

MIROSLAW SZREDER, GRZEGORZ KRZYKOWSKI

Uniwersytet Gdański

ZNACZENIE INFORMACJI SPOZA PRÓBY W BADANIACH STATYSTYCZNYCH

Wprowadzenie

Rola statystyków w projektowaniu badań sondażowych (ankietowych)¹ ulega współcześnie istotnej zmianie, polegającej na znacznie aktywniejszym, niż było to dotychczas, włączeniu wiedzy statystycznej w proces projektowania i realizacji tego typu badań. Wiąże się to, jak sądzimy, z dwoma postępującymi i rozwijającymi się równolegle zjawiskami: gromadzeniem coraz większych zasobów informacji o poddawanej badaniu rzeczywistości (społecznej, ekonomicznej i innej) oraz z rosnącymi w niezwykle szybkim tempie możliwościami przeszukiwania, przetwarzania i przesyłania żądanych informacji. Coraz rzadziej więc, projektując badanie, znajdujemy się w sytuacji zupełnego braku wiedzy o badanych cechach w populacji (wiedzy *a priori*). Najczęściej wiedzę taką, mimo że częściową lub niedoskonałą, badacz już posiada lub może osiąść. I nie chodzi przy tym wyłącznie o wiedzę, którą wykorzystać można w odpowiednich formułach wnioskowania statystycznego. W niniejszym opracowaniu zwrócono uwagę przede wszystkim na wiedzę *a priori* możliwą do wykorzystania we wcześniejszych etapach projektowania i realizacji badania marketingowego.

¹ W środowisku socjologów używa się terminu *sondaż* lub *survey*, „wszyscy zaś używają swojego terminu »badania ankietowe«” (A. Sułek [2001], s. 15). Dla statystyków – jak wiadomo – sondażowe lub ankietowe badanie to przede wszystkim metoda badań próbkowych (niewyczerpujących), pozwalająca na formułowanie prawidłowości w stosunku do całej populacji reprezentowanej przez próbę badawczą. W niniejszym opracowaniu terminy „badanie sondażowe” i „badanie ankietowe” będą używane zamiennie.

1. Informacje *a priori* a wybór techniki próbkowania w badaniach ankietowych

Klasyczna teoria wnioskowania statystycznego oparta jest na założeniu posiadania próby losowej prostej – ciągu niezależnych zmiennych losowych o identycznym rozkładzie prawdopodobieństwa, tożsamym z rozkładem analizowanej cechy w populacji. Z teorii tej wywodzą się wszystkie najważniejsze metody i techniki wnioskowania statystycznego. Stanowi ona także punkt wyjścia do opracowania metod wnioskowania dla prób nieprostych, tj. takich, w których poszczególne zmienne, generujące obserwacje w próbie, nie są stochastycznie niezależne i mogą nie mieć jednakowych rozkładów.

Badacz podejmujący badanie o charakterze niewyczerpującym staje przed problemem wyboru właściwej techniki próbkowania. Jeżeli zdecyduje się na grupę technik probabilistycznych, to jednym z możliwych do zastosowania schematów może być losowanie proste indywidualne, będące bezpośrednim odpowiednikiem (i konsekwencją) definicji próby losowej prostej. Wykorzystanie tego schematu nie wymaga żadnych informacji wstępnych (*a priori*) o populacji, z której losowana jest próba. Podstawowym i jedynym źródłem wiedzy pozostaje tu próba statystyczna. Istnieje wiele powodów, dla których schemat ten w swojej oryginalnej formie nie cieszy się popularnością w badaniach marketingowych, zwłaszcza w badaniach dużych liczebnie populacji. Jednym z powodów², być może nie najważniejszym, jest trudność w wykorzystaniu na etapie próbkowania wiedzy *a priori* o badanej populacji. A wiedzy tej współcześnie posiadamy coraz więcej, zwłaszcza w dziedzinie badań rynkowych i badań społecznych. Zasoby informacji o wielu cechach najróżniejszych populacji stają się w naszej „globalnej wiosce” coraz bogatsze i coraz łatwiej dostępne. Dlatego, wydaje się, że coraz częściej stosowane będą w badaniach ankietowych te schematy wyboru próby (m.in. losowanie warstwowe, losowanie zespołowe jedno- i wielostopniowe), które w sposób stosunkowo prosty pozwalają wykorzystać istniejące informacje o populacji. Dotyczy to przede wszystkim ośrodków badawczych, specjalizujących się w określonej problematyce badawczej, np. ośrodków badania opinii społecznej, pracowni badań marketingowych. W równym stopniu odnosi się to do ogólnokrajowych badań ekonomicznych, w których do opracowania schematu wyboru próby wykorzystać można wiele informacji o populacjach innych, podobnych do naszego krajów. W grupie 25 krajów Unii Europejskiej już teraz można wskazać wyniki badań, które okazują się pomocne w projektowaniu analogicznych badań w Polsce³. Trudno byłoby podać powody, dla których tendencja do gromadzenia i przetwarzania coraz większych

² Chodzi tu m.in. o wysokie koszty sporządzenia operatu losowania oraz małą efektywność tego schematu w przypadku silnie zróżnicowanej populacji.

³ Jednym z wielu przykładów może tu być kolejne badanie ustawicznego szkolenia zawodowego w przedsiębiorstwach (ang. *continuing vocational training survey*), prowadzone równocześnie wśród wszystkich członków UE (szerzej na ten temat por. M. Szreder, 2004, rozdz. 8).

zasobów informacji miałyby zostać zahamowana. Należy sądzić, że badacze coraz częściej będą zadawali sobie pytanie o taki schemat wyboru próby w badaniach ankietowych, który daje im możliwość wykorzystania całej przydatnej (relevantnej) wiedzy *a priori*. Towarzyszyć temu będą z pewnością rozważania na temat efektywności takiego schematu, rozumianej w kategoriach wiarygodności i precyzji ostatecznych wyników wnioskowania.

Spróbujmy więc odpowiedzieć na pytanie, **czy tendencja do gromadzenia i wykorzystywania w badaniach sondażowych coraz bogatszej wiedzy *a priori* nie będzie powodowała, że badacze zaczną uznawać mechanizm losowego generowania obserwacji w próbie za zbędny?** Zdanie się na mechanizm losujący, sam w sobie niedoskonały, jest w istocie przyznaniem się badacza do braku wartościowej wiedzy *a priori* o badanych cechach populacji. Z drugiej zaś strony, im więcej posiadamy wstępnej wiedzy, tym silniej ingerujemy w mechanizm losowania. Odbywa się to poprzez odpowiednie uporządkowanie jednostek w operacie losowania, poprzez podział jednostek populacji na warstwy, grupowanie ich w zespoły itp. **Ingerowanie w ten mechanizm to nic innego, jak stopniowe jego zastępowanie wyborem opartym na informacjach apriorycznych o badanej zbiorowości.**

Gdyby próbować odpowiedzieć na postawione wyżej pytanie, opierając się na praktyce badań społecznych, to odpowiedź byłaby raczej twierdząca. Wartościowe informacje *a priori* o badanej populacji potrafią skutecznie zastąpić mechanizm losowania mechanizmem wyboru nielosowego. Zilustrujmy to zastosowaniami dwóch prostych technik nielosowego wyboru próby: techniki wyboru kwotowego oraz techniki wyboru celowego.

Wybór kwotowy jednostek do próby (ang. *quota sampling*) polega na narzuceniu próbie struktury identycznej ze znaną *a priori* strukturą populacji ze względu na wyróżnione cechy, a następnie na wyborze odpowiednich kwot jednostek o zadanych wariantach cech. Technika ta jest szeroko stosowana w wielu sondażach polskich i zagranicznych ośrodków badania opinii społecznej. W przeszłości i obecnie wykorzystywana była w badaniach preferencji politycznych wyborców i prognozowaniu wyników wyborów. Wielokrotnie z powodzeniem (oprócz wyborów z 1948 r.) stosowana była przez Instytut Gallupa do przewidywania wyniku wyborów prezydenckich w USA. Podobnie jest w innych krajach. Dr Roger Mortimore z brytyjskiego ośrodka badania opinii publicznej MORI (Market & Opinion Research International) stwierdza, że wybór kwotowy jest nie tylko najpowszechniej stosowany w Wielkiej Brytanii („most polls in Britain use quota sampling which pre-determines the demographic make-up of the sample to ensure it matches the profile of the whole adult population”), ale także efektywność tej techniki wyboru okazywała się dotychczas większa niż efektywność technik probabilistycznych („Historically in Britain, the record of quota samples in predicting elections has

been better than that of random samples”⁴). Oznacza to, że dobre rozpoznanie populacji i umiejętne wykorzystanie wiedzy o niej w technice wyboru kwotowego (nielosowego) prowadzić może do lepszych wyników wnioskowania aniżeli wnioskowanie oparte na losowym doborze jednostek do próby. W stosunku do losowania warstwowego, będącego probabilistycznym odpowiednikiem wyboru kwotowego, ten ostatni bywa preferowany (np. w badaniach opinii społecznej) ze względu na niższe koszty obserwacji statystycznej i krótszy czas realizacji całego badania. Źródłem niższych kosztów poszukiwać należy przede wszystkim w braku konieczności posiadania szczegółowych operatów losowania, a także mniej rygorystycznym podejściu do problemu braku kontaktu z respondentem (ang. „not at home problem”)⁵. Z drugiej jednak strony warto podkreślić, iż główna ewolucja schematu wyboru kwotowego, jaka nastąpiła w ostatnich kilkudziesięciu latach, koncentrowała się na próbach włączenia do niego elementów randomizujących. Współcześnie ankieter otrzymuje nie tylko kwoty jednostek w próbie, do których ma dotrzeć, ale także wylosowane miejsce, w którym powinien rozpocząć pomiar i trasę, po której ma się poruszać w sposób systematyczny. Randomizacja zastępuje tu subiektywizm ankietera, a nie informacje *a priori* o populacji, co w kontekście prowadzonych tu rozważań warte jest podkreślenia.

Wydaje się, że zgłębianie i gromadzenie wiedzy o badanych populacjach, wsparte technicznymi możliwościami jej przetwarzania, prowadzić będzie w przyszłości do przenikania się elementów obu grup technik wyboru próby, a może nawet do stopniowego wypierania technik losowych przez techniki nielosowe. To z kolei powodowałoby konieczność większego zainteresowania się przez statystyków procedurami wnioskowania opartymi na próbach nielosowych, zwłaszcza zaś zwrócenia większej uwagi na możliwości szacowania całkowitego błędu wnioskowania. Błąd ten w technikach nielosowych nie zawiera tego składnika, który w dotychczasowym rozwoju statystyki został najlepiej poznany i opisany – błędem losowania (nazywanego też błędem losowym). Pozostałe składniki błędu całkowitego, jak wiadomo, o wiele trudniej poddają się identyfikacji i pomiarowi. Ilustracją tego faktu może być twierdzenie niektórych znanych statystyków, iż błąd losowy jest nadmiernie badany („sampling error is »over-researched«”⁶). Tymczasem przyjąć by raczej trzeba, że relatywnie zbyt mały postęp dokonał się w analitycznych badaniach nad innymi błędami, związanymi z: technikami doboru próby, problemami niedostępności do niektórych jednostek próby, brakiem odpowiedzi, stosowaniem różnych technik imputacji, z zagadnieniami złego formułowania pytań,

⁴ Por. M. Szreder (2004), s. 60 oraz www.mori.com/digest/2000.

⁵ W przypadku losowania warstwowego powszechnie stosuje się praktykę wielokrotnych prób kontaktu z respondentem (ang. *callbacks*), por. S. Sudman, E. Blair [1999], s. 269, oraz N. Schillewaert, F. Langerak, & T. Duhamel [1998].

⁶ Sformułowanie to pojawiło się m.in. w interesującym artykule znanych statystyków Richarda Platka i Carla-Erika Särndala pt. *Can a statistician deliver?* opublikowanym w jęz. polskim wraz z dyskusją przez miesięcznik „Wiadomości Statystyczne” 2001, nr 4.

celowego podawania przez respondentów nieprawdziwych danych, niewłaściwego uogólniania wyników itp. Niektóre z tych błędów – trzeba przyznać – są bardzo trudne do modelowania i analitycznego opisu. Są one często poddawane analizie symulacyjnej, która wraz z rozwojem technik komputerowych staje się coraz efektywniejszym i dokładniejszym narzędziem badawczym.

Próby kwotowe, jak wspomniano wyżej, zyskiwać będą na popularności tym bardziej, im więcej badacz posiadać będzie informacji o badanej zbiorowości. Odnosi się to również do niektórych innych technik próbkowania nielosowego, w tym do wyboru celowego (ang. *judgmental sampling*). Technika ta cieszyła się dotychczas małą popularnością, jako przedmiot badań statystycznych. Powodem tego było, po pierwsze to, że próby dobrane w sposób celowy liczyły zwykle mało jednostek, stąd w sposób naturalny nie stanowiły obiektu zainteresowania statystyków. Po drugie, technika doboru celowego, polegająca na tym, że badacz sam wskazuje jednostki, które trafią do próby, wyklucza jakąkolwiek obecność w niej mechanizmu losującego. Zakłada się tu bowiem, że badacz posiada na tyle bogatą, rzetelną wiedzę o badanej zbiorowości, iż jest w stanie wskazać te jednostki, które stanowią właściwą reprezentację tej zbiorowości. Wiedza *a priori* o najistotniejszych – z punktu widzenia celu badania – cechach populacji stanowi o tym, czy w konkretnych warunkach technika ta będzie użyteczna, czy nie. Im wiedzy tej więcej, im jakość jej wyższa, tym częściej wybór celowy pozwalać będzie na uzyskiwanie prób lepiej reprezentujących populację, od prób wygenerowanych przez mechanizm losujący. W dziedzinie badań społecznych ilustruje to dobrze problem wyboru miejscowości do przeprowadzenia prawyborów, mogących stanowić podstawę do predykcji wyniku wyborczego. Wiedza o tym, jak w przeszłości głosowano w miejscowościach kandydujących do przeprowadzenia prawyborów, skonfrontowana z wynikami wyborczymi dla całego kraju, okazuje się na tyle wartościowa, że nie ma potrzeby zdawać się na mechanizm losujący. Przydatność takiego postępowania ilustruje poniższy przykład.

Przykład

Biorąc pod uwagę rozkłady głosów w wyborach prezydenckich w 2000 r. oraz wyborów parlamentarnych w 1997 r., do przeprowadzenia prawyborów poprzedzających wrześniowe wybory do Sejmu i Senatu w 2001 r. **wybrano w sposób celowy** dwa miasta: Nysę i Bochnię. W obu tych ośrodkach zaobserwowano w przeszłości niewielkie różnice pomiędzy preferencjami wyborczymi ich mieszkańców a rozkładem głosów wyborców w całym kraju. Prawyborzy w Nysie odbyły się w niedzielę 22 kwietnia 2001 r., tj. 5 miesięcy przed wyborami powszechnymi. Wzięło w nich udział 17 tys. spośród 47 tys. uprawnionych do tego mieszkańców miasta i gminy Nysa. Frekwencja wyniosła więc 29,1%. Wyniki tych prawyborów oraz rzeczywiste wyniki wyborów powszechnych z 23 września 2001 r. przedstawiono niżej w tablicy:

Komitety wyborcze	Procent głosów w prawyborach w Nysie (22.04.2001 r.)	Procent głosów w powszechnych wyborach w Polsce (23.09.2001 r.)	Różnice (w punktach proc.) między prawyborami i powszechnymi wyborami
SLD-UP	46,5	41,0	+5,5
PO	16,6	12,7	+3,9
Samoobrona	6,7	10,2	-3,5
PiS	.	9,5	.
PSL	4,4	9,0	-4,6
LPR	.	7,9	.
AWSP	7,6	5,6	+2,0
UW	3,0	3,1	-0,1

Prawyborzy w Bochni odbyły się 9 września 2001 r., dwa tygodnie przed ogólnokrajowymi wyborami powszechnymi. Wyniki tych prawyborów zamieszczono w tablicy poniżej.

Komitety wyborcze	Procent głosów w prawyborach w Bochni (9.09.2001 r.)	Procent głosów w powszechnych wyborach w Polsce (23.09.2001 r.)	Różnice (w punktach proc.) między prawyborami i powszechnymi wyborami
SLD-UP	39,5	41,0	-1,5
PO	13,5	12,7	+0,8
Samoobrona	9,8	10,2	-0,4
PiS	14,0	9,5	4,5
PSL	4,9	9,0	-4,1
LPR	6,3	7,9	-1,6
AWSP	8,2	5,6	+2,6
UW	3,7	3,1	+0,6

Źródło: „Rzeczpospolita” z 24.04.2001 oraz z 11.09.2001.

Przykład ten pokazuje wagę i użyteczność wiedzy apriorycznej, której pominięcie spowodowałoby wybór do próby przez mechanizm losujący miejscowości prawdopodobnie mniej odpowiedniej do prognozowania wyniku wyborczego.

Zadaniem badaczy rynku jest wskazywanie możliwości i sposobów wykorzystania we wnioskowaniu wszelkiej wiarygodnej informacji, nie tylko tej z próby badawczej. Niżej omówiony zostanie sposób włączenia do wnioskowania wiedzy *a priori* na jednym z dalszych etapów badania, tj. po wyborze techniki próbkowania.

2. Personalistyczne prawdopodobieństwo jako forma włączenia wiedzy *a priori* do badań sondażowych

Personalistyczna (subiektywna) interpretacja prawdopodobieństwa, przez którą rozumie się stopień przekonania (ang. *degree of belief*) danej osoby o prawdziwości określonego sądu, znajduje zastosowanie przede wszystkim jako forma wyrażania niepewności o szacowanych parametrach populacji (lub nieznanach stanach natury w teorii podejmowania decyzji). W przeciwieństwie do interpretacji częstościowej, prawdopodobieństwo subiektywne jest traktowane personalistycznie i warunkowo ze względu na przeszłość i na całe otoczenie analizowanego zdarzenia. Interpretacja ta stosowana jest powszechnie do konstruowania rozkładów *a priori* nieznanach parametrów populacji we wnioskowaniu bayesowskim. Interesujące jest jednak to, że na niektórych etapach klasycznego wnioskowania statystycznego interpretacja ta okazuje się wygodną formą wykorzystania w badaniu wiedzy spoza próby. Umożliwia ona wyrażenie przez badacza swojego stopnia niepewności co do określonych zdarzeń, biorąc pod uwagę wszelką dostępną i użyteczną wiedzę na ten temat⁷. Jedynym ograniczeniem jest, aby zbiór prawdopodobieństw był dla danej osoby spójny i nie łamał postulatu logicznej zgodności. „Zgodne lub spójne oszacowania są dotąd dopuszczalne, dopóki dana osoba czuje, że odpowiadają one jej przekonaniom” (R. Winkler, 1967, s. 1105, tłum. własne).

W badaniach opinii publicznej, będących podstawą do konstruowania prognozy wyborczej, coraz częściej personalistyczna interpretacja prawdopodobieństwa stosowana jest do określania prawdopodobieństwa, że wylosowana do próby osoba weźmie udział w wyborach. W przewidywaniu wyników wyborów jest to jedno z najważniejszych zagadnień. Uzasadnione jest bowiem twierdzenie, iż trudniej jest przewidzieć, kto będzie głosował, aniżeli jak będzie głosował. Preferencje wyborcze całej populacji wyborców są zwykle różne od preferencji tej części, która ostatecznie bierze udział w głosowaniu. O skuteczności wykorzystania subiektywnego prawdopodobieństwa w procedurze określania szans, że respondent weźmie udział w głosowaniu, świadczyć może przykład dotyczący wyborów do Senatu Stanów Zjednoczonych w 2002 r., omówiony szczegółowo w artykule opublikowanym na łamach miesięcznika „Marketing i Rynek” (por. Szreder M. [2003]). Przykład ten pokazuje, jak wartościowe może być wykorzystanie dodatkowej wiedzy z próby i spoza próby (głównie wcześniejszego doświadczenia) w przewidywaniu wyniku wyborczego, przewidywaniu – dodajmy – w tym przypadku niemal bezbłędnym. Wynik uzyskany przez Instytut Gallupa (The Gallup Organization) w 2002 r. jest dodatkowo wart uwagi z tego względu, że uzyskany został w oparciu o próbę stanowiącą mniej niż pięć setnych promila liczebności całej populacji. Podobne podejście, polegające na przypisywaniu każdemu ankietowanemu respondentowi subiek-

⁷ Szerzej na temat definicji i zastosowań personalistycznej (subiektywnej) interpretacji prawdopodobieństwa por. M. Szreder, 1994.

tywnego prawdopodobieństwa tego, że weźmie on udział w wyborach, wykorzystane zostało przez Instytut Gallupa do konstrukcji prognozy wyborczej w listopadowych wyborach prezydenckich w 2004 r. W ten właśnie sposób, wykorzystując odpowiedzi na zestaw dodatkowych pytań, definiowana jest grupa najbardziej prawdopodobnych wyborców (ang. *likely voters*). W odbytych w USA niedawno wyborach, prognoza Instytutu Gallupa oparta na preferencjach wyborczych tej grupy respondentów okazała się najbliższa rzeczywistemu wynikowi (por. tablica niżej):

Tablica 1

Wyniki sondażu Instytutu Gallupa z 29–31 października 2004 r.,
będącego ostateczną prognozą wyniku wyborczego w wyborach prezydenckich w USA

	Bush (w proc.)	Kerry (w proc.)	Pozostali kandydaci (w proc.)	Respondenci niezdecydowani (w proc.)
Ostateczna prognoza (z alokacją głosów niezdecydowanych respondentów)	49	49	2	--
Najbardziej prawdopodobni wyborcy (bez alokacji głosów niezdecydowanych respondentów)	49	47	1	3
Zarejestrowani wyborcy (bez alokacji głosów niezdecydowanych respondentów)	46	48	2	4
Wyborcy przejawiający największe zainteresowanie wyborami (bez alokacji głosów niezdecydowanych respondentów)	47	49	1	3

Źródło: The Gallup Organization.

Rzeczywisty wynik wyborczy brzmiał: George W. Bush – 51%, John Kerry – 48%. Warto podkreślić, że instytuty badawcze, takie jak Instytut Gallupa, nie zawsze są w stanie osiągać satysfakcjonującą precyzję wyników wnioskowania lub prognozowania, ale **coraz częściej w dodatkowych źródłach informacji oraz w bardziej uniwersalnych formach jej wyrażenia poszukują sposobów na sprostanie wymogom dokładności.**

3. Pomiar dodatkowej informacji

W pierwszych punktach opracowania została ukazana rola informacji, pochodzącej spoza próby badawczej w procesie realizacji badań niewyczerpujących. W związku z tym wydaje się, że zawsze należy zabiegać, by dodatkowa informacja była możliwie najszersza i obejmowała różne uwarunkowania związane z badaniem. Można rozważać sytuację, w której nie dysponujemy jeszcze dodatkową informacją, ale zamierzamy ją pozyskać. W zagadnieniach rynkowych uzyskanie dodatkowej informacji polega na ogół na wykonaniu dodatkowych badań marke-

tingowych lub skorzystaniu z konsultacji ekspertów. Przygotowanie projektu badawczego wiąże się więc z formą pozyskania tej dodatkowej informacji i z koniecznością ustalenia opłacalności jej otrzymania. Ostateczna decyzja o podjęciu perspektywicznych działań firmy może być wsparta dodatkowymi informacjami, których koszt nie zachwieje opłacalnością analizowanego przedsięwzięcia.

Typowym przykładem takiego postępowania może być konieczność oszacowania wielkości próby badawczej uwarunkowanej kosztami wynikającymi z większej ilości pomiarów. Dalsze przykłady oszacowania kosztów pozyskania dodatkowej informacji można znaleźć w zagadnieniach, obejmujących proces wdrożenia systemów informatycznych (G. Krzykowski, E. Syska, 2003). Rozważanie miar dodatkowej informacji jest szeroko rozpowszechnione w modelowaniu decyzyjnym w dziedzinie medycyny (A. Stinnett, J. Mullahy, 1998; K. Claxton, J. Posentt, 1996).

Wartościowanie dodatkowej informacji wymaga przypomnienia kilku pojęć wstępnych. Pierwszym z nich jest pojęcie *stanu natury*. Jest to w sensie teoretycznym zmienna losowa o zadanym rozkładzie, opisująca sytuację *a priori*. Pracownia Badań Społecznych w Sopocie, w badaniach preferencji wyborczych, zadaje pytanie w formie: „rozdziel 100% punktów między ugrupowania polityczne, znajdujące się na załączonej liście ugrupowań politycznych”, czyli pyta o subiektywne prawdopodobieństwo akceptacji. Wynikiem w tego typu badaniu preferencji wyborczych jest obserwacja rozkładu preferencji. Stan natury jest w tym przypadku wektorem losowym o wymiarze równym liczbie ugrupowań politycznych, znajdujących się na prezentowanej ankietowanemu liście. Na liście znajduje się również pozycja odmowy głosowania. Stwierdzenie, iż znany jest stan natury oznaczałoby, że wiadomo, jaki jest rozkład tego wektora losowego (rozkład wielomianowy lub rozkład Dirichleta) wraz z jego parametrami.

Dodatkową informację uzyskujemy w wyniku przeprowadzenia badań marketingowych lub np. przeprowadzenia konsultacji z ekspertami. Przykładem może być zasięgnięcie opinii zespołu ekspertów na temat losowego stanu natury. Przypuśćmy, że zespół ekspertów wyda opinię na temat wdrożenia nowego systemu informatycznego, dotyczącego zabezpieczeń firmy przed atakami hakerów. Dotychczas firma ponosiła duże straty z tytułu ataków hakerskich i próbuje uporać się z tym problemem. Ataki takie powodują przestój w funkcjonowaniu firmy, co odbija się na jej dochodach i prestiżu. Opinia zespołu ekspertów stanowiłaby dodatkową informację, użyteczną przy rozwiązaniu problemu zabezpieczeń oprogramowania w firmie. Opinia ta może być jednak niezbyt precyzyjna lub w ogóle błędna. Analizując dotychczasową pracę zespołu ekspertów, można jednak oszacować trafność ocen eksperckich. Trafność ta jest wyrażona w postaci określenia rozkładu warunkowego, odnoszącego się do stanu natury przedstawionego przez ekspertów pod warunkiem rzeczywistego stanu natury. Rozkład ten, nazywany wiarygodnością, jest drugim ważnym pojęciem, występującym w pomiarze dodatkowej informacji. Na przykład, wiarygodność wyrażona w odniesieniu do czasu przestoju w firmie może wyglądać następująco: Jeśli ataki hakerskie będą na poziomie implikującym

prześciej o długości t godzin, to opinia ekspertów o nowym systemie informatycznym nie będzie dokładnie wynosiła t godzin, ale będzie wartością losową o rozkładzie normalnym o wartości oczekiwanej $1,15 t$ i wariancji $\sigma^2 = t$. Oznacza to, że eksperci przeszacowują czas przestojów i ich ocena jest mniej dokładna ze wzrostem długości przestoju.

Trzecim pojęciem związanym z miarą ilości dodatkowej informacji jest funkcja wartości. Funkcja ta wyraża (w jednostkach pieniężnych) koszty związane z wprowadzeniem podjętych decyzji do realizacji. Jednym argumentem tej funkcji jest decyzja, a drugim losowy stan natury. Funkcja wartości jest więc zmienną losową, odzwierciedlającą wartość decyzji przy losowym zachowaniu się stanu natury. Funkcję tę oznaczymy $v(d, \Theta)$, gdzie d jest decyzją, a Θ zmienną losową, opisującą stan natury.

Za miarę dodatkowej informacji (*Expected Value of Information*) oznaczoną EVI przyjmujemy wielkość zdefiniowaną następująco:

$$EVI = E(\max\{E(v(d, \Theta) | R) ; d \in \Delta\}) - \max\{E(v(d, \Theta)) ; d \in \Delta\},$$

gdzie:

- Δ – jest zbiorem decyzji,
- R – zmienną losową, odzwierciedlającą opinię ekspertów lub wynik badania marketingowego,
- Θ – zmienną losową, opisującą *a priori* stan natury,
- $v(d, \Theta)$ – funkcją wartości przy podjętej decyzji i ustalonym stanie natury,
- E – wartością oczekiwaną.

Wielkość EVI jest wielkością nieujemną, wyrażoną w jednostkach pieniężnych. Wykorzystanie wiarygodności dodatkowej informacji jest zawarte w powyższym wzorze w postaci warunkowej wartości oczekiwanej wartości decyzji przy zadanej opinii ekspertów $R = r$.

Nietrudno zauważyć, że jeśli ocena opinii ekspertów jest skrajnie negatywna, to znaczy eksperci nie znajdują się na zagadnieniu i z dotychczasowych kontaktów z tą grupą ekspertów wnosimy, iż ich oceny są niezależne od stanów natury, to wskaźnik $EVI = 0$. Druga graniczna sytuacja zachodzi wówczas, gdy wyniki badań czy też oceny opinii ekspertów są doskonałe. Oznacza to, że eksperci przewidują sytuację perfekcyjnie. Po prostu ich oceny są w 100% trafne. W takiej sytuacji wartość wskaźnika EVI jest największa. Wychodząc z tej obserwacji, można wprowadzić indeks EVI , dzieląc wskaźnik EVI przez jego wartość maksymalną. Indeks ten pozwala porównać koszty różnych ocen eksperckich wdrożenia tego samego systemu informatycznego.

Okazuje się zatem, że wartość dodatkowej informacji może być mierzona i miary te można porównywać, co dotychczas uchodziło często za niemożliwe do wykonania.

Zakończenie

W obliczu postępujących zmian w otoczeniu i w zgłaszanych potrzebach odbiorców (podmiotów rynkowych) badacz staje obecnie przed nowymi wyzwaniami. Do wyzwań tych należy zaliczyć w pierwszym rzędzie powiększające się zasoby informacji, często o zasięgu globalnym, których właściwe wykorzystanie może istotnie wzbogacić informację próbkową w badaniach niewyczerpujących. Informacje spoza próby mogą być wykorzystane na wielu etapach badania, w różnej postaci, nie tylko w analitycznych formułach wnioskowania statystycznego. Innym wyzwaniem, któremu sprostać muszą badacze, to skracanie czasu na wykonanie badania i opublikowanie jego wyników. Większe zasoby informacji i krótszy czas na realizację badań rodzić mogą tendencję do zastępowania badań reprezentacyjnych badaniami opartymi na próbach nielosowych. Nie zawsze musi to prowadzić do pogorszenia jakości wyników, co starano się uzasadnić w niniejszym opracowaniu. Przed rozpoczęciem badań można zmierzyć efekty związane z pozyskaniem dodatkowej informacji.

Bibliografia

- Claxton K., Posnett J. (1996), *An economic approach to clinical trial design and research priority-setting*, „Health Economics”, No 5, s. 513–524
- Krzykowski G., Syska E. (2003), *Applied information economics. Metoda Oceny Rentowności Systemów Informatycznych*, [w:] Z. Szyjewski, J.K. Grabary, J.S. Nowak, *Efektywność zastosowań systemów informatycznych*, Wydawnictwa Naukowo-Techniczne, Warszawa-Szczyrk 2003
- Newport F. (2002), *Yes, polling works*, „The Gallup Poll”, November 11
- Platek R., Särndal C.E. (2001), *Can a statistician deliver?* (artykuł opublikowany w jęz. polskim w czasopiśmie „Wiadomości Statystyczne” nr 4)
- Schillewaert N., Langerak F., Duhamel T. (1998), *Non-probability sampling for WWW surveys: A comparison of methods*, „Journal of the Market Research Society”, vol. 40, No 4, s. 307–322
- Sudman S., Blair E. (1999), *Sampling in the twenty-first century*, „Journal of the Academy of Marketing Science”, vol. 27, No 2, s. 269–277
- Stinnett A., Mullahy J. (1998), *Net health benefits: a new framework for analysis of uncertainty in cost-effectiveness analyses*, „Med. Decis. Making”, No 18, s. 68–80
- Sulek A. (2001), *Sondaż Polski*, Wydawnictwo Instytutu Filozofii i Socjologii PAN, Warszawa
- Szreder M. (1994), *Informacje a priori w klasycznej i bayesowskiej estymacji modeli regresji*, Wyd. Uniwersytetu Gdańskiego, Gdańsk

Szreder M. (2003), *Bezbłędna prognoza*, (Omówienie opracowania F. Newporta, *Yes, polling works*, „The Gallup Poll”, 2002, November 11), „Marketing i Rynek” 2003, nr 11, s. 38–40

Szreder M. (2004), *Metody i techniki sondażowych badań opinii*, PWE, Warszawa

Winkler R. (1967), *The quantification of judgment: Some methodological suggestions*, „Journal of the American Statistical Association”, vol. 62