

# TRANSIZIONI E MOBILITÀ NEL MERCATO DEL LAVORO ITALIANO, 1979-2003 \*

U. Trivellato<sup>(1)</sup>, F. Bassi<sup>(1)</sup>, A. Discenza<sup>(2)</sup>, A. Giraldo<sup>(1)</sup>

<sup>(1)</sup> *Università di Padova, Dipartimento di Scienze Statistiche*, <sup>(2)</sup> *Istat*

## 1. Introduzione

In questo lavoro ci proponiamo di utilizzare uno strumento consolidato – eppure poco utilizzato – per lo studio della mobilità del mercato del lavoro italiano: le matrici di transizione tratte dalla rilevazione trimestrale sulle forze di lavoro (nel seguito RTFL)<sup>1</sup>.

Ricostruiamo e analizziamo la serie storica delle matrici di transizione annuali per il periodo 1979-2003, riferite alla popolazione in età (all'origine) 14/15-64 anni che permane a distanza di dodici mesi: da aprile dell'anno  $t$  ad aprile dell'anno  $t+1$ . Nel seguito chiamiamo tale popolazione “compresente”.

È palese che, guardando ai movimenti/permanenze documentati da tali matrici, cogliamo soltanto alcune dimensioni della mobilità dei lavoratori, e per di più in misura parziale. Innanzitutto, rileviamo la mobilità riferita alla popolazione compresente, mentre trascuriamo quella associata alle entrate nella/uscite dalla popolazione. In secondo luogo, basandoci su due rilevazioni *cross-section* a distanza di un anno, siamo in grado di identificare – con i limiti di cui diremo subito – le persone che si muovono, non già gli eventuali molteplici movimenti delle stesse: detto altrimenti, produciamo misure di riallocazione, non di *turnover*<sup>2</sup>. Infine, il criterio operativo per definire una persona mobile – lo è se nelle due rilevazioni in questione è classificata in due stati diversi – comporta che le persone mobili, e le conseguenti misure di riallocazione, presentano due caratteristiche: dipendono dal dettaglio della classificazione degli stati utilizzata; sono comunque un limite inferiore, perché tra le persone che a distanza di un anno risultano nello stesso stato – gli *stayers* – sono comprese anche quelle che nel corso dell'anno sono uscite dallo stato e poi vi sono rientrate<sup>3</sup>.

Per i motivi appena detti, l'analisi dei processi di riallocazione desumibili da matrici di transizione richiede di definire misure di mobilità *ad hoc*, diverse da quelle tipiche della letteratura su *worker and job flows* basate su storie lavorative (cfr., per tutti, Davis e Haltiwanger [1998]). Non sorprendentemente, questa esigenza è stata affrontata dai vari autori che si sono misurati con l'analisi di matrici di transizione, da ultimi Istat [2003, 187-203] e Albisinni e Discenza [2004]. Qui trattiamo la questione con una qualche

---

\* Francesca Santello ha fornito un'eccellente assistenza nelle elaborazioni. Ringraziamo inoltre B. Anastasia, R. Leombruni, A. Paggiaro, E. Rettore, G. Tattara, M. Valentini e i partecipanti al Seminario “Fonti e metodi di stima della mobilità del lavoro in Italia” (Università di Milano Bicocca, 21 marzo 2005) per commenti e suggerimenti su versioni preliminari.

<sup>1</sup> Alla base dell'utilizzo di matrici di transizione per lo studio della mobilità del lavoro è il classico studio di Blumen, Kogan e McCarthy [1955]. Tra i non numerosi contributi italiani sull'argomento, cfr. Martini [1983], Bernardi e Zaccarin [1984], Leoni [1984], Bernardi e Zaccarin [1991], Chelli e Rosti [2002] e, recentemente, Istat [2003] e Albisinni e Discenza [2004].

<sup>2</sup> Le misure di *turnover* contano tutti i movimenti (associazioni e separazioni) dei lavoratori, mentre le misure di riallocazione contano una sola volta gli individui che si separano e/o si associano, anche da diverse imprese più volte nel corso dell'anno. Le misure di riallocazione hanno dunque come unità di rilevazione le “teste” e quelle di *turnover* i rapporti di lavoro.

<sup>3</sup> Un'acuta discussione su molteplici misure di stock e flussi nel mercato del lavoro, in relazione all'informazione disponibile, è in Anastasia [2003].

maggiore sistematicità, guardando a caratteristiche e proprietà degli indicatori e alla loro interpretabilità (cfr. l'appendice 2)<sup>4</sup>.

Sotto il profilo sostanziale, pur con i limiti evidenziati sopra, l'analisi delle matrici di transizione tratte dalla RTFL è di interesse per almeno due ordini di ragioni. Per un verso, per lo spettro e la natura dei flussi che una matrice di transizione documenta. Essa si riferisce, infatti, alla popolazione compresente dell'insieme delle famiglie residenti, e consente quindi valutazioni sulla mobilità riferite a larghissima parte della popolazione italiana. Inoltre, mette in luce innanzitutto la mobilità dovuta all'ingresso nella/uscita dalla occupazione, cioè a dire a cambiamenti di stato che hanno un particolare rilievo.

Per un altro verso, portiamo l'attenzione soprattutto sull'evoluzione della mobilità dei lavoratori, analizzata sulla base della serie storica delle matrici di transizione dal 1979/80 al 2002/03. E quando si guarda alla dinamica, non già ai livelli, alcuni dei limiti delle misure di riallocazione tratte da matrici di transizione si fanno meno severi.

Un decisivo motivo di interesse di questo lavoro sta nel fatto che conduciamo l'analisi su un quarto di secolo, il che permette di mettere a fuoco tendenze di medio-lungo periodo e cogliere modificazioni della mobilità collegate sia a trasformazioni nella struttura della popolazione e dell'offerta di lavoro sia all'evoluzione dell'economia ed al succedersi delle fasi cicliche. In merito all'offerta di lavoro, conviene ricordare che nei venticinque anni considerati la numerosità delle coorti che si affacciano sul mercato del lavoro si modifica sensibilmente. La dinamica demografica della classe di età 15-24 anni è prima crescente e poi progressivamente calante<sup>5</sup>, inizialmente per effetto del *baby-boom* degli anni sessanta e poi del forte calo della natalità. Ad essa si accompagna la crescita della scolarizzazione post-obbligo, marcata soprattutto dai primi anni Novanta<sup>6</sup>. L'esito è un progressivo, vistoso declino delle forze di lavoro in età giovanile a partire dalla fine degli anni Ottanta: da 4,5-4,4 milioni – e da un tasso di attività attorno al 49% – a poco più di 2,2 milioni nel 2003 – con il tasso di attività attestato al 34%. Quanto al ciclo dell'occupazione, esso ha conosciuto due lunghe fasi espansive, rispettivamente dal 1983 al '90 e dal 1995 al 2003, interrotte dalla forte recessione degli anni 1991-94. Le due fasi espansive sono state profondamente diverse: la prima contrassegnata da una sostenuta crescita del prodotto accompagnata da una crescita dell'occupazione relativamente moderata; la seconda segnata, all'opposto, da una vigorosa dinamica dell'occupazione e da modesti incrementi del prodotto. In questo quadro, spicca poi il forte incremento dell'occupazione femminile<sup>7</sup> (cfr. Sestito [2002, 101-184], Istat [2003, cap. 4] e Tronti [2004]).

Per l'ultimo decennio, 1993-2003, disponiamo poi di informazioni più ricche, fornite dalla nuova serie delle matrici di transizione dell'Istat [2002a; 2002b] nonché dalla possibilità di condurre elaborazioni sui *files* di microdati abbinati, che utilizziamo per approfondimenti in varie direzioni.

Il lavoro si sviluppa come segue. Nella sez. 2 diamo brevemente conto delle matrici di transizione disponibili e delle scelte operate per ricostruire una serie completa e

---

<sup>4</sup> Trascuriamo invece, anche per i vincoli nell'informazione di base disponibile, il delicato problema degli errori di misura che possono affliggere la costruzione delle matrici di transizione, e delle implicazioni che essi hanno sulla stima dei flussi e delle probabilità di transizione. Al riguardo cfr., tra i molti, Bassi, Torelli e Trivellato [1998], Bassi *et al.* [2000], Bound, Brown e Mathiowetz [2001, 3791-3805].

<sup>5</sup> Raggiunge i 9,5 milioni di persone nel 1987, e poi scende fino a meno di 6,2 milioni nel 2003.

<sup>6</sup> È illuminante, al riguardo, l'andamento di due stime, sia pure grossolane, di tassi di scolarizzazione: il rapporto fra licenziati di scuola media superiore (al netto delle qualifiche professionali) e diciannovenni, e il rapporto fra laureati e diplomati universitari e ventiquattrenni. Il primo passa dal 40% nel 1979/80, al 46% nel 1989/90, al 68% nel 1999/2000. I corrispondenti valori per il tasso di laureati sono 9,8%, 9,2% e 17,5% (dati cortesemente forniti da P. Cipollone).

<sup>7</sup> Dal 1979 al 2003 l'occupazione femminile è aumentata di oltre il 43%, quella maschile di poco meno del 2%. Di conseguenza il peso delle donne sull'occupazione totale è passato dal 30,3 al 37,7%.

armonizzata (maggiori ragguagli sono nell'appendice 1). Nella sez. 3 ci soffermiamo sulla dinamica della mobilità nel quarto di secolo considerato. Guardiamo a misure e indicatori di riallocazione riferiti all'occupazione, sulla base della classificazione della popolazione in tre stati: occupati, persone in cerca di occupazione (o, come diremo, disoccupati) e persone non appartenenti alle forze di lavoro (o inattivi). La sola disaggregazione disponibile è per genere.

Nella sez. 4 fermiamo l'attenzione sulla dinamica nel decennio 1993/94-2002/03. Mantenendo ferma la classificazione della popolazione in tre stati, utilizziamo la più ricca e duttile base informativa disponibile per tre ordini di approfondimenti: sfruttiamo le risposte ai quesiti retrospettivi sulla data d'inizio del lavoro in corso (per gli occupati) e di conclusione dell'ultimo lavoro (per i non occupati con precedenti lavorativi), per cogliere ulteriori componenti della mobilità; svolgiamo analisi maggiormente disaggregate; infine, integriamo i dati sulla popolazione compresente con stime dei flussi di altre persone entrate nella/uscite dalla occupazione nell'anno, e siamo così in grado di prospettare alcune indicazioni sull'evoluzione della mobilità con riguardo alla popolazione dinamica, estesa cioè agli usciti e agli entrati nell'anno. La sez. 5 raccoglie sintetiche conclusioni.

## 2. Le matrici di transizione annuali

Le matrici di transizione disponibili sono annuali, di massima  $apr.t/apr.t+1$ . Esse constano di due blocchi: (i) le matrici correntemente pubblicate dall'Istat per gli anni dal 1979/80 al 1989/90 [Istat vari anni]; (ii) le matrici della nuova serie dell'Istat [Istat 2002a]<sup>8</sup>, che noi stimiamo per l'intero periodo 1993/94-2002/03 conformemente ai criteri definatori di cui diremo tra poco, a partire dai *files* di microdati abbinati.

I problemi che si pongono per un'analisi estesa al periodo 1979/80-2002/03 sono di due ordini. In primo luogo c'è da colmare la falla per gli anni 1990/91-1992/93. Ad essa ovviamo stimando le matrici in questione a partire dai *files cross-section* di microdati della RTFL.

In secondo luogo occorre affrontare le molteplici, talora marcate disomogeneità che caratterizzano la serie di matrici. I ragguagli essenziali sui fattori di disomogeneità e sulle operazioni di armonizzazione realizzate sono nell'appendice 1.

Giungiamo così a una serie di matrici di transizione annuali (i) riferite alla popolazione compresente in età (all'origine) 14/15-64 anni, (ii) basate sulla classificazione della popolazione in tre stati – occupati (*O*), disoccupati (*U*) e non appartenenti alle forze di lavoro (*N*), e (iii) su una definizione “larga” della disoccupazione – i disoccupati comprendono le persone non occupate che dichiarano di essere in cerca di lavoro, immediatamente disponibili a lavorare e di aver compiuto un'azione di ricerca, senza alcun vincolo di prossimità temporale della stessa.

Le ragioni di queste scelte sono presto dette. La limitazione dell'ambito di età serve a ridurre gli effetti sulla serie di matrici delle modificazioni nella struttura per età della popolazione, notevoli soprattutto per le classi di età estreme. L'utilizzazione di una parsimoniosa classificazione in tre stati è motivata da preoccupazioni di attendibilità dei risultati: le variabili posizione/settore di attività economica, che pure sono disponibili per l'intero periodo di interesse, sono infatti soggette a rilevanti errori di classificazione, in buona misura casuali, che generano quindi transizione spurie<sup>9</sup>. Infine, la scelta di una

---

<sup>8</sup> Le matrici per gli anni 1998/99-2001/02 sono pubblicate in Istat [2002b].

<sup>9</sup> La disaggregazione degli occupati in sei stati – dipendenti e autonomi distintamente per macro-settore di attività (agricoltura, industria, servizi), presente anche nelle matrici pubblicate 1979/80-1989/90, teoricamente consentirebbe di cogliere parte della mobilità inter-occupazionale. Le risposte sull'attività economica, tuttavia, sono tipicamente affette da marcati errori di risposta, in larga misura casuali: cfr. ancora

definizione “larga” della disoccupazione è coerente con solide evidenze in suo favore per il contesto italiano (cfr. Battistin, Rettore e Trivellato [2000], Viviano [2003] e Brandolini, Cipollone e Viviano [2004]).

L’esito è una serie di matrici di transizione ragionevolmente comparabili. I residui fattori di disomogeneità hanno un peso limitato, e qualche cautela si impone essenzialmente nell’interpretare i risultati attorno agli anni di cesura della serie originaria.

Prima di entrare *in media res*, è istruttivo guardare a una matrice di transizione. Lo facciamo con l’ultima disponibile, apr.2002/apr.2003. Per tale matrice abbiamo anche le informazioni aggiuntive sulle distribuzioni marginali delle persone uscite – rispettivamente morti e cancellati dall’anagrafe – ed entrate – rispettivamente quindicenni e iscritti all’anagrafe – nell’anno, che ci permettono di giungere alle distribuzioni marginali rispettivamente della popolazione iniziale e di quella finale (cfr. la tab. 1). Alla matrice affianchiamo poi il corrispondente diagramma degli stock e dei flussi, che si presta per distinguere visivamente gli stock e i flussi entro la matrice di transizione (detto altrimenti, riferiti alla popolazione compresente) – riportati in carattere normale – dagli stock e flussi riferiti alla popolazione dinamica, rispettivamente iniziale e finale – riportati in corsivo (cfr. la fig. 1).

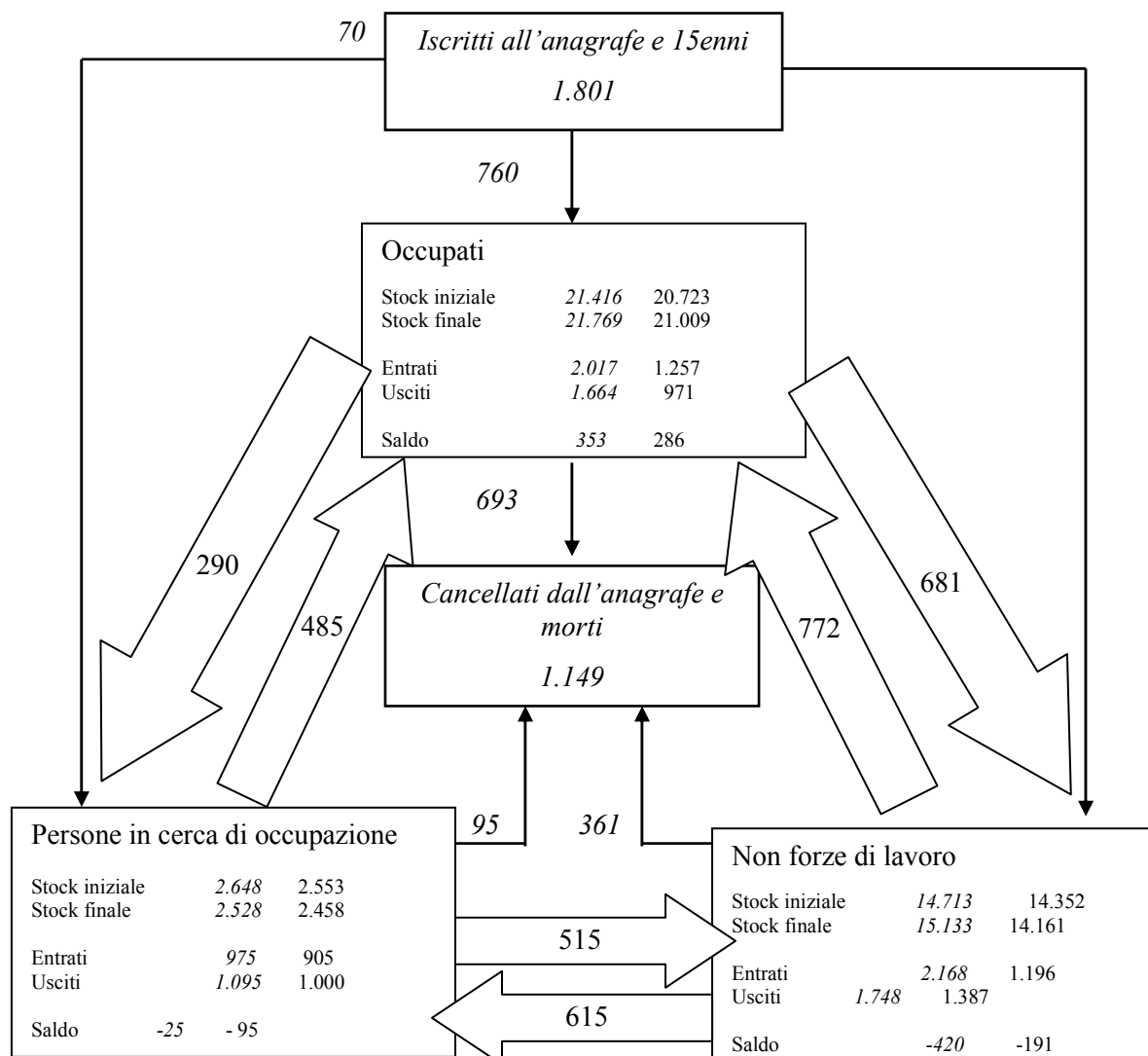
Tab. 1. *Matrice di transizione apr.2002/apr.2003 e stock iniziali e finali della popolazione dinamica (popolazione in età 15-64 anni)*

		Condizione aprile 2003						
		Occupati	Disoccupati	Non forze di lavoro	Popolazione compresente	Morti	Cancellati da anagrafe	Popolazione aprile 2002
<i>Condiz. aprile 2002</i>	Occupati	19.752 <i>95,3</i>	290 <i>1,4</i>	681 <i>3,3</i>	20.723	47	646	21.416
	Disoccupati	485 <i>19,0</i>	1.553 <i>60,8</i>	515 <i>20,2</i>	2.553	3	92	2.648
	Non forze di Lavoro	772 <i>5,4</i>	615 <i>4,3</i>	12.965 <i>90,3</i>	14.352	47	314	14.713
	Popolazione compresente	21.009	2.458	14.161	37.628	97	1.052	38.777
	15enni	24	7	525	556			
	Iscritti in anagrafe	736	63	447	1.245			
	Popolazione aprile 2003	21.769	2.528	15.133	39.429			

*Nota:* In carattere normale flussi e stock di popolazione, in migliaia; in corsivo le probabilità di transizione.

Bound, Brown e Mathiowetz [2001, 3802-3805]. In Istat [2003, 2] è detto che «la disaggregazione ... per settore di attività economica (ricodifica a 12 settori) è ritenuta affidabile». L’affermazione pecca, tuttavia, di ottimismo. de Angelini e Giraldo [2003] mostrano, infatti, che le incongruenze, in chiave longitudinale, nelle variabili posizione nella professione e/o settore di attività sono cospicue e inducono una distorsione verso l’alto della mobilità.

Fig. 1. Diagramma degli stock e dei flussi nel periodo apr.2002/apr.2003, popolazione dinamica in età 15-64 anni.



Nota: Le cifre in carattere normale sono riferite alla popolazione compresente e ai flussi interni al mercato del lavoro. Le cifre in corsivo sono riferite alla popolazione dinamica, rispettivamente iniziale e finale, e ai flussi a carattere (prevalentemente) demografico.

L'ispezione della tab. 1 e della fig. 1 evidenzia alcuni importanti fatti stilizzati, solo apparentemente contraddittori.

- Vi è una notevole stabilità nel mercato del lavoro, documentata dall'entità delle probabilità di permanenza nell'anno – quelle che si dispongono lungo la diagonale principale della matrice di transizione. La probabilità di permanenza degli occupati è pari al 95,3%, scende al 90,3% per gli inattivi; anche per i disoccupati resta superiore al 60%.
- Le variazioni degli stock di occupati e disoccupati nell'anno sono relativamente modeste rispetto ai flussi. Sempre con riferimento alla popolazione compresente, gli occupati aumentano di 286mila e i disoccupati diminuiscono di 95mila. Questi saldi, tuttavia, sono il risultato di un insieme assai consistente di flussi, in diverse direzioni: i movimenti in entrata e in uscita dall'occupazione interessano oltre 2,22 milioni di persone; complessivamente, i movimenti entro la popolazione compresente – fra i tre stati – coinvolgono oltre 3,35 milioni di persone.

- (c) Se consideriamo, poi, la popolazione dinamica, estesa cioè agli usciti e agli entrati nell'anno – che si aggiungono alla popolazione compresente, si hanno ulteriori flussi pari a 2,95 milioni di persone. I flussi in entrata ammontano a 1,8 milioni di persone, dei quali 550mila quindicenni (ad aprile 2003) – che raggiungono quindi l'età attiva nel corso dell'anno – e i restanti 1,25 milioni nuovi iscritti all'anagrafe – per trasferimento di residenza o per immigrazione. Di questi flussi in entrata, 760mila hanno come stato di destinazione l'occupazione, 70mila la disoccupazione. I flussi in uscita sono dell'ordine di 1,15 milioni, dei quali i cancellati dall'anagrafe – per trasferimento di residenza o per emigrazione – sono oltre 1,05 milioni.
- (d) Come appena anticipato, dei flussi in entrata e in uscita abbiamo soltanto le distribuzioni marginali, rispettivamente quella di destinazione e quella di origine. Non siamo quindi in grado di valutarne compiutamente la mobilità rispetto al lavoro. Specificamente, ci manca (i) la distinzione fra persone che semplicemente cambiano comune di residenza, immigrati e emigrati e, (ii) per coloro che cambiano comune di residenza, l'informazione congiuntamente sullo stato di origine e di destinazione. È tuttavia plausibile che al cambiamento del comune di residenza sia associata una mobilità rispetto al lavoro ben superiore a quella che caratterizza la popolazione compresente<sup>10</sup>. Ciò significa che le misure della mobilità dei lavoratori basate sulle matrici di transizione – quindi sulla popolazione compresente – sono distorte verso il basso. In presenza di un contesto ragionevolmente stabile, anche la sottostima tende a mantenersi stabile, e non preclude quindi di cogliere in maniera soddisfacente la dinamica della mobilità. Maggiori cautele – e possibilmente correttivi – si impongono, invece, quando vi siano rilevanti modificazioni del contesto: nel nostro caso, esse si manifestano nella parte finale del periodo considerato, con il forte incremento del flusso di immigrati.

### 3. La dinamica di lungo periodo di occupazione e mobilità, 1979-2003

Per l'analisi della dinamica di lungo periodo della mobilità dei lavoratori consideriamo tre insiemi di informazioni. In primo luogo, guardiamo alle matrici delle probabilità di transizione  $\{p_{ij}\}$ ,  $i, j = O, U, N$ , in particolare alle probabilità di entrata nella/uscita dalla occupazione. In secondo luogo, utilizziamo indicatori sintetici di mobilità: (i) l'usuale tasso di mobilità riferito all'intera popolazione compresente,  $tm$ , dato dal rapporto fra coloro che cambiano stato e il totale della popolazione; e soprattutto, essendo il nostro interesse incentrato sulla mobilità rispetto all'occupazione, (ii) il tasso di riallocazione con riferimento agli occupati,  $tro$ , dato dal rapporto fra il totale delle persone che entrano ed escono dall'occupazione<sup>11</sup> e la popolazione esposta al rischio di tali movimenti. Di  $tro$  consideriamo inoltre la decomposizione nei tassi rispettivamente di ingresso e di uscita dall'occupazione,  $tra$  e  $trs$ , che a loro volta possono essere decomposti a seconda che lo stato di origine (destinazione) sia quello di disoccupato o di inattivo,  $trad$  e  $tran$  ( $trsd$  e  $trsn$ )<sup>12</sup>. Infine, alle precedenti misure, tutte con campo di variazione  $[0,1]$  e che presenteremo sempre in termini percentuali, affianchiamo i saldi e i flussi totali (dati dalla somma di entrati ed usciti) relativi nell'ordine agli stati di occupato e di disoccupato.

La tab. 2 presenta i risultati per sei matrici di transizione: quella iniziale 1979/80 e quella finale 2002/03, e inoltre le matrici degli anni di decollo delle due fasi di espansione

<sup>10</sup> D'altra parte, per gli immigrati occupati (a  $t+1$ ) e gli emigrati occupati (a  $t$ ) si è per certo in presenza rispettivamente di un'associazione e di una separazione. Essi sono, dunque, per definizione persone mobili.

<sup>11</sup> Nella terminologia di Anastasia [2003, 110-117] sono gli «entrati» e gli «usciti».

<sup>12</sup> Qui e nel seguito, per una presentazione sistematica degli indicatori usati – e delle relazioni fra gli stessi – cfr. l'appendice 2.

dell'occupazione (1983/84 e 1994/95) e le matrici in corrispondenza di due picchi – quello negativo della recessione dei primi anni novanta (1992/93) e quello positivo della recente fase espansiva (2000/01).

Tab. 2. *Matrici di transizione e indicatori di mobilità (apr.t/apr.t+1) per selezionate coppie di anni dal 1979/80 al 2002/03, popolazione compresente in età 15-64 anni*

	1979/80				1983/1984				1992/93			
	O	U	N	Totale	O	U	N	Totale	O	U	N	Totale
Occupati	92,9	1,0	6,1	19.534	91,8	2,4	5,8	19.733	90,2	3,1	6,7	21.346
Disoccupati	30,1	42,3	27,5	1.570	27,1	49,5	23,4	2.192	17,7	58,2	24,1	2.412
Non forze lav.	8,9	4,3	86,8	16.014	8,3	5,9	85,8	16.058	5,9	6,5	87,6	16.961
Indicatori di mobilità (%)	<i>tm</i>	<i>tro</i>	<i>tra</i>	<i>trs</i>	<i>tm</i>	<i>tro</i>	<i>tra</i>	<i>trs</i>	<i>tm</i>	<i>tro</i>	<i>tra</i>	<i>trs</i>
	11,9	15,4	8,9	6,5	13,2	16,3	8,9	7,4	12,8	15,5	6,3	9,2
Saldi e flussi	$\Delta O$	$\Delta U$	FO	FU	$\Delta O$	$\Delta U$	FO	FU	$\Delta O$	$\Delta U$	FO	FU
	512	-20	3.298	1.790	313	-305	3.539	1.790	-662	770	3.525	2.785

	1994/95				2000/01				2002/03			
	O	U	N	Totale	O	U	N	Totale	O	U	N	Totale
Occupati	93,4	2,0	4,6	19.349	94,8	1,4	3,7	19.980	95,3	1,4	3,3	20.723
Disoccupati	19,9	60,8	19,3	3.124	18,7	59,3	22,0	3.055	19,0	60,8	20,2	2.553
Non forze lav.	4,4	4,9	90,7	15.325	5,6	4,1	90,4	14.676	5,4	4,3	90,3	14.352
Indicatori di mobilità (%)	<i>tm</i>	<i>tro</i>	<i>tra</i>	<i>trs</i>	<i>tm</i>	<i>tro</i>	<i>tra</i>	<i>trs</i>	<i>tm</i>	<i>tro</i>	<i>tra</i>	<i>trs</i>
	10,4	12,5	6,3	6,2	9,8	11,3	6,5	4,8	8,9	10,1	5,7	4,4
Saldi e flussi	$\Delta O$	$\Delta U$	FO	FU	$\Delta O$	$\Delta U$	FO	FU	$\Delta O$	$\Delta U$	FO	FU
	20	-80	2.584	2.369	355	-360	2.419	2.128	286	-95	2.228	1.905

*Nota:* In carattere normale la distribuzione della popolazione compresente, in corsivo le probabilità di transizione. Per gli indicatori di mobilità, vedi il testo principale e l'appendice 2. Per i saldi e flussi:  $\Delta O$  è il saldo degli occupati (=  $O_{t+1} - O_t$ , pari anche alla differenza fra entrati e usciti nello stato);  $\Delta U$  è il saldo dei disoccupati; FO è la somma degli entrati e degli usciti dall'occupazione; FU è la somma degli entrati e degli usciti dalla disoccupazione.

Essa mette in luce evidenze di segno diverso. Da un lato, emerge una certa stabilità del *pattern* di mobilità – conviene ripeterlo, in termini di persone che, dato lo spazio a tre stati, risultano permanere o aver cambiato stato a distanza di un anno. Ad esempio, i tassi di permanenza nell'occupazione si mantengono tra il 90% – il più basso, in corrispondenza della picco recessivo del 1992/93 – e il 95% del 2002/03. Com'è ovvio, la permanenza è più bassa, e la variabilità più marcata, per i disoccupati: i corrispondenti tassi fluttuano fra il 42% e il 61%. Se guardiamo all'entità dei saldi e dei flussi totali, notiamo che i saldi assumono segni diversi, e sono piuttosto polarizzati, in corrispondenza con le fasi del ciclo occupazionale. Per gli occupati, l'escursione è tra un saldo positivo di 510mila unità nel 1979/80 – seguito da 335mila nel 2000/01 – e uno negativo di 660mila nel 1992/93; con un andamento discretamente speculare, il 1992/93 è anche l'anno della massima crescita dei disoccupati (+770mila), mentre il 2000/01 è quello in cui essi calano di più (-360mila). Comparativamente meno variabile è, invece, l'entità dei flussi totali, tanto più se si tiene conto che dai primi anni novanta la contrazione delle coorti che si affacciano al mercato del lavoro diventa sensibile: i flussi rispetto all'occupazione variano da 3,5 a 2,2 milioni di persone; quelli rispetto alla disoccupazione da 2,8 a 1,8 milioni. Il tutto è riassunto in tassi di mobilità, che hanno un ordine di grandezza non trascurabile: 9-12% per *tm* e 10-16% per *tro*. Chiaramente, questi tratti chiamano in causa le caratteristiche strutturali del mercato del lavoro italiano e il ruolo di quella che potremmo chiamare “demografia delle forze di

lavoro”, determinata prevalentemente dai processi demografici e dalla dinamica della scolarizzazione, che abbiamo richiamato nell’introduzione<sup>13</sup>.

Dall’altro lato, i risultati per i vari anni, segnatamente per quelli che si collocano ai poli opposti del ciclo occupazionale, mostrano un’apprezzabile variabilità. I livelli più alti di *tm* e *tro* si hanno negli anni ottanta e nei primi anni novanta, per un verso in corrispondenza della maggior crescita dell’occupazione (1979/80 e 1983/84) e per un altro verso nell’anno del picco recessivo (1992/93).

Per interpretare la dinamica di questi indicatori si impongono alcune precisazioni. Per essi non valgono, infatti, i suggerimenti della teoria economica e le evidenze empiriche sulla dinamica degli usuali indicatori di mobilità riferiti ai movimenti dei lavoratori, riassunti in un andamento pro-ciclico del *gross worker turnover*, decisamente pro-ciclico delle associazioni, pressoché aciclico (o moderatamente pro-ciclico) delle separazioni [Blanchard e Diamond 1990; Leombruni e Quaranta 2002, 134-148; Shimer 2004]. La ragione è duplice. In primo luogo, le regolarità tipiche degli indicatori di *turnover* non valgono meccanicamente per i corrispondenti indicatori riferiti alla frazione di lavoratori mobili. In secondo luogo, gli indicatori di riallocazione tratti da matrici di transizione non risentono delle separazioni volontarie, che tipicamente si risolvono in una nuova occupazione, perché a coppie di separazioni-associazioni ravvicinate nel tempo generalmente corrisponde, in matrici di transizione annuali, la permanenza nello stato di occupato: detto altrimenti, la condizione registrata è quella di occupato *stayer*. Ciò spiega il picco di *trs* nella recessione del 1992/93, in quanto la dinamica anti-ciclica legata al maggior numero di licenziamenti non è bilanciata da quella ciclica del calo delle separazioni volontarie: in definitiva, *trs* coglie essenzialmente il flusso di lavoratori licenziati o collocati in pensione anticipatamente. D’altra parte, per la stessa ragione *tra* ha sì una contrazione durante la recessione – diminuiscono i lavoratori assunti, ma minore di quella che tipicamente registra il tasso di associazione (il quale risente anche del calo delle associazioni che seguono le separazioni volontarie). L’esito complessivo è in proprietà cicliche non nitide di *tro*<sup>14</sup>: blandamente pro-ciclico in periodi di espansione dell’occupazione e decisamente anti-ciclico nelle fasi recessive, per il ruolo opposto che ingressi e uscite assumono nei due picchi del ciclo occupazionale. Nelle fasi espansive, infatti, predominano gli ingressi – *tra* è maggiore di *trs* di 1,5-3 punti percentuali, mentre in recessione prevalgono le uscite – nel 1992/93 è *trs* che supera *tra*, e di quasi 3 punti percentuali.

Le evidenze dalle tre matrici di transizione relative ad anni collocati fra il 1994 e il 2003 sono coerenti con questa chiave di lettura, con due particolarità. Risentono in misura più marcata dei fattori demografici e di scolarizzazione dei quali abbiamo brevemente detto nella sezione introduttiva, i quali, *ceteris paribus*, inducono una contrazione delle coorti che entrano nel mercato del lavoro e quindi un declino della mobilità. Inoltre, si collocano tutte entro una lunga fase di espansione dell’occupazione – sia pure con intensità variabile – e non presentano, quindi, l’andamento divaricato di *tra* e *trs* riscontrato nei due picchi – espansivo e recessivo – del ciclo occupazionale del periodo precedente. I tassi di ingresso si mantengono, nei tre anni, sempre superiori a quelli di uscita. Significativamente, peraltro, il divario fra *tra* e *trs* è massimo – 1,7 punti percentuali – nel 2000/01, l’anno di maggior crescita relativa dell’occupazione.

---

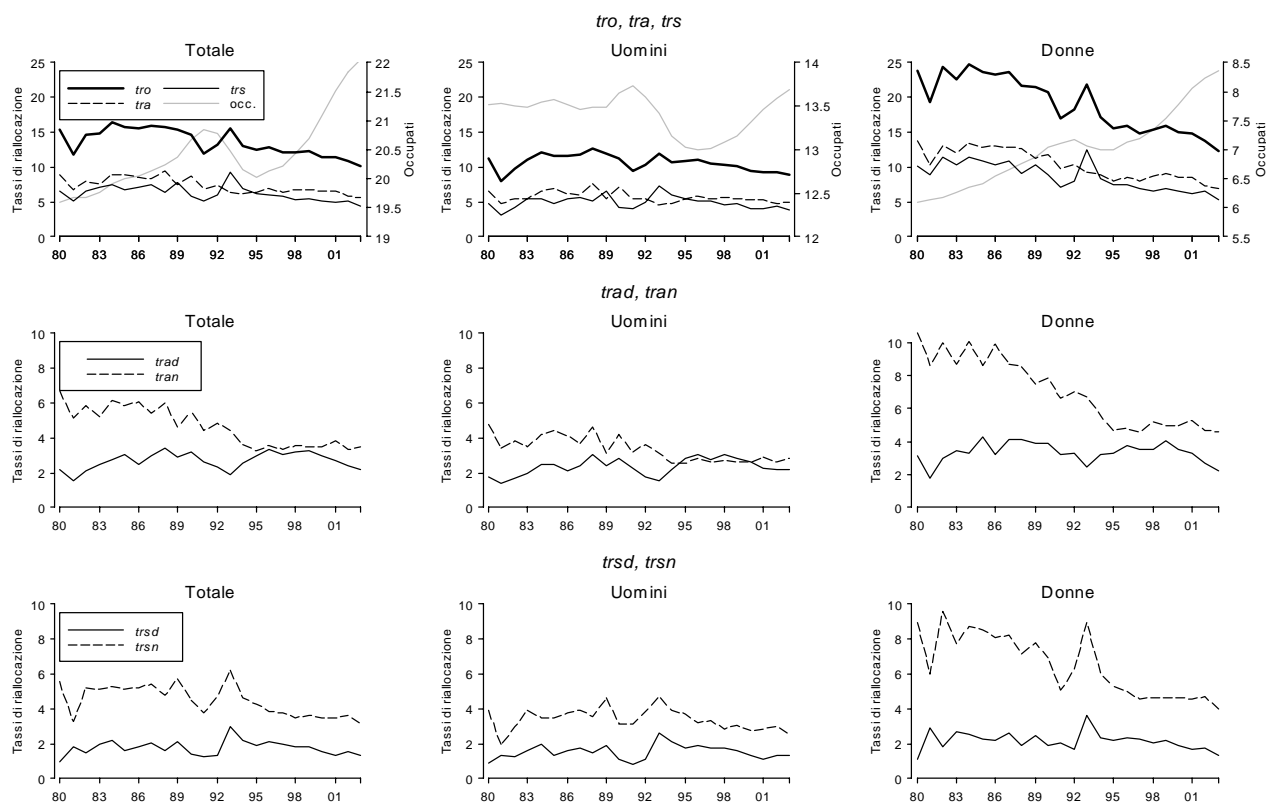
<sup>13</sup> Come vedremo nel seguito (cfr. la sez. 4.2), nella parte finale dell’ultimo decennio assume un ruolo non trascurabile anche la dinamica del terzo fattore operante sulla demografia delle forze di lavoro: l’incremento dell’età di uscita per pensionamento.

<sup>14</sup> Più in generale, questo *caveat* vale per l’insieme degli indicatori di riallocazione.



Il quadro completo della dinamica dei tassi di riallocazione con riferimento agli occupati – *tro* e sue componenti – è nella fig. 2, che riporta le serie storiche 1979/80-2002/03 per la popolazione compresente e distintamente per genere.

Fig. 2. Indicatori di riallocazione rispetto all'occupazione stimati dalle sole matrici di transizione a tre stati, per genere: popolazione compresente, 1979/80-2002/03.



In sintesi, notiamo quanto segue. Il tasso complessivo di riallocazione, *tro*, si mantiene stabilmente tra il 14 e il 16% per tutti gli anni ottanta, e accompagna la fase di crescita continuativa, moderatamente sostenuta dell'occupazione. Flette nettamente con l'inizio della fase recessiva, nel 1990/91, e ha poi un picco attorno al 15,5% nel 1992/93, al culmine della crisi. Inizia, quindi, a scendere piuttosto regolarmente, malgrado l'occupazione dal 1996 ricominci a crescere, e dal 1998 lo faccia a tassi annui ragguardevoli. La componente delle entrate nell'occupazione, *tra*, mostra, nel complesso, un moderato andamento pro-ciclico, riconducibile alla dinamica della creazione di posti di lavoro (e della nati-mortalità delle imprese). La componente connessa con le uscite dall'occupazione, *trs*, sovrappone a un *pattern* sbiadito, pressoché aciclico<sup>15</sup>, un forte picco anti-ciclico all'apice della crisi del 1992, che ne segnala emblematicamente l'intensità. La tendenza cedente di *tro* nell'ultimo decennio si fa più marcata negli anni 2000, e chiama in causa due spiegazioni concomitanti: i fattori demografici e di scolarizzazione prima richiamati; il diverso peso che assumono differenti dimensioni della mobilità dei lavoratori – quella misurata da *tro* e quella di persone mobili che *tro* non coglie (per uscite e rientri

<sup>15</sup> La relativa stabilità del tasso di lavoratori che si separano nel ciclo è da ricondurre alle dinamiche di segno opposto delle sue due componenti: l'andamento pro-ciclico dei lavoratori che si separano per dimissioni volontarie e quello anti-ciclico dei lavoratori licenziati o collocati anticipatamente in pensione (durante la crisi aumentano sia la mortalità d'impresa che la distruzione di posti-lavoro riconducibile alle riduzioni di organico).

nell'occupazione nell'anno di occupati che, dalle matrici di transizione, risultano *stayers*; per transiti nell'occupazione, nell'anno, di non occupati a inizio e fine anno)<sup>16</sup>.

Le differenze di genere sono forti, ma si attenuano nel tempo. Le donne hanno una mobilità più alta – inizialmente *tro* è dell'ordine del 22-24%, contro l'11-12% dei maschi – e il divario è ripartito in maniera grosso modo proporzionale fra *tra* e *trs*. Inoltre, hanno una maggiore reattività ciclica: nel 1992/93 hanno un picco dei tassi di uscita particolarmente marcata, ed è un'uscita soprattutto verso l'inattività. Il divario di mobilità, tuttavia, si smorza progressivamente, soprattutto nell'ultimo decennio. Al 2002/2003, *tro* per le donne è pari al 12,2%, a fronte di un 8,8% per gli uomini. Va sottolineato come ciò avvenga in concomitanza con una crescita molto forte dell'occupazione femminile. Vi è, in definitiva, un avvicinamento nel *pattern* di partecipazione al lavoro di donne e uomini, in termini sia di tassi di attività e di occupazione che di mobilità<sup>17</sup>.

Guardando all'origine degli ingressi nell'occupazione, cresce relativamente il peso di quelli dalla disoccupazione (*trad*) rispetto a quelli dall'inattività (*tran*). L'avvicinamento è marcato per le donne<sup>18</sup>: il rapporto fra *tran* e *trad* si riduce da 3:1 a 2:1, e il divario in punti percentuali da circa 7 a 2. In sostanza, la differenza fra i due stati – disoccupazione e inattività – in termini di probabilità di transitare all'occupazione si fa più nitida (cfr. anche la tab. 2); ciò è tanto più degno di nota, quando si consideri che utilizziamo il criterio “largo” di classificazione dei disoccupati.

Più stabile si mantiene, invece, il rapporto fra i tassi di uscita rispettivamente verso l'inattività (*trsn*) e verso la disoccupazione (*trsd*). Il primo è nettamente prevalente – tra l'altro, include le uscite per pensionamento. Il profilo temporale dei due tassi è simile, e la moderata riduzione del divario nel tempo è dovuta pressoché completamente alla sua contrazione fra le donne.

Vi è un ultimo aspetto della dinamica di lungo periodo della mobilità che merita di essere considerato. L'evoluzione del tasso di riallocazione riferito agli occupati può dipendere anche da effetti di composizione. A modificazioni “nette”, *ceteris paribus*, nel grado di mobilità dei lavoratori<sup>19</sup>, si possono sovrapporre – accentuandole o attenuandole – effetti indotti da cambiamenti nella struttura della popolazione (per genere, età, ecc.). Il ricorso a semplici metodi di standardizzazione ci permette di decomporre la differenza fra due tassi rilevati in tempi diversi in tre componenti: una componente dovuta alla variazione dei tassi standardizzati, calcolati cioè a parità di struttura della popolazione – tipicamente quella iniziale, che chiameremo “componente di mobilità”; una componente attribuibile al cambiamento della struttura della popolazione, rimanendo invariato il tasso iniziale, che chiameremo “componente di struttura”; una terza componente dovuta all'interazione tra le variazioni del tasso e quelle della struttura della popolazione [Kitagawa 1955].

Per l'intero periodo 1979-2003, l'unico fattore di composizione della popolazione di cui disponiamo è il genere. La tab. 3 presenta i risultati della decomposizione della variazione di *tro* per i venticinque anni considerati e per sottoperiodi relativi alle diverse fasi del ciclo dell'occupazione. Per i sottoperiodi nei quali le componenti di genere e di mobilità hanno un segno diverso – operano cioè in direzione opposta sulla variazione di *tro*, con la componente di mobilità che è superiore in valore assoluto alla variazione

---

<sup>16</sup> Su questo secondo aspetto torneremo nella sez. 4, con un approfondimento proprio per il decennio 1993/94-2002/03.

<sup>17</sup> Restano invece divari sensibili nel regime dell'orario di lavoro – a tempo pieno o parziale, col tempo parziale che vede una netta prevalenza di occupate donne, dettata in larga misura da ragioni sul versante dell'offerta di lavoro – preferenze o comunque vincoli personali o familiari – [Discenza e Rosati 2004a, 9].

<sup>18</sup> Per gli uomini il divario si annulla, ma già nei primi anni ottanta era modesto.

<sup>19</sup> Quanto detto per *tro* vale, evidentemente, per qualunque altro tasso di mobilità, e in generale per un qualsiasi tasso riferito a due situazioni (tempi, ambiti territoriali, ecc.) diverse.

osservata tra i tassi – affianchiamo alla decomposizione due ulteriori indicatori: (i) la “mobilità evidente”, data dal rapporto percentuale fra la variazione dei tassi e la componente di mobilità: essa ci informa della frazione della componente di mobilità che si manifesta nella variazione osservata dei tassi; (ii) la “mobilità oscurata”, data dal rapporto percentuale fra la componente di struttura – nel nostro caso di genere, con segno negativo, e la componente di mobilità: essa ci informa della percentuale di variazione dei tassi standardizzati che è contrastata, per l’appunto “oscurata”, dal cambiamento nella composizione della popolazione [Kitagawa 1955, 1184-1185].

Tab. 3. *Decomposizione delle variazioni dell’indicatore tro (%), componente di struttura il genere, periodo 1979/80-2002/03 e fasi cicliche*

	1979/80-1983/84		1983/84-1990/91		1990/91-1994/95		1994/95-2002/03		1979/80-2002/03	
Variazione	0,955		-4,325		0,502		-2,375		-5,244	
Variazione percentuale	6,21%		-26,47%		4,18%		-18,98%		-34,09%	
Componente di struttura	0,153	16,05%	0,081	-1,88%	0,093	18,48%	0,122	-5,14%	0,722	-13,76%
Componente di mobilità	0,801	83,87%	-4,373	101,12%	0,445	88,73%	-2,465	103,78%	-5,439	103,71%
Interazione	0,001	0,08%	-0,033	0,76%	-0,036	-7,21%	-0,032	1,36%	-0,527	10,05%
<i>Mobilità evidente</i>			98,89%				96,35%		96,42%	
<i>Mobilità oscurata</i>			1,88%				4,95%		13,27%	

*Legenda:* I valori percentuali a destra rappresentano il contributo relativo delle diverse componenti. Le componenti “mobilità evidente” e “mobilità oscurata” sono calcolate seguendo Kitagawa [1995]: cfr. anche il testo principale.

Per leggere i risultati della tab. 3, serve tenere presente che nei venticinque anni considerati la partecipazione al lavoro delle donne è cresciuta notevolmente, e che – lo abbiamo appena visto – le donne sono più mobili degli uomini. Le variazioni nel tasso di riallocazione con riferimento all’occupazione sono, dunque, riconducibili in parte alla maggiore presenza femminile. Nei due periodi contrassegnati da una modesta crescita di *tro* – l’incerta fase iniziale 1979/80-1983/84 e la recessione 1990/91-1994/95 – la componente di genere concorre all’aumento della mobilità per una frazione dell’ordine del 16-18%. Le due fasi di espansione dell’occupazione, e l’intero periodo 1979/80-2002/03, sono contrassegnati invece da un calo della mobilità, che risulta tuttavia contrastato dai cambiamenti nella composizione per genere dell’occupazione. Nel complesso, la diminuzione di *tro* nel venticinquennio è stata di oltre 5 punti percentuali, e la crescita del peso dell’occupazione femminile l’ha “oscurata” per il 13%.

#### 4. Approfondimenti sul periodo 1993-2003

Sullo sfondo dell’evoluzione della mobilità nell’ultimo decennio si collocano le profonde trasformazioni dell’economia e del lavoro, contraddistinte dall’aumento sostenuto e prolungato dell’occupazione, dalla terziarizzazione, dalla stagnazione salariale (in larga misura indotta dalla crescita dell’offerta), e favorite inoltre da interventi di riforma del mercato del lavoro mirati ad accrescerne la flessibilità – a partire dal “pacchetto Treu” (legge n. 196/1997).

Per questo periodo, utilizziamo la più duttile e ricca base informativa disponibile – *files* di microdati abbinati  $apr.t/apr.t+1$ , integrati dalle distribuzioni marginali delle persone entrate e uscite nell’anno – per affinamenti nelle misure di riallocazione da matrici di transizione e per analisi un po’ più disaggregate.

#### 4.1. La stima di ulteriori frazioni di lavoratori mobili

Innanzitutto, utilizziamo le risposte, al tempo  $t+1$ , a due quesiti retrospettivi somministrati correntemente nella RTFL: il primo sulla data d'inizio del lavoro in corso, posto agli occupati; il secondo sulla data di conclusione dell'ultimo lavoro, posto ai non occupati con precedenti lavorativi. Sulla scorta di tali informazioni, per coloro che – dalle matrici di transizione – risultano rispettivamente occupati *stayers* e non occupati *stayers* identifichiamo ulteriori lavoratori mobili<sup>20</sup>. Essi sono dati da:

- (a) occupati a inizio e fine periodo (*OO*) che a fine periodo riportano di avere iniziato il lavoro da meno di dodici mesi, il che segnala che nell'arco dell'anno hanno lasciato un'occupazione e ne hanno iniziata un'altra. Nel seguito, li chiamiamo semplicemente “occupati mobili”;
- (b) non occupati a inizio e fine periodo (*UU+NN+UN+NU*) che a fine periodo riportano di aver concluso l'ultimo lavoro da meno di dodici mesi, il che segnala che nell'arco dell'anno hanno avuto un episodio lavorativo. Nel seguito, li chiamiamo “non occupati mobili”<sup>21</sup>.

Su questa base possiamo calcolare il tasso di riallocazione totale con riferimento agli occupati,  $tro(d)$ , comprensivo degli occupati a  $t$  e  $t+1$  che hanno cambiato lavoro nell'arco dell'anno e dei non occupati a  $t$  e  $t+1$  che hanno avuto un episodio lavorativo nell'anno. Ad esso è istruttivo affiancare i due tassi di riallocazione specifici, dovuti rispettivamente agli occupati mobili,  $trwo(d)$ , e ai non occupati mobili,  $trto(d)$ . Inoltre, è interessante confrontare  $tro(d)$  con  $tro$ <sup>22</sup>.

La fig. 3 presenta i grafici delle serie storiche di questo insieme di tassi per il decennio 1993/94-2002/03, per la popolazione compresente e distintamente per genere. Quel che balza agli occhi, innanzitutto, è il livello sensibilmente più alto sul quale si attesta  $tro(d)$ . Includendo gli occupati mobili e i non occupati mobili, si ha un tasso di riallocazione totale che oscilla tra il 19% e il 16%. Esso sta a dire, dunque, che almeno una persona su 5-6, fra quante sperimentano l'occupazione nell'anno, è mobile. La differenza rispetto a  $tro$  è marcata, stabilmente dell'ordine di 6 punti percentuali. E  $trwo(d)$  e  $trto(d)$ , cioè a dire le frazioni di occupati mobili e di non occupati mobili, contribuiscono al tasso di riallocazione totale per oltre un terzo.

La dinamica della mobilità, così misurata, mostra una certa stabilità fino al 1998/99, e poi una tendenza a diminuire che si fa evidente soprattutto con gli anni 2000. Restando ancora a  $tro(d)$  per l'intera popolazione compresente, esso si attesta intorno al 18,7% o giù di lì dal 1993/94 al 1998/99, e scende poi fino al 16,2% del 2002/03. A questo andamento, i tre gruppi di persone mobili che abbiamo identificato – quelle a seguito di entrate nella/uscite dalla occupazione passando da  $t$  a  $t+1$  (desunte direttamente dalle

---

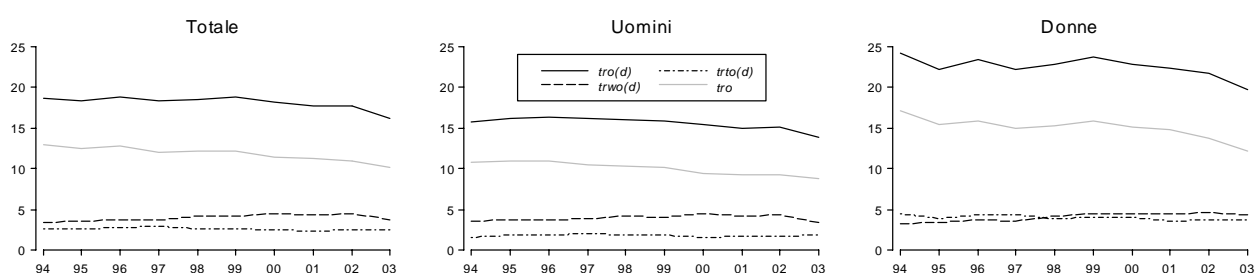
<sup>20</sup> Il fatto di utilizzare matrici annuali da  $apr.t$  ad  $apr.t+1$  suggerisce che gli errori di misura associati al processo di memoria – tipicamente a effetti di *telescoping* e di *heaping* – sono modesti, se non trascurabili. Infatti, dato il formato delle domande retrospettive della RTFL, gli eventuali errori di memoria dovrebbero portare a una abnorme concentrazione di risposte su  $gen.t+1$  (cfr. ad esempio, Torelli e Trivellato [1993] e Trivellato [1999, 348-349]), il che non si riscontra. D'altra parte l'errore, quand'anche presente, sarebbe rilevante per le nostre analisi soltanto se fosse molto forte, se portasse cioè a collocare a  $gen.t+1$  una data di inizio dell'attuale occupazione/fine della precedente occupazione che cade, in realtà, prima di  $apr.t$ : eventualità, questa, poco verosimile.

<sup>21</sup> Anastasia [2003, 110-117] chiama questi due gruppi di lavoratori mobili rispettivamente «cambiati» e «transitati».

<sup>22</sup> Serve tuttavia tenere presente che, in generale, fra  $tro(d)$ , i due tassi di riallocazione specifici appena menzionati e  $tro$  non vale una semplice relazione additiva. Salvi casi limite, infatti,  $tro(d)$  è inferiore a ( $tro + trwo(d) + trto(d)$ ). Per dettagli cfr. l'appendice 2, sez. A2.2.

matrici di transizione), gli occupati mobili e i non occupati mobili<sup>23</sup> – contribuiscono in misura diversa. Il peso relativo della prima componente declina, anche per il progressivo, vistoso calo delle leve giovanili che entrano nel mercato del lavoro. Il peso complessivo di  $trwo(d)$  e  $trto(d)$ , invece, cresce, passando dal 32,2% al 38-39%. Ciò è dovuto prevalentemente all'aumento dell'incidenza degli occupati mobili. Il tasso  $trwo(d)$ , infatti, sale dal 3,5% dell'inizio del decennio in esame fino a 4,2-4,5% degli anni dal 1998/99 al 2001/02 – quelli maggiormente interessati dalla crescita dell'occupazione e dalle riforme (pur “al margine”<sup>24</sup>) nella regolazione del mercato del lavoro, e soltanto nel 2002/03 scende al 3,7%. Il suo peso relativo su  $tro(d)$  passa conseguentemente dal 18,5% al 24-25% negli anni a cavallo del 2000, e nel 2002/03 è ancora pari al 23,1%<sup>25</sup>.

Fig. 3. Indicatori di riallocazione rispetto all'occupazione stimati dalle matrici di transizione a tre stati utilizzando anche i quesiti retrospettivi, per genere: popolazione compresente, 1993/94-2002/03.



Le differenze di genere nei livelli sono evidenti, come la semplice ispezione della fig. 3 mette in luce. Le donne hanno un tasso di riallocazione totale più alto – 24-20% contro il 16-14% degli uomini, un  $trwo(d)$  prossimo a quello degli uomini, un  $trto(d)$  più che doppio di quello degli uomini – tra il 3,8 e il 4,4%. In definitiva, la loro maggiore mobilità è dovuta alla più elevata frazione di donne che transitano dall'occupazione alla non occupazione e viceversa, vuoi per cambiamenti di stato che si manifestano da  $t$  a  $t+1$  vuoi per il contributo delle non occupate mobili. La frazione di lavoratori interessati da movimenti *job-to-job* – o comunque di occupati mobili – è invece grosso modo la stessa per uomini e donne.

Se spostiamo l'attenzione sulla dinamica comparata delle serie, c'è un solo elemento di rilievo che differenzia le donne dagli uomini: il tasso di occupate mobili cresce di più, e più regolarmente, del corrispondente tasso degli uomini. Ai due anni estremi – iniziale e finale – del decennio considerato, per le donne esso è pari rispettivamente al 3,3 e al 4,3% (con un picco del 4,7% nel 2001/02); per gli uomini al 3,6 e al 3,4% (con un picco del 4,5 nel 1999/2000). Per le prime il peso relativo di  $trwo(d)$  su  $tro(d)$  passa, conseguentemente, dal 13,7 al 21,5%, mentre per i secondi ha un'escursione nettamente più modesta – dal 22,7 al 24,5%.

#### 4.2. Alcune analisi disaggregate della mobilità

Proseguiamo ora le analisi basate su  $tro(d)$  e suoi componenti, svolgendole per alcuni sottogruppi della popolazione compresente. Le disaggregazioni che consideriamo

<sup>23</sup> Le tre componenti compaiono al numeratore, rispettivamente, di  $tro$ ,  $trwo(d)$  e  $trto(d)$ .

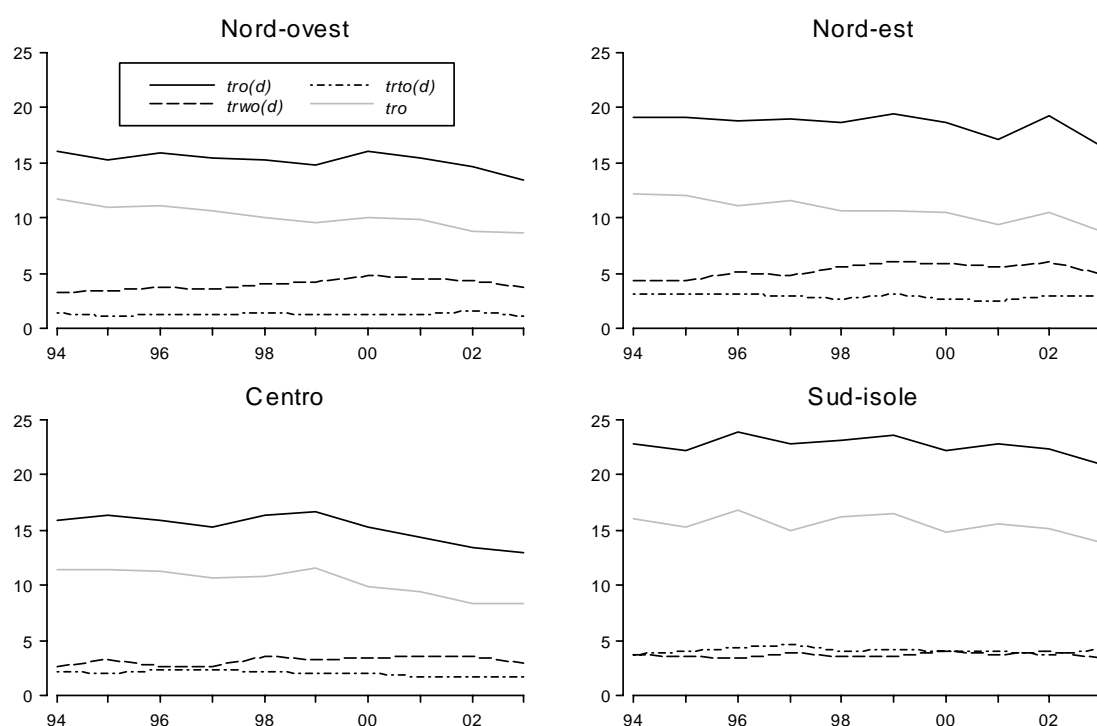
<sup>24</sup> Sestito [2002, 17] le qualifica, motivatamente, «di tipo marginale e incrementale».

<sup>25</sup> Interessanti evidenze sui flussi interni all'occupazione per grandi tipologie di rapporti di lavoro – standard (cioè, a tempo indeterminato e pieno) vs. non standard – sono in Albisinni e Discenza [2004, 50-62].

sono per ripartizione geografica, per età – e congiuntamente per genere ed età – e per livello di istruzione, sempre per il decennio 1993/94-2002/03.

In termini generali, i risultati sono conformi alle attese e alle evidenze di altre ricerche empiriche (cfr., tra gli altri, Leombruni e Quaranta [2002], Albisinni e Discenza [2004]). Ci limitiamo quindi a scarse notazioni, che mettono in luce soprattutto peculiarità evidenziate dall'insieme di indicatori utilizzato.

Fig. 4. Indicatori di riallocazione rispetto all'occupazione stimati dalle matrici di transizione a tre stati utilizzando anche i quesiti retrospettivi, per ripartizione: popolazione comprese, 1993/94-2002/03.



Il *pattern* degli indicatori di riallocazione per ripartizione geografica propone la consolidata graduatoria che, anche in termini di lavoratori mobili, vede il Sud e Isole come l'area più mobile, seguito dal Nord-Est e quindi dalle altre due ripartizioni – Nord-Ovest e Centro, attestate su livelli molto vicini (cfr. la fig. 4). Gli aspetti di interesse risiedono, piuttosto, nel diverso contributo delle tre componenti – la componente dei flussi da/verso l'occupazione rivelata direttamente dalle matrici di transizione, quella degli occupati mobili e quella dei non occupati mobili – nelle varie ripartizioni.

Il Sud e Isole si distingue, oltre che per il più alto livello di  $tro$ , per altri due tratti: ha la componente dei non occupati mobili che si attesta intorno al 4% – un valore mediamente parecchio più alto dei corrispondenti tassi del Nord-Est (un po' sotto il 3%) e soprattutto del Centro e del Nord-Ovest (rispettivamente attorno al 2% e sistematicamente sotto l'1,5%); all'opposto, ha la frazione più bassa di occupati mobili, con  $trwo(d)$  mediamente inferiore a  $trto(d)$ . In sintesi, nel Sud e Isole predomina quella che, all'ingrosso, potremo chiamare "cattiva" mobilità: relativamente poche persone interessate da movimenti *job-to-job* o comunque identificate come occupati mobili; consistenti flussi da e verso l'occupazione su base annuale; alta frazione di non occupati mobili, con lunghi tempi di non occupazione interrotti da brevi, fragili episodi di lavoro. Mancano certo evidenze stringenti, ma l'insieme di questi elementi suggerisce che in un mercato del

lavoro debole – quale quello del Mezzogiorno – all’elevata mobilità si accompagna una marcata segmentazione.

Al polo opposto, con una mobilità ancora alta ma contraddistinta da un *pattern* che, all’ingrosso, potremmo chiamare di “buona” mobilità, troviamo il Nord-Est, che spicca soprattutto per il livello comparativamente elevato e la dinamica crescente degli occupati mobili<sup>26</sup>: *trwo(d)* passa dal 4,3 del 1993/94 al 6,1% del 2001/02, il suo peso relativo rispetto a *tro(d)* sale parallelamente dal 22,4 al 31,5%. Alla mobilità alta, nel Nord-Est corrisponde dunque una percentuale notevole, e crescente, di lavoratori che transitano *job-to-job* o comunque hanno successioni di lavori interrotti da periodi relativamente brevi di non occupazione. Un profilo con mobilità parecchio più basso presenta il Nord-Ovest, in buona misura per il peso decisamente maggiore dell’impresa medio-grande, contraddistinta da rapporti di lavoro più stabili: va notato, peraltro, che anche in questa ripartizione il tasso di occupati mobili è relativamente alto, e crescente fino al 2000, a testimonianza di un livello apprezzabile di mobilità inter-occupazionale.

Livelli e dinamica della mobilità per età, genere e livello di istruzione sono documentati nella fig. 5. Le differenze nei livelli di mobilità per classe di età propongono la tipizzazione ben nota: percorsi “turbolenti” di inserimento nel lavoro dei giovani, legati alla ricerca di un’occupazione soddisfacente (e favoriti dal fatto che parte dei contratti “atipici”, flessibili, è mirata specificamente per i giovani), e quindi alti tassi di riallocazione – tra il 31 e il 34%; relazioni di occupazione marcatamente stabili per le persone, segnatamente per gli uomini, nel fiore degli anni, con *tro(d)* attestato all’11-12%; una crescita della frazione di lavoratori mobili fra gli anziani – tra il 16 e il 20%, in buona parte associata all’uscita dal mercato del lavoro per pensionamento. L’ulteriore disaggregazione congiuntamente per genere e classe di età evidenzia come la maggiore mobilità delle donne si mantenga con sufficiente regolarità al variare dell’età. Alcune evidenze di rilievo vengono piuttosto dalla dinamica di *tro(d)* e dall’evoluzione del peso delle sue componenti. Tre sono i riscontri degni di nota.

In primo luogo, nella classe di età 15-29 registriamo una sensibile crescita di *tro(d)* negli anni dal 1998 al 2001 – dal 30-32% degli anni precedenti, e successivi, al 34-35%; ad essa contribuiscono tutte e tre le componenti, ma soprattutto quella degli occupati mobili<sup>27</sup>. Alla crescita del tasso di occupazione giovanile, e alla concomitante entrata in vigore del “pacchetto Treu”, si accompagna dunque un incremento di mobilità: detto altrimenti, una frazione crescente di giovani trova lavoro, lo trova in occupazioni poco stabili, tende nel contempo a transitare abbastanza rapidamente dall’una all’altra. Dal 2001/02 subentra una fase cedente, con la contrazione del tasso di incremento dell’occupazione, la saturazione degli effetti del “pacchetto Treu” – i cui principali istituti (contratto a tempo determinato e lavoro interinale) mostrano un chiaro andamento a S allungata – e una riduzione sensibile della mobilità<sup>28</sup>.

In secondo luogo, per gli occupati nelle età centrali la gobba della mobilità a cavallo tra la fine degli anni novanta e gli inizi del 2000 è parecchio meno pronunciata – *tro(d)* passa da valori intorno all’11,5% degli inizi del decennio in questione all’11,8-12,3% degli anni 1998/2000, ed è ascrivibile completamente alla crescita degli occupati mobili. Resta dunque dominante la tipologia del “posto fisso”, solo marginalmente scalfita da una leggera crescita della mobilità inter-occupazionale.

---

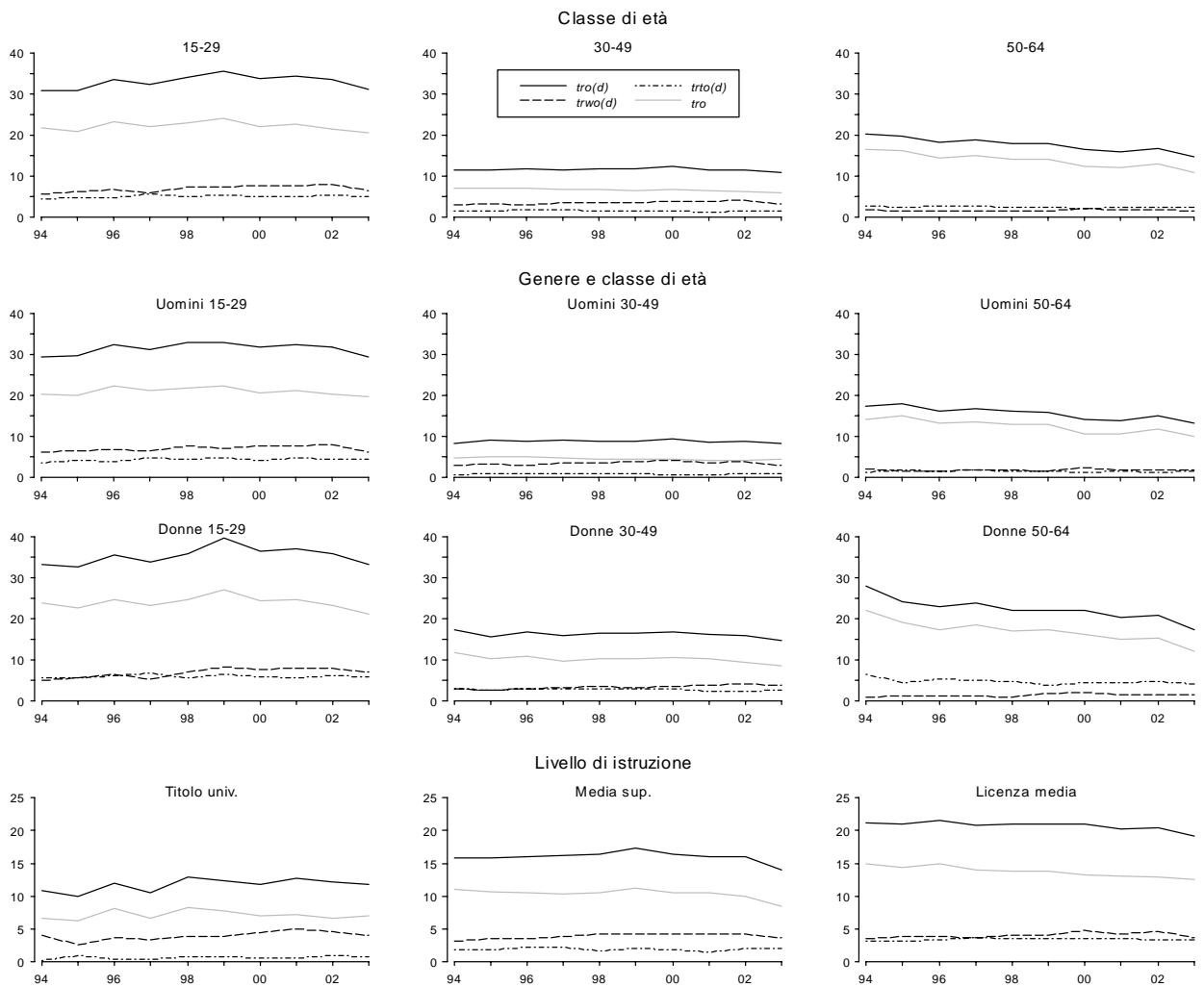
<sup>26</sup> Si noti, peraltro, che questa dinamica registra una netta flessione nel 2002/03.

<sup>27</sup> Il peso relativo di *trwo(d)* rispetto a *tro(d)* sale dal 18-19% al 22-23%.

<sup>28</sup> Vi concorre anche la crescita della probabilità di transizione dai contratti a tempo determinato a quelli a tempo indeterminato, occasionalmente indotta nel 2001 dal generoso sussidio per assunzioni a tempo indeterminato in termini di «credito d’imposta» [Cipollone e Guelfi 2003].

In terzo luogo, nell'arco del decennio vi è un calo abbastanza regolare della mobilità per gli ultra-cinquantenni:  $tro(d)$  scende dal 20,4% al 14,6%. Tenendo conto che il tasso di occupati mobili e di non occupati mobili resta grosso modo costante<sup>29</sup>, l'evidenza è nel senso di un sensibile abbassamento del tasso di uscita, per pensionamento, degli occupati oltre i cinquant'anni. Il fenomeno chiama in causa le modifiche della normativa previdenziale degli anni novanta [Brugiavini e Galasso 2004, 33], con il progressivo innalzamento dei requisiti di età e di contribuzione per l'accesso alle pensioni di anzianità o di vecchiaia<sup>30</sup>.

Fig. 5. Indicatori di riallocazione rispetto all'occupazione stimati dalle matrici di transizione a tre stati utilizzando anche i quesiti retrospettivi, per classe di età, genere e classe di età, livello di istruzione: popolazione compresente, 1993/94-2002/03.



La mobilità dei lavoratori per livello di istruzione, infine, ci consegna un ordinamento stabile, con tassi di riallocazione decrescenti al crescere del titolo di studio:

<sup>29</sup> Complessivamente,  $trwo(d)$  e  $trto(d)$  si attestano poco al di sopra del 4%.

<sup>30</sup> La dinamica cedente della mobilità dei lavoratori anziani conosce un'interruzione nel 2001/02, con  $tro$  e  $tro(d)$  che crescono di quasi un punto percentuale rispetto all'anno precedente e suggeriscono quindi un aumento delle uscite per pensionamento, palesemente per comportamenti indotti da aspettative e non per variazioni della normativa, che non si hanno (così come non ci sono importanti "finestre" per uscite per pensionamento – né ci sono blocchi l'anno prima).



attorno al 20% per i lavoratori con al massimo la licenza media, sul 16-14% per quelli con licenza di scuola secondaria superiore, sul 10-12% per quelli con titolo universitario. Interpretare queste evidenze è tuttavia problematico, perché esse sono largamente influenzate da effetti di composizione: per un verso per età – i laureati (e in minor misura i diplomati di scuola secondaria) sono largamente concentrati nelle nuove leve delle forze di lavoro – e per un altro verso per professione/settore di attività dell'occupazione. Con le cautele del caso, è comunque interessante notare la diversa reattività – in termini di mobilità – dei tre gruppi di lavoratori all'accelerazione della crescita dell'occupazione degli anni 1998-2001 (e alle riforme mirate ad aumentare la flessibilità del mercato del lavoro, che dal 1998 entrano in vigore). Per i lavoratori con al più la licenza media, in prevalenza anziani, la contrazione di  $tro(d)$  è appena rallentata. Per i lavoratori con licenza di scuola media superiore  $tro(d)$  conosce un apprezzabile rialzo solo nel 1998/99 – quanto tocca il 17,3%, poi si riassetta attorno al 16% e nel 2002/03 scende bruscamente al 14,1%. I lavoratori con titolo universitario, invece, in prevalenza giovani, dunque maggiormente interessati dalle misure del “pacchetto Treu”, registrano una sensibile crescita del tasso di riallocazione totale – quasi due punti percentuali in più, dal 10,5% del 1996/97 alla media del 12,4% nei cinque anni successivi, dovuta congiuntamente a una leggera crescita di  $tro$  e soprattutto a un incremento di  $trwo(d)$ . In sostanza, la forte crescita dell'occupazione totale e le misure di flessibilità del “pacchetto Treu” ne agevolano l'accesso all'occupazione: ma, insieme, aumentano la frazione dei laureati con occupazione a tempo determinato o comunque instabile, in particolare dei laureati occupati mobili.

Anche per il decennio 1993/94-2002/03, possiamo analizzare l'evoluzione della mobilità controllando per effetti di composizione – e in maniera meno grezza di quanto abbiamo potuto fare in precedenza per l'intero quarto di secolo, per le maggior informazioni di cui disponiamo. I risultati salienti sono nella tab. 4, che riporta la decomposizione della differenza fra i tassi,  $tro$  e  $tro(d)$ , alla fine e all'inizio del decennio – e per i due sottoperiodi con anno di cesura il 2000/01, contraddistinti da una crescita dell'occupazione a tassi prima crescenti e poi calanti – nelle componenti di struttura e di mobilità. I fattori di struttura che consideriamo sono, nell'ordine: il genere, il genere e l'età, il genere e l'età e la ripartizione geografica<sup>31</sup>.

Nel decennio considerato,  $tro$  scende di 2,4 punti percentuali – in termini relativi del 19%. La contrazione di  $tro(d)$  è più contenuta: -2,2 punti percentuali, il 12% in termini relativi (per la crescita delle componenti di riallocazione dovuta agli occupati mobili e per la stabilità di quella dei non occupati mobili). La contrazione di  $tro$  si ripartisce in misura grosso modo uguale nei primi sette e negli ultimi tre anni – dunque, mediamente è marcata soprattutto dopo il 2000/01. La riduzione di  $tro(d)$ , invece, è concentrata in larga misura negli ultimi tre anni, quando anche la componente di riallocazione degli occupati mobili – che nei sette anni precedenti era costantemente cresciuta e aveva compensato quasi per intero il calo di  $tro$  – inizia a flettere.

---

<sup>31</sup> Di proposito non ampliamo i caratteri che contraddistinguono la componente di struttura. Evitiamo di includervi, ad esempio, la posizione nella professione e/o la branca di attività economica e/o l'istruzione del lavoratore. Le ragioni sono due. Da un lato, le variabili posizione nella professione e branca di attività economica sono affette da rilevanti errori di misura, che hanno effetti specificamente sulla mobilità (cfr. precedentemente la nota 8). Dall'altro lato, la decomposizione con procedure di standardizzazione è tanto più ragionevole – e interpretabile – quanto più i fattori di struttura sono esogeni rispetto al fattore mobilità: detto altrimenti, quanto meno i cambiamenti nella struttura sono interdipendenti con i cambiamenti nella mobilità. Empiricamente, ciò si traduce in un peso ridotto della componente di interazione, che per l'appunto riscontriamo nelle decomposizioni della tab. 4.

Tab. 4. *Decomposizione delle variazioni degli indicatori tro e trod (%), componenti di struttura: genere, genere e età, genere età e ripartizione geografica, periodo 1994/95-2002/03 e due sotto-periodi*

	1994/95-2000/2001		2000/2001-2002/03		1994/95-2002/03	
	<i>tro</i>					
Variazione	-1,190		-1,185		-2,375	
Variazione percentuale	-9,51%		-10,47%		-18,98%	
<i>Fattore: genere</i>						
Componente di struttura	0,096	-8,03%	0,032	-2,75%	0,122	-5,14%
Componente di mobilità	-1,301	109,90%	-1,204	101,64%	-2,465	103,78%
Interazione	0,022	1,86%	-0,013	1,10%	-0,032	1,36%
<i>Mobilità evidente</i>	91,00%		98,38%		96,35%	
<i>Mobilità oscurata</i>	8,03%		2,75%		4,95%	
<i>Fattori: genere e età</i>						
Componente di struttura	-0,492	41,36%	-0,058	4,87%	-0,502	21,12%
Componente di mobilità	-0,647	54,35%	-1,121	94,64%	-1,787	75,24%
Interazione	-0,051	4,28%	-0,006	0,49%	-0,087	3,65%
<i>Fattori: genere, età e ripartizione</i>						
Componente di struttura	-0,500	42,01%	-0,030	2,50%	-0,486	20,44%
Componente di mobilità	-0,657	55,21%	-1,141	96,26%	-1,804	75,96%
Interazione	0,033	2,78%	-0,015	1,23%	-0,085	3,60%
	<i>trod</i>					
Variazione	-0,632		-1,577		-2,209	
Variazione percentuale	-3,44%		-8,89%		-12,02%	
<i>Fattore: genere</i>						
Componente di struttura	-	-	0,046	-2,93%	0,157	-7,11%
Componente di mobilità	-	-	-1,613	102,30%	-2,366	107,08%
Interazione	-	-	-0,010	0,63%	-0,001	0,04%
<i>Mobilità evidente</i>			97,75%		93,39%	
<i>Mobilità oscurata</i>			2,93%		6,65%	
<i>Fattori: genere e età</i>						
Componente di struttura	-	-	-0,121	7,70%	-0,716	32,41%
Componente di mobilità	-	-	-1,461	92,64%	-1,404	63,54%
Interazione	-	-	0,005	-0,34%	-0,089	4,05%
<i>Fattori: genere, età e ripartizione</i>						
Componente di struttura	-	-	-0,093	5,88%	-0,702	31,77%
Componente di mobilità	-	-	-1,149	94,58%	-1,406	63,67%
Interazione	-	-	-0,007	0,45%	-0,101	4,57%

*Nota:* Per la *legenda* vedi la tab. 3. L'età è in tre classi: 15-29, 30-49, 50-64; la ripartizione geografica è in quattro aree: Nord-Ovest, Nord-Est, Centro, Sud e Isole. La decomposizione di *trod* nel periodo 1994/95-2000/2001 non è informativa, perché l'indicatore ha registrato una variazione trascurabile.

Guardiamo prima alla decomposizione di *tro*. Con il genere come unico fattore di struttura, ritroviamo che la componente di genere opera nel senso di contrastare il declino della mobilità. La maggior crescita dell'occupazione femminile, più mobile, rispetto a

quella maschile<sup>32</sup>, “oscura” infatti, sia pure nella misura contenuta del 5%, il calo della componente di mobilità. Quando consideriamo come fattori di struttura congiuntamente genere ed età, il quadro cambia, palesemente per gli effetti dell’invecchiamento della popolazione, che opera nel senso della riduzione della mobilità, e in misura apprezzabile<sup>33</sup>. Il risultato è che la componente di struttura – genere ed età – concorre con la componente di mobilità a dar conto della riduzione osservata in *tro*, grosso modo nella misura di 1:3,5. L’inclusione, tra i fattori di struttura, della ripartizione geografica lascia il quadro pressoché inalterato. Indirettamente, segnala quindi che nel decennio in esame la distribuzione degli occupati nelle quattro grandi aree del paese si è modificata in misura trascurabile.

Passando a considerare la decomposizione di *tro(d)*, due sono gli elementi di differenziazione che spiccano. Innanzitutto, come già segnalato, la contrazione di *tro(d)* nel periodo 1993/94-2000/01 è trascurabile. Di conseguenza, i risultati sono difficilmente interpretabili: la decomposizione è, in definitiva, non informativa. In secondo luogo, quando la componente di struttura è rappresentata congiuntamente dai fattori genere ed età, essa ha un peso relativo, nel dar conto delle differenze osservate in *tro(d)*, sensibilmente maggiore rispetto a quello che aveva per le differenze osservate in *tro*. Essa contribuisce ora alla decomposizione per oltre il 32%, in rapporto 1:2 rispetto alla componente di mobilità. La lettura di questa evidenza è chiara: il fattore età<sup>34</sup> concorre in misura considerevole, superiore alla media, a spiegare le differenze osservate nelle porzioni di riallocazione dovute agli occupati mobili e ai non occupati mobili.

#### 4.3. Alcune evidenze sulla mobilità della popolazione dinamica

Le misure e le analisi di riallocazione presentate sinora riguardano la popolazione compresente. Dato il rilievo che, soprattutto negli ultimi anni, ha assunto l’immigrazione – e la partecipazione al lavoro di immigrati, è palese l’interesse che rivestirebbe la produzione di analoghi tassi, e lo svolgimento di parallele analisi, riferite alla popolazione dinamica in età 15-64 anni, comprensiva quindi degli entrati e degli usciti nell’anno<sup>35</sup>.

Per le ragioni chiarite nell’appendice 2, sez. A.2.3, una stima puntuale di tassi analoghi a *tro* e *tro(d)*, ma riguardanti la popolazione dinamica, non è tuttavia possibile neppure per il decennio 1993/94-2002/03, per il quale pure disponiamo di informazioni piuttosto ampie. Possiamo, peraltro, determinare il limite inferiore di un tasso di riallocazione riferito agli occupati, del tipo *tro*, per la popolazione dinamica, in sostanza sotto l’assunzione – fortemente conservativa – che, a fronte di stock dati di occupati rispettivamente iscritti e cancellati dall’anagrafe, sia minimo il flusso di immigrati occupati nell’anno.

Denotiamo questo limite inferiore del tasso di riallocazione per la popolazione dinamica con  $tro_{pd,l}$ . Palesemente, lo possiamo confrontare con *tro*, dal quale si differenzia appunto perché si riferisce alla popolazione dinamica e non a quella compresente. Inoltre, possiamo scinderlo nelle sue due componenti,  $tra_{pd,l}$  e  $trs_{pd,l}$ , date dai limiti inferiori dei tassi rispettivamente di ingresso e di uscita dall’occupazione.

<sup>32</sup> Nel decennio 1994-2003 l’occupazione femminile cresce del 19,1%, contro il 4,1% di quella maschile.

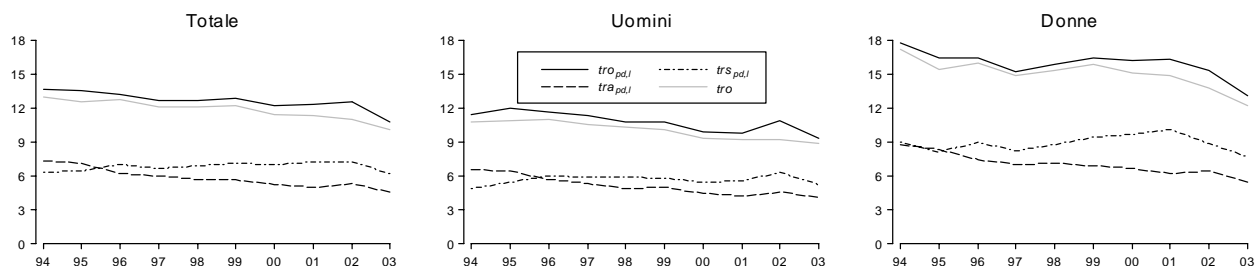
<sup>33</sup> L’effetto età riassume, infatti, anche l’effetto in direzione opposta esercitato dal genere.

<sup>34</sup> Anche nella decomposizione delle differenze di *tro(d)*, infatti, il fattore età riassume l’effetto contrastante del fattore genere (in tal caso, anzi, relativamente un po’ più marcato, con una mobilità “oscurata” pari al 6,6%).

<sup>35</sup> Si tratta dei vettori di entrati e usciti che compaiono, rispettivamente, nelle righe e nelle colonne marginali della tab. 1. Si noti che il peso dei quindicenni che si occupano nell’anno è trascurabile.

La fig. 6 riporta le serie storiche di  $tro_{pd,l}$  e delle sue due componenti, e di  $tro$  per gli opportuni raffronti, per la popolazione totale e per genere.

Fig. 6. Limiti inferiori di indicatori di riallocazione rispetto all'occupazione riferiti alla popolazione dinamica, e per confronto l'indicatore stimato dalle sole matrici di transizione a tre stati riferito alla popolazione compresente, per genere: 1993/94-2002/03.



L'interesse è, essenzialmente, nel confronto fra  $tro_{pd,l}$  e  $tro$ . Un confronto – giova ribadirlo – che utilizza un limite inferiore del tasso di riallocazione per la popolazione dinamica stimato sotto ipotesi molto restrittive. L'evidenza empirica di differenze apprezzabili è, dunque, particolarmente informativa. Ebbene, fino al 1998/99 le differenze fra  $tro_{pd,l}$  e  $tro$  si mantengono attorno ai 0,5 punti percentuali, quindi in termini relativi nell'ordine del 5%: già non trascurabili, soprattutto per la loro sistematicità. Dal 1999/2000 il divario comincia poi a crescere, fino a un vistoso picco di 1,6 punti percentuali – il 14,7% in termini relativi – nel 2001/02, nel periodo, cioè, largamente interessato dalle regolarizzazioni degli immigrati predisposte prima dalla cosiddetta “legge Turco-Napolitano” e poi dalla cosiddetta “legge Bossi-Fini”<sup>36</sup>.

Sia per la popolazione totale che distinta per genere, è immediato notare, poi, come i picchi di  $tro_{pd,l}$  e il parallelo dilatarsi dei divari con  $tro$  siano indotti esclusivamente dalla dinamica di  $tra_{pd,l}$ , il limite inferiore del tasso di riallocazione a seguito di associazioni. L'andamento di  $trs_{pd,l}$ , il corrispondente tasso a seguito di separazioni, è infatti parecchio più liscio, leggermente calante, e mostra un discreto parallelismo con  $tro$ . In definitiva, queste evidenze segnalano nitidamente come le componenti della popolazione dinamica che si aggiungono a quella compresente, in modo particolare gli entrati – segnatamente gli immigrati, abbiamo una mobilità molto alta, sicché anche i limiti inferiori dei pertinenti tassi,  $tro_{pd,l}$  e  $tra_{pd,l}$ , documentano livelli di riallocazione dal 5 al 15% superiori a quelli dei corrispondenti tassi calcolati sulla popolazione compresente.

Entro questa dinamica sostanzialmente comune, vi sono apprezzabili differenze di genere. Il picco del 2001/02 è marcato soprattutto per gli uomini: la differenza fra  $tro_{pd,l}$  e  $tro$  è di 1,7 punti percentuali, dell'ordine del 18%. Per le donne, invece, l'eccesso di  $tro_{pd,l}$  rispetto a  $tro$  si manifesta in maniera distribuita sui tre anni dal 1999/2000 al 2001/02 (il divario è mediamente di 1,4 punti percentuali, del 9,7% in termini relativi). È questo un chiaro sintomo che consistenti ingressi nell'occupazione di donne immigrate hanno cominciato a configurarsi come regolari già prima del 2001/02, grazie alla “legge Turco-Napolitano” e, verosimilmente, per le caratteristiche delle occupazioni dominanti fra

<sup>36</sup> Si tratta, rispettivamente, del D. Lgs. n. 286/1998, seguito dal Dpcm 16.10.1998, e della legge n. 189/2002. Per i dati relativi all'ultima regolarizzazione, cfr. Zucchetti [2004].

le donne immigrate (prima fra tutte quella di “badante”), sicché per le donne l’esigenza di ricorrere alla regolarizzazione della “legge Bossi-Fini” è stato relativamente meno forte.

## 5. Sommario e conclusioni

Questo lavoro poggia sulla ricostruzione, dalla RTFL, di una serie storica tollerabilmente comparabile di matrici di transizione annuali riferite alla popolazione comprese in età attiva (14/15-64 anni all’origine), per il periodo 1979/80-2002/03. Su questa base, abbiamo condotto un’analisi di medio-lungo periodo della mobilità rispetto all’occupazione – in termini di persone mobili – desumibile dai flussi verso/dalla occupazione. Ad essa abbiamo fatto seguire un approfondimento sull’ultimo decennio, 1992/93-2002/03, utilizzando un insieme di informazioni più duttile e ampio.

Abbiamo misurato e analizzato la mobilità rispetto all’occupazione tramite tre indicatori di riallocazione (e loro convenienti decomposizioni): (i) il primo,  $tro$ , che considera gli entrati nella/usciti dalla occupazione passando da  $t$  a  $t+1$ ; (ii) il secondo,  $tro(d)$ , che, sfruttando domande retrospettive della RTFL, vi aggiunge gli occupati mobili – occupati a  $t$  e  $t+1$  che hanno cambiato lavoro nel corso dell’anno – e i non occupati mobili – non occupati a  $t$  e  $t+1$  che hanno avuto un episodio lavorativo nell’anno; (iii) infine, il limite inferiore di un tasso riferito alla popolazione dinamica,  $tro_{pd,l}$ , che, seppur in misura parziale – è appunto un limite inferiore stimato sotto ipotesi restrittive, coglie l’ulteriore mobilità indotta essenzialmente dagli occupati immigrati.

Per il quarto di secolo considerato, la prima evidenza è di una certa stabilità del *pattern* di mobilità rispetto all’occupazione, in particolare una volta che si sia controllato per fattori attinenti alla demografia delle forze di lavoro: la crescente partecipazione al lavoro delle donne, il notevole declino delle forze di lavoro in età giovanile a partire dalla fine degli anni ottanta, nell’ultimo decennio il progressivo innalzamento dell’età di pensionamento largamente indotto dalla legislazione. Al netto di questi fattori, che hanno registrato un’evoluzione notevole, si può congetturare un tasso  $tro$  dell’ordine del 15%, con moderata variabilità e una leggera tendenza calante.

Sullo sfondo di questa tendenziale stabilità, si innesta la dinamica indotta dai cicli dell’occupazione. I tassi di riallocazione mostrano un andamento blandamente pro-ciclico, indotto essenzialmente dalle associazioni, durante le fasi espansive. Essi registrano, invece, una brusca impennata anti-ciclica intorno al 1992/93, l’anno di massima recessione, determinata soprattutto da un picco delle separazioni – verosimilmente dovute a licenziamenti e pensionamenti anticipati, marcato soprattutto per le donne.

Le più ricche informazioni disponibili per l’ultimo decennio consentono di mettere meglio a fuoco la peculiare dinamica della mobilità durante la lunga fase di crescita dell’occupazione che prende avvio dal 1995: una crescita vigorosa soprattutto negli anni 1998-2001, poi cedente (e accompagnata, dal 1998, dalle riforme nella regolazione del mercato del lavoro del “pacchetto Treu”). Le evidenze salienti possono essere riassunte in quattro proposizioni.

- (a) La componente di riallocazione colta da  $tro$ , cioè a dire la frazione di persone mobili a seguito di entrate nella/uscite dalla occupazione passando da  $t$  a  $t+1$ , si contrae progressivamente – passa dal 13 al 10%, in buona misura per la contrazione della leva di giovani che si associano e della frazione di lavoratori anziani che si separano per pensionamento.
- (b) La dinamica cedente di  $tro$  è contrastata fino al 2000-2001 dalla crescita della mobilità inter-occupazionale – dal 3,5 al 4,5%, verosimilmente favorita dal deciso incremento

dell'occupazione e dal decollo del “pacchetto Treu”. L'esito è una sostanziale stabilità, fino al 2000, della riallocazione totale misurata da  $tro(d)$ .

- (c) Le indicazioni di massima desumibili dall'andamento di  $tro_{pd,l}$ , il limite inferiore del tasso analogo a  $tro$  ma riferito alla popolazione dinamica, segnalano che un ulteriore, apprezzabile sostegno alla mobilità viene dai lavoratori immigrati, con un picco nel 2001/02 associato all'ultima, corposa regolarizzazione.
- (d) Negli ultimi due anni, in concomitanza con la flessione del tasso d'incremento annuo dell'occupazione, tutti gli indicatori di riallocazione segnano un netto calo, mediamente superiore al 10% in termini relativi<sup>37</sup>.

Quanto ai *pattern* distributivi della mobilità – per area geografica da un lato e per caratteristiche demografiche dei lavoratori dall'altro –, i nostri risultati sono in larga misura concordi con regolarità empiriche messe in luce da studi precedenti, vuoi sull'insieme degli occupati [Istat 2003, 187-195; Albisinni e Discenza 2004] vuoi sugli occupati dipendenti del settore privato extra-agricolo (cfr Leombruni e Quaranta [2002]). Un aspetto emerge, tuttavia, con maggiore evidenza, perché basato su un'analisi di medio-lungo periodo e – per l'ultimo decennio – su un articolato insieme di misure di riallocazione. Il divario fra il livello e i *pattern* di mobilità di donne e uomini si è venuto via via riducendo, e ciò in presenza di una partecipazione al lavoro delle donne che – pur ancora lontana dalla media dell'Unione Europea – è stata costantemente crescente.

---

<sup>37</sup> Dal 2000/01 al 2002/03  $tro$  scende dall'11,3 al 10,1%,  $trwo(d)$  dal 4,3 al 3,7%,  $tro(d)$  dal 17,7 al 16,2%,  $tro_{pd,l}$  dal 12,3 al 10,8%.

## Appendice 1: Caratteristiche e procedure di armonizzazione delle matrici di transizione

### A1.1. Le matrici di transizione utilizzate

La RTFL ha un disegno di rotazione del campione che consente la produzione di matrici di transizione, tipicamente a distanza di tre mesi e di un anno (cfr. Di Pietro [1993]).

L'Istat inizia a pubblicare con discreta regolarità matrici di transizione annuali dal 1979/80. La pubblicazione si interrompe col 1990, a seguito di una consistente ristrutturazione della RTFL realizzata tra il 1990 e il 1992. La ripresa della pubblicazione avviene nel 2002, e coincide con l'introduzione di nuove procedure di abbinamento dei record individuali, di *editing* longitudinale e di ponderazione per ricondursi alla popolazione compresente [Istat 2002a]. Contestualmente, sono diffuse le matrici di transizione annuali dal 1998/99 al 2001/02 [Istat 2002b].

Nel periodo di interesse vi è dunque una lunga interruzione, e le matrici pubblicate non sono omogenee quanto a definizioni e a procedure di produzione. La serie storica completa delle matrici, ancora disomogenee, risulta da integrazioni condotte in collaborazione con l'Istat, ed è presentata nella Tab. A1. Le matrici disponibili sono annuali, di massima  $\text{apr.}t/\text{apr.}t+1$ , e si articolano in tre blocchi:

- matrici pubblicate dall'Istat dal 1979/80 al 1989/90, riferite all'intera popolazione compresente, senza limiti di età. Le matrici sono a otto stati, con gli occupati disaggregati in dipendenti e autonomi e per settore di attività (agricoltura, industria, servizi), e sono distinte per genere. La procedura di abbinamento e ponderazione è illustrata in Moriani [1981];
- matrici per gli anni dal 1990/91 al 1992/93, da noi stimate a partire da files *cross-section* di microdati con la procedura di abbinamento di Paggiaro e Torelli [1999]. Esse sono riferite alla popolazione compresente in età (all'origine) 14/15-64 anni e utilizzano la definizione "larga" di disoccupazione;
- matrici della nuova serie dell'Istat [Istat 2002a; 2002b]. Rispetto a quelle pubblicate, relative agli anni 1998/99-2001/02 e riferite alla popolazione in età 15- $\infty$ , quelle da noi stimate, a partire dai files longitudinali di microdati<sup>38</sup>, si differenziano, oltre che per l'estensione agli anni dal 1993/94 al 2002/03, perché sono riferite alla popolazione compresente in età 15-64 anni e utilizzano la definizione "larga" di disoccupazione. Esse sono corredate dei marginali sulle persone uscite (morti e cancellati dall'anagrafe) ed entrate (quindicenni e iscritti all'anagrafe) nel corso dell'anno, pubblicati o resi disponibili dall'Istat, che consentono di giungere alla popolazione – sempre in età 15-64 anni – rispettivamente ai tempi iniziale e finale.

### A1.2. La disomogeneità nelle matrici di transizione

La serie delle matrici disponibili presenta marcate disomogeneità, riconducibili a quattro fattori: (a) definizione della popolazione compresente; (b) procedure di abbinamento e di ponderazione; (c) revisioni della RTFL; (d) limiti di età per la popolazione compresente. Un quadro sinottico è nella tab. A1.

(a) *Definizione della popolazione compresente.* Fino al 1990 l'Istat intende per popolazione compresente di una data regione la popolazione iniziale meno i morti e gli usciti dalla regione a seguito di cambiamento di residenza. Dal 1993, intende invece la popolazione iniziale della regione meno i morti e tutte le persone che hanno cambiato residenza, comprese quelle che si sono trasferite in un altro comune della stessa regione.

(b) *Procedure di abbinamento e di ponderazione.* Il problema dell'abbinamento di record relativi allo stesso individuo presenti in successive occasioni della RTFL sorge perché non c'è un identificatore univoco. Esiste un identificatore della famiglia, ma da un'occasione d'indagine all'altra la composizione familiare può cambiare, così come può cambiare il numero d'ordine attribuito agli individui all'interno della famiglia. L'abbinamento dei record individuali è un tema non banale, perché vi sono errori nelle variabili socio-demografiche relative agli individui, come pure errori negli identificatori delle famiglie. Per le matrici di transizione pubblicate 1979/80-

---

<sup>38</sup> Quando siano disponibili files di microdati, le possibilità di disaggregazione dei flussi sono ampie (salvi i limiti dettati dall'attendibilità dei dati) e le procedure per l'armonizzazione delle matrici sono agevoli. La principale rigidità è data, dunque, dal blocco iniziale delle matrici pubblicate

1989/90, l'abbinamento dei record individuali avviene con una procedura di tipo deterministico, che abbinava due individui solo se coincidono il codice familiare e l'età, con la necessaria tolleranza per tenere conto del tempo intercorrente tra le due occasioni di indagine [Moriani 1981]<sup>39</sup>. A partire dalla matrice 1993/94, L'Istat adotta una procedura di tipo stocastico, largamente ispirata a Paggiaro e Torelli [1999], che abbinava anche record individuali con alcune variabili diverse – per possibili errori di trascrizione e/o registrazione – entro prefissati margini di errore [Istat 2002a, 15-17]. Per colmare la lacuna relativa ai tre anni dal 1990/91 al 1992/93, noi abbiamo utilizzato la procedura di Paggiaro e Torelli [1999], un po' meno conservativa per gli abbinamenti con errori negli identificatori familiari. Anche la procedura di ponderazione per la stima dei flussi riferiti alla popolazione compresente varia nel tempo. Per il primo blocco di matrici, la procedura di riporto all'universo fa uso di informazioni esterne su nati, morti, emigrati e immigrati nell'anno, e utilizza il metodo RAS per rendere i flussi coerenti con i marginali noti – le distribuzioni rispetto al lavoro della popolazione iniziale e di quella finale risultanti dalle stime *cross-section* per le due occasioni d'indagine [Moriani 1981, 9-11]. Per le matrici costruite dal 1993/94, l'Istat utilizza informazioni esterne su nati, morti, iscritti e cancellati; ricorre poi a stimatori di ponderazione vincolati, per riportare i flussi alla popolazione compresente e, nello stesso tempo, assicurarne la coerenza con le stime degli stock delle due rilevazioni *cross-section* [Istat 2002a, 31]. Per le tre matrici costruite da noi, non disponendo dei pesi di riporto alla popolazione compresente, abbiamo usato quelli della popolazione al tempo iniziale.

Tab. A1. *Matrici di transizione annuali, revisioni della RTFL e fonti di disomogeneità*

Matrici di transizione apr.t/apr.t+1	Fonte	Caratteristiche delle matrici	Procedura di abbinamento e ponderazione	Principali revisioni della RTFL
Da 1979/1980 a 1989/1990 <sup>a</sup>	Pubblicate	Popolazione 0- $\infty$ anni, popolazione in età lavorativa $\geq 14$ anni, 8 stati per genere, disoccupazione "larga"	Moriani [1981]	- 1984: modello di rilevazione P/70, con una sezione per ciascuna persona in età lavorativa e quesiti su: carattere permanente o temporaneo dell'occupazione, seconda attività, maggiori informazioni su ricerca di occupazione, formazione professionale. - lug.1986: modifica nella definizione delle persone in cerca di occupazione: richiesta l'effettuazione di azioni di ricerca di lavoro; conseguente revisione delle stime dal 1984.
Da 1990/191 a 1992/993 <sup>b</sup>	Nostro abbinamento da <i>files</i> di microdati sezionali	Popolaz. 14/15-64 anni, costruite da microdati, disoccupazione "larga"	Paggiaro e Torelli [1999]	- lug.1990: revisione del campione. - 1991: utilizzo di coefficienti di riporto all'universo regionali per sesso e classi di età. - ott.1992: modello di rilevazione P/90; nuove definizioni della popolazione in età lavorativa ( $\geq 15$ anni) e delle persone in cerca di occupazione (un'azione di ricerca deve essere stata svolta negli ultimi 30 giorni); nuova procedura di <i>editing</i> e imputazione.
Da 1993/1994 a 2002/2003	<i>Files</i> di microdati abbinati Istat (matrici da 1998/99 a 2001/02 pubblicate per popolazione 15- $\infty$ anni)	Popolazione 15-64 anni, costruite da microdati, disoccupazione "stretta"	Istat [2002a]	- lug.1999: lieve modifica nella definizione delle persone in cerca di occupazione (le azioni di ricerca negli ultimi 30 giorni devono essere "attive"); nuova procedura di ponderazione; conseguente revisione delle stime da ott.1992 a apr.1999.

<sup>a</sup> Con l'eccezione della matrice 1983/84, per la quale si usano le rilevazioni di gennaio.

<sup>b</sup> Con le revisioni del periodo 1990-92, la rilevazione prevista per aprile 1992 si è svolta a cavallo fra aprile e maggio 1992. Ciò si riflette sulle matrici di transizione 1991/92 e 1992/93.

<sup>39</sup> La procedura è, palesemente, conservativa e genera un numero relativamente elevato di "falsi negativi", cioè a dire di mancati abbinamenti dovuti a errori nelle variabili in questione.



(c) *Revisioni della RTFL*. Le principali revisioni sono riassunte nella tab. A1, alla quale rimandiamo. Ci limitiamo a segnalare i cambiamenti più marcati, che avvengono nel periodo 1990-92 e riguardano molteplici aspetti. Nel luglio 1990 è rivisto il disegno di campionamento: si adotta la dimensione demografica come unico criterio di stratificazione dei comuni e si migliora l'efficienza del disegno, si da dimezzare la numerosità campionaria mantenendo invariato il livello di precisione delle stime regionali. Nel 1991 è aggiornato il calcolo dei coefficienti di riporto all'universo, che tiene conto della struttura della popolazione per sesso e classi di età a livello regionale (precedentemente si utilizzava soltanto la struttura per sesso). Con la rilevazione di ottobre 1992, e il nuovo modello di rilevazione P/90, vengono introdotte due rilevanti innovazioni [Di Pietro 1993]: (i) si adotta una nuova definizione della popolazione in età lavorativa, escludendo i quattordicenni; (ii) si introduce una nuova, più circoscritta, definizione delle persone in cerca di occupazione. Si passa da una definizione che diremo "larga", la quale comprendeva le persone non occupate che dichiaravano di essere in cerca di lavoro, immediatamente disponibili a lavorare e di aver compiuto un'azione di ricerca – senza alcun vincolo di prossimità temporale, ad una definizione che diremo "stretta", la quale, conformandosi ad una direttiva dell'Eurostat, richiede che un'azione di ricerca sia stata compiuta negli ultimi trenta giorni. Sono inoltre introdotte una classificazione più dettagliata dell'attività economica e una nuova procedura, probabilistica, di controllo e correzione degli errori [Barcaroli, Di Piero e Venturi 1993]. Infine, a seguito della revisione delle stime della popolazione residente operata col censimento del 1991, cambia la popolazione di riferimento per il calcolo dei coefficienti di riporto all'universo. Questo insieme di revisioni provoca un *break* nelle serie storiche degli aggregati delle forze di lavoro, discusso tra gli altri da Trivellato [1993; 1997] e Di Fonzo e Gennari [1999] e recentemente risolto da Gatto [2003].

(d) *Popolazione compresente totale (o 15- $\omega$  anni) vs. 14/15-64 anni*. Il primo blocco di matrici pubblicate fa riferimento alla popolazione 0- $\omega$  anni. Le matrici pubblicate per gli 1998/99-2001/02 riguardano la popolazione 15- $\omega$  anni. Per noi è di interesse ricondurci alla popolazione in età (all'origine) 14/15-64 anni, per contenere gli effetti sulla serie delle matrici di transizione delle consistenti modificazioni nella struttura per età della popolazione, segnatamente nelle fasce di età estreme. Inoltre, vi è l'ulteriore fattore di disomogeneità dovuto al cambiamento del limite inferiore della popolazione in età lavorativa, che con la revisione di ottobre 1992 passa da 14 anni a 15 anni.

### **A1.3. Procedure di armonizzazione**

La disponibilità, per gli anni ottanta, soltanto delle matrici di transizione pubblicate limita notevolmente le possibilità di armonizzazione. Siamo comunque intervenuti sui due fattori di disomogeneità più importanti: (i) i limiti di età della popolazione e (ii) la definizione delle persone in cerca di occupazione.

Per le matrici di transizione dal 1979/80 al 1989/90, disponendo delle stime sezionali della distribuzione per età delle persone con meno di 14 anni e della distribuzione per età e condizione di quelle con più di 64 anni, abbiamo applicato ai due gruppi i pertinenti tassi specifici di mortalità e imposto un insieme di plausibili restrizioni sulle transizioni degli ultra-sessantaquattrenni. In tal modo, abbiamo circoscritto la popolazione compresente del primo blocco di matrici a quella in età 14-64 anni. A partire dal 1990/91, poi, disponendo dei *files* di microdati, selezionare la popolazione di interesse è risultato banalmente agevole (ferma restando la differenza nella definizione del limite inferiore, 14 e 15 anni, rispettivamente prima e dopo il 1992).

Per quanto riguarda la definizione delle persone in cerca di occupazione, abbiamo adottato per l'intera serie delle matrici di transizione la definizione "larga", presente nel primo blocco di matrici pubblicate. Abbiamo conseguentemente uniformato ad essa le stime dei disoccupati (e, per residuo, quelle delle persone non appartenenti alle forze di lavoro) nelle matrici dal 1990/91 in poi. La scelta è giustificata non soltanto da esigenze di uniformità, ma anche dalle evidenze a sostegno di una definizione "larga" della disoccupazione per il contesto italiano.

## Appendice 2: Indicatori di riallocazione riferiti a matrici di transizione

### A2.1. Tasso di mobilità riferito all'intera popolazione compresente

Facciamo riferimento a matrici di transizione annuali, genericamente da  $t$  a  $t+1$ , e alla classificazione della popolazione compresente in tre stati: occupati ( $O$ ), disoccupati ( $U$ ) e non appartenenti alle forze di lavoro ( $N$ ).

Un indicatore tipicamente utilizzato è il tasso di mobilità con riferimento all'intera popolazione compresente,  $tm$ , dato dal rapporto fra coloro che cambiano stato e il totale della popolazione:

$$tm = \frac{OU + ON + UO + UN + NO + NU}{\text{Popolazione compresente}}.$$

### A2.2. Tassi di riallocazione con riferimento agli occupati

Il nostro principale interesse è in misure di riallocazione riferite all'occupazione. Definiamo il tasso di riallocazione con riferimento agli occupati,  $tro$ , come il rapporto fra il totale delle persone che entrano ed escono dall'occupazione e la popolazione esposta al rischio di tali movimenti, data dalla somma di tali persone più gli occupati *stayers*<sup>40</sup>:

$$tro = \frac{UO + NO + OU + ON}{OO + UO + NO + OU + ON}.$$

Si può decomporre  $tro$  nella somma del tasso di riallocazione a seguito di associazioni,  $tra$ , e del tasso di riallocazione a seguito di separazioni,  $trs$ , definiti come segue:

$$tra = \frac{UO + NO}{OO + UO + NO + OU + ON}; \quad trs = \frac{OU + ON}{OO + UO + NO + OU + ON}.$$

A loro volta,  $tra$  e  $trs$  possono essere decomposti a seconda che le associazioni (separazioni) abbiano come origine (destinazione) la condizione di disoccupato o quella di non forza lavoro:

$$\begin{aligned} trad &= \frac{UO}{OO + OU + ON + UO + NO}; & tran &= \frac{NO}{OO + OU + ON + UO + NO}; \\ trsd &= \frac{OU}{OO + OU + ON + UO + NO}; & trsn &= \frac{ON}{OO + OU + ON + UO + NO}. \end{aligned}$$

Il valore di questi ultimi indicatori, tutti con lo stesso denominatore, è determinato dal numeratore, il quale risente della dimensione dello stock, rispettivamente  $U$  e  $N$ , di origine (destinazione). Può pertanto essere opportuno affiancarli con le corrispondenti probabilità di transizione – ad esempio, affiancare  $trad$  e  $tran$  con  $p_{UO}$  e  $p_{NO}$ , cioè a dire con probabilità condizionate allo stato iniziale.

È istruttivo considerare le relazioni che intercorrono fra  $tro$  e gli indicatori di riallocazione ( $twr$ : *total worker reallocation*), costruiti a partire da (segmenti di) storie lavorative, o comunque da dati di panel ad alta frequenza. Questi ultimi sono tipicamente definiti come segue:

$$twr_s = \frac{1}{O_s} \sum_{i=1}^{O_d} R_i, \quad {}_w twr_s = \frac{1}{O_s} \sum_{i=1}^{O_d} {}_w R_i, \quad twr_d = \frac{1}{O_d} \sum_{i=1}^{O_d} R_i,$$

dove:

$R_i$  è una variabile indicatrice che assume valore 1 se il lavoratore  $i$  presenta almeno un'associazione o una separazione nel periodo, e  ${}_w R_i$  è una variabile analoga che si differenzia perché fa riferimento ai soli episodi lavorativi in corso all'inizio o alla fine del periodo;

<sup>40</sup> Qui e nel seguito, la definizione della popolazione a rischio è in parte convenzionale – ad esempio, perché includere solo i disoccupati che diventano occupati e non tutti i disoccupati iniziali? –, e si conforma alla pratica adottata nella letteratura su *worker and job flows* (cfr. Davis e Haltiwanger [1998]).

$O_s = \frac{1}{2}(O_t + O_{t+1})$  è la media degli occupati a inizio ed a fine periodo, mentre  $O_d$  è la popolazione degli esposti al rischio di mobilità, data da  $O_s$  più gli associati nel periodo.

Chiaramente, *tro* non include:

- coloro che sono occupati a inizio e fine periodo (*OO*) ma nei 12 mesi hanno sperimentato almeno una transizione *job-to-job* – che denotiamo  ${}_{j-to-j}R_i = 1$  – oppure almeno un periodo di non lavoro – che denotiamo  ${}_{j-no\ j-j}R_i = 1$  – (cioè a dire  $2m$  transizioni, con  $m$  intero positivo, ciascuna coppia essendo costituita da una separazione più un'associazione), e
- coloro che sono non occupati a inizio e fine periodo (*UU*, *NN*, *UN*, *NU*) ma hanno sperimentato almeno un periodo di lavoro nei 12 mesi (cioè a dire  $2m$  transizioni, ciascuna coppia essendo costituita da un'associazione più una separazione), che denotiamo  ${}_{no\ j-j-no\ j}R_i = 1$ .

Trascurando le differenze, non marcate, dovute ai diversi denominatori, tra le diverse misure di *r* e *tro* valgono dunque le seguenti relazioni:

$${}_{w}twr_s = {}_w{}_{twr}_s + \left( \frac{1}{O_s} \sum_i^{O_d} {}_{no\ j-j-no\ j}R_i \right) \quad \text{e} \quad {}_w{}_{twr}_s = tro + \left[ \frac{1}{O_s} \sum_i^{O_d} ({}_{j-to-j}R_i + {}_{j-no\ j-j}R_i) \right],$$

ovvero *tro* differisce da  ${}_{w}{}_{twr}_s$  perché non include la componente (a), e differisce da *twr<sub>s</sub>* perché, oltre alle precedente, non include la componente (b).

Misure più estese di riallocazione possono poi essere calcolate quando siano disponibili *files* di microdati abbinati dalla RTFL – nel nostro caso per il decennio 1993-2003, che consentono di evidenziare ulteriori persone mobili, con riferimento all'occupazione, sulla base di quesiti retrospettivi (cfr. la scheda 1 in appendice al volume). Specificamente, si colgono:

- movimenti entro gli occupati, sulla base delle risposte al quesito, posto al tempo  $t+1$ , sull'anno è il mese di inizio del lavoro in corso. Si considerano mobili ( $R_i=1$ ) gli occupati a inizio e fine periodo che a fine periodo riportano una durata nell'occupazione inferiore a 12 mesi ( $OO_{d<12\text{mesi}}$ ), stabili gli altri;
- transiti nell'occupazione dei non occupati, sulla base delle risposte al quesito, posto al tempo  $t+1$ , sull'anno e il mese di conclusione dell'ultimo lavoro. Si considerano mobili ( $R_i=1$ ) i non occupati a inizio e fine periodo che a fine periodo riportano una conclusione dell'ultimo lavoro avvenuta da meno di 12 mesi ( $UU, NN, UN, NU_{d<12\text{mesi}}$ ), stabili gli altri<sup>41</sup>.

Il tasso di riallocazione totale con riferimento agli occupati, comprensivo dei movimenti entro gli stessi e di transizione nell'occupazione dei non occupati – identificati sulla base della durata, *tro(d)*, è così definito:

$$tro(d) = \frac{OO + NO + OU + ON + OO_{d<12\text{mesi}} + (UU + NN + UN + NU)_{d<12\text{mesi}}}{OO + NO + OU + ON + (UU + NN + UN + NU)_{d<12\text{mesi}}}.$$

Ad esso possiamo affiancare il tasso di riallocazione specifico conseguente a movimenti entro gli occupati, *trwo(d)*:

<sup>41</sup> Ciò ha richiesto di affrontare il problema di dati mancanti, circa l'8% e il 13% sull'anno e/o mese rispettivamente di inizio del lavoro in corso – situazione alla quale nel seguito ci riferiamo – o di conclusione dell'ultimo lavoro (situazione per la quale si procede in maniera analoga). Le mancate risposte che si sono presentate sono di quattro tipi: (i) anno  $t+1$ , mese mancante; (ii) anno  $t$ , mese mancante; (iii) anno  $<t$ , mese mancante; (iv) anno e mese mancanti. I casi (i) e (iii) non necessitano di imputazione in quanto la durata dell'episodio è, rispettivamente, inferiore e superiore ai 12 mesi. Nei casi (ii) e (iv), invece, l'imputazione è indispensabile. Nel caso (ii) si sono imputati i mesi mancanti estraendo casualmente mesi dalla distribuzione per mese dei dati osservati. Nel caso (iv) si è utilizzata la distribuzione delle tre classi di anni  $\{<t, t, t+1\}$  nei dati osservati e la si è riprodotta casualmente nei mancanti; per quelli con anno imputato  $t$ , si è poi proceduto ad imputare il mese mancante come in (ii).

$$trwo(d) = \frac{OO_{d < 12 \text{ mesi}}}{OO + UO + NO + OU + ON + (UU + NN + UN + NU)_{d < 12 \text{ mesi}}},$$

e il tasso di riallocazione specifico conseguente a transiti nell'occupazione dei non occupati,  $trto(d)$ , dato da:

$$trto(d) = \frac{(UU + NN + UN + NU)_{d < 12 \text{ mesi}}}{OO + UO + NO + OU + ON + (UU + NN + UN + NU)_{d < 12 \text{ mesi}}}.$$

Palesemente, è  $tro(d) - (trwo(d) + trto(d)) \leq tro$ : a fronte dello stesso numeratore,  $UO + NO + OU + ON$ , il denominatore è infatti più grande (coincide solo nel caso limite in cui i transiti nell'occupazione dei non occupati siano nulli). Inoltre, è  $tro(d) \geq tro$ , l'uguaglianza valendo solo nel caso limite di movimenti degli occupati *stayers* e di transiti nell'occupazione dei non occupati entrambi nulli. Quanto detto sopra rispetto a indicatori di *total worker reallocation* può, dunque, essere agevolmente esteso a  $tro(d)$ : in definitiva vale la relazione  $tro \leq tro(d) \leq twr_s$ .

### A2.3. Tassi riferiti alla popolazione dinamica

I tassi presentati sinora riguardano la popolazione compresente. In via di principio, si possono definire analoghi tassi riguardanti la popolazione dinamica considerando:

- le associazioni di persone che non fanno parte della popolazione compresente: quattordicenni (al tempo  $t$ ) che a  $t+1$  risultano occupati e nuovi iscritti all'anagrafe (a seguito di cambiamento di residenza o per immigrazione) inizialmente non occupati che diventano occupati a  $t+1$ ;
- le separazioni di occupati che non fanno parte della popolazione compresente: occupati (al tempo  $t$ ) che muoiono e occupati cancellati dall'anagrafe (a seguito di cambiamento di residenza o per emigrazione) che diventano non occupati a  $t+1$ .

Una stima puntuale di tali tassi non è tuttavia possibile neppure per l'ultimo decennio, per il quale pure disponiamo di un insieme di informazioni relativamente ampio (cfr. l'appendice 1). L'informazione disponibile sulle associazioni è data dai quattordicenni che nel corso dell'anno transitano all'occupazione,  $IO_{14}$ , e dal totale dei nuovi iscritti all'anagrafe occupati al tempo  $t+1$ ,  $IO_{ia}$ . Analogamente, l'informazione disponibile sulle separazioni è data dagli occupati deceduti,  $OE_d$ , e dal totale degli occupati al tempo  $t$  cancellati dall'anagrafe,  $OE_{ca}$ . La carenza di informazione sta, dunque, nel fatto che dei nuovi iscritti occupati,  $IO_{ia}$ , e degli occupati cancellati,  $OE_{ca}$ , non conosciamo lo stato rispettivamente al tempo  $t$  e al tempo  $t+1$ <sup>42</sup>.

Quel che possiamo determinare è un limite inferiore del tasso di riallocazione con riferimento agli occupati per la popolazione dinamica. Un limite inferiore per le associazioni di persone che non fanno parte della popolazione compresente è dato da  $IO_{14}$  più la differenza, se positiva, fra coloro che hanno cambiato residenza (in ingresso) e sono occupati al tempo  $t+1$  e coloro che hanno cambiato residenza (in uscita) ed erano occupati al tempo  $t$ :  $\max(0, IO_{ia} - OE_{ca})$ <sup>43</sup>. In maniera analoga, un limite inferiore per le separazioni di persone con destinazione al di fuori della popolazione compresente è dato da  $OE_d$  più  $\max(0, OE_{ca} - IO_{ia})$ . In definitiva,  $O_{14} + |IO_{ia} - OE_{ca}| + OE_d$  fornisce un limite inferiore di riallocazioni pertinente alla componente della popolazione non inclusa in quella compresente. Il limite inferiore del tasso di riallocazione per la popolazione dinamica, che denotiamo  $tro_{pd,l}$ , è dunque definito come segue:

<sup>42</sup> Gli immigrati occupati a  $t+1$  entrano nella popolazione dinamica di interesse, mentre gli occupati a  $t$  che emigrano ne escono. Ad essi corrispondono, dunque, rispettivamente associazioni e separazioni dall'occupazione. Il problema della distinzione fra transizioni alla/dall'occupazione e permanenze nell'occupazione si pone quindi nei riguardi delle persone che cambiano residenza.

<sup>43</sup> È immediato verificare che  $\max(0, IO_{ia} - OE_{ca})$  costituisce il limite inferiore delle pertinenti associazioni di persone. In tal modo, infatti, si assume (i) che il numero di occupati residenti in Italia, rispettivamente ai tempi  $t$  e  $t+1$ , i quali hanno cambiato residenza sia massimo (cioè a dire, sia pari a  $\min(IO_{ia}, OE_{ca})$ ), il che comporta che si fissa al minimo il flusso di immigrati, e (ii) che essi siano tutti occupati, sia al tempo  $t$  che a  $t+1$ .

$$tro_{pd,l} = \frac{UO + NO + OU + ON + O_{14} + |IO_{ia} - OE_{ca}| + OE_d}{OO + UO + NO + OU + ON + O_{14} + |IO_{ia} - OE_{ca}| + OE_d}.$$

Esso può essere utilmente confrontato con  $tro$ , dal quale si differenzia appunto perché si riferisce alla popolazione dinamica e non a quella compresente<sup>44</sup>. Inoltre, esso può essere scisso nelle sue due componenti,  $tra_{pd,l}$  e  $trs_{pd,l}$ , date rispettivamente da:

$$tra_{pd,l} = \frac{UO + NO + O_{14} + \max(0, IO_{ia} - OE_{ca})}{OO + UO + NO + OU + ON + O_{14} + |IO_{ia} - OE_{ca}| + OE_d},$$

$$trs_{pd,l} = \frac{OU + ON + OE_d + \max(0, OE_{ca} - IO_{ia})}{OO + UO + NO + OU + ON + O_{14} + |IO_{ia} - OE_{ca}| + OE_d}.$$

---

<sup>44</sup> Si può procedere in maniera del tutto analoga per  $tro(d)$ , calcolandone il corrispondente limite inferiore riferito alla popolazione dinamica. L'informazione di interesse è, peraltro, nel (limite inferiore del) l'effetto del cambiamento della popolazione di riferimento – da compresente a dinamica, ed esso si coglie in maniera più nitida riferendosi a  $tro$ .

## Riferimenti bibliografici

- Albisinni, M. e Discenza, A.R. (2004), *La mobilità dell'occupazione e della disoccupazione dalla seconda parte degli anni novanta*, in «Sistema Previdenza», XXI, n. 3, pp. 47-67.
- Anastasia, B. (2003), *Aggregati delicati: divagazioni su alcuni 'numeri' fondamentali del mercato del lavoro*, in «Economia e Società Regionale», XXI, n. 83/84, pp. 86-120.
- Barcaroli, G., Di Pietro, E. 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*, in «Economia & Lavoro», XXXVII, n. 3, pp. 47-61.
- Bassi, F., Hagenaars, J.A., Croon, M.A. e Vermunt, J.K. (2000), *Estimating True Changes when Categorical Panel Data Are Affected by Uncorrelated and Correlated Errors. An Application to Unemployment Data*, in «Sociological Methods and Research», 29, pp. 230-268.
- Bassi, F., Torelli, N. e Trivellato, U. (1998), *Data and Modelling Strategies in Estimating Labour Force Gross Flows Affected by Classification Errors*, in «Survey Methodology», 24, n. 2, pp. 109-122.
- Battistin, E., Rettore, E. e Trivellato, U. (2000), *Measuring participation at work in the presence of fallible indicators of labour force state*. Progetto MURST «Occupazione e disoccupazione in Italia: misura e analisi dei comportamenti», Working Paper n. 26, Padova, Dipartimento di Scienze Statistiche, Università di Padova.
- Bernardi, L. e Zaccarin, S. (1984), *Indicatori di mobilità: applicazione di un modello markoviano ai dati della rilevazione trimestrale delle FL*, in *L'offerta di lavoro in Italia*, a cura di M. Schenkel, Venezia, Marsilio Editori.
- Bernardi, L. e Zaccarin, S. (1991), *La stima dei flussi e di matrici di transizione*, in *Forze di lavoro: disegno dell'indagine e analisi strutturali*, a cura di U. Trivellato, «Annali di Statistica», Serie IX, Vol. 11, Roma, Istat.
- Blanchard, O.J. e Diamond, P. (1990), *The Cyclical Behavior of Gross Flows of Workers in the United States*, in «Brookings Papers of Economic Activity», n. 2, pp. 85-155.
- Blumen, I., Kogan, M. e McCarthy, P.J. (1955), *The Industrial Mobility of Labor as a Probability Process*, «Cornell Studies in Industrial and Labor Relations», Vol. 6, New York, Ithaca.
- Bound, J., Brown, C. e Mathiowetz, N. (2001), *Measurement Error in Survey Data*, in *Handbook of Econometrics. Volume 5*, a cura di J.J. Heckman e D. Leamer, Amsterdam, North-Holland.
- Brandolini, A., Cipollone, P. e Viviano, E. (2004), *Does the ILO Definition Capture All Unemployment?*, «Temi di discussione», n. 529, Roma, Banca d'Italia.
- Brugiavini, A. e V. Galasso (2004), *The Social Security Reform Process in Italy: Where Do We Stand?*, University of Venice and Bocconi University, Milan, (mimeo., revised January 2004).
- Chelli, F. e Rosti, L. (2002), *Age and Gender Differences in Italian Workers' Mobility*, in «International Journal of Manpower», 23, n. 4, pp. 313-325.
- Cipollone P. e Guelfi A. (2003), *Tax Credit Policy and Firms' Behaviour. The Case of Subsidies to Open-End Labour Contracts in Italy*, «Temi di discussione», n. 471, Roma, Banca d'Italia.
- Davis, S.J. e Haltiwanger, J. (1998), *Measuring Gross Worker and Job Flows*, in *Labour Statistics Measurement Issues*, a cura di J. Haltiwanger, M.E. Manser e R. Topel, Chicago, National Bureau of Economic Research.
- de Angelini, A. (2004), *La mobilità dei lavoratori in Veneto dal 1993 al 2003. Un confronto fra le misure effettuate su dati RtfL e le misure effettuate su dati Netlabor*, «I Tartufi», n. 17, Venezia, Veneto Lavoro ([www.venetolavoro.it](http://www.venetolavoro.it)).
- de Angelini, A. e Giraldo, A. (2003), *La mobilità dei lavoratori nel Veneto. Confronto fra misure su dati RTFL e su dati Netlabor*, Progetto MIUR «Dinamiche e persistenze nel mercato del lavoro italiano ed effetti di politiche», Working Paper n. 61, Padova, Dipartimento di Scienze Statistiche, Università di Padova.
- Di Fonzo, T. e Gennari, P. (1999), *Le serie storiche delle forze di lavoro per il periodo 1984.1-1992.3: prospettive e problemi di ricostruzione*, Progetto MURST «Lavoro e

- disoccupazione: questioni di misura e di analisi», Working Paper n. 13, Padova, Dipartimento di Scienze Statistiche, Università di Padova.
- Di Pietro, E. (1993), *La nuova indagine Istat sulle forze di lavoro*, in «Economia & Lavoro», XXXVII, n. 1, pp. 57-64.
- Discenza A.R. e Rosati S. (2004a), *Flessibilità e mercato del lavoro: un'analisi dei flussi dal 1995 al 2002*, comunicazione al Convegno AIS «Lo studio del mutamento sociale: problemi metodologici e ricerche empiriche», Salerno, 28-29 gennaio 2004 (mimeo.)
- Gatto, R. (2003), *Sulla ricostruzione delle serie dei principali indicatori del mercato del lavoro*, Tesi di dottorato, Roma, Università di Roma «La Sapienza», Dipartimento di Scienze Economiche.
- Istat (vari anni), *Rilevazione delle forze di lavoro. Aprile 1980 (1981, ..., 1986)*, Supplemento al «Bollettino Mensile di Statistica», vari numeri; *Forze di Lavoro (1986, ..., 1990)*, Roma.
- (2002a), *Le matrici di transizione della rilevazione trimestrale sulle forze di lavoro. Nota metodologica*, Collana «Approfondimenti», Roma.
  - (2002b), *La mobilità nel mercato del lavoro: principali risultati aprile 1998-aprile 2002*, Collana «Approfondimenti», Roma.
  - (2003), *Rapporto annuale: la situazione del Paese nel 2002*, Roma.
- Kitagawa E.M. (1955), *Components of a Difference between Two Rates*, in «Journal of the American Statistical Association», 50, n. 272, pp. 1168-1194.
- Leombruni, R. e Quaranta, R. (2002), *Mobilità dei lavoratori in Italia, 1985-1996*, in *Osservatorio sulla mobilità del lavoro in Italia*, a cura di B. Contini, Bologna, Il Mulino.
- Leoni, R. (1984), *Indicatori di mobilità: processi di transizione markoviani o 'stati di dipendenza'?*, in *L'offerta di lavoro in Italia*, a cura di M. Schenkel, Venezia, Marsilio Editori.
- Martini, M. (1983), *Misure comparative della mobilità occupazionale*, in *Informazione e statistica su scuola e mercato del lavoro e sulle politiche per l'occupazione giovanile*, a cura di U. Trivellato e A. Zuliani, Roma, Istituto dell'Enciclopedia Italiana.
- Moriani, C. (1981), *Forze di lavoro e flussi di popolazione*, Supplemento al «Bollettino Mensile di Statistica», n. 15, Roma, Istat.
- Paggiaro, A. e Torelli, N. (1999), *Una procedura per l'abbinamento di record nella rilevazione trimestrale delle forze di lavoro*, Progetto MURST «Lavoro e disoccupazione: questioni di misura e di analisi», Working Paper n. 15, Padova, Dipartimento di Scienze Statistiche, Università di Padova.
- Sestito, P. (2002), *Il mercato del lavoro in Italia*, Bari, Laterza.
- Shimer, R. (2004), *The Cyclicalities of Hires, Separations, and Job-to-Job Transitions*, paper presented at the Federal Reserve Bank of St. Louis' 29<sup>th</sup> Annual Economic Policy Conference, 21-22 ottobre 2004 (mimeo.).
- Torelli, N. e Trivellato, U. (1993), *Modelling Inaccuracies in Job-Search Duration Data*, in «Journal of Econometrics», 59, n. 1-2, pp. 187-211.
- Trivellato, U. (1993), *La conta dei disoccupati: evidenze e interrogativi dalle nuove stime della rilevazione sulle forze di lavoro*, in «Rassegna di Statistiche del Lavoro», 44, n. 1, pp. 85-93.
- (1997), *Le misure della partecipazione al lavoro nel quadro comunitario*, in *Le informazioni sul lavoro in Italia: significato e limiti delle informazioni provenienti da indagini sulle famiglie*, a cura di L. Frey, «Quaderni di Economia del Lavoro», n. 59, Milano, Franco Angeli.
  - (1999), *Issues in the Design and Analysis of Panel Studies: a cursory Review*, in «Quality & Quantity», 33, n. 3, pp. 339-352.
- Tronti, L. (2004), *Il recente ciclo occupazionale. Problemi e prospettive*, in «Economia e Società Regionale», XX, n. 85, 142-149.
- Viviano, E. (2003), *Un'analisi critica delle definizioni di disoccupazione e partecipazione al lavoro in Italia*, in «Politica Economica», XIX, n. 2, pp. 161-190.
- Zucchetti E. (a cura di) (2004), *La regolarizzazione degli stranieri. Nuovi attori nel mercato del lavoro italiano*, Milano, Franco Angeli.