

Metodologia dell'Indagine campionaria Inapp-PLUS

1. Il disegno dell'Indagine

L'indagine Inapp-PLUS (Participation Labour Unemployment Survey) è una rilevazione nazionale campionaria sull'offerta di lavoro alla sua nona annualità, presente nel Piano Statistico Nazionale dal 2006 (Isfol e Mandrone 2012).

L'obiettivo primario dell'indagine PLUS è quello di fornire stime statisticamente affidabili di fenomeni rari o solo marginalmente esplorati dalle maggiori rilevazioni sul mercato del lavoro italiano (Istat, Inps). Infatti, se la indagine sulle Forze di Lavoro (IFL) dell'Istat fornisce regolarmente gli aggregati e gli indicatori ufficiali sul mercato del lavoro (tassi di disoccupazione, occupazione, attività, ecc.), l'indagine PLUS è principalmente rivolta all'approfondimento di specifici aspetti, quali la distribuzione dei contratti (dipendente, autonomo, informale, ecc.), la ricerca di lavoro, la partecipazione lavorativa delle donne, dei giovani e delle persone con più di 50 anni, le scelte di pensionamento, istruzione e formazione, le dinamiche inter-generazionali.

L'indagine è stata ideata per analizzare il mercato del lavoro attuale, contraddistinto da una sempre più veloce trasformazione delle modalità di ricerca e svolgimento del lavoro (rimaste pressoché invariate nei decenni passati) in nuove e molteplici forme, in cui i concetti di occupazione e disoccupazione sfuggono oggi sempre più alle categorie tradizionali alle quali eravamo stati abituati. Per affrontare le sfide epistemologiche appena descritte, l'indagine Inapp-PLUS si distingue dalle usuali indagini su base familiare per l'assenza di rispondenti proxy e per la capacità di integrare diversi aspetti del mercato del lavoro, spesso analizzati in maniera disgiunta.

Inoltre, al fine di misurare la qualità dell'attuale occupazione con la massima precisione possibile, i dati PLUS sull'occupazione sono ispirati ad un criterio classificatorio lievemente diverso rispetto ai dati RCFL. Infatti, mentre la rilevazione PLUS definisce come occupati e in cerca di lavoro le persone che si *auto definiscono* tali, RCFL segue un percorso che identifica la condizione in base ad alcune informazioni 'oggettive' che riguardano: per gli occupati l'aver svolto almeno un'ora di lavoro retribuito nella settimana di riferimento oppure avere un lavoro dal quale si è assenti, con una durata dell'assenza che non supera i tre mesi; per le persone in cerca l'aver compiuto almeno un'azione di ricerca entro le quattro settimane che precedono l'intervista ed essere immediatamente disponibili a lavorare¹. Da questa dovuta precisazione ne segue come l'impianto Istat (Eurostat) sembri sottintendere nel proprio meccanismo contatore una certa sovrastima degli occupati e sottostima delle persone in cerca. L'idea generale dell'indagine PLUS di registrare, nel modo più accurato possibile, la condizione *auto percepita* dai soggetti intervistati fa sì che anche la distinzione tra *persone in cerca* ed *inattivi* sia differente da quanto adottato in RCFL. In particolare:

- a) si considerano *persone in cerca*, e quindi attive, alcune tipologie di individui che per l'Istat sono da considerare *inattivi*;
- b) non si considerano occupati quei soggetti che svolgono una attività lavorativa che non è, in termini economici e secondo la propria percezione, tale da giustificare la loro inclusione in tale categoria (studenti, pensionati da lavoro e casalinghe – lavoratrici/ori saltuari), considerandoli *occupati non prevalenti*.

In questo modo non vengono considerati, tra gli *occupati*, quelli *con condizione non prevalente* e, tra gli *inattivi*, i *disoccupati che non rientrano nella classificazione Istat*. Queste sotto-popolazioni rappresentano proprio gli ambiti di maggior interesse per lo studio e le politiche per l'attivazione stabile e continuativa. Ovviamente da PLUS è possibile ricostruire gli occupati nelle definizioni Istat-Eurostat essendo somministrati i quesiti necessari alla loro individuazione. A tale scopo, si è deciso di vincolare i dati PLUS ad alcuni aggregati ufficiali di fonte RCFL, precisando che gli *occupati non prevalenti* e gli *inattivi* che si dichiarano in cerca sono stati considerati nelle condizioni cui si attribuivano autonomamente.

¹ La definizione di occupato utilizzata da RCFL è cambiata mentre era in corso la rilevazione PLUS 2021: la definizione del campione Plus è stata realizzata con la vecchia definizione di occupato mentre per le stime sono stati utilizzati i dati provvisori riferiti alle nuove definizioni. In sintesi, nella nuova definizione, per gli assenti da lavoro la durata dell'assenza (più o meno di 3 mesi) diviene il criterio prevalente per definire la condizione di occupato. Per maggiori dettagli visitare la pagina web: <https://www.istat.it/it/archivio/253095>

2. Piano di campionamento e riporto all'universo

La rilevazione Inapp-PLUS 2021 ha raccolto informazioni su circa 46mila individui intervistati telefonicamente attraverso un sistema CATI ed in assenza di rispondenti proxy. Il questionario, di circa 200 domande complessive, è stato sottoposto ad un campione di persone residenti con età compresa tra 18 e 74 anni.

Per quanto riguarda gli individui 18-74 anni, sono esclusi dal campo di osservazione soltanto gli studenti con età maggiore di 39 anni in modo da poter effettuare analisi sul 99,8% dell'offerta di lavoro nel nostro Paese.

Nell'ottica della riduzione del fastidio statistico dell'indagine, il questionario è organizzato in sezioni appositamente studiate per specifici target di popolazione (occupati, disoccupati, giovani, donne, ecc.). Inoltre, a partire dalla sua seconda annualità (2006) una consistente quota di interviste longitudinali (panel), effettuate in anni consecutivi agli stessi individui, è inclusa nel campione e include circa il 60% delle interviste per ogni annualità².

La pianificazione delle interviste da effettuare è stata realizzata sulla base di un campionamento per quote stratificato con definizione di domini di studio parzialmente sovrapposti³.

Il campione è suddiviso in dieci target fondamentali (o domini) costituiti da:

1. giovani occupati, in età compresa tra 18 e 29 anni;
2. giovani studenti, in età compresa tra 18 e 39 anni;
3. giovani in cerca di occupazione, in età compresa tra 18 e 29 anni;
4. donne attive, in età compresa tra 18 e 39 anni;
5. donne inattive, in età compresa tra 18 e 39 anni;
6. adulti e anziani attivi, in età compresa tra 50 e 74 anni;
7. adulti e anziani pensionati da lavoro, in età compresa tra 50 e 74 anni;
8. in cerca di occupazione 18-74 anni (definizione estesa);
9. occupati 18-74 anni;
10. altri inattivi (non studenti/non pensionati da lavoro) 18-74 anni.

Allo scopo di poter fornire stime attendibili anche per sottopopolazioni di questi 10 domini (ad esempio, limitatamente a ciascuna delle 20 regioni italiane) si è proceduto alla pianificazione di un campionamento stratificato, dove gli strati – definiti dall'incrocio delle variabili riportate in tabella 11.1 – costituiscono una partizione del campione e (raggruppamenti di strati) degli stessi domini di studio.

Tabella 11.1 – Variabili di stratificazione campionaria

| Variabili | Modalità |
|--------------------------|--|
| Regione | Piemonte e Valle d'Aosta, Lombardia, Trentino A.A., Veneto, Friuli V.G., Liguria, Emilia-Romagna, Toscana, Umbria, Marche, Lazio, Abruzzo, Molise, Campania, Puglia, Basilicata, Calabria, Sicilia, Sardegna |
| Tipo di comune | Comune metropolitano, Comune non metropolitano |
| Genere | Uomini, Donne |
| Età in classi | 18-24, 25-29, 30-39, 40-49, 50-64, 65-74 |
| Condizione occupazionale | Occupato, In cerca di occupazione, Studente, Pensionato da lavoro, Altro inattivo (casalinga) |

Il numero di interviste da realizzare per ciascuno degli strati è stato determinato in modo da fornire stime attendibili per l'intera popolazione di riferimento e per particolari sottoinsiemi d'interesse, attraverso l'implementazione di una procedura di allocazione multi-dominio, basata sulla risoluzione di un problema di

² La presenza di interviste panel contribuisce ad "alleggerire" ulteriormente il questionario, evitando di effettuare domande su fenomeni invariati nel tempo a persone intervistate l'anno precedente.

³ La scelta del campionamento per quote è stata motivata dall'esigenza di ridurre notevolmente la numerosità campionaria necessaria alla produzione di stime statisticamente significative per piccole sottopopolazioni di interesse. Come scelta alternativa si sarebbero potute utilizzare strategie classiche di campionamento a due stadi (es: comuni e famiglie) che però, oltre a richiedere rilevazioni sul campo molto più onerose, avrebbero comportato la rinuncia ad una delle principali caratteristiche dell'indagine PLUS, quella dell'assenza di rispondenti proxy.

minimizzazione vincolata. Più precisamente, sono stati fissati a priori livelli di varianza massima per i domini di interesse elencati sopra e le loro disaggregazioni territoriali per regione e tipo di comune (metropolitano e non). Formalmente, possiamo rappresentare la numerosità della popolazione in ogni dominio (o sotto dominio) come semplice somma di sottopopolazioni di strato,

$$N_d = \sum_h N_h I_{h,d}$$

dove $I_{h,d}$ è una variabile indicatrice che assume valore 1 (0) se lo strato h è (non è) incluso nel dominio d .

Indicando con p_d la generica stima della proporzione $P_d = N_d / N$ della popolazione nel dominio d , la procedura è sintetizzata dal seguente problema di minimo vincolato,

$$\begin{aligned} \sum_h n_h &= \min \\ \text{s.t. } V(p_d) &\leq V_d^* \quad \forall d \end{aligned}$$

dove il limite V_d^* varia opportunamente per diversi sotto domini. La criticità tipica dei campionamenti per quote, rappresentata dalla non conoscenza a priori delle probabilità di inclusione delle unità di rilevazione (ovvero, delle numerosità N_h), è stata superata considerando come popolazione di riferimento quella ottenuta tramite stima dalla rilevazione RCFL dell'Istat.

Relativamente alla rilevazione PLUS 2021, vengono riportate in tabella 11.2 la numerosità nella popolazione, nel campione teorico, nel campione effettivo, il tasso di sondaggio teorico e il tasso di sondaggio effettivo (per 100.000 residenti), per condizione occupazionale, classe di età e genere.

Tabella 11.2 - PLUS 2021: numerosità nella popolazione di riferimento, numerosità del campione teorico, di campione effettivo, tasso di sondaggio teorico e tasso di sondaggio effettivo (per 100.000 residenti), per condizione occupazionale, classe di età e genere

| Condizione occupazionale e classe di età | Uomini | | | | | Donne | | | | |
|--|------------------------------|------------------|----------------------------|--------------------|------------------------------|------------------------------|------------------|----------------------------|----------------------|------------------------------|
| | Numerosità nella popolazione | Campione teorico | Tasso di sondaggio teorico | Campione effettivo | Tasso di sondaggio effettivo | Numerosità nella popolazione | Campione teorico | Tasso di sondaggio teorico | Campione e effettivo | Tasso di sondaggio effettivo |
| Occupato 18-24 | 651.078 | 1.222 | 188 | 1.431 | 220 | 423.287 | 1.134 | 268 | 1.196 | 283 |
| In cerca (estesa) 18-24 | 379.973 | 1.293 | 340 | 966 | 254 | 299.230 | 1.088 | 364 | 1.228 | 410 |
| Altro inattivo 18-29 | 200.422 | 231 | 115 | 134 | 67 | 420.592 | 1.188 | 282 | 1.088 | 259 |
| Inattivo studente 18-24 | 1.027.527 | 1.376 | 134 | 1.377 | 134 | 1.117.768 | 3.295 | 295 | 3.321 | 297 |
| Occupato 25-29 | 1.024.695 | 1.886 | 184 | 2.220 | 217 | 770.539 | 1.739 | 226 | 2.186 | 284 |
| In cerca (estesa) 25-29 | 310.267 | 1.052 | 339 | 1.080 | 348 | 293.600 | 1.069 | 364 | 1.270 | 433 |
| Inattivo studente 25-39 | 241.952 | 398 | 164 | 399 | 165 | 279.979 | 866 | 309 | 876 | 313 |
| Occupato 30-39 | 2.858.746 | 1.129 | 39 | 1.236 | 43 | 2.097.147 | 2.729 | 130 | 2.711 | 129 |
| In cerca (estesa) 30-39 | 466.393 | 491 | 105 | 530 | 114 | 529.722 | 886 | 167 | 935 | 177 |
| Altro inattivo 30-39 | 156.880 | 118 | 75 | 120 | 76 | 811.314 | 2.163 | 267 | 2.185 | 269 |
| Occupato 40-49 | 3.876.187 | 1.131 | 29 | 1.219 | 31 | 2.941.641 | 1.132 | 38 | 1.167 | 40 |
| In cerca (estesa) 40-49 | 451.231 | 540 | 120 | 543 | 120 | 575.279 | 687 | 119 | 696 | 121 |
| Altro inattivo 40-49 | 216.420 | 212 | 98 | 155 | 72 | 1.097.003 | 948 | 86 | 974 | 89 |
| Occupato 50-74 | 5.004.132 | 3.276 | 65 | 3.293 | 66 | 3.621.984 | 2.372 | 65 | 2.366 | 65 |
| In cerca (estesa) 50-74 | 512.398 | 689 | 134 | 689 | 134 | 400.327 | 540 | 135 | 552 | 138 |
| Inattivo ritirato 50-64 | 771.711 | 1.188 | 154 | 1.070 | 139 | 469.573 | 729 | 155 | 725 | 154 |
| Altro inattivo 50-74 | 673.458 | 304 | 45 | 355 | 53 | 3.845.440 | 1.682 | 44 | 1.756 | 46 |
| Inattivo ritirato 65-74 | 2.588.966 | 2.406 | 93 | 2.412 | 93 | 1.951.147 | 1.811 | 93 | 1.821 | 93 |

Fonte: Indagine Inapp-PLUS 2021

La fase successiva è relativa alla scelta del tipo di stimatore di ponderazione vincolata da adottare ai fini del calcolo del coefficiente di riporto all'universo. In particolare, come per le precedenti rilevazioni, si ricorrerà all'implementazione di metodologie basate sull'utilizzo dello stimatore di regressione generalizzato (GREG estimator). Esso garantisce che le stime delle frequenze assolute delle variabili ausiliarie utilizzate come regressori siano coincidenti con i totali noti osservati nella popolazione ed imposti come vincoli di calibrazione.

Consideriamo una generica variabile di interesse Y e definiamo il suo totale sulla popolazione di riferimento P come,

$$Y = \sum_{k \in P} y_k$$

dove k è una generica unità appartenente a P . Seguendo un approccio di tipo totalmente predittivo (si veda Valliant *et al.* 2000), lo stimatore \hat{Y} di Y è formalmente derivabile attraverso la somma di due semplici componenti:

$$\hat{Y} = Y_S + \tilde{Y}_{\bar{S}} = \sum_{k \in S} y_k + \sum_{k \in \bar{S}} \tilde{y}_k$$

dove Y_S è la parte osservata sul campione e $\tilde{Y}_{\bar{S}}$ è la somma dei valori predetti \tilde{y}_k (con $S \cup \bar{S} = P$). Il passo fondamentale è quello di ipotizzare l'esistenza di una relazione (lineare) tra la generica variabile di studio Y e un opportuno insieme di variabili esplicative $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_k)$ tale che,

$$\tilde{y}_k = B' x_k + \varepsilon_k \quad (1)$$

dove la componente errore ε_k soddisfa le ipotesi standard di omoschedasticità e \mathbf{x} è definito come il vettore di *variabili ausiliarie*. Come già anticipato, è stato implementato un approccio basato sullo *stimatore di regressione generalizzato* (GREG), nel caso particolare dei modelli con variabili strumentali (si veda Deville e Särndal 1992; Särndal e Lundström 2005). Data la probabilità di inclusione π_k per ogni unità k del campione, i pesi base $d_k = 1/\pi_k$, e il conseguente stimatore standard di Horwitz-Thompson $\hat{Y}_{HT} = \sum_S d_k y_k$, è stato possibile definire il seguente stimatore finale;

$$\hat{Y} = \sum_{k \in S} w_k y_k \quad (2)$$

dove,

$$w_k = d_k (1 + \gamma' z_k)$$

$$\gamma' = \left(\sum_{k \in U} x_k - \sum_{k \in S} d_k x_k \right) \left(\sum_{k \in S} d_k z_k x_k' \right)^{-1}$$

$$z_k = x_k$$

L'implementazione di tale procedura consente di:

- garantire la coerenza tra le stime prodotte tramite i dati PLUS e RCFL, sia in termini delle più generali distribuzioni demografiche che riguardo i principali indicatori del mercato del lavoro;
- migliorare l'efficienza (o precisione) delle stime;
- contribuire al controllo della distorsione dei dati campionari dovuti al ben noto fenomeno dell'attrito da selezione (dovuto principalmente alla strategia campionaria per quote, al metodo CATI di effettuazione delle interviste, nonché alla presenza di una consistente quota panel nel campione).

In generale, i risultati di una metodologia di calibrazione sono tanto più robusti quanto più 'solida' è la mole di informazione ausiliaria implementata attraverso l'imposizione dei totali noti. Tra i principali prerequisiti desiderabili al fine di ottenere stimatori GREG con varianza piccola, i seguenti quattro aspetti devono essere presi in considerazione nella progettazione PLUS:

- definizione di un affidabile e plausibile modello di regressione di Y (variabili di studio) su X (variabili ausiliarie);
- inclusione di variabili ausiliarie già presenti tra le variabili di stratificazione;
- elevata affidabilità (buona reputazione) della fonte di dati da cui derivare i totali noti da implementare nella regressione.

La RCFL dell'Istat rappresenta la fonte ufficiale di derivazione di tutti i principali indicatori del mercato del lavoro; le variabili ausiliarie (che generano circa 110 totali noti) prese in considerazione sono: genere, ripartizione geografica, classe di età, livello di istruzione, status professionale e regime orario.

Tabella 11.3 – PLUS 2021: Coefficiente di variazione delle stime finali per domini pianificati di indagine

| Dominio pianificato di indagine | Coefficiente di variazione per stime pari a 100.000 individui |
|---|---|
| Giovani occupati, in età compresa tra 18 e 29 anni | 6,78 |
| Giovani studenti, in età compresa tra 18 e 39 anni | 6,72 |
| Giovani in cerca di occupazione, in età compresa tra 18 e 29 anni | 6,79 |
| Donne attive, in età compresa tra 18 e 39 anni | 8,27 |
| Donne inattive, in età compresa tra 18 e 39 anni | 6,58 |
| Adulti e anziani attivi, in età compresa tra 50 e 74 anni | 16,88 |
| Adulti e anziani pensionati da lavoro, in età compresa tra 50 e 74 anni | 11,96 |
| In cerca di occupazione 18-74 anni (definizione estesa) | 9,69 |
| Occupati 18-74 anni | 20,15 |
| Altri inattivi (non studenti/non pensionati da lavoro) 18-74 anni | 15,54 |

Fonte: Indagine Inapp-PLUS 2021

In Tabella 11.3 viene riportato il coefficiente di variazione (con livello di significatività del 95%) per ciascun dominio pianificato relativamente a stime pari a 100.000 individui. Se una stima (per esempio il numero di persone occupate con una determinata tipologia contrattuale) sul dominio 'occupati 18-74 anni' risulta essere pari a 100mila, allora, in base alla tabella, c'è il 95 per cento di possibilità che il valore vero sia all'interno dell'intervallo 80.000 – 120.000mila circa.

La strategia campionaria appena descritta massimizza la coerenza tra le stime PLUS e quelle RCFL. Il diverso impianto metodologico ed organizzativo alla base delle due indagini può tuttavia causare differenze nella stima di alcuni sub-aggregati all'interno dei domini pianificati. Ad esempio, il ricorso alle interviste telefoniche su telefono fisso, avvenuto in occasione della rilevazione 2021 durante il periodo pandemico, può aver contribuito a sovrastimare, in maggior misura rispetto al passato, le tipologie di lavoratori che maggiormente hanno fatto ricorso al lavoro da casa. In tabella 11.4 sono riportate le distribuzioni degli occupati per settore e per professione stimate da PLUS e da RCFL.

Tabella 11.4 – Confronto tra stime PLUS e stime RCFL relativamente alle distribuzioni di frequenza degli occupati per settore economico e professione (v.a. in migliaia e %)

| Settore Economico | PLUS | | RCFL | Professione | PLUS | | RCFL |
|---|---------------|--------------|--------------|---|---------------|--------------|--------------|
| | v.a. | % | % | | v.a. | % | % |
| Agricoltura, silvicoltura e pesca | 692 | 3,2 | 4,1 | Qualificate e tecniche | 7.499 | 34,6 | 35,1 |
| TOTALE INDUSTRIA (b-f) | 4.474 | 20,9 | 26,6 | <i>dirigenti e imprenditori</i> | 532 | 2,5 | 2,6 |
| <i>Industria in senso stretto</i> | 3.174 | 14,9 | 20,2 | <i>professioni intellettuali</i> | 3.476 | 16,0 | 15,0 |
| <i>Costruzioni</i> | 1.300 | 6,1 | 6,4 | <i>professioni tecniche</i> | 3.492 | 16,1 | 17,4 |
| TOTALE SERVIZI (g-u) | 16.191 | 75,8 | 69,3 | Esecutive | 5.868 | 27,1 | 12,1 |
| <i>Commercio</i> | 2.236 | 10,5 | 13,7 | Qualificate nei servizi | 2.883 | 13,3 | 17,7 |
| <i>Trasporto e magazzinaggio</i> | 1.199 | 5,6 | 5,0 | Operari e artigiani | 3.381 | 15,6 | 23,3 |
| <i>Alloggio e di ristorazione</i> | 757 | 3,5 | 4,6 | <i>artigiani, operai specializzati, agricoltori</i> | 2.439 | 11,2 | 15,0 |
| <i>Servizi di informazione e comunicazione</i> | 1.220 | 5,7 | 2,9 | <i>conduttori di impianti</i> | 943 | 4,3 | 8,2 |
| <i>Attività finanziarie e assicurative</i> | 1.024 | 4,8 | 2,8 | Personale non qualificato | 1.837 | 8,5 | 10,8 |
| <i>Servizi alle imprese (l-n)</i> | 2.045 | 9,6 | 11,5 | Forze armate | 211 | 1,0 | 1,0 |
| <i>Servizi generali della PA</i> | 1.822 | 8,5 | 5,2 | Totale (al netto MR) | 21.680 | 100,0 | 100,0 |
| <i>Istruzione e sanità (p-q)</i> | 3.221 | 15,1 | 16,3 | | | | |
| <i>Altri servizi collettivi e personali (r-u)</i> | 2.666 | 12,5 | 7,2 | | | | |
| Totale (al netto MR) | 21.357 | 100,0 | 100,0 | | | | |

Fonte: elaborazioni su dati Indagine Inapp-PLUS, 2021 e dati Istat RCFL I semestre 2021

3. Il peso longitudinale

Come già ricordato, l'indagine PLUS è una delle poche fonti informative sul mercato del lavoro italiano in grado di consentire analisi di tipo panel. Per ogni coppia di anni sono stati definiti i pesi di riporto all'universo longitudinale, ottenuti sulla base della stessa metodologia illustrata per il caso cross-section e con l'aggiunta di poche specifiche variazioni.

Il trattamento statistico implementato si basa sullo studio del sottostante modello di mancata risposta panel e di alcuni flussi tra condizioni di interesse primario per l'indagine, quali quello tra disoccupazione e occupazione, da lavoratore 'standard' a 'non standard', da part-time a full-time, ecc.

Attraverso l'utilizzo di algoritmi di classificazione non parametrica – Classification tree analysis (C&RT) – si individuano delle sottopopolazioni omogenee rispetto ad alcune caratteristiche individuali, rispetto alle quali specificare i totali noti da imporre come vincoli di calibrazione longitudinale.

Il peso panel finale è ottenuto a partire dal peso sezionale corrispondente all'anno di inizio periodo t_0 e applicando un correttore di calibrazione che da una parte tiene conto degli effetti di attrito, dall'altra sintetizza molta dell'informazione utile ai fini della produzione delle principali stime longitudinali. È interessante notare come la selezione endogena (da modello) delle variabili utili ai fini della spiegazione della mancata risposta panel siano rimaste pressoché invariate nel tempo. Per quanto riguarda, invece, lo studio delle transizioni notevoli si è preferito svincolare gli algoritmi di classificazione dai risultati precedenti, garantendo 'omogeneità metodologica' piuttosto che una più stringente stabilità nella definizione delle sottopopolazioni di riferimento.

Bibliografia

- Deville J.C., Särndal C.E. (1992), Calibration Estimators in Survey Sampling, *Journal of the American Statistical Association*, n.87, pp.376-382
- Isfol, Mandrone E. (2012), *Labour Economics: PLUS empirical studies*, Temi&Ricerche n.3, Roma, Isfol <<https://bit.ly/3V5PtDJ>>
- Särndal C.E., Lundström S. (2005), *Estimation in Surveys with Nonresponse*, Chichester (UK), John Wiley & Sons
- Valliant R., Dorfman A., Royall R.M. (2000), *Finite Population Sampling and Inference: A Prediction Approach*, New York, John Wiley