

**AIEL 2006**

**Il raccordo tra vecchia e nuova serie nella rilevazione Istat sulle forze di lavoro:  
una proposta basata su tecniche di calibrazione**

Marco Centra (Isfol)

Draft non diffondere

## Premessa

Tra le rilevazioni più importanti che l'Istituto Nazionale di Statistica (Istat) effettua, ormai da diversi decenni, è compresa la *Rilevazione sulle Forze di Lavoro*.

L'indagine ha subito nel corso della sua storia numerose modifiche, sia nella metodologia di acquisizione dei dati che nella definizione dei principali aggregati di riferimento. La revisione più recente dell'indagine è stata realizzata nel primo trimestre del 2004, avviando in forma definitiva la nuova *Rilevazione Continua sulle Forze di Lavoro* (RCFL), che ha sostituito totalmente la vecchia rilevazione trimestrale (RTFL) introdotta nell'ottobre 1992.

In base a quanto stabilito dal Regolamento n.577/98 del Consiglio dell'Unione europea<sup>1</sup>, l'Istat ha modificato in maniera sostanziale sia i criteri di definizione degli aggregati (in particolare le regole per definire la condizione unica o prevalente di ciascun intervistato: occupato, in cerca di occupazione o inattivo), sia il riferimento temporale dell'indagine, le cui stime trimestrali non sono più riferite alla prima settimana del trimestre ma sono ottenute distribuendo equamente il campione nelle 13 settimane di ciascun trimestre, da cui il nome di rilevazione *continua*.

L'avvio della nuova indagine ha comportato necessariamente una cesura nelle serie storiche delle stime di indicatori e aggregati prodotte dalla vecchia e dalla nuova indagine: in particolare le nuove definizioni adottate, e l'aver svincolato il criterio classificatorio dall'autopercezione dell'intervistato, permettono di stimare una componente dell'occupazione che sfuggiva alle tecniche di rilevazione e alle definizioni dell'indagine precedente. Inoltre il nuovo riferimento temporale delle stime trimestrali, non più limitato alla prima settimana del trimestre, permette di cogliere alcune componenti dei fenomeni stagionali che la vecchia indagine non era in grado di rilevare.

Per tali motivi il confronto tra i dati prodotti dalla RTFL e i dati ricavati dalla nuova RCFL non è praticabile senza prima aver reso le due serie omogenee. Tale operazione è particolarmente complessa: in estrema sintesi, al fine di rendere possibile il confronto tra le stime prodotte dalla vecchia indagine trimestrale e quelle prodotte dalla nuova rilevazione continua, sarebbe necessario conoscere ciascuna serie storica

---

<sup>1</sup> European Community, 1998.

costruita nel passato, relativa al periodo 1992-2003, corretta in modo da simulare l'impatto delle nuove definizioni e della diversa metodologia di raccolta dei dati.

A tale scopo l'Istat ha diffuso, contestualmente alle prime stime prodotte dalla RCFL, una ricostruzione delle serie relative ai principali aggregati e indicatori del mercato del lavoro, dal quarto trimestre 1992 al quarto trimestre 2003<sup>2</sup>. La ricostruzione delle serie è stata ottenuta tramite la stima, su dati aggregati, di modelli di raccordo tra vecchia e nuova serie e tramite la successiva applicazione dei modelli alle serie prodotte dalle vecchie tornate di indagine.

La scelta di diffondere serie storiche armonizzate tra la vecchia e la nuova indagine, riferite a dati aggregati, pur fornendo un valido strumento agli analisti, lascia aperti alcuni problemi, relativi principalmente all'utilizzo in forma individuale dei dati delle vecchie rilevazioni trimestrali, che coprono un periodo di ben undici anni. Le stime riferite ad aggregati non ricostruiti dall'Istat o a sub-aggregati non sono più utilizzabili, a meno che non si accetti di riferire le analisi ai vecchi aggregati della serie 1992-2003, con tutti i limiti che tale operazione comporta. Si osservi che per armonizzare tra vecchia e nuova indagine una determinata serie storica, non compresa tra quelle diffuse dall'Istat, sarebbe necessario stimare un apposito modello di raccordo, e applicarlo alle corrispondenti stime prodotte dalla RTFL, tuttavia i dati per la stima di nuovi modelli non risultano al momento disponibili.

Una soluzione per ovviare al problema, proposta nel presente lavoro, prevede la correzione, tramite tecniche di calibrazione, del coefficiente di riporto all'universo della vecchia indagine trimestrale, in modo da vincolare i dati individuali di ciascun trimestre a riprodurre i corrispondenti aggregati ricostruiti e diffusi dall'Istat.

Tra i vantaggi di una simile procedura v'è senz'altro quello relativo al mantenimento della massima informazione contenuta nei dataset delle vecchie indagini e alla possibilità di utilizzare i dati in forma individuale. Le stime prodotte sarebbero in grado di rispettare gli aggregati già armonizzati con la nuova indagine, evitando interruzioni in serie storiche differenti rispetto a quelle ricostruite dall'Istat.

L'operazione si prospetta tuttavia delicata e foriera di potenziali fattori di discrepanze, dovute alla metodologia utilizzata, sensibilmente diversa rispetto a quella applicata dall'Istat. L'approccio qui proposto non prevede infatti che la ricostruzione di

---

<sup>2</sup> Istat, 2004.

una serie, non compresa tra quelle già armonizzate dall'Istat, sia basata su un modello di raccordo, ma su un criterio di distanza minima tra matrici con marginali fissate. Questo metodo non è ovviamente in grado di tener conto delle componenti di ciascuna serie storica; in tal modo i fattori di trend, di stagionalità e la componente erratica risultano in qualche maniera agganciati ai medesimi fattori degli aggregati utilizzati come vincoli. Ciò potrebbe causare degli scostamenti anche sensibili tra le stime prodotte con una simile procedura e stime ricavate da un approccio basato su modello come quello utilizzato dall'Istat. Il metodo proposto è stato perciò oggetto di severi test, sia sulla robustezza delle stime, sia sulla distanza tra i risultati ottenuti tramite l'applicazione di modelli di raccordo e i risultati ottenuti dalla procedura di calibrazione. Le verifiche hanno mostrato che nella quasi totalità dei casi gli scostamenti tra le stime calibrate e le stime ricostruite dal modello Istat non sono statisticamente significativi. Ciò indica che la stima - ricavata dalla vecchia indagine e armonizzata con la nuova - di un aggregato non compreso tra quelli ricostruiti dall'Istat, e quindi ricostruito tramite la procedura qui proposta, non sarebbe differente dalla corrispondente stima ricavata da un modello di raccordo, se non per motivi legati a variabilità campionaria. Il risultato del procedimento di validazione induce quindi a riporre una elevata fiducia nelle stime ottenute tramite la procedura di calibrazione.

## **La procedura di calibrazione proposta**

In questo paragrafo viene presentata la metodologia utilizzata per calibrare i dati individuali delle indagini trimestrali condotte dal 1992 al 2003. Il metodo si basa sulla teoria degli stimatori di calibrazione che permette di attribuire a ciascuna unità campionaria un peso, o di modificarne uno esistente, allo scopo di permettere al campione di riprodurre una insieme di totali ricavati da altra fonte. I totali noti rappresentano, per ciascuna indagine trimestrale, il sistema di vincoli che lo stimatore applicato al campione dato è chiamato a riprodurre e sono rappresentati, nel caso in esame, dalle stime riferite alle vecchie indagini trimestrali, ricostruite dall'Istat in modo da recuperare, in ciascuna serie storica, gli effetti di cesura dovuti alle modifiche introdotte dalla nuova indagine. Le serie diffuse dall'Istat rappresentano quindi l'input del sistema di calibrazione, mentre il risultato ottenuto a valle della procedura è sostanzialmente un nuovo coefficiente di riporto all'universo attribuito a ciascuna unità campionaria.

L'esposizione dell'intera procedura metodologica è articolata in due passi: nel primo viene descritta la struttura dell'informazione nota, ovvero l'insieme delle grandezze utilizzati come vincoli, mentre nel secondo viene formalizzata la metodologia di riferimento.

## **Metodologia di riferimento**

La tecnica utilizzata per calibrare i dati individuali delle vecchie indagini trimestrali segue la metodologia degli stimatori di calibrazione proposta da Deville e Särndal (1992).

Tali stimatori consentono di costruire un coefficiente di riporto all'universo di ciascuna unità campionaria dell'indagine caratterizzato dalla proprietà che le stime campionarie di alcuni totali coincidano con i valori noti (o stimati da altra fonte) dei totali stessi, che costituiscono i vincoli della procedura. La metodologia può essere formalizzata come riportato di seguito.

Con riferimento ad un dato trimestre si denoti con;  $U$ , la popolazione di interesse;  $s$ , il campione dei rispondenti per l'indagine RTFL in un determinato trimestre;  $k$ , l'indice di unità campionaria;  $\mathbf{z}_k = (\mathbf{x}'_k, \mathbf{y}'_k)'$ , il vettore delle  $R=P+Q$  variabili di interesse rilevate sull'unità  $k$ -esima. Il vettore  $\mathbf{z}_k$  è ottenuto dalla concatenazione di due vettori,  $\mathbf{x}_k$  e  $\mathbf{y}_k$ , che contengono rispettivamente  $P$  e  $Q$  variabili. Il vettore  $\mathbf{x}_k = (x_{k,1}, \dots, x_{k,p}, \dots, x_{k,p})'$  contiene le variabili di interesse i cui totali sono stati ricalcolati in base alla procedura di ricostruzione delle serie storiche, rispetto alla RCFL, secondo la metodologia utilizzata dall'Istat;  $\mathbf{y}_k = (y_{k,1}, \dots, y_{k,q}, \dots, y_{k,q})'$  è un vettore che contiene le rimanenti variabili rilevate sull'unità  $k$ -esima e di cui non si dispone di alcuna stima ricostruita oltre a quella diffusa dalla precedente rilevazione trimestrale. Il generico elemento dei vettori  $\mathbf{x}_k$  e  $\mathbf{y}_k$ , rispettivamente  $x_{k,p}$  e  $y_{k,q}$ , assume valore 1 se l'unità  $k$  presenta la  $p$ -esima, o  $q$ -esima, caratteristica di interesse (ad esempio è occupato) e valore 0 altrimenti.

Si denoti inoltre con:

$$\mathbf{Z} = (\mathbf{X}', \mathbf{Y}')' = \sum_{k \in U} \mathbf{z}_k = \sum_{k \in U} (\mathbf{x}'_k, \mathbf{y}'_k)'$$

il vettore dei totali relativi alla popolazione delle  $R$  variabili d'interesse e con

$$\hat{\mathbf{Z}} = (\hat{\mathbf{X}}', \hat{\mathbf{Y}}')' = \sum_{k \in s} \mathbf{z}_k w_k = \sum_{k \in s} (\mathbf{x}'_k, \mathbf{y}'_k)' w_k$$

il vettore delle stime campionarie del vettore  $\mathbf{Z}$  determinate con le strategia di campionamento adottata nella RTFL, dove  $w_k$  è il coefficiente di riporto alla popolazione rilasciato dall'indagine RTFL.

Si supponga di disporre di una stima aggiornata del vettore  $\mathbf{X}$ , denotata con  $\ddot{\mathbf{X}}$  fornita dalla ricostruzione delle serie storiche rispetto alla RCFL, diffuse dall'Istat.

Il metodo proposto consiste nel determinare un correttore moltiplicativo  $\gamma_k$  del peso  $w_k$ , in modo che le stime campionarie di  $\mathbf{X}$ , coincidano con  $\ddot{\mathbf{X}}$ . In tal modo il vettore dei totali delle variabili d'interesse può essere ottenuto applicando al coefficiente di riporto originario il correttore moltiplicativo  $\gamma_k$ . Denotando con  $\tilde{\mathbf{Z}}$  la nuova stima del vettore  $\mathbf{Z}$  così ottenuta, si ha:

$$\tilde{\mathbf{Z}} = \sum_{k \in s} \mathbf{z}_k w_k \gamma_k = \sum_{k \in s} (\mathbf{x}'_k, y'_k)' w_k \gamma_k = (\tilde{\mathbf{X}}', \tilde{\mathbf{Y}})'$$

Al fine di giungere alla determinazione del coefficiente di correzione  $\gamma_k$  si introduce sulla generica variabile  $y_{k,q}$  il seguente modello di superpopolazione:

$$y_{k,q} = \boldsymbol{\beta}'_q \mathbf{x}_k + \varepsilon_{k,q}$$

dove  $\boldsymbol{\beta}_q$  è un vettore colonna di natura non stocastica di  $P$  regressori e  $\varepsilon_{k,q}$  rappresenta la componente di natura casuale non spiegata dal modello proposto. Secondo la teoria di riferimento dello stimatore di regressione<sup>3</sup>, sotto il modello precedentemente introdotto, se fosse noto il totale  $\mathbf{X}$ , la stima del totale  $Y_q = \sum_{k \in U} y_{k,q}$ , sarebbe ottenuta come:

$${}_{reg}\tilde{Y}_q = \sum_{k \in s} y_{k,q} \frac{1}{\pi_k} + \left( \mathbf{X} - \sum_{k \in s} \mathbf{x}_k \frac{1}{\pi_k} \right)' \tilde{\boldsymbol{\beta}}_q \quad (2.1)$$

in cui  $\pi_k$  denota la probabilità di inclusione dell'unità, che si ipotizza già corretta per la mancata risposta totale, e  $\tilde{\boldsymbol{\beta}}_q$ , la stima campionaria di  $\boldsymbol{\beta}_q$ , è definita da:

$$\tilde{\boldsymbol{\beta}}_q = \left( \sum_{k \in s} \frac{\mathbf{x}_k \mathbf{x}'_k}{\pi_k} \right)^{-1} \sum_{k \in s} \frac{\mathbf{x}_k y_{k,q}}{\pi_k}. \quad (2.2)$$

Sostituendo l'espressione (2.2) nella (2.1) e raccogliendo a fattor comune la quantità  $\frac{y_{k,q}}{\pi_k}$ , la stima  ${}_{reg}\tilde{Y}_q$  può essere espressa da:

$${}_{reg}\tilde{Y}_q = \sum_{k \in s} y_{k,q} \frac{1}{\pi_k} \left[ 1 + \left( \mathbf{X} - \sum_{k \in s} \mathbf{x}_k \frac{1}{\pi_k} \right)' \left( \sum_{k \in s} \frac{\mathbf{x}_k \mathbf{x}'_k}{\pi_k} \right)^{-1} \mathbf{x}_k \right] = \sum_{k \in s} y_{k,q} \frac{1}{\pi_k} \mathbf{g}_k \quad (2.3)$$

essendo

$$\mathbf{g}_k = 1 + \left( \mathbf{X} - \sum_{k \in s} \mathbf{x}_k \frac{1}{\pi_k} \right)' \left( \sum_{k \in s} \frac{\mathbf{x}_k \mathbf{x}'_k}{\pi_k} \right)^{-1} \mathbf{x}_k.$$

Nel contesto considerato nel presente lavoro non può essere applicato direttamente lo stimatore  ${}_{reg}\tilde{Y}_q$ , in quanto il vettore  $\mathbf{X}$  non è noto, e non sono altresì

---

<sup>3</sup> Deville e Särndal, 1992.

note le probabilità di inclusione  $\pi_k$ . Allora lo stimatore  ${}_{reg}\tilde{Y}_q$  può essere approssimato adottando le seguenti ipotesi di lavoro:

- 1) la quantità  $w_k$  tende, per grandi campioni (come nel caso in esame), alla quantità  $1/\pi_k$ ;
- 2) la stima  $\ddot{\mathbf{X}}$  costituisce una stima affidabile del corrispondente vettore  $\mathbf{X}$ .

Sotto le ipotesi precedenti lo stimatore  ${}_{reg}\tilde{Y}_q$  viene approssimato dallo stimatore

$\tilde{Y}_q$  ottenuto sostituendo nella (2.3)  $\ddot{\mathbf{X}}$  a  $\mathbf{X}$  e  $w_k$  a  $\frac{1}{\pi_k}$ :

$$\tilde{Y}_q = \sum_{k \in S} y_{k,q} w_k \left[ 1 + \left( \ddot{\mathbf{X}} - \sum_{k \in S} \mathbf{x}_k w_k \right)' \left( \sum_{k \in S} \mathbf{x}_k \mathbf{x}_k' w_k \right)^{-1} \mathbf{x}_k \right] = \sum_{k \in S} y_{k,q} w_k \gamma_k$$

dove il correttore moltiplicativo  $\gamma_k$  è dato da:

$$\gamma_k = 1 + \left( \ddot{\mathbf{X}} - \sum_{k \in S} \mathbf{x}_k w_k \right)' \left( \sum_{k \in S} \mathbf{x}_k \mathbf{x}_k' w_k \right)^{-1} \mathbf{x}_k \quad (2.4)$$

Si dimostra agevolmente che lo stimatore proposto è calibrato rispetto al vettore  $\ddot{\mathbf{X}}$ , si ha infatti:

$$\begin{aligned} \tilde{\mathbf{X}}' &= \sum_{k \in S} \mathbf{x}_k' w_k \left[ 1 + \left( \ddot{\mathbf{X}} - \hat{\mathbf{X}} \right)' \left( \sum_{k \in S} \mathbf{x}_k \mathbf{x}_k' w_k \right)^{-1} \mathbf{x}_k \right] = \\ &= \hat{\mathbf{X}}' + \left( \ddot{\mathbf{X}} - \hat{\mathbf{X}} \right)' \left( \sum_{k \in S} \mathbf{x}_k \mathbf{x}_k' w_k \right)^{-1} \left( \sum_{k \in S} \mathbf{x}_k \mathbf{x}_k' w_k \right) = \hat{\mathbf{X}}' + \left( \ddot{\mathbf{X}} - \hat{\mathbf{X}} \right)' = \ddot{\mathbf{X}}', \end{aligned}$$

essendo  $\hat{\mathbf{X}} = \sum_{k \in S} \mathbf{x}_k' w_k$ .

La metodologia sopra esposta è stata applicata ai dataset relativi a ciascun trimestre della RTFL. Il vettore dei vincoli  $\ddot{\mathbf{X}}$  contiene, per ciascun trimestre, i 31 totali elencati e descritti nel paragrafo precedente. L'espressione (2.4) rappresenta il risultato della procedura: applicando il correttore moltiplicativo  $\gamma_k$ , ottenuto separatamente per ciascun trimestre, al coefficiente di riporto delle osservazioni campionarie si ottiene uno stimatore calibrato in grado di riprodurre i 31 vincoli imposti.

## **Analisi descrittiva dei risultati**

Nella rappresentazione descrittiva dei risultati sono state prese in considerazione solo alcune distribuzioni doppie secondo le stesse variabili di disaggregazione degli occupati cui s'è accennato in precedenza. Si rammenti che le stime calibrate sono vincolate esclusivamente alle distribuzioni marginali semplici, mentre le distribuzioni marginali doppie possono essere assunte come un risultato della procedura. Il confronto simultaneo tra valori assoluti e tassi di variazione ha offerto spunti interessanti sulla valutazione delle differenze riscontrate.

L'analisi delle serie storiche degli occupati, ripartiti per ripartizione geografica e genere, mostra una coincidenza quasi totale, tra serie calibrate e serie ricostruite, nel nord-ovest, sia per i maschi che per le femmine. Nelle restanti ripartizioni geografiche si osserva un ottimo accostamento del modello che sottende le serie, accompagnato da un effetto di traslazione che si compensa, all'interno della stessa ripartizione, secondo il genere: nelle regioni del nord-est gli occupati maschi risultano sottostimati, dalla serie calibrata, di circa 70 mila unità, quantità che si mantiene invariata in tutti i 28 trimestri sui quali è stato condotto il confronto, mentre le donne occupate presentano una sovrastima di pari entità. Lo stesso fenomeno si registra nel centro, mentre nelle regioni del mezzogiorno continentale e insulare sono i maschi a subire una sovrastima, anche in questo caso compensata ovviamente da una sottostima delle donne occupate. Si ricordi dal momento che i dati riproducono le distribuzioni marginali semplici la somma per genere in ciascuna ripartizione geografica risulta, per costruzione, coincidente tra stime calibrate e stime ricostruite.

Considerando le difformità ottenute sulle intere serie storiche si osserva che le differenze riscontrate si manifestano tramite la sola traslazione delle serie, mentre la forma non risulta modificata. Tale effetto risulta più evidente dall'analisi dei tassi di variazione, osservando i quali si registra un ottimo accostamento tra serie calibrate e serie ricostruite, sia in relazione alle variazioni tendenziali che a quelle congiunturali.

L'analisi dei tassi di variazione mostra inoltre che gli andamenti ottenuti dalle serie ricostruite dall'Istat risultano in molti casi sensibilmente diversi dalle serie originarie; i tassi ottenuti tramite le stime calibrate tendono ad accostarsi maggiormente

agli andamenti ricavati dalle stime ricostruite più di quanto non si avvicinino alle serie non armonizzate.

Tale evidenze mostrano che la procedura di calibrazione, una volta vincolata alle distribuzioni marginali semplici secondo la ripartizione geografica e il genere, sembra in grado di cogliere in maniera adeguata gli effetti di stagionalità e di trend-ciclo ricostruiti dall'Istat sulle distribuzioni doppie congiunte secondo le medesime variabili. Gli scostamenti in valore assoluto, compensati tra maschi e femmine all'interno della stessa ripartizione geografica, sono in parte dovuti ai vincoli imposti dalla procedura Istat. Come più volte ricordato l'Istituto di Statistica ha rilasciato in un primo comunicato le serie storiche armonizzate degli occupati, ripartiti separatamente per ripartizione geografica e genere, mentre in un secondo momento ha diffuso le distribuzioni congiunte, vincolate alle marginali già rilasciate. Una simile procedura di fatto elimina un certo numero di gradi di libertà dalla ricostruzione delle serie disaggregate: l'ammontare delle donne occupate, ad esempio, è ricavabile per differenza una volta ricostruite la serie degli occupati totali e quella degli occupati maschi. In questo caso, qualunque sia il metodo utilizzato per vincolare le serie, il peso del modello di raccordo risulta minore e la tecnica appare concettualmente più prossima a metodi basati sulla distanza minima tra matrici.

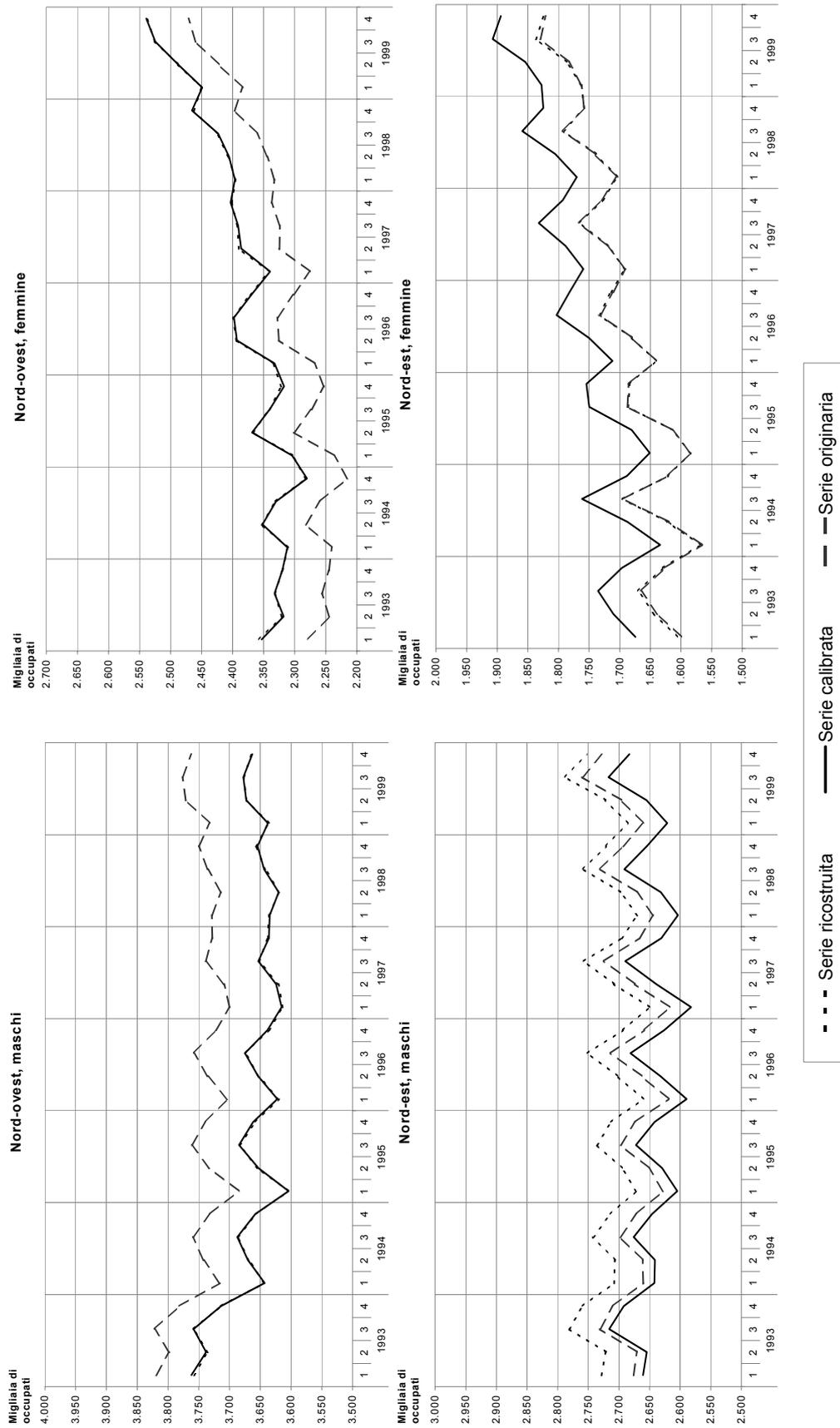
L'analisi delle distribuzioni secondo le altre variabili considerate mostrano risultati simili: da un lato un ottimo accostamento degli andamenti tendenziali e congiunturali e dall'altro la presenza di alcune serie dove, in termini assoluti, la distanza tra stime calibrate e stime ricostruite da modello risulta sensibile. E' il caso della distribuzione congiunta degli occupati secondo il settore di attività economica e la ripartizione geografica, dove gli scostamenti appaiono particolarmente elevati.

Più in generale le evidenze ottenute mostrano che la procedura di calibrazione soffre di una certa incapacità di cogliere gli effetti stimati dai modelli di raccordo in talune specifiche distribuzioni, dove sono coinvolti in particolare il settore di attività economica e la ripartizione geografica. Evidentemente gli effetti delle innovazioni introdotte dalla nuova indagine continua, e la quota di occupazione aggiuntiva che essa è in grado di cogliere, sono concentrati e limitati ad alcuni profili dell'occupazione, dove probabilmente sono concentrati i segmenti di popolazione collocabili in una zona grigia tra occupazione, disoccupazione e lavoro irregolare. A tale proposito stupisce,

infine, l'ottimo accostamento della distribuzione congiunta per settore di attività economica e posizione nella professione: sarebbe stato lecito attendersi un impatto elevato della nuova definizioni di occupato (ma anche della tecnica di rilevazione della condizione unica o prevalente, che la nuova indagine riesce a rendere più oggettiva svincolandola in larga misura dalla percezione dell'intervistato) su segmenti del lavoro autonomo nell'agricoltura e nei servizi, e una conseguente bassa capacità della tecnica di calibrazione di cogliere tali effetti. Da un lato l'impatto delle innovazioni introdotte con la nuova rilevazione risulta elevato, in particolare tra gli autonomi nell'agricoltura e nei servizi, come dimostra l'elevata distanza riscontrata tra serie ricostruite e serie originarie; dall'altro tali effetti risultano pienamente recuperati dalle stime calibrate che, mantenendo la medesima elevata distanza dalle serie originarie, si accostano quasi esattamente alle serie ricostruite.

Per brevità di esposizione sono di seguito riportati i grafici relativi alle differenze riscontrate tra le distribuzioni degli occupati secondo il genere e la ripartizione geografica.

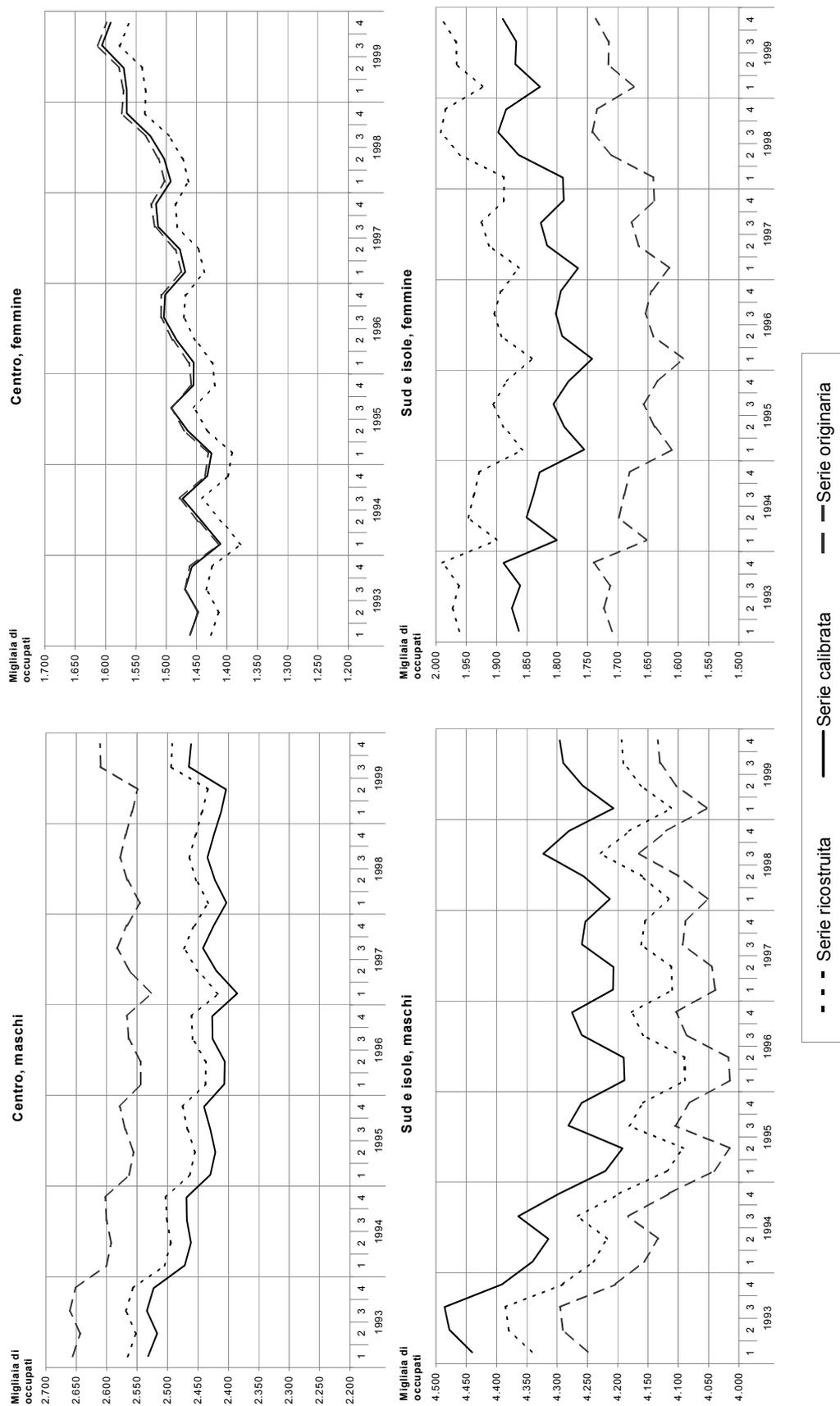
**Fig. 3.1 Confronto tra serie ricostruite e serie calibrate: occupati, valori assoluti**



Fonte: Istat. La ricostruzione delle serie storiche dei principali indicatori del mercato del lavoro, 2005; elaborazioni su dati Istat, RTFL, 1992-2003.

Continua

**Fig.3.1 (segue) Confronto tra serie ricostruite e serie calibrate: occupati, valori assoluti**



Fonte: Istat. La ricostruzione delle serie storiche dei principali indicatori del mercato del lavoro, 2005; elaborazioni su dati Istat, RTFL, 1992-2003.

L'analisi descrittiva dei risultati ottenuti induce a riporre un buon grado di fiducia nella capacità della tecnica di calibrazione nel cogliere buona parte degli effetti ricostruiti dai modelli di raccordo: in particolare i risultati mostrano un ottimo accostamento della componente dinamica delle serie, sia in un'ottica di breve che di lungo periodo. D'altro canto i risultati del confronto descrittivo evidenziano la presenza di segmenti specifici di popolazione che mal si prestano ad essere armonizzati con tecniche di calibrazione. Questo aspetto sarà più evidente dai risultati della valutazione inferenziale.

## Bibliografia

Davies P. e Smith P., (1999), *Model Quality Report in Business Statistics*, EUROSTAT.

Deville, J. C., Särndal, C. E., (1992), *Calibration Estimators in Survey Sampling*, Journal of the American Statistical Association, vol. 87, pp. 367-382.

Falorsi S., Falorsi P.D., (1996), *Indagine sulle Forze di Lavoro: descrizione della strategia di campionamento e valutazione dell'errore campionario dei principali indicatori provinciali del mercato del lavoro*, Documenti, n.1/1996, Istat Roma.

European Community, (1998), Official Journal, 14 marzo 1998.

Istat, (2004), *La nuova rilevazione sulle forze di lavoro. Contenuti, metodologie, organizzazione*. Rapporto tecnico presentato nel seminario del 3 giugno 2004, Aula Magna, Istat.

Istat, (2004), *La ricostruzione delle serie storiche dei principali indicatori del mercato del lavoro: IV trimestre 1992 - IV trimestre 2003*. Comunicato Istat del 28 settembre 2004.

Istat, (2005), *La ricostruzione delle serie storiche regionali dei principali indicatori riguardanti l'occupazione IV Trimestre 1992 - IV Trimestre 2003*. Comunicato Istat dell'11 maggio 2005.

Valliant, R., (1987). *Generalized Variance Functions in Stratified Two-Stage Sampling*, « Journal of the American Statistical Association », 82, 499-508.

Verma V. e Pearce (1978), *Users Manual for CLUSTERS*, WFS Technical Paper n. 770.

Wolter, K.M., (1985), *Introduction to Variance Estimation*, Springer-Verlag, New York.

Zannella, (1989), *Manuale di tecniche di indagine 5 - Tecniche di stima della varianza campionaria*, Istat, Note e relazioni anno 1989 n.1.