

Piotr Jabkowski
Uniwersytet im. Adama Mickiewicza

WPŁYW NIEZREALIZOWANIA CZĘŚCI WYWIADÓW NA TRAFNOŚĆ WNIOSKOWANIA STATYSTYCZNEGO W BADANIACH SPOŁECZNYCH. TECHNIKA WYWIADU KWESTIONARIUSZOWEGO ORAZ TELEFONICZNEGO W ŚWIETLE BŁĘDÓW NIELOSOWYCH

Artykuł dotyczy tematyki jednostek niedostępnych osadzonej w całości w perspektywie teorii wnioskowania statystycznego. Uwaga skupiona zostaje na tym, jakie skutki dla analizy statystycznej niesie pominięcie nielosowych błędów wynikających z braku wiedzy o rozkładach opinii osób, które z jakichś przyczyn zostały pominięte w procesie badawczym, choć wcześniej wylosowane były do próby badawczej. W artykule pokazane zostało, że błędy nielosowe wynikające z niezrealizowania części próby (jeśli się ich skutecznie nie ograniczy) zaburzają na tyle cały proces poznawczy, że wyciąganie jakichkolwiek sensownych wniosków staje się praktycznie niemożliwe. Artykuł składa się z trzech powiązanych ze sobą części. W pierwszej sformułowany został problem niezrealizowania części próby oraz podane zostały statystyczne podstawy teoretyczne dla dalszych wywodów. W drugiej wyprowadzono procedury szacowania nielosowych błędów pomiaru wynikających z niezrealizowania założonej na wstępie badania próby. W trzeciej części krytycznej analizie (w świetle omawianych problemów) poddano dwie ilościowe techniki badawcze – wywiady telefoniczne oraz wywiady kwestionariuszowe.

Główne pojęcia: reprezentatywność badań, stopień realizacji próby, błędy losowe, błędy nielosowe

Przedmiotem badań sondażowych stały się praktycznie wszystkie aspekty współczesnej debaty publicznej. Widocznej popularyzacji sondaży opinii publicznej towarzyszy jednak równie często krytyczna ocena ich przydatności do reprezentatywnego opisu rozkładu pewnych nieznanych preferencji w całej populacji. Wystarczy przypomnieć dyskusję i ostre słowa pod adresem ośrodków badania opinii publicznej, jakie padły po ostatnich wyborach parlamentarnych i prezydenckich w 2005 roku. Obok dyskusji politycznej, a na pewno w dużym jej cieniu, prawie niezauważenie, przebiegła refleksja czołowych polskich metodologów badań społecznych nad statusem poznawczym badań sondażowych. Znaczące rozbieżności pomiędzy prognozowanymi a rzeczywistymi wynikami wyborczymi z roku 2005 stały się inspiracją wielu debat naukowych nad metodologicznymi ograniczeniami badań opinii publicznej. Przyczyn tych rozbieżności zaczęto coraz częściej upatrywać w problemie niedostępności osób wybranych do badania, w niestabilności preferencji wyborczych Polaków oraz w innych czynnikach zaburzających proces pomiaru opinii publicznej, które razem nakładają się na nielosowe błędy wnioskowania.

Artykuł ten jest kolejnym głosem w dyskusji metodologów nad ilościowymi technikami badawczymi nauk społecznych. Dotyczy on w całości wpływu jednostek niedostępnych na jakość wnioskowania statystycznego o rozkładach nieznanymi cech w badanej populacji. Uwaga skupiona została przede wszystkim na tym, jakie skutki dla analizy statystycznej niesie pominięcie nielosowych błędów wynikających z braku wiedzy o rozkładach opinii osób, które z pewnych przyczyn zostały pominięte w procesie badawczym, choć wcześniej wylosowane były do próby. Wykazane zostanie, że błędy nielosowe, jeśli się ich skutecznie nie ograniczy, zaburzają na tyle cały proces poznawczy, iż wyciąganie jakichkolwiek sensownych wniosków staje się praktycznie niemożliwe.

Artykuł składa się z trzech powiązanych ze sobą części. W pierwszej sformułowany został problem niezrealizowania części próby, poprzez podanie statystycznych podstaw teoretycznych dla dalszych wywodów. W drugiej wyprowadzono procedury szacowania nielosowych błędów pomiaru wynikających z niezrealizowania założonej na wstępie badania próby. W trzeciej części pracy krytycznej analizie (w świetle omawianych problemów) poddano dwie najbardziej popularne techniki ilościowe nauk społecznych – wywiady telefoniczne oraz wywiady kwestionariuszowe. Na wstępie należy również zaznaczyć, że główną inspiracją podjętych tutaj rozważań był artykuł Grzegorza Lissowskiego z 1971 roku (por. Lissowski 1971). Już ponad 35 lat temu, w czasach gdy odsetek udziału w badaniach wynosił nieosiągalną dzisiaj wartość ponad 95 procent

towych (por. Kołakowska 2005), autor ten zwrócił uwagę, że jednostki niedostępne mogą znacząco wpłynąć na wyniki badań społecznych. Poruszane tutaj problemy nie są nowe, lecz w dobie systematycznie malejących odsetków realizacji próby (zarówno w Polsce, jak i w innych krajach) ponowny wykład tych zagadnień wydaje się potrzebny.

Estymacja punktowa parametru wskaźnika struktury

Wykorzystując w badaniach empirycznych wnioskowanie statystyczne pamiętać należy zawsze o zderzeniu, jakie następuje na linii: założenia teoretyczne statystyki matematycznej *versus* rzeczywistość empiryczna. Prawie zawsze oznacza to dla badacza konieczność uchylenia pewnych formalnych założeń analiz statystycznych. Pominięcie niektórych założeń w określonych procedurach obliczeniowych (np. ciągłości zmiennych, normalności rozkładów itd.) nie będzie znacząco wpływać na formułowane przez badacza wnioski, a zlekceważenie innych – pociągnie takie poważne konsekwencje.

Jednym z takich poważnych uchybień, prowadzących w efekcie do trudno kontrolowanych błędów wnioskowania, jest problem jednostek niedostępnych. Zauważyć należy, że w każdym idealnotypologicznym wnioskowaniu statystycznym przyjmuje się, iż wylosowano losową i reprezentatywną próbę o liczebności n elementów oraz że w wyniku pomiaru ustalono wartości dla wszystkich n elementów tej próby. W efekcie wyniki badań reprezentatywnych, przynajmniej teoretycznie, obarczone są „jedynie” błędami losowymi, które stanowią nieodzowny element każdego wnioskowania statystycznego wynikający z tego, że badania prowadzone są na próbie, a nie na całej populacji. Wielkości błędów losowych zależą od liczebności próby, rozproszenia badanej cechy itd., ale co najważniejsze, błędy takie można obliczać, przewidywać i minimalizować.

Niestety w każdym reprezentatywnym badaniu (szczególnie z zakresu szeroko pojętego nurtu badań społecznych) występuje też drugi rodzaj błędów, jakim są błędy nielosowe. Pochodzą one w zasadzie z czterech źródeł: niezastosowania odpowiedniego operatu losowania, błędów pomiaru, błędów proceduralnych (kodowania danych, obliczenia itd.) oraz występowania jednostek niedostępnych. Dla większej wyrazistości prowadzonych analiz, bez szkody jednak dla ogólnego przedmiotu rozważań, uwaga skupiona będzie na czwartej kategorii błędów nielosowych, a także wzięty zostanie szczególnie przykład wnioskowania statystycznego, jakim jest szacowanie frakcji elementów wyróżnionych w badanej populacji.

Założę, że zmienna losowa X ma rozkład dwumianowy $b(1; p)$, gdzie $p \in (0; 1)$. Innymi słowy losować będzie się próbę prostą z populacji o rozkładzie zero-jedynkowym takim, że $P(X = 1) = p$ oraz $P(X = 0) = 1 - p$. Ten statystyczny opis zero-jedynkowego rozkładu zmiennej losowej odpowiada sytuacji, przed którą staje badacz w naukach społecznych, mający za zadanie oszacowanie odsetka respondentów posiadających pewną cechę/wartość (np. daną opinię, chęć wzięcia udziału w wyborach, deklarację poparcia określonej partii politycznej, przynależność do określonej organizacji itd.), dychotomicznej zmiennej nominalnej.

Niech zatem $x = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ będzie losową próbą z populacji o rozkładzie zero-jedynkowym z parametrem p . Przez n oznaczona będzie liczebność próby, natomiast przez m liczba tzw. elementów wyróżnionych (tj. takich, że $x_i = 1$, $i \in \{1, \dots, n\}$). W terminologii badań oznacza to, że danemu respondentowi przypisano w wyniku pomiaru określoną wartość dychotomicznej zmiennej nominalnej, ważną dla obliczenia odsetka odpowiedzi interesującego badacza. Nieobciążonym estymatorem o minimalnej wariancji nieznannej w populacji wartości parametru p jest wielkość: (por. Krzyśko 1996: 106)

$$\hat{p} = \frac{m}{n}. \quad (1)$$

Postawione zostanie dodatkowe założenie, że udało się dokonać pomiaru n_1 jednostek statystycznych, ale jednocześnie nie udało się ustalić wartości dla n_2 jednostek wylosowanych do badania, przy czym:

$$n = n_1 + n_2 \quad (2)$$

Przenosząc to na język metodologii badań społecznych, wylosowano próbę respondentów, wybrano jedną z dostępnych technik badań sondażowych, przeprowadzono badania terenowe i okazało się, że n_1 osób zgodziło się wziąć udział w badaniu, natomiast n_2 osób odmówiło udziału w badaniu, było niedostępnych w trakcie realizacji badań lub z innych przyczyn nie udało się przeprowadzić z nimi wywiadów. Próbę dzieli się zatem umownie na warstwę próby respondentów oraz warstwę próby jednostek niedostępnych.

Oznaczam teraz dodatkowo przez m_1 liczbę elementów wyróżnionych w warstwie respondentów, a przez m_2 liczbę elementów wyróżnionych w warstwie jednostek niedostępnych, przy czym:

$$m = m_1 + m_2 \quad (3)$$

Podstawiając równanie (2) do równania (1) otrzymuje się:

$$\hat{p} = \frac{m^{(2)}}{n} = \frac{m_1 + m_2}{n} = \frac{m_1}{n} + \frac{m_2}{n} = \frac{n_1}{n} \cdot \frac{m_1}{n_1} + \frac{n_2}{n} \cdot \frac{m_2}{n_2} = w_1 \hat{p}_1 + w_2 \hat{p}_2, \quad (4)$$

gdzie w_1 oraz w_2 oznaczają frakcję respondentów i jednostek niedostępnych w całej próbie, przy czym korzystając z równania (2) wiadomo, że:

$$w_2 = \frac{n_2}{n} = \frac{n - n_1}{n} = 1 - w_1, \quad (5)$$

natomiast \hat{p}_1 oraz \hat{p}_2 jest odpowiednio frakcją elementów wyróżnionych w warstwie próby respondentów oraz w warstwie próby jednostek niedostępnych. Wartości \hat{p}_1 i \hat{p}_2 traktować można jako estymatory parametrów wskaźników struktury odpowiednio w warstwie respondentów (parametr ten oznaczony został przez p_1) oraz w warstwie jednostek niedostępnych (parametr oznaczony symbolem p_2), pod tym wszakże warunkiem, że obie warstwy będzie się rozpatrywać jako oddzielne (zapominając niejako o tym, że pochodzą z tej samej wybranej na wstępie badania próby).

Obliczona zostanie teraz wariancja oraz wartość oczekiwana estymatora \hat{p} określonego równaniem (4). W obliczeniach wykorzystana zostanie własność wartości oczekiwanej mówiąca o tym, że wartość oczekiwana sumy zmiennych losowych równa jest sumie wartości oczekiwanych tych zmiennych (por. Krzyśko 1997: 135) oraz własność wariancji sumy niezależnych zmiennych losowych (por. Krzyśko 1997: 171).

Wariancja estymatora \hat{p} wynosi:

$$\begin{aligned} Var(\hat{p}) &= Var(w_1 \hat{p}_1 + w_2 \hat{p}_2) = w_1^2 Var(\hat{p}_1) + w_2^2 Var(\hat{p}_2) = \\ &= w_1^2 p_1(1 - p_1) + w_2^2 p_2(1 - p_2) \end{aligned} \quad (6)$$

Wartość oczekiwana tego estymatora jest z kolei równa:

$$E(\hat{p}) = E(w_1 \hat{p}_1 + w_2 \hat{p}_2) = w_1 E(\hat{p}_1) + w_2 E(\hat{p}_2) = w_1 p_1 + w_2 p_2. \quad (7)$$

Jednocześnie wiadomo, że (por. Krzyśko 1997: 157):

$$E(\hat{p}) = p, \quad (8)$$

czyli z (6) oraz (8) otrzymuje się, iż:

$$p = w_1 p_1 + w_2 p_2. \quad (9)$$

Rozpatrując równanie (4) oraz (9) widać, że estymator punktowy parametru p jest kombinacją liniową estymatorów punktowych parametrów p_1 i p_2 . Wartości w_1 oraz w_2 pełnią tutaj rolę wag dla wartości tych estymatorów, szacując bowiem wartość estymatora \hat{p} uwzględnić należy wielkość warstwy respondentów oraz jednostek niedostępnych. Zauważyć można również, że na podstawie wyników pomiaru badacz jest w stanie ustalić wartość estymatora \hat{p}_1 , ale nie może ustalić wartości estymatora \hat{p}_2 (ma przecież do czynienia z jednostkami niedostępnymi).

W praktyce badań społecznych nie jest więc możliwe oszacowanie wartości parametru p jedynie tak, aby dokonać tego z błędem losowym. Zasadniczym uchybieniem popełnianym w pomiarze jest jednak ignorowanie problemu jednostek niedostępnych np. poprzez „dobieranie” respondentów rezerwowych po to, by zrealizować badanie z określoną *a priori* liczbą respondentów. W efekcie takiego „dobierania” osób do badań, estymator \hat{p} obliczany jest nadal jedynie na podstawie warstwy próby respondentów z pominięciem wartości estymatora w warstwie jednostek niedostępnych. Zwiększa się wprawdzie dokładność oszacowania parametru p_1 , ale jednocześnie zabieg taki nie wpływa znacząco na poprawę oszacowania całego parametru p . Estymator \hat{p}_1 jest ponadto obciążonym estymatorem parametru p , czyli takim, który zawiera poważny błąd nielosowy.

Wielkość błędu nielosowego wynikającego z nieuwzględnienia jednostek niedostępnych można zapisać jako:

$$b = E(\hat{p}_1) - p. \quad (10)$$

Wykorzystując teraz równania (5) oraz (9), wielkość nielosowego błędu wyrazić można ostatecznie jako:

$$\begin{aligned} b &= E(\hat{p}_1) - p = p_1 - p = p_1 - w_1 p_1 - w_2 p_2 = \\ &= (1 - w_1) p_1 - w_2 p_2 = w_2 p_1 - w_2 p_2 = w_2 (p_1 - p_2), \end{aligned} \quad (11)$$

stąd estymatorem błędu nielosowego jest wielkość:

$$\hat{b} = w_2(\hat{p}_1 - \hat{p}_2). \quad (12)$$

Ponieważ przeprowadzając badanie można ustalić jedynie wartość oraz estymator parametru p_1 , to wielkość błędu nielosowego pozostanie zawsze nieznaną. Gdyby była znana (przynajmniej w przybliżeniu) wartość estymatora parametru p_2 , można by ustalić wielkość błędu nielosowego i uwzględnić go w szacowaniu parametru p w całej populacji (statystyczne procedury szacowania błędów nielosowych omówione zostaną w kolejnym podrozdziale).

Teraz warto zastanowić się, w jakim przypadku nie trzeba w ogóle przejmować się błędem nielosowym wynikającym z wystąpienia w próbie jednostek niedostępnych. Z równań (11) i (12) można wywnioskować, że błąd nielosowy nie występuje (równa się zero) wtedy i tylko wtedy, gdy zachodzi jeden z dwóch przypadków:

1°, $w_2 = 0$, a to zachodzi jedynie wtedy i tylko wtedy, gdy $n_2 = 0$, czyli wówczas, gdy udało się dokonać pomiaru wszystkich jednostek statystycznych wybranych do badania. W takim przypadku estymacja parametru p sprowadza się do dobrze opisanego w statystyce przypadku estymacji wskaźnika struktury. W praktyce badawczej sytuacja taka zachodzi jedynie w przyrodoznawstwie, natomiast w badaniach społecznych problem jednostek niedostępnych jest w zasadzie powszechny. Ten trywialny przypadek nie będzie zatem przedmiotem dociekań opisanych w artykule;

2°, $p_1 - p_2 = 0$, a to zachodzi wówczas, gdy parametry wskaźników struktury w populacji respondentów i jednostek niedostępnych są sobie równe. Oznacza to, że błąd nielosowy wynikający z niezrealizowania części próby można by ewentualnie pominąć, gdyby oba parametry miały przynajmniej zbliżone do siebie wartości. Badania nad jednostkami niedostępными prowadzone przez metodologów badań społecznych nie dają tutaj jasnej odpowiedzi. Henryk Domański przeprowadzając dodatkowe wywiady wśród osób, z którymi nie udało się ich pierwotnie przeprowadzić wykazuje, że „różnili się [oni] od respondentów, z którymi przeprowadzono wywiady – różnice te wyszły przy porównywaniu rozkładów kilkudziesięciu zmiennych [...] jednak nie znalazło to odzwierciedlenia w sile i zależności kształtujących [wybrane zmienne społeczno-demograficzne P.J.]” (Domański 1999: 89). Wniosek sformułowany przez Domańskiego nie jest zatem jednoznaczny. Z jednej strony rozkłady odpowiedzi jednostek niedostępnych w badaniu różnią się od rozkładów odpowiedzi respondentów, a z drugiej strony nie ma to wpływu na formułowane wnioski w odniesieniu

do zróżnicowań ze względu na cechy społeczno-demograficzne badanych osób. Domański wskazuje jednak na ograniczenia swoich analiz podając, że udało mu się przeprowadzić wywiady ze 125 osobami z grupy 391 jednostek niedostępnych (por. Domański 1999: 90–91) – nadal zatem nie wiadomo, jakie byłyby odpowiedzi pozostałych 266 osób. Owych 125 osób niedostępnych było, używając terminologii Pawła B. Sztabińskiego, tzw. miękkimi nierespondentami, tzn. ich pierwotna odmowa udziału w badaniu mogła być spowodowana czynnikami, które daje się dość łatwo zniwelować w procesie badawczym (por. Sztabiński 2006: 19–24). P. B. Sztabiński wskazuje równocześnie, że rozkłady odpowiedzi udzielane przez nierespondentów znacznie odbiegają od odpowiedzi respondentów (co jest zgodne z pierwszą częścią wniosku Domańskiego). Podsumowując, ignorowanie błędu nielosowego wynikającego z niezrealizowania części próby rodzi poważne błędy w oszacowaniu parametru p , co oznacza, że trzeba podjąć działania zmierzające do ustalenia i zminimalizowania całkowitego błędu wnioskowania statystycznego.

Błąd oszacowania parametru wskaźnika struktury, minimalne liczebności prób

Jedną z takich statystycznych metod wyznaczania błędów pomiaru jest budowa pseudoprzedziału ufności dla oszacowania parametru wskaźnika struktury z uwzględnieniem jednostek niedostępnych w próbie. Przedział taki uwzględnia nielosowy błąd wynikający z niezrealizowania części próby oraz, z prawdopodobieństwem większym lub równym zadanemu progowi współczynnika ufności, zawiera nieznaną wartość parametru p (por. Lissowski 1971: 13–15).

Twierdzenie 1.

Maksymalny błąd oszacowania parametru wskaźnika struktury p określonego równaniem (9), przy zadanym poziomie ufności równym $(1-\alpha)$ 100%, można wyrazić za pomocą wzoru:

$$d = z_{\frac{\alpha}{2}} w_1 \sqrt{\frac{\hat{p}_1(1-\hat{p}_1)}{n_1}} + w_2 \frac{\hat{P}_{2B} - \hat{P}_{2A}}{2}, \quad (13)$$

gdzie $z_{\frac{\alpha}{2}}$ jest, przy ustalonym poziomie istotności α , wartością krytyczną rozkładu normalnego standaryzowanego $N(0,1)$, a \hat{p}_{2A} oraz \hat{p}_{2B} oznaczają odpowiednio dolny oraz górny koniec przedziału, w którym zawiera się nieznana wartość parametru p_2 .

Czytelników zainteresowanych formalnym wyprowadzeniem wzoru (13) i dowodem twierdzenia 1. odsyłam do publikacji Lissowskiego (por. Lissowski 1971: 13-15), w której prowadzony jest on dla przypadku estymacji średniej w populacji i przebiega w zupełnie analogiczny sposób, co tutaj. Warto jedynie wspomnieć, że w dowodzie twierdzenia wykorzystuje się fakt, że maksymalny błąd oszacowania dowolnego parametru wskaźnika struktury można wyrazić jako połowę długości przedziału ufności tego parametru. Konstruuje się zatem tzw. pseudopredział ufności dla parametru p , który różni się tym od „klasycznego” przedziału ufności parametru wskaźnika struktury, że uwzględnia błędy nielosowe wynikające z niezrealizowania części próby i przyjmuje ogólną postać $P(T_1(X) \leq p \leq T_2(X)) \geq 1 - \alpha$.

Przykład 1.

Przejdę teraz do omówienia konsekwencji, jakie wynikają z powyższego twierdzenia. Podkreślić warto ponownie, że błędu nielosowego wynikającego z niezrealizowania części próby i w konsekwencji błędu d nie da się nigdy dokładnie wyznaczyć. Estymator \hat{p}_2 pozostanie zawsze niewiadomą, jedyne co można zrobić, to spróbować lepiej lub gorzej oszacować tę nieznaną wartość. Dla potrzeb przykładu założę, że mam do czynienia z najmniej korzystnym przypadkiem tj. wtedy, gdy długość przedziału zawierającego nieznaną w warstwie nierespondentów wartość parametru p_2 jest maksymalna. Ponieważ $p_2 \in \langle 0,1 \rangle$, to maksymalna długość przedziału, w którym może być zawarty nieznaną parametr p_2 , wynosi 1. Jest to rzeczywiście skrajnie niepomyślny przypadek, tzn. błąd oszacowania parametru p , przy danych z pomiaru wartościach w_1, w_2, \hat{p}_1 oraz założonym poziomie istotności α , będzie największy. Wielkość tego błędu można po przekształceniach równania (13) określić jako:

$$d = z_{\frac{\alpha}{2}} w_1 \sqrt{\frac{\hat{p}_1(1 - \hat{p}_1)}{n_1}} + \frac{w_2}{2} \quad (14)$$

Warto zauważyć, że w powyższym równaniu nie występują już żadne wartości, których wielkości nie można by ustalić na podstawie pomiaru z próby. Niestety jednak, co pokażą dane w tabeli 1, przy takim założeniu wielkość maksy-

malnego błędu uniemożliwia (przy większych frakcjach jednostek niedostępnych) jakiegokolwiek rozsądne wnioskowanie statystyczne.

Przyjmę hipotetycznie, że zadaniem badawczym jest oszacowanie wartości parametru wskaźnika struktury ze współczynnikiem ufności równym 95%. Zakładam ponadto, że nie posiadam wiedzy *a priori* o wartości parametru p (nie szacowałem go wstępnie na podstawie pilotażu) oraz, że wartość parametru p chciałbym oszacować z błędem nieprzekraczającym 3 punktów procentowych. W takim przypadku (przy założeniu, że nie ma żadnego „odpadu” z próby) należy przeprowadzić pomiar na losowo dobranej próbie 1068 jednostek statystycznych.

Prowadząc pomiar będę teraz postępować zgodnie z zasadą: jeżeli w próbie pojawi się nierespondent, zastąpię go respondentem z listy rezerwowej (lub jak mówi Zbigniew Sawiński: z listy uzupełniającej [por. Sawiński 2005: 84]). Upraszczam przy tym sprawę zakładając, że odsetek „odmów” w próbie rezerwowej będzie taki sam, jak w próbie zasadniczej. Opisywana sytuacja odpowiada mniej więcej tzw. schematowi losowego doboru próby z próbą realizowaną do wyczerpania (por. Sawiński 2005: 84–85). Przeanalizuję skutki, jakie niesie to dla wielkości maksymalnego błędu oszacowania parametru p .

Tabela 1. Maksymalna wielkość błędu oszacowania wskaźnika struktury przy poziomie istotności 5% oraz przy obliczonych z pomiaru wartościach w_1 , w_2 i \hat{p}_1

Wielkość frakcji w_2 jednostek niedostępnych	Odsetek odmów				
	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5
0,00 (0%)	1,8%	2,4%	2,7%	2,9%	3,0%
0,01 (1%)	2,3%	2,9%	3,2%	3,4%	3,5%
0,05 (5%)	4,2%	4,8%	5,1%	5,3%	5,3%
0,10 (10%)	6,6%	7,2%	7,5%	7,6%	7,7%
0,15 (15%)	9,0%	9,5%	9,8%	10,0%	10,0%
0,20 (20%)	11,4%	11,9%	12,2%	12,4%	12,4%
0,25 (25%)	13,8%	14,3%	14,6%	14,7%	14,7%
0,30 (30%)	16,3%	16,7%	16,9%	17,1%	17,1%
0,40 (40%)	21,1%	21,4%	21,6%	21,8%	21,8%
0,50 (50%)	25,9%	26,2%	26,4%	26,5%	26,5%

Pierwszy wiersz powyższej tabeli pokazuje wielkości jedynie losowych błędów oszacowania parametrów wskaźników struktury, tzn. takich, gdy odsetek nierespondentów jest zerowy. Maksymalna wielkość tego błędu uzależniona

jest od wielkości frakcji elementów wyróżnionych i dla próby o wielkości 1068 osób wynosi maksymalnie 3 punkty procentowe. Zauważyć można ponadto, że dla każdej ustalonej wartości parametru p_1 na wielkość maksymalnego błędu oszacowania (losowego i nielosowego) wpływ ma nie tyle maksymalna wielkość błędu losowego, ile maksymalna wielkość błędu nielosowego. Przyrost maksymalnego błędu nielosowego wynosi około 0,5 punktu procentowego na każde 1% jednostek niedostępnych, co oznacza, że maksymalny nielosowy błąd oszacowania wartości parametru wskaźnika struktury osiąga wartość maksymalnego losowego błędu już przy 6% osób niedostępnych. O ile bowiem wielkość błędu losowego przy danym odsetku „odmów” udziału w badaniach pozostaje stabilna, o tyle wielkość błędu nielosowego wzrasta w znacznym tempie.

Gdyby zatem budować przedziały ufności dla parametrów bez żadnej wiedzy o jednostkach niedostępnych (innymi słowy, gdyby prowadząc badania empiryczne nie przejmować się tym, jakie opinie występują w kategorii osób niedostępnych), założyć by trzeba maksymalne nielosowe błędy estymacji. Wówczas jednak otrzymywałyby się tak szerokie przedziały, że wnioskowanie pozabawione byłoby jakiegokolwiek sensu. O ile bowiem przy 1% nierespondentów długość przedziału ufności zwiększyłaby się maksymalnie „jedynie” o około 1 punkt procentowy, o tyle przy np. 15% nierespondentów, byłoby to już maksymalnie 17 punktów procentowych więcej.

Empiryści prowadzący badania terenowe mogliby zapewne potwierdzić, że uzyskanie 75% procentowej realizacji próby założonej uznano by za zadowalające osiągnięcie. To jednak znaczyło by, że maksymalny błąd pomiaru, bez żadnej wiedzy o opiniach jednostek niedostępnych, mógłby wynieść wówczas aż 14,7 punktów procentowych.

Również samo „dobieranie” respondentów, a przez to zwiększanie liczebności próby, nie przynosi zadowalających efektów. Jak już wcześniej wspomniano, poprawia się wprawdzie oszacowanie parametru w warstwie respondentów, ale z faktu braku wiedzy o opiniach jednostek niedostępnych, nie zwiększa się znacząco (w porównaniu z kosztami prowadzonych badań) dokładność oszacowania wskaźnika struktury w całej populacji. Innymi słowy, aby zrównoważyć brak wiedzy o opiniach jednostek niedostępnych należy podjąć niewspółmierne z efektywnością wysiłki zmierzające do przeprowadzenia badań z dużo większą niż w normalnych przypadkach próbą respondentów. Ponadto poprzez zwiększanie liczebności próby, gdy ma się do czynienia już z 6% odsetkiem jednostek niedostępnych, nie jest w ogóle możliwe uzyskanie założonej wcześniej dokładności wnioskowania. Zanim przejdę do przedstawienia danych obrazujących te rozważania, podam wpierw, na podstawie obliczeń G. Lissowskiego (por. Li-

ssowski 1997: 17), nierówność służącą wyznaczeniu minimalnej liczebności próby potrzebnej do oszacowania wartości wskaźnika struktury, uwzględniającą frakcję jednostek niedostępnych:

$$n \geq z_{\frac{\alpha}{2}}^2 \frac{\hat{p}'_1(1-\hat{p}'_1)w'_1}{(d-0,5w'_2)^2} - 1, \text{ dla } d - 0,5 w'_2 > 0, \text{ gdzie:} \quad (15)$$

$z_{\frac{\alpha}{2}}$ jest, przy ustalonym współczynniku ufności $(1-\alpha)$ 100%, wartością krytyczną rozkładu normalnego standaryzowanego $N(0,1)$, \hat{p}'_1 jest oszacowaną wstępnie na podstawie pilotażu frakcją elementów wyróżnionych w kategorii respondentów, w'_1 oraz w'_2 oznaczają oszacowaną wstępnie na podstawie badania pilotażowego frakcję respondentów i jednostek niedostępnych (przy czym $w'_2 = 1 - w'_1$), natomiast d jest założonym *a priori* maksymalnym błędem szacunku, który badacz chce popełnić prowadząc pomiar. W nierówności (15) pojawiają się wartości, które muszą być wyznaczone na podstawie próby pilotażowej. Jeżeli jednak badacz nie posiada żadnej apriorycznej wiedzy o frakcji elementów wyróżnionych w kategorii respondentów, przyjąć musi najmniej korzystny przypadek, tj. $\hat{p}'_1 = 0,5$. Wówczas nierówność (15) przyjmuje postać:

$$n \geq z_{\frac{\alpha}{2}}^2 \frac{w'_1}{4(d-0,5w'_2)^2} - 1, \text{ dla } d - 0,5 w'_2 > 0. \quad (16)$$

Przykład 2.

Rozważając przykład pokazujący wpływ odsetka jednostek niedostępnych na minimalną liczebność próby potrzebną do oszacowania nieznaney w populacji wielkości wskaźnika struktury p założę, że wnioskowanie prowadzone będzie z 95% współczynnikiem ufności, a maksymalny błąd oszacowania wartości wskaźnika struktury nie przekroczy 3 punktów procentowych. Poniższa tabela przedstawia minimalne liczebności próby potrzebne do oszacowania wskaźnika struktury z podanymi wyżej warunkami, w zależności od frakcji elementów wyróżnionych w warstwie respondentów \hat{p}'_1 oraz frakcji jednostek niedostępnych w'_2 .

Tabela 2. Minimalna liczebność próby potrzebna do oszacowania wskaźnika struktury p przy poziomie istotności 5% i maksymalnym błędzie wnioskowania 3%

Odsetek odmów w pilotażu Wielkość frakcji w'_2 jednostek niedostępnych	Frakcja elementów wyróżnionych p'_1 w pilotażu				
	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5
0,00 (0%)	385	683	897	1025	1068
0,01 (1%)	547	973	1277	1460	1521
0,02 (2%)	847	1505	1976	2258	2352
0,03 (3%)	1490	2649	3477	3974	4140
0,04 (4%)	3319	5900	7744	8851	9219
0,05 (5%)	13138	23356	30655	35035	36494
0,06 (6%)

Z powyższej tabeli odczytać należy przede wszystkim, że już przy 6% jednostek niedostępnych oraz przy założonym 3% maksymalnym błędzie wnioskowania błędu nielosowego, wynikającego z pojawienia się osób niedostępnych, nie da się zniwelować błędu zwiększaniem liczebności próby. Jest to zgodne z rozważaniami przedstawionymi w przykładzie 1., gdzie wskazywano, iż maksymalny nielosowy błąd oszacowania parametru p osiąga wartość losowego błędu wnioskowania już przy poziomie 6% jednostek niedostępnych w próbie.

Dane zaprezentowane w tabeli 2 pokazują również, że zwiększanie liczebności próby jest w zasadzie nieefektywne, tzn. całkowite koszty realizacji badań z dodatkowymi osobami nie przystają w żaden sposób do osiąganych efektów. Dla przykładu zauważyć warto, że w „normalnym” idealnotypologicznym procesie badawczym (tj. wtedy, gdy przeprowadzono badanie ze wszystkimi wylosowanymi osobami), do oszacowania wartości wskaźnika struktury z maksymalnym błędem nieprzekraczającym 3 punktów procentowych należy przeprowadzić wywiad z 1068 osobami. Gdy w próbie pojawi się 1% jednostek niedostępnych (a więc jedynie 10–11 na 1068 osób) to, aby zniwelować brak wiedzy o opiniach tych osób tylko poprzez zwiększanie liczebności próby, należałoby przeprowadzić wywiady z dodatkowymi 453 osobami (zakładając, że nie byłoby już żadnych „odpadów”)! Odpowiednio dla 2% jednostek niedostępnych oznacza to ponaddwukrotne zwiększenie liczebności próby, a dla 5% jednostek niedostępnych ponadtrzydziestokrotnie.

Wnioski z przedstawionych w tej części referatu rozważań są następujące. Po pierwsze, co jest trywialną konsekwencją wyводу, należy dążyć do jak najmniejszego odsetka „odmów” udziału w badaniach. Po drugie, należy podjąć ja-

kiekolwiek wysiłki, które dadzą chociażby „mglistą” wiedzę o rozkładach opinii jednostek niedostępnych tak, aby zmniejszyć maksymalne wielkości błędów nielosowych. Oba sposoby zdobywania wiedzy o rozkładach opinii w kategorii jednostek niedostępnych zostały szeroko opisane w literaturze przedmiotu i nie będą podlegać dyskusji zaprezentowanej w artykule (por. np. Lissowski 1977; Grzeszkiewicz-Radulska 2001; Sztabiński 2006).

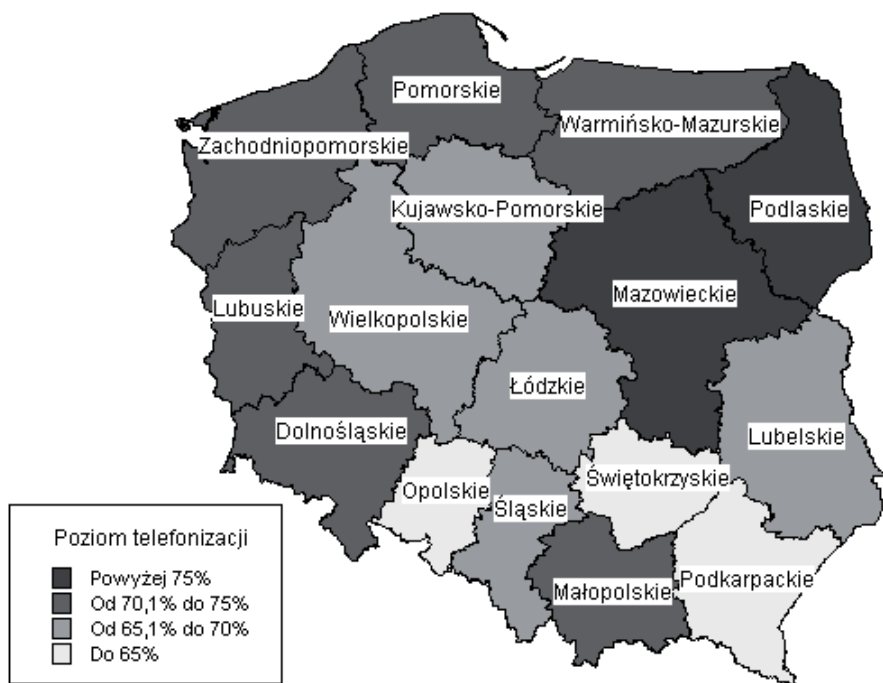
Analiza techniki wywiadu kwestionariuszowego oraz telefonicznego – przykłady sondaży przedwyborczych

Z perspektywy problematyki jednostek niedostępnych warto przyjrzeć się nieco bliżej ilościowym technikom badawczym wykorzystywanym w reprezentatywnych badaniach społecznych. Pod uwagę wzięta zostanie zarówno technika wywiadów telefonicznych CATI, jak i dwie techniki prowadzenia bezpośrednich wywiadów kwestionariuszowych (PAPI oraz CAPI). Postaram się przy tym wykazać, że technika wywiadów telefonicznych obarczona jest już na samym wstępie dość znaczącym błędem nielosowym, co oznacza, że wykorzystywanie jej do reprezentatywnych badań wymaga podjęcia wielu dodatkowych kroków niwelujących negatywne skutki wyboru tej techniki (w polskiej metodologii badań społecznych praktyczne rozwiązania ograniczające ujemne skutki korzystania z wywiadów telefonicznych przedstawili m.in. P. B. Sztabiński oraz Franciszek Sztabiński [por. Sztabiński i Sztabiński 1997: 73–92]).

Wspomniana aprioryczność błędu techniki CATI wynika w znacznym stopniu z poziomu telefonizacji Polski, który według danych GUS wynosił w 2002 roku około 70% gospodarstw domowych. Co więcej, jak zostało to przedstawione na rysunku 1, biorąc pod uwagę podział administracyjny Polski, poziom telefonizacji nie jest jednakowy, co powoduje lepsze oszacowanie wartości badanych parametrów, np. preferencji politycznych, w populacji mieszkańców pewnych województw, a gorsze w innych. Dodać do tego należy błędy nielosowe (wynikające z niezrealizowania części próby) występujące również w innych technikach badawczych, tzn. błędy wynikające z odmów udziału w badaniu, z niezdecydowania wyborców, na którą partię oddać głos lub czy w ogóle wziąć udział w wyborach, oraz z innych przyczyn. Wprawdzie technika CATI jest dla badacza bardzo atrakcyjna, pozwala bowiem zgromadzić dane w znacznie krótszym czasie niż techniki wywiadów bezpośrednich, ale jednocześnie odsetek zrealizowanej próby bywa najczęściej znacznie mniejszy niż przy wywiadach F2F. Zbigniew Sawiński przedstawiając w artykule z 1996 roku wnioski z badań La-

vrakasa wskazuje, że „[n]a podstawie doświadczeń zebranych w różnych sondażach telefonicznych, [...] można szacować, że przeciętnie w przypadku 1/3. dobranych wcześniej numerów dochodzi do przeprowadzenia rozmowy” (Sawiński 1996: 20). Analiza przydatności techniki CATI do badań reprezentatywnych, dokonana przez P. B. Sztabińskiego, jest jednak jednoznacznie negatywna. Wskazuje on, że „[p]roblem reprezentatywności prób do badań występuje [...] nawet przy wyposażeniu w telefony przewodowe przekraczającym 90% gospodarstw domowych. Związany jest on z nierównomiernym ich wyposażeniem w zależności od regionu zamieszkiwania [...]. W krajach, w których dysproporcje te są bardzo silne, jak np. w Polsce [...] w ogóle nie jest możliwe prowadzenie badań na próbach generalnych ludności” (Sztabiński 2001: 67).

Rysunek 1. Poziom telefonizacji w podziale na województwa



Z tej perspektywy o wiele bardziej przydatne wydają się techniki wywiadów bezpośrednich (CAPI lub PAPI). O ile bowiem można wypracować odpowiednie procedury kalkulacji nielosowych błędów wynikających z niezdecydowania wyborców lub wydłużyć czas badania i skłonić wylosowane osoby do udziału w badaniu, o tyle niewiele można poradzić na to, że z badań techniką CATI wy-

łączonych jest spora grupa wyborców nieposiadająca łączy telefonicznych. Nie oznacza to w żadnym wypadku, że w technice wywiadów kwestionariuszowych problem jednostek niedostępnych jest mniej istotny, ale że przynajmniej hipotetycznie sam wybór tej techniki umożliwi zbadanie prawie całej, a nie tylko (tak jak w CATI) części populacji. Niestety, w badaniach społecznych problem jednostek niedostępnych występować będzie niezależnie od wyboru techniki badawczej.

Wagę problemu jednostek niedostępnych w pomiarze opinii publicznej uwypuklą dodatkowo dwa poniższe przykłady, w których zestawione zostały wyniki przedwyborczych sondaży z roku 2005 (prowadzonych przez czołowe polskie ośrodki badania opinii publicznej zrzeszone w organizacji OFBOR) z rzeczywistym poparciem dla partii politycznych w wyborach parlamentarnych we wrześniu 2005 roku oraz rzeczywistym poparciem dla kandydatów na prezydenta RP w październiku 2005 roku.

Tabela 3. Prognozowane oraz rzeczywiste poparcie dla partii politycznych w wyborach parlamentarnych z 2005 roku

Nazwa ugrupowania politycznego	Firma badawcza				WYBORY 25 września 2005
	CBOS	GFK	PBS	TNS OBOP	
	14-18 września	Polonia 17-20 września	16-17 września	8-12 września	
	PAPI	CAPI	PAPI	PAPI	
PiS	27	29	27	23	26,99
PO	33	34	32	36	24,14
Samoobrona RP	12	11	12	7	11,41
SLD	6	4	7	9	11,31
LPR	9	7	10	8	7,97
PSL	7	5	4	4	6,96
SLD	2	2	3	5	3,89
PD	2	2	3	2	2,45
Liczebność próby	1028	965	1004	950	
Błąd statystyczny (losowy)	3,1	3,2	3,2	3,2	
Maksymalna bezwzględna różnica pomiędzy prognozą a wynikiem uzyskanym w wyborach	8,86	9,86	7,86	11,86	

W tej i w następnej tabeli autor analizuje dane OFBOR (por. *Preferencje wyborcze...*)

Tabela 4. Prognozowane oraz rzeczywiste poparcie dla kandydatów na prezydenta RP z pierwszej tury wyborów prezydenckich z 2005 roku

Kandydat	Firma badawcza				WYBORY 9 paździer- nika 2005
	CBOS 1-3 październik	GFK Polonia 1-4 październik	PBS 5 październik	TNS OBOP 29 września - 3 październik	
	PAPI	CAPI	PAPI	PAPI	
Donald Tusk	40	42	40	40	36,33
Lech Kaczyński	35	33	34	34	33,10
Andrzej Lepper	11	12	13	9	15,11
Marek Borowski	8	8	7	8	10,33
Jarosław Kalinowski	3	3	2	3	1,80
Henryka Bochniarz	0	0	1	1	1,26
Liczebność próby	1026	959	1191	947	
Błąd statystyczny (losowy)	3,1	3,2	3,0	3,2	
Maksymalna bezwzględna różnica pomiędzy prog- nozą a wynikiem uzyska- nym w wyborach	4,11	5,67	3,67	6,11	

Przeglądając dane ze przedstawionych powyżej tabel widać wyraźnie, że maksymalne błędy szacunków poparcia dla partii politycznych oraz poparcia dla kandydatów na prezydenta RP (obliczone jako bezwzględna różnica między wynikiem prognozowanym a rzeczywiście uzyskanym w wyborach) przewyższały podane maksymalne losowe błędy statystyczne wyznaczone na podstawie wielkości próby. Specyfika estymacji wskaźnika struktury jest oczywiście taka, że im poparcie dla partii politycznej (lub danego kandydata) jest bliższe 50%, tym błędy szacunków mogą być większe. Jest to efektem prostego faktu, że wielkość błędów losowych jest zależna od wartości szacowanego parametru i osiąga maksymalną wielkość dla frakcji równej 0,5. Inny jest zatem losowy błąd statystyczny w szacunku poparcia dla PiS, a inny dla PO, SLD czy PD. Stąd, ponieważ żadna z partii nie uzyskiwała poparcia zbliżonego do 50%, to wielkości błędów szacunku powinny być w rzeczywistości nawet mniejsze niż 3 punkty procentowe.

Analizując dane zaprezentowane w obu tabelach widać, że wybór techniki wywiadów bezpośrednich nie był panaceum dającym pewność poprawnego

wnioskowania. Nie mam jednak na myśli poprawności w sensie obliczeniowym, ale podawaną przez same ośrodki badawcze maksymalnie 3 punktową tolerancję błędu. Pamiętać należy dodatkowo, że każde wnioskowanie statystyczne nie jest nigdy prowadzone z całkowitą pewnością, ale z dużym (np. tak jak w zaprezentowanych przykładach 95%) prawdopodobieństwem. Ów 95% współczynnik ufności mówi tyle, że 5 na 100 pomiarów może okazać się błędnych, czyli że rzeczywiste wartości szacowanych parametrów nie będą się w 5 na 100 pomiarów mieścić w przedziałach ufności. Nie przypuszczam, żeby nad ośrodkami badania opinii publicznej zawisło jakieś fatum (wszystkie popełniły błędy przekraczające dopuszczalne wartości), ale że do wyników badań wkradły się nielosowe błędy wynikające m.in. ze sposobu pomiaru, wyboru techniki badawczej czy też wreszcie z występowania jednostek niedostępnych. Nie można tutaj wprawdzie określić odsetka jednostek niedostępnych, firmy badawcze takich informacji nie podawały, ale przyjąć można, że była to jedna z przyczyn znacznego przekroczenia maksymalnych błędów losowych wnioskowania statystycznego. Ośrodki badawcze bronić mogą się oczywiście tym, że „*zasadniczym problemem dla socjologa jest fakt niskiej frekwencji i swoistej niestabilności – nieprzewidywalności polskiego wyborcy*” (por. Fac 2005), ale takie tłumaczenie samo w sobie podważa zasadność prowadzenia sondażowych badań przedwyborczych. Wyjściem z sytuacji może (musi) być prezentowanie m.in. szacunków uwzględniających sumy błędów nie tylko losowych, ale i nielosowych oraz załączanie innych dodatkowych informacji składających się w całości, używając terminologii Antoniego Sułka, na notę metodologiczną o badaniu (por. Sułek 1997: 109–114).

Podsumowanie

Omówione w artykule przykłady wybrałem nie po to, by podważać kompetencje badaczy z ośrodków badania opinii publicznej, takich praw nigdy bym sobie nie rościł – sam prowadząc badania wiem, ile „zasadzek” czeka na badacza prowadzącego badania społeczne, lecz po to, by pokazać, jakie konsekwencje niesie na siebie nałożenie błędów losowych i nielosowych. Problem jednostek niedostępnych jest niestety poważnym problemem reprezentatywnych badań społecznych, co więcej takim, przed którym nie sposób uciec. W artykule starałem się wykazać, że jedyną efektywną metodą ograniczania negatywnych skutków występowania jednostek niedostępnych jest zwiększanie odsetka realizacji założonej na wstępie próby. „Wymaga to jednak stworzenia warunków do wielokrotnych powrotów do osób niedostępnych. Chodzi o wydłużenie okresu re-

alizacji badań oraz stworzenie dla ankieterów systemu zachęt do powracania do respondentów, którzy z różnych powodów są niedostępni”, jak wskazuje P. B. Sztabiński (Sztabiński 2006: 18), a podobny wniosek jest też przesłaniem artykułu Domańskiego (por. Domański 2006: 29–49). Wysilek ten należy jednak podjąć, bowiem ani zwiększanie liczebności próby poprzez dobieranie respondentów rezerwowych, ani też wyznaczanie całkowitych błędów (losowych i nielosowych) estymacji, nie daje nigdy równie zadowalających efektów, co zwiększanie odsetka realizacji próby.

Literatura

- Domański, Henryk. 1999. *Jednostki niedostępne. Problem wpływu na wyniki badań*. „ASK. Społeczeństwo. Badania. Metody” 8: 67–92.
- Domański, Henryk. 2006. *Liczba wizyt i czas trwania badań*. „ASK. Społeczeństwo. Badania. Metody” 15: 29–49.
- Fac, Magdalena. 2005. *Sprawozdanie z konferencji Polskiego Towarzystwa Socjologicznego „Socjologia wobec wyborów”*. Materiały internetowe zamieszczone na stronach Warsztatów Analiz Socjologicznych. www.warsztaty.org/index.php?content=text&file=sww
- Grzeszkiewicz-Radulska, Katarzyna. 2001. *Jednostki niedostępne w badaniach CBOS-u*. W: Zygmunt Gostkowski i Paweł Daniłowicz. *Sondaże opinii społeczeństw. Samowiedza współczesnych społeczeństw*. „Analizy i próby technik badawczych w socjologii.” Tom X. Łódź: Instytut Socjologii Uniwersytetu Łódzkiego.
- Kołąkowska, Zuzanna. 2005. *O osobliwościach rozwoju badań sondażowych w Polsce*. Materiał opublikowany w internecie.
- Krzyśko, Mirosław. 1996. *Statystyka matematyczna*. Poznań: Wydawnictwo Naukowe UAM.
- Krzyśko, Mirosław. 1997. *Wykłady z teorii prawdopodobieństwa*. Poznań: Wydawnictwo Naukowe UAM.
- Lissowski, Grzegorz. 1971. *Problem jednostek niedostępnych w reprezentacyjnych badaniach socjologicznych*. W: Klemens Szaniawski (red.). *Metody matematyczne w socjologii – zagadnienia wybrane*. Warszawa: IFiS PAN.
- Preferencje w wyborach prezydenckich w październiku 2005 roku*. Materiały internetowe zamieszczone na stronach Organizacji Firm Badania Opinii i Rynku www.ofbor.pl/index.php?i=archiwum&d=50
- Preferencje wyborcze we wrześniu 2005 roku*. Materiały internetowe zamieszczone na stronach Organizacji Firm Badania Opinii i Rynku. www.ofbor.pl/index.php?i=archiwum&d=52
- Sawiński, Zbigniew. 1996. *Sondaże telefoniczne*. „ASK. Społeczeństwo. Badania. Metody” 1: 7–36.
- Sawiński, Zbigniew. 2005. *Metody doboru respondentów*. W: Paweł B. Sztabiński, Zbigniew Sawiński i Franciszek Sztabiński (red.). *Fieldwork jest sztuką: jak dobrać re-*

spondenta, skłonić do udziału w wywiadzie, rzetelnie i sprawnie zrealizować badanie. Warszawa: Wydawnictwo IFiS PAN.

Sulek, Antoni. 1997. *Zasady prezentacji wyników badań sondażowych w prasie ze szczególnym uwzględnieniem sondaży wyborczych.* „ASK. Społeczeństwo. Badania. Metody” 1-2 (5-6): 109-114.

Sztabiński, Paweł B. i Franciszek Sztabiński. 1997. *Wartości odpowiedzi w wywiadach telefonicznych ze wspomaganie komputerowym (CATI).* „ASK. Społeczeństwo. Badania. Metody” 1-2 (5-6): 73-92.

Sztabiński, Paweł B. 2001. *Wywiad telefoniczny ze wspomaganie komputerowym (CATI): czy rzeczywiście idealna technika?.* „ASK. Społeczeństwo. Badania. Metody” 10: 65-90.

Sztabiński, Paweł B. 2006. *Dlaczego respondenci uczestniczą lub nie uczestniczą w badaniach? Porównanie 1994 – 2004.* „ASK. Społeczeństwo. Badania. Metody” nr 15: 7-28.

THE IMPACT OF NOT CARRYING OUT SOME PART OF INTERVIEWS ON THE VALIDITY OF STATISTICAL INFERENCE IN SOCIAL RESEARCH. TELEPHONE INTERVIEWS AND CATI IN VIEW OF SYSTEMATIC ERRORS

The article concerns the question of inaccessible units set in the perspective of the theory of statistical conclusion. The focus is on consequences of omitting of non-sampling errors resulting from the lack of knowledge of distribution of the opinions of people who were selected but not included in the sample. It has been shown that non-sampling errors resulting from not carrying out of part of the test (if they are not restricted efficiently) disturb the results to such an extent that drawing any reasonable conclusions becomes practically impossible. The article consists of three parts connected with each other. In the first the problem of not carrying out of a part of the test have been formulated and statistical theoretical bases for further arguments have been given. In the second part procedures of evaluation of non-sampling assessment errors resulting from not carrying out of assumed test at the beginning of the test have been derived. In the third part a critical analysis (in the light of the problems discussed) of two research techniques – telephone surveys and questionnaire surveys – has been provided.

Key words: representativeness, non-responses, sampling errors, non-sampling errors.