

*WIESŁAWA DĄBAŁA*  
Centrum Badania Opinii Społecznej

## **PRÓBY CBOS ORAZ SZACOWANIE NA ICH PODSTAWIE PARAMETRÓW POPULACJI W BADANIACH SONDAŻOWYCH PO ROKU 2000**

### **1. WSTĘP**

Badania realizowane po 2000 roku można podzielić – ze względu na dobór prób – na dwa etapy. Etap pierwszy – do sierpnia 2003 roku – to badania na próbach losowych, wybieranych trójstopniowo, z wykorzystaniem operatów Głównego Urzędu Statystycznego i metody Kisch'a, z wyższymi wskaźnikami realizacji próby oraz ze złożonym algorytmem szacowania parametrów populacji. Etap drugi – od września 2003 roku – to badania na próbach uzyskiwanych z bazy Powszechnego Elektronicznego Systemu Ewidencji ludności (PESEL), z coraz niższymi wskaźnikami realizacji i koniecznością związanego z tym faktem upraszczania algorytmu szacowania parametrów populacji.

Omawiamy tutaj wyłącznie zagadnienia dotyczące badań comiesięcznych, tzw. przeglądowych, realizowanych zazwyczaj w terenie w ciągu pięciu dni (od piątku do środy), których pierwsze wyniki publikowane są już po tygodniu od ich rozpoczęcia. Krótki czas przeznaczony zarówno na realizację, jak i opracowanie wyników powoduje, iż metody i rozwiązania przyjęte dla oszacowań parametrów oprócz poprawności metodologicznej muszą uwzględniać także tę kwestię.

### **2. ETAP I. BADANIA REALIZOWANE OD ROKU 2000 DO SIERPNI 2003 ROKU**

W nowe tysiąclecie CBOS wszedł na próbach losowych z niezadowolającym nas wówczas przeciętnym wskaźnikiem realizacji za pierwsze półrocze 2001 roku, wynoszącym 65,0% (odsetek próby wylosowanej wahał się w poszczególnych miesiącach od 63,7% do 66,0%). Jeszcze rok wcześniej, w pierwszym półroczu

roku 2000, bardzo niska wydawała nam się realizacja 67,6% (z wahaniami od 65,3% do 68,7%).

Przy podziale populacji na warstwy uwzględniano wówczas podział na województwa, a następnie na trzy klasy miejscowości:

- miasta wojewódzkie,
- miasta pozostałe,
- wieś.

W województwach o większej liczbie ludności klasę *miasta pozostałe* dzielono dodatkowo na dwie lub więcej warstw. W województwach mazowieckim i śląskim dodatkowo na dwie części dzielono obszary wiejskie. Łącznie uzyskano 65 warstw.

Schemat losowania był trójstopniowy:

– jednostkami losowania stopnia pierwszego były rejony statystyczne GUS (z jednej warstwy losowano co najmniej dwa rejony statystyczne). Zastosowano schemat losowania Hartley'a Rao [Bracha 1996, 1998];

– jednostkami losowania stopnia drugiego były mieszkania, których adresy uzyskiwano z GUS. Z jednego rejonu statystycznego losowano sześć mieszkań. Stosowano schemat losowania prostego bez zwracania;

– jednostkami losowania stopnia trzeciego były osoby dorosłe, stale faktycznie zamieszkujące w wylosowanych mieszkaniach. Losowania 1 respondenta z każdego mieszkania (metoda Kisch'a) dokonywali ankieterzy.

Alokacja próby jednostek stopnia pierwszego była proporcjonalna do liczby mieszkań. Z powodu niskiego wskaźnika realizacji bądź z powodu małej liczby ludności stosowano niewielkie nadreprezentacje w kilku miastach wojewódzkich.

Metodę tę stosowano w badaniach sondażowych do września 2003 roku przy stale zmniejszającej się realizacji. W analizowanych dziesięciu miesiącach (od września do czerwca) przeciętne wskaźniki realizacji w kolejnych latach były następujące:

TABELA 1. Realizacja prób uzyskiwanych z GUS - do 2003 roku

LATA	% realizacji próby wylosowanej (miesiące od IX do VI)	Maksymalna realizacja	Minimalna realizacja	Lipiec	Sierpień
2000/2001	65,58	67,6	63,7	64,0	63,5
2001/2002	62,25	65,9	58,9	60,7	57,5
2002/2003	61,82	64,3	59,9	63,2	59,7
				58,8	54,3

Wskaźniki realizacji zostały wyznaczone w odniesieniu do całkowitej liczebności próby wylosowanej. Liczba adresów błędnych, czyli łącznie mieszkań nieistniejących lub ze zmienioną funkcją z lokalu mieszkalnego na inne niemieszkalne cele, wynosiła od 2,5% do 5%. W kategorii tej jednak mieściły się też inne przypadki zanotowane przez ankierów, które nie powinny się w niej znaleźć, a nie wynikały ze stanu operatu GUS. Można więc przyjąć, iż podane roczne wskaźniki realizacji w rzeczywistości były wyższe o 1%-3%.

Złożony schemat losowania, z niejednakowymi prawdopodobieństwami wyboru, oraz niepełna realizacja próby powodowały konieczność wyznaczania wag indywidualnych respondentów dla osiągnięcia wyważenia próby do dalszego szacowania parametrów populacji [Bracha 1998].

Przy ważeniu uwzględniano następujące dane:

- podział na warstwy, liczebności warstw, liczebności jednostek stopnia pierwszego oraz liczbę wylosowanych jednostek stopnia drugiego uzyskiwane ze zbiorów tworzonych w trakcie losowania oraz prawdopodobieństwa wyboru jednostek różnych stopni [Bracha 1996, 1998; Hansen-Hurwitz-Madow 1993];
- liczbę osób dorosłych w mieszkaniu, dane demograficzne respondentów oraz inne dane uzyskiwane z ankiet;
- przyczyny niezrealizowania wywiadu uzyskiwane z kart realizacji badania;
- dane statystyczne GUS o strukturze demograficznej populacji dorosłych Polaków;
- wskaźniki realizacji badania w siedmiu wyodrębnionych klasach miejscowości (w podziale na wieś i miasta: do 20 tys., 20-50 tys., 50-100 tys., 100-500 tys., 500 tys. i więcej mieszkańców oraz Warszawa).

Wyliczano także programowo błędy dla poszczególnych kategorii zmiennych.

W miarę spadku realizacji próby zwiększane były nadreprezentacje miast dużych w próbie wylosowanej, o najniższych wskaźnikach realizacji.

Stopniowy spadek realizacji powodował:

- zmniejszanie się liczby wywiadów przeprowadzanych w rejonach statystycznych i warstwach;
- coraz częstsze występowanie rejonów statystycznych, w których nie udało się zdobyć ani jednego wywiadu;
- czasami niemożność zrealizowania żadnej ankiety w warstwie.

Trudności realizacyjne powodowały konieczność stosowania uproszczeń ważenia, tak, aby w krótkim czasie, od uzyskania zbioru danych do ich opublikowania,

można było zdążyć skorygować dane i przybliżyć strukturę próby do struktury zbiorowości, przynajmniej w tych zmiennych, dla których jest to możliwe.

Pomimo utrudnień realizacyjnych i uproszczeń schematu ważenia, CBOS miał zgodne z późniejszymi danymi rzeczywistymi predykcje zarówno wyników przedwyborczych, jak i przed referendum do Unii Europejskiej, natomiast rankingi prasowe oceny ośrodków badawczych, bazujące na sumach bezwzględnych odchyleń, przyznawały nam na ogół miejsce pierwsze, a tylko czasami – drugie.

### 3. ETAP II. BADANIA OD WRZEŚNIA 2003 ROKU

Zarówno narastające trudności realizacyjne, jak i ogromny wzrost kosztów usług spowodowały, iż we wrześniu 2003 roku CBOS odstąpił od współpracy z GUS i zaczął stosować próby imienne PESEL.

Próby w PESEL były wybierane według dość podobnych zasad jak w GUS. Utrzymany został prawie taki sam podział na warstwy, utrzymana też została zasada wyboru sześciu osób z jednej wylosowanej jednostki przyjętego podziału terytorialnego. Jednostki losowania stopnia pierwszego, czyli gminy, losowane są w CBOS, a następnie w PESEL wybierane są „obszary”, z których z kolei wybierane są szóstki osób.

W pierwszej fazie wdrożenia prób z PESEL przeciętny poziom realizacji w badaniach tzw. przeglądowych był wyższy o około 1,5% w porównaniu z próbami GUS. Jednak po krótkotrwałym okresie początkowego wzrostu rozpoczął się stopniowy spadek realizacji.

O ile przeciętny wskaźnik realizacji od września 2003 roku do czerwca 2004 roku wynosił 62,25%, o tyle od września 2004 roku do czerwca 2005 roku wskaźnik realizacji wyniósł 58,76%. Oznacza to, że w porównywalnym okresie – dziesięciu miesięcy jednego roku – wskaźnik realizacji spadł o około 3,5 punktu procentowego. Od września do grudnia ubiegłego roku wskaźniki realizacji próby w badaniach „przeglądowych” wynosiły od 56,1% do 57,5%, czyli poniżej średniej uzyskanej w poprzednio analizowanym okresie (od września 2004 roku do czerwca 2005 roku).

Wskaźniki realizacji stanowią procent próby zrealizowanej w odniesieniu do całkowitej liczebności próby uzyskanej z PESEL. Liczba adresów z błędami, czyli nie pozwalających na odnalezienie respondenta w terenie, stanowi około 0,6% próby. Oznacza to, że bez ich uwzględnienia wskaźnik realizacji może być do 1,0% wyższy. Rozkłady procentowe według przyczyn niezrealizowania dla poszczególnych miesięcy 2005 roku podano w Aneksie nr 2.

TABELA 2. Wskaźniki realizacji prób po roku 2000 (ogółem)

LATA	% realizacji próby wylosowanej (miesiące od IX do VI)	Maksymalna realizacja	Minimalna realizacja	Lipiec	Sierpień
2000/2001	65,58	67,6	63,7	64,0	63,5
2001/2002	62,25	65,9	58,9	60,7	57,5
2002/2003	61,82	64,3	59,9	63,2	59,7
				58,8	54,3
2003/2004	62,25	67,0	58,2	55,8	54,8
2004/2005	58,76	61,5	57,1	57,1	53,1
2005 (IX-XII)	57,0	57,5	56,1		

#### 4. WPŁYW SPADKU WSKAŹNIKÓW REALIZACJI, PO ROKU 2003, NA WYBRANE ZMIENNE, ALOKACJĘ PRÓBY W WARSTWACH ORAZ WAŻENIE

Spadek realizacji nie był niestety równomierny w różnych warstwach i kategoriach demograficzno-społecznych. Przeciętne wskaźniki realizacji od września do czerwca w latach 2003/2004 oraz 2004/2005 dla wybranych zmiennych podano w tabelach 3–6.

Największe różnice realizacyjne występowały pomiędzy kategoriami wieś oraz miasta powyżej 500 tysięcy mieszkańców (w tym przede wszystkim Warszawa). Przy czym największy spadek zaznaczył się w ostatnim analizowanym roku, czyli 2004/2005.

TABELA 3. Realizacja prób według klas miejscowości w ostatnich dwóch latach

KLASY MIEJSCOWOŚCI	2004/2005	2003/2004	Różnica
Wieś	70,53	73,32	-2,79
Miasta do 20 tys.	57,56	63,68	-6,12
Miasta 20-50 tys.	55,25	60,54	-5,29
Miasta 50-100 tys.	55,08	59,69	-4,61
Miasta 100-500 tys.	55,37	55,23	+0,14
Miasta pow. 500 tys.	44,35	48,06	-3,71
Miasta ogółem	53,19	56,54	-3,35
Ogółem	58,76	62,25	-3,49

TABELA 4. Realizacja próby według województw

WOJEWÓDZTWO	2004/2005	2003/2004	Różnice
01. Dolnośląskie	54,83	57,73	-2,90
02. Kujawsko-pomorskie	53,29	61,79	-8,50
03. Lubelskie	64,77	68,04	-3,27
04. Lubuskie	53,29	63,33	-10,04
05. Łódzkie	62,16	64,56	-2,40
06. Małopolskie	57,53	59,75	-2,22
07. Mazowieckie	54,44	56,99	-2,55
08. Opolskie	54,35	58,96	-4,61
09. Podkarpackie	56,67	63,31	-6,64
10. Podlaskie	60,27	63,33	-3,06
11. Pomorskie	56,88	56,56	+0,32
12. Śląskie	61,81	63,20	-1,39
13. Świętokrzyskie	71,45	72,67	-1,22
14. Warmińsko-mazurskie	66,67	73,33	-6,66
15. Wielkopolskie	62,43	66,81	-4,38
16. Zachodniopomorskie	56,78	59,33	-2,55
Ogółem	58,76	62,25	-3,49

Występowały też różnice realizacyjne pomiędzy grupami wydzielonymi ze względu na wiek.

TABELA 5. Realizacja próby w przedziałach wieku

Wiek	2004/2005	2003/2004	Różnice
18-24	55,90	61,69	-5,79
25-34	52,56	53,79	-1,23
35-49	57,45	62,64	-5,19
50-59 (64-mężczyźni)	65,77	68,30	-2,53
60 (65) i więcej	61,90	64,02	-2,12
Ogółem	58,76	62,25	-3,49

Różnice w realizacji według płci były następujące:

TABELA 6. Realizacja próby według płci

Płeć	2004/2005	2003/2004	Różnice
Kobiety	59,90	63,00	-3,10
Mężczyźni	57,52	61,43	-3,91
Ogółem	58,76	62,25	-3,49

Dla zmniejszenia wpływu różnic realizacyjnych na oszacowanie wyników badań stosowano nadreprezentacje dla klas miejscowości, a ich wielkość była zależna od wskaźnika realizacji (Bracha 1998). Pozwoliło to zmniejszyć znaczne dysproporcje w próbie zrealizowanej pomiędzy klasami miejscowości i województwami.

Zastosowano następujący, algorytm oszacowania liczebności próby planowanej  $n$  (dla którego inspiracją był wzór podany przez Pana Profesora Brachę [1998]), przy założeniu, iż wskaźnik realizacji zapewni liczbę uzyskanych ankiet  $n_z^3$  1000:

$$n = \sum_k W_k P_k n_z$$

gdzie:

$W_k$  = wskaźnik wagowy ustalany dla klasy miejscowości  $k$

$$W_k = \frac{100}{WS_k}$$

$k$  – klasa miejscowości,  $k = 1,2,3,4,5,6$  (czyli wieś oraz miasta: do 20 tys., 20–50 tys., 50–100 tys., 100–500 tys. i pow. 500 tys. mieszkańców)

$WS_k$  – procent realizacji w klasie miejscowości  $k$

$P_k$  – procent, jaki powinna stanowić w próbie zrealizowanej liczebność klasy miejscowości  $k$  – według danych GUS

$n_z$  – planowana do uzyskania liczebność próby zrealizowanej

$n$  – liczebność próby do wylosowania

W praktyce algorytm oszacowań jest trochę bardziej złożony, gdyż musi być dostosowany do przyjętego sposobu podziału na warstwy, który nie jest jednakowy we wszystkich województwach.

Niestety, nie było możliwe poprawne metodologicznie zastosowanie metody nadreprezentacji w odniesieniu do grup wiekowych.

Ze względu na spadek realizacji i związane z nim, występujące coraz częściej, wypadanie całych zespołów (tzw. wiązek) sześciuosobowych, wybieranych z jednej jednostki terytorialnej, a czasami nawet wypadanie warstw, stopniowo zmieniła się algorytm ważenia. Krótki czas pomiędzy sływem ankiet a koniecznością natychmiastowej publikacji wyników powodował konieczność zmian algorytmu

ważenia, tak aby był on uniwersalny, szybki w zastosowaniu oraz „odporny” na różne „niespodzianki” związane ze spadkiem realizacji.

Dla oszacowania parametrów populacji stosowano estymatory adiurowane [Bracha 1996,1998]. Czynnikiem korygującym była waga wyznaczana dla poszczególnych elementów próby zrealizowanej.

W trakcie wyznaczania wag uwzględniano:

- zróżnicowanie prawdopodobieństw wyboru oraz pewne, występujące pomimo zastosowania nadreprezentacji, odchylenia proporcji próby zrealizowanej w klasach miejscowości,
- odchylenia wybranych cech od struktury demograficzno-społecznej w odniesieniu do danych GUS.

Oszacowanie wariancji estymatorów adiurowanych, przy złożonym algorytmie ważenia, prowadzi w takiej sytuacji do złożonych „piętrowych” wzorów.

Znane i szeroko promowane przez statystyków matematycznych metody oszacowań bazujące na resamplingu i to zarówno dla oszacowania wariancji estymatorów (bootstrap, jackknife), jak i dla imputacji brakujących danych oraz rekordów, z reguły też wykorzystują głównie zbadaną część wylosowanej próby [Bracha 1998; Jakubowski - Bracha 2001; Efron 1982, 1983]. Wdrożenie tych metod do codziennej praktyki szybkich badań sondażowych napotyka też wiele ograniczeń. Główne to długi czas obliczeń i brak profesjonalnego adekwatnego do danej sytuacji oprogramowania oraz znaczne koszty ewentualnego oprogramowania na zamówienie.

Inne stosowane częściowo w przeszłości metody oszacowania, bazujące na imputacji losowo wybranych lub też tworzonych różnymi metodami rekordów brakujących, są też technikami czasochłonnymi, i to pomijając już aspekt etyczny i inne uzasadnienia, jak chociażby fakt, iż też bazują na części próby zbadanej. Nie zaobserwowaliśmy też znaczącego wpływu stosowania technik implementacji w odniesieniu do ważenia. Podobnie też w odniesieniu do stosowania rezerwowych respondentów.

## 5. POSZUKIWANIE NOWYCH ROZWIĄZAŃ

Sytuacja niedoboru 40%, a nawet więcej procent próby spowodowała, iż szukamy rozwiązań zarówno w nowych sposobach oszacowania wyników, jak i w zastosowaniu nowych metod wyboru respondentów.



## 5.1. Rozwiązania w zakresie oszacowania uzyskanych wyników badań

### 5.1.1. Metody statystycznej analizy danych

Szukając nowych rozwiązań w zakresie oszacowań, zwróciliśmy się na krajowych i zagranicznych konferencjach z pytaniami do matematyków, jak szacować parametry populacji na podstawie częściowo zrealizowanej próby losowej oraz do jakiej granicy minimalnej wartości wskaźnika realizacji można stosować doradzane przez nich metody oceny wariancji estymatorów bazujące na resamplingu (metody: bootstrap, jackknife itp. Dąbała 2001, 2005). Czekamy na pomocne odpowiedzi. Jakiegokolwiek one będą faktem jest, iż zarówno metody resamplingu, jak i ważenie wykorzystują głównie zbadaną (zrealizowaną) część próby.

Podobnie, na zbadanej części próby bazują metody implementacji, imputacji zarówno losowo wybranych rekordów, jak i metody rekordów „skonstruowanych” za pomocą metod statystyki matematycznej. W przeszłości odeszliśmy od prostych metod implementacji na korzyść zastosowania ważenia. Uważaliśmy, iż przy jej zastosowaniu minimalizujemy wpływ obserwacji błędnych i odstających na ostateczny kształt wyników.

### 5.1.2. Wykorzystanie danych zewnętrznych

Być może zastosowanie do ważenia tylko danych zewnętrznych GUS jest niewystarczające? Brak stabilności podziałów politycznych i zachowań konsumpcyjnych powoduje, iż wykorzystanie w szerszym stopniu danych zewnętrznych, np. z badania jednostek niedostępnych oraz analiz socjologicznych typologii może doprowadzić do powstania ogromnych błędów, które trudno będzie oszacować. Podobnie jest z możliwością wykorzystania operatu, jakim jest wykaz obwodów głosowania z wynikami wyborów. Listy wyborców (nawet jeśli pominiemy brak jednoznacznych kryteriów udostępniania) już po roku nie zawierają 18-latków, gdyż nie są na bieżąco aktualizowane. W operacie, jakim jest baza PESEL, podobnie jak na listach wyborczych są podstawowe dane demograficzne. Operat GUS jest bazą mieszkań. Jediną szansą jest tworzenie baz danych przez ośrodek badawczy, ale to z kolei podlega szybkiej dezaktualizacji na skutek zarówno zmian podziałów politycznych, jak i zmian sympatii respondentów do partii politycznych.

Jakie zmienne zewnętrzne uwzględnić? Gdzie zdobyć taką wiedzę? Jak uzyskać odpowiednie i aktualne dane statystyczne, na przykład do ważenia? Pytań jest wiele. Dlatego też do ważenia, jako dane zewnętrzne, wykorzystywane są

głównie aktualne, wybrane dane GUS o strukturze demograficzno-społecznej, jak; płeć, wiek, wykształcenie, aktywność ekonomiczna, miejsce zamieszkania według województw i klas miejscowości.

### 5.2. Zmiany w sposobie wyboru respondentów

W krajach Unii Europejskiej i nie tylko, gdzie realizacja prób losowych jest niska, stosowane są metody wyboru respondentów łączące elementy wyboru losowego i nielosowego. Są to zasadniczo dwie grupy metod:

- quasi-losowe, czyli *random route* od losowo wybranego mieszkania (tzw. punktu startu). Ankieter wybiera mieszkania, a następnie osoby do badania ankietowego. Jest wiele wariantów tej metody;
- wybór kwotowy w losowo wybranych obszarach.

Dla przypomnienia pragnę dodać, iż jeden z wariantów metody *random route*, w połączeniu z wyborem respondenta w mieszkaniu (z wykorzystaniem daty urodzin), był stosowany w CBOS przed kilku laty. Odstąpiono od niego w 1989 roku głównie z powodu znaczących rozbieżności między rozkładami cech demograficznych i danymi GUS. Były one większe niż uzyskiwane obecnie dla rozkładów surowych dla prób z PESEL. Metoda *random route* w różnych wariantach stosowana jest też w CBOS, obecnie głównie w badaniach zleczanych. Również do badań zleczanych stosowana była metoda doboru kwotowego w losowo wybranych obwodach głosowania. Niestety, ograniczeniem stosowania tej metody jest brak komputerowej bazy mapek obwodów czy rejonów statystycznych, co uniemożliwia szybką organizację badań. Istotne jest także ograniczenie wynikające z braku informacji o przynależności osoby do określonego obwodu głosowania. W połączeniu z identyfikatorem PESEL mogłoby to stanowić wygodny dla celów losowania operat i ułatwiłoby organizację badań.

W sytuacji trudności realizacyjnych brak dobrze zorganizowanego, taniego, w formie elektronicznej operatu przestrzennego stanowi ograniczenie wdrożenia nowych rozwiązań wyboru respondentów. Optymalnym rozwiązaniem byłoby zastosowanie obwodów głosowania lub obwodów czy rejonów statystycznych GUS ze względu na dość małe, w porównaniu z innymi jednostkami podziału, dysproporcje w liczbie ludności i obszarze.

W przypadku prób kwotowych stosowane losowanie dużych obszarów miast i gmin niesie różne zagrożenia dla jakości badania ze strony ankieterów, jak np. dobór stale tych samych respondentów. W innych podziałach, na ulice lub wsie, występują już częściej znacznie większe dysproporcje liczebności obszarów, a czasami zbyt mała liczba ludności.

Generalnie bazy danych wykorzystywane jako operaty do wyboru prób tworzone są przez instytucje dla zabezpieczenia zadań statutowych i nie zawsze ich organizacja i zasady udostępniania odpowiadają potrzebom badań ankietowych.

Uzupełnianie prób losowych nadreprezentacjami kwotowymi, proponowane przez część badaczy, pomijając bulwersujący statystyków aspekt braku poprawności metodologicznej, jest niczym innym jak wyborem z nieograniczoną, niekontrolowaną rezerwą, podobnie jak uzupełnienia próby z zastosowaniem wyszukiwania respondentów „podobnych” do wylosowanych z zastosowaniem np. *random route*. Jak wynika z naszych analiz, wprowadzenie części kwotowej może wpłynąć w niektórych przypadkach na zupełnie różne rozkłady zmiennych „politycznych”. Czy zastosowanie „rezerwowych” respondentów jest rozwiązaniem?

Zastosowane dwa razy eksperymentalnie przed 1995 rokiem wprowadzanie rezerwy w miejsce adresów błędnych (w próbach GUS) spowodowało stopniowy wzrost liczby kategorii „adresy błędne” i znikomą poprawę predykcji wyników przedwyborczych. Nie zaobserwowano także pozytywnego wpływu na poprawę rozkładów zmiennych społeczno-demograficznych i przybliżenie ich do danych GUS.

Czy wprowadzenie respondentów rezerwowych spowoduje pojawienie się w próbie osób o cechach i poglądach identycznych z tymi, którymi charakteryzują się osoby z próby zasadniczej, rzadziej decydujące się na udział w badaniach ankietowych?

W pewnych badaniach holenderskich w przypadku nadreprezentacji osób starszych, łatwiej dostępnych i w związku z tym z wyższym wskaźnikiem realizacji, postanowiono wybierać do badania z wylosowanych mieszkań w pierwszej kolejności osoby młode z przedziałów niedoreprezentowanych. W mieszkaniach, w których nie było osób młodych, respondentów dobierano poprzez losowanie. W efekcie otrzymano znaczną nadreprezentację w próbie osób młodych oraz niedoreprezentowany przedział wieku starszego.

Czy jest to już czas na badania przez internet i przez telefon? Pomimo braków pokrycia populacji przez dostępny operat?

## 6. PODSUMOWANIE

Wskaźniki realizacji prób systematycznie spadają. Ogranicza to możliwości szacowania parametrów populacji i wymaga poszukiwania nowych rozwiązań dla poprawnej predykcji wyników badań przedwyborczych oraz dla poprawy jakości i predykcji w badaniach o innym charakterze. Czy rozwiązań tych na-

leży szukać w losowych lub kwotowych metodach wyboru respondentów, czy w matematycznych metodach szacowania wyników?

Pytań jest wiele. Pokazałam skrótowo stan na dzień dzisiejszy w jednym z ośrodków badawczych w kraju, dla wybranego rodzaju badań. Jest to jednostkowy punkt widzenia osoby od wielu lat zajmującej się praktycznie wyborem prób i estymacją parametrów populacji. Możliwości rozwiązań zapewne jest więcej. W każdym razie, przy spadającej stale możliwości uzyskania wysokiego wskaźnika realizacji próby wylosowanej i związanych z tym ograniczeń możliwości trafnej predykcji należy podjąć dyskusję na ten temat na szerokim środowiskowym forum badań społecznych. Wielka sieć ankierska, od której zależy realizacja, jest w dużym stopniu wspólna dla wielu ośrodków. Tak, jak skuteczny może być ewentualny wspólny program działania na rzecz zmiany stosunku respondentów do badań. Wskazana także byłaby współpraca ośrodków badawczych dla ustalenia korzystniejszych zasad udostępniania operatów przez instytucje będące w ich posiadaniu.

Na zakończenie pragnę podziękować Panu mgr Bronisławowi Lednickiemu z GUS za wieloletnią współpracę i wkład pracy w badania realizowane do 2003 roku.

## BIBLIOGRAFIA

- Barnett Vic [1982], *Elementy teorii pobierania prób*, PWN, Warszawa.
- Bracha Czesław [1998], *Metoda reprezentacyjna w badaniu opinii publicznej i marketingu*, Efekt, Warszawa.
- Bracha Czesław [1996], *Teoretyczne podstawy metody reprezentacyjnej*, PWN, Warszawa.
- Bracha Czesław, Lednicki Bronisław, Wieczorkowski Robert [2004], *Wykorzystanie złożonych metod estymacji do dezagregacji danych z Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności w roku 2003*, ZBSE GUS, Warszawa.
- Bracha Czesław [1987], *Wykorzystanie informacji o cechach dodatkowych w badaniach reprezentacyjnych*, ZBSE GUS, Warszawa.
- Bracha Czesław [1990], *Wybrane problemy wnioskowania statystycznego na podstawie prób nieprostych*, Zeszyt 187, ZBSE GUS, Warszawa.
- Dąbała Wiesława [2001], *Jak szacować braki danych w ankietowych badaniach opinii? Referat w sesji „Kto wie, jak to rozwiązać?” Konferencja Zastosowań Matematyki, Zakopane 2001*.
- Dąbała Wiesława [2005], *How to estimate population parameters using partially realised random sample*, XXV International Seminar on Stability Problems for Stochastic Models, Salerno 2005.
- Efron Bradley, Tibshirani Robert J. [1993], *An Introduction to the Bootstrap*, Chapman & Hall, New York-London.
- Efron Bradley [1982], *The Jackknife, the Bootstrap and Other Resampling Plans*, Society For Industrial and Applied Mathematics, Philadelphia, Pensylwania.
- Greń Jerzy [1987], *Statystyka matematyczna*, PWN, Warszawa.

- Hansen, Hurwitz & Madow [1993], *Sample Survey. Methods and Theory*, John Wiley & Sons, Inc. New York-Chichester-Brisbane-Toronto-Singapore.
- Hague Paul N., Jacson Peter [1992], *Badania rynku. Zrób to sam*, Signum, Kraków.
- Hastie Trevor, Tibshirani Robert, Friedman Jerome [2002], *The Elements of Statistical learning*, Springer Verlag, New York-Berlin-Heidelberg.
- Jakubowski Jacek [1999], *Metoda prób zrównoważonych i jej uogólnienia*, Zeszyt 266, ZBSE GUS, Warszawa.
- Jakubowski Jacek, Bracha Czesław [2001], *Przybliżone szacowanie wariancji w przypadku złożonych schematów losowania*, Zeszyt 273, ZBSE GUS, Warszawa.
- Kolonko Jan, Wywił Janusz [2002], *Wpływ błędów pomiaru na wyniki wnioskowania statystycznego*, „Wiadomości Statystyczne” nr 11, GUS, PTS.
- Kolonko Jan, Wywił Janusz [2002], *Pomiar jakości danych statystycznych*, „Wiadomości Statystyczne” nr 10, GUS, PTS.
- Kolonko Jan, Wywił Janusz [2002], *Metody analizy rzetelności danych. Kilka wyników empirycznych charakteryzujących jakość danych ankietowych*, „Wiadomości Statystyczne” nr 12, GUS, PTS.
- Kordos Jan [2002], *Wykorzystanie efektu schematu losowania w złożonych badaniach reprezentacyjnych*, „Wiadomości Statystyczne” nr 7, GUS, PTS.
- Pawłowski Zbigniew [1972], *Wstęp do statystycznej metody reprezentacyjnej*, PWN, Warszawa.
- Niemiro Wojciech, Popiński Waldemar, Wesółowski Jacek, Wieczorkowski Robert [2002], *Optymalna alokacja próby w warunkach niekompletnej realizacji badania*, „Wiadomości Statystyczne” nr 9, GUS, PTS.
- Skiłkiewicz Marcin, Wywił Janusz [2001], *Przykłady wykorzystania wybranych metod grupowania do optymalizacji losowania warstwowego*, „Wiadomości Statystyczne” nr 8, GUS, PTS.
- Steczowski Jan [1988], *Zastosowanie metody reprezentacyjnej w badaniach społeczno-ekonomicznych*, PWN, Warszawa.
- Steczowski Jan [1995], *Metoda reprezentacyjna w badaniach zjawisk ekonomiczno-społecznych*, PWN, Warszawa-Kraków.
- Szreder Mirosław [2004], *Metody i techniki sondażowych badań opinii*, PWE, Warszawa.
- Sztabiński Paweł B. [1997], *Ankieterzy i ich respondenci*, IFiS PAN, Warszawa.
- Sztabiński Paweł B., Sawiński Zbigniew, Sztabiński Franciszek (red.) [2005], *Fieldwork jest sztuką*, IFiS PAN, Warszawa.
- Platek Richard, Sarnadal Carl-Eryk [2001], *Czy statystyk może dostarczyć dane wysokiej jakości?*, „Wiadomości Statystyczne” nr 4, GUS, PTS.
- Tryfos Peter [1996], *Sampling Methods for Applied Research*, John Wiley & Sons, Inc. New York-Chichester-Brisbane-Toronto-Singapore.
- Warner Stanley L. [1965], *Randomised Response: A Survey Technique for Eliminating Evasive Answer Bias*, Journal of the American Statistical Association.
- Wieczorkowski R., Zieliński R. [1997], *Komputerowe generatory liczb losowych*, WN-T, Warszawa.
- Wywił Janusz [1995], *Wielowymiarowe aspekty metody reprezentacyjnej*, Ossolineum, Wrocław-Warszawa-Kraków.
- Zasępa Ryszard [1972], *Metoda reprezentacyjna*, PWE Warszawa.
- Zieliński Ryszard, Zieliński Wojciech [1990], *Tablice Statystyczne*, PWN, Warszawa.

*Aneks nr 1*

Wskaźniki realizacji w poszczególnych miesiącach w latach 2000-2005

MIESIĄCE	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Styczeń	67,1	66,0	60,1	63,3	64,1	60,9
Luty	68,7	66,5	58,9	62,1	62,1	59,8
Marzec	68,3	64,8	65,9	60,2	62,0	57,3
Kwiecień	68,6	64,0	64,4	59,9	60,2	61,5
Maj	65,3	63,7	64,6	62,6	61,0	58,8
Czerwiec	67,8	64,9	65,4	62,9	58,2	58,0
Lipiec	64,0	60,7	63,2	58,8	55,8	57,1
Sierpień	63,5	57,5	59,7	54,3	54,8	53,1
Wrzesień	66,5	61,1	61,1	67,0	57,3	57,5
Październik	64,7	63,0	60,9	61,6	58,3	56,1
Listopad	67,6	59,8	64,3	65,9	58,1	57,4
Grudzień	67,1	59,3	60,9	60,6	57,1	56,9
Średnia za rok	66,6	62,6	62,5	61,6	59,1	57,9
Średnia za 10 miesięcy (bez lipca i sierpnia)	67,2	63,3	62,7	62,6	59,8	58,4

*Aneks nr 2*

Procent wywiadów niezrealizowanych (według przyczyn) w poszczególnych miesiącach 2005 roku

MIESIĄCE	01	02	03	04	05	06	07	08	09	Brak danych
Styczeń	0,56	5,43	6,54	0,56	11,53	10,68	1,85	0,06	1,17	0,62
Luty	0,50	3,97	6,04	0,56	12,92	9,96	3,36	0,0	2,52	0,34
Marzec	0,95	3,86	6,77	0,62	14,09	10,68	2,85	0,0	2,29	0,56
Kwiecień	0,45	4,31	6,21	0,84	12,19	10,57	2,07	0,0	1,40	0,45
Maj	0,56	4,08	6,88	1,12	12,92	9,96	2,24	0,06	2,68	0,67
Czerwiec	0,0	4,31	6,32	1,12	15,44	9,79	2,24	0,0	2,13	0,67
Lipiec	0,22	5,65	6,71	1,17	14,77	9,06	2,85	0,11	2,01	0,34
Sierpień	0,34	6,43	6,77	1,29	16,95	10,01	2,13	0,0	2,63	0,39
Wrzesień	0,45	5,48	8,67	1,34	13,14	9,17	1,51	0,11	2,13	0,50
Październik	0,34	6,94	7,94	1,51	14,49	8,56	2,18	0,0	1,17	0,78
Listopad	0,50	5,82	7,89	1,45	13,81	9,17	1,85	0,0	1,79	0,34
Grudzień	0,62	4,25	7,55	1,57	13,81	10,85	2,07	0,0	1,90	0,45

Przyczyny:

- 01 – Błędny adres
- 02 – Pod wskazanym w próbie adresem nie można się z nikim skontaktować
- 03 – Wylosowany respondent zmienił miejsce zamieszkania i nie ma z nim kontaktu
- 04 – Wylosowany respondent nie żyje
- 05 – Wylosowany respondent nieobecny (nieuchwytny) przez cały okres realizacji
- 06 – Wylosowany respondent odmówił udziału w badaniu
- 07 – Wylosowany respondent jest niesprawny w stopniu uniemożliwiającym przeprowadzenie wywiadu
- 08 – Wylosowany respondent nie spełnia kryteriów badania
- 09 – Inne przyczyny niezrealizowania wywiadu

*Wiesława Dąbala*

Public Opinion Research Center

CBOS SAMPLES AS A SOURCE OF POPULATION PARAMETER ESTIMATIONS  
IN POST-2000 SURVEYS

(Summary)

The article provides insight into monthly omnibus (multi-purpose) surveys carried out by the Public Opinion Research Center (CBOS). The author provides an overview of sampling schemes and methods of estimating population parameters and demonstrates that they have been modified due to steadily falling response rates. The problem of non-respondents is discussed alongside turnout levels, reasons for inaccessibility of respondents, under-representation of certain socio-demographic strata and categories as a consequence of sample drop-outs. The author proceeds to examine estimation and sampling methods as well as ways of coping with the problem of respondent unattainability. It is underlined that currently existing solutions are unsatisfactory, and the need for discussion among pollsters is highlighted.