

***Dinamiche e persistenze nel mercato del lavoro italiano ed effetti di politiche  
(basi di dati, misura, analisi)***

Progetto di ricerca cofinanziato dal MIUR  
(Ministero dell'Istruzione, dell'Università e della Ricerca) – Assegnazione: 2001  
Coordinatore: Ugo Trivellato

**La mobilità dei lavoratori nel Veneto  
Confronto fra misure su dati RTFL e su dati NETLABOR**

A. De angelini\*, A. Giraldo\*\*

\* *Veneto Lavoro*

\*\* *Dipartimento di Scienze Statistiche, Univ. di Padova*

Working Paper n. 61      settembre 2003

Unità locali del progetto:

Dip. di Economia “S. Cagnetti De Martiis”, Univ. di Torino	(coord. Bruno Contini)
Dip. di Scienze Economiche, Univ. “Ca’ Foscari” di Venezia	(coord. Giuseppe Tattara)
Dip. di Metodi Quantitativi, Univ. di Siena	(coord. Achille Lemmi)
Dip. di Scienze Statistiche, Univ. di Padova	(coord. Ugo Trivellato)
Dip. di Politiche Pubbliche e Scelte Collettive, Univ. del Piemonte Orientale	(coord. Alberto Martini)

Dip. di Scienze Statistiche  
via C. Battisti 241-243, 35121 Padova

## 1. Introduzione

L'elevata mobilità dei lavoratori costituisce uno dei caratteri più significativi del mercato del lavoro negli anni recenti. Negli ultimi quindici anni la letteratura su questo tema ha avuto uno sviluppo via via crescente. In Italia, dopo i primi studi in materia di distruzione e creazione di posti di lavoro, svolti da Contini e Revelli nei primi anni '90, vi è stato un notevole prosperare di ricerche, sia sulla mobilità dei posti di lavoro, sia sulla mobilità delle persone, con interessanti contributi applicativi a partire da fonti statistiche (rilevazione trimestrale sulle forze di lavoro dell'Istat) e a partire da fonti amministrative (archivi INPS, archivi dei centri per l'impiego).

I risultati che si ottengono a partire da fonti diverse sono però divergenti. In particolare quelli conseguiti a partire da fonti amministrative risultano quasi sempre sovrastimati rispetto a quelli da fonti statistiche. In parte queste differenze sono attribuibili ai diversi criteri di misura del fenomeno adottati nei diversi studi, in parte ad errori afferenti i diversi archivi. Anche sulle metodologie di misura il dibattito è stato alimentato da interessanti contributi, pervenendo a un impianto definitorio ben articolato di concetti e misure, per i quali si rimanda ad altre trattazioni.

In un nostro precedente lavoro sul Veneto<sup>1</sup> abbiamo messo a confronto i dati dell'archivio amministrativo dei centri per l'impiego (NELABOR) con quelli della rilevazione trimestrale sulle forze di lavoro (RTFL), adottando lo stesso campo di rilevazione per entrambi e simulando in NETLABOR lo stesso piano di osservazione di RTFL. La mobilità risultante dagli archivi dei centri per l'impiego risulta più sostenuta di quella emergente da RTFL, essendo tutta la differenza dovuta ad una sottostima da parte di RTFL dei rapporti a tempo determinato. Più di recente in Baretta e Trivellato (2003) è stata effettuata una panoramica delle diverse metodologie fino ad oggi applicate al database RTFL, mettendo a confronto i risultati che si ottengono con ciascuna di esse su RTFL e sugli archivi INPS, per lo stesso campo di rilevazione e con lo stesso piano di rilevazione. Viene inoltre proposta una nuova metodologia basata sull'abbinamento in tre occasioni. Le applicazioni dei diversi metodi sono state effettuate sui dati del 1995.

Gli studi basati su fonti amministrative consentono misure più accurate del fenomeno della mobilità, in quanto permettono di accedere direttamente alle comunicazioni relative ai singoli rapporti di lavoro effettuate dall'azienda. I dati della RTFL sono invece riferiti ai lavoratori: quelli sui flussi si ottengono per stima a partire da specifici quesiti posti al lavoratore durante l'intervista. Tuttavia le fonti amministrative non consentono di verificare se la mobilità della seconda metà degli anni '90 sia superiore o meno a quella già esistente all'inizio del decennio. In particolare gli archivi INPS vengono aggiornati con notevole ritardo e non consentono di verificare cosa è avvenuto negli ultimi anni; gli archivi NETLABOR sono stati informatizzati solo nella seconda metà degli anni '90 e non contengono informazioni sulla mobilità degli anni precedenti. Per sapere se la mobilità è aumentata nel decennio, in particolare a seguito delle innovazioni normative introdotte nel 1997, è perciò molto utile ricorrere a misure basate su dati RTFL.

In questo lavoro si cerca di dare un ulteriore contributo, sia sul piano dell'approfondimento metodologico (confronto fra criteri e misura degli errori), sia sul piano dei risultati (costruzione di serie storiche della mobilità dal 1992 al 2002)

---

<sup>1</sup> de Angelini, Giraldo (2002).

all'analisi della mobilità a partire dalla fonte RTFL, assumendo come fonte amministrativa di confronto per gli anni recenti quella dei centri per l'impiego.

## **2. La costruzione del panel regionale: come superare l'ostacolo della bassa numerosità del campione**

L'attenzione è centrata sul Veneto, essendo questa l'unica regione per la quale si dispone oggi di un archivio completo e aggiornato di dati provenienti dai centri per l'impiego, sulla base dei quali è possibile effettuare confronti a partire dal 1997 (per gli anni precedenti gli archivi sono incompleti).

Per quanto riguarda l'uso dei dati della RTFL, scendendo dalla scala nazionale alla scala regionale, sorge un problema di rappresentatività del campione. Le stime dei vari aggregati presentano un sufficiente grado di attendibilità solo se sono limitate ad aggregati di sufficiente numerosità.

Il campione dell'indagine trimestrale ha nel Veneto una numerosità di circa 13.000 individui<sup>2</sup>. E' possibile avere risultati più robusti effettuando elaborazioni medie relative a più trimestri successivi (i dati pubblicati dall'Istat, ad esempio sono medie annuali). Tuttavia, per la struttura longitudinale dell'indagine (ogni famiglia viene contattata in quattro indagini trimestrali, secondo uno schema di rotazione del tipo 2-2-2<sup>3</sup>), vi sono sovrapposizioni fra i diversi campioni trimestrali, cosicché sommando fra loro gli individui intervistati in quattro trimestri successivi il numero delle persone complessivamente intervistate non quadruplica, ma raddoppia. I risultati medi annuali ottenuti sulla media di quattro indagini trimestrali hanno una significatività statistica ritenuta soddisfacente solo per misure relative a grandezze dell'ordine di qualche decina di migliaia<sup>4</sup>.

Nei panel costruiti su dati longitudinali la numerosità si riduce drammaticamente. Per abbinare fra loro individui intervistati a date diverse occorre far riferimento separatamente a ciascuna delle 4 sezioni in cui si articola ciascun campione: la numerosità dei casi presenti in due occasioni si riduce dunque a un quarto di quella originaria. La numerosità del panel si riduce ulteriormente a causa dei mancati abbinamenti. Inoltre per poter effettuare il confronto con le misure ottenute a partire da NETLABOR è necessario restringere il campo di osservazione in modo da avere la stessa popolazione di riferimento (lavoratori dipendenti del settore privato); si perde così il 50% dei lavoratori facenti parte di ciascun *database*.

Per limitare l'ostacolo della bassa numerosità campionaria sui dati abbinati, abbiamo costruito un *dataset* pluritrimestrale (PANEL A), costituito dall'insieme degli individui intervistati per la prima volta in tutti i trimestri che vanno dal quarto trimestre 1992 al quarto trimestre 2001 (in tutto sono 37 trimestri), cui vengono abbinati i dati

---

<sup>2</sup> Poiché il campionamento è fatto sulle famiglie e il numero dei loro componenti è in progressiva diminuzione, il numero degli individui cui si riferiscono le interviste nel Veneto è in calo: erano 13.975 nel quarto trimestre 1992 e solo 12.801 nel quarto trimestre del 2002.

<sup>3</sup> Una volta entrata nel campione la famiglia contattata vi rimane per due trimestri, ne esce per altri due e rientra, a distanza di un anno dalla prima intervista, per altri due trimestri. Per dettagli sul disegno dell'indagine vedi Barcaroli *et al.* (1993).

<sup>4</sup> In base ai calcoli dell'Istat l'errore standard di campionamento per i dati rilevati attraverso RTFL scende al di sotto del  $\pm 5\%$  solo per grandezze dell'ordine di 80.000 unità per dati medi annuali, e di 200.000 unità per dati trimestrali. Se ci si accontenta di un errore standard del  $\pm 10\%$  si può scendere, per le medie annuali, a 20.000 unità e per i dati trimestrali a 54.000 unità.

relativi agli stessi individui intervistati, per la terza volta, a distanza di un anno<sup>5</sup>. Per ciascuna sezione sono stati ricalcolati i coefficienti di riporto all'universo degli individui abbinati nella prima occasione, sulla base delle stesse variabili di strato utilizzate dall'ISTAT per l'estrazione del campione<sup>6</sup>. Dal *dataset* così costruito è possibile estrarre panel fittizi costituiti da tutti gli individui intervistati per la prima volta nel corso di un anno (somma degli individui intervistati per la prima volta in ciascuno dei quattro trimestri) o nel corso di un triennio (somma degli individui intervistati per la prima volta in ciascuno dei quattro trimestri di tre anni, pari a 12 sezioni), o nell'intero periodo decennale (37 sezioni), aumentando la numerosità del gruppo di individui su cui sono effettuate le misure e migliorando notevolmente il livello di attendibilità dei risultati.

Con gli stessi criteri sono stati creati il *dataset* pluritrimestrale (40 trimestri) relativo agli individui intervistati per la prima volta in tutti i trimestre da ottobre 1992 a luglio 2002 a cui vengono abbinati gli stessi individui intervistati, per la seconda volta, a distanza di un trimestre (gennaio 1993 – ottobre 2002) (PANEL B1), e equivalentemente quello degli individui intervistati per la terza volta e quarta volta, sempre a distanza di un trimestre (PANEL B2). Questi ultimi due *dataset* vengono considerati di seguito congiuntamente (PANEL B), aggiustando i relativi coefficienti di riporto.

### 3. I metodi per l'analisi della mobilità

I principali metodi di misura dei flussi di mobilità adottati negli studi condotti fino ad oggi su RFTL si basano su uno o più dei seguenti gruppi di informazioni:

- a) informazioni relative alla data di inizio del lavoro attuale (nel caso di persone occupate alla data dell'intervista)<sup>7</sup> e alla data di termine della precedente occupazione<sup>8</sup> (nel caso di persone non occupate). Tali informazioni sono presenti per gli individui appartenenti a tutte e 4 le sezioni del campione intervistato in ciascun trimestre;
- b) informazione relativa alla condizione un anno prima. E' rilevata per tutte le sezioni, ma solo in occasione dell'indagine di aprile<sup>9</sup>;
- c) confronto fra la situazione lavorativa dichiarata in due o più occasioni. Può essere effettuato solo su panel di dati abbinati.

---

<sup>5</sup> Il primo intervallo va da ottobre 1992 a ottobre 1993, l'ultimo da ottobre 2001 a ottobre 2002.

<sup>6</sup> Per una descrizione approfondita della metodologia vedi Giraldo (2002).

<sup>7</sup> La domanda, posta a tutti gli occupati e a tutte le altre persone che hanno effettuato ore di lavoro nella settimana di riferimento, è così formulata: "Quando ha iniziato a lavorare per l'attuale datore di lavoro o nell'attuale attività autonoma?"

<sup>8</sup> La domanda, posta a tutte le persone che si sono dichiarate non occupate e non hanno effettuato ore di lavoro nella settimana di riferimento, è così formulata: "Riferendosi all'ultimo lavoro, da quanto tempo è terminato?". Alle persone che hanno abbandonato l'ultima occupazione da meno di otto anni, vengono poste anche le seguenti domande: "Quale era la posizione nella professione?" e "Quale era la branca di attività economica (dettaglio consentito: 12 rami) dello stabilimento, ufficio, negozio, ecc. in cui lavorava?"

<sup>9</sup> La domanda posta a tutti gli individui intervistati riguarda la condizione nello stesso mese un anno prima ed è così formulata: "Quale era la condizione?"; "Quale era la posizione nella professione?"; "Quale era la branca di attività economica (dettaglio consentito: 12 rami) dello stabilimento, ufficio, negozio, ecc. in cui lavorava?". Dal 2000 non viene più posta.

I *dataset* realizzati per il Veneto consentono di confrontare fra loro i risultati che si ottengono applicando metodi diversi per misurare della mobilità. In questo lavoro tralascieremo l'analisi dell'informazione rilevata solo ad aprile, che non consente, a livello regionale, di avere un campione di numerosità sufficiente, e concentreremo la nostra attenzione sulle informazioni a) e c). Rimandando ad altri lavori<sup>10</sup> per una trattazione più approfondita dell'argomento, riassumiamo qui, le principali critiche e osservazioni a questi due metodi emerse da precedenti applicazioni.

#### 4. Stima delle associazioni

##### A) Metodi basati sull'uso della "data di inizio/fine rapporto"

Se un intervistato colloca la data di inizio del lavoro nel periodo esaminato, si assume che egli abbia operato almeno un'associazione nell'intervallo. Dalle applicazioni fatte<sup>11</sup> si è visto che utilizzando solo l'informazione sulla data di inizio, per un intervallo annuale, si ottengono risultati sottostimati rispetto a quelli ottenuti simulando lo stesso metodo sulle fonti amministrative. La sottostima viene per lo più attribuita dalla letteratura esistente ad errori di memoria, riconducibili all'effetto "telescopio" (che fa slittare indietro la data dichiarata) e all'effetto "*heaping*" (che fa concentrare il ricordo su date "focali", quali ad esempio il mese di gennaio).

##### B) Metodi basati sull'abbinamento fra due occasioni

Dal confronto fra la condizione in due successive occasioni di intervista di uno stesso individuo è possibile dedurre se nell'intervallo di tempo preso in considerazione c'è stato un cambiamento riconducibile ad una associazione o separazione. Poiché un flusso di lavoro può avvenire anche senza che vi sia un cambiamento della situazione lavorativa (ad esempio un occupato dipendente che passa da un'impresa ad un'altra dello stesso settore), l'informazione viene usualmente elaborata integrandola con quella sulla data di inizio/fine dichiarata in occasione della seconda intervista. Nel caso di discordanza, la letteratura ritiene più attendibile l'informazione sulla condizione, riferita al momento dell'intervista, rispetto a quella sulla data di inizio, che può essere affetta da errori di memoria. Sull'affidabilità di questa seconda informazione non è stata fatta però alcuna verifica.

Entrambi i metodi possono essere applicati ad uno specifico gruppo di lavoratori per effettuare confronti con i risultati che si ottengono da fonti amministrative che, notoriamente, hanno un campo di osservazione più ristretto (solo lavoratori dipendenti; solo settori privati). Se la stima delle associazioni viene effettuata con il metodo B), per ottenere misure confrontabili è necessario considerare come associazioni anche le transazioni da una tipologia occupazionale esterna al campo di osservazione comune ad una tipologia interna e come separazioni le transazioni da una tipologia interna ad una esterna.

Nel caso ci fosse un'errata attribuzione di una delle due interviste al campo di osservazione, ciò può portare ad una sovrastima della mobilità. Nelle applicazioni fatte fino ad oggi in Italia il peso di questo errore è stato sottovalutato.

---

<sup>10</sup> In particolare si veda il confronto fra i vari metodi effettuato da Baretta e Trivellato (2003).

<sup>11</sup> cfr. Gennari e Sestito (1996), box "Occupazione e disoccupazione: stima di flusso" in Istat (2000), pag.274; de Angelini e Giraldo (2001), Baretta e Trivellato (2003).

Applicando il secondo metodo ai dati RTFL, per un intervallo annuale, il flusso risulta inferiore a quello stimato su dati amministrativi, mentre per un intervallo trimestrale risulta notevolmente superiore. Quest'anomalia viene attribuita da Baretta e Trivellato (2003) ad errori di memoria (in avanti) sulla data, che sarebbero di maggior rilievo nel breve periodo (trimestre) rispetto al lungo periodo (anno).

Prima di dare per acquisita tale interpretazione occorre effettuare una verifica approfondita sulla fonte, al fine di stabilire:

- a) in che misura la differenza sia dovuta a un'inesatta attribuzione del campo di osservazione (come conseguenza di un'inesatta dichiarazione o codifica della posizione e/o dell'attività in una delle due interviste);
- b) qual'è il contributo dell'informazione relativa alla data inizio e dell'informazione relativa alla variazione di condizione sull'ammontare complessivo delle associazioni stimate nell'intervallo fra due rilevazioni.

Da elaborazioni specifiche su questi aspetti (vedi appendice) è risultato che, assumendo come campo di osservazione quello dei lavoratori per i quali vige l'obbligo di comunicazione dei movimenti a centri per l'impiego (lavoratori dipendenti del settore privato), quadruplicando il tempo intercorrente fra la prima e la seconda intervista il numero di persone che dichiara di essere stato assunto nell'intervallo triplica, mentre il numero di persone che passano da una posizione o settore esterni al campo di osservazione a una condizione interna cresce di pochissimo. Se, qualunque sia l'intervallo, il contributo aggiuntivo dovuto alla variazione di condizione rimane uguale in valore assoluto, vuol dire che non si tratta tanto di una variazione dovuta ad un nuovo rapporto di lavoro (che dovrebbe risultare crescente nel tempo nel tempo), ma di un errore di attribuzione della posizione o dell'attività in una delle due interviste. Altre verifiche, esposte dettagliatamente in appendice, confermano questa ipotesi.

## **5. Stima delle separazioni**

Negli studi sulla mobilità del lavoro basati sulle informazioni della RTFL, le separazioni vengono stimate in modo indipendente dalle associazioni, valendosi, per il metodo A), delle risposte sulla data di cessazione dell'ultimo lavoro, rivolta a tutte le persone non occupate nella settimana precedente l'intervista e, per il metodo B), anche del confronto fra la condizione dichiarata nella prima e nella seconda occasione di intervista. Tuttavia la stima a partire dalla data di cessazione del precedente lavoro consente di valutare il numero di separazioni solo se si prende in considerazione la totalità degli individui. Se si restringe il campo di osservazione ai soli dipendenti e/o ad alcuni settori di attività, dovrebbero essere assimilate a separazioni anche le transizioni da un tipo di attività compresa nel campo di osservazione a un'attività esclusa. Ma la domanda sulla data di cessazione della precedente attività viene rivolta solo agli individui che dichiarano di non essere occupati e di non aver svolto ore di lavoro nella settimana precedente l'intervista. Le separazioni computate con il metodo della sola data di cessazione della precedente occupazione risulterebbero perciò sottostimate. Ancor maggiore è la probabilità di errore se si usa anche l'informazione sulla posizione professionale e sull'attività che il soggetto intervistato si ricorda di aver avuto nel precedente lavoro. Per chi è passato da un lavoro alle dipendenze a un lavoro indipendente il confronto fra la posizione e attività dichiarata nelle due successive

occasioni diventa quella che dà il maggior contributo alla stima. Abbiamo appena visto quanta poca attendibilità abbia questa informazione per la stima delle associazioni.

## **6. Dalla stima delle persone occupate almeno una volta in un anno alla stima del turnover totale**

Al di là degli errori contenuti nell'insieme di dati, un limite sia dei metodi basati sulla data di inizio/fine rapporto sia di quelli basati sull'abbinamento consiste nel fatto che possono essere contate al massimo un'associazione e una separazione avvenute nell'intervallo. Per superare tale limite Baretta e Trivellato hanno proposto un nuovo metodo, basato sull'abbinamento in tre occasioni (gennaio-aprile-gennaio o gennaio-ottobre-gennaio), che utilizza sia le informazioni di transizione da una condizione e l'altra rilevate nelle tre interviste, sia quelle sulla data di inizio/fine rapporto dichiarata nella seconda e terza intervista. In questo modo è possibile conteggiare un maggior numero di episodi lavorativi durante l'anno (fino ad un massimo di due separazioni e due associazioni). I risultati sarebbero molto vicini a quelli ottenuti a partire dalla fonte INPS, a parità di campo di rilevazione e di criteri di rilevazione. Per la stima delle associazioni e separazioni, però, si tiene conto sia della data di inizio dichiarata sia della variazione di condizione. Per le ragioni anzidette riteniamo che questo metodo induca ad una sovrastima delle associazioni. Restano inoltre esclusi tutti i flussi avvenuti nel terzo trimestre, che è quello di massima mobilità, coincidendo con le vacanze estive (lato offerta) e con la presenza turistica (lato domanda)<sup>12</sup>.

E' possibile (alcuni risultati erano anticipati in de Angelini, Giraldo (2002)), superare questo limite, arrivando a conteggiare fino a quattro separazioni e quattro associazioni in un anno, utilizzando i dati relativi a tutti gli individui intervistati nel corso dell'anno. Il metodo che abbiamo adottato, già applicato a livello nazionale dall'Istat, consiste nel conteggiare per ciascuna delle quattro rilevazioni dell'anno il numero dei lavoratori occupati a fine trimestre, che dichiarano di aver iniziato il lavoro nei tre mesi precedenti. Dopo aver pesato i risultati, tramite il coefficiente di riporto all'universo stimato dall'Istat, questi vengono sommati fra loro, ottenendo il totale delle associazioni verificatesi nel corso dell'anno.

Per effettuare questo conteggio viene utilizzata solo l'informazione relativa alla data di inizio. L'unica correzione apportata è quella relativa ai record con data non dichiarata. Si assume per ipotesi che gli individui che dichiarano solo il mese e non l'anno siano stati assunti nell'anno precedente il mese nel quale viene effettuata l'intervista. Per quelli che non dichiarano nemmeno l'anno si assume che le date di assunzione abbiano la stessa distribuzione riscontrata per i valori non mancanti.

L'informazione sul numero di separazioni in ciascun trimestre è stimata per differenza fra il saldo occupazionale netto fra gli occupati presenti alla data della rilevazione e quelli rilevati come occupati alla rilevazione trimestrale precedente e il numero delle associazioni stimate per lo stesso trimestre. Tutti questi valori vengono pesati con il coefficiente di riporto all'universo. In tal modo è soddisfatta la condizione: occupati al tempo  $t$  + associazioni avvenute fra  $t$  e  $t_1$  - separazioni fra  $t$  e  $t_1$  = occupati al

---

<sup>12</sup> Applicando lo stesso metodo a partire da un altro trimestre si perderebbero comunque o i movimenti di gennaio (mese di concentrazione delle assunzioni a tempo indeterminato) o quelli di dicembre (massima concentrazione di separazioni) o quelli di settembre (cessazioni dei rapporti estivi e assunzioni a tempo determinato nel settore agro-alimentare).

tempo  $t_1$ . Non essendo necessario ricorrere a dati longitudinali, è possibile utilizzare i dati di tutti gli individui intervistati in ciascuno dei quattro trimestri dell'anno, senza perdere nessuna delle informazioni rilevate. Computando tutte le nuove assunzioni verificatasi in ciascuno dei quattro trimestri, si ottengono risultati più precisi di quelli ottenuti utilizzando solo l'informazione sulla data di inizio dichiarata a fine anno, perdendo solo i casi in cui si è verificata più di un'assunzione dello stesso lavoratore nel corso del trimestre (ciò si verifica in particolare per i giornalieri). L'applicazione dei coefficienti di riporto all'universo consente di rendere sommabili fra loro i risultati, anche se si riferiscono a gruppi di lavoratori diversi, intervistati nelle quattro indagini.

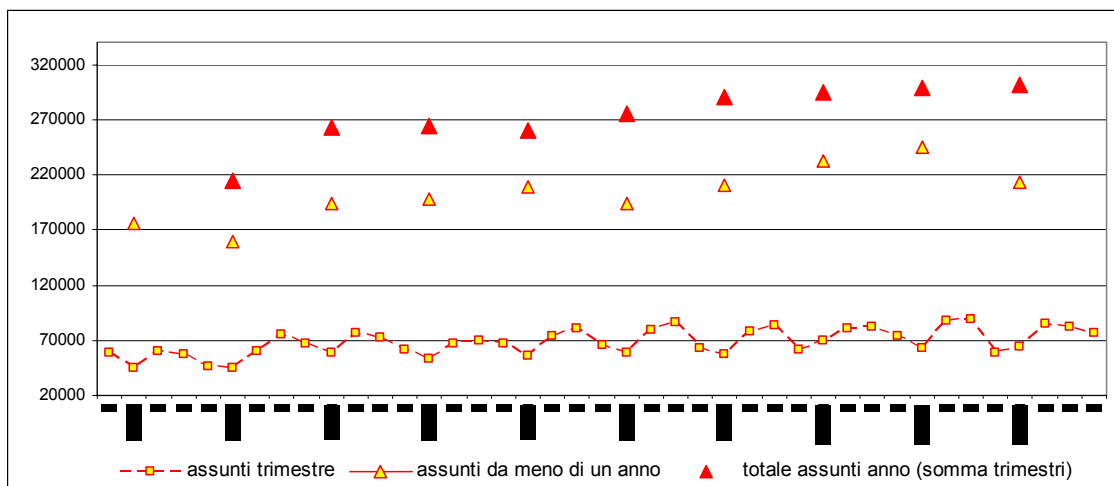
La possibilità di utilizzare tutti i dati individuali a disposizione in ciascuna delle quattro rilevazioni trimestrali di ciascun anno, e non solo quelli di una delle quattro sezioni di rotazione aumenta notevolmente la significatività dei risultati, rendendo possibile l'effettuazione di stime anche a livello regionale.

In Fig.1 è possibile confrontare fra loro i risultati che si ottengono sui dati RTFL per anno e trimestre, secondo tre diversi metodi di conteggio:

- A) associazioni dichiarate nel trimestre precedente l'intervista;
- B) associazioni dichiarate nell'anno precedente l'intervista;
- C) somma delle associazioni trimestrali dichiarate nelle ultime quattro ultime rilevazioni trimestrali.

L'anno e trimestre indicato in figura è quello della seconda occasione per ciascun gruppo.

Figura 1: Confronto fra stima associazioni su intervallo trimestrale, su intervallo annuale e come somma dei quattro trimestri di ciascun anno



fonte: elaborazione Veneto Lavoro su dati RTFL

Nel 2001 il totale annuo delle assunzioni conteggiate con questo metodo (300.482) è superiore del 41% a quello che si otterrebbe utilizzando solo l'informazione rilevata nell'ultima occasione, relativa ai rapporti avviati nei 12 mesi precedenti (212.649)<sup>13</sup>,

<sup>13</sup> La somma dell'ultimo movimento di ciascun lavoratore nell'arco di tempo di un anno equivale al conteggio delle 'teste' occupate almeno una volta nello stesso arco di tempo. Anche sui dati di fonte NETLABOR, se si considerano i movimenti (numero complessivo di nuovi contratti in un anno) anziché le teste (numero lavoratori occupati almeno una volta nel corso dell'anno), si ottiene un aumento del livello di mobilità di quest'ordine di grandezza (cfr. Anastasia *et al.* (2001)).



perché un numero importante di lavoratori è coinvolto in più di un rapporto nel corso dell'anno.

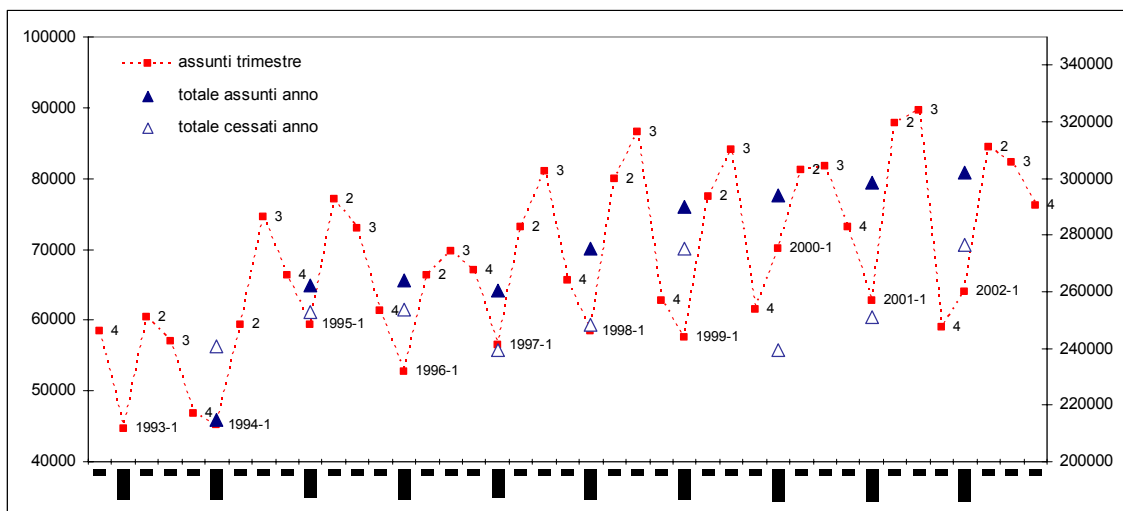
Nelle applicazioni che seguono vengono abbandonati i *dataset* costruiti su dati abbinati (PANEL A e PANEL B), che ci sono serviti per mettere a confronto i vari metodi. Il *dataset* utilizzato d'ora in poi è quello contenente le informazioni relative a tutti gli individui intervistati in ciascun trimestre.

La Fig.2 mostra l'andamento trimestrale delle entrate e i valori stimati per le associazioni e le separazioni annuali (la serie trimestrale e le due serie annuali appaiono sovrapposte in un'unica figura, ma sono rappresentate su due assi con diversa scala di misurazione: a sinistra serie trimestrali, a destra serie annuali). La coordinata sull'asse delle ascisse è quella corrispondente alla data finale. I primi due valori annuali (in corrispondenza dell'ordinata 1994-1, indicante il primo trimestre del 1994) si riferiscono, perciò, alle associazioni e separazioni avvenute nel corso del 1993. Solo in questo primo anno il saldo fra associazioni e separazioni è negativo. Negli anni successivi il saldo diventa positivo, assumendo valore massimo per i movimenti avvenuti nel 2000 ( $x=2001-1$ ) e nel 2001 ( $x=2002-1$ ). L'andamento ciclico delle associazioni trimestrali è molto regolare nell'intervallo che va dal 1997 al 1999, anni per i quali è possibile effettuare un confronto con i dati di fonte amministrativa provenienti dai centri per l'impiego. Negli anni successivi ci sono due punti di discontinuità: in corrispondenza delle entrate avvenute fra l'ultima rilevazione del 1999 e la prima rilevazione del 2000, per effetto probabile del 'millennium bug'; e in corrispondenza del quarto trimestre 2001, per effetto dello spostamento della data della rilevazione, anticipata dall'Istat di due settimane per evitare una sovrapposizione con la data del censimento della popolazione. Nel trimestre successivo (2002-1, corrispondente ai tre mesi precedenti la rilevazione di gennaio 2002) è leggibile l'effetto complementare (è l'unico punto della serie in cui le assunzioni dell'ultimo trimestre hanno valore superiore a quelle del terzo trimestre).

In Tab.1 sono stati calcolati i tassi annuali di associazioni, separazioni e *turnover* (somma di associazioni + separazioni). Per ciascuno di questi indicatori sono state calcolate due diverse misure. Nelle prime tre colonne la popolazione al denominatore è la semisomma degli occupati all'inizio + occupati alla fine dell'intervallo (stock). Nel secondo gruppo abbiamo posto al denominatore il flusso delle 'teste', cioè tutti gli individui che sono stati occupati almeno una volta nell'intervallo (flusso). Per calcolare quest'ultima grandezza, senza ricorrere ai dati del panel longitudinale, abbiamo sommato agli occupati all'inizio del periodo le persone che dichiarano di essere state assunte da non più di 12 mesi a fine periodo. In questo conteggio non entrano le persone che hanno lavorato nel corso dell'anno, senza risultare occupate né all'inizio né alla fine: i tassi risultano, perciò, leggermente sovrastimati rispetto a quelli che risulterebbero se potessero essere calcolati sul flusso reale.

Il tasso di turnover (a) ha valore minimo (25,05%) nel 1993, anno di recessione economica, in cui anche il tasso di entrata ha i valori minimi e il saldo fra entrate e uscite è negativo; sale progressivamente fra il 1994 e il 1995 fino a un valore del 29,1%, per poi mantenersi su valori altalenanti fra 28% e 30,4% negli anni successivi. Nel 2001 è pari a 29,39%. Per lo stesso anno il tasso di turnover (b), pesato sulle "teste" presenti, è pari al 26,27%.

Figura 2: Stima delle entrate e uscite annuali con il metodo della sommatoria trimestrale e confronto con le entrate per trimestre.



fonte: elaborazione Veneto Lavoro su dati RTFL

Tabella 1: Misure di associazione, di separazione e di turnover annuali dal 1993 al 2002 – Lavoratori in complesso

anno	totale occupati a inizio intervallo	Totale occupati a fine intervallo	di cui: assunti da meno di un anno	totale associazioni anno	totale separazioni anno	(a) denominatore= stock			(b) denominatore= flusso		
						tasso associaz su totmed	tasso separaz su totmed	tasso turnover su totmed	tasso associaz su flusso*	tasso separaz su flusso*	tasso turnover su flusso*
1993	1788240	1762118	159908	209266	235388	12,53	13,26	25,05	10,66	11,99	22,64
1994	1762118	1771635	193312	259479	249962	15,29	14,15	28,83	13,50	13,01	26,51
1995	1771635	1781952	198602	264116	253799	15,41	14,28	29,15	13,44	12,92	26,36
1996	1781952	1802808	209558	259365	238509	15,00	13,31	27,78	13,10	12,04	25,14
1997	1802808	1829640	193933	278294	251462	15,99	13,85	29,17	13,83	12,50	26,33
1998	1829640	1844081	210132	286794	272353	16,31	14,83	30,44	14,17	13,46	27,63
1999	1844081	1898706	232788	293035	238410	16,21	12,74	28,40	14,27	11,61	25,87
2000	1898706	1946230	245021	298617	251093	16,08	13,06	28,59	14,01	11,78	25,79
2001	1946230	1971450	212649	300482	275262	15,87	14,05	29,39	13,71	12,56	26,27

fonte: elaborazione Veneto Lavoro su dati RTFL

Per i lavoratori dipendenti i tassi di mobilità sono più elevati di quelli dei lavoratori in complesso. Al 2001 il tasso di associazione è pari quasi al 19,0%, contro il 15,87% dei lavoratori in complesso; il tasso di turnover è superiore di ben 8 punti: 37,09% contro il 29,39% dei lavoratori in complesso. Anche l'aumento di mobilità che si verifica fra il 1993 e i 2001 è più consistente (+7 punti percentuali, contro i +4 punti dei lavoratori in complesso). Questi tassi si riferiscono all'insieme di tutti i lavoratori dipendenti, qualsiasi sia il settore di attività in cui lavorano.

Tabella 2: Misure di associazione, di separazione e di turnover annuali dal 1993 al 2002- Solo lavoratori dipendenti

anno	Totale occupati inizio intervallo	totale occupati fine intervallo	totale associazioni anno	totale separazioni anno	tasso associaz su stock	tasso separaz su stock	tasso turnover su stock
1993	1235138	1225697	178266	191475	15,13	15,54	30,00
1994	1225697	1247065	218773	197405	18,10	15,97	33,66
1995	1247065	1258620	228587	217032	18,64	17,32	35,57
1996	1258620	1247366	216963	228217	17,70	18,21	35,53
1997	1247366	1283691	236687	200362	19,26	15,83	34,53
1998	1283691	1315973	243035	210753	19,24	16,21	34,91
1999	1315973	1373197	257995	200771	19,58	14,93	34,12
2000	1373197	1401986	267326	238537	19,70	17,19	36,46
2001	1401986	1400574	259192	260604	18,91	18,60	37,09

fonte: elaborazione Veneto Lavoro su dati RTFL

## 7. Confronto fra misure di mobilità su RTFL e misure di mobilità su NETLABOR

Per poter confrontare i tassi di mobilità calcolati a partire dai dati RTFL con quelli calcolati a partire dai dati amministrativi dei centri per l'impiego (NETLABOR) occorre eliminare le categorie di lavoratori non confrontabili e simulare lo stesso piano di osservazione su entrambi le fonti.

A tal fine, oltre alle elaborazioni già presentate sul totale dei lavoratori e sul totale dei dipendenti, sono state condotte altre due distinte elaborazioni:

- sui lavoratori dipendenti in settori confrontabili (ovverosia settori dei quali fanno parte prevalentemente aziende che non hanno obbligo di comunicazione delle assunzioni ai centri per l'impiego, quali: il settore agricolo, la pubblica amministrazione, l'istruzione, la sanità, i trasporti, e alcuni altri servizi in parte a gestione pubblica<sup>14</sup>);
- sui soli lavoratori dipendenti dell'industria e del commercio (che sono perfettamente confrontabili sulle due fonti).

In tutti i *dataset* dai dati dei centri per l'impiego sono stati esclusi i casi riguardanti cittadini extracomunitari, che, nella maggior parte dei casi, non sono oggetto di rilevazione da parte dell'indagine sulle forze di lavoro.

Su RTFL i flussi e le misure di mobilità sono stati calcolati per tutti gli anni dal 1992 al 2002 (in de Angelini, Giraldo (2002) sono pubblicati, ovviamente, solo i dati fino al 2001). Su NETLABOR l'elaborazione è stata limitata agli anni 1997, 1998,

<sup>14</sup> Per rendere il più possibile omogenei i gruppi di lavoratori presenti nelle due fonti, sono stati esclusi anche alcuni settori presenti solo parzialmente negli archivi NETLABOR. In particolare l'esclusione ha riguardato le seguenti divisioni ATECO91:

01, 02, 03 – agricoltura, silvicoltura e pesca  
 75 – Pubblica amministrazione  
 80, 85 - istruzione, sanità e altri servizi sociali  
 60, 64 – trasporti terrestri, poste e telecomunicazioni;  
 71, 73,90, 92, 99 – altri servizi in parte a gestione pubblica  
 95 – servizi domestici presso famiglie e convivenze.

1999, 2000, essendo meno attendibili i dati relativi agli anni precedenti, e non essendo ancora disponibili, al momento della ricerca, i dati relativi agli anni successivi.<sup>15</sup>

I tassi di mobilità calcolati sul nuovo gruppo di lavoratori risultano ancora più elevati di quelli calcolati sui lavoratori dipendenti in complesso, in quanto è escluso tutto il settore pubblico allargato, caratterizzato da una minor flessibilità del lavoro. Nel 2000 il tasso di turnover arriva a toccare quasi il 42%, e il tasso di associazione è superiore al 22%.

*Tabella 3: Tassi di associazione, di separazione e di turnover annuali dal 1993 al 2002 - Solo lavoratori dipendenti in settori confrontabili*

Anno	totale occupati inizio intervallo	totale occupati fine intervallo	Totale associazioni anno	totale separazioni anno	tasso associaz su stock	tasso separaz su stock	tasso turnover su stock
1993	879667	876582	136091	150300	16,34	17,01	32,41
1994	876582	882986	176054	169650	20,72	19,28	39,29
1995	882986	908925	183187	157248	21,10	17,55	38,00
1996	908925	890346	166466	185045	19,16	20,57	39,07
1997	890346	919927	186537	156956	21,56	17,34	37,95
1998	919927	963027	190358	147258	21,14	15,64	35,86
1999	963027	1007449	202478	158056	21,31	16,04	36,59
2000	1007449	1014415	214571	207605	22,06	20,54	41,76
2001	1014415	1011375	200726	203766	20,73	20,12	39,93

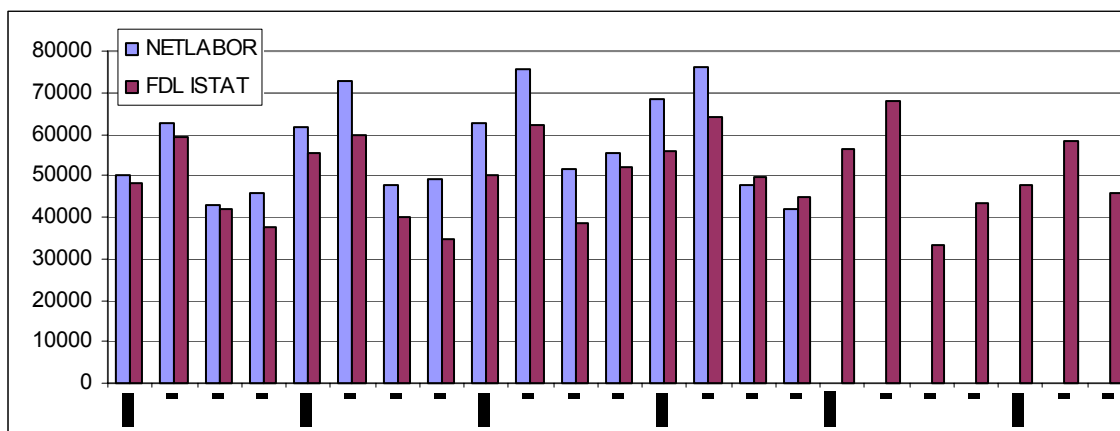
fonte: elaborazione Veneto Lavoro su dati RTFL

Sui dati dei centri per l'impiego non è possibile calcolare i tassi corrispondenti, in quanto non si dispone del dato sul totale degli occupati ad una certa data. Ciò dipende dal fatto che le informazioni su tutti i contratti aperti prima che gli archivi dei centri per l'impiego venissero informatizzati. Il dato relativo ai lavoratori occupati è computabile solo per quelli assunti con un contratto temporaneo, in quanto presumibilmente non esistano contratti a termine iniziati prima del 1997 (quelli iniziati prima sono stati chiusi d'ufficio nell'archivio statistico utilizzato. Ma il modo con cui è definito un contratto a tempo determinato dall'Istat è diverso da quello dei centri per l'impiego (vedi più avanti), per cui i tassi calcolati sui due archivi non sono confrontabili. Ci limiteremo pertanto a confrontare l'ammontare in valore assoluto dei movimenti dal 1997 al 2000.

Nelle elaborazioni che seguono sono messi a confronto i valori delle associazioni computate per lo stesso campo di osservazione (solo lavoratori dipendenti extragricoli in settori confrontabili, residenti nel Veneto) e simulando gli stessi criteri di conteggio (somma dell'ultima assunzione di ciascun trimestre per ogni lavoratore ancora occupato a fine trimestre) a partire da RTFL e a partire da NETLABOR.

<sup>15</sup> Alla data attuale la situazione non è sostanzialmente cambiata, rispetto a quella dell'edizione del Rapporto 2000. Per il 2001 sono disponibili solo i dati di quattro province, i cui archivi a fine anno risiedevano ancora sul sistema informativo NETLABOR1. Nel 2002 tutti gli archivi sono transitati al nuovo sistema NETLABOR4. Sui dati estratti non sono ancora stati condotti i test e le correzioni automatiche necessarie per garantirne l'attendibilità statistica.

Figura 3: Confronto fra serie storica associazioni in NETLABOR e in RTFL, con lo stesso piano di rilevazione - Solo lavoratori dipendenti in settori confrontabili residenti nel Veneto – Totale regionale



fonte: elaborazione Veneto Lavoro su dati RTFL e NETLABOR

Mediamente nel quadriennio il numero di associazioni stimato su RTFL risulta inferiore del 13,7% rispetto a quelle computate a partire dagli archivi NETLABOR. La sottostima è pari solo al 7,4% nel 1997, sale al 15,4% nel 1998 e al 22,4% nel 1999. Nel 2000 lo scarto scende all'8,4%, ma la riduzione è forse per l'effetto del ritardo nell'inserimento dei dati da parte di alcuni centri per l'impiego, più che non di un'avvicinamento fra le due fonti.

Da Fig.3, che rappresenta la serie storica delle associazioni stimate a partire dalle due fonti, si vede che l'andamento delle due curve è simile nel tempo: entrambi mostrano in tutti gli anni un picco nel secondo trimestre (comprendente il mese di giugno, in cui vengono chiuse le scuole e iniziano le attività a carattere stagionale), e valori minimi nell'ultimo trimestre dell'anno, nel quale prevalgono le chiusure di rapporto. Poco inferiori a quelle del trimestre estivo sono i valori delle assunzioni che avvengono nel primo trimestre, per effetto dell'elevato numero di nuovi contratti stipulati all'inizio dell'anno.

In Tab.4 sono messe a confronto anche le assunzioni per tipologia di contratto: quelle a tempo determinato comprendono i rapporti di apprendistato, i contratti di formazione lavoro, il lavoro interinale e le altre tipologie per il quale viene indicato un termine di scadenza. Si vede che tutto lo scarto fra le due fonti è dovuto ai lavori a termine. Per il tempo indeterminato la differenza è mediamente del 3%, con un'inversione di valore rispetto a quella relativa al totale: questa volta la stima più elevata è su RTFL.

Per facilitare il confronto fra le due fonti sono state rappresentate in Fig.4 -A la serie storica delle associazioni con rapporto a tempo indeterminato, in Fig.4 - B la serie storica delle associazioni con rapporto a termine. In entrambi le figure è riportato anche l'andamento delle associazioni in complesso in RTFL e in NETLABOR. Entrambi le tipologie hanno andamento simile sulle due fonti. Per i rapporti a tempo indeterminato sono anche molto vicini i valori, con una leggera sovrastima in RTFL, rispetto a NETLABOR. Lo scarto si azzerava nel '99 e aumenta verso i due estremi dell'intervallo temporale. Per i rapporti a termine l'andamento è ancora più somigliante, con una distanza quasi costante fra i punti corrispondenti delle due curve. Per comprendere questa differenza di livello è bene tener presente che secondo l'indagine sulle forze di

lavoro la condizione rilevata è il risultato della dichiarazione fatta dal familiare intervistato, il quale non sempre è al corrente dell'esatta natura del rapporto di lavoro del soggetto interessato. Quella che viene dichiarata molto spesso non è la tipologia del contratto<sup>16</sup>, ma la percezione che il soggetto ha circa la stabilità del proprio rapporto di lavoro. Inoltre i dati sul tempo determinato che vengono pubblicati dall'ISTAT si riferiscono all'insieme di tutti i lavoratori che hanno dichiarato di non avere un lavoro permanente, comprendendo anche i lavoratori con contratto di formazione-lavoro, quelli in apprendistato, quelli in prova. Dalle verifiche effettuate risulta, però, che una parte notevole (almeno il 40%) delle persone con contratto di apprendistato o di formazione lavoro hanno dichiarato di avere un'occupazione permanente<sup>17</sup>. L'ordine di grandezza degli occupati a tempo determinato risultante dall'indagine Istat sulle forze di lavoro è dunque sottostimato rispetto a quello reale, a favore del tempo indeterminato. Per verificare questa ipotesi, abbiamo provato ad effettuare il confronto fra le due fonti escludendo i rapporti di tipo formativo (CFL, apprendistato).

<sup>16</sup> La domanda specifica del questionario dell'ISTAT non fa alcun riferimento alla tipologia contrattuale, ma chiede semplicemente 'Qual è il carattere dell'occupazione?'. Le risposte possibili sono:

- Occupazione permanente o con contratto a tempo indeterminato
- Occupazione a termine perché: (1) Il contratto di lavoro riguarda un periodo di formazione (apprendistato, tirocinio, borsa di lavoro, contratto formazione e lavoro) (2) Non ha potuto trovare un lavoro permanente (3) Non desidera un lavoro permanente (4) E' in prova.

<sup>17</sup> Di fatto la stessa condizione di apprendista (risultante da una domanda del questionario che chiede qual è la posizione nella professione) è fortemente sottostimata dall'indagine sulle forze di lavoro. Al 2001 dichiarano di essere apprendisti 21.000 lavoratori contro gli oltre 70.000 che risultano dagli archivi dei centri per l'impiego e da quelli dell'INPS. Solo il 60% di questi (36% nel 1993) dichiara di avere un lavoro a tempo determinato, gli altri considerano il loro lavoro permanente. E' molto probabile che anche chi non dichiara nemmeno di essere apprendista, pur essendo tale, si comporti nello stesso modo. Per quanto riguarda, invece, i contratti di formazione-lavoro non vengono rilevati direttamente, ma vi si fa riferimento nella domanda sui motivi del tempo determinato. Complessivamente le persone che dichiarano di avere un contratto a termine che riguarda un periodo di formazione lavoro (comprendendo anche l'apprendistato, oltre ai CFL e ai tirocini), risultano essere 38.000 (36% dell'occupazione a termine complessiva), contro i 90.000-100.000 che risultano da altre fonti. Queste conclusioni trovano conferma nei primi risultati di un'indagine in corso, nell'ambito di questo stesso progetto, attraverso la quale viene fatto il confronto diretto fra dati individuali delle forze di lavoro e dati individuali NETLABOR.

Relazione fra carattere del lavoro e posizione nella professione – Stock medio annuo 2001

	Dirigente	Direttivo quadro	Impiegato o intermedio	Operaio, subalterno e assimilati	Apprendista	Lavorante a dom. per conto imprese	Totale
Ha occupaz. perm. o con contratto t. ind.	26	83	498	685	9	3	1304
Il contr. lav. riguarda un periodo di formaz.	0	1	13	13	11	0	38
Non ha potuto trovare un lav. perm.	0	2	12	20	0	0	33
Non desidera un lav. perm.	0	0	2	5	0	0	8
In prova	0	0	2	3	0	0	6
Altri motivi	0	2	7	10	1	0	19
	26	89	535	735	21	4	1410

Fonte: elaborazioni Veneto Lavoro su dati ISTAT, RTFL

Tabella 4: Numero di associazioni per trimestre e anno, secondo il tipo di contratto – Confronto fra NETLABOR e RTFL

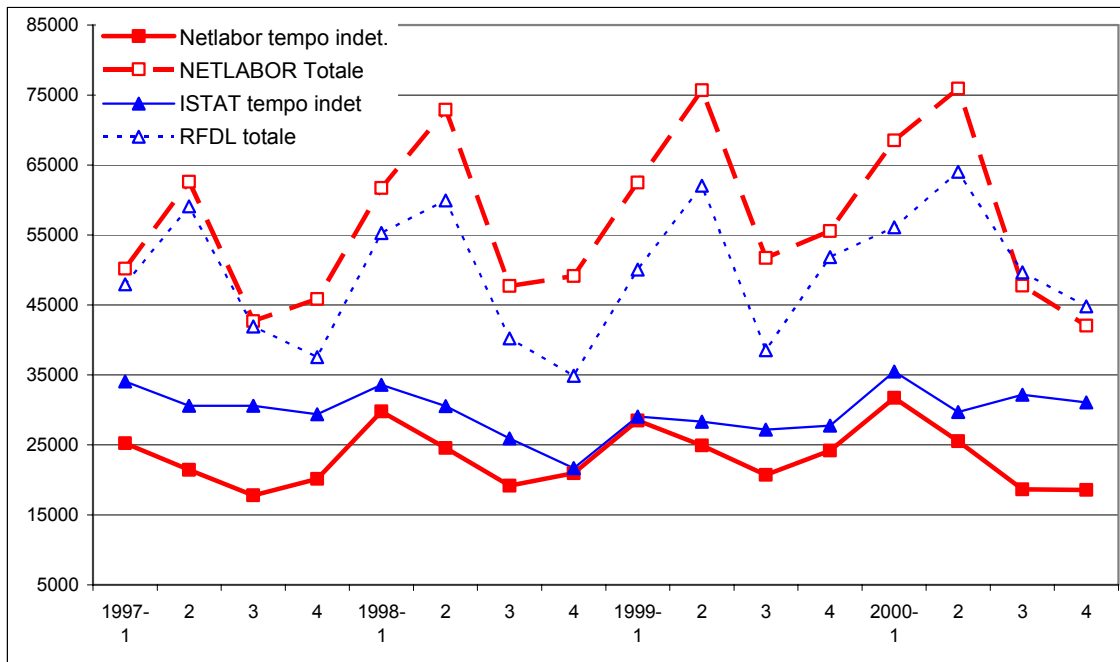
Data rilevazione	intervallo trimestrale di riferimento	NETLABOR			RTFL		
		tempo indet.	tempo determ.	totale	tempo indet.	tempo determ.	totale
associazioni trimestrali							
1997-2	gen-mar 97	25253	24931	50184	34052	13850	47967
3	apr-giu 97	21450	41177	62627	30576	27957	59089
4	lug-sett 97	17791	24917	42708	30583	11195	41940
1998-1	ott-dic 97	20151	25712	45863	29386	8185	37542
2	gen-mar 98	29762	31963	61725	33589	21024	55294
3	apr-giu 98	24536	48358	72894	30549	28994	59949
4	lug-sett 98	19188	28514	47702	25944	14069	40229
1999-1	ott-dic 98	20943	28200	49143	21667	13048	34886
2	gen-mar 99	28492	33995	62487	29050	20785	50049
3	apr-giu 99	24903	50797	75700	28312	33674	62035
4	lug-sett 00	20717	30992	51709	27196	11362	38542
2000-1	ott-dic 00	24193	31362	55555	27747	24022	51851
2	gen-mar 01	31710	36797	68507	35502	20364	56099
3	apr-giu 01	25519	50430	75949	29682	34214	64035
4	lug-sett 01	18658	29112	47770	32170	17071	49650
2001-1	ott-dic 01	18579	23484	42063	31055	14234	44787
associazioni annuali							
	1997	84645	116737	201382	124597	61188	186537
	1998	93637	134547	228184	119469	72273	193014
	1999	95055	143984	239039	106226	78869	185513
	2000	94466	139823	234289	128410	85884	214571
	TOTALE QUADRIENNIO	367803	535091	902894	478702	298214	367803
	Media annuale	91951	133773	225724	119675	74554	194909

fonte: elaborazione Veneto Lavoro su dati RTFL e NETLABOR

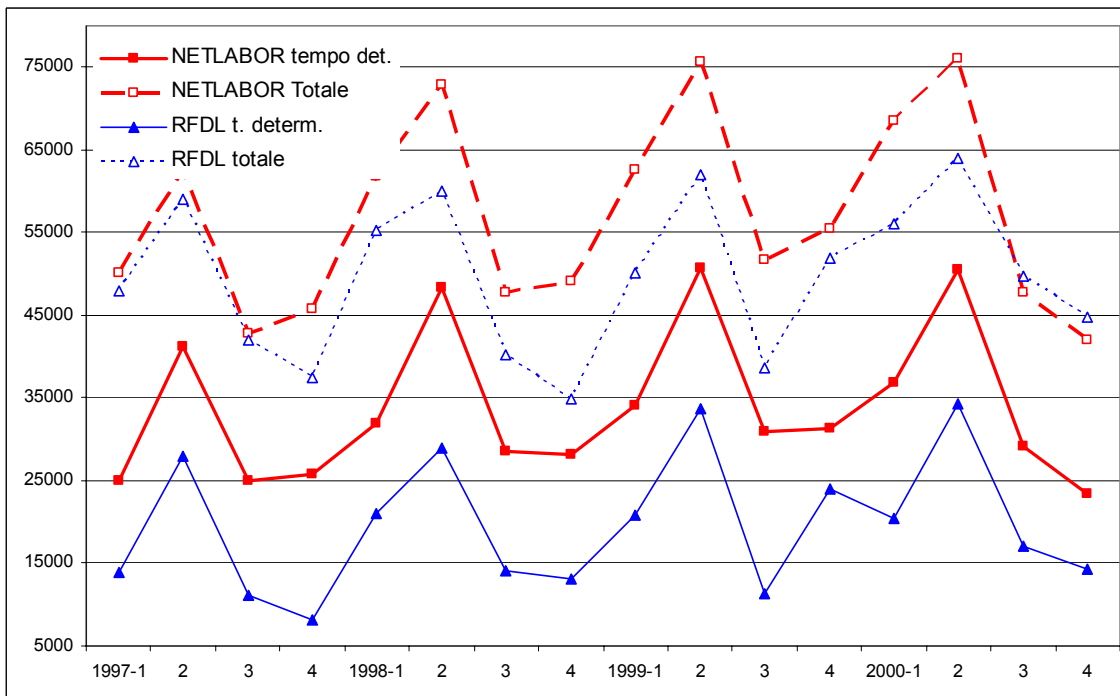
Il risultato del confronto (Fig.5) è sorprendente. Le curve relative alla stima su NETLABOR e su RTFL dei lavoratori a termine arrivano quasi a coincidere e le curve relative al totale dei lavoratori, esclusi quelli in formazione, si avvicinano notevolmente. Gli unici punti che si sottraggono al confronto sono quello relativo al quarto trimestre 1999, quello precedente e quello seguente, probabilmente per effetto di un errore di rilevazione in RTFL.

Figura 4: Confronto fra serie storica associazioni in NETLABOR e in ISTAT-FDL - Solo lavoratori dipendenti in settori confrontabili, residenti nel Veneto – Totale regionale - Lavoratori a tempo indeterminato e lavoratori a tempo determinato

### A. LAVORATORI A TEMPO INDETERMINATO



### B. LAVORATORI A TEMPO DETERMINATO

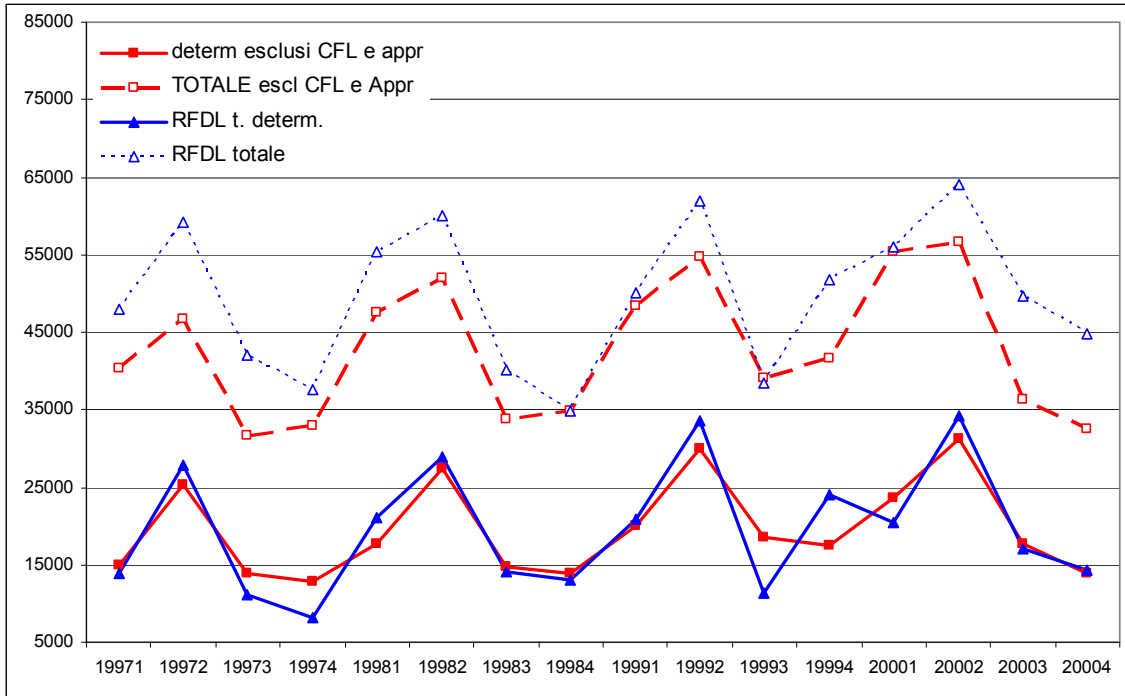


fonte: elaborazione Veneto Lavoro su dati RTFL e NETLABOR



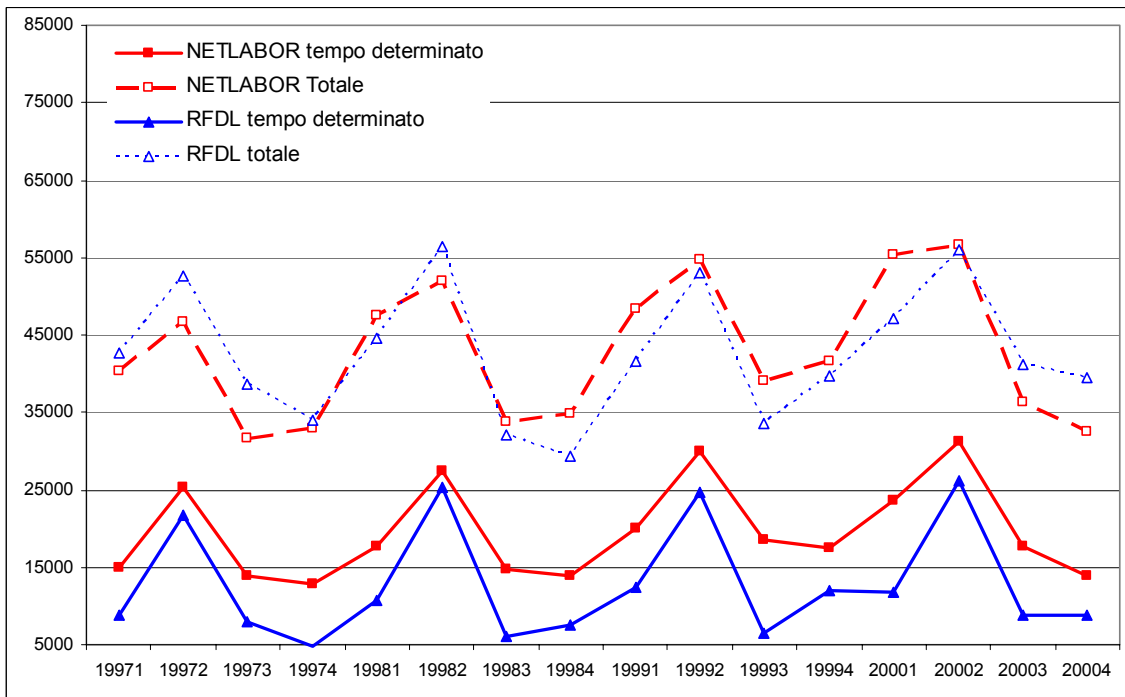
Figura 5: Confronto fra serie storica associazioni in NETLABOR e in ISTAT-FDL - Solo lavoratori dipendenti in settori confrontabili residenti nel Veneto Lavoratori in complesso e lavoratori a tempo determinato, esclusi contratti formativi-- Totale regionale -

A. esclusi i contratti formativi in NETLABOR (CFL, apprendistato)



fonte: elaborazione Veneto Lavoro su dati RTFL e NETLABOR

B. esclusi i contratti formativi sia in NETLABOR (CFL, apprendistato) che in RTFL



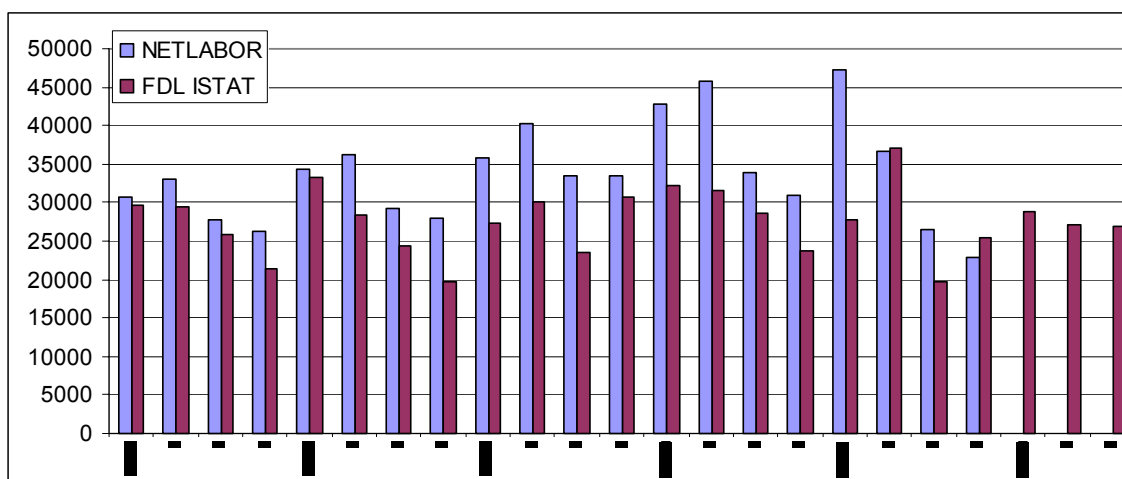
fonte: elaborazione Veneto Lavoro su dati RTFL e NETLABOR

Fra il 2001 e il 2002 tutti gli archivi dei centri per l'impiego del Veneto sono transitati dal sistema NETLABOR1 al nuovo sistema NETLABOR4, che consente una gestione tramite web del sistema, con replica di tutti gli archivi a livello regionale. Le operazioni per poter utilizzare a fini statistici le informazioni gestite dal nuovo sistema operativo sono ancora incorso. Per poter aggiornare i dati almeno al 2001, utilizzeremo gli archivi relativi alle quattro province che a fine 2001 erano ancora residenti su NETLABOR1: Verona, Vicenza; Treviso e Rovigo.

Riducendosi la dimensione del campione aumenta la probabilità di errore statistico sulla fonte RTFL. Presentiamo perciò solo i dati relativi al totale delle associazioni computate sulle due fonti, rinunciando a presentare i risultati dell'analisi per tipologia di contratto. Trattandosi di province con minor peso dei settori turistici (manca il turismo litoraneo e d'arte di Venezia, quello montano di Belluno e quello termale e d'arte di Padova) l'andamento stagionale ciclico appare meno pronunciato, di quanto non si verificasse per il Veneto in complesso.

Nel 2001 è leggibile, soprattutto in NETLABOR, un progressivo calo delle assunzioni, rispetto ai trimestri corrispondenti dell'anno precedente, che raggiunge nel quarto trimestre il livello minimo storico rispetto alla serie evidenziata. In parte ciò è dovuto alla decelerazione della crescita economica, in parte ai crescenti problemi organizzativi incontrati dalle Province e dai centri per l'impiego nella fase di decentramento amministrativo e di riforma dei servizi per l'impiego. Il forte calo di assunzioni che si verifica anche su RTFL nel terzo trimestre (mesi di luglio, agosto, settembre) è dovuto, come già sottolineato, anche all'anticipo della data della rilevazione trimestrale.

Figura 6: Confronto fra associazioni NETLABOR e ISTAT-FDL. Solo lavoratori dipendenti in settori confrontabili residenti nel Veneto. Province di VR, VI, TV, RO



fonte: elaborazione Veneto Lavoro su dati RTFL e NETLABOR

## Riferimenti bibliografici

- Anastasia B., Gambuzza M., Rasera M. (2001), “La mobilità crescente nei mercati del lavoro di piena occupazione”, in U. Trivellato (a cura di) (2001), *Servizi per l'impiego e ricerche sul lavoro. L'esperienza del Veneto, Quaderni di Economia del Lavoro n. 72*, Franco Angeli; Milano.
- Barcaroli G., Di Pietro E., Venturi M. (1993), “La nuova indagine ISTAT sulle forze di lavoro: disegno delle rilevazioni ed effetti del piano di correzione basato sulla metodologia Fellegi-Holt”, *Economia & Lavoro*, Anno XXVII, 47-61.
- Baretta P., Trivellato (2003), La mobilità dei lavoratori da fonti amministrative e da surveys sulle famiglie: un'analisi comparata, *Working paper n. 58, Gruppo di ricerca “Lavoro e disoccupazione: questioni di misura ed analisi”*, Dipartimento di scienze statistiche, Università di Padova.
- Centra M., Discenza A.R., Rustichelli E. (2001), *Una procedura per la ricostruzione della struttura longitudinale della rilevazione trimestrale ISTAT sulle forze di lavoro*, ISFOL, Monografie sul mercato del lavoro e le politiche per l'impiego, n.2 Roma.
- de Angelini A., Giraldo A. (2002), “Mobilità e percorsi di stabilizzazione nel mercato del lavoro veneto. Confronto tra evidenze statistiche e evidenze amministrative”, in Veneto Lavoro (a cura di), *Il Mercato del Lavoro nel Veneto. Tendenze e Politiche. Rapporto 2002*. Franco Angeli, Milano, 171-197.
- de Angelini A., Giraldo A. (2001), “La mobilità del mercato del lavoro: flussi in entrata e in uscita e percorsi professionali trasversali”, in Veneto Lavoro (a cura di), *Il Mercato del Lavoro nel Veneto. Tendenze e Politiche. Rapporto 2001*. Franco Angeli, Milano, 85-120.
- Gennari P., Sestito P. (1996), “Durata dell'attività lavorativa e Turn-Over in Italia”, *Associazione italiana degli economisti del lavoro*, Undicesimo Convegno Nazionale, mimeo.
- Giraldo A. (2002), “La Rilevazione Trimestrale sulle Forze di Lavoro. Lettura, costruzione medie annuali e campioni longitudinali, tabelle e flussi netti”. *Rapporto di Ricerca. Veneto Lavoro*, luglio 2002.
- Istat (2001), *Rapporto annuale. La situazione del paese nel 1999*, Roma.
- Montanari G.E. (2001), “La ponderazione dei dati nelle rilevazioni longitudinali mediante campioni panel”, *Rivista di Statistica Ufficiale n.1*, Franco Angeli, Milano.
- Paggiaro A., Torelli N. (1999), “Una procedura per l'abbinamento di record nella rilevazione trimestrale delle forze di lavoro”, *Working paper n. 15, Gruppo di ricerca “Lavoro e disoccupazione: questioni di misura ed analisi”*, Dipartimento di scienze statistiche, Università di Padova.
- Rapiti F. (1998), “La misurazione e il significato del turnover occupazionale e i problemi di confrontabilità delle statistiche”, *Quaderni di ricerca Istat*, Nuova serie, n.3, 172-223.
- Rosati S. (2000), “La correzione di dati longitudinali nell'indagine Forze di lavoro”, *Rivista di statistica ufficiale*, n.3, Franco Angeli, Milano.

## Appendice

### Verifica della coerenza fra data inizio del lavoro e condizione di lavoro dichiarata

Sfruttando la dimensione longitudinale della RTFL, abbiamo operato un riscontro di coerenza fra le risposte fornite a distanza di un anno e di un trimestre alla domanda relativa alla data di inizio dell'attuale lavoro e l'informazione ricavata per confronto fra le risposte date nelle due interviste circa lo stato occupazionale, la posizione nella professione e l'attività. Nel caso di scostamento fra le due informazioni cerchiamo di valutare fino a che punto l'errore sia da attribuire solo alla data di avviamento, o anche ad errata dichiarazione (o codifica) delle variabili di stato, posizione o attività.

La verifica viene fatta utilizzando come base dati i due panel longitudinali PANEL A e PANEL B descritti nel testo, che contengono gli individui intervistati in una prima occasione in ciascuno dei trimestri che vanno da ottobre 1992 a ottobre 2002 e in una seconda occasione a distanza rispettivamente di un anno (PANEL A) e di un trimestre (PANEL B). L'uso di questi due insiemi di dati ci consente di effettuare elaborazioni e calcolare valori medi sulla serie di tutti gli intervalli annuali e trimestrali dal 1992 al 2002, con risultati più "robusti" di quelli ottenuti su un solo intervallo.

Gli errori più comuni citati dalla letteratura nel ricordare la data di un evento sono l'effetto "telescopio", che fa spostare indietro la data dell'evento dichiarato e l'effetto "heaping" che fa concentrare le risposte a una data fissa "focale", ad esempio all'inizio dell'anno.

Se non vi fossero errori di questo tipo, tutte le persone che dichiarano alla seconda occasione una condizione diversa da quella dichiarata la prima volta (sotto il profilo dello stato occupazionale, o dell'attività, o della posizione nella professione) dovrebbero dire di aver iniziato l'attuale rapporto di lavoro da non più di un anno. Invece solo il 75% di chi risulta aver cambiato stato occupazionale (da non occupato a occupato) nell'ultimo anno dice anche di aver iniziato l'attuale lavoro non più di un anno<sup>18</sup>. La percentuale scende a meno di un terzo per chi ha cambiato posizione nella professione (passando da indipendente a dipendente o viceversa) e a meno di un quarto per chi dichiara di aver cambiato ramo di attività (a livello di divisione la percentuale è ancora minore).

Si tratta di un errore nella data dichiarata o di un errore nella codifica della condizione al momento dell'intervista? Se prevalesse l'errore di data, il numero di persone che dichiarano di aver iniziato l'ultimo lavoro ad una data antecedente quella della prima intervista, ma nello stesso tempo dichiarano una condizione diversa rispetto a quella della prima intervista, dovrebbe concentrarsi nei mesi immediatamente precedenti. Per verificarlo in Tab.5 abbiamo calcolato, oltre alla quota di cambiamenti ricadenti nell'intervallo fra le due interviste (prima riga), anche la quota di cambiamenti che cade nei 6 mesi immediatamente precedenti (seconda riga) e nell'anno precedente. Nella parte superiore della tabella sono indicati i valori relativi all'intervallo da gennaio 2001 a gennaio 2002; nella parte inferiore i valori medi che si riscontrano in tutti gli abbinamenti effettuabili con intervallo annuale tra il quarto trimestre dal 1992 e il quarto trimestre 2002 (37 intervalli).

Oltre il 60% dei cambiamenti di attività e oltre il 50% di quelli di posizione riguarda persone che hanno dichiarato di aver iniziato il rapporto da oltre due anni, quindi ben oltre il periodo al quale è logico attendersi che si estenda l'effetto

---

<sup>18</sup> Si considerano solo i casi con risposta non nulla sulla data di inizio.

“telescopio”. La quota nei due semestri precedenti la prima intervista (13-18 mesi e 19-24 mesi) è modesta.

*Tabella 5: Confronto fra situazione dichiarata in due successive interviste a distanza di un anno, secondo la tenure del rapporto di lavoro dichiarata alla seconda occasione. Tutti i lavoratori – Valori % dei casi abbinati gennaio 2001-2002 e valori % medi di tutti i casi abbinati nei 37 intervalli da ottobre 92-93 a ottobre 2001-2002*

Mesi intercorsi dalla data di inizio del lavoro	Condizione dichiarata un anno prima							
	stato occupazionale		Posizione		attività (ramo)		attività (divisione)	
	Stesso	altro	stessa	altra	stessa	altra	stessa	altra
	casi abbinati gennaio 2001-2002							
0-12 mesi	7,41	78,79	7,93	32,33	7,21	29,23	9,70	27,76
13-18 mesi	5,03	0,00	5,04	2,84	4,95	4,14	4,80	6,74
19-24 mesi	4,77	3,03	5,12	0,47	5,21	1,34	4,81	0,00
oltre 2 anni	82,79	18,18	81,91	64,36	82,63	65,29	80,69	65,50
<b>totale con data dichiarata</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>
	valori medi di tutti i casi abbinati nei 37 intervalli da ottobre 92-93 a ottobre 2001-2002							
0-12 mesi	6,74	75,71	9,91	34,30	8,93	25,30	8,52	21,78
13-18 mesi	4,99	3,29	4,89	5,11	4,97	4,19	4,93	4,69
19-24 mesi	4,15	2,37	4,04	4,69	4,05	4,11	4,03	4,17
oltre 2 anni	84,11	18,62	81,16	55,89	82,05	66,40	82,51	69,36
<b>totale con data dichiarata</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>

fonte: elaborazione Veneto Lavoro su dati RTFL

Nell’elaborazione che segue (Tab.6) abbiamo ristretto il campo di osservazione agli individui che nella seconda occasione di intervista hanno dichiarato di essere dipendenti e di lavorare nell’ambito di un settore confrontabile con quelli di NETLABOR (vedi definizione dei settori confrontabili data precedentemente). I dati dell’ultima colonna si riferiscono ai lavoratori che nella prima occasione di intervista si colloca al di fuori del campo di osservazione.

Se, in accordo con la letteratura corrente, consideriamo più attendibile l’informazione sulla condizione dichiarata (posizione, settore) rispetto a quella sulla data di inizio, simulando il piano di elaborazione di NETLABOR anche questi casi dovrebbero essere considerati come associazioni avvenute fra un’intervista e l’altra. Possiamo però verificare che solo il 62,26% dichiara una data di inizio del rapporto congruente con tale ipotesi (cioè compresa entro i 12 mesi dalla seconda intervista). Dei rimanenti oltre il 30% dichiara una data anteriore di oltre due anni.

Tabella 6: Confronto fra situazione dichiarata in due successive interviste a distanza di un anno, secondo la tenure del rapporto di lavoro dichiarata alla seconda occasione. Solo lavoratori dipendenti entro il campo di osservazione Netlabor - Valori medi % di tutti i casi abbinati nei 37 intervalli da ottobre 92-93 a ottobre 2001-2002 e valori% dei casi abbinati gennaio 2001-2002

Mesi intercorsi dalla data di inizio del lavoro	Condizione dichiarata un anno prima								entro campo osservazione. Netlabor	
	stato occupazionale		posizione		attività (ramo)		attività (divisione)		si	no
	stesso	altro	stessa	altra	stesso	altro	stessa	altra		
	casi abbinati gennaio 2001-2002									
0-12 mesi	8,43	90,46	11,83	12,09	10,07	28,46	8,61	28,22	8,17	57,62
13-18 mesi	7,06	0	6,58	15,99	6,91	5,46	6,90	6,09	6,97	4,22
19-24 mesi	7,00	0	6,84	0	7,32	0,91	7,59	0	7,25	0,00
oltre 2 anni	77,51	9,54	74,75	71,92	75,70	65,17	76,89	63,47	77,61	38,16
totale con data dichiarata	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
	valori medi di tutti i casi abbinati nei 37 intervalli da ottobre 92-93 a ottobre 2001-2002									
0-12 mesi	8,58	82,96	13,08	33,46	11,53	31,74	10,91	25,28	7,74	62,26
13-18 mesi	6,54	2,71	6,29	6,28	6,35	5,71	6,39	5,78	6,56	3,91
19-24 mesi	5,26	2,69	5,12	3,69	5,17	4,34	5,23	4,43	5,32	3,12
oltre 2 anni	79,62	11,65	75,52	56,57	76,95	58,21	77,46	64,50	80,38	30,72
totale con data dichiarata	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

fonte: elaborazione Veneto Lavoro su dati RTFL

Vediamo qual è il loro contributo alla stima della mobilità, in valore assoluto. Nella tabella che segue (Tab.7) la verifica viene fatta prima su un intervallo annuale (gruppo A), poi su un intervallo trimestrale (gruppo B), con riferimento al mese di aprile 2002 come data dell'ultima intervista. Il gruppo A è costituito dagli individui intervistati a distanza di un anno, per la prima volta nel mese di aprile 2001 e per la seconda volta nel mese di aprile 2002.

Nelle righe della tabella sono leggibili le risposte alla domanda relativa alla data di inizio del lavoro, nelle colonne quelle relative alla condizione dichiarata alla seconda intervista: in particolare ci interessa sapere se a tale data erano o meno lavoratori dipendenti in settori di attività compresi nel campo di rilevazione di NETLABOR. I valori sono presentati già pesati sulla numerosità degli individui all'inizio del periodo. Gli individui che hanno dichiarato di aver iniziato l'attuale lavoro da meno di un anno sono 153.690, pari al 16% dei casi validi. Quelli che hanno dichiarato una data di inizio antecedente, ma che nella intervista precedente hanno dichiarato una posizione o un settore di attività esterno al campo di osservazione sono 35.265. Se vogliamo simulare lo stesso piano di elaborazione di NETLABOR, questi casi andrebbero considerati come associazioni (in quanto non presenti negli archivi dei centri per l'impiego un anno prima). Computando anche questi casi, la stima allargata delle associazioni sarebbe pari a 188.950, con un incremento del 22,9% rispetto a quella basata sulla sola data di inizio.

*Tabella 7: Confronto fra stima delle associazioni in base a sola data inizio e stima allargata (data inizio + variazione condizione) per un intervalli annuali e per un intervalli trimestrali - Solo lavoratori dipendenti entro il campo di osservazione Netlabor*

data di inizio del lavoro	numero casi pesati	posizione/settore 1 anno/trimestre prima	
		interno a campo osservazione	interno a campo osservazione
STIME RIFERITE A UN SINGOLO INTERVALLO			
GRUPPO A - intervallo annuale : casi abbinati da aprile 2001 a aprile 2002			
assunti prima	800.867	765.602	35.265
assunti nell'intervallo (= stima ristretta)	153.690	87.423	66.268
missing value	32.122	29.356	2.767
stima ristretta ( sola verifica su data)	153.690		
stima allargata (verifica anche su precedente. condizione)	188.955		
% stima allargata/ristretta	122,9		
GRUPPO B - intervallo trimestrale : casi abbinati da gennaio 2002 a aprile 2002			
assunti prima	990.877	952.102	38.775
assunti nell'intervallo	49.241	24.339	24.901
missing value	7.399	5.454	1.946
stima ristretta ( sola verifica su data)	4.9241		
stima allargata (verifica anche su precedente. condizione)	88016		
% stima allargata/ristretta	178,7		
VALORI MEDI RELATIVI A TUTTI GLI INTERVALLI			
GRUPPO A – intervallo annuale : valori medi di tutti i casi abbinati nei 37 intervalli da ottobre 92-93 a ottobre 2001-2002			
assunti prima	809646	768345	41300
assunti nell'intervallo	116011	60667	55344
missing value	31309	27803	3506
stima ristretta ( sola verifica su data)	116011		
stima allargata (verifica anche su precedente. condizione)	157311		
% stima allargata/ristretta	135,6		
GRUPPO B – intervallo trimestrale : valori medi di tutti i casi abbinati nei 40 intervalli da ott1992-gen1993 a lug2002-ott2002			
assunti prima	902408	863928	38480
assunti nell'intervallo	41833	20811	21022
missing value	7737	6629	1108
stima ristretta ( sola verifica su data)	41833		
stima allargata (verifica anche su precedente. condizione)	80313		
% stima allargata/ristretta	192,0		

fonte: elaborazione Veneto Lavoro su dati RTFL e NETLABOR

Vediamo ora qual è l'incidenza di questa componente se l'abbinamento viene effettuato a distanza di un trimestre. Il gruppo B è costituito dagli individui intervistati per la prima volta nel mese di gennaio 2002 e per la seconda volta nel mese di aprile 2002, a distanza di un trimestre.

Il numero di persone che dichiarano una data di assunzione compresa entro i tre mesi precedenti è pari a 49.241, corrispondente a circa un terzo degli assunti complessivamente nel corso dell'anno, come è logico aspettarsi. Ma il numero di individui che nella precedente intervista aveva dichiarato un lavoro autonomo o un

settore di attività esterno al campo di indagine non si discosta molto da quello dichiarato un anno prima: 38.775 contro 35.265. La differenza è di meno di 3.000 individui. Ma l'incidenza rispetto al numero di associazioni stimate a partire dalla data di inizio è molto maggiore di quella calcolata su un intervallo trimestrale: computando anche questi casi la stima allargata aumenterebbe del 78,7%. Se l'entità di questa componente è dello stesso ordine di grandezza, qualunque sia l'intervallo preso in considerazione, è evidente che si tratta di un errore nella dichiarazione dell'attività; altrimenti, aumentando l'intervallo, aumenterebbe anche il numero di lavoratori che alla data precedente era fuori del campo di osservazione.

Questi risultati vengono confermati se anziché esaminare un singolo intervallo annuale o trimestrale si calcolano i contributi sui valori medi di tutti gli intervalli dal 1992 al 2002 (parte in basso della tabella), ottenendo stime più robuste, in quanto basate su un numero di casi 40 volte maggiore.

Le conclusioni sono che è molto più facile che venga commesso un errore nel codificare la condizione dell'individuo (soprattutto per quanto riguarda l'attività) che non nella dichiarazione della data di inizio. Le stesse considerazioni valgono per la data di fine del rapporto precedente, con l'aggravante che in questo caso la posizione e settore del lavoro precedente è sempre affidata alla memoria.

Una verifica più puntuale sull'attendibilità dell'informazione relativa alla data di inizio può essere fatta suddividendo gli individui che dichiarano di aver iniziato l'attività in data antecedente quella della prima intervista, in due gruppi, a seconda che in occasione della seconda intervista dichiarino la stessa data di inizio dichiarata nell'occasione precedente o no. Nel primo caso possiamo dedurre che la data di inizio è esatta e che è sbagliato uno dei parametri che definisce la condizione dichiarata la prima o la seconda volta.

La tabella che segue mostra i risultati che si ottengono per gli individui interni al campo di osservazione comune intervistati due volte, nei mesi di gennaio e aprile 2002. Il lavoratori che dichiarano di aver iniziato l'attuale attività nel primo trimestre 2002 sono 49.241. Oltre a questi 38.775 individui hanno dichiarato nella intervista precedente una posizione o un settore tale da farli collocare fuori del campo di osservazione e, per essere confrontabili con i corrispondenti valori di NETLABOR, dovrebbero essere considerati come associazioni. Ma oltre un terzo (15.176) dichiarano la stessa data di inizio in tutte e due le interviste. In questi casi dobbiamo ritenere pertanto per buona questa informazione e dedurre che è sbagliata la dichiarazione della posizione o quella dell'attività precedente. I casi con data certamente errata risalente ai mesi per i quali è ipotizzabile un possibile effetto "telescopio" (< 1 anno prima della prima intervista) sono appena 9.586, cioè meno del 20% del valore stimato in base alla sola data di inizio. In basso sono leggibili i valori medi risultanti per tutti i 40 trimestri, che confermano questo risultato.



Tabella 8: Confronto fra data di inizio del rapporto di lavoro e posizione/settore dichiarati in due interviste a distanza di un trimestre - Solo lavoratori dipendenti entro il campo di osservazione Netlabor

Confronto fra data dichiarata nelle 2 interviste		TOTALE valori medi	posizione/settore 1 trimestre prima			
			valori assoluti		valori %	
			interno a campo osservazione	esterno a campo osservazione	interno a campo osservazione	esterno a campo osservazione
casi abbinati fra gennaio 2001-aprile 2002						
assunti nell'intervallo		<b>49.241</b>	24.339	24.901	49,4	50,6
assunti fuori dell'intervallo	totale	990.877	952.102	<b>38.775</b>	96,1	3,9
	altra data	212.334	188.734	23.600	88,9	11,1
	stessa data	778.544	763.368	15.176	98,1	1,9
di cui: < 1 anno prima	altra data	29.516	19.930	<b>9.586</b>	67,5	32,5
	stessa data	66.084	62.627	3.457	94,8	5,2
di cui: > 1 anno prima	altra data	182.818	168.804	14.014	92,3	7,7
	stessa data	712.460	700.741	11.719	98,4	1,6
di cui: missing value		7.399	5.454	1.946	73,7	26,3
totale occupati		1.047.517	981.895	65.622	93,7	6,3
valori medi di tutti i casi abbinati nei 40 intervalli da ottobre 92-genn93 a luglio2002-ottobre2002						
assunti nell'intervallo		<b>35.846</b>	14.999	20.848	41,8	58,2
assunti fuori dell'intervallo	totale	902.408	863.928	<b>38.480</b>	95,7	4,3
	altra data	236.747	211.984	24.763	89,5	10,5
	stessa data	665.661	651.944	13.717	97,9	2,1
di cui: < 1 anno prima	altra data	24.789	17.009	7.780	68,6	31,4
	stessa data	62.265	60.777	1.489	97,6	2,4
di cui: > 1 anno prima	altra data	211.958	194.975	16.983	92,0	8,0
	stessa data	603.396	591.167	12.229	98,0	2,0
di cui: missing value		7.737	6.629	1.108	85,7	14,3
totale occupati		951.978	891.368	60.610	93,6	6,4

fonte: elaborazione Veneto Lavoro su dati RTFL e NETLABOR

In conclusione, possiamo ritenere che nel caso in cui si restringa il campo di osservazione ai soli lavoratori dipendenti e a particolari settori di attività, per poter effettuare confronti con dati di fonte amministrativa, gli errori nella dichiarazione della posizione nella professione e/o nell'attività possono contribuire a sovrastimare notevolmente il numero di associazioni. Per altro verso, gli errori di memoria relativi alla data di inizio del rapporto di lavoro dichiarata dall'intervistato sembrerebbero piuttosto contenuti. Per la stima delle associazioni riteniamo pertanto preferibili i metodi basati sull'uso della sola informazione sulla data di inizio, che è presente in tutte le sezioni di ciascun trimestre.

### Working Papers già pubblicati

1. E. Battistin, A. Gavosto e E. Rettore, *Why do subsidized firms survive longer? An evaluation of a program promoting youth entrepreneurship in Italy*, Agosto 1998.
2. N. Rosati, E. Rettore e G. Masarotto, *A lower bound on asymptotic variance of repeated cross-sections estimators in fixed-effects models*, Agosto 1998.
3. U. Trivellato, *Il monitoraggio della povertà e della sua dinamica: questioni di misura e evidenze empiriche*, Settembre 1998.
4. F. Bassi, *Un modello per la stima di flussi nel mercato del lavoro affetti da errori di classificazione in rilevazioni retrospettive*, Ottobre 1998.
5. Ginzburg, M. Scaltriti, G. Solinas e R. Zoboli, *Un nuovo autunno caldo nel Mezzogiorno? Note in margine al dibattito sui differenziali salariali territoriali*, Ottobre 1998.
6. M. Forni e S. Paba, *Industrial districts, social environment and local growth. Evidence from Italy*, Novembre 1998.
7. B. Contini, *Wage structures in Europe and in the USA: are they rigid, are they flexible?*, Gennaio 1999.
8. B. Contini, L. Pacelli e C. Villosio, *Short employment spell in Italy, Germany and Great Britain: testing the "Port-of-entry" hypothesis*, Gennaio 1999
9. B. Contini, M. Filippi, L. Pacelli e C. Villosio, *Working careers of skilled vs. unskilled workers*, Gennaio 1999
10. F. Bassi, M. Gambuzza e M. Rasera, *Il sistema informatizzato NETLABOR. Caratteristiche di una nuova fonte sul mercato del lavoro*, Maggio 1999.
11. M. Lalla e F. Pattarin, *Alcuni modelli per l'analisi delle durate complete e incomplete della disoccupazione: il caso Emilia Romagna*, Maggio 1999.
12. A. Paggiaro, *Un modello di mistura per l'analisi della disoccupazione di lunga durata*, Maggio 1999.
13. T. Di Fonzo e P. Gennari, *Le serie storiche delle forze di lavoro per il periodo 1984.1-92.3: prospettive e problemi di ricostruzione*, Giugno 1999.
14. S. Campostrini, A. Giraldo, N. Parise e U. Trivellato, *La misura della partecipazione al lavoro in Italia: presupposti e problemi metodologici di un approccio "time use"*, Ottobre 1999.
15. A. Paggiaro e N. Torelli, *Una procedura per l'abbinamento di record nella rilevazione trimestrale delle forze di lavoro*, Ottobre 1999.
16. A. D'Agostino, G. Ghellini e L. Neri, *A Multiple Imputation Method for School to Work Panel Data*, Ottobre 1999.
17. G. Betti, B. Cheli e A. Lemmi, *Occupazione e condizioni di vita su uno pseudo panel italiano: primi risultati, avanzamenti e proposte metodologiche*, Ottobre 1999.
18. B. Anastasia, M. Gambuzza e M. Rasera, *La durata dei rapporti di lavoro: evidenze da alcuni mercati locali del lavoro veneti*, Marzo 2000.
19. F. Bassi, M. Gambuzza e M. Rasera, *Struttura e qualità delle informazioni del sistema NETLABOR. Una verifica sui dati delle Scica delle province di Belluno e Treviso*, Marzo 2000.
20. N. Rosati, *Permanent and Temporary Inequality in Italy in the 1980s and 1990s*, Marzo 2000.
21. G. Betti, B. Cheli e A. Lemmi, *Analisi delle dinamiche di povertà e disoccupazione su uno pseudo panel italiano*, Marzo 2000.
22. A. D'Agostino, G. Ghellini e L. Neri, *Modelli statistici per l'analisi dei comportamenti di transizione scuola lavoro*, Marzo 2000.

23. A. Paggiaro e U. Trivellato, *Assessing the effects of the "Mobility List" programme in an Italian region: do (slightly) better data and more flexible models matter?*, Marzo 2000.
24. F. Bassi, M. Gambuzza, M. Rasera e E. Rettore, *L'ingresso dei giovani nel mercato del lavoro: prime esplorazioni dall'archivio Netlabor*, Giugno 2000.
25. A. D'Agostino, G. Ghellini e L. Neri, *Percorsi di ingresso dei giovani nel mercato del lavoro*, Giugno 2000.
26. E. Battistin, E. Rettore e U. Trivellato, *Measuring participation at work in the presence of fallible indicators of labour force state*, Giugno 2000.
27. E. Battistin e E. Rettore, *Testing for the presence of a programme effect in a regression discontinuity design with non compliance*, Novembre 2000.
28. A. Ichino, M. Polo e E. Rettore, *Are judges biased by labor market conditions?*, Novembre 2000.
29. N. Rosati, *Further results on inequality in Italy in the 1980s and the 1990s*, Aprile 2001.
30. F. Bassi, M. Gambuzza e M. Rasera, *Imprese e contratti di assunzione: prime analisi da Netlabor*, Novembre 2001.
31. F. Bassi e U. Trivellato, *Gross flows from the French labour force survey: a reanalysis*, Novembre 2001.
32. A. Borgarello e F. Devicienti, *Trend nella distribuzione dei salari italiani 1985-1996*, Novembre 2001.
33. B. Contini, *Earnings mobility and labor market segmentation in Europe and USA: preliminary explorations*, Novembre 2001.
34. B. Contini e C. Villosio, *Job changes and wage dynamics*, Novembre 2001.
35. A. Borgarello, F. Devicienti e C. Villosio, *Mobilità retributiva in Italia 1985-1996*, Novembre 2001.
36. L. Pacelli, *Fixed term contracts, social security rebates and labour demand in Italy*, Novembre 2001.
37. B. Anastasia, M. Gambuzza e M. Rasera, *Le sorti dei flussi: dimensioni della domanda di lavoro, modalità di ingresso e rischio disoccupazione dei lavoratori extracomunitari in Veneto*, Novembre 2001.
38. N. Torelli e A. Paggiaro, *Estimating transition models with misclassification*, Novembre 2001.
39. G. Barbieri, P. Gennari e P. Sestito, *Do public employment services help people in finding a job? An evaluation of the italian case*, Novembre 2001.
40. A. Giraldo, E. Rettore e U. Trivellato, *The persistence of poverty: true state dependence or unobserved heterogeneity? Some evidence form the Italian survey on household income and wealth*, Novembre 2001.
41. A. Giraldo, E. Rettore e U. Trivellato, *Attrition bias in the bank of Italy's survey on household income and wealth*, Novembre 2001.
42. F. Devicienti, *Estimating poverty persistence in Britain*, Novembre 2001.
43. B. Contini, F. Cornaglia, C. Malpede, E. Rettore, *Measuring the impact of the Italian CFL programme on the job opportunities for the youths*, Novembre 2002.
44. E. Battistin, E. Rettore, *Another look at the regression discontinuity design*, Novembre 2002.
45. U. Trivellato, A. Giraldo, *Assessing the 'choosiness' of the job seekers. An exploratory approach and evidence for Italy*, Novembre 2002.
46. E. Rettore, U. Trivellato, A. Martini, *La valutazione delle politiche del lavoro in presenza di selezione: migliorare la teoria, i metodi o i dati?*, Novembre 2002.
47. B. Anastasia, D. Maurizio, *Misure dell'occupazione temporanea: consistenza, dinamica e caratteristiche di uno stock eterogeneo*, Novembre 2002.
48. S. Bragato, F. Occari, M. Valentini, *I problemi di contabilizzazione dei lavoratori extracomunitari. Una verifica nelle province di Treviso e Vicenza*, Novembre 2002.

49. A. Borgarello, F. Devicienti, *Trends in the Italian earnings distribution, 1985-1996*, Novembre 2002.
50. V. Verma, G. Betti, *Longitudinal measures of income poverty and life-style deprivation*, Novembre 2002.
51. F. Devicienti, *Downward nominal wage rigidity in Italy: evidence and consequences*, Novembre 2002.
52. D. Favaro, S. Magrini, *Gender wage differentials among young workers: methodological aspects and empirical results*, Settembre 2003.
53. R. Canu, G. Tattara, *Quando le farfalle mettono le ali. Osservazioni sull'ingresso delle donne nel lavoro dipendente*, Settembre 2003.
54. V. Verma, G. Betti, F. Ballini, M. Natilli, S. Galgani, *Personal income in the gross and net forms: applications of the Siena micro-simulation model (SM2)*, Settembre 2003.
55. G. Betti, V. Verma, M. Natilli, F. Ballini, *Statistical imputation in conjunction with micro-simulation of income data*, Settembre 2003.
56. F. Berton, L. Pacelli, G. Segre, *Tra lavoro dipendente e lavoro parasubordinato: chi sono, da dove vengono e dove vanno i lavoratori parasubordinati*, Settembre 2003.
57. D. Bondonio, R.T. Greebaum, *A comparative evaluation of spatially targeted economic revitalization programs in the European Union and the United States*, Settembre 2003.
58. P. Baretta, U. Trivellato, *La mobilità dei lavoratori da fonti amministrative e da surveys sulle famiglie: un'analisi comparata*, Settembre 2003.
59. M. Romano, *Abbinamento tra gli archivi INPS e Netlabor: il caso degli iscritti alle liste di mobilità*, Settembre 2003.
60. F. Bassi, E. Salvan, *Dinamiche di ricollocamento per lavoratori che perdono un'occupazione stabile*, Settembre 2003.
61. A. De Angelini, A. Giraldo, *La mobilità dei lavoratori nel Veneto. Confronto fra misure su dati RTFL e su dati NETLABOR*, Settembre 2003.