przez zależność funkcyjną zmiennych objaśnianej i objaśniających w modelu hedonicznym. Niektórzy statystycy chcieliby natomiast z góry narzucić formułę indeksu. Inaczej jest w przypadku indeksu cen charakterystyk, gdzie kształt formuły indeksu nie zależy od postaci zależności funkcyjnej ceny i atrybutów dobra.

Jednak najpoważniejszym zarzutem wobec metody ZZC pozostaje kwestia założenia dotyczącego stałości wycen atrybutów produktu we wszystkich uwzględnionych w modelu okresach. W rzeczywistości, zwłaszcza w przypadku niektórych produktów (np. komputerów), ceny poszczególnych składowych dobra zmieniają się dość dynamicznie z okresu na okres. Indeksy cen charakterystyk nie są przedmiotem tej krytyki, gdyż przyjmują odwrotne założenie.

---

<sup>11</sup> W myśl teorii ekonomii idealny indeks cenowy to taki, który odzwierciedla minimalną zmianę kosztów, jakie musi ponieść konsument, aby pomimo zmiany cen dóbr nie zmienił się jego poziom użyteczności czerpanej z konsumpcji. Ta teoretyczna konstrukcja, znana jako indeks kosztów utrzymania (ang. *Cost-of-Living Index*), została zaproponowana na początku XX w. przez rosyjskiego ekonomistę A. A. Konusa. Przyjmuje się, że obserwowalne indeksy cenowe typu Laspeyresa i Paasche'ego są odpowiednio górną i dolną granicą wartości teoretycznego, idealnego indeksu kosztów utrzymania.

Conniffe i Duffy opisują doświadczenia przy tworzeniu indeksu cen mieszkań (*ESRI Index*). Zwracają oni uwagę, że wybór pomiędzy metodami ZZC i metodą cen charakterystyk jest przede wszystkim związany z problemem stałości parametrów. Wybierając indeks cen charakterystyk przyjmujemy, że źródłem zmienności cen dobra między okresem  $t$  i  $t+1$  jest nieobserwowalna bezpośrednio na rynku zmiana wycen jego parametrów. Stosując indeks z metody ZZC zakładamy, że wyceny cech dobra nie zmieniają się we wszystkich okresach wziętych do modelu. Jeśli zatem wyceny te w rzeczywistości zmieniły się (np. wskutek zmiennych gustów lub kosztów produkcji), to założenie o stałości wycen w modelu ZZC powoduje dodatkowe obciążenie składnika losowego. Z tych powodów Conniffe i Duffy nazywają metodę ZZC wszystkich okresów „metodą z ograniczeniami” (*constrained hedonic index*). Pewnym rozwiązaniem tego dylematu może być stosowanie metody ZZC sąsiadujących okresów w miejsce metody wszystkich okresów. Obszerne badania tego zagadnienia przeprowadzili także Silver i in. (2006) oraz Diewert i in. (2007).

Choć metodę ZZC krytykuje się za założenie stałości cen implikowanych, to, jak zauważa Triplett, krytycy nie sformalizowali dowodu będącego odpowiedzią na pytanie, czy założenie stałości współczynników regresji wpływa na wartość współczynnika stojącego przy zmiennej 0-1 czasu, a więc docelową wartość indeksu cenowego? Natomiast porównanie rezultatów badań empirycznych daje rozbieżne wnioski. Dla przykładu Triplett zestawiając wartości indeksu mierzono obydwiema metodami pokazuje, że powyższa krytyka ma uzasadnienie. Z pracy Conniffe i Duffy wynika, że liczenie indeksu metodą ZZC oraz metodą cen charakterystyk daje praktycznie identyczne rezultaty. W zastosowaniu empirycznym dla polskiego rynku mieszkaniowego Tomczyk i Wiślak (2010) dochodzą do podobnych wniosków, jak Conniffe i Duffy.

### ***Bezpośrednia metoda imputacji a metoda cen charakterystyk***

Bliższe spojrzenie na metodę cen charakterystyk ujawnia, że jest ona szczególnym przypadkiem metody imputacji. Przy odpowiednich przekształceniach, a zatem wyznaczając indeks o stałej podstawie, np. według wzoru (15) — za wektor charakterystyk przyjmując średnie ilości cech z ustalonego okresu bazowego oraz podstawiając zarówno do mianownika, jak i licznika ceny imputowane — otrzymamy indeks podany wzorem (13).

Podstawową różnicą pomiędzy metodą cen charakterystyk i metodą bezpośredniej imputacji jest sposób ważenia obserwacji czy inaczej sposób agregacji danych. W bezpośredniej metodzie imputacji, podobnie jak w metodzie ZZC, wagi dla każdej obserwacji są takie same. W metodzie cen charakterystyk przyjmuje się określony system wag i najczęściej jest nim średnia lub suma cech dla poszczególnych jednostek dobra. Z tej różnicy wypływa wniosek, że o ile metoda cen charakterystyk nie musi odnosić się do całej populacji (regresje mogą być szacowane na próbach, a wagi są ustalane jednorazowo i stałe), o tyle

dwie pozostałe metody bezpośrednie powinny być szacowane na całej populacji (wszystkie obserwacje) z danego okresu lub reprezentatywnej próbie obserwacji.

## Podsumowanie

Przedstawione metody hedoniczne są podstawowymi sposobami korekty indeksów cenowych przy zmianach jakości badanych dóbr. Metody te powinny być stosowane szczególnie do badania dynamiki cen dóbr wysoce heterogenicznych. Dla tego typu dóbr trudno badać dynamikę cen wykorzystując tradycyjną metodę reprezentantów, gdyż w każdym z badanych okresów potencjalni reprezentanci znacznie różnią się od siebie pod względem jakości. Na rynkach tego typu produktów do konstrukcji indeksów cenowych wykorzystuje się przede wszystkim bezpośrednio metody hedoniczne. Metody pośrednie stosowane są jako dopełnienie metody koszykowej w określonych sytuacjach, w których zachodzi konieczność imputacji brakujących cen lub korekty zmian jakości wybranych reprezentantów.

Kryterium zaproponowanego w artykule podziału metod na pośrednie i bezpośrednie jest sposób i zakres wykorzystania informacji z modelu hedonicznego. W metodach bezpośrednich indeks nie mógłby zostać wyznaczony bez oszacowania modelu regresji, natomiast w metodach pośrednich informacja z modelu nie jest konieczna do wyznaczenia indeksu, pełni ona rolę dodatkową jako narzędzie dostosowań indeksu do zmian jakości lub uzupełnienia brakujących obserwacji. W metodach bezpośrednich indeks jest wyznaczany bezpośrednio w równaniu regresji hedonicznej lub bezpośrednio z tego równania brane są ceny implikowane charakterystyk podstawiane następnie do formuły wskaźnika cen (Laspeyresa bądź Paasche'ego). Metody bezpośrednie mogą, ale nie muszą, być stosowane dla indeksów wykorzystujących koszyk reprezentantów; metody pośrednie są wyłącznie dopełnieniem metody koszykowej.

Indeks hedoniczny z metody ZZC powstał jako alternatywa dla indeksu opartego na metodzie koszykowej. Jak pisze Triplett, brak jest formalnych różnic pomiędzy tymi indeksami wówczas, gdy badany jest ustalony zestaw reprezentantów. Stąd wniosek, że metoda ZZC będzie stosowana przede wszystkim na tych rynkach, na których ustalenie stałego koszyka reprezentantów wydaje się być prawie niemożliwe. Największą przeszkodą w stosowaniu metod pośrednich jest jednak dostępność danych, obciążenie wyników indeksu związane z błędami specyfikacji modeli hedonicznych, a w praktyce niechęć do stosowania bardziej wymagających niż konwencjonalne metod konstrukcji indeksów statystycznych.

Wskaźnikowi cen charakterystyk, w przeciwieństwie do wskaźnika z metody ZZC, łatwo jest nadać interpretację ekonomiczną. Ponadto, wykorzystując metodę cen charakterystyk można utworzyć indeksy superlatywne. W metodzie cen charakterystyk, przeciwnie niż w często stosowanej metodzie ZZC wszystkich

okresów, przyjmuje się założenie o zmienności wyceny cech badanych dóbr, co jest zgodne z teoretycznym modelem wyceny hedonicznej. Dobrym rozwiązaniem problemów związanych z założeniem stałości parametrów w metodzie ZZC jest stosowanie wariantu sąsiadujących okresów. Na szczególną uwagę zasługuje fakt, że w niektórych badaniach empirycznych wyniki indeksów z metody ZZC wszystkich i sąsiadujących okresów są zbieżne.

Dla rynku mieszkaniowego najczęściej stosowane są indeksy wyznaczone z metody ZZC oraz indeks cen charakterystyk. Metoda ta jest specyficzną formą metody koszykowej, śledzi ona zmianę cen koszyka cech dobra. Ceny reprezentantów (cech badanego dobra) nie są bezpośrednio obserwowane na rynku, lecz pochodzą z modelu hedonicznego (ceny implikowane). Bardzo ciekawym indeksem cen mieszkań, wykorzystującym metodę cen charakterystyk i dokładnie reprezentującym rynek poprzez zastosowanie jego stratyfikacji, jest indeks mieszanego dopasowania jakości. O indeksie tego typu można powiedzieć, że odzwierciedla on zmianę cen stałego koszyka reprezentującego rynek (koszyk nie ulega zmianom jakościowym — jest stały), a model hedoniczny służy do imputacji cen reprezentantów. W podejściu tym ważne jest prawidłowe ustalenie sztucznej reprezentacji rynku badanego dobra i podobnie jak w przypadku koszyków tradycyjnych reprezentacja ta powinna być rewidowana. Metoda mieszanego dopasowania umożliwia wyznaczenie dynamiki nawet wtedy, gdy w badanym okresie brak jest obserwacji reprezentujących dany segment rynku. Sytuacje te są charakterystyczne dla pierwotnego rynku nieruchomości.

---

**mgr Marta Widlak** — *NBP, Instytut Ekonomiczny*

## LITERATURA

- Aizcorbe A., Pho Y. (2005), *Differences in Hedonic and Matched-Model Price Indexes: Do the weights matter?*, Department of Commerce, Bureau of Economic Analysis, Working Paper Series, WP2005-06, Washington
- Bover O., Izquierdo M. (2001), *Ajustades de calidad en los precios: metodos hedonicos y consecuencias para la contabilidad nacional*, „Economic Studies”, No. 70, Banco de Espana, Madryt
- Conniffe D., Duffy D. (1999), *Irish house price indices — methodological issues*, The Economic and Social Review 30
- Diewert E. (2003), *Hedonic Regressions. A Consumer Theory Approach*, [w:] C. R. Feenstra, M. D. Shapiro (red.), *Scanner Data and Price Indexes*, „NBER Book Series in Income and Wealth”, University of Chicago Press
- Diewert E. (2006), *Adjacent period dummy variable hedonic regressions and Bilateral Index Number Theory*, „Annales d'economie et de statistique”, nr 79/80, Paryż
- Diewert E. (2007), *Hedonic imputation versus time dummy hedonic indexes*, „Discussion Paper” No. 007-07, Department of Economics, University of British Columbia, Vancouver
- Diewert E., Heravi S., Silver M. (2007), *Hedonic Imputation versus Time Dummy Hedonic Indexes*, „IMF Working Paper”, No. 07/234



- Griliches (1961), *Hedonic Price Indexes for Automobiles: An Econometric of Quality Change*, [w:] *The Price Statistics of the Federal Government*, NBER, Chicago
- Griliches (1988), *Hedonic price indexes and the measurement of capital and productivity: some historical reflections*, „NBER Working Papers Series”, No. 2634, Cambridge
- Gruszczynski M., Podgórska M. (red.) (1996), *Ekonometria*, SGH, Warszawa
- ILO (2004), *Consumer Price Index Manual: Theory and Practice*, International Labour Organisation, Geneva
- Józwiak J., Podgórski J. (2000), *Statystyka od podstaw*, PWE, Warszawa
- Łaszek J. A., Widłak M. (2007), *Indeksy rynkowych cen mieszkań jako narzędzie badania rynku*, „Finansowanie Nieruchomości”, nr 3(12), Warszawa
- Łaszek J. A., Widłak M. (2008), *Badanie cen na rynku mieszkań prywatnych zamieszkałych przez właściciela z perspektywy banku centralnego*, „Bank i Kredyt”, nr 8, Warszawa
- Silver M., Heravi S. (2003), *The measurement of quality-adjusted price changes*, [w:] C. R. Feenstra, M. D. Shapiro (red.), *Scanner Data and Price Indexes*, „NBER Book Series in Income and Wealth”, University of Chicago Press
- Silver M., Heravi S. (2006), *The Difference Between Hedonic Imputation Indexes and Time Dummy Hedonic Indexes*, „IMF Working Paper”, nr 6/181, Paryż
- Tomczyk E., Widłak M. (2010), *Konstrukcja i własności hedonicznego indeksu cen mieszkań dla Warszawy*, „Bank i Kredyt”, nr 1 (2010), Warszawa
- Triplett J. E. (2006), *Handbook on Hedonic Indexes and Quality Adjustments in Price Indexes*, OECD, Paryż

## SUMMARY

*The aim of the article is to present and classify construction methods of hedonic price indexes being a way to control quality good changes in price indexes. Main differences between methods are pointed as well as conclusions drawn from their comparison. Theoretical literature and international empirical surveys are base of the study. The cited examples concern mainly hedonic price indexes of dwellings. Construction methods of hedonic price indexes may be classified as direct and indirect (by the classify criterion of using hedonic function). Direct methods are used for high heterogenic goods, where it is very difficult to fix basket of representatives. Indirect methods are used as additional to basket approach in the price dynamics survey.*

## РЕЗЮМЕ

*Целью статьи является презентация и классификация методов конструкции гедонических показателей цен, которые считаются способом контроля изменений качества товаров в показателях цен. В статье представлены основные расхождения между методами и сформулированы выводы после их сопоставления. Основой для статьи была литература и международные эмпирические исследования. Названные примеры касаются главным образом гедонических показателей цен квартир.*

*Учитывая в качестве критерия разделения способ использования гедонической функции, методы конструкции гедонических показателей цен можно разделить на косвенные и прямые. На рынке товаров высоко гетерогенных, для которых трудно определить целевой набор (корзину) представителей, используются прямые методы. Косвенные методы используются в качестве дополнения корзинного подхода в обследовании динамики цен.*

## BADANIA I ANALIZY

**Piotr SZUKALSKI**

### Bilans małżeństw w powojennej Polsce

---

W badaniach familiologicznych i gamologicznych prowadzonych we współczesnej Polsce uwaga badaczy skupia się na kwestiach zakładania nowych rodzin i ich rozpadu wskutek rozwodów albo na analizie rodziny rozumianej w kategoriach ekonomicznych. W pierwszym przypadku źródłem danych jest bieżąca ewidencja ludności, dostarczająca informacji o liczbie małżeństw zarejestrowanych w danym roku kalendarzowym i orzeczonych rozwodach. W drugim przypadku analizowane dane pochodzą ze spisów ludności, gdzie rodziną jest struktura wyodrębniona ze względu na więzi małżeńskie lub biologiczne (lub im tożsame) spośród osób wspólnie zamieszkujących i łączących swe źródła utrzymania. Na marginesie zainteresowań pozostaje spojrzenie na rodzinę jako grupę związków małżeńskich wyodrębnionych na podstawie ewidencji małżeństw, prowadzonej przez urzędy stanu cywilnego (USC).

Odwołanie się do USC jako źródła danych ma szereg wad, z których najważniejszą jest to, że oparte jest ono na stanie prawnym, nie zaś faktycznym. Tym samym opisujemy pewien artefakt statystyczny, albowiem nie wszystkie związki „figurujące na papierze” funkcjonują w rzeczywistości. Wszak w każdym z ostatnich spisów powszechnych — w przypadku osób pozostających w związkach małżeńskich — liczba mężczyzn pytanych o swój stan cywilnoprawny była o ok. 100 tys. niższa od liczby kobiet pytanych o tę kategorię. Co więcej, z Narodowego Spisu Powszechnego w 2002 (NSP 2002) wynika, że po stokilkadziesiąt tysięcy formalnie zamężnych kobiet i żonatych mężczyzn nie pozosta-

je w małżeństwie. Różnica ta pośrednio wskazuje na rozbieżność pomiędzy stanem *de iure* i *de facto*.

Jednocześnie należy pamiętać, że według szacunków GUS ok. 1,1 mln osób teoretycznie będących mieszkańcami naszego kraju, w rzeczywistości zamieszkuje na stałe poza granicami. Podejrzewać należy, iż wśród tej zbiorowości znajdują się również małżeństwa, jak i pojedynczy małżonkowie nietworzący z pozostawionymi w Polsce „drugimi połowami” związków *de facto*. Tym samym trudno uznać, aby odwoływanie się do stanu cywilnoprawnego i szacowanej na jego podstawie liczby istniejących małżeństw (zwłaszcza w ostatnich latach) pozwalało na dokładne opisanie tej kategorii.

Pomimo takich zastrzeżeń przyjmijmy, że odwołanie się do ewidencji USC służyć może jako alternatywne spojrzenie na ewolucję instytucji małżeństwa. Celem artykułu było zebranie danych niezbędnych do bilansu małżeństw w powojennej Polsce oraz wskazanie najważniejszych przemian liczby istniejących formalnie małżeństw.

Zainteresowanie liczbą istniejących małżeństw tradycyjnie wynikało z dostrzeżenia przez decydentów znaczącej roli tej jedynej — niegdyś<sup>1</sup> — społecznie przyjętej formy zobowiązań łączących dwie niespokrewnione osoby przeciwnej płci. Wysoka ranga związków małżeńskich miała źródło zarówno w ścisłym powiązaniu małżeństwa z prokreacją, jak i w dostrzeżeniu w małżeństwie pierwszoplanowej instytucji ochronnej dla obojga życiowych partnerów, wypełniającej funkcję opiekuńczo-pielęgnacyjną, ubezpieczeniową i redystrybucyjną.

Podstawowym źródłem danych są publikowane przez GUS w rocznikach demograficznych zestawienia dotyczące bilansu małżeństw. Zestawienia te uwzględniają pospisowe przeszacowania rzeczywistej liczby ludności kraju i jej rozmieszczenie w przekroju miasta/wieś, rezultatem czego dwukrotnie — po roku 1988 i 2002 — w przeliczeniach małżeństw miejskich i wiejskich pojawiają się skokowe zmiany. Druga uwaga, jaką warto w tym miejscu uczynić, jest taka, że w tych szacunkach uwzględnia się zmiany wynikające z migracji małżeństw i ze zmian administracyjnych polegających na nadaniu praw miejskich. Co oczywiste, o ile w pierwszym przypadku migracje wpływają na zmianę liczby małżeństw ogółem, o tyle w drugim przypadku faktor oddziałuje jedynie na liczbę małżeństw zamieszkujących miasta i wieś.

Jako uzupełniające źródła wykorzystałem raporty Rządowej Rady Ludnościowej oraz opracowanie M. Kędelskiego (1995). W tym ostatnim przypadku, jak wskazał autor, szacunki liczby istniejących małżeństw<sup>2</sup> dotyczą w zasadzie

---

<sup>1</sup> W ostatnich dekadach w krajach rozwiniętych nastąpił wzrost społecznej akceptacji dla związków nieformalnych, jednocześnie wielu ustawodawców wprowadziło związki partnerskie, zalegalizowane związki posiadające wiele uprawnień małżeństwa, z reguły z wyłączeniem możliwości adopcji dzieci.

<sup>2</sup> W przywołanej publikacji M. Kędelskiego brak jest bezpośredniej informacji o liczbie istniejących małżeństw, lecz podane są szacunki liczby osób pozostających w stanie małżeńskim w poszczególnych podgrupach wieku według miejsca zamieszkiwania. Uznałem zatem, że liczba istniejących małżeństw równa jest liczbie małżonków danej płci.

kategorii stanu faktycznego małżeństw i nieco się różnią od danych publikowanych w rocznikach demograficznych. W skali ogólnopolskiej, choć różnice te (poza końcem lat 80. ub. wieku) pogłębiają się, nie przekraczają 2% ogólnej liczby zalegalizowanych związków<sup>3</sup>.

### *CZYNNIKI ODDZIAŁUJĄCE NA BILANS MAŁŻEŃSTW*

Liczba istniejących małżeństw na koniec danego roku wynika z bilansu liczby małżeństw istniejących na koniec poprzedniego roku i małżeństw nowo zawartych oraz liczby małżeństw, które przestały istnieć wskutek czynnika naturalnego (zgon jednego ze współmałżonków) lub w wyniku orzeczenia sądu o rozwodzie. Jednak należy zdawać sobie sprawę, że każde z tych zdarzeń demograficznych zależne jest w dużym stopniu od czynnika kohortowego. Zazwyczaj mniej więcej ćwierć wieku po wystąpieniu wyżu demograficznego występuje duża liczba nowo zawieranych małżeństw. Z kolei po upływie takiego samego okresu od wystąpienia niewielkiej liczby urodzeń — z uwagi na nikłą liczbę potencjalnych pierwszoplanowych nupturientów (osób mających ok. 25 lat) — liczba nowych małżeństw jest również nieduża.

W przypadku rozwodów czynnik kohortowy występuje z większym opóźnieniem i pośrednio. Mniej więcej od 7 do 10 lat po zwiększonej lub zmniejszonej liczbie nowo zawartych małżeństw pojawia się „wysyp” lub też „niedobór” rozwodów. Wspomniane opóźnienie jest jeszcze większe, gdy obserwacja dotyczy małżeństw rozwiązanych ze względu na zgon jednego ze współmałżonków, aczkolwiek w tym przypadku — z uwagi na występujące obecnie obniżanie się wskaźnika umieralności oraz przesuwanie się wieku w chwili zgonu — trudno jest określić stałą wartość opóźnienia wpływu czynnika kohortowego (Szukalski, 2006).

Ze względu na zmieniający się kalendarz wspomnianych zdarzeń demograficznych trudno jest podać stałe opóźnienie pomiędzy wystąpieniem zwiększonej (lub zmniejszonej) liczby urodzeń a wystąpieniem większej (lub mniejszej) liczby nowo zawieranych małżeństw, rozwodów czy owdowień.

Innym ważnym czynnikiem, mogącym oddziaływać na liczbę zawieranych małżeństw i rozwodów, są zmiany przepisów prawnych. W tym przypadku warto wspomnieć o trzech zmianach — podwyższeniu w roku 1965, a następnie obniżeniu w 1998 r. minimalnego wieku uprawniającego mężczyzn do zawarcia związku małżeńskiego oraz o przekazaniu uprawnień sądów rejonowych do orzekania o rozwodzie sądom wojewódzkim w roku 1990. Zmiana legislacyjna z roku 1965 przyczyniła się do niewielkiego wzrostu liczby małżeństw w tym

<sup>3</sup> Przykładowo, gdy na podstawie bieżącej ewidencji ludności (liczba nowo zawartych małżeństw, rozwodów i zgonów osób pozostających w związku małżeńskim) starałem się oszacować liczbę małżeństw w przekroju miasta/wieś dla lat 1980., pojawiła się różnica rzędu 290 tys. małżeństw pomiędzy szacunkiem a podawanymi przez GUS wartościami. Różnica ta wynikała zarówno z migracji par małżeńskich w tym okresie, jak i z dokonanego przeszacowania po NSP 1988.

roku i również niewielkiego ich spadku w roku następnym, natomiast wpływ zmiany prawa z roku 1998 jest trudny do zinterpretowania. Z kolei po przekazaniu legitymacji do orzekania o rozwodzie sądom wyższej instancji nastąpił jednocześnie okresowy i znaczący spadek liczby orzekanych przez sądy wyroków, co poprawiło bilans małżeństw na początku lat 90. ub. wieku. Wynikało to ze spiętrzenia spraw w sądach na skutek niedostatecznego przygotowania tych organów do ich przejęcia, a tym samym do wydłużenia w czasie postępowania rozwodowego.

### *BILANS MAŁŻEŃSTW W POWOJENNEJ POLSCE*

Przyjrzyjmy się najpierw danym odnoszącym się do całego powojennego okresu. W 1946 r. utworzono USC i zobowiązano je do rejestracji urodzeń, zgonów, a także małżeństw i rozwodów. Również wtedy wprowadzono na terenie całego kraju instytucję rozwodów orzekanych przez sąd, który zarządził sporządzanie odpowiednich wniosków na akcie małżeństwa (wykr. 1). Na podstawie zbieranych od tych organów danych administracyjnych oraz własnych badań GUS opracowuje szacunki i zestawienia tabelaryczne, publikowane m.in. w rocznikach demograficznych.

W przypadku nowo zawartych małżeństw widoczne jest w całym okresie powojennym silne oddziaływanie efektu kohortowego. Jedynie w ostatnich latach zwyczajka liczby par stających na ślubnym kobiercu jest mniejsza niż należałoby oczekiwać, a przede wszystkim nastąpiła ona z opóźnieniem wynikającym z odraczania decyzji matrymonialnych. Analizując liczbę małżeństw rozwiązanych można wydzielić trzy podokresy: piętnastolecie (1946—1960) o stabilnej liczbie rozwiązywanych małżeństw, ćwierćwiecze (1961—1986), w którym miał miejsce szybki ich wzrost, oraz okres późniejszy odznaczający się ponownie stabilnością liczby rozwiązywanych małżeństw. W tym ostatnim podokresie wyróżniają się lata 2003—2007, charakteryzujące się wzrostem liczby rozwiązywanych małżeństw, co wynikało ze wzrostu liczby orzekanych rozwodów (z 43,3 tys. w 2000 r. do rekordowego poziomu 71,9 tys. w 2006 r.), przy stabilnym poziomie zgonów osób zamężnych i żonatych (pomiędzy 2000 r. a 2007 r. były to wielkości z przedziału 160,6—167,0 tys.). A zatem w przypadku liczby rozwodów wpływ czynnika kohortowego był w zasadzie niezauważalny. Można przypuszczać, że było to związane z obserwowanym trendem sekularnym.

W efekcie odmiennej ewolucji liczby małżeństw rozwiązanych i nowo zawieranych w okresie powojennym mieliśmy do czynienia z dużą zmiennością salda małżeństw — bilans ten wahał się od maksymalnej dla całego powojennego okresu wartości 226,3 tys. w 1948 r. do 117,3 tys. w 1957 r. (wielkości te wzrosły do 160,4 tys. w 1959 r.), a następnie, po kilku latach spadku, osiągnął minimum 61,4 tys. w 1965 r. Później — wraz z dochodzeniem powojennego wyżu demograficznego do wieku odpowiedniego do zamążpójścia/ożenku — rósł, osiągając wartość 143,5 tys. w 1975 r. Ostatnie trzydziestolecie to generalnie



czas obniżania się salda małżeństw oraz osiągnięcia w latach 1993—2006 (z wyjątkiem 1999 r.) nadwyżki małżeństw rozwiązanych nad nowo zawartymi z najwyższą wartością minus 27,3 tys. w roku 2004.

Przedstawione dane są składową przemian zachodzących w miastach i na wsi. Obszary te (określone administracyjnie) charakteryzują się odmiennym bilansem małżeństw w okresie, dla którego dostępne są dane (od 1980 r.) (wykr. 2).

Ujemny ogólnokrajowy bilans małżeństw jest konsekwencją ujemnego salda odnotowanego w miastach (zapoczątkowanego w 1991 r. i trwającego, z wyjątkiem roku 1999, do dziś), w których w 2005 r. miało ono wartość –38,2 tys. małżeństw. Tymczasem na wsi zawierano więcej małżeństw w stosunku do występujących unieważnień zarejestrowanych związków. Nawet w najgorszych pod tym względem latach bilans małżeństw dla wsi był dodatni (w 1997 r. — + 2,2 tys., a w 2002 r. — +2,8 tys.).

### *PRZYCZYNY ROZWIĄZYWANIA MAŁŻEŃSTW*

Zgodnie z polskim prawem małżeństwo przestaje istnieć, gdy jedno ze współmałżonków umiera lub gdy uprawniony do tego organ sądowy orzeka rozwód. Umierającym współmałżonkiem może być kobieta lub mężczyzna, zatem, biorąc pod uwagę te dwie sytuacje, dochodzimy do trzech podstawowych przyczyn prowadzących do rozwiązania małżeństwa (wykr. 3).

W powojennej Polsce najważniejszą przyczyną rozwiązania małżeństwa był zgon jednego ze współmałżonków, przy czym w dominującej części przypadków dotyczyły one mężczyzn. Prawidłowość ta jest odzwierciedleniem zarówno nadumieralności mężczyzn, jak i zasady rządzącej doбором związków, według której w zdecydowanej większości przypadków mąż jest starszy od żony. Zgon męża w przeważającej części analizowanego okresu odpowiadał za 60% ogółu rozwiązanych małżeństw. Dwa wyraźne odstępstwa od tej wartości dotyczą pierwszej połowy lat 90. ub. wieku oraz ostatniego pięciolecia. W obu przypadkach można doszukiwać się wyjaśnienia w ewolucji liczby rozwodów. Natomiast w przypadku początku ostatniej dekady XX w. wspomniana wcześniej zmiana instancji orzekającej rozwiązanie małżeństwa doprowadziła do szybkiego zmniejszania się liczby rozwodów, z charakterystycznych dla drugiej połowy lat 80. ub. wieku 47—50 tys. rocznie do 27,9 tys. w 1993 r. Implikacją takiej zmiany był spadek względnego znaczenia rozwodów, jako przyczyny rozwiązania małżeństwa. Całkowicie odmienna sytuacja wystąpiła w ostatnich latach, gdy szybki wzrost liczby orzekanych rozwodów, z 45 tys. na początku XXI w. do blisko 72 tys. w 2006 r., oznaczał wzrost ważności tej formy zakończenia związku.

Jednocześnie warto zauważyć, że w przypadku początku lat 90. ub. wieku wzrost znaczenia zgonu męża jako przyczyny rozpadu związku wynikał z większego podniesienia się poziomu umieralności w zbiorowości panów w porównaniu do populacji kobiet. Jak wiadomo, generalnie pierwsze lata transformacji pociągnęły za sobą zwiększenie natężenia zgonów.





Przyczyny zmian były bardzo zróżnicowane w zależności od miejsca zamieszkiwania osób kończących swe funkcjonowanie w związkach małżeńskich (wykr. 4).

Różnice te w niewielkim stopniu dotyczyły częstości występowania zgonu żony jako zdarzenia kończącego małżeństwo (wynosiły z reguły 3—4 p.proc., z ekstremami 2,1 p.proc. w 1991 r. i 5,2 p.proc. w 1984 r., przy czym była to przyczyna osiągająca wyższe wartości na terenach wiejskich).

Znaczące różnice w rozwiązywaniu małżeństw miały źródło w obyczajowości ludności miast i wsi, uwidoczniły się one wyraźnie w przypadku rozwodów, które osiągały wyższe wartości w miastach. Różnice te wynosiły zazwyczaj 16—18 p.proc. (od 13,4 p.proc. w 1993 r. do 22,1 p.proc. w 1981 r.). Na wsi zdecydowanie ważniejszą przyczyną ustania małżeństw był zgon męża. W tym przypadku wartości wskaźnika struktury były wyższe od notowanego wśród ludności miast o 14—16 p.proc. (od 11,3 p.proc. w 1993 r. do 17,1 p.proc. w 1982 r.). Można zatem powiedzieć, że w ostatnich trzydziestu latach wieś charakteryzowała się bardziej tradycyjną strukturą przyczyn rozwiązywania związków małżeńskich.

### *LICZBA MAŁŻEŃSTW ISTNIEJĄCYCH*

Punktem wyjścia niech będzie przypomnienie, że w trakcie pierwszych 45 powojennych lat liczba ludności naszego kraju zwiększała się, choć tempo przyrostu powoli malało. Ostatnie dwudziestolecie jest okresem stagnacji stanu liczbowego populacji mieszkańców Polski. Z oczywistych względów zmiany liczby małżeństw nie następowały dokładnie tak, jak zmiany liczby ludności. Bardzo ważna jest tu struktura wieku ludności, warunkująca skalę małżeństw nowo zawieranych i rozwiązywanych. Istnieją jednak duże podobieństwa pomiędzy ewolucją tych dwóch wielkości w okresie powojennym.

O ile w pierwszym powojennym czterdziestoleciu notowano szybki wzrost liczby istniejących małżeństw, o tyle już od połowy lat 1980. zauważalna jest jej stabilizacja, a nawet w ostatnich latach niewielki spadek. Widoczne na wykr. 5 jednorazowe zmniejszenie się liczby małżeństw po NSP 2002 wynika z częściowego uwzględnienia długookresowych, skumulowanych rezultatów migracji zewnętrznych. Wciąż jednak liczba istniejących małżeństw jest dwukrotnie wyższa od odpowiedniej wielkości z roku 1946, choć liczba ludności ogółem większa jest jedynie o 60%. To efekt bardzo młodej struktury wieku ludności Polski w pierwszych powojennych dekadach i wysokiej wówczas dzietności.

W przypadku analizy danych odnoszących się do liczby istniejących małżeństw w przekroju miasta/wieś pamiętać należy, że pojawia się jeszcze jeden czynnik silnie oddziałujący na zachodzące zmiany, a mianowicie migracje. Czynnik ten przez zdecydowaną większość powojennego okresu oddziałował na korzyść miast, albowiem występował przepływ ludności (w tym i tej, która zdą-

żyła już złożyć małżeńskie śluby) z terenów wiejskich na obszary zurbanizowane. Jednakże w ostatnich latach faktor ten oddziałuje na niekorzyść miast. Jak bowiem pamiętamy, od roku 1999 dla terenów wiejskich występuje dodatnie saldo migracji wieś/miasta, które dotyczy osób w większości o ustabilizowanej sytuacji matrymonialnej.

Generalnie, w pierwszych powojennych latach przeważały w Polsce małżeństwa zamieszkujące na wsi, co odzwierciedlało przewagę liczebną ludności wiejskiej. W roku 1966 udziały ludności miast i wsi zrównały się, zaś w następnych latach liczba małżeństw zamieszkujących miasta jest stale większa od tej z obszarów wiejskich. Można przy tym zauważyć, pomijając przeszacowanie dokonane przez GUS po ostatnim spisie powszechnym, że w ostatnim dziesięcioleciu liczba małżeństw istniejących na wsi odznacza się niewielkim wzrostem, podczas gdy w miastach mamy do czynienia ze stałym spadkiem tej liczby od roku 1990, w którym zanotowano ich maksymalną wartość — 5696,8 tys.

## **Podsumowanie**

Warto przedstawić jeszcze przewidywania co do przyszłej ewolucji salda małżeństw. Podejrzewać należy, że w perspektywie kilku najbliższych lat saldo to będzie oscylowało wokół wartości zero. Dziać się tak będzie dzięki osiągnięciu

przez osoby urodzone na przełomie lat 1970. i 1980. wieku odpowiedniego do legalizacji związku (echo powojennego wyżu). Po roku 2015 saldo będzie ujemne w dającym się przewidzieć okresie, albowiem typowy wiek składania przysięgi małżeńskiej będą osiągały mało liczne roczniki, zaś wiek najczęstsze udziału w „migracji temporalnej” osiągać będą liczne generacje powojennego wyżu demograficznego. Jednocześnie, niezależnie od oczekiwanego wzrostu skłonności do upowszechniającego się rozwiązywania nieudanego życia małżeńskiego poprzez rozwód, w nadchodzących latach dominującą przyczyną bardzo wysokiej i rosnącej liczby rozwiązanych małżeństw będą owdowienia.

W dającej się przewidzieć przyszłości nieuchronny spadek liczby istniejących małżeństw nie powinien jednak prowadzić do nadmiernie pesymistycznych ocen. Podkreślić należy, że znaczenie analizy bilansu małżeństw w nadchodzących dekadach będzie się ewidentnie zmniejszało. Przemiany obyczajowe implikują bowiem obniżenie znaczenia prawnego stanu cywilnego jako wskaźnika zaangażowania w życie rodzinne.

Ślub w coraz większym stopniu przestaje być zdarzeniem demograficznym, stając się zdarzeniem kulturowym, świadectwem stylu życia i światopoglądu. Wzrost zbiorowości związków nieformalnych przyjmujących coraz mniej zobowiązującą formę sprawia, że nawet wprowadzenie do prawa kategorii „związku partnerskiego” w rozumieniu używanym w prawie większości państw zachodnio- i północnoeuropejskich nie rozwiązuje problemu. Przemiany te deprecjonują wartość i użyteczność informacji pochodzących z ewidencji prowadzonej w USC. Przyszłość wraz z rosnącym znaczeniem „uśpionej matrycy” wewnątrzrodziny wymagać będzie redefiniowania pojęć małżeństwo i rodzina, tak aby je dostosować do realiów życia społecznego. Tylko takie działania pozwolą na gromadzenie informacji umożliwiających uzyskanie wiedzy o rzeczywistym potencjale długotrwałych związków oraz o ich potencjale prokreacyjnym, opiekuńczym i ekonomicznym.

---

dr Piotr Szukalski — Uniwersytet Łódzki

## LITERATURA

- Kędelski M. (1995), *Koniunktura demograficzna w Polsce w latach 1948—1994, Część II, Małżeństwo i płodność*, Wyd. AE, Poznań
- Szukalski P. (2006), *Owdowienie jako zdarzenie demograficzne — ujęcie długookresowe*, [w:] E. Ozorowski, R. Cz. Horodeński, *Małżeństwo, etyka, ekonomia*, Wyd. WSE, Białystok

## SUMMARY

*The aim of the article is to illustrate the changes of the number of marriages in the post war Poland the, of marriages and the factors which modified the number. Marriage position as institution determining the citizen's status decreases in the contemporary world. At the same time in the traditional Polish society, the life in marriage as factor determining social position and access to social resources, is very important.*

## РЕЗЮМЕ

*Целью статьи является представление, каким способом в послевоенной Польше изменялось число законных браков, а также какие факторы модифицировали это число.*

*В настоящее время в мире значение брака в качестве учреждения определяющего статус единицы (человека) значительно уменьшилось. Однако же в традиционном польском обществе значение жизни в брачном союзе как факторе детерминирующим общественную позицию и доступ к социальным фондам, является большим.*

**Urszula KŁOSIEWICZ-GÓRECKA**

## Zmiany w sieci handlu detalicznego

---

Wykorzystując dane GUS w artykule przedstawiono zmiany, jakie zaszły w sieci detalicznej w Polsce w latach 1989—2008. Z uwagi na zmienioną od 2004 r. metodę liczenia sklepów, a także niedostępność niektórych danych, w artykule punktem odniesienia w analizie poszczególnych zjawisk są różne lata, np. w przypadku sklepów przyjęto jako podstawę rok 2004, a strukturę branżową pokazano dla lat 1991—2008.

### ZMIANY WŁASNOŚCIOWE I ILOŚCIOWE SKLEPÓW

Przemiany dokonujące się w gospodarce po 1989 r. spowodowały gruntowną przebudowę struktury organizacyjnej handlu. Zasadnicze zmiany miały miejsce w latach 1990 i 1991, w wyniku tzw. małej prywatyzacji w handlu. Doprowadzi-

ła ona do dynamicznego wzrostu sklepów sektora prywatnego i spadku udziału sektora publicznego do 1,5% ogółu sklepów w 1995 r. Obecnie handel jest całkowicie sprywatyzowany.

W pierwszym okresie lat 90. ub. wieku dynamicznie wzrastała liczba sklepów ogółem. W 1990 r. funkcjonowało w Polsce 237425 sklepów, a już w 1995 r. ich liczba wzrosła o 79,3%. Od 1992 r. dynamicznie rosła liczba sklepów należących do przedsiębiorstw zagranicznych, w 2008 r. sklepów tych było 7786, co stanowi przyrost o 2352% w porównaniu z 1992 r. Zagraniczne sklepy należą do największych przedsiębiorstw detalicznych w Europie.

### *SKLEPY WEDŁUG WIELKOŚCI*

Łączna powierzchnia sprzedażowa sklepów w latach 1995—2003 wykazywała większą dynamikę wzrostu niż w następnych latach, w których odnotowano słabsze roczne przyrosty.

Konsekwencją szybszego przyrostu powierzchni sprzedażowej sklepów niż ich liczby jest wzrost przeciętnej wielkości sklepów w kraju, która w 1998 r. wynosiła 54,1 m<sup>2</sup>, a w 2008 r. wzrosła do 80,6 m<sup>2</sup>.

W 2008 r. najwyższą średnią wielkość powierzchni sprzedażowej 1 sklepu odnotowano w województwach opolskim i śląskim (odpowiednio: 90,8 m<sup>2</sup> i 90,7 m<sup>2</sup>), wobec 59,2 m<sup>2</sup> w woj. świętokrzyskim, które ma najniższy wskaźnik średniej powierzchni sprzedażowej na 1 sklep, podobnie jak miało to miejsce w 1998 r.

Powierzchnia sprzedażowa sklepów przypadająca na 1000 mieszkańców była w 1995 r. na niskim poziomie ( $512,6 \text{ m}^2$ ), ale w kolejnych latach szybko wzrastała. W 2008 r. osiągnęła  $814,7 \text{ m}^2$ , przy istnieniu dość znacznych różnic w wysokości wskaźnika w poszczególnych województwach. Najwyższy wskaźnik miały województwa zachodniopomorskie i wielkopolskie (odpowiednio:  $998,6 \text{ m}^2$  i  $889,9 \text{ m}^2$ ), a najniższy województwa świętokrzyskie i lubelskie (odpowiednio:  $702,8 \text{ m}^2$  i  $704,3 \text{ m}^2$ ).

Na początku lat 90. ub. wieku handel detaliczny w Polsce charakteryzował się znacznym rozdrobnieniem, którego miarą jest wysoki udział sklepów małych w ogólnej liczbie punktów sprzedaży. W 1995 r. udział sklepów o powierzchni sprzedażowej do  $100 \text{ m}^2$  stanowił 96,7% i choć w ostatnich kilkunastu latach zmniejszył się, to jednak nadal utrzymuje się na wysokim poziomie — 92,8% w 2008 r. (tabl.1).

W latach 2004—2008 najmniejsze sklepy (do  $100 \text{ m}^2$  powierzchni sprzedażowej) nadal wykazywały wzrost ilościowy (o 4%) mimo dużej konkurencji w sferze handlu detalicznego. W przypadku sklepów średniej wielkości wynosił on w sklepach o powierzchni  $101—400 \text{ m}^2$  — 37,2% i  $401—2500 \text{ m}^2$  — 48,6% oraz dla największych obiektów handlowych powyżej  $2500 \text{ m}^2$  — 45,7%.



**TABL. 1. SKLEPY WEDŁUG WIELKOŚCI POWIERZCHNI SPRZEDAŻOWEJ**

L a t a a — liczba sklepów b — struktura w %	Ogółem	Sklepy o powierzchni sprzedażowej w m <sup>2</sup>			
		do 100	101—400	401—2500	2500 i więcej
1995 ..... a	425600	411565	11804	x	2231
b	100,0	96,7	2,8	x	0,5
2004 ..... a	370883	351224	14063	5119	477
b	100,0	94,7	3,8	1,4	0,1
2007 ..... a	371364	346816	17208	6724	580
b	100,0	93,4	4,6	1,8	0,2
2008 ..... a	385663	358063	19299	7606	695
b	100,0	92,8	4,9	2,0	0,2
2008/2004 w % .....	104,0	101,9	137,2	148,6	145,7
2008/2007 w % .....	103,9	103,2	112,2	113,1	119,8

Ź r ó d ł o: obliczenia własne na podstawie: *Rocznik Statystyczny Rzeczypospolitej Polskiej* (z lat 1994, 2005 i 2009), GUS.

W 1995 r. liczba sklepów wielkopowierzchniowych (ponad 400 m<sup>2</sup>) stanowiła zaledwie 0,5% sklepów ogółem w kraju, natomiast w 2008 r. wzrosła do 8301, osiągając 2,2% liczby sklepów w Polsce. Udział powierzchni sprzedażowej wielkopowierzchniowych obiektów handlowych kształtował się w 1989 r. w poszczególnych województwach na poziomie od 10% do 16%, przy średniej dla kraju 15,5%. W 2008 r. znacznie wzrósł i wynosił od 25,7% w woj. świętokrzyskim do 41,3% w zachodniopomorskim, przy średniej dla kraju 34,4%.

Wielkopowierzchniowe obiekty handlowe to jednostki powstałe w większości dzięki inwestycjom zagranicznych przedsiębiorstw. Supermarkety i hipermarkety, a po 2000 r. dynamicznie rozwijające się centra handlowe, zdecydowały o postępie jakościowym w handlu detalicznym w Polsce. Wielkopowierzchniowe obiekty handlowe charakteryzują się nowoczesnymi rozwiązaniami organizacyjno-technicznymi. Silna konkurencja zmuszała inwestorów do zastosowania najnowocześniejszych rozwiązań technologicznych. W tabl. 2 przedstawiono rozwój wielkopowierzchniowych obiektów handlowych na tle sieci sklepów ogółem w Polsce.

Formy handlu detalicznego, zaliczane do wielkopowierzchniowych obiektów handlowych, charakteryzuje zróżnicowana dynamika rozwoju. W latach 2004—2008 najbardziej dynamicznie rosła liczba supermarketów (o 54,6%), przy czym ich powierzchnia sprzedażowa wykazała jeszcze bardziej dynamiczny przyrost (o 66,5%). Oznaczało to wzrost ich średniej powierzchni sprzedażowej (z 667,1 m<sup>2</sup> w 2000 r. do 813,2 m<sup>2</sup> w roku 2008). Jest to związane z lokalizowaniem ich w miastach średniej wielkości, gdzie hipermarkety mogłyby okazać się jednostkami zbyt dużymi w stosunku do istniejącej siły nabywczej ludności.

Do dynamicznie rozwijającego się segmentu handlu należą sklepy dyskontowe, które są popularne wśród konsumentów ze względu na niskie ceny oferowanych towarów. Zmiany dokonane w ich asortymencie (rozszerzenie oferty o artykuły świeże, poprawa jakości produktów marek własnych, podniesienie poziomu obsługi klienta) sprawiły, że stały się one najbardziej dynamicznie rozwijającą się formą sklepów w Polsce.



**TABL. 2. ROZWÓJ WIELKOPOWIERZCHNIOWYCH OBIEKTÓW HANDLOWYCH  
NA TLE SIECI SKLEPÓW OGÓLEM**

Wyszczególnienie	1995	2000	2004	2007	2008	2008/2004 w %	2008/2007 w %
<b>Sklepy ogółem</b>							
Liczba .....	425600	431991	368802	371364	385663	104,6	103,9
Powierzchnia sprzedażowa w tys. m <sup>2</sup> .....	19792,6	19792,6	26933,8	28246,6	31070,1	115,4	110,0
Średnia powierzchnia sprzedażowa w m <sup>2</sup> .....	46,5	45,8	73,0	76,1	80,6	x	x
<b>Sklepy wielkopowierzchniowe<sup>a</sup></b>							
Liczba .....	2231	3937	5596	7304	8301	148,3	113,7
Powierzchnia sprzedażowa w tys. m <sup>2</sup> .....	—	4147,2	7092,1	8907,1	10686,2	150,7	120,0
Średnia powierzchnia sprzedażowa w m <sup>2</sup> .....	—	1053,4	1267,4	1219,5	1287,3	x	x
<b>Supermarkety<sup>b</sup></b>							
Liczba .....	673	1602	2347	3506	3629	154,6	103,5
Powierzchnia sprzedażowa w tys. m <sup>2</sup> .....	—	1068,7	1772,3	2811,0	2951,1	166,5	105,0
Średnia powierzchnia sprzedażowa w m <sup>2</sup> .....	—	667,1	755,1	801,8	813,2	x	x
<b>Hipermarkety<sup>c</sup></b>							
Liczba .....	—	99	338	396	463	137,0	116,9
Powierzchnia sprzedażowa w tys. m <sup>2</sup> .....	—	653,5	2390,0	2553,3	3181,2	133,1	124,6
Średnia powierzchnia sprzedażowa w m <sup>2</sup> .....	—	6601,5	7071,0	6447,7	6870,8	x	x
<b>Domy towarowe<sup>d</sup></b>							
Liczba .....	134	135	99	76	63	63,6	82,9
Powierzchnia sprzedażowa w tys. m <sup>2</sup> .....	—	615,7	403,9	337,5	276,2	68,4	81,9
Średnia powierzchnia sprzedażowa w m <sup>2</sup> .....	—	4560,6	4079,4	4440,2	4384,4	x	x
<b>Domy handlowe<sup>e</sup></b>							
Liczba .....	780	500	501	372	312	62,3	83,9
Powierzchnia sprzedażowa w tys. m <sup>2</sup> .....	—	484,5	496,1	374,5	308,5	62,2	82,4
Średnia powierzchnia sprzedażowa w m <sup>2</sup> .....	—	969,0	990,2	1006,8	988,9	x	x

*a* Dane obejmują sklepy, których powierzchnia sprzedażowa ma 400 m<sup>2</sup> i więcej. *b* Według klasyfikacji GUS supermarket jest sklepem samoobsługowym od 400 m<sup>2</sup> do 2499 m<sup>2</sup> powierzchni sprzedażowej z asortymentem artykułów żywnościowych oraz artykułami nieżywnościowymi częstego zakupu. Dla 1995 r. podano liczbę supersamów (sklepów powyżej 400 m<sup>2</sup> powierzchni sprzedażowej). *c* Według klasyfikacji GUS hipermarket jest sklepem samoobsługowym od 2500 m<sup>2</sup> powierzchni sprzedażowej z szerokim i pogłębionym asortymentem artykułów żywnościowych i nieżywnościowych, zwykle dysponującym dużym parkingiem samochodowym. *d* Według GUS są to wielodziałowe i kilkukondygnacyjne sklepy o powierzchni sal sprzedażowych 2000 m<sup>2</sup> i więcej, prowadzące sprzedaż szerokiego i uniwersalnego asortymentu towarów nieżywnościowych, a często także żywnościowych. *e* Według GUS są to wielodziałowe (przynajmniej dwa działy branżowe) sklepy o powierzchni sal sprzedażowych od 600 do 1999 m<sup>2</sup>, prowadzące sprzedaż towarów o podobnym asortymencie jak w domach towarowych.

Źródło: obliczenia własne na podstawie *Rocznika Statystycznego Rzeczypospolitej Polskiej* (z lat 1996, 2001, 2006, 2008 i 2009), GUS.

Domy towarowe i handlowe w okresie 1995—2008 wykazywały systematyczny spadek pod względem ich liczby oraz powierzchni sprzedażowej. Podejmują one wprawdzie próby naprawcze, takie jak powrót domów towarowych do klasycznej oferty w formule galerii oferującej produkty markowe, przy podnie-

sionym standardzie świadczonych usług. Jednak mają one coraz silniejszą konkurencję ze strony centrów handlowych, które w Polsce charakteryzują się najnowocześniejszymi rozwiązaniami organizacyjno-technicznymi.

Silna konkurencja w sferze handlu detalicznego skłania zarówno duże sieci, jak i niezależne firmy handlowe do poszukiwania różnych sposobów wzmacniania swojej pozycji na rynku. Wśród sieci handlowych obserwuje się:

- dywersyfikację posiadanych formatów, czyli włączanie do istniejącej sieci (np. hipermarketów) mniejszych formatów (np. supermarketów), które można lokalizować w mniejszych miejscowościach,
- przystosowanie oferty asortymentowej i usługowej do potrzeb rynku lokalnego,
- poszukiwanie oryginalnych form handlu wielkopowierzchniowego (supermarkety delikatesowe),
- budowę wizerunku sieci, sięgając do praktycznego wykorzystywania koncepcji społecznej odpowiedzialności biznesu.

Małe sklepy wzmacniają swoją pozycję rynkową poprzez:

- specjalizację asortymentową,
- kreowanie punktów sprzedaży o podwyższonym standardzie obsługi,
- działanie w niszy rynkowej,
- integrację z innymi firmami,
- współpracę z dużymi formatami,
- łączenie oferty asortymentowej ze świadczeniem usług, np. gastronomicznych.

Opóźnienie technologiczne, które szacowane było na początku przekształceń w handlu na 35—40 lat, zmniejszyło się w ciągu 20 lat do maksymalnie kilku lat. Obecnie dotyczy ono jedynie technologii informacyjnych stosowanych do zarządzania firmą handlową.

### *STRUKTURA BRANŻOWA SKLEPÓW*

Zmiany w strukturze sklepów wykazują w krótkich okresach stosunkowo dużą stabilność, a tendencje zmian można dopiero zauważyć prowadząc analizy w odpowiednio długim okresie. W 2008 r. zmiany w strukturze branżowej sklepów, w porównaniu z 1995 r., wyrażały się:

- spadkiem udziału sklepów z artykułami żywnościowymi z 37,7% do 32,4%,
- nieznacznym wzrostem udziału sklepów nieżywnościowych z 21,6% do 22,6%,
- znaczącym wzrostem udziału sklepów z pojazdami mechanicznymi z 1,7% do 3,5%.

W analizowanym okresie zmianom ilościowym sklepów towarzyszyły zmiany jakościowe, które wyrażały się:

- rozwojem wielkopowierzchniowych sklepów,

- powstaniem dużych sklepów branżowych, zarówno w grupie artykułów żywnościowych jak i nieżywnościowych,
- rozwojem sieci sklepów luksusowych z artykułami markowymi,
- powstaniem sklepów wyspecjalizowanych,
- rozwojem sklepów działających w niszy i zaspokajających potrzeby niewielkich grup konsumentów.

W latach 2004—2008 liczba sklepów z artykułami żywnościowymi w Polsce zmniejszyła się o 9,6%, przy czym najsilniejszy spadek dotyczył sklepów ogólnospożywczych (o 12,3%). Zmniejszyła się także liczba sklepów rybnych (o 11,5%), owocowo-warzywnych (o 7,8%), mięsnych (o 3,9%). Odnotowano natomiast znaczące wzrosty w grupie sklepów piekarniczo-ciastkarskich (o 19,5%) i z napojami alkoholowymi (o 20,1%).

**TABL. 3. LICZBA I STRUKTURA SKLEPÓW Z ARTYKUŁAMI ŻYWNOŚCIOWYMI**

Specjalizacje branżowe	2004		2008		Dynamika 2008/2004 w %
	liczba sklepów	struktura w %	liczba sklepów	struktura w %	
Sklepy z artykułami żywnościowymi					
ogółem .....	138302	100,0	124996	100,0	90,4
ogólnospożywcze .....	112301	81,2	98460	78,8	87,7
owocowo-warzywne .....	4778	3,5	4407	3,5	92,2
mięsne .....	12456	9,0	11966	9,6	96,1
rybne .....	1053	0,8	932	0,7	88,5
piekarniczo-ciastkarskie .....	5446	3,9	6508	5,2	119,5
z napojami alkoholowymi .....	2268	1,6	2723	2,2	120,1

Źródło: dane GUS i obliczenia własne na podstawie *Rocznika Statystycznego Rzeczypospolitej Polskiej* (z lat 2005 i 2009), GUS.

Analiza struktury sklepów z artykułami żywnościowymi wskazuje, że na początku lat 90. ub. wieku udział sklepów ogólnospożywczych wzrastał kosztem sklepów o specjalizacji branżowej (wykr. 5). Tendencję do uniwersalizacji asortymentu (włącznie z wprowadzaniem do sklepów ogólnospożywczych artykułów nieżywnościowych codziennego użytku) obserwowano zarówno w największych jednostkach handlowych, jak i w małych, charakteryzujących się dość szerokim asortymentem artykułów żywnościowych. Dobór asortymentu w małych sklepach najczęściej był wynikiem obserwacji działań podejmowanych w wielkopowierzchniowych punktach sprzedaży. Uniwersalizacja asortymentu miała też ważne podłoże ekonomiczne, stanowiące swoiste zabezpieczenie przed skutkami spadku obrotów w jednej grupie produktów.

W latach 1998—2008 istotną zmianą jakościową w grupie sklepów ogólnospożywczych były:

- dynamiczny rozwój wielkopowierzchniowych obiektów handlowych (supermarketów, hipermarketów),
- rozwój lokalnych i regionalnych sieci, będących efektem procesów integracji krajowych przedsiębiorstw.

Zainteresowanie rozwojem wyspecjalizowanych sklepów z żywnością pojawiło się dopiero po roku 2000, kiedy małe i średniej wielkości sklepy zaczęły poszukiwać swojej przewagi konkurencyjnej (*Handel...*, 2009) poprzez:

- dostosowanie oferty asortymentowej do potrzeb ściśle określonej grupy konsumentów,
- wykorzystanie w ofercie asortymentowej lokalnych produktów, przygotowywanych według tradycyjnej receptury,
- kreowanie wąskiej, branżowej oferty (np. sklepy z alkoholami świata).

Udział sklepów wyspecjalizowanych w strukturze sklepów żywnościowych wyniósł w 2008 r. prawie 22%.

Sklepy piekarniczo-ciastkarskie należą do najbardziej dynamicznie rozwijającej się kategorii sklepów specjalistycznych. Ich właścicielami są często piekarnie i zakłady cukiernicze, które podejmując się tworzenia własnych kanałów dystrybucji mają większą szansę na budowanie swojej marki oraz uzyskiwanie wyższej marży.

Nowym zjawiskiem na rynku detalicznym są sklepy specjalistyczne z alkoholami, obejmujące:

- sklepy winiarskie, które specjalizują się w oferowaniu win pochodzących z różnych stron świata, a także akcesoriów do win, chętnie kupowanych na prezenty;

— sklepy należące do producentów, importerów oraz dystrybutorów alkoholi. Działając w sieci mają one lepsze zaplecze logistyczne, stabilniejszą sytuację finansową oraz korzystniejsze warunki zakupu.

Popularne w latach 90. ub. wieku sklepy owocowo-warzywne zmieniają swój wizerunek, przekształcając się często w sklepy delikatesowe oraz sklepy ze zdrową żywnością. Ten kierunek kreowania asortymentu w handlu detalicznym oceniany jest przez ekspertów jako jeden z bardziej rozwojowych segmentów rynku detalicznego. Obecnie rynek delikatesowy w Polsce szacuje się na ok. 5% rynku spożywczego.

Od kilku lat obserwuje się też w Polsce rozwój sklepów ze zdrową żywnością. Największą sieć specjalistycznych sklepów z żywnością ekologiczną stanowią sklepy Organic Farma Zdrowia, które zlokalizowane są w centrach handlowych oraz strefach śródmiejskich.

Oryginalną strategię asortymentową mają sklepy specjalizujące się w oferowaniu wyrobów pochodzących z określonych regionów świata. Przykładem może być delikatesowa sieć sklepów Smaki Toskanii, oferująca kilkaset wyselekcjonowanych produktów ze słynnego regionu Włoch (*Smaki...*, 2007).

Liczebność wyspecjalizowanych sklepów mięsnych i z wędlinami zmniejsza się, ale nadal są one ważne w dystrybucji produktów zakładów mięsnych. W przypadku niektórych producentów udział sklepów własnych w sprzedaży sięga 20%. Rozwój sklepów firmowych traktowany jest jako inwestycja pozwalająca kreować wizerunek własnej marki.

Niepokojące jest zmniejszanie się liczby sklepów rybnych, chociaż w opinii przedstawicieli przedsiębiorstw handlowych chętnie są odwiedzane sklepy specjalistyczne oferujące wyszukane owoce morza i różnorodność gatunków ryb i ich przetworów, których nie spotyka się w hipermarketach.

Udział sklepów z artykułami nieżywnościowymi w ogólnej liczbie sklepów w ostatnich latach wzrastał i w roku 2008 osiągnął prawie 23%. Wzrastała również dynamika przyrostu tych sklepów.

**TABL. 4. LICZBA I STRUKTURA SKLEPÓW Z ARTYKUŁAMI NIEŻYWNOŚCIOWYMI**

Specjalizacje branżowe	2004		2008		Dynamika 2008/2004 w %
	liczba	w %	liczba	w %	
Sklepy z artykułami nieżywnościowymi ogółem .....	73457	100,0	87071	100,0	118,5
kosmetyki i wyroby toaletowe .....	8537	11,8	8407	9,7	98,5
wyroby włókiennicze .....	3951	5,4	4923	5,7	124,6
wyroby odzieżowe .....	32615	44,2	40795	46,9	125,1
obuwie i wyroby skórzane .....	6808	9,3	8696	9,9	127,7
meblowe i sprzętu oświetleniowego	7366	10,0	8356	9,6	113,4
rtv i agd .....	7210	9,8	8216	9,4	114,0
księgarnie i artykuły piśmienne .....	6970	9,5	7678	8,8	110,2

Źródło: dane GUS i obliczenia własne na podstawie *Rocznika Statystycznego Rzeczypospolitej Polskiej* (z lat 2005 i 2009), GUS.

Na rosnący udział sklepów z artykułami nieżywnościowymi w strukturze branżowej handlu detalicznego miały wpływ zwiększające się dochody ludności i zmieniająca się struktura wydatków gospodarstw domowych, w której coraz większy udział stanowią dobra wyższego rzędu oraz usługi. Wzrastająca liczba sklepów z artykułami nieżywnościowymi w strukturze handlu detalicznego jest też wynikiem dynamicznego wchodzenia na rynek rodzimy zagranicznych sieci, oferujących kosmetyki, artykuły odzieżowe i obuwie.

W latach 1991—2008 zmieniła się struktura sklepów z artykułami nieżywnościowymi. Jej przejawem są:

- znaczący wzrost udziału sklepów z wyrobami odzieżowymi (z 28% do 46,9%),
- spadek udziału sklepów z rtv i agd (z 19,1% do 9,4%).

Jest to wynik powstania wielkopowierzchniowych punktów sprzedaży działających w ramach sieci, konkurujących szeroką ofertą towarów i niskimi cenami. Tworzą one relatywnie wysokie bariery wejścia na rynek dla nowych podmiotów.

W grupie sklepów z artykułami nieżywnościowymi dominujący udział mają sklepy odzieżowe (46,9%). W ostatnich latach ich rozwój charakteryzuje się:

- rosnącym udziałem sklepów działających w sieci,

- odejściem od konkurencji cenowej w kierunku rozwoju oferty produktów markowych, adresowanych do zdefiniowanych grup klientów,
- fuzjami i przejęciami,
- rozwojem sklepów firmowych, należących do znanych producentów odzieży.

Coraz więcej krajowych producentów artykułów nieżywnościowych kreuje swoją markę i uruchamia własną sieć handlową, która pozwala nie tylko lepiej dostosować ofertę do potrzeb nabywców, ale także zwiększyć przychody dzięki zyskom z marży detalicznej. Przedsiębiorstwa te wytwarzają produkty z dobrych surowców, śledzą tendencje mody i inwestują w nowoczesne technologie i reklamę.

W latach 2004—2008 wystąpił przyrost dużych punktów sprzedaży kosmetyków, oferujących szeroki asortyment połączony często ze świadczeniem usług kosmetycznych. Ich rozwój wynika z:

- rosnącego zainteresowania konsumentów dbałością o zdrowie i wygląd zewnętrzny,
- dynamicznego rozwoju podaży w branży kosmetycznej; firmy przekazują na rynek produkty oparte na nowych technologiach, które wymagają przy ich sprzedaży specjalistycznej wiedzy sprzedawców,
- kierowania kosmetyków przez producentów do coraz węższych grup klientów, co wymaga nowych form współpracy między producentami a przedsiębiorstwami handlowymi,
- ekspansji zagranicznych sieci z artykułami kosmetycznymi.

W ostatnich latach obserwuje się rosnące zapotrzebowanie klientów na naturalne kosmetyki nowej generacji, których naturalność odnosi się zarówno do sposobu produkcji, jak i pakowania oraz zapachu. Szacuje się, że w Polsce ok. 10% rynku to kosmetyki selektywne. Pozostałe 90% to kosmetyki masowe, oferowane przez sieci supermarketów i hipermarketów oraz tzw. handel tradycyjny, obejmujący sklepy chemiczno-kosmetyczne oraz wielobranżowe, w tym drogerie.

Od 2004 r. systematycznie zmniejsza się w Polsce liczba sklepów rtv i agd, co wynika z rozwoju wielkopowierzchniowych obiektów handlowych.

#### *UDZIAŁ SKLEPÓW ZAGRANICZNYCH FIRM HANDLOWYCH W SIECI SKLEPÓW OGÓŁEM W POLSCE*

Wejście zagranicznych przedsiębiorstw handlowych do Polski było dynamiczne, skoncentrowane w relatywnie krótkim czasie i dotyczyło największych przedsiębiorstw detalicznych w Europie. Z uwagi na wysoką dynamikę inwestowania tych firm w nowoczesne formy handlu detalicznego, przedsiębiorstwa te niemalże od początku zajęły kluczowe miejsca w rankingu największych firm handlu detalicznego w Polsce.

Udział powierzchni sprzedażowej sklepów zagranicznych firm handlowych w powierzchni sprzedażowej sklepów ogółem w kraju wzrósł z 2,2% w 1997 r. do przeszło 20% w roku 2008, przy czym ważniejsze są tu zmiany jakościowe, jakie inwestycje zagraniczne wywołały w handlu.

**TABL. 5. SKLEPY NALEŻĄCE DO PRZEDSIĘBIORSTW Z KAPITAŁEM ZAGRANICZNYM**

Wyszczególnienie	1997	2000	2004	2007	2008
Liczba sklepów z kapitałem zagranicznym .....	1295	2975	4324	6755	7786
Udział sklepów z kapitałem zagranicznym w liczbie sklepów ogółem w kraju w % .....	0,3	0,7	1,2	1,8	2,0
Udział powierzchni sprzedażowej sklepów z kapitałem zagranicznym w powierzchni sprzedażowej sklepów ogółem w kraju w % .....	2,2	6,6	14,7	17,6	20,4

Źródło: obliczenia własne na podstawie *Rocznika Statystycznego Rzeczypospolitej Polskiej* (z lat 1998, 2001, 2005, 2008 i 2009), GUS.

**TABL. 6. ZMIANY W ZASOBACH ZAGRANICZNYCH I KRAJOWYCH FIRM HANDLOWYCH**

Wyznaczniki konkurencyjności	Przedsiębiorstwa własności					
	zagranicznej			krajowej		
	2004	2007	2008	2004	2007	2008
Przeciętna powierzchnia sklepu w m <sup>2</sup>	905,2	735,9	812,8	61,5	76,1	65,3
Dynamika zmian w liczebności sklepów 2008/2004 w % .....			180,1			103,3
Dynamika zmian w powierzchni sprzedażowej w 2008/2004 w %			161,7			109,8

Źródło: obliczenia własne na podstawie *Rocznika Statystycznego Rzeczypospolitej Polskiej* (z lat 2005, 2008 i 2009), GUS.

W 2008 r. powierzchnia sprzedażowa sklepów należących do kapitału zagranicznego wynosiła średnio w kraju 812,8 m<sup>2</sup>, a w przypadku sklepów krajowych było to jedynie 65,3 m<sup>2</sup>. Wśród rodzimych sklepów tylko niecały 1% ma powierzchnię powyżej 400 m<sup>2</sup>, a wśród firm własności zagranicznej blisko 45%. Jednak konkurencja ze strony nowoczesnych obiektów handlowych spowodowała pozytywne reakcje właścicieli małych krajowych firm detalicznych. Modernizują oni swoje lokale i coraz skuteczniej wykorzystują instrumenty marketingowe oraz są bardziej elastyczni w swoich działaniach. Integrują się, co wzmacnia ich pozycję na rynku i pozwala inwestować w nowoczesne technologie sprzedaży.

**dr Urszula Kłosiewicz-Górecka** — *Instytut Badań Rynku, Konsumpcji i Koniunktur*

## LITERATURA

- Handel wewnętrzny w Polsce 1989—2009* (2009), Red. naukowa U. Kłosiewicz-Górecka, Instytut Rynku Wewnętrznego i Konsumpcji, Warszawa
- Rocznik Statystyczny Rzeczypospolitej Polskiej* (z lat 1989—2009), GUS
- Smaki Toskanii* (2007), „Supermarket Polska”, nr 1



## SUMMARY

*In her article, the author, utilising data from the Central Statistical Office (GUS), carried out an analysis of the developments occurred in retail trade in Poland in 1989—2008. These are property-related, quantitative and qualitative developments manifesting themselves in a dynamic development of large trade facilities (supermarkets, hypermarkets, discount stores, shopping centres) functioning within the framework of chains, development of small shops operating according to the original development strategies (integration, specialisation, carrying out activities in the market niche, application of up-to-date information technologies in company management).*

## РЕЗЮМЕ

*С использованием данных ЦСУ, в статье был проведен анализ изменений, которые произошли в розничной торговле в Польше в 1989—2008 гг. Это были изменения в области собственности, а также количественные и качественные изменения, проявляющиеся динамическим развитием крупных торговых объектов, действующих в рамках сети, а также развитием небольших магазинов, которые функционировали по оригинальной стратегии развития.*

## STATYSTYKA REGIONALNA

**Hanna GRUCHOCIAK**

### Dojazdy do pracy w woj. wielkopolskim

Celem artykułu jest przedstawienie dostępnych informacji o dojazdach do pracy oraz możliwości przeprowadzenia na ich podstawie charakterystyki rynku pracy w przekrojach regionalnych — na poziomie województw, powiatów i gmin.

O ważności podjętej problematyki dojazdów do pracy może świadczyć fakt, że więcej niż co czwarta osoba zatrudniona w Polsce pracuje poza swoim miej-

scem zamieszkania<sup>1</sup>. Z kolei wzrost frakcji osób dojeżdżających do pracy spośród wszystkich osób zatrudnionych<sup>2</sup> potwierdza duże znaczenie informacji o dojazdach do pracy.

### *PROBLEM DOJAZDÓW W DIAGNOZIE SYTUACJI NA RYNKU PRACY*

Jednym ze źródeł wiedzy na temat stopnia rozwoju regionów są informacje o dojazdach do pracy ich mieszkańców. Ocenę tę można opierać na obserwacji, z której wynika, że jeżeli spora część mieszkańców danego regionu jest zatrudniona poza jego granicami, to znaczy, że w obrębie swojego regionu nie mieli oni równie korzystnych warunków podjęcia pracy. Analogicznie, jeżeli w pewnym regionie zatrudnionych jest dużo osób zamieszkujących poza nim, świadczy to może, iż warunki pracy w tym regionie są korzystniejsze od warunków pracy w regionie zamieszkania.

Pierwszym czynnikiem skłaniającym mieszkańców regionu do szukania zatrudnienia poza jego granicami było z pewnością wysokie bezrobocie. W tej sytuacji naturalne jest szukanie zatrudnienia w pierwszej kolejności w pobliżu miejsca zamieszkania, a dopiero w drugiej kolejności dalej od miejsca zamieszkania. Nasuwa się tu przypuszczenie, że jeżeli dana osoba decyduje się na szukanie zatrudnienia poza regionem zamieszkania, to wybierze miejsce oferujące większą dostępność zatrudnienia niż w rejonie zamieszkania.

Kolejnym czynnikiem sprzyjającym poszukiwaniu pracy poza swoim regionem zamieszkania może być świadomość, że podejmując wysiłek dojeżdżania do pracy można uzyskać znacznie korzystniejsze warunki płacowe. Należy tu jednak pamiętać o takich czynnikach jak koszt dojazdów, a także czas poświęcany na dojazdy czy konieczność rozłąki z rodziną. Biorąc to pod uwagę, przypuszczać można, że uzyskany dochód winien być znacznie wyższy od dochodu możliwego do uzyskania w regionie zamieszkania. Uwzględnić należy przy tym odległość między miejscem zamieszkania i pracy, ponieważ wpływa ona znacząco na wysokość kosztów alternatywnych (można nawet zaryzykować stwierdzenie, że ta odległość determinuje koszty). Należy tu rozróżnić dojazdy do pracy do sąsiedniej gminy oraz do gminy znacznie oddalonej od miejsca zamieszkania, na co zwrócił uwagę R. Domański (1993).

Innym ważnym problemem jest kierunek dojazdów do pracy. Jednak w celu badania odległości oraz kierunków dojazdów do pracy potrzebne są dane tzw. macierzy migracji, które obecnie nie są dostępne. Z tego względu w artykule ograniczono zakres merytoryczny analizy do charakterystyki natężenia wyjeżdżających i przyjeżdżających danego obszaru, bez uwzględnienia miejsca pracy wyjeżdżających i miejsca zamieszkania przyjeżdżających.

---

<sup>1</sup> W 2006 r. liczba zatrudnionych wynosiła 8038 tys. osób, a pracujących poza miejscem zamieszkania — 2340 tys. (29%).

<sup>2</sup> W 1964 r. do pracy dojeżdżało 1842 tys. osób spośród 7972 tys. osób zatrudnionych, czyli ok. 23%, w 1983 r. — 3036 tys. osób, przy 11563 tys. osób pracujących (ok. 26%) (Korcelli, 1992).

## CHARAKTERYSTYKA ŹRÓDEŁ DANYCH

Pytanie na temat dojazdów do pracy pojawiło się po raz ostatni w mikroskopie statystycznym w roku 1995. Dotyczyło ono jedynie faktu dojeżdżania do pracy poza teren gminy (nie uwzględniało natomiast kierunku ani odległości). W tej sytuacji informacje na temat dojazdów uzyskano z alternatywnych źródeł, w tym z dostępnych rejestrów administracyjnych. Takim źródłem informacji okazały się zbiory systemu podatkowego urzędów skarbowych. Natomiast GUS zwrócił się do Ministerstwa Finansów z prośbą o udostępnienie części danych z bazy POLTAX. Uzyskane z bazy dane zostały opracowane i udostępnione na stronie internetowej Urzędu. Dane te dotyczą przepływu osób zatrudnionych według stanu 31 XII 2006 r. Na ich podstawie można dowiedzieć się, ile osób wyjeżdża do pracy z danego obszaru zamieszkania oraz ile osób mieszkających poza danym regionem było tam zatrudnionych. Jednak nie można uzyskać informacji o kierunkach dojazdów, byłyby one z pewnością cenne.

## CHARAKTERYSTYKA DOJAZDÓW DO PRACY

Na wyk. 1 przedstawiono stosunek liczby osób przyjeżdżających i wyjeżdżających do pracy w poszczególnych województwach.

Różnice pomiędzy województwami nie były zbyt duże. Zazwyczaj na 1 osobę wyjeżdżającą do pracy przypadała również 1 osoba przyjeżdżająca do pracy. Wyjątek stanowiło woj. mazowieckie, w którym na 1 osobę wyjeżdżającą do pracy poza województwo przypadało 1,3 osoby przyjeżdżającej do pracy. Odmienna sytuacja dotyczyła województw lubelskiego i warmińsko-mazurskiego, w których na 1 osobę wyjeżdżającą do pracy przypadała mniej niż 1 osoba przyjeżdżająca (należy jednak pamiętać, że nie uwzględniono tu dojazdów wewnątrz województw).

Znacznie większe zróżnicowanie można zaobserwować pomiędzy obszarami miejskimi oraz wiejskimi. Uwzględnienie takiego podziału ukazuje wyraźnie ujemne saldo przemieszczeń związanych z zatrudnieniem osób z obszarów wiejskich. Dysproporcję tę obrazuje tabl. 1.

Około dwukrotnie więcej mieszkańców obszarów wiejskich niż miejskich szukało zatrudnienia poza miejscem zamieszkania (7% ludności miejskiej i 15% wiejskiej). Zdecydowana większość osób pracujących poza swoim miejscem zamieszkania była zatrudniona w miastach (79%).

Można więc przypuszczać, że mieszkańcy zarówno miast, jak i wsi, w sytuacji kiedy decydują się szukać pracy poza miejscem zamieszkania, szukają jej w pierwszej kolejności w miastach. Jest to związane z tym, że jest w miastach znacznie więcej miejsc pracy, w rezultacie jest tam niższa stopa bezrobocia i wyższe średnie wynagrodzenie niż na obszarach wiejskich<sup>3</sup>.

<sup>3</sup> Dla przykładu, stopa bezrobocia rejestrowanego w Poznaniu wynosiła 5%, a w otaczającym go powiecie 6,6%.



**TABL. 1. WYJAZDY I PRZYJAZDY DO PRACY W POLSCE W 2006 R.**

Wyszczególnienie	Liczba osób		Saldo przyjazdów i wyjazdów do pracy	Liczba osób			Osoby wyjeżdżające do pracy w % ludności w wieku produkcyjnym
	wyjeżdżających do pracy	przyjeżdżających do pracy		przyjeżdżających do pracy przypadających na 1 osobę wyjeżdżającą do pracy	pracujących w głównym miejscu pracy	w wieku produkcyjnym (powyżej 17 lat)	
	w tys.			w tys.	w tys.		
Miasta .....	1003	1845	842	1,84	6723	15425	6,50
Wieś .....	1337	495	-842	0,37	1315	9056	14,76

Źródło: opracowanie własne na podstawie Banku Danych Regionalnych GUS.

**TABL. 2. WYJAZDY I PRZYJAZDY DO PRACY W WOJ. WIELKOPOLSKIM W 2006 R.**

Wyszczególnienie	Liczba osób		Saldo przyjazdów i wyjazdów do pracy	Liczba osób		Osoby wyjeżdżające do pracy w % ludności w wieku produkcyjnym
	wyjeżdżających do pracy	przyjeżdżających do pracy		przyjeżdżających do pracy przypadających na 1 osobę wyjeżdżającą do pracy	w wieku produkcyjnym (powyżej 17 lat)	
	w tys.			w tys.	w tys.	
Miasta .....	107	187	80	1,75	1 273	8,38
Wieś .....	162	85	-78	0,52	916	17,75

Źródło: jak przy tabl. 1.

W dalszej części analizy zawężono rozważania do woj. wielkopolskiego. Zbadano zróżnicowanie liczby osób wyjeżdżających i przyjeżdżających do pracy z uwzględnieniem podziału na część miejską i wiejską, powiaty oraz gminy.

Tak jak w całej Polsce, również w woj. wielkopolskim obserwujemy znaczne różnice pomiędzy obszarami miejskimi i wiejskimi. W województwie tym ok. dwukrotnie większy odsetek mieszkańców wsi niż miast szukał zatrudnienia poza swoim miejscem zamieszkania (8% ludności zamieszkującej w miastach i 18% zamieszkującej na wsi). Dysproporcja ze względu na typ obszaru, w którym podejmowana jest praca, jest nieco mniejsza niż dla całej Polski. W tym wypadku 69% osób podejmujących pracę poza miejscem zamieszkania podejmuje ją w miastach. Może świadczyć to o mniejszym niezrównoważeniu rynku pracy w przekrojach miast i wsi w Wielkopolsce niż w całym kraju. Można zatem przypuszczać, że również dysproporcja stopy bezrobocia dla tych obszarów będzie w woj. wielkopolskim nieco mniejsza.

Z kolei jeżeli przyjrzymy się wyjazdom i przyjazdom do pracy mieszkańców powiatów woj. wielkopolskiego, możemy zauważyć, w których regionach województwa zjawiska te znacznie się nasilają (wykr. 2 i 3).





Wyraźnie widoczne jest to, że im bliżej położony jest powiat względem Poznania, tym więcej jego mieszkańców wyjeżdżało do pracy. Nasuwa się więc przypuszczenie, że znaczny odsetek wyjeżdżających do pracy pracuje właśnie w Poznaniu. Hipotezy tej nie można niestety zweryfikować, ponieważ nie dysponujemy danymi na temat kierunków dojazdów. Można natomiast stwierdzić, że ponad 95% mieszkańców Poznania w wieku produkcyjnym nie szuka zatrudnienia poza jego granicami. Potwierdza się więc, w pewnym stopniu, hipoteza, że w powiecie poznańskim jest łatwiej znaleźć satysfakcjonującą pracę niż w pozostałych powiatach Wielkopolski (z wykresu wynika, że powiat międzychodzki i miasto Kalisz proponują porównywalnie korzystne warunki pracy).

Zjawisko przyjazdów do pracy nasilało się nie tylko wokół Poznania, ale również wokół innych dużych miast Wielkopolski, takich jak Konin, Leszno oraz Kalisz. W miastach tych intensywność przyjazdów do pracy była jednak słabsza.

Strukturę nasilania się migracji do pracy w okolicach miast można tłumaczyć „teorią ośrodków centralnych” (Ponsard, 1992), która głosi, że regiony wokół dużych miast rozwijają się szybciej niż oddalone. Ponadto przyjmuje się, że im dalej obszar położony jest od głównego miasta regionu, tym stopień jego rozwoju jest niższy. Z tego względu teoria ta nazywana jest również „modelem grawitacji”. W niektórych jej wersjach przyjmuje się, że tylko główne miasta regionów oddziałują na otaczające je obszary<sup>4</sup>, co zdaje się potwierdzać wyk. 2. Widzimy, że w Wielkopolsce tylko Poznań oddziałuje na otaczające go powiaty. Jednak wyk. 3 potwierdza z kolei wersję głoszącą, że wszystkie miasta wpływają na rozwój otaczających je regionów, z tym że wpływ ten jest proporcjonalny do ich wielkości. Zatem dla miast małych jest on mniej istotny<sup>5</sup>.

Przyjmuje się, że podobne prawidłowości zachodzą dla każdego obszaru w odniesieniu do bezrobocia oraz wynagrodzeń. Buduje się dla tych zjawisk podobne modele, zakładając że mają one strukturę koncentryczną wokół głównych miast regionu. Zatem im bliżej dużego miasta, tym niższa jest stopa bezrobocia, a średnie wynagrodzenie jest coraz wyższe.

Obserwacja obu badanych zmiennych potwierdza raczej hipotezę, że wiele miast jednocześnie może wpływać na rozwój obszarów w ich okolicy. Interesujące wydaje się zróżnicowane oddziaływanie miast na obie zmienne, np. w pow. leszczyńskim stopa bezrobocia rejestrowanego jest znacznie niższa niż w pow. konińskim, ale również średnie wynagrodzenie brutto jest znacznie niższe w pow. leszczyńskim.

Sprawdźmy, czy model grawitacji sprawdza się w przypadku dojazdów do pracy w przekroju gmin województwa (wykr. 6 i 7).

Na dwóch ostatnich wykresach uwidacznia się słuszność wariantu, głoszącego, że każde z miast jest ośrodkiem oddziaływującym na rozwój okolicy, a tylko zasięg tego oddziaływania zależy od wielkości miasta.

---

<sup>4</sup> H. Beguin (1992).

<sup>5</sup> J. Parysek (1997), T. Czyż (1996).









## Podsumowanie

Przedstawione rozważania pokazują znaczenie i przydatność informacji o dojazdach do pracy w diagnozie sytuacji na rynku pracy. Przytoczone w artykule związki pomiędzy dojazdami do pracy i innymi cechami, takimi jak stopa bezrobocia, średnie wynagrodzenie czy typ badanego obszaru (miejski/wiejski), podkreślają zasadność zajmowania się tą problematyką.

Analiza modelu „ośrodków centralnych” nasuwa pytanie, czy równomierne rozmieszczenie miast mogło być gwarantem w miarę zrównoważonego rozwoju wszystkich subregionów? Wydaje się, że istotne jest nie tyle rozmieszczenie miast, ale struktura rozmieszczenia przedsiębiorstw, a szczególnie jej jednorodność (Szeromnik, 1992). Do niedawna przedsiębiorstwa w dużym stopniu koncentrowały się w głównych miastach regionu oraz w ich najbliższym otoczeniu. Jednak coraz więcej wielkich przedsiębiorstw powstaje w oddaleniu od dużych miast. Można zatem spodziewać się, że w przyszłości centralna grawitacja rozwoju regionów wokół głównych miast może stracić na intensywności.

---

mgr **Hanna Gruchociak** — *Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu*

## LITERATURA

- Beguín H. (1992), *Region a ośrodki centralne*, [w:] *Ekonomiczna analiza przestrzenna*, red. C. Ponsard, Wyd. AE w Poznaniu, Poznań
- Czyż T. (1996), *Zastosowanie modelu potencjału w regionalizacji strukturalnej Polski*, red. T. Czyż, Wyd. Bogucki Wydawnictwo Naukowe, Poznań
- Domański R. (1993), *Zasady geografii społeczno-ekonomicznej*, WN PWN, Warszawa
- Korcelli P., Gawryszewski A., Potrykowska A. (1992), *Przestrzenna struktura ludności Polski. Tendencje i perspektywy*, „Studia KPZK PAN”, t. XCVIII
- Parysek J. (1997), *Podstawy gospodarki lokalnej*, WN UAM, Poznań
- Ponsard C. (1992), *Ekonomiczna analiza przestrzenna*, Wyd. AE w Poznaniu, Poznań
- Szeromnik A. (1992), *Mierniki jednorodności i zróżnicowania przestrzennego*, [w:] red. S. Mynarski, *Badania przestrzenne rynku i konsumpcji. Przewodnik metodyczny*, WN PWN, Warszawa

## SUMMARY

*The aim of the article is to draw the reader's attention to the possibility to use information on data concerning commutes to work. Surveying them, we can deepen our knowledge on particular regions as well as on situation on their labour markets. The most frequently reasons of the starting work outside residence place were discussed in the study. One should pay attention to the diversity of the commute to work intensity between urban and rural areas in Poland and in Wielkopolskie voivodship. The influence of a distance to big cities on the intensity of commutes to work was analyzed on the example of poviats and communes of the Wielkopolskie voivodship.*

## РЕЗЮМЕ

*Статья обращает внимание на возможности использования информации, которые можно получить из данных в области поездок на работу. Обследуя их мы можем расширить знания по развитию отдельных районов и ситуации на региональных рынках труда. В статье обсуждаются самые частые причины начала работы вне места проживания. В статье обращается внимание на дифференциацию увеличения поездок на работу между городскими и деревенскими районами в Польше и велькопольском воеводстве. Обследовалось также влияние расстояния от больших городов на увеличение явления поездок на работу на примере повятов и гмин Велькопольского региона.*

## STATYSTYKA MIĘDZYNARODOWA

**Jerzy REMBEZA**

### Zmiany PKB i popytu w Polsce, Republice Czeskiej i na Węgrzech

---

Gospodarka każdego kraju charakteryzuje się mniej lub bardziej regularnymi wahaniami aktywności. Przyczyny oraz przebieg tych wahań są przedmiotem zainteresowania teorii cykli gospodarczych. Uznaje się, że powodują je impulsy ekonomiczne o różnorodnym charakterze — nominalnym lub realnym, podażowym lub popytowym.

Wiele prac wskazuje na szczególne znaczenie inwestycji w kształtowaniu się wahań gospodarczych (Khan, Thomas, 2007). Teoria stara się opisać mechanizm rozprzestrzeniania się impulsów na całą gospodarkę, który skutkuje wystąpieniem cyklu gospodarczego. Rosnące powiązania gospodarcze pomiędzy krajami powodują, że te cykle mogą nabierać charakteru międzynarodowego. Dotyczy to zarówno krajów wysoko rozwiniętych, jak i krajów rozwijających się.

Analizy przeprowadzone dla wielu krajów wskazują na istnienie wspólnego, globalnego, czynnika będącego źródłem wahań takich zagregowanych zmiennych, jak produkt krajowy, inwestycje oraz konsumpcja (Gregory, Head, 1999).

Niezależnie od czynnika światowego na wahania gospodarcze wpływają również czynniki o charakterze regionalnym, a także specyficzne dla danego kraju (Ahmed i in., 1993; Artis i in., 2003; Kose i in., 2003; Lumsdaine, Prasad, 2003; Mansour, 2003). Siła oddziaływania czynników globalnych i regionalnych zależy m.in. od struktury gospodarki oraz przyjętego reżimu walutowego (Baxter, 1991; Baxter i Kouparitsas, 2003; Bergman, 2008).

W artykule starano się przedstawić powiązania zachodzące pomiędzy wielkością PKB oraz wielkością składników globalnego popytu w Polsce, w Republice Czeskiej oraz na Węgrzech w latach 1995—2009. Zaliczane są one zazwyczaj do jednej, traktowanej często jednolicie przez rynki finansowe, grupy krajów (Kasch-Haroutounian, Price, 2001). Odzwierciedleniem tego są podobieństwa w kształtowaniu się kursów walutowych oraz indeksów giełdowych. Kraje te łączy szereg podobieństw. Zanim w 2004 r. przystąpiły do Unii Europejskiej (UE) podjęły w latach 90., choć w bardzo ograniczonym stopniu, działania na rzecz integracji gospodarczej w ramach Grupy Wyszehradzkiej (Inotai, Sass, 1994). Głównym gospodarczym partnerem tych krajów są Niemcy, co powinno mieć znaczenie z punktu widzenia kształtowania się wahań krótkookresowych. Kraje te są także względem siebie ważnymi partnerami gospodarczymi. Podobieństwa pomiędzy wybranymi do analizy krajami wynikają również z podobnego reżimu walutowego. Pozostają one poza mechanizmem kursów walutowych ERM 2, będącym etapem wstępnym do przyjęcia euro. Poziom powiązań gospodarczych z zagranicą, mierzonych np. relacją eksportu i importu do PKB jest jednak w tych krajach różny. Zdecydowanie najwyższy jest on w Republice Czeskiej, a najniższy w Polsce. Różnice pomiędzy krajami dotyczą również polityki fiskalnej i napływu inwestycji zagranicznych (Mandel, Tomsik, 2008).

Przeprowadzając analizy starano się w artykule odpowiedzieć na następujące pytania:

- na ile zgodne są w analizowanych krajach długookresowe trendy oraz wahania produktu i poszczególnych składowych globalnego popytu? Hipotetycznie największa zgodność powinna dotyczyć tych elementów popytu, które poddane są znaczącemu oddziaływaniu uwarunkowań zewnętrznych, a więc inwestycji oraz eksportu netto;
- czy w trakcie analizowanego okresu nastąpiły zmiany w sile krótkookresowych powiązań produktu i popytu? Należy oczekiwać, że integracja w ramach UE powinna wpłynąć na zwiększenie siły tych powiązań. W przypadku poszczególnych składowych popytu zmiany te nie muszą być jednokowe.

Przeprowadzone analizy stanowią jedynie ewidencję długookresowych i krótkookresowych powiązań pomiędzy gospodarką Polski, Republiki Czeskiej i Węgier. Stanowią więc przyczynek do charakterystyki makroekonomicznej. Wyodrębnienie przyczyn ewentualnych powiązań (bądź ich braku) wykracza poza temat opracowania.

## MATERIAŁY ŹRÓDŁOWE I METODA

Przedmiotem analiz było kształtowanie się PKB oraz następujących jego składników<sup>1</sup>:

- spożycie ogółem, w tym spożycie publiczne i prywatne;
- akumulacja, w tym nakłady brutto na środki trwałe oraz przyrost rzeczowych środków obrotowych (zapasów);
- eksport netto.

Do analizy wykorzystano kwartalne dane centralnych urzędów statystycznych poszczególnych krajów za okres: pierwszy kwartał 1996 r.—trzeci kwartał 2009 r.<sup>2</sup> Dla każdego kraju przyjęto dane wyrażone w walucie krajowej (dla Polski w milionach złotych, dla Czech w milionach koron czeskich, dla Węgier w miliardach forintów). W obliczeniach posługiwano się wielkościami wyrażonymi w cenach stałych roku 2000, wyrównanymi sezonowo, przekształconymi do postaci logarytmów. Kształtowanie się tak określonego PKB w poszczególnych krajach przedstawia wykr. 1.

---

<sup>1</sup> Klasyfikacja ta dotyczy rozdysponowania PKB i jest zgodna z klasyfikacją GUS, a także urzędów statystycznych pozostałych dwóch krajów. W literaturze ekonomicznej jej odpowiednikiem jest tradycyjny podział globalnego popytu na konsumpcję, wydatki państwa na zakup dóbr i usług, inwestycje oraz eksport netto.

<sup>2</sup> Dane uzyskano z internetowych stron urzędów statystycznych w Polsce ([www.stat.gov.pl](http://www.stat.gov.pl)), Republice Czeskiej ([www.czso.cz](http://www.czso.cz)) i na Węgrzech (<http://portal.ksh.hu>).

Starano się odrębnie analizować powiązania o charakterze długookresowym oraz krótkookresowym. Przyjęto, że długookresowe powiązania powinny się charakteryzować występowaniem tych samych trendów, krótkookresowe — podobieństwem w kształtowaniu się odchyłeń od trendów. Powiązania o charakterze długookresowym analizowano na podstawie zachowania się różnic pomiędzy wielkościami charakteryzującymi poszczególne kraje. Wykorzystując skorygowany test Dickeya-Fullera ADF starano się określić, czy różnice te są stacjonarne. Analizę powiązań krótkookresowych poprzedzono wyodrębnieniem z poszczególnych wielkości trendu oraz składnika cyklicznego. W tym celu posłużono się filtrem Hodricka-Prescotta. Następnie obliczono współczynniki korelacji pomiędzy składnikami cyklicznymi. Podobna procedura stosowana jest w analizach powiązań cykli gospodarczych pomiędzy krajami (Perez i.in., 2007). Obliczenia przeprowadzono dla całego analizowanego okresu oraz dwóch podokresów za lata 1996—2002 oraz 2003—2009.

### ZMIANY DŁUGOOKRESOWE

Zmiany o charakterze długookresowym są efektem fundamentalnych zmian gospodarczych. Niewielkie, jeżeli w ogóle, znaczenie ma tu polityka monetarna, natomiast znacznie większe polityka fiskalna, jakość instytucji, długookresowe trendy u najważniejszych partnerów gospodarczych. Trudno jednak jednoznacznie określić, które czynniki odpowiedzialne są za odmienne długookresowe trendy w analizowanych krajach. Istotne znaczenie może mieć bowiem różna kompozycja tych samych czynników.

Wszystkie omawiane kraje przeszły przez okres szokowych zmian związanych z przekształcaniem gospodarki. W przypadku Republiki Czeskiej dodatkowe zaburzenia wystąpiły na skutek podziału Czechosłowacji na dwa kraje. Znaczenie czynników zakłócających, jakie wystąpiły na początku lat 90. nie powinno być duże, ponieważ analizę rozpoczęto od 1996 r.

W przypadku PKB oraz spożycia poszczególne kraje charakteryzują się wyraźnymi trendami wzrostowymi. Bardziej zauważalne są różnice w trendach akumulacji, a zwłaszcza eksportu netto. W Polsce akumulacja rosła wyraźnie w latach 90. oraz od 2003 r., natomiast w latach 2000—2003 nie uległa większym zmianom. W Republice Czeskiej okres wzrostu to przede wszystkim lata 1998—2006, z kolei na Węgrzech okres do 2005 r. W przypadku eksportu netto można mówić o zbliżonych trendach w Republice Czeskiej i na Węgrzech, zwłaszcza po 1998 r. W przypadku Czech i Węgier od 2003 r. jego wielkość znajdowała się w bardzo wyraźnym trendzie wzrostowym, w Polsce nie obserwowano znaczących zmian w eksporcie netto.

Na wyk. 3 przedstawiono kształtowanie się różnic pomiędzy logarytmami PKB oraz akumulacji w poszczególnych krajach. Wyraźniej niż wyk. 2 pokazuje on jak kształtowały się relatywne zmiany wartości tych mierników, w tym, na ile stabilne były one w dłuższym okresie. Przedstawione dane wskazują, że bardziej stabilne tendencje dotyczyły PKB niż akumulacji.







Na podstawie testów ADF można stwierdzić, że kształtowanie się długookresowych relacji było zróżnicowane w zależności od porównywanych par krajów i analizowanych kategorii. Generalnie, największe podobieństwo zachodziło pomiędzy Polską a Republiką Czeską. Przejawiało się ono nie tylko podobnymi trendami PKB, ale i spożycia. W przypadku innych par krajów różnice pomiędzy PKB oraz składnikami popytu nie były stacjonarne, co wskazuje na występowanie odmiennych trendów. Wyjątkiem był jedynie eksport netto w Republice Czeskiej i na Węgrzech. Na podobne zmiany eksportu netto w tych krajach mógł wpłynąć znacznie większy niż w Polsce napływ zagranicznych inwestycji bezpośrednich. Wpływ eksportu netto na kształtowanie się produktu krajowego był jednak relatywnie mały i nie wpłynął znacząco na podobieństwo trendów PKB w tych dwóch państwach.

**TABL. 1. STACJONARNOŚĆ RÓŻNIC — WYNIKI TESTU<sup>a</sup>**

Mierniki	Polska i Republika Czeska		Polska i Węgry		Republika Czeska i Węgry	
	test <i>t</i>	wartość <i>p</i>	test <i>t</i>	wartość <i>p</i>	test <i>t</i>	wartość <i>p</i>
PKB .....	-2,1321	0,0329	-1,2177	0,2020	-0,5566	0,4711
Spożycie .....	-2,2583	0,0244	-0,5237	0,4850	-0,3225	0,5646
Akumulacja .....	-1,4751	0,1297	-0,9037	0,3203	-0,0820	0,7046
Eksport netto .....	-1,4506	0,1356	-0,2200	0,6024	-3,2536	0,0016

<sup>a</sup> Przedmiotem testu jest hipoteza o niestacjonarności zmiennej na rzecz alternatywnej, oznaczającej stacjonarność zmiennej.  
Źródło: obliczenia własne.

### ZMIANY KRÓTKOOKRESOWE

Zmiany krótkookresowe pomiędzy gospodarką różnych krajów mogą wynikać z oddziaływania innego układu czynników aniżeli powiązania długookresowe. Na wielu rynkach, np. finansowych, obserwowane są takie różnice. Analizę powiązań krótkookresowych oparto na kształtowaniu się odchyień poszczególnych wielkości od ich trendów.

Odchylenia od trendu PKB wskazują na dość zgodne i cykliczne zachowanie się gospodarki w analizowanych krajach. Pierwszy cykl przypadał na lata 1996—2002, ze szczytem w latach 2000 i 2001, drugi na lata 2003—2009, ze szczytem przypadającym na 2007 r. Podobny, choć nie tak wyraźnie zaznaczony charakter miały cykle akumulacji, spożycia i eksportu netto.

Porównanie zachowania się cyklicznych składników w poszczególnych miernikach określono na podstawie współczynników korelacji pomiędzy opisywanymi krajami. Analizę przeprowadzono dla całego badanego okresu oraz jego dwóch podokresów zgodnych z przebiegiem cykli. W analizie krótkookresowej dodatkowo wzięto pod uwagę kształtowanie się składowych spożycia (spożycie indywidualne i publiczne) oraz akumulacji (nakłady brutto na środki trwałe i akumulacja).



**TABL. 2. WSPÓLCZYNNIKI KORELACJI CYKLICZNYCH SKŁADNIKÓW PKB I POPYTU  
POMIĘDZY POLSKĄ, CZECHAMI I WĘGRAMI**

Wyszczególnienie	1996—2009		1996—2002		2003—2009	
	Polska	Republika Czeska	Polska	Republika Czeska	Polska	Republika Czeska
<b>PKB</b>						
Polska .....	1,00	x	1,00	x	1,00	x
Republika Czeska .....	0,38	1,00	-0,17	1,00	0,76	1,00
Węgry .....	0,45	0,81	0,35	0,13	0,68	0,90
<b>Spożycie ogółem</b>						
Polska .....	1,00	1,00	1,00	x	1,00	x
Republika Czeska .....	-0,22	0,45	-0,20	1,00	-0,15	1,00
Węgry .....	-0,37	x	-0,46	0,37	-0,23	0,45
<b>Spożycie prywatne</b>						
Polska .....	1,00	x	1,00	x	1,00	x
Republika Czeska .....	0,07	1,00	-0,11	1,00	0,38	1,00
Węgry .....	-0,24	0,41	-0,57	0,08	0,10	0,63
<b>Spożycie publiczne</b>						
Polska .....	1,00	x	1,00	x	1,00	x
Republika Czeska .....	0,02	1,00	-0,19	1,00	0,15	1,00
Węgry .....	0,13	0,36	-0,04	0,27	0,24	0,37
<b>Akumulacja</b>						
Polska .....	1,00	x	1,00	x	1,00	x
Republika Czeska .....	0,26	1,00	-0,57	1,00	0,77	1,00
Węgry .....	0,70	0,43	0,80	-0,46	0,67	0,79
<b>Nakłady brutto na środki trwałe</b>						
Polska .....	1,00	x	1,00	x	1,00	x
Republika Czeska .....	-0,09	1,00	-0,76	1,00	0,77	1,00
Węgry .....	0,03	0,09	-0,02	0,06	0,07	0,12
<b>Zmiana zapasów</b>						
Polska .....	1,00	x	1,00	x	1,00	x
Republika Czeska .....	0,34	1,00	-0,07	1,00	0,48	1,00
Węgry .....	0,55	0,47	0,35	-0,09	0,63	0,90
<b>Eksport netto</b>						
Polska .....	1,00	x	1,00	x	1,00	x
Republika Czeska .....	-0,21	1,00	-0,28	1,00	-0,16	1,00
Węgry .....	0,41	0,14	0,58	0,03	0,23	0,20

Źródło: obliczenia własne.

- Na podstawie przedstawionych w tabl. 2 wyników można stwierdzić, że:
- największa korelacja pomiędzy cyklicznymi wielkościami dotyczy najbardziej zagregowanej wielkości, jaką jest PKB. Generalnie można mówić o dodatniej korelacji wahań produktu pomiędzy analizowanymi krajami. W przypadku analizowanych odrębnie składników popytu wielkość współczynników korelacji była zróżnicowana, w zależności od analizowanej kategorii oraz pary krajów;
  - o podobieństwie w przebiegu cyklicznego składnika PKB decyduje przede wszystkim zachowanie się akumulacji. Wahania spożycia, zwłaszcza publicznego, jak i eksportu netto były pomiędzy analizowanymi krajami niezbyt silnie skorelowane. W przypadku eksportu netto słabe powiązania dotyczyły

także pary Republika Czeska—Węgry, charakteryzujących się bardzo podobnymi trendami tej wielkości;

- w analizowanym okresie nastąpiło zwiększenie siły powiązań krótkookresowych pomiędzy analizowanymi krajami, zwłaszcza pomiędzy Polską a Republiką Czeską. Bardzo wyraźny wzrost współczynników korelacji dotyczył zwłaszcza PKB oraz akumulacji. W przypadku spożycia również nastąpił wzrost powiązań;
- polska gospodarka charakteryzowała się, zwłaszcza w drugim podokresie, zdecydowanie silniejszymi powiązaniem z gospodarką czeską niż z gospodarką węgierską. Gospodarka czeska natomiast wykazuje podobne powiązania z gospodarką polską jak i z węgierską, przy czym bliższa polskiej jest w odniesieniu do wahań nakładów brutto na środki trwałe, a do węgierskiej w odniesieniu do wahań spożycia prywatnego oraz zapasów.

Uzyskane wyniki potwierdziły znaczenie inwestycji w procesie synchronizacji aktywności gospodarczej w różnych krajach.

## Podsumowanie

Przedstawione w artykule wyniki wskazują na podobieństwa, ale i różnice w kształtowaniu się trendów oraz wahań PKB wielkości oraz składników popytu globalnego w Polsce, Republice Czeskiej i na Węgrzech. Analizy przeprowadzone dla długiego i krótkiego okresu dały zbliżone oceny powiązań pomiędzy tymi krajami. Można zatem stwierdzić, że generalnie większe podobieństwa zachodzą pomiędzy gospodarką polską i czeską. Podobieństwa w kształtowaniu się trendów i wahań krótkookresowych były mniejsze pomiędzy gospodarką polską i węgierską oraz czeską i węgierską. Wyjątkiem były trendy eksportu netto, bardzo podobne w Republice Czeskiej i na Węgrzech, a odmienne w Polsce. Podobieństwo krótkookresowych wahań PKB w analizowanych państwach wynikało przede wszystkim z cyklicznych wahań akumulacji. W warunkach gospodarki otwartej inwestycje są bowiem w znacznie większym stopniu kształtowane przez uwarunkowania rynku światowego niż konsumpcja i wydatki państwa. Zmiany tych ostatnich wynikają przede wszystkim z uwarunkowań wewnętrznych. Relatywnie słabe związki zachodziły także pomiędzy krótkookresowymi wahaniami eksportu netto.

Uzyskane dla badanych krajów wyniki wskazują na wzrost synchronizacji wahań PKB i popytu, zwłaszcza akumulacji, po ich przystąpieniu do UE. Integracja gospodarcza w ramach UE znajduje więc potwierdzenie w wynikach opracowania. Niemniej jednak każde z analizowanych państw wykazuje także specyfikę w krótkookresowych i długookresowych zmianach PKB i popytu. Prowadzona w tych krajach polityka fiskalna i monetarna nie są bowiem zsynchronizowane, a gospodarka wykazuje różnice strukturalne i instytucjonalne.

## LITERATURA

- Ahmed S., Ickes B. W., Wang P., Yoo B. S. (1993), *International business cycles*. „American Economic Review”, vol. 83
- Artis M., Krolzig H-M., Toro J. (2003), *The European business cycle*. „Oxford Economic papers”, vol. 56
- Baxter M. (1991), *Business cycles, stylized facts and the exchange rate regime: evidence from the United States*. „Journal of International Money and Finance”, vol. 10
- Baxter M., Kouparitsas (2003), *Trade structure, industrial structure and international business cycles*, „American Economic Review”, vol. 93
- Bergman U. M. (2008), *Finish and Swedish business cycles in a global context*, „International Economics and Economics Policy”, vol. 5
- Gregory A. W., Head A. C. (1999), *Common and country-specific fluctuations in productivity, investment, and the current account*, „Journal of Monetary Economics”, vol. 44
- Inotai A., Sass M. (1994), *Economic integration of the Visegrad countries*, „Eastern European Economics”, vol. 32
- Kasch-Haroutounian M., Price S. (2001), *Volatility in the transition markets of Central Europe*, „Applied Financial Economics”, vol. 11
- Khan A., Thomas J. K. (2007), *Inventories and the business cycle: an equilibrium analysis of (S,s) policies*, „American Economic Review”, vol. 97
- Kose A., Otrok C., Whiteman C. (2003), *International business cycles: world, region, and country-specific factors*, „American Economic Review”, vol. 93
- Lumsdaine R. L., Prasad E. S. (2003), *Identifying the common component in international economic fluctuations*, „Economic Journal”, vol. 113
- Mansour J. J. (2003), *Do national business cycles have an international origin?*, „Empirical Economics”, vol. 28
- Mandel M., Tomsik V. (2008), *External balance in transition economy. The role of foreign direct investments*, „Eastern European Economics”, vol. 46
- Perez P., Osborn D. R., Sensier M. (2007), *Business cycle affiliations in the context of European integration*, „Applied Economics”, vol. 39

## SUMMARY

*The long-term trend development and the short-term GDP fluctuations as well as its components in Poland, Czech Republic and Hungary in years 1996—2009 are compared in the article. General conclusions are similar for short-term and long-term analyzes. Greater similarity in behaviour of particular measures occur between Polish and Czech than between Polish and Hungarian economies. The deciding impact on the phenomenon had accumulation. The hypothesis on similar net export fluctuations cannot be confirm. Following accession to the European Union, the correlation between cyclical fluctuations of GDP and demand, particularly accumulation, increased explicitly.*

## РЕЗЮМЕ

*В статье сопоставляется образование долгосрочных трендов и краткосрочных колебаний ВВП, а также его составных частей в Польше, Республике Чехии и в Венгрии в 1996—2009 гг. В основном выводы похожи друг на друга для кратко- и долгосрочного анализа. Больше сходство динамики отдельных измерителей наблюдаем между польской и чешской экономикой. В решающей степени повлияли на это показатели аккумуляции. В то же время не подтвердилась гипотеза в области приближенных колебаний экспорта нетто. После вступления в Европейский союз корреляции между циклическими колебаниями ВВП и спроса, главным образом аккумуляции, заметно увеличились.*

## Z PRAC RADY STATYSTYKI

**Antoni ŻURAWICZ**

### Działalność w I półroczu 2010 r.

---

W pierwszej połowie 2010 r. Rada Statystyki odbyła 6 posiedzeń plenarnych, podczas których zapoznała się z planowanymi kierunkami rozwoju statystyki publicznej w roku bieżącym, statystyką środowiska, a także ze stanem i założeniami zmian w statystyce budownictwa. Wysłuchano ponadto informacji o pracach przygotowawczych do Powszechnego Spisu Rolnego (PSR) 2010 oraz o działaniach powołanego przez prezesa GUS Zespołu Redakcyjnego przygotowującego publikacje z cyklu *Historia Polski w liczbach*. Członkowie Rady poznali też nowatorską metodę badań sondażowych, zwaną mixed-mode.

Jednocześnie Rada pracowała nad projektem programu badań statystycznych statystyki publicznej na rok 2011. Podczas *styczniowego* posiedzenia członkowie Rady Statystyki zajęli się uwagami zgłoszonymi do tego dokumentu przez autorów badań statystycznych i użytkowników informacji. Rozpatrzono zakres tematyczny projektu programu zwracając szczególną uwagę na propozycje dotyczące nowych badań, zmian w dotychczas prowadzonych oraz ich koszty.



Podczas kolejnych posiedzeń dyskutowano nad kształtem programu badań na podstawie informacji o przebiegu prac nad programem badań na rok 2011 przedstawionych przez **Annę Dobrowolską** — zastępcę dyrektora Departamentu Programowania i Koordynacji Badań GUS. Równolegle Rada monitorowała problematykę planowanych na rok przyszły kosztów tematów badawczych. Informacje na ten temat przedstawił **Tomasz Białas**, dyrektor generalny GUS. 1 i 2 lutego członkowie Rady uczestniczyli w obradach Komisji Programowej GUS, podczas których rozpatrzono wnioski zgłoszone do wstępnego projektu programu badań statystycznych statystyki publicznej na rok 2011, wraz ze stanowiskami autorów badań. Wiceprzewodniczący Rady **Marek Niechcial** uczestniczył w obradach konferencji uzgodnieniowej, stanowiącej ostatni etap bezpośredniej współpracy autorów badań i użytkowników informacji statystycznej nad tym programem.

W trakcie posiedzenia plenarnego 14 czerwca 2010 r. Rada przyjęła projekt rozporządzenia Rady Ministrów w sprawie programu badań statystycznych statystyki publicznej na rok 2011 i rekomendowała go Radzie Ministrów. Dokument ten przekazano do Rady Ministrów 29 czerwca 2010 r. Rada Statystyki przyjęła również opinię dotyczącą projektu wydatków budżetowych na badania statystyczne w roku 2011. Oprócz pozytywnej oceny projektu kosztów badań, Rada przekazała Kierownictwu GUS sugestie dotyczące racjonalizacji procesu badawczego oraz ograniczenia kosztów.

Statutowy zapis, dotyczący działalności Rady Statystyki, zobowiązuje ją również do oceny realizacji programu badań statystycznych statystyki publicznej za miniony rok. Rada dokonała oceny programu za rok 2009 w maju br. Na podstawie przedstawionych informacji GUS oraz Sekretariatu Rady Statystyki, Rada pozytywnie oceniła realizację programu badań statystycznych statystyki publicznej za rok 2009.

W I półroczu 2010 r. Rada rozpatrzyła i rekomendowała Radzie Ministrów projekt rozporządzenia zmieniającego rozporządzenie w sprawie programu badań statystycznych statystyki publicznej na rok 2010. Korekta programu wynikała przede wszystkim ze zmian sposobu prowadzenia badania na skutek wprowadzenia elektronicznej formy przekazywania danych przez respondentów, zmian organizacji badań, ich zakresu przedmiotowego i podmiotowego, terminów oraz nazewnictwa zgodnie z aktualnymi potrzebami badawczymi, konieczności dostosowania badań do zmienionych regulacji prawnych oraz z decyzji podjętych przez Eurostat. Dokument został podpisany przez Prezesa Rady Ministrów 17 czerwca 2010 r.

Kolejne posiedzenia plenarne, jakie odbyły się w pierwszej połowie 2010 r. Rada Statystyki poświęciła zapoznaniu się z istotnymi procesami zachodzącymi w statystyce publicznej oraz dokonała oceny wybranych dziedzin badawczych.

Podczas *styczniowego* posiedzenia prezes GUS **prof. dr hab. Józef Oleński** przedstawił i szczegółowo omówił główne zadania rozwojowe statystyki pu-

blicznej w 2010 r. Zaliczył do nich: przeprowadzenie spisu rolnego i przygotowanie do przyszłorocznego spisu powszechnego ludności i mieszkań, kontynuację elektronicznej sprawozdawczości i badań ankietowych, dalsze prace związane ze specjalizacją urzędów statystycznych, prace nad dziedzicznymi bazami danych, utworzenie wojewódzkich ośrodków badań regionalnych, prace badawcze i metodologiczne, aktywizację udostępniania informacji, rozwój współpracy międzynarodowej oraz wsparcie resortowych systemów statystyki publicznej.

Podsumowując wielowątkową dyskusję, **przewodniczący Rady Statystyki Jan Guz** podkreślił, że przedstawione kierunki rozwoju statystyki publicznej i związane z tym zagadnienia będą stanowiły podstawę prac Rady Statystyki w kolejnych miesiącach. Przyjęto, że wynikające z dyskusji uwagi i wnioski powinny być wykorzystywane w bieżących pracach GUS.

W trakcie posiedzenia **lutowego dr Paweł Bartoszczuk** — zastępca dyrektora Departamentu Badań Regionalnych i Środowiska GUS — przedstawił zakres badań statystycznych środowiska, źródła ich danych, uwarunkowania prawne oraz planowane działania. Szczegółowo omówił zagadnienia dotyczące statystyki: gazów cieplarnianych, wraz z zaleceniami Unii Europejskiej (UE), zasobów wodnych, ścieków przemysłowych i komunalnych, czystości wód Bałtyku, zalesienia kraju oraz odpadów. Jako planowane kierunki prac referent wymienił: rozwój rachunków środowiskowych (wynikający z wymagań UE, przede wszystkim w zakresie przepływów materiałowych i rachunków nakładów na ochronę środowiska), podjęcie badań nad dekarbonizacją gospodarki, wykorzystanie bazy wykonanej w projekcie polsko-francuskim, dotyczącej ekonomicznych wskaźników gospodarki wodnej jako źródła do opracowania analiz ekonomicznych w planach gospodarowania wodą w dorzeczach.

Koreferat przedstawił członek Rady Statystyki **dr Eugeniusz Śmiłowski**. Zwrócił on uwagę na szeroki zakres informacji dotyczących środowiska wynikających z badań GUS oraz ze współpracy Urzędu m.in. z Głównym Inspektorem Ochrony Środowiska, Krajowym Centrum Inwentaryzacji Emisji oraz Narodowym Funduszem Środowiska i Gospodarki Wodnej. Podkreślił, że wejście Polski do UE spowodowało konieczność stosowania wielu norm unijnych z zakresu ochrony środowiska i zarazem objęcie tych zagadnień szerszym monitoringiem. Wskazał na potrzebę publikowania pełniejszej informacji w zakresie energii odnawialnej, aspektów związanych z degradacją gleby oraz wykorzystania funduszy unijnych.

W dyskusji udział wzięli zaproszeni goście, m.in.: **Hanna Boltrys-Krysiak** — radca ministra środowiska, **Lucyna Dygas-Ciołkowska** — dyrektor departamentu w Głównym Inspektoracie Ochrony Środowiska, **prof. dr hab. Rafał Miłaszewski** z Politechniki Białostockiej, **prof. dr hab. Jerzy Śleszyński**

z Uniwersytetu Warszawskiego. Zwrócono w niej m.in. uwagę na potrzebę szerszego publikowania danych dotyczących zrównoważonego rozwoju kraju w ujęciu umożliwiającym dokonywanie porównań w czasie i z innymi krajami. Na podstawie opinii samorządów terytorialnych pozytywnie oceniono zakres danych o środowisku oraz propozycje rozwoju badań, zwłaszcza w kierunku opracowania zintegrowanych wskaźników dotyczących środowiska przyrodniczego i jego wpływu na rozwój społeczno-gospodarczy oraz na zagospodarowanie przestrzenne. Za istotne uznano powiązanie bazy danych o środowisku z innymi bazami danych.

Rada Statystyki wysoko oceniła zakres i jakość danych polskiej statystyki środowiska, jak również plany w tej dziedzinie.

Podczas *marcowego* posiedzenia **dr hab. Jarosław Górniak, profesor UJ**, przedstawił problematykę tzw. mixed-mode w sondażu, czyli stosowania w jednym badaniu sondażowym więcej niż jednej techniki kontaktu z respondentami i gromadzenia danych przy wykorzystaniu tego samego kwestionariusza (np. za pośrednictwem ankiety pocztowej, Internetu, telefonu czy wywiadu osobistego). Prelegent wyjaśnił, że metoda ta umożliwia kompensowanie wad poszczególnych technik w stosunku do różnych grup respondentów, przy różnym charakterze pytań, np. dotyczących kwestii drażliwych. Ponadto pozwala na zwiększenie stopy realizacji próby i zmniejszenie kosztów badań. W efekcie omawiana technika umożliwia minimalizację błędu badania przy danym budżecie i określonym czasie realizacji.

**Dr hab. Jarosław Górniak** omówił historię prac nad zastosowaniem wielu technik łącznie, występujące dylematy, zakres wykorzystania oraz przedstawił wyniki przeprowadzonych przez naukowców zachodnich analiz wpływu stosowania poszczególnych technik na wyniki badań. W konkluzji podkreślił m.in., że korzyści wynikające z redukcji kosztów badania i wzrostu stopnia realizacji prób dominują nad problemami w zakresie pomiaru, co wiąże się z faktem, że mieszane metody badań są wykorzystywane coraz częściej, z uwagi na negatywny wpływ spadku realizacji próby.

Nad tematem dyskutowali m.in.: **dr hab. Janusz Czapiński, profesor UW**, **dr hab. Zofia Barbara Liberda, profesor UW** (doradca prezesa GUS, przewodnicząca Komisji Metodologicznej GUS), **dr hab. Włodzimierz Okrasa, profesor UKSW** (doradca prezesa GUS). Wskazano na szereg szczegółowych problemów związanych ze stosowaniem omawianej techniki badawczej, a także na jej zalety związane przede wszystkim z możliwością ograniczenia kosztów badań statystycznych i podniesienia jakości osiąganych wyników. Podkreślono duże możliwości GUS dotyczące wykorzystania mixed-mode, szczególnie podczas najbliższych spisów powszechnych, z uwagi na dobre przygotowanie technologiczne oraz wykwalifikowaną kadrę ankieterów.

Podstawowy temat posiedzenia *kwietniowego* nosił tytuł *Historia Polski w liczbach*, ze szczególnym uwzględnieniem lat 1939—1945. *Historia Polski w liczbach* to cykl publikacji statystyczno-historycznych dokumentujących rozwój społeczno-gospodarczy ziem polskich, wydawanych przez GUS. Początki ich edycji sięgają roku 1968, kiedy to ówczesny prezes GUS **prof. Wincenty Kawalec** przygotował, powielone w niewielkim nakładzie, zeszyty pt. *Historyczny Rocznik Statystyczny*, z których dane wykorzystane zostały szerzej w wydawnictwach *Polska 1918—1978* i *Polska 1918—1988*. Ta druga publikacja ukazała się w 1989 r. z inicjatywy prezesa GUS **dra Franciszka Kubiczka**, który powołał, pod swoim przewodnictwem, odrębny zespół redakcyjny do opracowania wydawnictw pt. *Historia Polski w liczbach*. W latach 1990—1999 opracowano 9 zeszytów tematycznych oraz jedno opracowanie zbiorcze w języku angielskim. Zespół przystąpił następnie do prac nad dwutomowym wydaniem *Historii Polski w liczbach*. W efekcie w 2003 r. wydano I tom pt. *Państwo i społeczeństwo*, a w 2006 r. — II tom pt. *Gospodarka*. Obydwa tomy zawierają 1099 tabel liczbowych, 41 wykresów i 20 map obrazujących możliwie najstarsze okresy historii Polski. Tabele zostały opatrzone krótkimi komentarzami i podaniem źródeł. Tomy mają łącznie ok. 1300 stron.

Prace nad publikacjami z cyklu *Historia Polski w liczbach* przedstawił **dr Franciszek Kubiczek**, profesor w Almater Wyższej Szkole Ekonomicznej w Warszawie, który również obecnie przewodniczy Zespołowi Redakcyjnemu powołanemu do opracowania czterech nowych tomów tego wydawnictwa.

W dalszej części posiedzenia **dr Cecylia Leszczyńska** — członek Zespołu Redakcyjnego *Historii Polski w liczbach* — przedstawiła zasoby informacyjne oraz kierunki prac w zakresie szacunków strat wojennych Polski w latach 1939—1945. Omawiając szczegółowo prowadzone po II wojnie światowej przez różne instytucje prace, mające na celu ocenę szkód poniesionych przez Polskę, wskazała na ich metodologię, jak i osiągnięte, często odmienne, wyniki. Podkreśliła konieczność prowadzenia dalszych badań, po dokończeniu kwerendy zasobów archiwalnych oraz dokonaniu analiz opracowań monograficznych pod kątem wyboru danych pokazujących stan zniszczeń w gospodarce.

Rada Statystyki z satysfakcją odnotowała prace mające na celu jak najszersze udokumentowanie historii Polski, w tym trudno mierzalnego okresu II wojny światowej.

W drugim punkcie posiedzenia członkowie Rady wysłuchali informacji o przebiegu spisu próbnego do PSR 2010, którą przedstawił **Janusz Dygaszewicz** — dyrektor Centralnego Biura Spisowego. Wymienił główne założenia tego spisu oraz omówił jego organizację i analizę wyników. Podkreślił, że sprawdziły się przyjęte do spisu nowatorskie założenia organizacyjne, metodologiczne oraz techniczne, które będą mogły być zastosowane przy realizacji Powszechnego Spisu Rolnego 2010.

Bardziej szczegółowo prace przygotowawcze do PSR 2010 Rada rozpatrywała w trakcie obrad *majowych*. Temat przedstawili **wiceprezes GUS prof. dr hab. Janusz Witkowski**, który scharakteryzował dotychczasowe prace przygotowawcze do spisu oraz **Magdalena Janczur-Knapik** — naczelnik wydziału w Dep. Koordynacji i Programowania Badań GUS, która omówiła założenia organizacyjne PSR 2010, w tym zrealizowane i toczące się postępowania przetargowe związane z infrastrukturą techniczną, harmonogram prac spisowych obejmujący okres od maja do grudnia 2010 r., strukturę aparatu spisowego, model szkoleń do spisu, profil rachmistrza spisowego, systemy spisowe i realizację wniosków ze spisu próbnego. Ponadto **Władysław Wiesław Łagodziński** — radca generalny prezesa GUS przedstawił działania związane z promocją spisu i upowszechnieniem jego wyników.

Koreferat przedstawił **prof. dr hab. Józef Zegar**, który zwrócił uwagę na nowatorskie metody, jakimi przeprowadzony będzie spis tegoroczny oraz problemy związane m.in. z niedostateczną jakością rejestrów administracyjnych. Koreferent wskazał również na konieczność położenia większego nacisku na szybsze i lepsze wykorzystanie wyników spisu. W podsumowaniu tematu przyjęto kolejne rozpatrzenie przez Radę Statystyki tematu PSR 2010 w IV kwartale br., pod kątem oceny jego realizacji i sposobu wykorzystania uzyskanych danych.

W *czerwcu* Rada omawiała stan i kierunki rozwoju statystyki budownictwa. Temat przedstawiły **wiceprezes GUS dr Halina Dmochowska** oraz **Dorota Turek** — zastępca dyrektora Departamentu Produkcji GUS.

**Dr Halina Dmochowska** przedstawiła rozwiązania organizacyjne statystyki budownictwa, wskazała na powiązania tej dziedziny z pracami w zakresie rachunków narodowych oraz ze statystyką dziedzinową. Podkreśliła, że polska statystyka budownictwa jest w pełni dostosowana do wymogów UE i pozytywnie wyróżnia się na tle wielu krajów. Zwróciła uwagę na integrację ze statystyką krótkookresową w innych dziedzinach oraz znaczny stopień wykorzystania, głównie w zakresie budownictwa mieszkaniowego czy administracyjnych źródeł danych.

**Dorota Turek** omówiła zakres badań statystycznych budownictwa, źródła danych, częstotliwość ich zbierania oraz zakres przedmiotowy i podstawowe grupowania wyników, a następnie wymieniła publikacje, które zawierają dane dotyczące budownictwa. Omówiła też kierunki rozwoju statystyki budownictwa, do których zaliczyła: doskonalenie elektronicznej formy pozyskiwania danych statystycznych, m.in. poprzez wdrożenie wersji wizardowej formularzy, która będzie bardziej przyjazna dla respondentów, prace nad metodyką krótkookresowych danych o jednostkach małych, wykorzystywanie administracyjnych źródeł danych oraz współpracę z głównymi użytkownikami w zakresie właściwego wykorzystania informacji statystycznych. Omówiła też stan i zamierzenia

w zakresie badań dotyczących produkcji budowlano-montażowej i kosztów tej produkcji w układzie kalkulacyjnym. Poinformowała również o podjętej w br. współpracy z Głównym Urzędem Nadzoru Budowlanego w celu stworzenia jednolitego, kompleksowego systemu informatycznego uwzględniającego potrzeby informacyjne organów administracji architektoniczno-budowlanej i nadzoru budowlanego, w tym także obowiązki tych organów w zakresie statystyki publicznej. Wspomniała ponadto o pracach przygotowawczych dotyczących utworzenia Dziedzinowej Bazy Danych pn. „Budownictwo”.

Koreferat przedstawiła **prof. dr hab. Joanna Kotowicz-Jawor**, która podkreśliła istotną rolę sektora budownictwa w gospodarce, w tym w utrzymaniu dodatniego tempa wzrostu PKB w okresie globalnego kryzysu. Pozytywnie oceniając statystykę budownictwa, postulowała jednocześnie rozważenie możliwości wzbogacenia jej o najistotniejsze zmiany dokonujące się w budownictwie. Sugerowała poszerzenie obserwacji statystycznej o budownictwo infrastrukturalne, w szczególności w odniesieniu do jego efektów rzeczowych. Postulowała również rozważenie możliwości uzyskiwania danych dotyczących finansowania ze środków unijnych produkcji budowlano-montażowej sektora publicznego.

W trakcie dyskusji zwrócono uwagę na nałożony w przeszłości na prezesa GUS obowiązek publikowania wskaźników, które z punktu widzenia metodologii statystyki są błędne bądź mają małą wartość legislacyjną, jak wskaźniki dotyczące zmian cen nieruchomości czy ceny 1 m<sup>2</sup> powierzchni użytkowej budynku. Rada poparła stanowisko GUS dotyczące konieczności podjęcia prac legislacyjnych mających na celu dokonanie zmian w tym zakresie. Oceniając pozytywnie stan i planowane kierunki rozwoju statystyki budownictwa, Rada wskazała na wnioski wynikające z posiedzenia, które winny być rozpatrzone w dalszych pracach GUS.

\*  
\*   \*

Z dniem 1 kwietnia 2010 r. **Prezes Rady Ministrów Donald Tusk** nominował do składu Rady **prof. dra hab. Józefa Zegara**. Profesor specjalizuje się w zagadnieniach: ekonomii agrarnej, ekonomii ekologicznej, polityki społeczno-gospodarczej, zrównoważonego rozwoju społeczno-ekonomicznego, rolnictwa zrównoważonego, zastosowań metod matematycznych i statystyki w badaniach ekonomicznych. Prof. dr hab. Józef Zegar uczestniczył w pracach Rady Statystyki I i III kadencji. Jest również członkiem Naukowej Rady Statystycznej GUS. W obecnej kadencji Rady Statystyki pełnić będzie funkcję eksperta w zakresie nauk ekonomicznych. Jest zastępcą redaktora naczelnego „Wiadomości Statystycznych”, czasopisma GUS i PTS.

---

**mgr Antoni Żurawicz** — GUS

## XXXIX Ogólnopolski Konkurs Statystyczny

---

W końcu czerwca 2010 r. Centralna Biblioteka Statystyczna im. Stefana Szulca zakończyła prace nad organizacją XXXIX Ogólnopolskiego Konkursu Statystycznego dla młodzieży szkół średnich. Jest on organizowany od 1968 r. pod patronatem prezesa GUS, ze względów budżetowych nie był organizowany w latach 1973—1976.

Podstawowym celem Konkursu jest rozwijanie umiejętności i wiedzy młodzieży w zakresie statystyki zdobywanej na lekcjach statystyki, matematyki, geografii itp. na podstawie *Małego Rocznika Statystycznego Polski*.

W latach 1968—1972 i 1977—2004 uczniowie odpowiadali na pytania ankiety konkursowej dotyczącej danych publikowanych w tym wydawnictwie.

W 2004 r. Prezydium Kolegium GUS zmieniło formułę Konkursu. Zadaniem Konkursu w nowej formule jest nie tylko rozwijanie umiejętności i wiedzy, ale także promowanie kreatywności uczniów, zdolności samodzielnego myślenia, przeprowadzania logicznej analizy i syntezy. Zadanie konkursowe polega obecnie na opracowaniu jednego z trzech tematów wykorzystujących wiedzę uzyskaną z *Małego Rocznika Statystycznego Polski*.

Tematy zawarte w pytaniach konkursowych związane są z ważnymi wydarzeniami gospodarczo-społeczno-kulturalnymi, w tym roku dotyczyły tematyki rolniczej i leśnej ze względu na Powszechny Spis Rolny. W 2010 r. do wyboru były następujące tematy:

1. Na podstawie rozdziału 13 *Małego Rocznika Statystycznego Polski* oceń stan rolnictwa w Polsce.
2. Napisz na podstawie rozdziału 13 *Małego Rocznika Statystycznego Polski* co Twoim zdaniem jest przeszkodą w rozwoju rolnictwa w Polsce.
3. Na podstawie rozdziału 13 *Małego Rocznika Statystycznego Polski* scharakteryzuj leśnictwo w Polsce.

Uczniowie mieli na ich opracowanie dwa miesiące. Przy ocenie prac konkursowych jury brało pod uwagę: oryginalność interpretacji tematu, układ treści, umiejętność analizy i syntezy wiedzy źródłowej, stopień wykorzystania *Rocznika*.

Lista laureatów XXXIX Ogólnopolskiego Konkursu Statystycznego została opublikowana na stronie domowej Centralnej Biblioteki Statystycznej <http://statlibr.stat.gov.pl>. Nagrodami w konkursie były: laptopy, odtwarzacze DVD, radiomagnetofony CD, encyklopedie, słowniki, leksykony.

Nagrodzeni zostali autorzy najlepszych prac konkursowych, jak i szkoły, które przysłały największą liczbę prac konkursowych.

Tegoroczne zadania konkursowe wymagały szerokiej wiedzy pozaźródłowej, dużej inwencji i samodzielności. Mimo to kilkuset uczniów sprostało tym wyzwaniom.

Najlepszą pracę nadesłała uczennica Zespołu Szkół nr 2 im. gen. Władysława Sikorskiego w Tomaszowie Lubelskim — Magdalena Dziura. Przedstawiła ona bardzo szczegółowo ocenę stanu rolnictwa w Polsce. W pracy konkursowej wykorzystwała także inne źródła informacji. Poza tym dołączyła do niej ciekawą, autorską prezentację multimedialną na płycie CD zatytułowaną *Moja mała ojczyzna — czyli ocena polskiej wsi i pomysły na jej rozwój*, a także galerię zdjęć przedstawiających gospodarstwa rolne w okolicy Tomaszowa Lubelskiego.

Drugie miejsce w Konkursie zajął Dawid Jatczak z Zespołu Szkół nr 2 w Stargardzie Szczecińskim, który napisał bardzo kreatywną pracę (w formie rozprawy sądowej) na temat przeszkód w rozwoju rolnictwa w Polsce. Dołączył do niej samodzielnie przeprowadzony sondaż we wsi Czernin na płycie CD.

Jury przyznało trzecią nagrodę w Konkursie Ewie Kruk, uczennicy Zespołu Szkół Ponadgimnazjalnych w Siedlcach, której niezwykle kreatywna, błyskotliwa i dowcipna praca, poświęcona charakterystyce polskiego leśnictwa, została przedstawiona w formie scenariusza teleturnieju telewizyjnego pt. „Zielone show”.

Najbardziej szczegółową pracę na temat leśnictwa, zawierającą własne oceny i opinie oraz ciekawą prezentację multimedialną *Moje Roztocze* nadesłał Kamil Kowal z Zespołu Szkół nr 2 w Tomaszowie Lubelskim.

Jury Ogólnopolskiego Konkursu Statystycznego przyznało uczniom za najlepsze prace następujące nagrody:

**I miejsce** — laptop — Magdalena Dziura — uczennica Zespołu Szkół nr 2 im. gen. Władysława Sikorskiego w Tomaszowie Lubelskim (praca napisana pod kierunkiem Jolanty Kidy),

**II miejsce** — odtwarzacz DVD — Dawid Jatczak — uczeń Zespołu Szkół nr 2 w Stargardzie Szczecińskim (praca napisana pod kierunkiem Jolanty Stępczyńskiej),

**III miejsce** — radiomagnetofon CD — Ewa Kruk — uczennica Zespołu Szkół Ponadgimnazjalnych nr 2 w Siedlcach (praca pod kierunkiem Ewy Nowak),

**IV miejsce** — wydawnictwa encyklopedyczne — **ex aequo:**

- Paulina Brzozowska — uczennica I Liceum Ogólnokształcącego im. Bolesława Krzywoustego w Nakle nad Notecią (praca pod kierunkiem Hanny Pietrucin),
- Alicja Danielczyk — uczennica I Liceum Ogólnokształcącego w Kościanie (praca pod kierunkiem Katarzyny Głowczak),



- Magdalena Gleba — uczennica Zespołu Szkół w Świnoujściu (praca pod kierunkiem Beaty Cembali),
- Honorata Gościńska — uczennica Zespołu Szkół Ponadgimnazjalnych nr 4 „Ekonomik” w Inowrocławiu (praca pod kierunkiem Aleksandry Dopierały),
- Barbara Góra — uczennica Zespołu Szkół Ekonomicznych im. Eugeniusza Kwiatkowskiego w Krakowie (praca pod kierunkiem Marioli Szumilas),
- Wojciech Guziak — uczeń Zespołu Szkół Elektryczno-Elektronicznych w Radomsku (praca pod kierunkiem Agnieszki Nowickiej),
- Aneta Jurczyk — uczennica Zespołu Szkół Ekonomicznych w Raciborzu (praca pod kierunkiem Pawła Ptaka),
- Kamil Kowal — uczeń Zespołu Szkół nr 2 im. gen. Władysława Sikorskiego w Tomaszowie Lubelskim (praca pod kierunkiem Jolanty Kidy),
- Justyna Ksel — uczennica Zespołu Szkół Ekonomicznych im. Oskara Langego w Kielcach (praca pod kierunkiem Anny Szwajgor),
- Paweł Lesiak — uczeń Liceum Ogólnokształcącego w Zespole Szkół w Wołczynie (praca pod kierunkiem Bogusława Włosa),
- Agnieszka Lewandowska — uczennica Zespołu Szkół Ekonomicznych im. Stefana Starzyńskiego w Gorzowie Wielkopolskim (praca pod kierunkiem Janusza Kwiatkowskiego),
- Aleksandra Madej — uczennica Publicznego Liceum Ogólnokształcącego Politechniki Łódzkiej w Łodzi (praca pod kierunkiem Jacka Poławskiego),
- Bartłomiej Mierzchała — uczeń Zespołu Szkół Ponadgimnazjalnych nr 1 w Kępnie (praca pod kierunkiem Grażyny Stempień),
- Adrian Runge — uczeń II Liceum Ogólnokształcącego im. Hugona Kołłątaja w Wałbrzychu (praca pod kierunkiem Anny Wojtowicz),
- Dorota Serwińska — uczennica Zespołu Szkół Ekonomicznych w Żarach (praca pod kierunkiem Bożeny Grodzkiej-Sawickiej),
- Adrian Strombek — uczeń Zespołu Szkół Ekonomicznych w Nysie (praca pod kierunkiem Danuty Orłowskiej),
- Marcin Szałapski — uczeń Zespołu Szkół nr 2 im. gen. Władysława Sikorskiego w Tomaszowie Lubelskim (praca pod kierunkiem Jolanty Kidy),

- Dorota Szydło — uczennica XI Liceum Ogólnokształcącego z Oddziałami Integracyjnymi im. Stanisława Staszica w Radomiu (praca pod kierunkiem Jolanty Górskiej),
- Paweł Synaszko — uczeń Zespołu Szkół Elektronicznych w Bielsku-Białej (praca pod kierunkiem Anny Rohm),
- Joanna Śpiak — uczennica II Liceum Ogólnokształcącego im. Stanisława Wyspiańskiego w Legnicy (praca pod kierunkiem Beaty Kucii),
- Paweł Tomczyk — uczeń II Liceum Ogólnokształcącego im. Władysława Broniewskiego w Koszalinie (praca pod kierunkiem Joanny Szuby),
- Dagmara Tryba — uczennica Zespołu Szkół Ogólnokształcących im. Oswalda Balzera w Zakopanem (praca pod kierunkiem Piotra Zięby),
- Katarzyna Wiesławska — uczennica Zespołu Szkół im. gen. Sylwestra Kaliskiego w Górze (praca pod kierunkiem Krystyny Kostrabij),
- Klaudia Wiśniewska — uczennica I Liceum Ogólnokształcącego im. dra Władysława Gębika d. Polskie Gimnazjum w Kwidzynie (praca pod kierunkiem Mariusza Wesołowskiego),

**V miejsce** — wydawnictwa encyklopedyczne — **ex aequo:**

- Mirela Antosz — uczennica Zespołu Szkół Ekonomiczno-Usługowych w Rybniku (praca pod kierunkiem Elżbiety Wilczek),
- Joanna Bilan — uczennica I Liceum Ogólnokształcącego im. Jarosława Dąbrowskiego w Rawiczu (praca pod kierunkiem Andrzeja Liska),
- Danuta Bochenek — uczennica Zespołu Szkół Ekonomiczno-Chemicznych w Trzebini (praca pod kierunkiem Grażyny Szopy),
- Natalia Janik — uczennica Zespołu Szkół w Strzyżowie (praca pod kierunkiem Elżbiety Niewolskiej),
- Daria Kmiecik — uczennica Zespołu Szkół Zawodowych w Rawiczu (praca pod kierunkiem Rafała Jędrzejaka),
- Anna Kulka — uczennica Zespołu Szkół Ekonomicznych w Mińsku Mazowieckim (praca pod kierunkiem Agnieszki Paździoch),
- Michał Mościcki — uczeń Zespołu Szkół Zawodowych im. Stanisława Staszica w Wysokiem Mazowieckiem (praca pod kierunkiem Agnieszki Grabowskiej),
- Witold Nowak — uczeń I Liceum Ogólnokształcącego w Rawiczu (praca pod kierunkiem Andrzeja Liska),

- Justyna Rolka — uczennica Zespołu Szkół nr 1 im. Eugeniusza Kwiatkowskiego w Myszkowie (praca pod kierunkiem Grażyny Jędras),
- Klaudia Sadowska — uczennica Zespołu Szkół Ekonomicznych im. Krzysztofa Kamila Baczyńskiego w Przemysłu (praca pod kierunkiem Katarzyny Gembarzewskiej),
- Ewa Sędrowska — uczennica Zespołu Szkół Ponadgimnazjalnych im. Władysława Stanisława Reymonta w Chorzelech (praca pod kierunkiem Rafała Burczyńskiego),
- Monika Ziętał — uczennica IV Liceum Ogólnokształcącego im. Henryka Sienkiewicza w Częstochowie (praca pod kierunkiem Bożeny Dobosik),
- Albert Żurek — uczeń Zespołu Szkół Ponadgimnazjalnych nr 1 im. Mikołaja Kopernika w Busku Zdroju (praca pod kierunkiem Władysława Kurpisza),
- Katarzyna Żydek — uczennica Zespołu Szkół nr 3 im. Mikołaja Reja w Kędzierzynie-Koźlu (praca pod kierunkiem Rity Majnusz).

**W kategorii masowość uczestnictwa jury Konkursu przyznało następujące nagrody:**

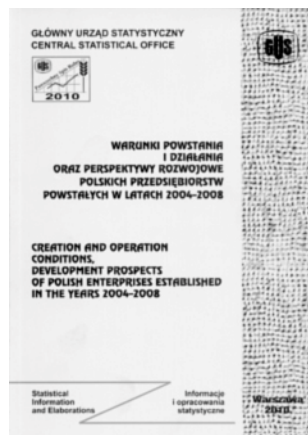
- I miejsce** — laptop — XII Liceum Ogólnokształcące im. Stanisława Wyspiańskiego w Łodzi (332 prace pod kierunkiem Piotra Wiercińskiego i Jacka Poławskiego),
- II miejsce** — odtwarzacz DVD — Zespół Szkół Ponadgimnazjalnych nr 1 im. Kresowiaków w Bartoszycach (252 prace pod kierunkiem Sylwii Jarzębowicz-Sudujko),
- III miejsce** — radiomagnetofon CD — I Liceum Ogólnokształcące im. Stanisława Staszica w Chrzanowie (207 prac pod kierunkiem Jolanty Staniszewskiej i Barbary Wawrzyniak),
- IV miejsce** — wydawnictwa encyklopedyczne — Zespół Szkół Ponadgimnazjalnych nr 1 im. ks. Stanisława Konarskiego w Jędrzejowie (63 prace pod kierunkiem Anny Krempińskiej),
- V miejsce** — wydawnictwa encyklopedyczne — Zespół Szkół Zawodowych nr 1 w Strzelcach Opolskich (54 prace pod kierunkiem Jolanty Mendel).

Na uwagę zasługuje fakt, że wśród laureatów Konkursu są szkoły i młodzież ze wszystkich regionów Polski, co świadczy niewątpliwie o bardzo dobrej promocyjności statystyki w szkołach, prowadzonej przez urzędy statystyczne w województwach. Niektóre szkoły biorą udział w konkursie nieprzerwanie od kilkadziesiąt lat.

Oprac. **Bożena Łazowska**

## Nowości wydawnicze GUS i urzędów statystycznych (lipiec 2010)

---



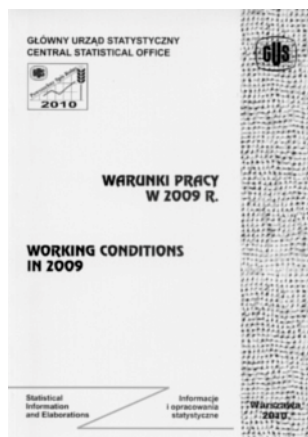
Corocznie opracowywana publikacja „**Warunki powstania i działania oraz perspektywy rozwojowe polskich przedsiębiorstw powstałych w latach 2004—2008**” gromadzi informacje pozwalające na ocenę warunków utrzymywania się na rynku nowo powstałych firm. Dzięki tym informacjom czytelnicy mogą ocenić możliwości utrzymania się nowych firm na rynku w pierwszych latach po rejestracji oraz poznać czynniki wpływające na rywalizację z konkurencją.

Publikację przygotowano na podstawie wyników panelowego badania przedsiębiorstw opartych na założeniu, że dane o nowych jednostkach będą zbierane w trybie pięcioletniej obserwacji tych samych jednostek powstałych w danym roku. Pokazane w publikacji dane zgromadzono w pełnym, czyli pięcioletnim cyklu badawczym obejmującym podmioty powstałe w 2004 r., obserwowane w latach 2005—2009.

Przedstawione w publikacji wyniki badań stanowią kompleksowe źródło informacji o stanie polskiej gospodarki, a także jej miejscu na rynku europejskim. Na ich podstawie można określić kierunki polityki dotyczącej rozwoju przedsiębiorczości, mogą też być one bazą do dokonywania analiz sektora małych i średnich przedsiębiorstw.

Z lektury opracowania czytelnicy poznają liczbę i strukturę nowo powstałych podmiotów gospodarki narodowej ujętych według stanu aktywności prawno-ekonomicznej oraz sposobu powstania i trudności napotykanych przez przedsiębiorców przy prowadzeniu działalności gospodarczej. Ponadto są tu podane podstawowe dane o właścicielach nowo tworzonych przedsiębiorstw osób fizycznych, których pokazano według wieku, płci, wykształcenia i charakteru poprzednio wykonywanej przez nich pracy.

Opracowanie w wersji polsko-angielskiej dostępne na stronach internetowych GUS.



„Warunki pracy w 2009 r.” zawierają informacje istotne z punktu widzenia zdrowia społeczeństwa oraz realizacji zobowiązań pracodawców do zapewnienia warunków pracy, zgodnych z obowiązującymi normami. Informacje te pozwolą na ocenę stanu i zachodzących zmian w zakresie zagrożeń na stanowiskach pracy związanych ze środowiskiem pracy, z uciążliwością pracy, a także z czynnikami mechanicznymi. Ponadto podano tu dane dotyczące liczby osób korzystających ze świadczeń z tytułu pracy w warunkach szkodliwych dla zdrowia i uciążliwych, a także świadczeń z tytułu wypadków przy pracy i chorób zawodowych w badanej zbiorowości.

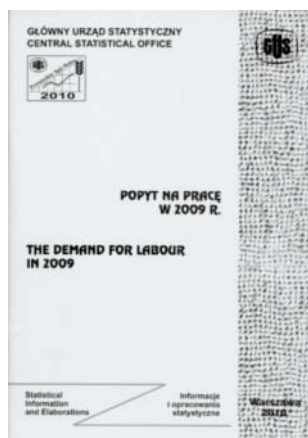
Przedstawione w publikacji informacje dają także podstawę do podejmowania działań profilaktycznych związanych z oceną ryzyka zawodowego oraz prowadzenia właściwej polityki w dziedzinie poprawy warunków pracy.

W opracowaniu zamieszczono uwagi metodyczne, w których podano źródło i zakres danych oraz objaśniono podstawowe pojęcia. Główną część opracowania stanowią tablice, podane w nich informacje uzupełniono krótką, tekstową charakterystyką warunków pracy.

Dane przedstawione w tablicach dotyczą m.in.: likwidacji lub ograniczenia zagrożeń zdrowia wynikających z działania substancji chemicznych, hałasu, wibracji, promieniowania, a także świadczeń z tytułu pracy w warunkach szkodliwych dla zdrowia oraz pokazują statystykę zatrudnionych w warunkach zagrożenia.

Badaniem warunków pracy objęto podmioty sprawozdawcze bez względu na formę własności oraz formę organizacyjno-prawną, natomiast spełniające kryterium, w którym liczba pracujących przekracza 9 osób.

Publikacja w wersji polsko-angielskiej, dostępna na stronach internetowych GUS.



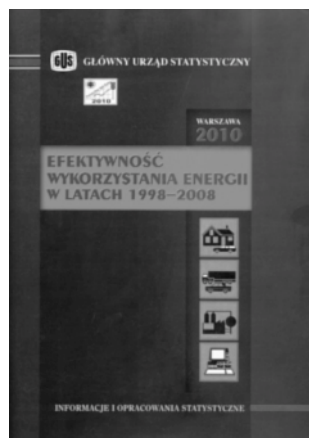
Publikacja „Popyt na pracę w 2009 r.” przedstawia wyniki reprezentacyjnego badania prowadzonego w systemie kwartalnym. Zawarte w niej podstawowe informacje, dotyczące popytu na pracę, przekazały podmioty gospodarki narodowej o liczbie pracujących 1 lub więcej osób.

W opracowaniu dane ujęto według cech charakteryzujących zakłady pracy dotyczą one popytu zrealizowanego i niezrealizowanego (liczba pracujących osób oraz liczba i struktura wolnych miejsc pracy według zawodów). Pokazano także liczbę nowo utworzonych oraz zlikwidowanych miejsc pracy, które w 2009 r. zbadano po raz pierwszy. Zagadnie-

nia popytu na pracę przedstawiono w ujęciu przestrzennym oraz według sektorów własności, rodzajów działalności, a także wielkości jednostek.

Opracowanie zawiera uwagi metodyczne, krótką analizę tekstową popytu na pracę w 2009 r. oraz zestaw szczegółowych danych przedstawionych w tablicach.

Publikacja w wersji polsko-angielskiej, dostępna na płycie CD oraz na stronach internetowych GUS.



Celem publikacji „Efektywność wykorzystania energii w latach 1998—2008” było pokazanie globalnych i sektorowych wskaźników efektywności energetycznej oraz ich analizy. W opracowaniu przedstawiono syntetyczny bilans energii, bilanse przemian energii oraz bilanse poszczególnych nośników. W obszernej analizie tekstowej i zamieszczonych tam tablicach pokazano zużycie bezpośrednie energii w gospodarstwach domowych i u innych odbiorców, zużycie energii na wybrane wyroby oraz poszczególne kierunki użytkowania, podano też ceny zakupu niektórych nośników energii. Informacje te opublikowano w jednostkach naturalnych i w jednostkach energii (TJ) w cenach zbytu według wybranych nośników.

Działalność skierowana na zwiększenie efektywności energetycznej procesów wytwarzania, przesyłu i użytkowania energii dała podstawę do prowadzenia zrównoważonej polityki energetycznej. Odbywa się ona w ramach działań instytucji państwowych i organizacji międzynarodowych, są to m.in. regulacje: dyrektywy Parlamentu Europejskiego i Rady (z najnowszą 2006/32/WE z 5 kwietnia 2006 r.) oraz *Odnowiona Strategia Lizbońska* i *Narodowa Strategia Spójności na lata 2007—2013*.

Na podstawie zapisów zawartych w dokumentach Komisji Europejskiej i IEA/OECD jest realizowany systematyczny rozwój wskaźników efektywności energetycznej. Dostosowują one statystykę energii do aktualnych potrzeb monitorowania gospodarki energią i kontrolowania jej zarządzania. Dokumenty te zalecają wspólne działania Eurostatu i krajów członkowskich UE mające na celu stworzenie wskaźników statystycznych, stanowiących narzędzie do oceny trendów w efektywności energetycznej i koordynację tych działań z pracami prowadzonymi przez Międzynarodową Agencję Energii.

Publikacja została przygotowana przez Krajową Agencję Poszanowania Energii S.A., Agencję Rynku Energii S.A. oraz GUS.

Publikacja dostępna na płycie CD i na stronach internetowych GUS.



Ukazująca się z częstotliwością roczną publikacja „**Rolnictwo w 2009 r.**” przedstawia kompleksową ocenę sytuacji w rolnictwie, omawia warunki produkcyjno-ekonomiczne produkcji rolniczej oraz wyniki produkcyjne, uwzględnia też zaopatrzenie i zużycie środków produkcji.

Opracowanie zawiera informacje o produkcji roślinnej i zwierzęcej, dotyczą one wielkości zbiorów, tendencji pogłowia zwierząt gospodarskich oraz poziomu produkcji i podaży rynkowej produktów zwierzęcych. Wyniki produkcyjne rolnictwa ujęto wartościowo, czyli przedstawiono rolniczą produkcję globalną, końcową i towarową z wyodrębnieniem wartości i ilości skupionych produktów rolnych. W omówieniu warunków produkcyjno-ekonomicznych produkcji rolniczej pokazano m.in. użytkowanie gruntów, warunki agrometeorologiczne, informacje o cenach ziemi i produktów rolnych oraz ich relacjach.

Podsumowanie wyników produkcyjnych rolnictwa przedstawiono na tle lat 2000—2008. W informacjach określających sytuację produkcyjno-rynkową w rolnictwie w 2009 r. uwzględniono ujęcie kwartalne i miesięczne, a w zakresie danych podstawowych — przekroje wojewódzkie.

Źródłem publikacji są zbiorcze wyniki sprawozdawczości, badań reprezentacyjnych i spisów rolniczych oraz szacunków GUS.

Publikacja w wersji polsko-angielskiej, dostępna na stronach internetowych GUS.

Oprac. **Alina Świdarska**

## Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju — lipiec 2010 r.

---

W lipcu br. utrzymały się obserwowane dotychczas tendencje w przebiegu podstawowych procesów społeczno-gospodarczych. Stopniowo poprawiała się trudna sytuacja na rynku pracy. Po wysokiej dynamice w czerwcu, wolniejsze było tempo wzrostu produkcji sprzedanej w przemyśle i budownictwie oraz sprzedaży detalicznej. Wyniki finansowe przedsiębiorstw niefinansowych notowane w I półroczu br. poprawiły się w stosunku do uzyskanych przed rokiem. Utrzymuje się niska aktywność inwestycyjna przedsiębiorstw.

W lipcu br. po raz kolejny notowano niewielki wzrost przeciętnego zatrudnienia w sektorze przedsiębiorstw w skali roku oraz spadek bezrobocia rejestrowanego (wykres 1). Wstępne wyniki badania aktywności ekonomicznej ludności za II kwartał br. wskazują na poprawę w zakresie liczby pracujących i relacji osób niepracujących do pracujących w stosunku do poprzedniego kwartału i w ujęciu rocznym. Liczba bezrobotnych i stopa bezrobocia obniżyła się w porównaniu z I kwartałem br., ale była wyższa niż w II kwartale ub. roku.

Tempo wzrostu przeciętnego miesięcznego wynagrodzenia nominalnego brutto w sektorze przedsiębiorstw w lipcu br. uległo dalszemu spowolnieniu, a płace realne, pomimo osłabienia dynamiki cen konsumpcyjnych, tylko nieznacznie przewyższyły poziom ubiegłoroczny. Wzrost nominalnych i realnych przeciętnych miesięcznych emerytur i rent w obu systemach był zbliżony do notowanego przed miesiącem i szybszy niż wynagrodzeń.

Produkcja sprzedana przemysłu w lipcu br. nadal rosła w znacznym tempie (10,3% w ujęciu rocznym, po wyeliminowaniu sezonowości — 11,3%) (wykres 2). Podobnie jak w poprzednich dwóch miesiącach, zwiększenie sprzedaży notowano we wszystkich sekcjach przemysłu, największe w przetwórstwie przemysłowym. Po siedmiu miesiącach br. produkcja była o 10,4% wyższa niż przed rokiem, przy czym w największym stopniu wzrosła sprzedaż dóbr konsumpcyjnych trwałych. Zwiększyły się w skali roku ceny producentów — wyraźne przyspieszenie ich tempa wzrostu obserwowano zwłaszcza w przemyśle, w tym w przetwórstwie przemysłowym oraz górnictwie i wydobywaniu. Produkcja budowlano-montażowa w lipcu br. przewyższyła poziom notowany przed rokiem o 0,8% (w analogicznym miesiącu ub. roku odpowiednio o 10,7%), na co



w znacznej mierze wpłynęła aktywność podmiotów wykonujących głównie roboty budowlane specjalistyczne oraz zajmujących się budową obiektów inżynierii lądowej i wodnej (wykres 3).

W sierpniowych badaniach przedsiębiorstwa przetwórstwa przemysłowego oraz jednostki handlowe oceniają koniunkturę nieco bardziej optymistycznie niż przed miesiącem. Jednostki przetwórstwa przemysłowego planują rozszerzenie portfela zamówień oraz produkcji, przy podobnych jak w lipcu, pozytywnych prognozach w zakresie zobowiązań finansowych. Również lepsze niż przed

miesiącem są wskazania jednostek handlowych dotyczące bieżącej i przyszłej sprzedaży. Nadal jednak podmioty te przewidują trudności z regulowaniem zobowiązań finansowych. Pozytywne, ale ostrożniejsze niż w lipcu br. oceny formułują przedsiębiorstwa budowlane, w tym w zakresie bieżącego i przyszłego portfela zamówień oraz produkcji. Jako trudniejszą niż przed miesiącem przedsiębiorstwa te postrzegają swoją sytuację finansową, a ich prognozy w tym zakresie są mniej optymistyczne niż przed miesiącem.

Ze wstępnego szacunku głównych ziemiopłodów rolnych i ogrodniczych wynika, że tegoroczne zbiory większości z nich będą niższe od wysokich przed rokiem (co jest głównie efektem niekorzystnych dla produkcji roślinnej warunków pogodowych), ale wyższe od średniej wieloletniej. Na rynku rolnym w lipcu br., przy niskiej podaży do skupu, ceny podstawowych gatunków zbóż wzrosły w porównaniu z poprzednim miesiącem i były wyższe niż przed rokiem. Wzrosły również ceny mleka, obniżyły się natomiast ceny większości pozostałych produktów zwierzęcych (wykres 4). Wyniki czerwcowego badania wskazują, że obserwowany od 2005 r. wzrost pogłowia bydła był nieco wolniejszy niż w poprzednich okresach, głównie w związku z ograniczeniem liczebności stada krów.

W I półroczu br. notowano wzrost obrotów towarowych z zagranicą, szybszy po stronie eksportu niż importu, przy czym dynamika w drugim kwartale była wyższa niż w pierwszym (wykres 5). W okresie styczeń—maj br., przy spadku cen transakcyjnych (liczonych w złotych), stopniowo przyspieszało tempo wzrostu obrotów w cenach stałych. Niekorzystnie kształtował się natomiast wskaźnik terms of trade, na co znaczny wpływ miała wysoka dynamika cen towarów importowanych z Europy Środkowo-Wschodniej.

Sytuacja finansowa badanych przedsiębiorstw niefinansowych w I półroczu br. kształtowała się korzystniej niż przed rokiem. Poprawił się wynik na operacjach finansowych. W efekcie niższej niż przed rokiem straty netto i niewielkiego wzrostu zysku netto, odnotowano poprawę wyniku finansowego netto. Nieznacznie lepszy był wskaźnik poziomu kosztów (wykres 6). Korzystniejsza była większość pozostałych relacji ekonomiczno-finansowych. Obniżyła się wartość nakładów inwestycyjnych przedsiębiorstw, a głębszy niż przeciętnie spadek wykazały jednostki z kapitałem zagranicznym. Zwiększyła się natomiast liczba rozpoczętych inwestycji w badanych przedsiębiorstwach ogółem oraz — znacząco — ich wartość kosztorysowa.

Po siedmiu miesiącach br. deficyt budżetu państwa ukształtował się na poziomie 34,9 mld zł, co stanowiło 66,9% kwoty założonej w ustawie budżetowej na 2010 r. W tym okresie dochody wyniosły 139,6 mld zł, a wydatki — 174,5 mld zł, tj. odpowiednio 56,1% i 57,9% planowanej kwoty.

**Departament Opracowań Zbiorczych, GUS**

## PROF. DR WIESŁAW SADOWSKI

(1922—2010)



Polska statystyka poniosła wielką, trudną do wyrównania stratę. 7 sierpnia 2010 r. zmarł prof. dr Wiesław Sadowski, członek korespondent Polskiej Akademii Nauk, wybitny uczony w dziedzinie ekonometrii, statystyki i badań operacyjnych, intelektualista i działacz społeczny. Urodził się w Warszawie 2 stycznia 1922 r. Tutaj ukończył Liceum im. Stefana Batorego, a następnie SGH. Jeszcze przed ukończeniem studiów w 1945 r. rozpoczął pracę na stanowisku asystenta profesora Aleksego Wakara w Katedrze Ekonomii Politycznej. Pod jego kierunkiem napisał pracę magisterską, a następnie pracę doktorską, specjalizując się w zagadnieniach wyko-

rzystania metod ilościowych w ekonomii. W celu pogłębienia specjalizacji w latach 1945—1949 podjął dodatkowo studia matematyczne na Uniwersytecie Warszawskim. Od roku akademickiego 1948/49, po przekształceniu SGH w Szkołę Główną Planowania i Statystyki, rozpoczął pracę w Katedrze Statystyki, którą kierował wówczas profesor Stefan Szulc.

Głównym kierunkiem jego zainteresowań naukowych i pracy dydaktycznej były: statystyka, statystyka matematyczna i badania reprezentacyjne, ekonometria, badania operacyjne oraz teoria podejmowania decyzji. W 1954 r., na podstawie rozprawy o testach nieparametrycznych, uzyskał tytuł naukowy docenta, w 1960 r. tytuł profesora nadzwyczajnego, a w 1969 r. — tytuł profesora zwyczajnego nauk ekonomicznych. W 1969 r. Zgromadzenie Ogólne PAN wybrało go na członka korespondenta PAN. W 1997 r. otrzymał tytuł doktora honoris causa Uniwersytetu Łódzkiego. W okresie 1955—1959 oraz 1963—1965 prof. Wiesław Sadowski pełnił funkcję prorektora, a w latach 1965—1978 rektora SGH (wówczas SGPiS).

Mimo ogromu obowiązków wynikających z aktywnej działalności naukowej i dydaktycznej oraz obowiązków kierowania Uczelnią, Profesor brał aktywny udział w ważnych przedsięwzięciach o charakterze państwowym i społecznym. W latach 1969—1980 był bezpartyjnym posłem trzech kolejnych kadencji sejmiku. Był współzałożycielem Komitetu Statystyki Ekonometrii PAN oraz jego przewodniczącym przez 6 kadencji — w latach 1972—1980 oraz 1984—1992. W uznaniu jego ogromnego wkładu w działalność Komitetu, w 1993 r. powierzono mu funkcję jego honorowego przewodniczącego. Był też współzałożycielem i wieloletnim redaktorem naczelnym czasopisma „Przegląd Statystyczny”.

Swoją wszechstronną i głęboką wiedzą prof. Wiesław Sadowski starał się dzielić z rzeszą czytelników w licznych artykułach oraz publikacjach, w tym tak znanych jak *Statystyka matematyczna*, *Wnioskowanie statystyczne* czy *Teoria*

*podejmowania decyzji*. Szereg jego publikacji, zarówno książkowych jak i artykułów, publikowano w języku angielskim, niemieckim, włoskim i słowackim.

Na szczególne podkreślenie zasługuje stosunek Profesora do teorii i praktyki statystycznej. Będąc wybitnym uczonym, badaczem i nauczycielem akademickim, bardzo silnie akcentował potrzebę ścisłego powiązania teorii z praktycznym wykorzystaniem statystyki w analizach społeczno-gospodarczych i zarządzaniu. W swoich podręcznikach, wystąpieniach oraz w praktycznej działalności istotnie przyczynił się do likwidacji występujących zagrożeń oderwania się badań teoretycznych od potrzeb praktyki czy też rozwoju praktyki badań statystycznych bez należytego uwzględnienia dorobku teorii. Bardzo aktywnie współpracował ze służbami statystycznymi, okazując im nieocenioną pomoc w doskonaleniu metod badań. W czasie 40. sesji Międzynarodowego Instytutu Statystycznego w 1975 r. w Warszawie jako ówczesny rektor SGPIŚ przewodniczył pracy Krajowego Komitetu Programowego. Był także, wspólnie z profesorem Władysławem Welfe, organizatorem sesji zatytułowanej *Dane statystyczne dla modeli ekonometrycznych* oraz prowadził obrady tej sesji. Szczególnie duży wkład wniósł Wiesław Sadowski w działalność Naukowej Rady Statystycznej GUS, odgrywającej ważną rolę w rozwoju i stosowaniu naukowych metod badań statystycznych. Jego aktywna działalność w tej Radzie trwała nieprzerwanie od lat 1960. do ostatnich dni życia Profesora. Przez szereg lat W. Sadowski przewodniczył również Radzie Naukowej Zakładu Badań Statystycznych GUS i PAN.

W sposób bezpośredni prof. Sadowski związał swoją pracę zawodową z praktyczną działalnością służb statystycznych po objęciu funkcji prezesa GUS w okresie od 24 sierpnia 1980 r. do 4 stycznia 1989 r. Był to szczególnie trudny okres dla statystyki polskiej ze względu na panujący w kraju kryzys, stan wojenny i próby podważenia zaufania do rzetelności informacji statystycznej. Swoje oceny funkcjonowania statystyki publicznej oraz propozycje kierunków jej rozwoju w ówczesnych warunkach przedstawił w wydanej w 1984 r. pracy *System informacji statystycznej w warunkach reformy gospodarczej*. Dzięki działaniom podjętym przez służby statystyczne pod rozważnym i mądrym kierownictwem prezesa Wiesława Sadowskiego, GUS wyszedł z tego okresu bez istotnego uszczerbku i utrwalił zaufanie społeczne do statystyki oraz zapewnił znaczny wzrost zainteresowania informacjami statystycznymi.

Jako prezes GUS prof. Wiesław Sadowski wniósł wielki wkład w doskonalenie metod badań statystycznych oraz systemu publikacji i informacji, a także w rozwój prac naukowo-badawczych, upowszechnienie teorii i praktyki statystycznej oraz edukacji ekonomicznej społeczeństwa. Jako człowiek głębokiej wiedzy, rozważni i wysokiej kultury zaskarbił sobie szacunek i sympatię współpracowników.

Za swoje wybitne zasługi w rozwoju nauki oraz aktywną działalność państwową i społeczną prof. Sadowski był honorowany licznymi odznaczeniami państwowymi, w tym m.in. Krzyżem Komandorskim Orderu Odrodzenia Polski, a za wkład w rozwój stosunków polsko-fińskich — Krzyżem Komandorskim Orderu Lwa Finlandii.

Kierownictwo Głównego Urzędu Statystycznego  
Pracownicy służb statystyki publicznej

# SPIS TREŚCI

## STUDIA METODOLOGICZNE

<i>Marta Widlak</i> — Metody wyznaczania hedonicznych indeksów cen jako sposób kontroli zmian jakości dóbr .....	1
------------------------------------------------------------------------------------------------------------------	---

## BADANIA I ANALIZY

<i>Piotr Szukalski</i> — Bilans małżeństw w powojennej Polsce .....	26
<i>Urszula Kłosiewicz-Górecka</i> — Zmiany w sieci handlu detalicznego .....	36

## STATYSTYKA REGIONALNA

<i>Hanna Gruchociak</i> — Dojazdy do pracy w woj. wielkopolskim .....	49
-----------------------------------------------------------------------	----

## STATYSTYKA MIĘDZYNARODOWA

<i>Jerzy Rembeza</i> — Zmiany PKB i popytu w Polsce, Republice Czeskiej i na Węgrzech .....	61
---------------------------------------------------------------------------------------------	----

## Z PRAC RADY STATYSTYKI

<i>Antoni Żurawicz</i> — Działalność w I półroczu 2010 r. ....	72
----------------------------------------------------------------	----

## INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

XXXIX Ogólnopolski Konkurs Statystyczny (oprac. <i>Bożena Łazowska</i> )	79
Nowości wydawnicze GUS i urzędów statystycznych (lipiec 2010) (oprac. <i>Alina Świdorska</i> ) .....	84
Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju — lipiec 2010 r. (oprac. <i>Departament Opracowań Zbiorczych, GUS</i> ) .....	87
Wspomnienie — prof. dr Wiesław Sadowski (1922—2010) .....	93

# CONTENTS

## METHODOLOGICAL STUDIES

<i>Marta Widlak</i> — Determine methods of hedonic price indexes as a way to control quality good changes .....	<b>1</b>
-----------------------------------------------------------------------------------------------------------------	----------

## SURVEYS AND ANALYSES

<i>Piotr Szukalski</i> — Marriage balance in post-war Poland .....	<b>26</b>
<i>Urszula Kłosiewicz-Górecka</i> — Changes in retailer network .....	<b>36</b>

## REGIONAL STATISTICS

<i>Hanna Gruchociak</i> — Commutes to work in Wielkopolskie voivodship ...	<b>49</b>
----------------------------------------------------------------------------	-----------

## INTERNATIONAL STATISTICS

<i>Jerzy Rembeza</i> — GDP and demand changes in Poland, Czech Republic and Hungary .....	<b>61</b>
-------------------------------------------------------------------------------------------	-----------

## ACTIVITY OF THE STATISTICAL COUNCIL

<i>Antoni Żurawicz</i> — Activity in the 1 <sup>st</sup> Half-year 2010 .....	<b>72</b>
-------------------------------------------------------------------------------	-----------

## INFORMATION. REVIEWS. COMMENTS

XXXIX Polish Statistical Competition (by <i>Bożena Łazowska</i> ) .....	<b>79</b>
New publications of the CSO of Poland and Regional Statistical Offices in July 2010 (by <i>Alina Świdorska</i> ) .....	<b>84</b>
Information on the socio-economic situation of the country in July 2010 (by <i>Aggregated Studies Division, CSO</i> ) .....	<b>87</b>
Obituary — Professor Wiesław Sadowski (1922—2010) .....	<b>93</b>



# TABLE DES MATIÈRES

## ÉTUDES MÉTHODOLOGIQUES

<i>Maria Widlak</i> — Méthodes relatives à la détermination des indices hédoniques des prix-une façon de contrôler les changements de la qualité des biens .....	<b>1</b>
------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------	----------

## ÉTUDES ET ANALYSES

<i>Piotr Szukalski</i> — Bilan relatif aux mariages en Pologne après la guerre mondiale .....	<b>26</b>
<i>Urszula Kłosiewicz-Górecka</i> — Changements relatifs au réseau du commerce de détail .....	<b>36</b>

## STATISTIQUES RÉGIONALES

<i>Hanna Gruchociak</i> — Déplacements domicile/travail en voievodie la Grande Pologne .....	<b>49</b>
----------------------------------------------------------------------------------------------	-----------

## STATISTIQUES INTERNATIONALES

<i>Jerzy Rembeza</i> — Changements relatifs au PIB et à la demande en Pologne, à la République tchèque et en Hongrie .....	<b>61</b>
----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------	-----------

## DE TRAVAUX DU CONSEIL DE LA STATISTIQUE

<i>Antoni Żurawicz</i> — Activité du I semestre 2010 .....	<b>72</b>
------------------------------------------------------------	-----------

## INFORMATIONS. REVUES. COMPTE-RENDUS

XXXIX Concours Statistique en Pologne (par <i>Bożena Łazowska</i> ) .....	<b>79</b>
Nouveautés éditoriales du GUS et des offices statistiques régionaux (juillet 2010) (par <i>Alina Świdorska</i> ) .....	<b>84</b>
Information sur la situation socio-économique du pays — juillet 2010 (par <i>Département d'Élaborations Agrégées, GUS</i> ) .....	<b>87</b>
Mention — Professeur et docteur agrégé <i>Wiesław Sadowski</i> (1922—2010) .....	<b>93</b>

## СОДЕРЖАНИЕ

### МЕТОДОЛОГИЧЕСКИЕ ИЗУЧЕНИЯ

Марта Видлак — Методы определения гедонических показателей цен как способ контроля изменений качества товаров .....	1
---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------	---

### ОБСЛЕДОВАНИЯ И АНАЛИЗ

<i>Пиотр Шукальски</i> — Баланс браков в послевоенной Польше .....	26
<i>Уршуля Клоевич-Гуреца</i> — Изменения в сети розничной торговли	36

### РЕГИОНАЛЬНАЯ СТАТИСТИКА

<i>Ханна Грухоциак</i> — Проезды на работу в велькопольском воеводстве	49
------------------------------------------------------------------------	----

### МЕЖДУНАРОДНАЯ СТАТИСТИКА

<i>Ежи Рэмбэза</i> — Изменения ВВП и спроса в Польше, Республике Чехия и в Венгрии .....	61
------------------------------------------------------------------------------------------	----

### ИЗ ДЕЯТЕЛЬНОСТИ СОВЕТА СТАТИСТИКИ

<i>Антони Журавич</i> — Деятельность в I полугодии 2010 г. ....	72
-----------------------------------------------------------------	----

### ИНФОРМАЦИИ. ОБЗОРЫ. РЕЦЕНЗИИ

XXXIX Конкурс по статистике (разраб. <i>Божена Лазовска</i> ) .....	79
Издательские новости ЦСУ и статистических управлений (июль 2010 г.) (разраб. <i>Алина Свидерска</i> ) .....	84
Информация о социально-экономическом положении страны — июль 2010 г. (разраб. <i>Отдел сводных разработок, ЦСУ</i> ) .....	87
Воспоминание — Проф. доктор наук Веслав Садовски (1922—2010)	93

---

## KOLEGIUM REDAKCYJNE:

prof. dr hab. Tadeusz Walczak (redaktor naczelny, tel. 22 608-32-89, t.walczak@stat.gov.pl), dr Stanisław Paradysz (zastępca red. nacz.), prof. dr hab. Józef Zegar (zastępca red. nacz., tel. 22 826-14-28), inż. Alina Świdorska (sekretarz redakcji, tel. 22 608-32-25, a.swiderska@stat.gov.pl), mgr Jan Berger (tel. 22 608-32-63), dr Marek Cierpiał-Wolan (tel. 17 853-26-35), mgr inż. Anatol Kula (tel. 0-668 231 489), mgr Wiesław Łagodziński (tel. 22 608-30-57), dr Grażyna Marciniak (tel. 22 608-33-54), prof. dr hab. Walenty Ostasiewicz (tel. 71 368-03-47), dr hab. Krystyna Pruska (tel. 42 635-51-76), mgr Lucyna Przybylska (tel. 22 461-36-11), prof. dr hab. Bogdan Stefanowicz (tel. 22 849-53-95), mgr Małgorzata Żyra (tel. 22 608-32-40)

---

## REDAKCJA

al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa, gmach GUS, pok. 347, tel. 22 608-32-25  
<http://www.stat.gov.pl/pts>

Elżbieta Grabowska (e.grabowska@stat.gov.pl)

---

## RADA PROGRAMOWA:

dr Halina Dmochowska (przewodnicząca, tel. 22 608-34-25), prof. dr hab. Czesław Domański, mgr Małgorzata Fronk, prof. dr hab. Jan Kordos, dr Tomasz Pawlak, mgr Stanisława Szwałek, dr Teresa Śmiłowska, prof. dr hab. Kazimierz Zajac

---

## ZAKŁAD WYDAWNICTW STATYSTYCZNYCH



al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa, tel. 22 608-31-45.

Informacje w sprawach nabywania czasopism tel. 22 608-32-10, 608-38-10.

Zbigniew Karpiński (redaktor techniczny), Ewa Krawczyńska (skład i łamanie),

Wydział Korekty pod kierunkiem Teresy Chmielewskiej, mgr Andrzej Kajkowski (wykresy).

## Indeks 381306

### WARUNKI PRENUMERATY REALIZOWANEJ PRZEZ RUCH S.A.

#### Prenumerata krajowa:

Wpłaty na prenumeratę przyjmują jednostki kolportażowe „RUCH” S.A. właściwe dla miejsca zamieszkania lub siedziby prenumerującego. Termin przyjmowania wpłat na prenumeratę krajową do 5 każdego miesiąca poprzedzającego okres rozpoczęcia prenumeraty.

W Internecie <http://www.prenumerata.ruch.com.pl>

#### Prenumerata opłacana w złotych ze zleceniem wysyłki za granicę:

Informacji o warunkach prenumeraty i sposobie zamawiania udziela „RUCH” S.A. Oddział Krajowej Dystrybucji Prasy, 01-248 Warszawa, ul. Jana Kazimierza 31/33.

Telefony: 22 5328-731, 5328-816, 5328-819, 5328-820.

Infolinia: 0-800-1200-29, wpłaty na konto w banku PEKAO S.A. IV O/Warszawa. Nr 12401053-40060347-2700-401112-005 lub w kasie Oddziału.

Dokonując wpłaty na prenumeratę w banku czy też w urzędzie pocztowym należy podać: nazwę naszej firmy, nazwę banku, numer konta, czytelny pełny adres odbiorcy za granicą, okres prenumeraty, rodzaj wysyłki (pocztą lotniczą czy zwykłą) oraz zamawiany tytuł.

Warunkiem rozpoczęcia wysyłki prenumeraty jest dokonanie wpłaty na nasze konto.

#### Terminy przyjmowania wpłat na prenumeratę „WIADOMOŚCI STATYSTYCZNYCH”:

do 05.12 — na I kwartał roku następnego lub na cały rok następny,

do 05.03 — na II kwartał roku bieżącego,

do 05.06 — na III kwartał roku bieżącego,

do 05.09 — na IV kwartał roku bieżącego.

---