La tecnica delle risposte casualizzate nelle indagini totali

Dario Olivieri, Istituto di Statistica e R.O., Università degli Studi di Verona

In questo articolo l'autore propone l'applicazione della tecnica delle risposte casualizzate alle indagini totali visto che la metodologia introdotta nel 1965 e sviluppata successivamente per esplorare le questioni delicate mediante una maggior protezione sulla riservatezza delle risposte, risulta esclusivamente dedicata alle indagini campionarie. In paricolare si esaminano i risultati di questa applicazione ai due principlai modelli per attributi, ovvero allo schema di Warner ed a quello della domanda incorrelata di Simmons.

1. L'estensione delle "risposte casualizzate" dalle rilevazioni campionarie a quelle totali.

Nelle indagini volte a esplorare temi di natura delicata si presentano con una notevole frequenza due gravi inconvenienti che rendono assai problematico il conseguimento di informazioni rappresentative della effettiva situazione. L'esplorazione di argomenti quali, ad esempio, il ricorso all'aborto, l'assunzione di sostanze stupefacenti, il lavoro nero, l'evasione fiscale, la prostituzione, il gioco d'azzardo ecc., suscita in genere una reazione da parte dell'intervistato che tende, per comprensibili motivi, o a negare la collaborazione oppure a dichiarare volutamente il falso. L'incapacità dei tradizioni strumenti di indagine campionaria di garantire sulla qualità dell'informazione statistica non si limita, di norma, ai soli settori che rappresentano dei comportamenti socialmente, moralmente o penalmente riprovevoli – come quelli testé indicati – ma si riscontra anche nell'analisi di argomenti che, pur pienamente legittimi, rientrano nella sfera dell'intimo e del riservato. L'orientamento politico, le convinzioni religiose, la situazione economica personale e tanti altri temi, che potrebbero genericamente scriversi alla "privacy" individuale, creano dei freni psicologici non indifferenti che, di fronte a chi tenta di penetrare al loro interno, spingono sia a rifiutare la collaboirazione sia a reagire con l'insincerità.

Un contributo determinante per ovviare o almento ridurre questi inconvenienti è stato proposto da S. Warner nel 1965 che ha introdotto l'idea originale di preservare la riservatezza delle risposte mediante una tecnica ingenerosa fondata sull'utilizzo dei risultati ottenuti con esperimenti casuali: la genialità dell'idea risiede nell'affidare all'esito di una esperienza aleatoria, esito a tutti ignoto fuorché all'interpellato, la chiave di lettura della risposta. Successivamente numerosi autori hanno proposto diversi contibuti migliorativi ed innovativi – A. Abul-Ela *et al.* (1967), D. Horovitz *et al.* (1967), B. Greenberg *et. al.*, (1969), B. Greenberg *et al.* (1971), R. Folsom *et al.* (1973), I. Chow *et al.* (1973), W. Poole (1974), G. Landenna (1982) – che via via hanno dato corpo ad una vera e propria teoria comapionaria delle rilevazioni con risposta casualizzata (Randomized Response Model ovvero RR). Per una esauriente rassegna del tema in questione si veda D. Marasini *et al.* (1983).

Nonostante gli indubbi progressi conseguiti negli ultimi anni sembra opportuno segnalare che le tecniche RR sono rimaste fino ad ora relegate al campo delle indagini campionarie. Lo scopo della presente nota è quello di proporre l'estensione di alcune delle procedure *RR* più frequentamente applicate nei piani di campionamento per attributi all'ipotesi di indagini totali.

2. I problemi di stima nelle indagini totali RR

La determinazione degli indici statici più significativi su di un'intera popolazione non richiede, normalmente, l'applicazione di metodi inferenziali; questi ultimi risultano pertanto caratteristici esclusivamente delle indagini campionarie. Diversa appare, invece, la situazione nell'ipotesi di rilevazioni totali attuate mediante tecniche *RR*. Per assicurare una maggior protezione sulla riservatezza delle risposte vengono infatti appositamente introdotti dei fattori di casualizzazione che inducono una variabilità nei risultati tale da configurare questi ultimi come variabili casuali. Ne consegue la necessità di elaborare in modo particolare i dati *RR* ottenuti nell'indagine totale in guisa tale da poter correttamente utilizzare i risultati della casualizzazione. A tal scopo si potranno deginire specifici stimatori degli indici cercati che, proprio per l'anomala situazione derivante dall'investigazione completa, presentano caratteristiche peculiari. Vediamone le principali sulla falsariga della teoria tradizionale.

Nulla di nuovo discende dalla opportunità di usare stimatori corretti: la fondamentale proprietà imporrà la definizione stessa dello stimatore secondo la consueta prassi inferenziale. Una novità potrà invece discendere dallo studio della variabilità delle stime che, essendo nulla nelle indagini totali tradizionali, rappresenta invece, nello scenario proposto, l'onere conseguente alla migliorata protezione sulla riservatezza delle risposte.

Un significato particolare assume anche la dimensione N della popolazione oggetto di studio e tale parametro risulta qualificante nei riguardi di molti importanti aspetti dell'analisi descrittiva. Per cogliere compiutamente questo aspetto della questione è necessario segnalare che tutti gli schemi *RR* offrono maggiori garanzie di protezione in quanto affidano all'esito di una esperienza aleatoria, a tutti ignoto fuorché all'interpellato, la chiave di lettura della risposta. Ogni soggetto, dunque, esegue l'esperimento che viene pertanto ripetuto, nelle medesime condizioni, tante volte quent'è la numerosità N della popolazione; ne consegue che N rappresente anche il numero di prove casuali ed indipendenti che vengono effettuate. Orbene, ciò che oggettivamente appare imprevedibile sull'esito del singolo caso, ovvero il risultato dell'esperimento, diventa regolarità statistica via via che il numero delle esperienze aumenta. E l'approssimazione, in senso probabilistico, dei risultati sperimentali verso i valori attesi appare tanto migliore quanto più elevato è il numero di prove, ovvero la dimensione della popolazione. Da ciò consegue un ruolo tipico da attribuire alla numerosità del collettivo nelle indagini totali realizzate mediante le tecniche a risposta casualizzata. Esso si palesa in almento tre direttrici.

- Prima di tutto da quanto precede risulta evidente che la precisione delle stime sarà tanto più accurata quanto più grande sarà l'universo su cui si estende l'indagine.
- In secondo luogo la nota proprietà della **consistenza** di uno stimatore potà estendersi anche alle indagini totali RR ed andrà interpretata come pratica certezza di conseguire l'informazione cercata nel caso che la numerosità N della popolazione sia sufficientemente elevata
- Il terzo e, quanto ad importanza, non ultimo aspetto in cui N riveste un ruolo essenziale riguarda la distribuzione di probabilità degli stimatori RR utilizzabili nelle indagini totali. È chiaro infatti che le possibilità operative legate all'uso di un qualsiasi stimatore sono fortemente dipendenti dalla conoscenza della funzione di probabilità operative legate all'uso di un qualsiasi stimatore fortemente dipendente dalla conoscenza delle funzione di probabilità associata al medesimo. Orbene se la tipica caratteristica della nuova tecnica di rilevazione si estrinseca sostanzialmente nell'esecuzione di esperienze aleatorie, non si può non ricorrere nei risultati che man mano si conseguono una convergenza verso situazioni di regolarità statistica che sono tanto più evidenti quanto più le leggi dei grandi numeri cominciano a manifestare i propri tipici effetti. E così l'assunto fondamentale per cui, nelle indagini parziali, la dimensione campionaria viene fatta divergere per definire la legge limite che governa il comportamento di uno stimatore, nelle indagini totali RR si commuta nella condizione di popolazioni di ampiezza divergente. Ecco dunque, in tale scenario, emergere la possibilità di intravvedere una teoria generale assimilabile a quella vigente per i grandi campioni e nella quale, peraltro, l'elemento discriminante dovrà risultare la numerosità della popolazione.

Le considerazioni precedenti valgono in generale per la stima, fatta mediante indagini totali RR, di qualunque indicatore concernente la popolazione. Al riguardo merita di essere sottolineato che la maggior parte dei lavori sul tema ha preso in considerazione solamente la stima di una proporzione oppure la stima della media aritmetica e della varianza.

Lo scopo della presente nota si colloca proprio in questo contesto e vuole rappresentare un primo tentativo di formulare la stima di una proporzione mediante un'indagine totale condotta con la tecnica RR. In proposito va segnalato che la trattazione seguente farà riferimento agli schemi RR più diffusi per la valutazione della frazione in cui risulta presente un dato carattere qualitativo, ovvero agli schemi di Warner (1965) e di Simmons (1967).

3. Lo schema di Warner nelle indagini totali

In una popolazione composta di N unità una caratteristica D, di natura **delicata**, è presente in proporzione $\pi = X/N$ incognita. Per conseguire una stima di tale parametro, evitando le distorsioni dovute alle mancate e/o false risposte, si propone a ciascuno degli N soggetti di effettuare un esperimento casuale che può generare:

- un evento, di probabilità α, cui è associata la domanda "possiedi il carattere D?" $(\alpha \neq 0.5)$;
- l'evento complementare, di probabilità $(1-\alpha)$, cui è associata la domanda "non possiedi il carattere D?".

Poiché l'esito dell'esperimento casuale è noto esclusivamente all'intervistato, la riservatezza della risposta appare garantita dal fatto che il "si" oppure "no" può riferirsi sia alla prima che alla secondo domanda: l'unico depositario della chiave di lettura della risposta rimane pertanto colui che risponde.

In questo schema le risposte affermative potranno derivare dai portatori del carattere delicato, se troveranno l'evento diretto, oppure dagli altri soggetti, qualora l'esperimento generi l'evento complementare.

La probabilità τ di una risposta affermativa vale dunque

$$\tau = \pi\alpha + (1-\pi)(1-\alpha)$$

Il numero di risposte affermative ottenute nell'indagine totale Y si configura pertanto come una variabile binomiale di parametri N (dimensione della popolazione e numero di esperimenti casuali indipendenti) e τ (probabilità di risposta affermativa in ogni intervista). Con questi presupposti e ricalcando la trattazione proposta di Warner (1965), con l'avvertenza di sostituire alla dimensione campionaria n quella della popolazione N, di ricava lo stimatore di massima verosomiglianza di π che risulta:

$$p = (2\alpha - 1)^{-1}(\alpha - 1 + Y/N) \; ; \; \alpha \neq 0.5 \tag{1}$$

L'effetto della casualizzazione conduce pertanto a modificare la situazione **tradizionale** – che nella ricerca di una proporzione mediante indagine totale richiede esclusivamente la determinazione del rapporto tra il numero di unità con il carattere delicato X ed il totale delle osservazioni N – trasformandolo in un problema inferenziale con tutte le rilevanti conseguenze che ciò implica.

È evidente allora che si presentano tutti i problemi tipici della teoria campionaria legati al trattamento degli stimatori. In particolare la variabile (1) presenta le seguenti caratteristiche:

- risulta stimatore corretto di π. Infatti, essendo $M(Y) = N\tau$, $M(p) = (2\alpha-1)^{-1}(\alpha-1+N\tau/N) = (2\alpha-1)^{-1}(\alpha-1+\pi\alpha+(1-\pi)(1-\alpha) = \pi$;
- ha una varianza pari a

$$V(p) = V(Y)/[(2\alpha - 1)N]^2 = \left[(4\alpha - 2)^{-2} - (\pi - 0.5)^2\right]/N \qquad (2)$$

  tenuto conto che $V(Y) = N\tau(1 - \tau)$;
- essendo corretto e con varianza infinitesima con N, appare stimatore consistente di π;
- ha distribuzione binomiale e quindi, se standardizzata, asintoticamente normale con N.

È opportuno precisare che, talora, lo stimatore p può fornire stime non congrue in quanto esterne all'intervallo zero–uno (D. Olivieri, 1981) anche se tali situazioni sono tanto più improbabili quanto più grande risulta la numerosità della popolazione.

Come appare dalla formula (2), la maggior protezione fornita dalla casualizzazione implica una variabilità dei risultati di cui occorre tener conto. Questo aspetto del problema merita una attenta valutazione in quanto un'imprecisione eccessiva finirebbe per vanificare il vantaggio conseguente all'adozione della tecnica *RR*. Per esplorare la questione abbiamo sviluppato l'errore medio dello stimatore p – ovvero la radice di $V(p)$ – in funzione della numerosità della popolazione N e di π, posto α pari a 0.3 (al riguardo si osservi che questo parametro migliora l'efficienza delle stime quanto più è prossimo a zero o ad uno, mentre garantendo la maggior protezione quanto più risulta vicino a 0.5 assicurando la massima incertezza sulla domanda sorteggiata. La posizione di $\alpha = 0.3$, equivalente a $\alpha = 0.7$, può contemperare le contrapposte esigenze). I risultati sono riportati nella Tab. I.

Da essi emerge che l'errore medio associato alle indagini *RR* condotte con lo schema di Warner risulta notevolmente elevato in presenza di popolazioni di ridotte dimensioni mentre appare decrescente man mano che la dimensione del collettivo aumenta.

Tab. I – Errore medio $\times$ 100 nello schema di Warner in funzione della numerosità della popolazione e di $\pi(\alpha = 0.3)$.

NUMEROSITA' POPOLAZIONE N	PROPORZIONE CARATTERE DELICATO π					
	0-100	10-90	20-80	30-70	40-60	50
100	11,5	11,8	12,1	12,3	12,5	12,5
500	5,1	5,3	5,4	5,5	5,6	5,6
1.000	3,6	3,7	3,8	3,9	3,9	4,0
5.000	1,6	1,7	1,7	1,7	1,8	1,8
10.000	1,1	1,2	1,2	1,2	1,2	1,2
50.000	0,51	0,53	0,54	0,55	0,56	0,56

4. Lo schema di Simmons nelle indagini totali

Per aumentare la garanzia sull'anonimato delle risposte e per migliorare, almeno in molte situazioni, l'efficienza delle stime W. Simmons (B. Greengerg *et al.*, 1969) propose una versione delle RR che prevedeva l'utilizzo di un quesito non delicato ed incorrelato con il tema della ricerca (The unrelated question randomized response model). Di questo schema, che prevedeva due versioni a seconda che fosse nota o meno la probabilità dell'evento incorrelato, presentiamo l'applicazione alle indagini totali nella seconda di tali ipotesi che appare preferibile sotto diversi profili.

Si supponga che in una popolazione di N unità un carattere di natura delicata D sia presente in proporzione $\pi(0 \leq \pi \leq 1)$ e che nella medesima popolazione un attributo Y, incorrelato con D e dichiarabile senza remora alcuna, sia diffuso in una frazione **nota** di elementi pari a $\pi_Y(0 \leq \pi_Y \leq 1)$. Per determinare π si rinuncia alla domanda diretta, ben sapendo che incontrerebbe molti rifiuti e darebbe luogo a risposte distorte, mentre invece si propongono a ciascun componente della popolazione le seguenti modalità di rilevazione.

Esecuzione di un esperimento casuale che può generare due soli eventi necessari e incompatibili ai quali si associano le due domande alternative:

1) "Possiedi il carattere D?" con probabilità $\alpha(0 < \alpha < 1)$ costante in ogni esperienza;
2) "Possiedi il carattere Y?" con probabilità $(1 - \alpha)$.

Poiché l'esito dell'esperimento aleatorio è conosciuto esclusivamente all'intervistato, la possibilità di interpretare il significato del "si" oppure del "no" resta preclusa a chiunque altro. Vengono così ridotti o elminati i motivi che inducono a celare il vero con un conseguente miglioramento nella qualità dell'informazione conseguita.

Nell'intero collettivo sotto osservazione si notano due categorie di soggetti che verranno esaminate integralmente:

a) il gruppo che detiene il carattere D, composto di $N\pi$ unità;
b) Il gruppo complementare di coloro che non posseggono tale carattere, che conta $N(1-\pi)$ unità.

In entrambi gli insiemi la diffusione del carattere Y, non correlato con D, riguarda la frazione π_Y degli elementi costituenti i due insiemi.

Esaminiamo, dal punto di vista analitico, la probabilità di una risposta affermativa in ciascuno dei due gruppi. Fra coloro che posseggono il carattere delicato i "si" derivano da quelli che hanno la modalità Y se trovano il quesito proposto al punto 2); tale probabilità risulta pertanto:

$$\tau = \alpha + \pi_Y(1-\alpha)$$

Nell'indagine la procedurra si ripete, nelle medesime condizioni, $N\pi$ volte per cui il numero di risposte affermative conseguibili nel primo gruppo definisce una variabile binomiale X di parametri $N\pi$ e τ.

Nelle unità della seconda categoria, che sono $N(1-\pi)$, le modalità di casualizzazione sono le medesime, ma cambia la probabilità di risposta affermativa, che deriverà esclusivamente da chi, nell'esperimento aleatorio, troverà l'evento cui risulta associata la domanda "Possiedi il carattere Y?". Ne consegue che questa probabilità vale:

$$\Theta = (1-\alpha)\pi_Y$$

Allora il numero di "si" ricavabili dal secondo gruppo definisce una variabile binomiale Z di parametri $N(1-\pi)$ e Θ.

Indicando con $W = X + Z$ il totale delle risposte affermative conseguibili nei due gruppi, si ottiene una nuova variabile aleatoria pari alla somma delle due variabili indipendenti precedentemente indicate. La variabile binomiale generalizzata conseguente (M. Fisz, 1963, pag. 134) presenta media

$$M(W) = M(X) + M(Z) = N\pi\tau + N(1-\pi)\Theta = N\pi\alpha + N(1-\alpha)\pi_Y \quad (1)$$

e varianza

$$V(W) = V(X) + V(Z) = N\pi\tau(1-\tau) + N(1-\pi)\Theta(1-\Theta) \quad (2)$$

Con queste premesse si dimostra che lo stimatore di massima verosimiglianza di π risulta:

$$p = [F - \pi_Y(1-\alpha)]/\alpha \quad (3)$$

dove $F = W/N$ rappresenta la frequenza relativa delle risposte affermative ottenute nell'intera indagine totale, con $M(F) = \pi\alpha + (1-\alpha)\pi_Y$ e $V(F) = [\pi\tau(1-\tau)/N] + [(1-\pi)\Theta(1-\Theta)]/N$.

La correttezza di p discende dal fatto che

$$M(p) = [M(F) - \pi_Y(1-\alpha)]/\alpha = [\pi\alpha + (1-\alpha)\pi_Y - \pi_Y(1-\alpha)]/\alpha = \pi$$

mentre la varianza diventa

$$V(p) = [\pi\tau(1-\tau) + (1-\pi)\Theta(1-\Theta)]/(N\alpha^2)$$
$$V(p) = (1-\alpha)[\alpha(\pi - 2\pi\pi_Y + \pi_Y^2) + \pi_Y(1-\pi_Y)]/(N\alpha^2) \qquad (4)$$

La correttezza, associata ad una varianza infinitesima per N crescente, conferisce allo stimatore la caratteristica di essere consistente; inoltre esso presenta distribuzione standardizzata asintoticamente normale. Infatti a W, quale variabile binolmiale generalizzata, è possibile applicare il teorema di Lindberg–Feller sussistendo (M. Fisz, 1963, pag. 207) le condizioni sufficienti per la convergenza alla normale.

Anche in questo caso è immediato verificare che ponendo nella (3) $\alpha = 1$, che equivale a neutralizzare la tecnica di casualizzazione sottoponendo a tutti la domanda delicata, si rientra nella prassi tradizione di determinazione della freqenza relativa π mediante il rapporto fra coloro che posseggono il carattere riservato ed il totale degli intervistati.

Passiamo ora a valutare uno degli oneri connessi con l'adozione della tecnica *RR* di Simmons ovvero la variabilità delle stime senza dimenticare che un altro elemento di costo discende dalla maggior difficoltà di rilevazione legata all'addestramento di rilevatori particolarmente qualificati ed alla necessità di rendere consapevoli gli intervistati della protezione ottenuta.

Come appare dalla formula (4) la variabilità dello stimatore è legata sia alla frazione di diffusione dell'evento delicato π, sia alla probabilità di selezionare la domanda imbarazzante α, sia alla frequenza relativa del carattere incorrelato e neutrale π_Y oltre ad essere inversamente legata con la dimensione della popolazione N. Merita di essere segnalato che lo schema di Simmons risulta più efficiente di quello di Warner per valori di α maggiori di un terzo (D. Marasini *et al.*, 1983). Per delineare l'andamento dell'errore medio nel modello sotto osservaiozne abbiamo sviluppato la radice di $V(p)$ facendo variare alcuni parametri che ivi compaiono e posto $\alpha = 0.50$. Nella Tab. II sono riportati i risultati ottenuti. Dal confronto di essi con i dati proposti nella Tab. I. emerge chiaramente la maggior efficienza rispetto alle stime conseguibili con la tecnica suggerita da Warner – con la possibilità si un ulteriore miglioramento per valori di α superiori al 50% – nonché l'opportunità di combinare i parametri π e π_Y al fine di ridurre nuovamente l'errore di stima. Al riguardo la tabella risulta illuminante perché suggerisce di associare un evento incorrelato di probabilità assai prossima a quella del carattere delicato; il fatto che quest'ultima sia incognita non sembra pregiudicare tale possibilità essendo, di norma, facile valutare se il fenomeno **riservato** sotto osservazione sia poco o assai diffuso.

Tab. II – Errore medio × 100 nello schema di Simmons in funzione della numerosità della popolazione, di $\pi(\alpha = 0.5)$ e di alcune probabilità dell'evento incorrelato π_Y

NUMEROSITA' POPOLAZIONE N	PROPORZIONE CARATTERE DELICATO π				
	10%	30%	50%	70%	90%
	probab. evento incorr. 10%				
100	5,2	6,6	7,7	8,7	9,5
500	2,3	2,9	3,4	3,9	4,3
1.000	1,6	2,1	2,4	2,7	3,0
5.000	0,7	0,9	1,1	1,2	1,3
10.000	0,5	0,7	0,8	0,9	1,0
50.000	0,2	0,3	0,3	0,4	0,4
	probab. evento incorr. 30%				
100	7,4	7,9	8,4	8,9	9,3
500	3,3	3,5	3,8	4,0	4,2
1.000	2,3	2,5	2,7	2,8	2,9
5.000	1,0	1,1	1,2	1,3	1,3
10.000	0,7	0,8	0,8	0,9	0,9
50.000	0,3	0,4	0,4	0,4	0,4
	probab. evento incorr. 50%				
100	8,7	8,7	8,7	8,7	8,7
500	3,9	3,9	3,9	3,9	3,9
1.000	2,7	2,7	2,7	2,7	2,7
5.000	1,2	1,2	1,2	1,2	1,2
10.000	0,9	0,9	0,9	0,9	0,9
50.000	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4
	probab. evento incorr. 70%				
100	9,3	8,9	8,4	7,9	7,4
500	4,2	4,0	3,8	3,5	3,3
1.000	2,9	2,8	2,7	2,5	2,3
5.000	1,3	1,3	1,2	1,2	1,0
10.000	0,9	0,9	0,8	0,8	0,7
50.000	0,4	0,4	0,4	0,4	0,3
	probab. evento incorr. 90%				
100	9,5	8,7	7,7	6,6	5,2
500	4,3	3,9	3,4	2,9	2,3
1.000	3,0	2,7	2,4	2,1	1,6
5.000	1,3	1,2	1,1	0,9	0,7
10.000	1,0	0,9	0,8	0,7	0,5
50.000	0,4	0,4	0,3	0,3	0,2

In relazione a tale previsione si potrà scegliere un evento incorrelato avente una probabilità di analogo valore. Per quanto concerne l'ammontare dell'èrrore di stima si osserva che, nonostante possa essere più oculata possibile la scelta dei parametri di casualizzazione, l'onere derivante dalla maggior protezione ottenuta con la procedura in esame può rivelarsi assai gravoso. In tale ipotesi solo una dimensione sufficiente numerosa della popolazione sotto osservaiozne potrà cautelare l'operatore contro il rischio di ottenere risultati eccessivamente approssimati.

Riferimenti bibliografici

Abul–Ela A.A., Greengerg B.G., Horovitz D.G., 1967, A multipropotions randomized response model, *J.A.S.A.*, **62**, 990–1008.

Chow I.P., Liu P.T., 1973, A new randomized response technique: the multiple answer model, Dep. of Pop. Dyn., School o Hyg. and Pub. Health, J. Hopkins Univ.

Fisz M., 1963, *Probability Theory and Mathematicale Statistics*, Wiley, New York.

Greenberg B.G., Abul–Ela A.A., Simmons W.R., Horovitz D.G., 1969, The unrelated question randomized response model: Theoretical framework, *J.A.S.A.*, **64**, 520–529.

Greenberg B.G., Kuebler R.R., Abemathy J.A., Horovitz D.G., 1971, Application of the randomized response technique in obtaining quantitative data, *J.A.S.A.*, **66**, 243–250.

Folsom R.E., Greenberg B.G., Horovitz D.G. Abemathy J.R., 1973, The two altemate questions randomized response model for human survey, *J.A.S.A.*, **68**, 525–530.

Horovitz D.G., Shah B.V., Simmons W.R., 1967, The unrelated randomized response model, *Proc. Soc. of Strt. Sec., A.S.A.*, 65–72.

Landenna G., 1982, Su uno schema di campionamento con risposte casualizzate, *Annali della Facoltà di Scienze Politiche*, Vol. II, Milano, 5–14.

Marasini D., Olivieri D., 1983, Il campionamento risposte casualizzate come strumento per migliorare la qualità del dato statistico, *Atti del Convegno S.I.S.*, Trieste, 489–513.

Olivieri D., 1981, Le risposte casualizzate: stime, dimensioni ed errori campionari, *Rivista di Statistica Applicata*, **14**, 79–98.

Olivieri D., 1984, Un nuovo approccio alla statistica descrittiva ed inferente, *U.P. Statistica Matematica, Università di Brescia, Fac. di Econ. e Comm.*, Breescia, 1–12.

Poole W.K., 1974, Estimation of the distribution function of continuous type random variable, *J.A.S.A.*, **69**,m 1002–1005.

Wamer S.L., 1965, Randomized response: a survey technique for eliminating evasive answer bias, *J.A.S.A.*, **60**, 63–69.

Wamer S.L., 1971, The linear randomized response model, *J.A.S.A.*, **66**, 884–888.

Summary

The randomized response techniques in the survey on total population

In this paper the autor proposes the extension of randomized response sampling techniques, introduced to obtain information on matters of delicate nature, at the survey on total population. In particular the author examines the results of this application at the Wamer's model and at the unrelated question randomized response model.