

Report n. 41

**Stime ed errori campionari nell'indagine
ISTAT sulle forze di lavoro**

Gilberto GHILARDI

Pisa, luglio 1991

Questa ricerca è stata finanziata in parte dal Ministero dell'Università e della Ricerca
Scientifica e Tecnologica (fondi 60%)

1. Introduzione

L'indagine trimestrale dell'Istat sulle forze di lavoro si è basata fino al 1990 su uno schema di campionamento a due stadi, dei quali il primo era rappresentato dai comuni ed il secondo era costituito dalle famiglie. Com'è noto (Istat, 1978), una parte dei comuni veniva inclusa con certezza nel campione, cosicché, secondo una terminologia abbastanza corrente, tali comuni potrebbero essere detti autorappresentativi, mentre la parte restante veniva ripartita in strati secondo alcuni criteri geografici e socioeconomici, per poi essere sottoposta ad una estrazione casuale, selezionando un comune per ogni strato, in modo che ciascun comune risultasse estratto con una probabilità proporzionale alla sua dimensione misurata in termini di popolazione residente. Per quanto riguarda il secondo stadio, ossia le famiglie, queste venivano selezionate all'interno dei comuni campione attraverso i registri anagrafici, con un procedimento di estrazione sistematica, consistente nella scelta casuale di un certo numero di famiglie, che nell'elenco figuravano distanti l'una dall'altra di un numero di posti uguale all'intervallo K di campionamento. Tale intervallo veniva determinato in base ad una frazione di campionamento comunale, la quale era fissata in modo che nella regione di appartenenza del comune si avesse un campione abbastanza ampio da fornire stime regionali delle forze di lavoro con un errore teorico non superiore al 5%. Il campione così formato è stato considerato autoponderante per gli individui e la stima degli occupati in ogni strato o comune autorappresentativo è stata effettuata con un metodo semplice, che sarebbe corretto (Kish, 1965, p.57) qualora lo schema di selezione facesse riferimento agli individui, anziché alle famiglie. Infatti, ogni stima veniva calcolata moltiplicando il numero n degli occupati nel campione per un coefficiente C di estensione, dato dal rapporto tra il numero dei residenti nello strato o comune autorappresentativo e quello dei residenti inclusi nel campione.

Per quanto riguarda l'errore campionario delle stime trimestrali (Istat, 1978; Russo e Falorsi, 1988) sono stati forniti dei valori dell'errore quadratico medio a livello nazionale e regionale, che sono determinati in base ad alcune semplificazioni metodologiche, quali la selezione degli individui con uguale probabilità ed il raggruppamento degli strati per il calcolo della variabilità dello stimatore da attribuire alla selezione casuale dei comuni nel primo stadio di campionamento.

Con questa nota ci proponiamo di descrivere il modo in cui si potrebbe effettuare una stima n abbastanza semplice del numero N di individui con una determinata caratteristica (occupati, occupati maschi, e così via) e dell'errore campionario senza introdurre molte ipotesi restrittive, quali, ad esempio, l'estrazione degli individui con uguale probabilità. In particolare, la stima non si basa sul numero totale dei residenti

risultante dall'anagrafe e perciò risente, probabilmente in misura minore, dei problemi derivanti dal suo scarso aggiornamento. Per quanto riguarda il calcolo dell'errore di stima, esso viene effettuato mediante la distribuzione delle famiglie secondo il numero di individui che possiedono la caratteristica oggetto di studio e può essere determinato territorialmente in maniera disaggregata, utilizzando dei dati che verosimilmente sono abbastanza stabili nel tempo e la cui validità può comunque essere controllata abbastanza facilmente.

Naturalmente, dato che il piano di campionamento per l'indagine sulle forze di lavoro ha subito dei mutamenti e che il nuovo piano non è stato ancora reso noto in maniera dettagliata, non siamo in grado di stabilire con precisione l'utilità di quanto viene descritto in queste pagine nei confronti del nuovo schema. In ogni caso, ci sembra che il procedimento di stima e di calcolo dell'errore di stima offra una possibilità interessante di rivedere o controllare i valori delle stime e degli errori forniti in precedenza e si presti ad essere impiegato agevolmente per il calcolo degli errori campionari, non solo a livello nazionale e regionale, ma anche a livello subregionale. Inoltre, riteniamo che esso dia un'indicazione del modo in cui applicare lo schema di selezione delle famiglie e che sia utile anche con riferimento al nuovo schema di campionamento usato per l'indagine sulle forze di lavoro, in quanto ci risulta che tuttora si fa ricorso all'estrazione sistematica delle famiglie in ogni comune campione.

2. Il campione per l'indagine sulle forze di lavoro nei grandi comuni.

Come abbiamo ricordato, nello schema di campionamento utilizzato fino allo scorso anno, per l'indagine sulle forze di lavoro si è operato come se si avesse di fronte un campione autoponderante per gli individui, anche se questi non venivano selezionati con la stessa probabilità, in quanto il procedimento seguito assicura l'uguaglianza delle probabilità di selezione delle famiglie all'interno di ogni comune campione. Tuttavia, nell'ambito dello schema descritto brevemente, si potrebbe ragionare in maniera diversa da quella che ha portato a definire lo stimatore del numero degli occupati e l'errore campionario delle stime.

Per mostrare come ciò sia possibile, facciamo riferimento al problema della selezione delle unità all'interno dei cosiddetti grandi comuni, considerando che attraverso l'anagrafe si individua un gruppo di famiglie con un procedimento di estrazione sistematica e che la scelta dipende dal valore casuale a partire dal quale viene applicato l'intervallo K (supposto intero per semplicità) di campionamento. Operando in questo modo si può pensare che ogni comune dà luogo a K campioni o gruppi e se definiamo

ciascuno di questi gruppi una sezione, allora si può dire che ciascun comune è costituito da un numero K di sezioni pari all'inverso $1/f$ della frazione f di campionamento e che l'estrazione di Ff famiglie campione tra le F famiglie comporta l'estrazione di una sezione tra le K sezioni previste.

In tali condizioni, il procedimento di stima del numero N di individui che presentano una determinata caratteristica nella popolazione degli individui residenti può essere formalizzato per ogni comune attraverso la seguente notazione:

$f = 1 / K$	frazione di campionamento;
K	intervallo di campionamento o numero di sezioni;
F	numero di famiglie residenti;
$F / K = Ff$	numero di famiglie per sezione (j);
N_{jq}	numero di individui della famiglia q della sezione j ;
$N_j = \sum_{q=1}^{Ff} N_{jq}$	numero di individui della sezione j ;
$N = \sum_{j=1}^K N_j$	numero di individui oggetto di studio;
$\bar{N} = N / K$	numero medio di individui per sezione;
$\bar{N}_j = N_j \frac{K}{F} = \frac{N_j}{Ff}$	numero medio di individui per famiglia della sezione j ;
$\bar{\bar{N}} = \frac{N}{F} = \frac{\sum_{j=1}^K \sum_{q=1}^{Ff} N_{jq}}{F} = \frac{\sum_{j=1}^K N_j}{Ff} \frac{1}{K}$	numero medio di individui per famiglia del comune.

Come si vede facilmente, la stima n

$$n = K N_j \quad (1)$$

del totale N degli individui oggetto di studio nel comune è una stima corretta, dato che il valore atteso

$$E [n] = E \{K N_j\} = \sum_{j=1}^K K N_j \frac{1}{K} = N \quad (2)$$

di n è pari al valore N da stimare. Mentre la varianza delle stime

$$\text{var} (K N_j) = K^2 \text{var} (N_j) = K^2 \sigma^2 \quad (3)$$

dipende dalla varianza

$$\sigma^2 = \frac{1}{K} \sum_{j=1}^K (N_j - \bar{N})^2 \quad (4)$$

del totale N_j per sezione e, in determinate condizioni, può essere scritta nella forma seguente (trascurando il fattore di correzione dovuto all'estrazione senza ripetizione),

$$\text{var} (K N_j) = K^2 F f \frac{1}{F} \sum_{j=1}^K \sum_{q=1}^{Ff} (N_{jq} - \bar{N})^2 = K F \sigma_q^2 \quad (5)$$

dalla quale risulta che essa è data dal prodotto tra l'intervallo di campionamento, il numero delle famiglie del comune e la varianza σ_q^2

$$\sigma_q^2 = \frac{1}{F} \sum_{j=1}^K \sum_{q=1}^{Ff} (N_{jq} - \bar{N})^2 \quad (6)$$

del numero N_{jq} di individui per famiglia. Infatti, notiamo che la varianza

$$\text{var} (K N_j) = K^2 \text{var} (N_j) = K^2 \text{var} \left(\sum_{q=1}^{Ff} N_{jq} \right) \quad (7)$$

dello stimatore $n = K N_j$ è funzione della varianza della somma di variabili N_{jq} . Inoltre, se supponiamo che tra N_{jq} e $N_{j'q'}$ non vi sia correlazione, allora si ha l'espressione

$$\text{var} (K N_j) = K^2 F f \text{var} (N_{jq}) = K F \sigma_q^2 \quad (8)$$

indicata precedentemente, che può essere calcolata partendo dalla distribuzione delle famiglie secondo il numero di individui N_{jq} oggetto di indagine.

Come si vede, lo stimatore n del numero N di individui non dipende direttamente dal numero di individui residenti nel comune e coincide con lo stimatore

$$C N_j \quad (9)$$

utilizzato dall'Istat, qualora il coefficiente C ,

$$C = \frac{R_c}{R_c} = \frac{1}{f} = K \quad (10)$$

dato dal rapporto tra il numero R_c dei residenti nel comune e quello R_c dei residenti inseriti nel campione, sia pari all'intervallo K di campionamento applicato per la selezione sistematica delle famiglie. Tuttavia, osserviamo che lo stimatore n è funzione dei dati anagrafici delle famiglie, in quanto la frazione di campionamento è calcolata in base al numero di famiglie residenti. Per quanto riguarda la sua varianza, si rileva che l'ipotesi di assenza di correlazione tra il numero dei componenti N_{jq} e $N_{j'q'}$ di due famiglie inserite nel campione corrisponde all'ipotesi di casualità della ripartizione delle famiglie nelle K sezioni e che, nel caso tale ipotesi non sia valida, l'espressione della varianza

$$\text{var}(K N_j) = K F \sigma_q^2 [1 + (Ff - 1) \rho] \quad (11)$$

dipende dal coefficiente di correlazione intraclasse ρ (Kish, 1965). Tale coefficiente risulta tanto più grande, quanto più le K sezioni sono omogenee al loro interno, ma riteniamo che in pratica sia sufficientemente piccolo e tale da non influire in maniera sensibile sulla variabilità delle stime.

3. Il campione per l'indagine sulle forze di lavoro nei piccoli comuni.

Dopo la descrizione del modo in cui si potrebbero ottenere stime ed errori campionari nell'ambito dell'indagine sulle forze di lavoro nei cosiddetti comuni auto-rappresentativi, passiamo a considerare il caso dei piccoli comuni.

Come abbiamo ricordato, tali comuni venivano ripartiti in strati, per poi procedere alla scelta di un comune per ogni strato, assegnando a ciascun comune una probabilità di estrazione proporzionale alla sua dimensione in termini del numero di residenti (estrazione pps). Successivamente, si procedeva (per il comune c selezionato) all'estrazione sistematica delle famiglie attraverso l'intervallo $K_c = 1/f_c$ uguale al reciproco della frazione f_c di campionamento.

Per definire uno stimatore appropriato ed il relativo errore campionario si può ragionare in maniera opportuna, considerando che è stabilita per ogni regione la dimensione P_f del campione dei P residenti e quindi della frazione regionale f di campionamento.

Infatti, se si applica la frazione f di campionamento alle F_s famiglie residenti in ogni strato s , ci si può attendere che complessivamente dalle F famiglie di tutti gli strati si abbia attraverso il numero fF delle famiglie campione il numero di residenti desiderato. La probabilità di estrazione per ciascuna famiglia è misurabile, considerando che in ciascuno strato di comuni la probabilità di estrazione del comune c con popolazione P_c dallo strato s con popolazione P_s è data dal rapporto

$$p_c = \frac{P_c}{P_s} \quad (12)$$

tra i valori P_c e P_s , in quanto il criterio di estrazione è di tipo pps.

Inoltre, visto che nel comune c si procede all'estrazione del numero fF_s delle famiglie da estrarre nello strato s , la frazione di campionamento f_c nel comune risulta dal rapporto

$$f_c = \frac{f F_s}{F_c} \quad (13)$$

tra il numero di famiglie campione ed il numero F_c delle famiglie residenti nel comune c . Pertanto, la probabilità di selezione per ogni famiglia è data dal prodotto

$$p = \frac{P_c f F_s}{P_s F_c} \quad (14)$$

tra la probabilità di estrazione del comune c e quella di estrazione di ogni famiglia in esso residente. Questo prodotto sarà uguale alla frazione f di campionamento regionale se poniamo l'uguaglianza

$$\frac{P_c}{P_s} = \frac{F_c}{F_s} \quad (15)$$

tra le quote del numero P_c di individui e di quello F_c di famiglie del comune c rispetto ai totali P_s e F_s riferiti allo strato s . Notiamo che questa uguaglianza equivale ad assumere uguali i valori medi \bar{P}_c , \bar{F}_s del numero di componenti per famiglia nel comune c (P_c/F_c) e nello strato s (P_s/F_s). Dato che ogni strato è formato da un gruppo omogeneo di comuni, l'ipotesi appare accettabile, altrimenti la probabilità (14) sarà determinata

$$p = f \frac{\bar{P}_c}{\bar{P}_s} \quad (16)$$

moltiplicando la frazione f per il rapporto tra le dimensioni medie della famiglia nel comune c e nello strato s .

Com'è facile intuire, qualora la probabilità p di estrazione di ogni famiglia dello strato s sia costante, risulta costante anche la probabilità di estrazione dei diversi campioni sistematici, convenzionalmente detti sezioni in questo contesto, e perciò per estendere i risultati campionari si potrà assegnare alla sezione estratta il coefficiente

$$K = \frac{1}{f} \quad (17)$$

pari al reciproco della frazione regionale f di campionamento. Infatti, il valore atteso della stima

$$E [K N_{sj}] = E [E_c [K N_{scj}]] = N \quad (18)$$

espressa come valore atteso del valore atteso condizionato dal comune c di $K N_{scj}$ è uguale al numero N da stimare.

Allora, anche per i piccoli comuni si può pensare di applicare un procedimento di stima analogo a quello preso in esame per i grandi comuni, ricorrendo in ogni strato s allo stimatore

$$n = K N_{sj} \quad (19)$$

e all'espressione della varianza

$$\text{var}(n) = K F_s \sigma_{sq}^2 [1 + (F_s f - 1) \rho] \quad (20)$$

che, come si è già osservato, risulta semplificata dall'espressione seguente,

$$\text{var}(n) = K F_s \sigma_{sq}^2 \quad (21)$$

qualora si ponga il coefficiente di correlazione intraclasse pari a zero ($\rho = 0$), e che dipende dalla distribuzione delle F_s famiglie residenti nello strato secondo il numero N_{sjq} di individui con una determinata caratteristica.

4. Stime ed errori nell'indagine sulle forze di lavoro.

Le stime in ogni grande comune o strato possono essere impiegate per ottenere una stima regionale n_r

$$n_r = \sum_{s=1}^S K N_{sj} \quad (22)$$

del totale regionale N_r , sommando le singole stime KN_{sj} , dove la lettera s individua la stima riferita indifferentemente ad un grande comune oppure ad uno strato formato da piccoli comuni. Inoltre, la varianza della stima regionale

$$\text{var}(n_r) = \sum_{s=1}^S K F_s \sigma_{sq}^2 = K \sum_{s=1}^S F_s \sigma_{sq}^2 \quad (23)$$

è pari a K volte la somma degli S prodotti tra il numero F_s di famiglie e la varianza σ_{sq}^2 del numero N_{sjq} di individui che possiedono una determinata caratteristica.

Lo schema di ragionamento proposto può essere utilizzato per effettuare in qualche modo un confronto tra i valori forniti dall'Istat sugli errori delle stime n_r del numero N_r di occupati e quelli che si possono calcolare partendo dalla distribuzione delle famiglie secondo il numero N_{sjq} di occupati.

Naturalmente, questa operazione ha un valore indicativo per diversi motivi, tra i quali ricordiamo il fatto che i due stimatori non sono esattamente equivalenti e che gli errori teorici sono forniti dall'Istat per valori assegnati della stima (un elemento che fa sorgere qualche perplessità, in quanto appare più appropriato un riferimento degli errori campionari alla dimensione del campione di famiglie).

Data la finalità del confronto tra valori calcolati mediante la formulazione indicata e valori forniti dall'Istat, facciamo riferimento al caso di una regione tipo (somigliante ad una regione media italiana) con le seguenti caratteristiche:

numero di occupati	$N_r = 1.000.000$
numero di grandi comuni	$S_1 = 25$
numero di strati (piccoli comuni)	$S_2 = 50$
numero di stime	$S = S_1 + S_2$
numero di famiglie per ogni grande comune	$F_a = 20.000$
numero di famiglie per ogni strato	$F_b = 10.000$
varianza del numero di occupati N_{sjq} per famiglia in ogni comune o strato	$\sigma_{sq}^2 = 1,0$
frazione regionale di campionamento	$f = 0,007$

In queste condizioni, data la proprietà di correttezza dello stimatore, il valore atteso

$$E [n_r] = N_r = 1.000.000$$

della stima regionale n_r è pari al valore da stimare; inoltre, l'errore quadratico medio

$$\sigma_{n_r} = (S_1 K F_a \sigma_{sq}^2 + S_2 K F_b \sigma_{sq}^2)^{1/2} = 11.100$$

della stima regionale permette di misurare la precisione dello stimatore n_r ed è calcolato in base alle singole dimensioni campionarie riferite a grandi e piccoli comuni e ad un valore costante della varianza della distribuzione delle famiglie secondo il numero N_{sjq} di occupati per famiglia.

Per quanto riguarda i valori forniti dall'Istat sullo scarto teorico assoluto delle stime nazionali e regionali di 1.000.000 di occupati maschi o femmine (Istat, 1978), essi sono più elevati e variano tra 13.050 e 15.500; inoltre, per le stime regionali tali valori si riferiscono indiscriminatamente a due gruppi di regioni senza ulteriori possibilità di disaggregazione. Invece, attraverso il procedimento descritto sarebbe possibile operare in

maniera differenziata per tutte le regioni e per sesso a livello nazionale, regionale e sub-regionale, purchè si disponga delle distribuzioni delle famiglie secondo il numero di occupati, ovvero della loro varianza a livello di grandi comuni e degli strati dei piccoli comuni.

Naturalmente, in pratica, non sarà opportuno operare con tutte le distribuzioni necessarie (in numero pari a quello dei grandi comuni e degli strati), ma si potranno effettuare i calcoli considerando solo alcune distribuzioni tipiche da utilizzare per aree territoriali diverse.

5 Conclusioni

In questo rapporto viene preso in esame il problema delle stime e degli errori connessi allo schema di campionamento usato in passato per l'indagine sulle forze di lavoro, al fine di illustrare un procedimento di stima e di calcolo degli errori campionari che sembra appropriato per elaborazioni a livello nazionale, regionale e subregionale. In particolare, la formalizzazione proposta per l'analisi dello schema di campionamento consente di calcolare gli errori di campionamento per ogni comune autorappresentativo e per ogni strato sulla base della dimensione del campione e della distribuzione delle famiglie secondo il numero degli occupati. Inoltre, essa costituisce un esempio del modo in cui si può operare senza fare riferimento all'ipotesi semplificatrice di un campione autoponderante rispetto agli individui e può essere utile anche in relazione al nuovo schema di campionamento adottato dall'Istat, dato che tuttora si fa ricorso all'estrazione sistematica delle famiglie.

Per quanto concerne il confronto tra i valori degli errori campionari teorici forniti dall'Istat per le stime nazionali e regionali e quelli che si hanno effettuando i calcoli secondo il procedimento descritto, si sono fatte alcune considerazioni di natura indicativa prendendo come punto di riferimento una regione tipo.

Come ci si poteva attendere, tale confronto ha consentito di rilevare una certa discordanza, che sostanzialmente riteniamo costituisca una conferma del fatto che si possono fornire delle misure appropriate degli errori campionari, differenziandole a livello regionale e subregionale. Infine, notiamo che il procedimento proposto permette di includere tra i dati regionali e nazionali, quelli derivanti da eventuali ampliamenti del campione in determinate aree e dei quali ci si potrebbe avvalere per ottenere stime più precise non solo per le aree soggette a tali ampliamenti, ma anche per la rilevazione nel suo complesso.

Riferimenti bibliografici

ISTAT (1978). *Rilevazioni campionarie delle forze di lavoro*, Metodi e Norme, Serie A, n.15, Roma.

KISH L. (1965). *Survey sampling*, J.Wiley, New York.

RUSSO A., FALORSI P. (1988). *Rilevazioni campionarie delle forze di lavoro. Metodologia del campionamento, calcolo e presentazione degli errori campionari*. Quaderni di discussione, n.85.06, Istat, Roma

ELENCO DELLE PUBBLICAZIONI

- Report n. 1 - Some Optimality Conditions in Vector Optimization.
(A.Cambini- L.Martein), 1987
- Report n. 2 - On Maximizing a Sum of Ratios.
(A.Cambini-L.Martein-S.Schaible), 1987
- Report n. 3 - On the Charnes-Cooper Transformation in Linear Fractional Programming.
(G.Gasparotto), 1987
- Report n. 4 - Non-linear Separation Theorems, Duality and Optimality.
(A.Cambini), 1987
- Report n. 5 - Indicizzazione parziale: aspetti metodologici e riflessi economici.
(G.Boletto), 1987
- Report n. 6 - On Parametric Linear Fractional Programming.
(A.Cambini-C.Sodini), 1987
- Report n. 7 - Alcuni aspetti meno noti delle migrazioni in Italia.
(A.Bonaguidi), 1987
- Report n. 8 - On Solving a Linear Program with one Quadratic Constraint.
(L.Martein-S.Schaible), 1987
- Report n. 9 - Alcune osservazioni sull'equazione funzionale
 $\phi(x,y,z) = \phi(\phi(x,y,t),t,z)$.
(E.Lari), 1988
- Report n.10 - Une étude par ménage des migrations des personnes âgées: comparaison des résultats pour l'Italie et les États-Unis.
(F.Bartiaux), 1988
- Report n.11 - Metodi di scomposizione del tasso di inflazione.
(G.Boletto), 1988
- Report n.12 - A New Algorithm for the Strictly Convex Quadratic

Programming Problem.
(C.Sodini), 1988

Report n.13 - On Generating the Set of all Efficient Points of a Bicriteria Fractional Problem.
(L.Martein), 1988

Report n.14 - Applicazioni della programmazione frazionaria nel campo economico-finanziario.
(L.Martein), 1988

Report n.15 - On the Bicriteria Maximization Problem.
(L.Martein), 1988

Report n.16 - Un prototipo di sistema esperto per la consulenza finanziaria rivolta ai piccoli risparmiatori.
(P.Manca), 1988

Report n.17 - Operazioni finanziarie di Soper e operazioni di puro investimento secondo Teichroew-Robichek-Montalbano.
(P.Manca), 1988

Report n.18 - A k-Shortest Path Approach to the Minimum Cost Matching Problem.
(P.Carraresi-C.Sodini), 1988

Report n.19 - Sistemi gravitazionali e fasi di transizione della crescita demografica.
(O.Barsotti-M.Bottai), 1988

Report n.20 - Metodi di scomposizione dell'inflazione aggregata: recenti sviluppi.
(G.Boletto), 1988

Report n.21 - Multiregional Stable Population as a Tool for Short-term Demographic Analysis.
(M.Termote-A.Bonaguidi), 1988

Report n.22 - Storie familiari e storie migratorie: un'indagine in Italia.
(M.Bottai), 1988

Report n.23 - Problemi connessi con la disomogeneità dei gruppi sottoposti a sorveglianza statistico-epidemiologica.

(M.F.Romano-M.Marchi), 1988

Report n.24 - Un approccio logico ai problemi di scelta finanziaria.

(F.Orsi), 1988

Report n.25 - Attrazione ed entropia.

(V.Bruno), 1989

Report n.26 - Invexity in Nonsmooth Programming.

(G.Giorgi - S.Mititelu), 1989

Report n.27 - Lineamenti econometrici dell'evoluzione del reddito nazionale in relazione ad altri fenomeni economici.

(V.Bruno), 1989

Report n.28 - Equivalence in Linear Fractional Programming.

(A.Cambini - L.Martein), 1989

Report n.29 - Centralità e potenziale demografico per l'analisi dei comportamenti demografici: il caso della Toscana.

(O.Barsotti - M.Bottai - M.Costa), 1990

Report n.30 - A sequential method for a bicriteria problem arising in portfolio selection theory.

(A.E.Marchi), 1990

Report n.31 - Mobilità locale e pianificazione territoriale.

(M.Bottai), 1990

Report n.32 - Solving a Quadratic Fractional Program by means of a Complementarity Approach.

(A.E.Marchi), 1990

Report n.33 - Sulla relazione tra un problema bicriteria e un problema frazionario.

(A.E.Marchi), 1990

Report n.34 - Variabili latenti e "self-selection" nella valutazione dei processi formativi.

(E.Gori), 1991

Report n.35 - About an Interactive Model for Sexual Populations.

(P.Manfredi - E.Salinelli), 1991

- Report n.36 - Alcuni aspetti matematici del modello di Sraffa a produzione semplice.
(G.Giorgi), 1991
- Report n.37 - Parametric Linear Fractional Programming for an Unbounded Feasible Region.
(A.Cambini-S.Schaible-C.Sodini), 1991
- Report n.38 - International migration to Northern Mediterranean countries. The cases of Greece, Spain and Italy.
(I.Emke-Poulopoulos, V.Gozàlves Pérez, L.Lecchini, O.Barsotti),1991
- Report n.39 - A LP Code Implementation.
(G.Gasparotto), 1991
- Report n.40 - Un problema di programmazione quadratica nella costituzione di capitale.
(R.Cambini), 1991
- Report n. 41 - Stime ed errori campionari nell'indagine ISTAT sulle forze di lavoro.
(G.Ghilardi), 1991