

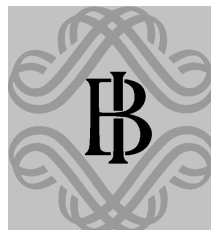
BANCA D'ITALIA

Temi di discussione

del Servizio Studi

**La distribuzione del reddito e della ricchezza
nelle regioni italiane**

di L. Cannari e G. D'Alessio



Numero 482 - Giugno 2003

La serie “Temi di discussione” intende promuovere la circolazione, in versione provvisoria, di lavori prodotti all’interno della Banca d’Italia o presentati da economisti esterni nel corso di seminari presso l’Istituto, al fine di suscitare commenti critici e suggerimenti.

I lavori pubblicati nella serie riflettono esclusivamente le opinioni degli autori e non impegnano la responsabilità dell’Istituto.

Comitato di redazione:

STEFANO SIVIERO, EMILIA BONACCORSI DI PATTI, MATTEO BUGAMELLI, FABIO BusetTI, FABIO FORNARI, RAFFAELA GIORDANO, MONICA PAIELLA, FRANCESCO PATERNÒ, ALFONSO ROSOLIA, RAFFAELA BISCEGLIA (*segretaria*)

LA DISTRIBUZIONE DEL REDDITO E DELLA RICCHEZZA NELLE REGIONI ITALIANE

di Luigi Cannari* e Giovanni D'Alessio*

Sommario

Le informazioni tratte dall'indagine sui bilanci delle famiglie italiane non vengono usualmente utilizzate per stime regionali a causa della ridotta numerosità campionaria. Nel presente lavoro viene sperimentata la stima di aggregati regionali sul quinquennio 1995-2000, in modo da utilizzare congiuntamente più indagini. La maggiore numerosità campionaria così disponibile, unitamente all'applicazione di stimatori che riducono l'effetto dei valori estremi e consentono di integrare l'informazione campionaria con quella proveniente da fonti esterne, permettono di ridurre la variabilità delle stime. Il quadro che emerge dai risultati conferma il tradizionale divario tra le regioni del Centro Nord e quelle del Mezzogiorno, in termini sia di reddito sia di ricchezza. Per entrambe queste variabili la concentrazione appare più elevata nelle regioni del Sud e minore nel Nord e soprattutto nel Centro: utilizzando l'indice di benessere di Sen, che tiene conto sia del livello medio del reddito equivalente sia della sua distribuzione, il *gap* tra le regioni meridionali e quelle del Centro e del Nord è pertanto maggiore di quello riferito al solo reddito. La differente composizione socio-demografica della popolazione regionale spiega una parte significativa dei divari tra le medie regionali. I fattori socio-demografici contribuiscono inoltre a spiegare la disuguaglianza interna alle singole regioni, con effetti differenziati a seconda della regione e della variabile considerata. Essi incidono tuttavia in misura contenuta sulla disuguaglianza osservata a livello nazionale.

JEL classification: J1, C42, C43, D31, D63, R10.

Keywords: stime regionali, famiglia, reddito, ricchezza, disuguaglianza.

Abstract

Information from the Survey of Italian Household Income and Wealth (SHIW) is not normally used as a basis for regional estimates on account of the small sample size. This paper presents an experimental estimation of regional aggregates for the period 1995-2000, obtained by combining several surveys. The variability of estimates is reduced not only by means of a wider sample but also through estimators that limit the impact of extreme values and merge survey data with external sources. The results confirm the traditional scenario: northern and central regions show greater average values for both income and wealth than their southern counterparts. Concentration of the two variables appears greater in the South, less in the North and even less in the Centre: therefore if measured with the Sen welfare index, which simultaneously considers average equivalent income and a distributional index, the gap between southern regions and northern and central ones grows even larger. The difference in the social and demographic composition of the population explains a significant share of the disparity in mean incomes between regions and helps to shed light on inequality within regions as well; the effects vary according to the region and the variable. However, these features appear to influence nation-wide inequality only to a moderate degree.

* Banca d'Italia, Servizio Studi.

Indice

1. Introduzione	9
2. L'indagine sui bilanci delle famiglie italiane	11
3. Il metodo impiegato per le stime regionali	15
3.1. Il pooling di indagini e lo stimatore utilizzato	16
3.2. Post-stratificazione	19
3.3. Il trattamento degli outliers.....	20
4. La distribuzione del reddito e della ricchezza nelle regioni italiane	22
5. Differenze nelle caratteristiche socio-demografiche	33
6. I fattori socio-demografici spiegano la disuguaglianza?	36
6.1. Le diverse componenti della disuguaglianza	36
6.2. La disuguaglianza tra le medie regionali	38
6.3. Effetti socio-demografici e disuguaglianze regionali	42
6.4. Effetti socio-demografici e disuguaglianza complessiva	44
7. Conclusioni.....	45
Riferimenti bibliografici.....	47

1. Introduzione¹

Buona parte della letteratura sulla distribuzione del reddito in Italia, sulla disuguaglianza e sulla povertà, si concentra su dati nazionali o, al più, su disaggregazioni per grandi aree territoriali².

Le analisi a livello subnazionale, oltre a essere meno frequenti di quelle la cui unità di analisi è l'intero paese, sono spesso basate su indagini ad hoc, difficilmente comparabili tra di loro, in quanto utilizzano questionari e a metodologie tra loro differenti³.

La carenza di studi subnazionali non sembra peraltro connessa né con un limitato interesse sull'andamento di questi fenomeni, né con una modesta variabilità degli stessi tra differenti regioni. La differenziazione delle strutture economiche regionali, la concentrazione di alcune industrie in certe aree del paese, le differenti condizioni del mercato del lavoro, la varietà delle caratteristiche demografiche della popolazione residente possono determinare marcate differenze nella distribuzione dei redditi e nelle condizioni di povertà.

L'analisi delle regioni italiane, inoltre, si presenta come un interessante *case study*; l'Italia è uno dei paesi con le maggiori differenze tra i tassi di povertà regionali, quando si adotta una linea di povertà nazionale; utilizzando una linea di povertà regionale le differenze si riducono, ma non si annullano, suggerendo la rilevanza della componente di variabilità infra-regionale nella distribuzione dei redditi.

¹ Si ringraziano per gli utili commenti Andrea Brandolini, L. Federico Signorini, Massimo Omiccioli e due anonimi referees.

² Per l'Italia, Brandolini e D'Alessio (2001) esaminano l'evoluzione della distribuzione dei redditi tra il 1977 e il 1995 e valutano gli effetti del cambiamento della struttura demografica sulle misure di disuguaglianza; per analisi sulla distribuzione del reddito in Italia si vedano anche Brandolini e Sestito (1994, 2001).

³ Esempi di indagini regionali sono quella sui Redditi e Risparmio delle Famiglie Umbre (Bracalente et al., 1990) e l'Indagine sulle Condizioni di Vita in Toscana, recentemente promossa dall'Istituto Regionale per la Programmazione Economica della Toscana (IRPET).

Questo lavoro si pone un duplice obiettivo: (i) effettuare stime sulla distribuzione del reddito e della ricchezza a livello regionale, fornendo indicazioni sul grado di disuguaglianza, e (ii) valutare se e in che misura le caratteristiche socio-demografiche della popolazione, variabili tra una regione e l'altra, sono in grado di spiegare le differenze riscontrate.

L'analisi viene condotta utilizzando l'indagine della Banca d'Italia sui bilanci delle famiglie italiane. Questa indagine ha il vantaggio di coprire tutto il territorio nazionale e di assicurare quindi la comparabilità dei risultati ottenuti per le varie regioni, basati sullo stesso questionario e sulla medesima metodologia di rilevazione. Essa ha tuttavia lo svantaggio di una numerosità campionaria complessiva insufficiente per stimare il reddito e la ricchezza a livello regionale in singoli anni di indagine. Oltre a livelli di precisione modesti, soprattutto per le regioni più piccole, le stime risentono della forte asimmetria positiva che caratterizza la distribuzione del reddito, e più ancora della ricchezza, cui si associa – in generale – la presenza nel campione di valori “anomali” (outlier), che influenzano pesantemente le stime e di cui è difficile valutare la corrispondente frequenza nella popolazione. Conseguentemente gli stimatori campionari del reddito e della ricchezza risultano in generale non adeguati per le stime a livello regionale, a causa della loro eccessiva variabilità.

Per ovviare a questi problemi, in questo lavoro si sperimenta la stima di aggregati regionali raggruppando più indagini contigue. La maggiore numerosità campionaria così disponibile, unitamente all'applicazione di stimatori che riducono l'effetto dei valori estremi e integrano l'informazione campionaria con quella proveniente da fonti esterne, consentono di ridurre la variabilità delle stime a livelli più accettabili.

Il lavoro si articola nel modo seguente. Nel paragrafo 2 si descrivono le caratteristiche salienti dell'indagine sui bilanci delle famiglie italiane e si dà una misura dell'impatto che la disaggregazione a livello regionale ha sulla variabilità delle stime. Nel paragrafo 3 vengono illustrati gli strumenti metodologici utilizzati per ottenere stime regionali. Nel paragrafo 4 si presentano le stime regionali dei livelli di reddito e di ricchezza familiare e se ne valuta la relativa concentrazione. Nel paragrafo 5 si analizzano le differenze nelle caratteristiche socio-demografiche delle famiglie a livello regionale; nel paragrafo 6 si valuta in che misura le differenze nei livelli medi e nella concentrazione sono attribuibili alla diversa

composizione della popolazione secondo alcune caratteristiche demografiche e occupazionali. Nel paragrafo 7 si traggono le principali conclusioni sui risultati ottenuti.

2. L'indagine sui bilanci delle famiglie italiane

Dal 1962 la Banca d'Italia conduce una indagine sui bilanci delle famiglie italiane allo scopo di acquisire una più approfondita conoscenza dei comportamenti economici delle famiglie.

Il campione, pari nelle ultime indagini a circa 8.000 famiglie, viene determinato utilizzando un disegno campionario a due stadi. Nel primo stadio vengono selezionati, con criteri di casualità, circa 300 comuni italiani, adottando una stratificazione per regione e ampiezza demografica del comune. Nel secondo stadio si provvede a estrarre dalle liste anagrafiche dei comuni selezionati nel primo stadio i nominativi delle famiglie che saranno oggetto della rilevazione.

A partire dall'indagine sul 1989 una parte del campione (intorno al 50 per cento nelle ultime indagini) è costituita da famiglie che hanno già partecipato a precedenti rilevazioni (famiglie panel). In questo modo è possibile studiare l'evoluzione dei fenomeni, come ad esempio, la mobilità delle famiglie tra classi di reddito o di ricchezza o degli individui tra i diversi stati occupazionali.

Il questionario raccoglie stabilmente informazioni sulla struttura della famiglia e sulle caratteristiche dei componenti, sul reddito, il consumo e il risparmio, la ricchezza, le caratteristiche dell'abitazione di residenza⁴. La crescente richiesta di informazioni per lo studio di temi microeconomici ha suggerito, dalla metà degli anni novanta, l'inserimento nel questionario di sezioni monografiche, variabili di volta in volta, per l'approfondimento di specifici argomenti.

Rinviando a Banca d'Italia (2002) per ulteriori dettagli sulle caratteristiche

⁴ La fase operativa di rilevazione presso le famiglie viene effettuata, per conto della Banca d'Italia, da una società specializzata. Alle famiglie disposte a concedere l'intervista (la partecipazione all'indagine è volontaria) viene somministrato, mediante interviste *face to face*, un questionario con il quale vengono raccolte le informazioni fornite dall'intervistato. Nelle ultime indagini una quota rilevante delle interviste, oltre il 50 per cento, è stata effettuata con l'ausilio del computer (metodologia CAPI).

dell'indagine, nel seguito del paragrafo si illustrano gli aspetti più strettamente collegati con la questione della disaggregazione territoriale dei risultati⁵.

La tavola 1 mostra in che modo i campioni di famiglie rilevate nel periodo 1989-2000 si ripartiscono nelle diverse regioni. La numerosità campionaria risulta più elevata (sempre oltre le 500 unità) in Lombardia, Emilia-Romagna, Piemonte Val-d'Aosta, Campania e Sicilia. Su livelli intermedi si colloca nelle altre regioni con l'eccezione del Molise e della Basilicata, dove il numero di famiglie campione è decisamente esiguo (quasi sempre inferiore a 100 unità)⁶.

Per una valutazione dell'adeguatezza del campione rispetto a una stima regionale va tuttavia tenuto conto dello schema di campionamento a due stadi adottato⁷. La tavola 2 mostra in che modo le unità di primo stadio (i comuni campione) si ripartiscono nei diversi strati (regioni per ampiezza demografica), per semplicità con riferimento alla sola indagine sul 2000.

Tutti i 6 comuni con oltre 500.000 abitanti sono presenti nel campione, essendo questo uno strato autorappresentativo. Dei 181 comuni con popolazione compresa tra 40.000 a 500.000 abitanti, che pure dovrebbero essere teoricamente inclusi totalmente tra le unità di primo stadio, 14 non sono stati considerati nella rilevazione, a causa di problemi connessi alla disponibilità delle liste anagrafiche. Negli altri strati, la numerosità è sempre inferiore a 10 e in taluni casi solo di poche unità. Nessuno strato risulta comunque privo di unità di primo stadio (a eccezione della Basilicata che non presenta unità campione tra 20.000 e 40.000 abitanti in quanto assenti nella stessa popolazione).

⁵ I dati utilizzati nel presente lavoro derivano dall'archivio storico dell'indagine sui bilanci delle famiglie italiane (Banca d'Italia, CD-ROM, versione 2.0, febbraio 2002), che contiene le informazioni raccolte presso le famiglie italiane nelle indagini che vanno dal 1977 al 2000 (per gli anni anteriori al 1977 non sono disponibili le informazioni elementari).

⁶ A livello di macroarea, nelle ultime indagini, la numerosità campionaria è compresa tra 1.500 e 2.000 unità, eccetto che nelle Isole, per le quali si riscontrano campioni di poco inferiori alle 1.000 famiglie.

⁷ Lo schema a due stadi è reso necessario dalla modalità di intervista *face to face*, che esige – per ovvi motivi di costo - di limitare i punti di campionamento.

NUMEROSITÀ DEL CAMPIONE (1989-2000)
(numero di famiglie)

Regioni	1989	1991	1993	1995	1998	2000
Piemonte – Val d’Aosta.....	639	622	680	662	577	757
Lombardia	796	780	820	824	820	860
Trentino – Alto Adige	182	171	205	220	146	161
Veneto	385	421	435	476	351	439
Friuli – Venezia Giulia	182	243	257	313	270	255
Liguria	550	473	407	386	306	316
Emilia – Romagna	611	691	741	725	526	751
Toscana	656	643	592	589	477	598
Umbria	372	247	307	288	263	271
Marche	356	371	366	373	324	328
Lazio	471	401	431	411	460	425
Abruzzo	225	339	273	311	275	228
Molise	44	44	78	85	85	83
Campania	582	733	682	709	687	815
Puglia	790	658	591	520	463	471
Basilicata	74	103	95	127	89	95
Calabria.....	219	232	302	262	218	210
Sicilia.....	880	748	539	559	598	630
Sardegna.....	260	268	288	295	212	308
Totale Italia.....	8.274	8.188	8.089	8.135	7.147	8.001

Le stime campionarie del reddito e della ricchezza netta elaborate per i singoli anni presentano errori standard ragguardevoli (tavola 3)⁸. Oltre l'intrinseca variabilità del reddito e della ricchezza, va considerato che la stratificazione delle unità di primo stadio (comuni) non riesce a compensare la perdita di precisione dovuta al disegno a due stadi, che riflette la

⁸ Nel calcolo degli errori standard è stata utilizzata la formula per il piano di campionamento a due stadi, con stratificazione delle unità di primo stadio (comuni) e numerosità costante delle unità di secondo stadio (famiglie). Quest'ultima condizione, che rende più agevole il calcolo, è nei fatti solo approssimativamente soddisfatta. Nei comuni con meno di 20.000 abitanti il numero di famiglie intervistate è pari a circa 25, discostandosi da questo numero a causa della maggiore o minore propensione delle famiglie a partecipare all'indagine. La stima degli errori standard non dovrebbe tuttavia risentire in modo significativo di tale approssimazione.

circostanza che le famiglie residenti all'interno dello stesso comune presentano una relativa omogeneità⁹.

Tavola 2

**NUMEROSITÀ DEI COMUNI CAMPIONE PER
AMPIEZZA DEMOGRAFICA (2000)**
(numero di comuni, percentuali)

Regioni	Fino a 20.000 ab.		Da 20.000 a 40.000 ab.		Da 40.000 a 500.000 ab.		Oltre 500.000 ab.		Totale	
	n	n/N	n	n/N	n	n/N	n	n/N	n	n/N
Piemonte – Val d'Aosta.....	8	0,6	8	42,1	11	100,0	1	100,0	28	2,2
Lombardia	9	0,6	6	15,0	20	100,0	1	100,0	36	2,3
Trentino – Alto Adige	4	1,2	2	100,0	2	100,0	-	-	8	2,4
Veneto	7	1,3	8	38,1	7	87,5	-	-	22	3,8
Friuli – Venezia Giulia	6	2,8	2	100,0	3	100,0	-	-	11	5,0
Liguria	5	2,2	3	60,0	4	100,0	1	100,0	13	5,5
Emilia – Romagna	6	1,9	7	41,2	13	92,9	-	-	26	7,6
Toscana	4	1,6	4	20,0	15	93,8	-	-	23	8,0
Umbria	6	7,2	2	33,3	3	100,0	-	-	11	12,0
Marche	6	2,6	4	50,0	6	85,7	-	-	16	6,5
Lazio	4	1,2	2	8,0	11	91,7	1	100,0	18	4,8
Abruzzo	3	1,0	4	50,0	4	80,0	-	-	11	3,6
Molise	1	0,8	2	100,0	1	100,0	-	-	4	2,9
Campania	6	1,2	5	13,5	22	95,7	1	100,0	34	6,2
Puglia	4	1,9	3	10,0	15	75,0	-	-	22	8,5
Basilicata	2	1,6	-	-	2	100,0	-	-	4	3,1
Calabria.....	2	0,5	2	33,3	5	100,0	-	-	9	2,2
Sicilia.....	2	0,6	3	8,6	18	90,0	1	100,0	24	6,2
Sardegna.....	4	1,1	4	44,4	5	100,0	-	-	13	3,4
Totale Italia	89	1,2	71	24,3	167	92,3	6	100,0	333	4,1

Il livello di precisione delle stime, inoltre, è inferiore per la ricchezza rispetto al reddito. A parità di ambito territoriale, si osservano errori standard in percentuale della stima, costantemente superiori, a causa della sua maggiore intrinseca variabilità.

⁹ Il *design effect*, coefficiente che misura l'effetto del disegno (cioè l'impatto sull'errore standard del disegno campionario rispetto al campionamento casuale semplice), risulta pari a 1,56 per il reddito e a 1,58 per la ricchezza, cui corrispondono coefficienti di correlazione intraclasse (che misurano il grado di omogeneità delle famiglie all'interno dei rispettivi comuni di residenza) approssimativamente pari a 0,056 e 0,058 rispettivamente.

**STIME CAMPIONARIE E ERRORI STANDARD DEL REDDITO E
DELLA RICCHEZZA FAMILIARE (2000)**
(migliaia di lire, percentuali)

Regioni	Reddito			Ricchezza		
	Media (a)	Errore standard (b)	b/a (%)	Media (a)	Errore standard (b)	b/a (%)
Piemonte – Val d’Aosta.....	52,662	1,803	3,4	276,221	37,617	13,6
Lombardia	61,394	2,651	4,3	424,275	44,516	10,5
Trentino – Alto Adige	61,855	4,455	7,2	716,727	116,659	16,3
Veneto	58,785	2,640	4,5	449,105	42,044	9,4
Friuli – Venezia Giulia	64,807	2,924	4,5	402,641	61,395	15,2
Liguria	57,487	2,571	4,5	423,804	59,847	14,1
Emilia – Romagna	65,396	3,692	5,6	521,527	61,531	11,8
Toscana	59,548	1,957	3,3	420,623	34,375	8,2
Umbria	52,103	1,915	3,7	320,159	25,317	7,9
Marche	55,709	3,234	5,8	361,895	41,245	11,4
Lazio	46,834	2,847	6,1	230,988	24,751	10,7
Abruzzo	52,338	7,814	14,9	344,858	70,974	20,6
Molise	44,856	4,945	11,0	337,387	77,731	23,0
Campania	35,276	1,585	4,5	209,006	27,275	13,0
Puglia	42,241	1,996	4,7	200,877	13,798	6,9
Basilicata	31,934	2,165	6,8	204,904	29,336	14,3
Calabria.....	33,761	2,848	8,4	137,356	14,779	10,8
Sicilia.....	33,717	1,728	5,1	193,637	39,748	20,5
Sardegna.....	46,459	2,335	5,0	240,481	19,124	8,0
Totale Italia	51,087	0,721	1,4	332,147	11,392	3,4

3. Il metodo impiegato per le stime regionali

Come mostrato nel precedente paragrafo, le stime regionali basate su singole indagini presentano intervalli di confidenza piuttosto ampi, soprattutto per le regioni di minore dimensione, per le quali la numerosità campionaria è modesta.

Per ottenere indicazioni sulla distribuzione del reddito e della ricchezza a livello regionale si è dunque fatto ricorso a un accorpamento delle osservazioni provenienti da indagini contigue in modo da effettuare stime con un maggior numero di osservazioni. Si sono inoltre utilizzati metodi di stima robusti alla presenza di outliers e si è corretta la struttura regionale del campione sulla base di informazioni di fonte esterna.

Nel valutare i risultati va inoltre tenuto presente che sia il reddito sia la ricchezza sono soggetti a fenomeni di *under-reporting* di intensità variabile a seconda delle fonti di reddito e

delle componenti della ricchezza. Non disponendo delle informazioni necessarie per apportare correzioni che tengano conto delle specificità regionali, l'analisi è basata sui dati dichiarati dagli intervistati. Alcuni esperimenti per valutare la robustezza dei risultati sono stati comunque condotti utilizzando metodi di correzione elaborati per il complesso del Paese.

3.1. *Il pooling di indagini e lo stimatore utilizzato*

Il periodo di riferimento prescelto è il 1995-2000, che comprende complessivamente tre indagini (sul 1995, sul 1998 e sul 2000). Sotto il profilo macroeconomico la disuguaglianza tra le regioni misurate sulla base del coefficiente di variazione del prodotto pro capite è rimasta sostanzialmente invariata. Inoltre, rispetto alle differenze riscontrate tra le medie regionali in tutto il periodo, la variabilità temporale del prodotto per abitante delle singole regioni è di dimensione pressoché trascurabile. Dal punto di vista microeconomico, i coefficienti di variazione del reddito e della ricchezza calcolati sulle tre indagini non mostrano apprezzabili variazioni nel tempo. Le analisi che verranno condotte utilizzando il pooling di indagini si riferiscono dunque a situazioni che presentano una sostanziale omogeneità.

L'accorpamento di queste tre rilevazioni consente di ottenere campioni regionali di dimensione superiore alle 1.000 unità in 11 regioni, di numerosità compresa tra 500 e 1.000 in 6 regioni e inferiore alle 500 unità nelle restanti 2¹⁰.

Poiché nonostante l'accorpamento, in alcune regioni la numerosità campionaria continua a essere ridotta, si è ritenuto di raggruppare alcune regioni sulla base di un criterio di distanza geografica¹¹: Friuli Venezia Giulia e Trentino Alto Adige; Molise e Abruzzo;

¹⁰ La Valle d'Aosta è considerata insieme al Piemonte.

¹¹ Per queste regioni, un miglioramento del livello di precisione delle stime richiederebbe l'accorpamento di ulteriori indagini, soluzione che tuttavia può risultare penalizzante sotto il profilo interpretativo. In alternativa si potrebbero impiegare metodi di stima più cautelativi, come gli stimatori composti che combinano la stima di un effetto locale (stimatore diretto) con quello ottenuto tramite uno stimatore indiretto (che ad esempio esprime il comportamento della relativa area geografica). Questi stimatori presentano tuttavia un *trade-off* tra correttezza e varianza, la cui valutazione richiede approfondimenti *ad hoc*, che esulano dagli obiettivi del presente lavoro.

Basilicata e Calabria. Con queste aggregazioni la numerosità campionaria delle aree risultanti supera le 500 unità nei tre anni d'indagine.

Limitando l'attenzione a una generica regione, e omettendo il corrispondente indice per semplicità, le stime relative alla media della variabile y_{it} (dove i rappresenta l' i -esima osservazione della t -esima indagine) nel periodo che include T indagini di numerosità n_t ($t=1, \dots, T$) possono essere ricavate come media semplice delle stime annuali nell'intervallo considerato¹²:

$$Y = \sum_{it} (y_{it} / n_t) / T \quad \text{per } i = 1, \dots, n_t \text{ e } t=1, \dots, T \quad (1)$$

Lo stimatore, combinazione lineare di stimatori corretti, è esso stesso corretto e ottimale, in termini di errore standard, quando le stime annuali sono tra loro indipendenti.

Questa condizione non è soddisfatta nel caso in esame. Una parte delle famiglie del campione viene reintervistata da un'indagine all'altra, per cui la varianza di Y , $V(Y)$, risente della correlazione tra le risposte che le stesse famiglie hanno fornito in più rilevazioni. Per il reddito e la ricchezza questa correlazione è positiva e dell'ordine di 0,5-0,7; $V(Y)$ è dunque maggiore rispetto a una situazione in cui i campioni annuali sono indipendenti.

È inoltre semplice mostrare che, in presenza di una correlazione non nulla tra i fenomeni osservati in due indagini contigue, lo stimatore (1) presenta un'efficienza inferiore a quella di stimatori alternativi che di quella correlazione tengono conto.

Si consideri, per semplicità, una situazione riferita a due periodi ($T=2$), con campioni di uguale numerosità (n), caratterizzati da una quota di unità reintervistate pari a p .

Si definisca lo stimatore Y' come:

$$Y' = \frac{1}{2} \{ \alpha_1 \sum_i [y_{i1}^P / (np)] + (1-\alpha_1) \sum_i [y_{i1}^Q / (nq)] \} + \\ + \frac{1}{2} \{ \beta_1 \sum_i [y_{i2}^P / (np)] + (1-\beta_1) \sum_i [y_{i2}^Q / (nq)] \} \quad (2)$$

dove y_{it}^P rappresenta la misurazione della variabile y per l' i -esima unità del panel al tempo t e y_{it}^Q la misurazione riferita alle unità non panel (complessivamente pari, in ciascun

¹² Nelle elaborazioni dei paragrafi successivi i valori riscontrati sono stati rapportati alla media nazionale di ciascun anno, in modo da ottenere indici che non risentono, tra l'altro, della variazione dei prezzi.

anno, a $(n-np)=n(1-p)=nq$). Inoltre α_1 e β_1 rappresentano i pesi da assegnare alle parti panel rispettivamente al tempo $t=1$ e $t=2$. La correttezza delle stime relative a ciascun anno richiede che i pesi delle parti non panel siano pari rispettivamente a $(1-\alpha_1)$ e a $(1-\beta_1)$.

Minimizzando la varianza della (2) rispetto a α_1 e β_1 , nell'ipotesi di uguaglianza tra le varianze di y_{it} nei due periodi, si ottiene:

$$\alpha_1 = \beta_1 = p/(1 + \rho q) \quad (3)$$

dove ρ rappresenta la correlazione tra le y nei due periodi.

L'utilizzo della (3) equivale ad assegnare a ciascuna unità del panel un peso pari a $1/(1+p)$ normalizzando poi la somma dei pesi in modo tale che essi sommino all'unità in ciascun anno. Si tratta quindi di un'operazione semplice dal punto di vista computazionale¹³.

Quando le indagini considerate sono più di due, la quota di unità panel è variabile nel tempo e alcune unità sono intervistate in più di due periodi, diviene più complesso individuare, per via analitica, i pesi che minimizzano la varianza della media riferita all'intero periodo.

La soluzione può essere comunque ottenuta per via numerica, con algoritmi iterativi. Si può, ad esempio, ricorrere all'algoritmo di Newton-Raphson, che consente di individuare il minimo della funzione $f(x)$ come limite della successione:

$$x_{(n)} = x_{(n-1)} - \{f''[x_{(n-1)}]\}^{-1} f'[x_{(n-1)}] \quad (4)$$

dove $f'(\cdot)$ e $f''(\cdot)$ rappresentano rispettivamente la derivata prima e la derivata seconda della funzione $f(\cdot)$ rispetto al vettore di parametri x .

Per il periodo 1995-2000, i pesi da assegnare alle componenti panel e a quelle non panel del campione, calcolati sulla base della (4) non presentano tuttavia differenze marcate rispetto a quelli basati sul metodo, più semplice dal punto di vista computazionale, di

¹³ In un disegno campionario a due stadi, le considerazioni sopra riportate valgono anche, mutatis mutandis, per le unità di primo stadio; i comuni oggetto di rilevazione più volte nel corso del tempo, in presenza di autocorrelazione positiva tra le rispettive medie, dovrebbero contribuire meno alla stima della media di strato. Nel caso in esame tuttavia, essendo i comuni in larga parte tenuti fissi da una indagine all'altra per consentire la rilevazione delle famiglie panel, il guadagno che è possibile ottenere tramite una ponderazione alternativa delle unità è modesto.

dividere le osservazioni panel presenti in indagini consecutive per un valore che è funzione del livello di autocorrelazione¹⁴, normalizzando poi la somma dei pesi all'unità per ciascun anno d'indagine. In termini di varianza della media riferita al complesso delle tre indagini le differenze tra i due metodi sono trascurabili, suggerendo dunque l'utilizzo di quest'ultimo approccio.

3.2. Post-stratificazione

Per migliorare la qualità delle stime regionali sono state inoltre utilizzate tecniche di stratificazione a posteriori. Sebbene in linea teorica le operazioni di post stratificazione non assicurino necessariamente un aumento dell'efficienza degli stimatori, di norma questo si realizza¹⁵.

In termini formali, se si definisce con W_{ah} la proporzione di unità appartenenti all'area a che ricadono nello strato (o post-strato) h -esimo, lo stimatore *diretto* post-stratificato assume la forma:

$$\bar{y}_a^{ps} = \sum_{h=1}^H W_{ah} \bar{y}_{ah} \quad (3.2)$$

Nel caso in esame le fonti esterne utilizzabili per la stima sono costituite dalle statistiche della popolazione, per la ripartizione della stessa sul territorio, e le statistiche sulle forze di lavoro, che pervenendo da un'indagine campionaria assai più numerosa, dovrebbero meglio rappresentare la composizione della popolazione per alcune sue caratteristiche importanti ai fini del reddito e della ricchezza.

Data la limitata numerosità di alcuni campioni regionali, piuttosto che limitare notevolmente il numero dei caratteri da tenere sotto controllo, si è ritenuto preferibile fare

¹⁴ Le osservazioni presenti in due indagini (necessariamente contigue, non essendo previsti rientri delle famiglie che escono dal panel) sono state divise per $(1+\rho)$; quelle presenti in tutte e tre le indagini sono state invece divise per $[1 + (4/3)\rho + (2/3)\rho^2]$, assumendo che la correlazione tra t_1 e t_3 sia uguale al prodotto delle correlazioni tra t_1 e t_2 e tra t_2 e t_3 , uguali tra di loro.

¹⁵ Tali stimatori, che preservano la proprietà di non distorsione, realizzano in generale un modesto guadagno di efficienza, essendo gran parte della variabilità dovuta all'imprecisione nella stima dei valori medi per i singoli strati del disegno di campionamento, per i quali – a livello regionale – sono spesso presenti poche unità. Il guadagno di efficienza è tanto più elevato quanto più alta è la correlazione tra la variabile di studio e quella di post-stratificazione (si veda per esempio Cicchitelli et al., 1994).

ricorso a una post-stratificazione sulle sole distribuzioni marginali, tramite tecniche di raking^{16 17}.

In particolare, si sono allineate le caratteristiche del campione *pooled* a quelle della popolazione (desunte dalle statistiche sulla popolazione e dall'indagine sulle forze di lavoro) secondo la distribuzione per sesso, classe di età, occupazione e titolo di studio, oltre che per classe dimensionale del comune di residenza. Nella post-stratificazione è stato inoltre introdotto il vincolo di uguaglianza della somma dei pesi relativi ai campioni provenienti da indagini diverse.

3.3. Il trattamento degli outliers

In tutte le indagini sul reddito e la ricchezza è necessario confrontarsi con il problema degli outliers, vale a dire i valori estremi presenti nel campione in grado di influenzare pesantemente la stima. Questi in alcuni casi derivano da errori di misura (di risposta, di codifica, ecc.)¹⁸; in altri casi si tratta di unità effettivamente presenti nella popolazione, sia pure in una percentuale molto ridotta.

Lo stimatore della media è notoriamente sensibile alla presenza di outliers; pochi casi estremi possono condizionare la stima, portando a consistenti sovrastime o sottostime rispetto al parametro della popolazione¹⁹.

¹⁶ L'*Iterative Proportional Fitting* (o *Raking*) è una tecnica che consente di allineare in modo simultaneo i pesi campionari alla distribuzione di alcune caratteristiche note da fonti esterne. Si veda per esempio V. Verma (2000).

¹⁷ Si tenga presente che i vincoli sono definiti a livello individuale mentre il calcolo dei pesi è a livello familiare; ciò comporta una maggiore difficoltà di convergenza negli algoritmi iterativi di *raking*.

¹⁸ Nelle fasi di predisposizione del questionario, di acquisizione e di controllo dei dati si predispongono una serie di accorgimenti al fine di intercettare questi tipi di errore, in particolare quelli corrispondenti a valori anomali che comportano maggiori problemi in fase di stima. Naturalmente nessun processo di controllo di qualità, per quanto accurato, può assicurare la totale assenza di errori.

¹⁹ In presenza di outliers il particolare campione estratto potrebbe condurre a stime assai lontane dal parametro di interesse, nonostante le proprietà teoriche dello stimatore (ad esempio di non distorsione). Come osserva D.T. Searls, (1966) "the client is not interested in what happens in the long run; he wants an estimate as close to the population parameter as possible for that particular case, and may even feel that a better estimate would be obtained if the offending observations were discarded".

Per ridurre l'impatto di queste osservazioni sulla stima è stata adottata la tecnica nota come winsorizzazione, che consiste nel riportare verso un valore limite tutte le osservazioni che eccedono il limite che identifica i valori anomali. I valori soglia sono stati identificati come il 5° e il 95° percentile delle distribuzioni regionali.

Applicando questo metodo l'errore standard delle stime si riduce, in media, di circa il 20 per cento per il reddito e il 40 per la ricchezza. Va peraltro segnalato che, essendo le distribuzioni del reddito e della ricchezza caratterizzate da asimmetria positiva, il trattamento degli outliers incide più pesantemente sulla coda destra della distribuzione. Si osserva pertanto una riduzione del valore medio, che per il totale nazionale è pari a circa il 5 per cento per il reddito e il 20 per cento per la ricchezza.

Le medie winsorizzate, come gli altri stimatori robusti alla presenza di outlier, non garantiscono che la stima a livello regionale sia consistente con quella nazionale o di macroarea (cioè non godono della proprietà *structure preserving estimation* – SPREE), né ovviamente con la media nazionale dello stimatore campionario tradizionale.

In simili condizioni, la coerenza tra le stime può essere ottenuta tramite una procedura di riproporzionamento, utilizzando gli stimatori alternativi come numeri indice da applicare alla stima nazionale (o di macroarea)²⁰. In particolare si sono adottati gli stimatori $S^{\circ\circ}_r$, ottenuti dagli stimatori alternativi S°_r definiti in precedenza, moltiplicando questi per un coefficiente pari al rapporto tra la stima campionaria S e quella S° data dalla combinazione lineare delle stime alternative S°_r :

$$S^{\circ\circ}_r = S^{\circ}_r S / S^{\circ}$$

Da un punto di vista interpretativo ciò equivale a ipotizzare che l'andamento nelle code della distribuzione sia, a livello regionale, legato in misura proporzionale a quello osservato per le parti centrali della distribuzione. Questa ipotesi non è necessariamente soddisfatta: in particolare è possibile che la metodologia descritta possa determinare una riduzione dei valori medi delle variabili esaminate più accentuata nelle regioni con maggiore

²⁰ Questa procedura riduce il guadagno derivante dall'applicazione di questi stimatori, introducendo, sia pure in modo omogeneo tra le regioni, un'altra componente di varianza.

disuguaglianza. Esperimenti condotti per valutare la rilevanza di questo effetto sono riportati nei successivi paragrafi.

4. La distribuzione del reddito e della ricchezza nelle regioni italiane

Applicando la metodologia descritta nel precedente paragrafo, si perviene a stime regionali del reddito familiare disponibile, al netto di imposte e contributi, che confermano per il periodo 1995-2000 il tradizionale dualismo dell'economia italiana. In tutte le regioni del Centro Nord il reddito familiare supera la media nazionale; in tutte quelle del Mezzogiorno si riscontrano valori più bassi della media.

La regione con il reddito familiare più elevato risulta l'Emilia Romagna, con un indice pari a 126 (posto pari a 100 il totale Italia); seguono la Toscana (118) e la Lombardia (117), il Trentino-Friuli (115) e le altre regioni del Centro-Nord. Le regioni con reddito familiare più basso risultano la Sicilia (68) e la Basilicata-Calabria (69), seguite dalle altre regioni meridionali (tavola 4, figura 1).

Le stime richiedono una certa cautela sia per le possibili distorsioni introdotte dalla procedura di winsorizzazione, sia perché il grado di *under reporting* può differire tra le regioni, anche in relazione alla tipologia dei redditi percepiti (cfr. Brandolini, 1999)²¹.

Per quanto riguarda il primo aspetto, le stime tradizionali ottenute includendo anche le osservazioni anomale presenti nel campione, risultano molto simili a quelle winsorizzate (coefficiente di correlazione pari a 0,99); le differenze appaiono debolmente correlate con il livello di concentrazione del reddito (coefficiente di correlazione pari a 0,17).

Quanto al secondo, la correzione per l'*under-reporting*²² comporta una marcata differenza in termini di livello del reddito medio ma modeste variazioni nei numeri indici

²¹ Va inoltre tenuto presente che l'ampiezza degli intervalli di confidenza, soprattutto nelle regioni più piccole, sono piuttosto elevati.

²² La correzione è basata sul seguente metodo: i redditi da lavoro autonomo sono stati rivalutati proporzionalmente sulla base del rapporto tra il dato di contabilità nazionale e quello medio dell'indagine; i redditi da immobili sono stati incrementati per tenere conto degli immobili non dichiarati (prevalentemente seconde case), come descritto in Brandolini, Cannari, D'Alessio e Faiella (2002); i redditi da attività finanziarie sono stati rivalutati sulla base del metodo descritto in Cannari e D'Alessio (1993; *adjustment 2*).

analizzati. La correlazione tra le stime presentate nella tavola 4 e quelle corrette per l'*under-reporting* è pari a 0,99.

Gli indici riferiti al reddito pro capite mostrano una variabilità territoriale ancora superiore, giacché le regioni meridionali più povere sono anche quelle con maggior numero medio di componenti per famiglia. Il rapporto tra il valore minimo e massimo riscontrato tra le medie regionali, pari a 1,85 a livello familiare, risulta pari a 2,28 se misurato sui valori medi pro capite.

Tavola 4

**REDDITO FAMILIARE COMPLESSIVO,
PRO CAPITE ED EQUIVALENTE, 1995-2000**
(Indice Italia=100)

Regioni	Reddito familiare	Reddito pro capite	Reddito equivalente
Piemonte – Val d’Aosta.....	101	116	107
Lombardia	117	128	122
Trentino e Friuli	115	122	116
Veneto	109	109	106
Liguria	102	120	113
Emilia – Romagna	126	140	130
Toscana	118	120	118
Umbria	107	106	105
Marche	104	101	99
Lazio	102	104	103
Abruzzo e Molise.....	92	87	86
Campania	79	64	69
Puglia	81	71	75
Basilicata e Calabria.....	69	61	64
Sicilia.....	68	65	68
Sardegna.....	88	82	85
Totale Italia	100	100	100

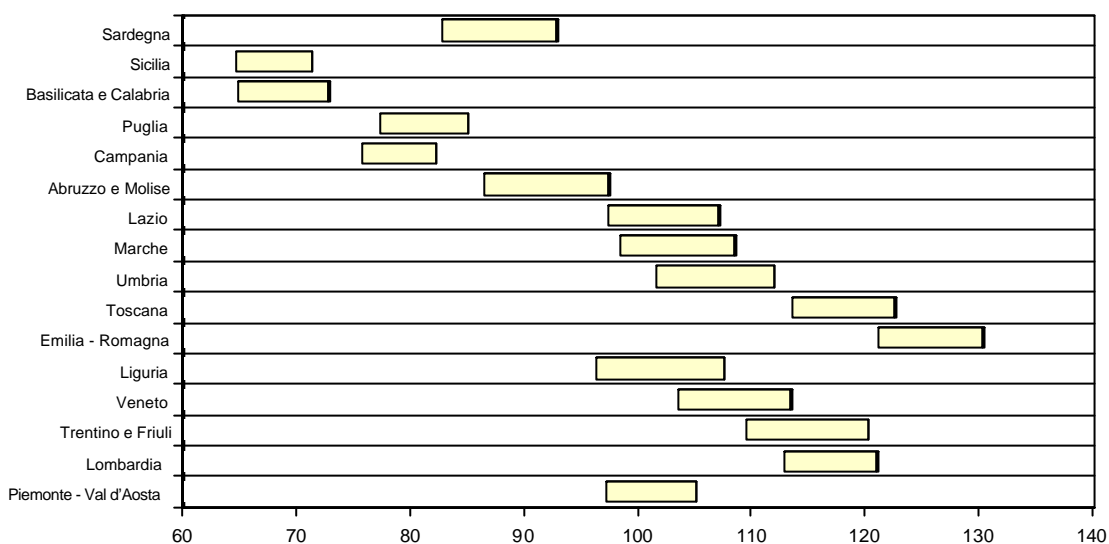
Se, per tenere conto delle economie di scala che si realizzano al variare della dimensione della famiglia, il reddito familiare viene diviso per il numero di adulti equivalenti²³ il profilo regionale dei redditi si colloca in una posizione intermedia tra quella che emerge dall’analisi del reddito familiare complessivo e quella del reddito pro capite. Le regioni con un più elevato livello di benessere economico continuano a essere quelle del Centro Nord; il rapporto tra il valore minimo e quello massimo riscontrato tra le medie

²³ In questa sede è stata utilizzata la scala di equivalenza dell’OCSE modificata che, nel calcolo degli adulti equivalenti, prevede un coefficiente pari a 1 per il capofamiglia, 0,5 per gli altri componenti con 14 anni e più e 0,3 per i soggetti con meno di 14 anni.

regionali supera il corrispondente valore calcolato per il reddito familiare complessivo ed è inferiore a quello calcolato per il reddito pro capite.

Figura 1

REDDITO FAMILIARE, 1995-2000
(intervalli di confidenza al 95 per cento)



Per il periodo considerato, non sono disponibili dati sul reddito disponibile netto delle famiglie a livello regionale comparabili con quelli dell'indagine della Banca d'Italia. Alcuni confronti con stime meno recenti e con altri indicatori di benessere "economico" possono tuttavia essere condotti, utilizzando in particolare le informazioni presentate dall'Istat nei Conti regionali (tavola 5).

Le stime del reddito disponibile pro capite delle famiglie, riferite al 1992 (Istat, 1996), presentano complessivamente un buon accostamento con le stime desunte dall'indagine della Banca d'Italia (coefficiente di correlazione pari a 0,98). Differenze di un certo rilievo si riscontrano tuttavia per il Trentino e Friuli, Emilia Romagna e Toscana, per le quali le stime della contabilità regionale forniscono valori dell'indice più contenuti, e Campania, Basilicata-Calabria e Sicilia, dove si riscontra un divario in senso opposto. Il diverso periodo di riferimento delle stime poste a confronto non consente di valutare appieno quanta parte sia attribuibile a errori di misura.

Le stime campionarie presentano un buon accostamento anche con la spesa pro capite per consumi finali delle famiglie e con quelle relative al PIL pro capite della contabilità regionale, con coefficienti di correlazione pari rispettivamente a 0,97 e 0,96.

Tavola 5

**REDDITO FAMILIARE COMPLESSIVO,
PRO CAPITE ED EQUIVALENTE, 1995-2000**
(Indice Italia=100)

Regioni	Stime di Contabilità Regionale			Reddito pro capite (1995-2000)
	Spesa pro capite per consumi finali delle famiglie (1995-2000)	Prodotto interno lordo pro capite (1995-2000)	Reddito disponibile pro capite delle famiglie (1992)	
Piemonte – Val d’Aosta.....	109	117	118	116
Lombardia	115	131	124	128
Trentino e Friuli.....	120	122	112	122
Veneto	112	118	109	109
Liguria	117	106	118	120
Emilia – Romagna	121	127	124	140
Toscana	111	110	113	120
Umbria	98	97	99	106
Marche	104	102	104	101
Lazio	107	109	105	104
Abruzzo e Molise.....	88	84	84	87
Campania	73	63	72	64
Puglia	79	66	74	71
Basilicata e Calabria	76	63	70	61
Sicilia.....	79	66	73	65
Sardegna.....	84	75	80	82
Totale Italia	100	100	100	100

Anche in questo caso emergono alcune differenze. Mentre nei dati della contabilità regionale la Lombardia è la prima regione in termini di prodotto pro capite seguita a poca distanza dall’Emilia Romagna, nelle stime dell’indagine l’Emilia Romagna presenta i valori più elevati. Anche le stime della Liguria, dell’Umbria e della Toscana presentano valori dell’indicatore che segnalano una situazione più favorevole rispetto a quella che emerge dalla contabilità regionale. Va al riguardo segnalato che la stima del reddito, al contrario di quella del prodotto, tiene conto dell’intervento redistributivo pubblico, attraverso le imposte e i trasferimenti. Pare utile osservare che le regioni sopra citate che presentano le maggiori discrepanze tra le due stime sono anche quelle con la maggiore incidenza di popolazione anziana e che, dai dati dell’indagine, risultano avere la quota di redditi da pensione più elevata.

**CONCENTRAZIONE DEL REDDITO FAMILIARE COMPLESSIVO,
PRO CAPITE ED EQUIVALENTE, 1995-2000**

Regioni	Indice di Gini			Deviazione logaritmica media		
	Reddito complessivo	Reddito pro capite	Reddito equivalente	Reddito complessivo	Reddito pro capite	Reddito equivalente
Piemonte – Val d’ Aosta.....	0,308	0,256	0,245	0,163	0,108	0,099
Lombardia	0,305	0,275	0,261	0,156	0,122	0,108
Trentino e Friuli.....	0,304	0,257	0,246	0,159	0,108	0,100
Veneto	0,288	0,252	0,243	0,141	0,100	0,094
Liguria	0,304	0,274	0,267	0,152	0,120	0,112
Emilia – Romagna	0,288	0,246	0,228	0,134	0,098	0,082
Toscana	0,280	0,248	0,234	0,130	0,100	0,088
Umbria	0,249	0,228	0,204	0,101	0,083	0,066
Marche	0,276	0,230	0,218	0,127	0,085	0,076
Lazio	0,301	0,281	0,265	0,148	0,127	0,112
Abruzzo e Molise.....	0,327	0,274	0,268	0,179	0,121	0,115
Campania	0,339	0,342	0,315	0,211	0,215	0,182
Puglia	0,316	0,323	0,292	0,170	0,184	0,148
Basilicata e Calabria	0,323	0,320	0,291	0,184	0,191	0,147
Sicilia.....	0,357	0,378	0,345	0,214	0,250	0,203
Sardegna.....	0,290	0,304	0,266	0,144	0,161	0,122
Totale Italia.....	0,322	0,318	0,289	0,180	0,184	0,147

Il livello di concentrazione dei redditi familiari, misurato con l’indice di Gini e con la deviazione logaritmica media, risulta assai variabile tra le regioni²⁴. In generale esso è più elevato nelle regioni meridionali, in particolare in Sicilia e in Campania. I livelli più bassi di concentrazione si registrano invece in Umbria e in altre regioni dell’Italia centrale (figura 2, tavola 6)²⁵. In termini qualitativi questi risultati non variano se si utilizzano tecniche di stima tradizionali (che includono i valori anomali) o se si correggono i dati per i fenomeni di under-reporting.

Il livello di concentrazione del reddito pro capite per il complesso del Paese si colloca su valori pressoché equivalenti a quelli del reddito complessivo. Nel passaggio da reddito complessivo a reddito pro capite, l’indice di Gini e la deviazione logaritmica media tendono

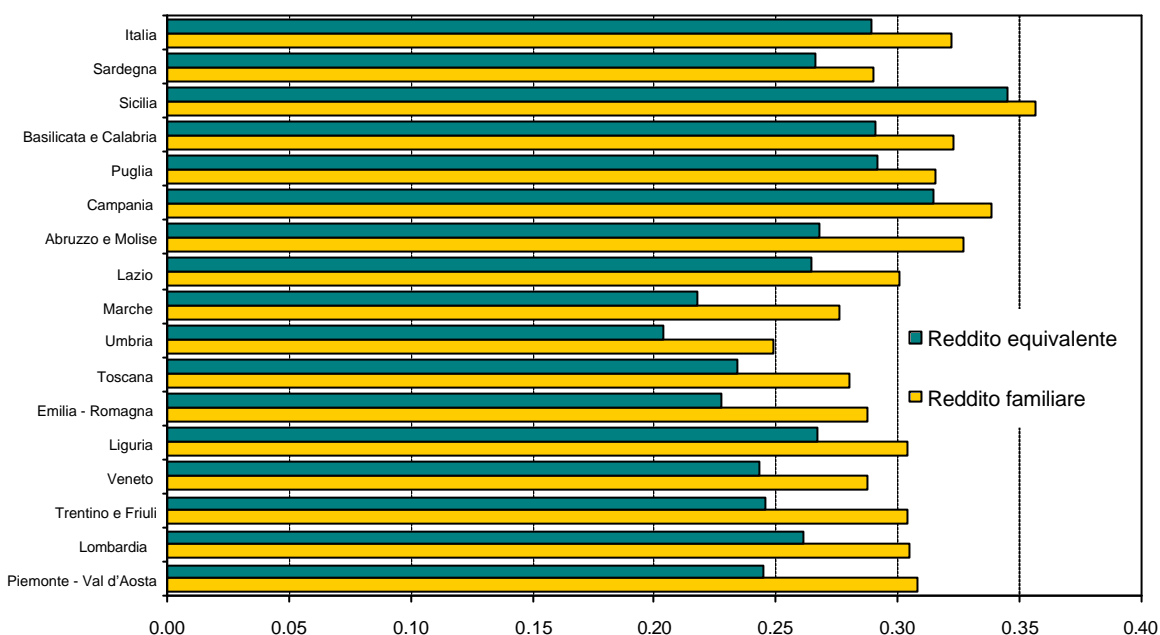
²⁴ In gran parte dei casi, la concentrazione a livello regionale è inferiore a quella misurata a livello nazionale, che risente delle marcate differenze tra i valori medi regionali.

²⁵ Anche gli indici di Theil confermano l’indicazione di un maggior grado di disuguaglianza nelle regioni del Mezzogiorno.

ad aumentare nelle regioni meridionali e a ridursi in quelle centro settentrionali; ciò riflette il diverso legame tra numero di componenti e reddito familiare nelle differenti aree del Paese²⁶.

Figura 2

CONCENTRAZIONE DEL REDDITO FAMILIARE, 1995-2000
(*indice di Gini*)



La concentrazione del reddito equivalente, calcolata utilizzando gli indici di Gini e la deviazione logaritmica media e le scale di equivalenza dell'OCSE, si attesta su valori costantemente inferiori a quelli relativi al reddito familiare. La riduzione tuttavia è relativamente inferiore nelle regioni meridionali. Anche gli indici di Theil confermano questi fenomeni: nel passaggio dal reddito familiare complessivo a quello equivalente, il grado di disuguaglianza si riduce; la riduzione è però inferiore nelle regioni del Mezzogiorno rispetto a quelle del Centro Nord. Anche per il reddito equivalente le regioni meridionali presentano, nel periodo 1995-2000, un maggiore grado di disuguaglianza rispetto alle regioni centro settentrionali; a livello sezionale emerge dunque un legame inverso tra livello del reddito e disuguaglianza. Questo aspetto assume una particolare rilevanza se si tiene conto che il

²⁶ La correlazione tra dimensione della famiglia e reddito familiare risulta superiore nelle aree del Centro e del Nord rispetto al Meridione.

benessere sociale può dipendere non solo dal livello medio del reddito ma anche da come le risorse vengono ripartite fra i membri della collettività.

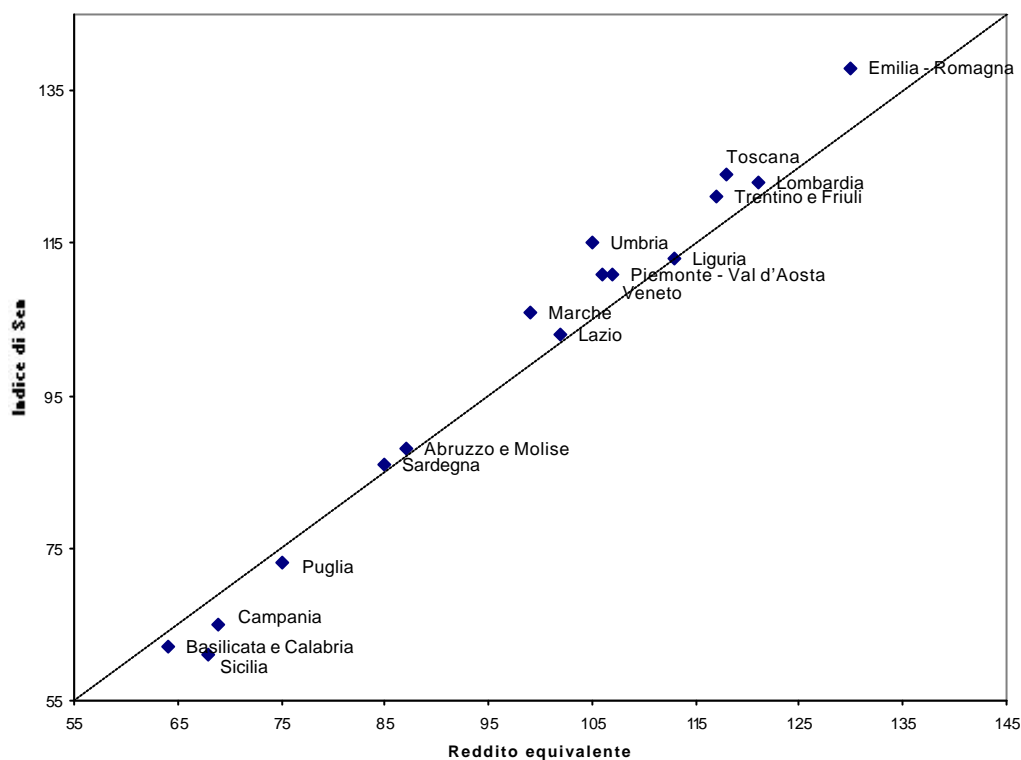
Esistono diversi modi per inserire gli aspetti distributivi nella valutazione del benessere²⁷. Sen, in particolare, ha mostrato come, adottando una struttura delle preferenze sociali in cui il peso attribuito alla stessa quantità di risorse dell'*i*-esima persona più ricca è pari alla sua posizione *i* nella graduatoria dei redditi, si possa giungere a un ordinamento in termini di benessere sociale a partire dall'indicatore $W \equiv m(1-G)$, dove *m* è il reddito medio e *G* è l'indice di concentrazione di Gini²⁸. Confrontando due economie con lo stesso reddito pro capite, l'economia in cui la distribuzione è più egualitaria (*G* è minore) è anche quella in cui il benessere è maggiore. Interpretando il risultato di Sen in modo cardinale, *W* è a tutti gli effetti una funzione di benessere sociale e *G* rappresenta la perdita (proporzionale) di benessere provocata da una distribuzione diseguale delle risorse.

Sebbene l'ordinamento delle regioni in base all'indice di Sen mostri modifiche relativamente contenute rispetto all'ordinamento basato sul reddito equivalente, per alcune regioni le differenze sono marcate. La Sicilia, in particolare, passa dal penultimo all'ultimo posto in graduatoria, la Toscana, le Marche e soprattutto l'Umbria migliorano le proprie posizioni; l'Emilia Romagna mantiene la prima posizione in graduatoria, accrescendo la distanza rispetto alla Lombardia. Buona parte delle regioni del Mezzogiorno vedono peggiorare il proprio indicatore di benessere sociale rispetto a quanto si desume dal solo livello medio del reddito (figura 3).

²⁷ Cfr. Sen (1976, 1979).

²⁸ Le preferenze devono anche essere convesse e strettamente monotone, devono fornire un ordinamento completo e non devono mutare nel tempo. L'approccio di Sen è generale e modificando l'assioma sulla struttura di ponderazione si potrebbe ottenere un'espressione alternativa a *W* con un altro indice di disuguaglianza al posto di *G*. Cfr. Sen (1976, p. 30 e successive).

REDDITO EQUIVALENTE MEDIO E INDICE DI SEN, 1995-2000
(numero indice: Italia=100)



L'ordinamento delle regioni in termini di ricchezza familiare media si presenta nel complesso simile a quello basato sul reddito, confermando e in molti casi rendendo più evidente il consistente divario tra le regioni meridionali e quelle centrali e settentrionali (tavola 7, figura 4).

Anche per la ricchezza le stime puntuali vanno comunque interpretate con cautela; gli intervalli di confidenza sono più ampi di quelli del reddito, i fenomeni di under reporting sono più accentuati e l'impatto delle tecniche di winsorizzazione può essere più rilevante che per il reddito, data la maggiore asimmetria che caratterizza la distribuzione della ricchezza.

Come per il reddito, le stime tradizionali effettuate includendo anche le osservazioni anomale presenti nel campione, risultano molto simili a quelle winsorizzate: il coefficiente di correlazione tra le due serie è pari a 0,98. Rispetto a quanto accade per il reddito, le differenze appaiono maggiormente correlate con il livello di concentrazione (coefficiente di correlazione pari a 0,48).

Se si correggono i dati per tenere conto dei fenomeni di *under-reporting*, il livello medio della ricchezza familiare aumenta sensibilmente rispetto ai dati non corretti; in termini di numeri indice (ponendo cioè pari a 100 la media nazionale) le stime sono generalmente molto simili a quelle basate sui dati non corretti (la correlazione è pari a 0,97); differenze un po' più marcate si osservano per le regioni caratterizzate da una maggiore quota di attività finanziarie (oggetto di una più intensa rivalutazione per tenere conto dei fenomeni di *under-reporting*) sul totale della ricchezza, e in particolare per la Lombardia.

Nei dati non corretti per i fenomeni di *under-reporting*, la regione con maggiore ricchezza familiare risulta l'Emilia Romagna (con un indice pari a 162) seguita dalla Toscana (136), dal Trentino e Friuli (127) e dal Veneto (124); poco sopra il livello medio risulta la Lombardia (107) mentre al di sotto di tale livello risulta il Lazio (91). Le regioni con il più basso valore dell'indice risultano ancora la Basilicata e Calabria (62) e la Sicilia (62) e la Campania (64). In termini relativi, il rapporto tra il valore massimo e quello minimo dell'indice, pari a 1,85 per il reddito familiare, risulta 2,61 per la ricchezza familiare.

Tavola 7

RICCHEZZA FAMILIARE COMPLESSIVA E PRO CAPITE, 1995-2000
(Indice Italia=100)

Regioni	Ricchezza complessiva	Ricchezza pro capite
Piemonte – Val d'Aosta.....	86	99
Lombardia	107	117
Trentino e Friuli.....	127	139
Veneto	124	122
Liguria	117	133
Emilia – Romagna	162	184
Toscana	136	137
Umbria	112	111
Marche	109	106
Lazio	91	94
Abruzzo e Molise	95	92
Campania	64	50
Puglia	76	66
Basilicata e Calabria	62	54
Sicilia	62	62
Sardegna	90	81
Totale Italia	100	100

Figura 4

RICCHEZZA FAMILIARE, 1995-2000
(intervalli di confidenza al 95 per cento)

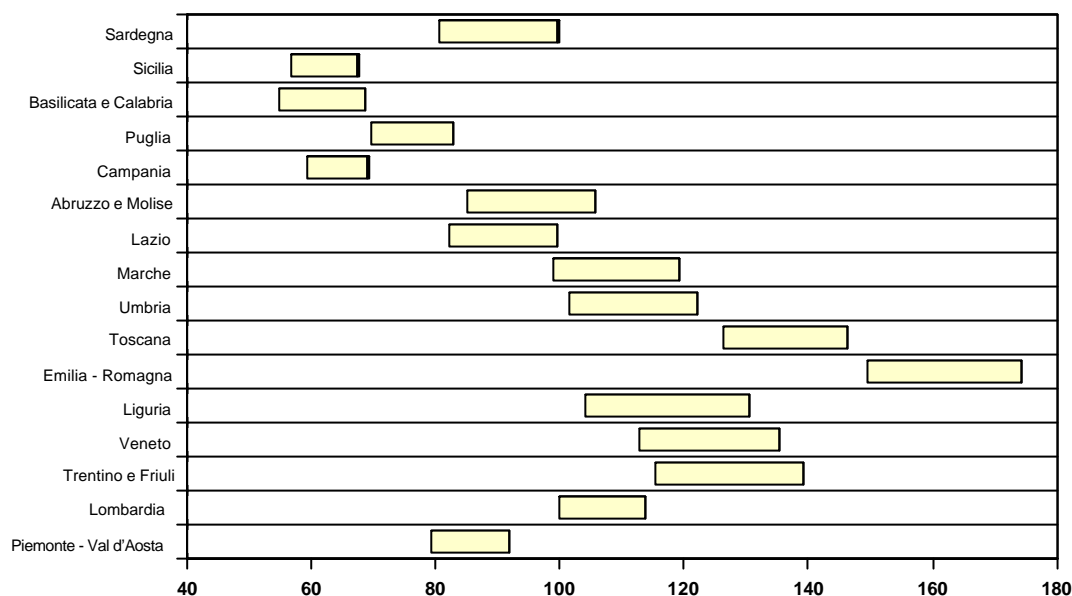


Tavola 8

**CONCENTRAZIONE DELLA RICCHEZZA
FAMILIARE COMPLESSIVA E PRO CAPITE, 1995-2000**

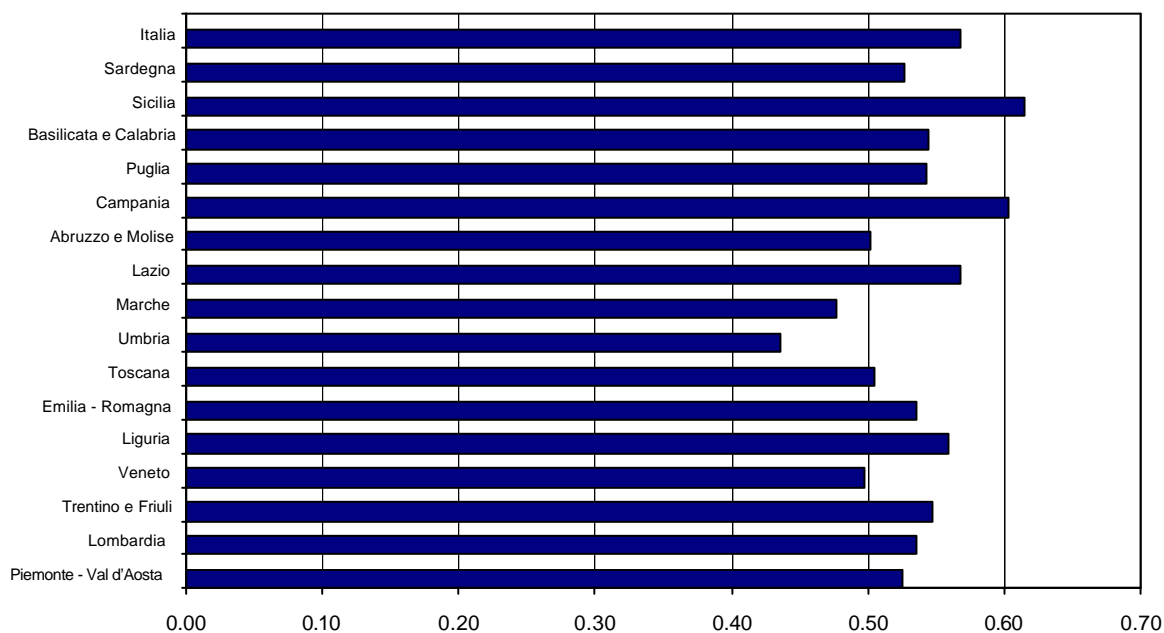
Regioni	Indice di Gini		Deviazione logaritmica media	
	Ricchezza familiare	Ricchezza pro capite	Ricchezza familiare	Ricchezza pro capite
Piemonte - Val d'Aosta	0,549	0,525	0,947	0,854
Lombardia	0,534	0,536	0,894	0,828
Trentino e Friuli.....	0,561	0,547	1,083	0,889
Veneto	0,530	0,497	0,984	0,786
Liguria	0,579	0,559	1,144	0,995
Emilia - Romagna	0,549	0,536	0,849	0,800
Toscana	0,507	0,504	0,837	0,764
Umbria	0,453	0,435	0,592	0,501
Marche	0,503	0,477	0,805	0,618
Lazio	0,571	0,568	1,108	1,025
Abruzzo e Molise.....	0,544	0,502	0,955	0,728
Campania	0,597	0,603	1,289	1,330
Puglia	0,540	0,542	1,033	1,051
Basilicata e Calabria	0,559	0,544	0,965	0,902
Sicilia.....	0,592	0,614	1,114	1,166
Sardegna.....	0,504	0,527	0,796	0,899
Totale Italia	0,565	0,568	1,032	1,007

In termini di ricchezza pro capite, la situazione migliora ulteriormente per l'Emilia Romagna, che con un indice di 184 risulta ancora la regione più agiata, e per gran parte delle regioni centro settentrionali, tra cui in particolare la Liguria (133) e la Lombardia (117); le regioni meridionali, a causa dell'elevata ampiezza media familiare, mostrano invece un arretramento della loro posizione. Il rapporto tra il valore massimo e quello minimo dell'indice risulta pari a 3,68.

In tutte le regioni il grado di disuguaglianza nella distribuzione della ricchezza è più elevato di quello del reddito. Il profilo regionale è simile a quello riscontrato per il reddito (coefficiente di correlazione pari a 0,81 per l'indice di Gini e 0,77 per la deviazione logaritmica media) (figura 5, tavola 8). Come per il reddito, le regioni meridionali mostrano un più elevato grado di disuguaglianza²⁹. Risultati sostanzialmente analoghi si riscontrano per la ricchezza pro capite.

Figura 5

CONCENTRAZIONE DELLA RICCHEZZA FAMILIARE PRO-CAPITE, 1995-2000
(*indice di Gini*)



²⁹ Anche per la ricchezza, la correzione per i fenomeni di *under-reporting* e/o l'inclusione dei valori anomali nelle stime conduce a risultati qualitativamente simili a quelli qui presentati.

5. Differenze nelle caratteristiche socio-demografiche

Come osservano Brandolini e D'Alessio (2001), c'è un legame tra le caratteristiche socio-demografiche di una popolazione e la distribuzione del reddito tra i suoi membri. La struttura per età influenza sia l'ammontare sia la composizione del reddito; i redditi tendono ad aumentare con la crescita dell'esperienza lavorativa; si riducono dopo il pensionamento; risentono delle condizioni economiche del periodo in cui gli individui entrano nel mercato del lavoro e delle norme che regolano i trattamenti pensionistici nel momento in cui si ritirano.

Le distribuzioni dei redditi familiari e/o equivalenti sono influenzate dal numero dei componenti la famiglia, dal numero dei figli, dal numero di percettori di reddito; risentono delle scelte sulla partecipazione al mercato del lavoro, delle condizioni del mercato del lavoro, delle decisioni dei genitori sul numero desiderato di figli, delle decisioni dei figli riguardo al periodo di distacco dalla famiglia di origine, per creare a loro volta nuove famiglie. Questi comportamenti, a loro volta, sono influenzati dalla distribuzione del reddito. Nell'esaminare le differenze tra le regioni in termini di reddito e di ricchezza appare quindi opportuno tenere conto della varietà delle strutture socio-demografiche.

In Italia, le caratteristiche socio-demografiche e occupazionali della popolazione differiscono tra le regioni. Nel periodo 1995-2000, la famiglia risulta mediamente formata da 2,78 componenti; è più numerosa nelle regioni meridionali (oltre 3 componenti per famiglia in Campania, Puglia, Basilicata-Calabria e Sardegna) rispetto a quelle settentrionali (soprattutto Liguria e Piemonte-Val d'Aosta).

Il numero medio di percettori di reddito per famiglia, pari per l'Italia a 1,74, sfiora il valore di 2 per regioni come Umbria e Marche (che combinano una elevata età media della popolazione, cui si collegano i redditi da pensione, con elevati tassi di occupazione e dimensioni familiari non ristrette), mentre si aggira su valori di poco superiori a 1,50 per Sicilia, Campania, Puglia e Basilicata-Calabria, a causa dei modesti tassi di occupazione e della particolare struttura demografica e nonostante l'elevato numero di componenti per famiglia (figura 6, tavola 9).

L'età media dei componenti della famiglia è maggiore nel Centro e nel Nord rispetto al Sud, con un divario di circa 10 anni tra la regione più giovane (la Campania) e quella più anziana (Liguria).

Anche il livello di istruzione appare assai variabile sul territorio; la quota di capifamiglia senza titolo di studio risulta pari al 21,7 per cento in Basilicata e Calabria contro una media nazionale del 9,3; all'estremo opposto la quota di capifamiglia diplomati o laureati risulta del 34,8 per cento nel Lazio rispetto alla media nazionale di 24,5 per cento (tavola 10).

Figura 6

NUMERO MEDIO DI COMPONENTI, DI PERCETTORI E ETÀ MEDIA, 1995-2000

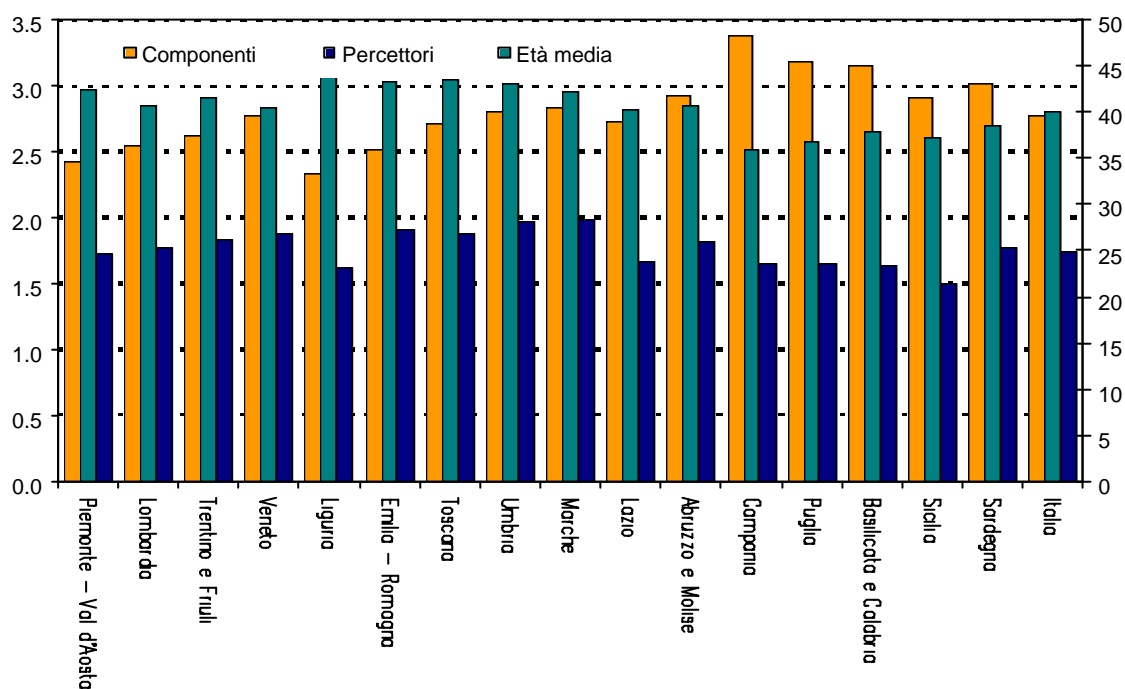


Tavola 9

**NUMERO MEDIO DI COMPONENTI E DI PERCETTORI PER
FAMIGLIA E ETÀ MEDIA DEI COMPONENTI**

Regioni	Numero medio di componenti	Numero medio di percettori di reddito	Età media dei componenti (anni)
Piemonte – Val d’Aosta.....	2,43	1,73	42,5
Lombardia	2,55	1,78	40,8
Trentino e Friuli.....	2,62	1,84	41,6
Veneto	2,77	1,88	40,5
Liguria	2,33	1,62	45,1
Emilia – Romagna	2,51	1,91	43,4
Toscana	2,72	1,88	43,5
Umbria	2,80	1,97	43,1
Marche	2,84	1,98	42,3
Lazio	2,73	1,67	40,2
Abruzzo e Molise.....	2,93	1,82	40,8
Campania	3,39	1,65	35,9
Puglia	3,18	1,65	36,9
Basilicata e Calabria.....	3,15	1,63	38,0
Sicilia.....	2,92	1,50	37,3
Sardegna.....	3,02	1,78	38,6
Totale Italia.....	2,78	1,74	40,1

Tavola 10

TITOLO DI STUDIO E CONDIZIONE PROFESSIONALE DEI CAPIFAMIGLIA

Regioni	Titolo di studio					Condizione professionale			Totale
	Senza titolo	Licenza elementare	Licenza media inferiore	Diploma	Laurea	Dipendente	Indipendente	Condizione non professionale	
Piemonte – Val d’Aosta.....	6,3	34,0	38,0	16,9	4,8	33,4	15,8	50,8	100,0
Lombardia	4,9	32,4	37,5	19,3	5,9	34,6	16,6	48,8	100,0
Trentino e Friuli.....	2,7	34,5	41,1	17,6	4,1	34,5	15,5	49,9	100,0
Veneto	8,1	33,1	37,5	17,0	4,2	36,8	18,0	45,1	100,0
Liguria	5,3	32,4	36,3	20,7	5,3	27,8	15,5	56,7	100,0
Emilia – Romagna	5,7	37,8	33,7	18,6	4,1	31,5	19,4	49,2	100,0
Toscana	5,9	41,0	29,6	18,5	4,9	29,8	18,7	51,4	100,0
Umbria	10,5	30,4	27,9	25,9	5,2	35,0	14,7	50,3	100,0
Marche	11,7	34,7	30,4	18,3	4,8	31,3	20,5	48,1	100,0
Lazio	8,1	25,3	31,8	26,9	7,9	41,2	14,9	43,9	100,0
Abruzzo e Molise.....	11,8	35,7	24,9	22,4	5,1	31,0	17,0	52,0	100,0
Campania	12,2	30,8	33,3	18,6	5,1	31,6	14,8	53,6	100,0
Puglia	13,1	32,4	33,6	17,0	3,9	35,7	15,1	49,2	100,0
Basilicata e Calabria.....	21,7	28,1	27,2	18,2	4,7	34,1	14,8	51,0	100,0
Sicilia.....	18,6	26,8	30,2	17,6	6,8	31,5	13,7	54,9	100,0
Sardegna.....	14,2	32,5	32,9	16,8	3,6	28,6	14,8	56,6	100,0
Totale Italia.....	9,3	32,3	33,9	19,2	5,3	33,7	16,2	50,1	100,0

6. I fattori socio-demografici spiegano la disuguaglianza?

6.1. Le diverse componenti della disuguaglianza

Il rapporto tra fattori socio-demografici e disuguaglianza può essere affrontato da diverse prospettive. In primo luogo è possibile scegliere come oggetto di analisi la disuguaglianza tra i valori medi del reddito e della ricchezza nelle diverse aree territoriali, valutando in che misura i divari osservati riflettono la composizione della popolazione nelle varie regioni.

Un ulteriore punto di osservazione pone l'accento sulle singole regioni, nell'intento di valutare l'impatto della struttura socio-demografica sul livello di disuguaglianza regionale.

Infine, l'attenzione può essere rivolta alla disuguaglianza osservata per l'Italia nel suo complesso, ponendola in relazione ai divari osservati tra le regioni, alla disuguaglianza interna a esse e all'effetto che la struttura socio demografica determina su queste componenti.

Questi punti di vista offrono informazioni per certi versi complementari su vari aspetti della disuguaglianza.

Nei successivi paragrafi si analizzeranno questi aspetti utilizzando prevalentemente l'indice di disuguaglianza calcolato sulla base della deviazione logaritmica media, definito come:

$$L = - (1/n) \sum_{i=1,n} \log(y_i/m) \quad (5.1)$$

dove y_i indica il reddito (o la ricchezza) dell'unità i , m è la media di y e n il numero di unità considerate³⁰.

³⁰ L'utilizzo di questo indicatore richiede che i fenomeni analizzati assumano valori strettamente positivi, circostanza talvolta non verificata nel caso dei redditi e soprattutto della ricchezza. In questo lavoro il ricorso a metodi di winsorizzazione fa sì che tutte le osservazioni siano caratterizzate da valori positivi del reddito e della ricchezza.

Suddividendo le unità in G gruppi sulla base di una prescelta caratteristica, la disuguaglianza complessiva può essere scomposta nelle due componenti L^W (disuguaglianza entro i gruppi) e L^B (disuguaglianza tra i gruppi):

$$L = L^W + L^B = \sum_{g=1, G} w_g L_g - \sum_{g=1, G} w_g \log(\mathbf{m}_g/\mathbf{m}) \quad (5.2)$$

dove w_g , \mathbf{m}_g e L_g rappresentano rispettivamente la quota di popolazione, il valore medio di y e la deviazione logaritmica media del gruppo g -esimo.

Se le quote di popolazione vengono fissate pari a quelle di una popolazione di riferimento (ovvero $w_g = w_{g0}$), la (5.2) può essere riscritta come:

$$L = L_0^W + L_0^B + L_0^P = \sum_{g=1, G} w_{g0} L_g - \sum_{g=1, G} w_{g0} \log(\mathbf{m}_g/\mathbf{m}) + L_0^P \quad (5.3)$$

dove $\mathbf{m} = \sum_{g=1, G} w_{g0} \mathbf{m}_g$ rappresenta la media complessiva di y calcolata sulla base dei pesi relativi alla popolazione di riferimento. Nella (5.3) L_0^W e L_0^B misurano la disuguaglianza entro e tra i gruppi che si otterrebbe se la struttura della popolazione fosse quella della popolazione di riferimento. Il termine L_0^P è ottenuto a residuo e misura l'impatto sulla disuguaglianza determinato dalla differente struttura demografica della popolazione in esame rispetto alla popolazione di riferimento.

È il caso di sottolineare che la scomposizione ha un carattere necessariamente ipotetico, misurando, ad esempio, quale sarebbe la disuguaglianza in Campania se questa regione avesse la distribuzione delle variabili socio-demografiche riscontrata per l'intera Italia. Come sottolineano Brandolini e D'Alessio (2000) che applicano il metodo tra paesi, "questo tipo di analisi non è esente da inconvenienti, poiché ricostruire il livello di disuguaglianza in un paese sulla base della composizione demografica di un altro significa assumere, tra l'altro, che i redditi medi dei gruppi siano indipendenti dalla loro numerosità." Al di là dell'aspetto meccanico e artificioso, l'esercizio è comunque utile per giudicare, almeno in prima approssimazione, quanto continuo nei confronti distributivi le differenze nelle strutture demografiche.

6.2. *La disuguaglianza tra le medie regionali*

Nei precedenti paragrafi sono stati messi in evidenza divari regionali consistenti, sia in termini di reddito e ricchezza media, sia per quanto riguarda la composizione socio-demografica della popolazione. Nel presente paragrafo si esamina in che misura i divari tra le medie regionali di reddito e ricchezza possono essere spiegati dalle caratteristiche socio-demografiche.

Utilizzando la scomposizione della deviazione logaritmica media (tavola 11) si nota che l'indicatore di disuguaglianza del reddito equivalente, pari per il complesso del Paese a 0,1471, è per il 17,6 per cento attribuibile alla disuguaglianza tra le medie delle regioni; in altri termini, annullando i divari regionali ma non la variabilità interna alle regioni, la disuguaglianza scenderebbe del 18 per cento circa. La parte restante, pari a circa l'82 per cento della disuguaglianza complessiva, è attribuibile alla disuguaglianza interna alle singole regioni.

I fattori socio-demografici considerati, presi singolarmente, spiegano una parte non trascurabile dei divari regionali. L'impatto più rilevante si riscontra per il numero di percettori, ovviamente legato alle condizioni del mercato del lavoro, e il numero di componenti. Se tutte le regioni fossero caratterizzate da una distribuzione delle famiglie per numero di percettori uguale a quella media nazionale, la disuguaglianza delle medie regionali sarebbe inferiore di circa il 20 per cento. Tenendo sotto controllo il numero di componenti la riduzione sarebbe dell'ordine del 10 per cento; per gli altri fattori l'effetto appare meno pronunciato.

Nella tavola 12 si mostra come varierebbero le medie regionali qualora si allineasse la distribuzione regionale di ciascuna delle variabili socio-demografiche considerate alla corrispondente distribuzione nazionale. Ad esempio allineando la distribuzione per numero di percettori a quella media nazionale il reddito equivalente della Campania aumenterebbe del 5,5 per cento; quello della Sicilia del 7,8. Nel Lazio, se la distribuzione per titolo di studio del capofamiglia fosse uguale a quella media nazionale, il reddito equivalente si ridurrebbe invece di circa il 5 per cento; un effetto simile si osserverebbe controllando per l'ampiezza demografica del comune di residenza (-7 per cento). I risultati variano quindi al variare della distribuzione considerata e della regione e non si prestano a semplici

generalizzazioni, se non per il fatto che il reddito medio equivalente tende frequentemente ad aumentare nelle regioni meridionali mentre l'opposto si osserva nelle regioni del Centro Nord.

Volendo valutare i vari fattori socio-demografici nel loro insieme, sarebbe necessario prendere in considerazione le distribuzioni congiunte delle variabili di controllo a livello regionale. Tale operazione presenta difficoltà operative, dovute alla limitata numerosità campionaria che si riscontra soprattutto nelle regioni più piccole, che non permettono di ottenere stime stabili a un tale livello di disaggregazione. Per ovviare a tale limitazione si è fatto ricorso a tecniche di *raking*, che consentono di allineare le distribuzioni marginali regionali a quelle riscontrate per l'intero paese. Tale procedura è stata applicata ai quattro fattori che, singolarmente considerati, mostrano una maggiore influenza sui valori medi regionali (numero di componenti, numero di percettori, titolo di studio del capofamiglia e ampiezza demografica del comune di residenza). In questo caso i risultati forniscono solo indicazioni di larga massima, dal momento che la tecnica non permette di tenere pienamente sotto controllo le interazioni tra i fattori considerati. Va inoltre tenuto presente che anche se l'allineamento dei quattro fattori considerati alle corrispondenti distribuzioni nazionali fosse effettuato in base alla densità congiunta e non con tecniche di *raking*, l'effetto complessivo risulterebbe diverso dalla somma dei singoli effetti a causa delle interazioni.

Considerando congiuntamente i fattori socio-demografici prescelti, la riduzione dei divari regionali in termini di reddito equivalente risulta pari al 39,3 per cento (la deviazione logaritmica between L^B scende da 0,0260 a 0,0158; tavola 11). In particolare tende ad accrescersi il reddito medio equivalente delle regioni meridionali, soprattutto Campania, Puglia e Basilicata-Calabria. In Lombardia, Emilia Romagna e Lazio, per contro, il reddito medio equivalente si riduce di circa il 5 per cento.

La ricchezza pro capite presenta un grado di disuguaglianza, per il complesso del paese, superiore a quello del reddito equivalente (1,0076 contro 0,1471). I divari regionali spiegano una quota della disuguaglianza complessiva della ricchezza pro capite inferiore rispetto a quanto osservato per il reddito equivalente (6,8 contro 17,6 per cento).

Anche in questo caso i fattori cui è riconducibile una parte consistente dei divari tra le medie regionali sono il numero di componenti (circa 20 per cento) e il numero di

percettori (circa 10 per cento). Gli effetti sono comunque differenziati a seconda delle regioni e dei fattori. Nel complesso, tenendo sotto controllo l'effetto congiunto dei fattori socio-demografici si rileva un incremento della ricchezza pro capite delle regioni meridionali, in particolare Campania, Basilicata e Puglia, e un calo di quella delle regioni del Centro Nord, soprattutto Emilia Romagna, Lombardia e Piemonte-Val d'Aosta (tavola 12).

Tavola 11

**SCOMPOSIZIONE DEL REDDITO E DELLA RICCHEZZA PER ALCUNE
CARATTERISTICHE SOCIO-DEMOGRAFICHE**
(deviazione logaritmica media)

Fattore considerato	Valori assoluti				Composizione percentuale			
	L^B	L^W	L^P	L	L^B	L^W	L^P	L
Reddito equivalente								
Nessuno	0,0260	0,1212	0,0000	0,1471	17,6	82,4	0,0	100,0
Classi di età.....	0,0257	0,1209	0,0006	0,1471	17,5	82,1	0,4	100,0
Condizione professionale del capofamiglia...	0,0251	0,1210	0,0010	0,1471	17,1	82,2	0,7	100,0
Istruzione del capofamiglia.....	0,0249	0,1222	0,0001	0,1471	16,9	83,0	0,1	100,0
Numero di componenti.....	0,0237	0,1203	0,0031	0,1471	16,1	81,8	2,1	100,0
Numero di percettori.....	0,0205	0,1197	0,0070	0,1471	13,9	81,3	4,7	100,0
Ampiezza comunale.....	0,0270	0,1216	-0,0015	0,1471	18,3	82,7	-1,0	100,0
Tutti i precedenti 4 fattori	0,0158	0,1210	0,0103	0,1471	10,7	82,3	7,0	100,0
Ricchezza pro capite								
Nessuno	0,0687	0,9389	0,0000	1,0076	6,8	93,2	0,0	100,0
Classi di età.....	0,0660	0,9356	0,0060	1,0076	6,5	92,9	0,6	100,0
Condizione professionale del capofamiglia...	0,0646	0,9370	0,0059	1,0076	6,4	93,0	0,6	100,0
Istruzione del capofamiglia.....	0,0658	0,9431	-0,0014	1,0076	6,5	93,6	-0,1	100,0
Numero di componenti.....	0,0553	0,9341	0,0181	1,0076	5,5	92,7	1,8	100,0
Numero di percettori.....	0,0618	0,9330	0,0128	1,0076	6,1	92,6	1,3	100,0
Ampiezza comunale.....	0,0683	0,9345	0,0048	1,0076	6,8	92,7	0,5	100,0
Tutti i precedenti 4 fattori.....	0,0609	0,9410	0,0057	1,0076	6,0	93,4	0,6	100,0

**IMPATTO DI ALCUNI FATTORI SOCIO-DEMOGRAFICI SUI VALORI MEDI
DEL REDDITO EQUIVALENTE E DELLA RICCHEZZA PRO CAPITE**

(variazioni percentuali)

Regione	Fattori tenuti sotto controllo						
	Età	Condizione professionale	Titolo di studio	Numero di componenti	Numero di percettori	Ampiezza demografica del comune	Tutti i precedenti 4 fattori
	Reddito equivalente						
Piemonte – Val d’Aosta.....	0,3	0,2	0,3	0,4	0,0	0,5	-3,2
Lombardia	-0,3	-0,3	-1,6	-0,3	-1,6	2,0	-5,8
Trentino e Friuli	0,3	0,1	-0,7	-0,3	-1,5	0,1	-1,0
Veneto	0,2	-0,5	1,1	-0,8	-2,6	0,9	0,7
Liguria	-0,3	0,8	-1,0	-1,7	0,8	-0,2	-3,2
Emilia – Romagna	0,2	-0,6	0,1	-0,2	-3,1	-0,2	-5,1
Toscana	0,6	0,1	0,4	-0,4	-1,7	0,0	-2,1
Umbria	0,1	0,1	-0,2	-0,5	-1,0	-0,2	-3,7
Marche	0,1	0,0	1,1	-0,1	-3,0	0,3	-1,8
Lazio	-0,3	-1,3	-4,9	-0,2	1,0	-7,4	-5,9
Abruzzo e Molise.....	0,5	0,5	0,1	-0,5	-1,5	4,8	4,5
Campania	1,0	0,6	0,6	3,8	5,5	1,3	16,3
Puglia	0,0	-0,1	2,1	2,1	2,3	-1,4	13,5
Basilicata e Calabria.....	0,3	0,2	1,3	1,6	2,8	4,2	17,0
Sicilia.....	0,0	1,6	-1,0	1,3	7,8	-4,0	3,5
Sardegna.....	0,0	0,6	2,6	1,6	-0,2	2,7	9,7
	Ricchezza pro capite						
Piemonte – Val d’Aosta.....	-0,1	-0,8	0,3	-2,9	-0,3	-0,2	-8,6
Lombardia	0,2	0,5	-1,6	-2,7	-0,3	1,6	-9,4
Trentino e Friuli	0,2	0,4	-0,7	-1,3	0,0	-6,5	-5,9
Veneto	0,8	-0,5	1,1	-2,1	0,0	-2,2	-3,9
Liguria	-3,3	-2,0	-1,0	-8,4	1,3	3,4	-6,4
Emilia – Romagna	-1,6	-4,0	0,1	-2,6	0,2	0,5	-11,9
Toscana	-1,9	-1,7	0,4	-1,3	2,2	-0,1	-2,0
Umbria	0,1	1,0	-0,2	-0,1	3,5	-0,5	-4,2
Marche	-0,8	-2,1	1,1	0,6	-0,5	1,6	-1,1
Lazio	0,0	1,6	-4,9	-1,0	1,2	-6,3	-6,3
Abruzzo e Molise.....	0,2	-1,6	0,1	0,5	-0,4	1,8	2,5
Campania	1,6	0,1	0,6	12,2	7,0	3,9	29,2
Puglia	0,4	0,7	2,1	7,1	3,0	0,2	14,7
Basilicata e Calabria.....	-0,6	1,0	1,3	5,0	4,1	-0,5	19,1
Sicilia.....	2,0	3,3	-1,0	4,0	8,3	-3,6	5,6
Sardegna.....	-0,7	-2,0	2,6	5,8	-0,6	1,6	11,1

6.3. Effetti socio-demografici e disuguaglianze regionali

L'effetto della composizione socio-demografica può essere analizzato con riferimento al livello della disuguaglianza osservato in ciascuna regione.

Nella tavola 13 è riportata la differenza percentuale tra la disuguaglianza osservata in ciascuna regione e quella che si osserverebbe allineando la distribuzione delle variabili socio-demografiche alla corrispondente distribuzione nazionale.

Adottando la scomposizione mostrata in precedenza, si può verificare che in alcune specifiche realtà regionali i fattori socio-demografici spiegano in misura rilevante la disuguaglianza (tavola 13).

Il numero di percettori e la dimensione del comune di residenza sono le variabili che maggiormente spiegano la disuguaglianza di alcune regioni del Centro e del Mezzogiorno. Il loro effetto sulla disuguaglianza regionale assume segni e intensità diverse a seconda di quanto la distribuzione di quel fenomeno differisce dalla media nazionale, del profilo dei redditi relativi e della disuguaglianza interna a ciascun gruppo considerato.

Ad esempio, l'indicatore di disuguaglianza della Campania calcolato allineando la distribuzione delle famiglie per numero di percettori risulterebbe inferiore di oltre il 10 per cento all'indicatore di disuguaglianza effettivamente osservato. La differenza tra i due indici supera la metà del divario che si osserva tra la disuguaglianza della Campania e quella media nazionale. In Campania infatti, sono più frequenti le famiglie con un più basso numero di percettori a loro volta caratterizzate da una maggiore disuguaglianza interna al gruppo. Considerazioni simili si applicano alla Basilicata-Calabria e alla Sicilia.

In Umbria e nelle Marche, al contrario, l'allineamento della distribuzione delle famiglie per numero di percettori a quella media nazionale porterebbe a un aumento della disuguaglianza di circa l'8 per cento. In queste regioni, infatti, sono più frequenti della media nazionale le famiglie con più elevato numero di percettori, caratterizzate da una minore disuguaglianza.

La disuguaglianza sarebbe maggiore in Sardegna (del 10,6 per cento) qualora la popolazione si distribuisse sul territorio come nel resto del Paese; in questa regione infatti larga parte della popolazione vive in piccoli centri caratterizzati da una minore

disuguaglianza. Nel Lazio, al contrario, l'elevata quota di popolazione residente nella capitale, dove la disuguaglianza dei redditi è più elevata che altrove, contribuisce ad aumentare la disuguaglianza complessiva del 7,4 per cento rispetto all'ipotetica situazione di riferimento considerata.

Tavola 13

IMPATTO DI ALCUNI FATTORI SOCIO-DEMOGRAFICI SULLA DISUGUAGLIANZA DEL REDDITO EQUIVALENTE E DELLA RICCHEZZA PRO CAPITE

Regione	Variazione percentuale della deviazione logaritmica media ottenuta tenendo costanti i fattori di composizione socio-demografica						
	Numero di componenti	Classi di età	Ampiezza comunale	Istruzione del capo-famiglia	Numero di percettori	Condizione professionale del capo-famiglia	Tutti i precedenti 4 fattori
	Reddito equivalente						
Piemonte – Val d’Aosta.....	-1,2	0,1	0,2	1,2	0,7	-0,1	5,1
Lombardia	2,2	0,3	2,3	0,8	3,0	-0,1	9,3
Trentino e Friuli	-0,6	-0,4	3,2	-1,6	3,9	0,7	8,9
Veneto	0,0	0,4	-1,9	1,9	2,1	-0,9	0,0
Liguria	-3,2	0,2	1,2	0,1	0,2	-0,8	-1,8
Emilia – Romagna	1,4	0,2	-0,6	2,1	4,7	-1,5	11,0
Toscana	-0,3	0,5	-2,8	1,4	3,8	-1,5	3,4
Umbria	0,1	0,0	0,4	1,4	8,2	1,2	9,1
Marche	1,3	-0,2	0,4	0,4	8,7	-0,7	10,5
Lazio	0,2	-0,3	-7,4	-4,9	-0,5	1,3	-8,0
Abruzzo e Molise.....	0,4	0,4	3,8	-0,1	1,1	0,0	5,3
Campania	-3,3	-1,8	-0,4	0,4	-11,1	-1,3	-17,6
Puglia	-2,2	0,5	2,2	2,3	-3,2	0,5	-6,8
Basilicata e Calabria.....	-3,2	-0,3	3,9	7,2	-5,6	0,4	1,4
Sicilia.....	-1,0	-0,9	0,4	1,0	-4,8	0,4	-2,0
Sardegna.....	-1,9	-0,2	10,6	1,0	3,8	0,1	3,3
	Ricchezza pro capite						
Piemonte – Val d’Aosta.....	-0,2	-0,3	0,6	1,5	2,2	0,8	5,9
Lombardia	1,1	-1,2	0,8	3,2	1,9	-0,1	8,8
Trentino e Friuli	0,5	-0,9	1,4	-0,3	3,3	-0,1	3,1
Veneto	2,9	-0,3	5,1	-0,6	5,4	0,6	8,7
Liguria	-2,8	1,8	-3,6	1,9	1,3	-0,4	-5,9
Emilia – Romagna	3,3	1,4	-0,5	1,6	6,4	0,3	12,0
Toscana	0,0	2,0	-2,6	2,3	3,8	1,0	1,4
Umbria	0,4	-0,4	0,3	2,8	9,0	-0,7	14,1
Marche	1,1	0,6	1,1	0,5	7,1	2,9	3,6
Lazio	0,5	0,0	-5,6	0,7	-0,4	-1,2	-8,5
Abruzzo e Molise.....	2,3	0,5	6,7	4,0	3,7	1,5	14,7
Campania	-2,9	-1,0	-4,2	-1,7	-6,3	-1,0	-17,7
Puglia	-0,7	0,1	1,0	-1,9	-5,0	-0,1	-11,7
Basilicata e Calabria.....	-4,7	-1,1	1,4	0,1	-6,7	-0,1	-11,0
Sicilia.....	-3,0	-1,8	0,3	-0,2	-5,4	-0,9	-13,4
Sardegna.....	-0,8	0,7	4,1	-2,4	-0,7	-0,7	0,1

Tenendo sotto controllo congiuntamente i vari fattori socio-demografici con tecniche di *raking* si osservano modifiche piuttosto rilevanti sui livelli di disuguaglianza del reddito equivalente. Ad esempio per la Campania l'indice di disuguaglianza si ridurrebbe del 17 per cento; per il Lazio e la Puglia la riduzione della disuguaglianza sarebbe minore ma comunque marcata (rispettivamente 8 e 7 per cento). Per converso, a parità di struttura socio-demografica della popolazione, la disuguaglianza delle regioni settentrionali tenderebbe a crescere; in particolare l'incremento si collocherebbe intorno al 10 per cento per Emilia Romagna, Marche, Lombardia, Trentino e Friuli e Umbria.

Per quanto riguarda la ricchezza pro capite, i legami che emergono tra i fattori socio-demografici e la disuguaglianza a livello di singola regione sono qualitativamente simili a quelli che si osservano nel caso del reddito equivalente. L'effetto congiunto dei fattori considerati risulta però più marcato, in particolare nelle regioni del Sud e delle Isole.

6.4. Effetti socio-demografici e disuguaglianza complessiva

Nei paragrafi precedenti si è mostrato che i fattori socio-demografici spiegano quote significative sia dei divari tra le medie regionali sia della disuguaglianza interna ad alcune regioni, in particolare quelle che presentano distribuzioni delle variabili socio-demografiche più dissimili rispetto alla media nazionale. In questo paragrafo si fornisce una valutazione complessiva degli effetti determinati dai fattori socio demografici sulla disuguaglianza calcolata a livello nazionale.

Qualora le regioni presentassero distribuzioni dei caratteri socio-demografici simili a quella dell'intero Paese, la disuguaglianza complessiva del reddito equivalente risulterebbe inferiore di circa il 7 per cento (tavola 11), un valore relativamente contenuto. Per valutare questo risultato occorre tenere presente due aspetti:

- a) i fattori socio-demografici spiegano buona parte della disuguaglianza tra le medie regionali, ma questa componente (L^B) incide per meno di un quinto sul totale della disuguaglianza (tavola 11);

- b) il legame tra le variabili socio-demografiche e la disuguaglianza interna alle regioni differisce a seconda delle variabili e delle regioni considerate; l'allineamento della struttura demografica regionale a quella media nazionale può determinare effetti di segno diverso sulla disuguaglianza interna delle regioni. L'effetto congiunto sulla componente *within* a livello nazionale (L^W) è dunque complessivamente modesto.

Queste considerazioni valgono a maggior ragione per la ricchezza pro capite, dove la componente *between* della disuguaglianza (L^B) spiega meno del 7 per cento della disuguaglianza complessiva (tavola 11).

7. Conclusioni

In questo lavoro sono state effettuate stime sulla distribuzione del reddito e della ricchezza a livello regionale, si sono fornite indicazioni sul grado di disuguaglianza tra le regioni e all'interno delle regioni e si è valutato in che misura le caratteristiche socio-demografiche della popolazione, variabili tra una regione e l'altra, sono in grado di spiegare le differenze riscontrate. L'analisi è stata condotta utilizzando l'indagine della Banca d'Italia sui bilanci delle famiglie italiane, raggruppando più indagini contigue per ottenere campioni di maggiore numerosità e applicando stimatori che riducono l'effetto dei valori estremi.

Le stime regionali del reddito familiare per il periodo 1995-2000 confermano il tradizionale dualismo dell'economia italiana. In tutte le regioni del Centro Nord il reddito familiare supera la media nazionale; in tutte quelle del Mezzogiorno si riscontrano valori più bassi della media. Il livello di concentrazione dei redditi risulta più elevato nelle regioni meridionali. Utilizzando l'indice di benessere di Sen, che tiene conto sia del livello medio del reddito sia della sua distribuzione, il gap tra le regioni meridionali e quelle del Centro e del Nord si allarga a sfavore del Mezzogiorno.

L'ordinamento delle regioni in termini di ricchezza familiare media si presenta simile a quello basato sul reddito, con poche eccezioni. In tutte le regioni il grado di disuguaglianza nella distribuzione della ricchezza è più elevato di quello del reddito. Anche in questo caso le regioni meridionali mostrano un più elevato grado di disuguaglianza.

La disuguaglianza tra i valori medi regionali del reddito e della ricchezza risente in misura marcata della differente composizione della popolazione per caratteristiche socio-demografiche, a loro volta in parte connesse con le condizioni del mercato del lavoro. Al fine di valutare questo nesso è stato condotto il seguente esperimento: si è posta in ogni regione la distribuzione delle famiglie per ciascuna variabile socio-demografica rilevante (numero di componenti, numero di percettori di reddito, dimensione del comune di residenza, età, istruzione e condizione professionale del capofamiglia) uguale a quella media nazionale. Tale esperimento non tiene ovviamente conto dei possibili fenomeni di retroazione tra la struttura della popolazione e i processi di formazione e di distribuzione del reddito. Esso è comunque utile per giudicare, almeno in prima approssimazione, quanto continuo nei confronti distributivi le differenze nelle strutture socio-demografiche.

I risultati mostrano che se le regioni fossero caratterizzate da una distribuzione delle variabili socio-demografiche uguale a quella media nazionale, i divari tra le medie regionali si ridurrebbero, a parità di tutte le altre condizioni, di circa il 40 per cento per i redditi equivalenti e di circa il 10 per cento per la ricchezza pro capite.

La disuguaglianza interna alle singole regioni risente in varia misura delle caratteristiche socio-demografiche della popolazione. Nel complesso, i fattori socio-demografici contribuiscono a spiegare la maggiore disuguaglianza delle regioni meridionali, sia per il reddito sia per la ricchezza.

La disuguaglianza osservata a livello nazionale è influenzata in misura contenuta dalle variabili socio-demografiche. A esse è riconducibile buona parte della disuguaglianza tra le medie regionali, ma questa componente incide relativamente poco sul totale della disuguaglianza; l'allineamento della struttura demografica regionale a quella media nazionale ha inoltre effetti di segno diverso sulle disuguaglianze interne delle regioni, che tendono a compensarsi.

Riferimenti bibliografici

- Banca d'Italia (2002), Indagine sui bilanci delle famiglie italiane, CD-ROM, versione 2.0, febbraio.
- Battipaglia, P. (2000), *Robust Estimates from the Bank of Italy's Business Survey*, Banca d'Italia, Lavoro preparatorio per la Relazione sul 1999.
- Bracalente, B., et al. (1990), *Reddito e risparmio delle famiglie umbre*, Coop Umbria.
- Brandolini, A., (1999), *The Distribution of Personal Income in Post-War Italy: Source Description, Data Quality, and the Time Pattern of Income Inequality*, Banca d'Italia, Temi di Discussione, n. 350.
- Brandolini, A., L. Cannari, G. D'Alessio e I. Faiella (2002), *The Composition and Distribution of Household Wealth in Italy, 1987-2000*, Paper Prepared for the 27th General Conference of The International Association for Research in Income and Wealth, Djurhamn (Stockholm Archipelago), Sweden 18 to 24 August.
- Brandolini, A., P. Cipollone e P. Sestito (2001), *Earnings Dispersion, Low Pay and Household Poverty in Italy, 1977-1998*, Banca d'Italia, Temi di Discussione, n. 427.
- Brandolini, A. e G. D'Alessio (2000), *Composizione familiare e distribuzione del reddito in Italia e in alcuni paesi dell'Unione Europea*, Economia della famiglia e politiche sociali, CNEL, Roma, n. 28, pp. 308-361.
- Brandolini, A. e P. Sestito (1994), *La distribuzione dei redditi familiari in Italia, 1977-1991*, La transizione equa 1992-1993. Secondo rapporto Cnel sulla distribuzione e redistribuzione del reddito in Italia, a cura di N. Rossi, Il Mulino, pp. 335-382.
- Cannari, L. e G. D'Alessio (1993), "Non-Reporting and Under-Reporting Behaviour in the Bank of Italy's Survey of Household Income and Wealth" in *Bulletin of the International Statistics Institute*, vol. LV, n. 3, Pavia, p. 395-412.
- Cesari, R. e L. F. Signorini (1991), *Stime regionali con pochi dati: analisi e simulazione di stimatori alternativi per investimenti, occupazione e fatturato nelle imprese manifatturiere*, Banca d'Italia, Temi di Discussione, n. 152.
- Cicchitelli, F. A. Herzel, e G. Montanari (1994), *Il campionamento statistico*, Il Mulino Editore, Bologna.
- Falorsi, P. D., S. Falorsi, A. Russo, e S. Pallara, (2000), *Small Domain Estimation Methods for Business Surveys*, Statistics in Transition, vol. 4, n. 5, pp. 745-751.
- Falorsi, P. D., S. Falorsi, e A. Russo (1998), *Small Area Estimation at Provincial Level in the Italian Labour Force Survey*, Journal of the Italian Statistical Association, vol. 7, n. 1, pp. 93-109.
- Fay, R. E. e R. A. Herriot (1979), *An Application of James-Stein Procedures to Census Data*, Journal of the American Statistical Association, vol. 74, n. 366, pp. 269-277.
- Federal Committee on Statistical Methodology - Subcommittee on Small Area Estimation (1993), *Indirect Estimators in Federal Programs*, Statistical Policy Working Paper 21.

- Gambino, J. e P. Dick (2000), *Small Area Estimation Practice at Statistics Canada*, Statistics in Transition, vol. 4, n. 4, pp. 597-610.
- Ghosh, M. e J.N.K. Rao, (1994), *Small Area Estimation: An Appraisal*, Statistical Science, vol. 9, n. 1, pp. 55-93.
- Groves, R.M. (1989), *Survey Errors and Survey Costs*, Wiley, New York.
- Istat (1996), *Conti economici regionali delle amministrazioni pubbliche e delle famiglie*, anni 1983-1992, Argomenti, n. 5, Roma.
- Kalton, G. (1994), *Comment on Issues and Strategies for Small Area Data*, Survey Methodology, vol. 20, n. 1, pp. 18-20.
- Kalton, G. (1987), *Panel Discussion in Small Area Statistics*, New York, John Wiley and Sons.
- Mooney, B.Z. e R.D. Duval (1993), *BOOTSTRAPPING. A Nonparametric Approach to Statistical Inference*, SAGE.
- Russo, A. (1995), *Stimatori per piccole aree: problemi aperti*, 100 anni di indagini campionarie (Atti del convegno della Società Italiana di Statistica) 31 maggio - 1 giugno 1995, pp. 287-311.
- Sarndal, B.E. e M. A. Hidiroglou (1989), *Small Domain Estimation: a Conditional Analysis*, Journal of the American Statistical Association, vol. 84, n. 405, pp. 266-275.
- Schaible, W. (2000), *Methods for Producing World and Regional Estimates for Selected Key Indicators of the Labour Market*, ILO Employment paper 2000/6.
- Searls, D.T. (1966), An Estimator for a Population Mean which Reduces the Effects of Large True Observations, *Journal of the American Statistical Association*, vol. 61, n.3, 1200-1204.
- Sen, A. K. (1976), Real National Income, in *Review of Economic Studies*, vol. 43, n.1 pp. 19-39.
- Sen, A. K. (1979), The Welfare Basis of Real Income Comparisons: a Survey, in *Journal of Economic Literature*, vol. 17, n.1, pp. 1-45.
- Singh, M. P., J. Gambino e H. J. Mantel (1994), *Issues And Strategies For Small Area Data*, Survey Methodology, vol. 20, n. 1, pp. 3-22.
- Singh, A. C., H. J. Mantel, e B. W. Thomas (1994), *Time Series EBLUPs For Small Areas Using Survey Data*, Survey Methodology, vol. 20, n. 1, pp. 33-43.
- Skinner, C. (1991), *The Use of Synthetic Estimation Techniques to Produce Small Area Estimates*, Social Survey Division, Government Statistical Service.
- Verma, V. (2000), *Advanced Sampling Methods*, Manual for Statistical Trainers, Statistical Institute for Asia and the Pacific, Tokyo, 2000, pp. 6.13-6.21.

ELENCO DEI PIÙ RECENTI “TEMI DI DISCUSSIONE” (*)

- No. 459 — *Cross-country differences in self-employment rates: the role of institutions*, di R. TORRINI (dicembre 2002).
- No. 460 — *Dealing with forward-looking expectations and policy rules in quantifying the channels of transmission of monetary policy*, di F. ALTISSIMO, A. LOCARNO e S. SIVIERO (dicembre 2002).
- No. 461 — *Macroeconomics of international price discrimination*, di G. CORSETTI e L. DEDOLA (dicembre 2002).
- No. 462 — *Non-response behaviour in the Bank of Italy's Survey of Household Income and Wealth*, di G. D'Alessio e I. Faiella (dicembre 2002).
- No. 463 — *Metodologie di stima dell'economia sommersa: un'applicazione al caso italiano*, di R. ZIZZA (dicembre 2002).
- No. 464 — *Consolidation and efficiency in the financial sector: a review of the international evidence*, di D. AMEL, C. BARNES, F. PANETTA e C. SALLES (dicembre 2002).
- No. 465 — *Human capital, technical change and the welfare state*, di R. BÉNABOU (dicembre 2002).
- No. 466 — *What do we learn from recall consumption data?*, di E. BATTISTIN, R. MINIACI e G. WEBER (febbraio 2003).
- No. 467 — *Evoluzione del sistema bancario e finanziamento dell'economia nel Mezzogiorno*, di F. PANETTA (marzo 2003).
- No. 468 — *Transaction technology innovation and demand for overnight deposits in Italy*, di F. COLUMBA (marzo 2003).
- No. 469 — *Sunk costs of exports*, di M. BUGAMELLI e L. INFANTE (marzo 2003).
- No. 470 — *Testing against stochastic trend and seasonality in the presence of unattended breaks and unit roots*, di F. BUSETTI e A. M. R. TAYLOR (marzo 2003).
- No. 471 — *Tax credit policy and firms' behaviour: the case of subsidies to open-end labour contracts in Italy*, di P. CIPOLLONE e A. GUELFI (aprile 2003).
- No. 472 — *Gaussian inference on certain long-range dependent volatility models*, di P. ZAFFARONI (giugno 2003).
- No. 473 — *Revisiting the implications of heterogeneity in financial market participation for the C-CAPM*, di M. PAIELLA (giugno 2003).
- No. 474 — *Identifying the sources of local productivity growth*, di F. CINGANO e F. SCHIVARDI (giugno 2003).
- No. 475 — *The Italian overnight market: microstructure effects, the martingale hypothesis and the payment system*, di E. BARUCCI, C. IMPENNA e R. RENÒ (giugno 2003).
- No. 476 — *Tests of seasonal integration and cointegration in multivariate unobserved component models*, di F. BUSETTI (giugno 2003).
- No. 477 — *La composizione familiare e l'imposta sul reddito delle persone fisiche: un'analisi degli effetti redistributivi e alcune considerazioni sul benessere sociale*, di M.R. MARINO e C. RAPALLINI (giugno 2003).
- No. 478 — *Dealing with unexpected shocks to the budget*, di E. GENNARI, R. GIORDANO e S. MOMIGLIANO (giugno 2003).
- No. 479 — *The effects of bank mergers on credit availability: evidence from corporate data*, di E. BONACCORSI DI PATTI e G. GOBBI (giugno 2003).
- No. 480 — *Cost efficiency in the retail payment networks: first evidence from the Italian credit card system*, di G. ARDIZZI (giugno 2003).
- No. 481 — *Bank competition and firm creation*, di E. BONACCORSI DI PATTI e G. DELL'ARICCIA (giugno 2003).

(*) I “Temi” possono essere richiesti a:

Banca d'Italia – Servizio Studi – Divisione Biblioteca e pubblicazioni – Via Nazionale, 91 – 00184 Roma (fax 0039 06 47922059). Essi sono disponibili sul sito Internet www.bancaditalia.it.

PUBBLICAZIONE ESTERNA DI LAVORI APPARSI NEI "TEMI"

1999

- L. GUISO e G. PARIGI, *Investment and demand uncertainty*, Quarterly Journal of Economics, Vol. 114 (1), pp. 185-228, **TD No. 289 (novembre 1996)**.
- A. F. POZZOLO, *Gli effetti della liberalizzazione valutaria sulle transazioni finanziarie dell'Italia con l'estero*, Rivista di Politica Economica, Vol. 89 (3), pp. 45-76, **TD No. 296 (febbraio 1997)**.
- A. CUKIERMAN e F. LIPPI, *Central bank independence, centralization of wage bargaining, inflation and unemployment: theory and evidence*, European Economic Review, Vol. 43 (7), pp. 1395-1434, **TD No. 332 (aprile 1998)**.
- P. CASELLI e R. RINALDI, *La politica fiscale nei paesi dell'Unione europea negli anni novanta*, Studi e note di economia, (1), pp. 71-109, **TD No. 334 (luglio 1998)**.
- A. BRANDOLINI, *The distribution of personal income in post-war Italy: Source description, data quality, and the time pattern of income inequality*, Giornale degli economisti e Annali di economia, Vol. 58 (2), pp. 183-239, **TD No. 350 (aprile 1999)**.
- L. GUISO, A. K. KASHYAP, F. PANETTA e D. TERLIZZESE, *Will a common European monetary policy have asymmetric effects?*, Economic Perspectives, Federal Reserve Bank of Chicago, Vol. 23 (4), pp. 56-75, **TD No. 384 (ottobre 2000)**.

2000

- P. ANGELINI, *Are Banks Risk-Averse? Timing of the Operations in the Interbank Market*, Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 32 (1), pp. 54-73, **TD No. 266 (aprile 1996)**
- F. DRUDI e R. GIORDANO, *Default Risk and optimal debt management*, Journal of Banking and Finance, Vol. 24 (6), pp. 861-892, **TD No. 278 (settembre 1996)**.
- F. DRUDI e R. GIORDANO, *Wage indexation, employment and inflation*, Scandinavian Journal of Economics, Vol. 102 (4), pp. 645-668, **TD No. 292 (dicembre 1996)**.
- F. DRUDI e A. PRATI, *Signaling fiscal regime sustainability*, European Economic Review, Vol. 44 (10), pp. 1897-1930, **TD No. 335 (settembre 1998)**.
- F. FORNARI e R. VIOLI, *The probability density function of interest rates implied in the price of options*, in: R. Violi, (a cura di), *Mercati dei derivati, controllo monetario e stabilità finanziaria*, Il Mulino, Bologna. **TD No. 339 (ottobre 1998)**.
- D. J. MARCHETTI e G. PARIGI, *Energy consumption, survey data and the prediction of industrial production in Italy*, Journal of Forecasting, Vol. 19 (5), pp. 419-440, **TD No. 342 (dicembre 1998)**.
- A. BAFFIGI, M. PAGNINI e F. QUINTILIANI, *Localismo bancario e distretti industriali: assetto dei mercati del credito e finanziamento degli investimenti*, in: L.F. Signorini (a cura di), *Lo sviluppo locale: un'indagine della Banca d'Italia sui distretti industriali*, Donzelli, **TD No. 347 (marzo 1999)**.
- A. SCALIA e V. VACCA, *Does market transparency matter? A case study*, in: *Market Liquidity: Research Findings and Selected Policy Implications*, Basel, Bank for International Settlements, **TD No. 359 (ottobre 1999)**.
- F. SCHIVARDI, *Rigidità nel mercato del lavoro, disoccupazione e crescita*, Giornale degli economisti e Annali di economia, Vol. 59 (1), pp. 117-143, **TD No. 364 (dicembre 1999)**.
- G. BODO, R. GOLINELLI e G. PARIGI, *Forecasting industrial production in the euro area*, Empirical Economics, Vol. 25 (4), pp. 541-561, **TD No. 370 (marzo 2000)**.
- F. ALTISSIMO, D. J. MARCHETTI e G. P. ONETO, *The Italian business cycle: Coincident and leading indicators and some stylized facts*, Giornale degli economisti e Annali di economia, Vol. 60 (2), pp. 147-220, **TD No. 377 (ottobre 2000)**.
- C. MICHELACCI e P. ZAFFARONI, *(Fractional) Beta convergence*, Journal of Monetary Economics, Vol. 45, pp. 129-153, **TD No. 383 (ottobre 2000)**.

- R. DE BONIS e A. FERRANDO, *The Italian banking structure in the nineties: testing the multimarket contact hypothesis*, Economic Notes, Vol. 29 (2), pp. 215-241, **TD No. 387 (ottobre 2000)**.
- 2001
- M. CARUSO, *Stock prices and money velocity: A multi-country analysis*, Empirical Economics, Vol. 26 (4), pp. 651-72, **TD No. 264 (febbraio 1996)**.
- P. CIPOLLONE e D. J. MARCHETTI, *Bottlenecks and limits to growth: A multisectoral analysis of Italian industry*, Journal of Policy Modeling, Vol. 23 (6), pp. 601-620, **TD No. 314 (agosto 1997)**.
- P. CASELLI, *Fiscal consolidations under fixed exchange rates*, European Economic Review, Vol. 45 (3), pp. 425-450, **TD No. 336 (ottobre 1998)**.
- F. ALTISSIMO e G. L. VIOLANTE, *Nonlinear VAR: Some theory and an application to US GNP and unemployment*, Journal of Applied Econometrics, Vol. 16 (4), pp. 461-486, **TD No. 338 (ottobre 1998)**.
- F. NUCCI e A. F. POZZOLO, *Investment and the exchange rate*, European Economic Review, Vol. 45 (2), pp. 259-283, **TD No. 344 (ottobre 1998)**.
- L. GAMBACORTA, *On the institutional design of the European monetary union: Conservatism, stability pact and economic shocks*, Economic Notes, Vol. 30 (1), pp. 109-143, **TD No. 356 (giugno 1999)**.
- P. FINALDI RUSSO e P. ROSSI, *Credit constraints in Italian industrial districts*, Applied Economics, Vol. 33 (11), pp. 1469-1477, **TD No. 360 (dicembre 1999)**.
- A. CUKIERMAN e F. LIPPI, *Labor markets and monetary union: A strategic analysis*, Economic Journal, Vol. 111 (473), pp. 541-565, **TD No. 365 (febbraio 2000)**.
- G. PARIGI e S. SIVIERO, *An investment-function-based measure of capacity utilisation, potential output and utilised capacity in the Bank of Italy's quarterly model*, Economic Modelling, Vol. 18 (4), pp. 525-550, **TD No. 367 (febbraio 2000)**.
- F. BALASSONE e D. MONACELLI, *Emu fiscal rules: Is there a gap?*, in: M. Bordignon e D. Da Empoli (a cura di), *Politica fiscale, flessibilità dei mercati e crescita*, Milano, Franco Angeli, **TD No. 375 (luglio 2000)**.
- A. B. ATKINSON e A. BRANDOLINI, *Promise and pitfalls in the use of "secondary" data-sets: Income inequality in OECD countries*, Journal of Economic Literature, Vol. 39 (3), pp. 771-799, **TD No. 379 (ottobre 2000)**.
- D. FOCARELLI e A. F. POZZOLO, *The determinants of cross-border bank shareholdings: An analysis with bank-level data from OECD countries*, Journal of Banking and Finance, Vol. 25 (12), pp. 2305-2337, **TD No. 382 (ottobre 2000)**.
- M. SBRACIA e A. ZAGHINI, *Expectations and information in second generation currency crises models*, Economic Modelling, Vol. 18 (2), pp. 203-222, **TD No. 391 (dicembre 2000)**.
- F. FORNARI e A. MELE, *Recovering the probability density function of asset prices using GARCH as diffusion approximations*, Journal of Empirical Finance, Vol. 8 (1), pp. 83-110, **TD No. 396 (febbraio 2001)**.
- P. CIPOLLONE, *La convergenza dei salari manifatturieri in Europa*, Politica economica, Vol. 17 (1), pp. 97-125, **TD No. 398 (febbraio 2001)**.
- E. BONACCORSI di PATTI e G. GOBBI, *The changing structure of local credit markets: Are small businesses special?*, Journal of Banking and Finance, Vol. 25 (12), pp. 2209-2237, **TD No. 404 (giugno 2001)**.
- G. MESSINA, *Decentramento fiscale e perequazione regionale. Efficienza e redistribuzione nel nuovo sistema di finanziamento delle regioni a statuto ordinario*, Studi economici, Vol. 56 (73), pp. 131-148, **TD No. 416 (agosto 2001)**.

2002

- R. CESARI e F. PANETTA, *Style, fees and performance of Italian equity funds*, Journal of Banking and Finance, Vol. 26 (1), **TD No. 325 (gennaio 1998)**.
- C. GIANNINI, *"Enemy of none but a common friend of all"? An international perspective on the lender-of-last-resort function*, Essay in International Finance, Vol. 214, Princeton, N. J., Princeton University Press, **TD No. 341 (dicembre 1998)**.
- A. ZAGHINI, *Fiscal adjustments and economic performing: A comparative study*, Applied Economics, Vol. 33 (5), pp. 613-624, **TD No. 355 (giugno 1999)**.
- F. ALTISSIMO, S. SIVIERO e D. TERLIZZESE, *How deep are the deep parameters?*, Annales d'Economie et de Statistique, (67/68), pp. 207-226, **TD No. 354 (giugno 1999)**.
- F. FORNARI, C. MONTICELLI, M. PERICOLI e M. TIVEGNA, *The impact of news on the exchange rate of the lira and long-term interest rates*, Economic Modelling, Vol. 19 (4), pp. 611-639, **TD No. 358 (ottobre 1999)**.
- D. FOCARELLI, F. PANETTA e C. SALLEO, *Why do banks merge?*, Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 34 (4), pp. 1047-1066, **TD No. 361 (dicembre 1999)**.
- D. J. MARCHETTI, *Markup and the business cycle: Evidence from Italian manufacturing branches*, Open Economies Review, Vol. 13 (1), pp. 87-103, **TD No. 362 (dicembre 1999)**.
- F. Busetti, *Testing for stochastic trends in series with structural breaks*, Journal of Forecasting, Vol. 21 (2), pp. 81-105, **TD No. 385 (ottobre 2000)**.
- F. LIPPI, *Revisiting the Case for a Populist Central Banker*, European Economic Review, Vol. 46 (3), pp. 601-612, **TD No. 386 (ottobre 2000)**.
- F. PANETTA, *The stability of the relation between the stock market and macroeconomic forces*, Economic Notes, Vol. 31 (3), **TD No. 393 (febbraio 2001)**.
- G. GRANDE e L. VENTURA, *Labor income and risky assets under market incompleteness: Evidence from Italian data*, Journal of Banking and Finance, Vol. 26 (2-3), pp. 597-620, **TD No. 399 (marzo 2001)**.
- A. BRANDOLINI, P. CIPOLLONE e P. SESTITO, *Earnings dispersion, low pay and household poverty in Italy, 1977-1998*, in D. Cohen, T. Piketty e G. Saint-Paul (a cura di), *The Economics of Rising Inequalities*, pp. 225-264, Oxford, Oxford University Press, **TD No. 427 (novembre 2001)**.

2003

- F. SCHIVARDI, *Reallocation and learning over the business cycle*, European Economic Review, Vol. 47 (1), pp. 95-111, **TD No. 345 (dicembre 1998)**.
- P. CASELLI, P. PAGANO and F. SCHIVARDI, *Uncertainty and slowdown of capital accumulation in Europe*, Applied Economics, Vol. 35 (1), pp. 79-89, **TD No. 372 (marzo 2000)**.
- E. GAIOTTI e A. GENERALE, *Does monetary policy have asymmetric effects? A look at the investment decisions of Italian firms*, Giornale degli Economisti e Annali di Economia, Vol. 61 (1), pp. 29-59, **TD No. 429 (dicembre 2001)**.

FORTHCOMING

- A. F. POZZOLO, *Research and development regional spillovers, and the localisation of economic activities*, The Manchester School, **TD No. 331 (marzo 1998)**.
- L. GAMBACORTA, *Asymmetric bank lending channels and ECB monetary policy*, Economic Modelling, **TD No. 340 (ottobre 1998)**.
- F. LIPPI, *Strategic monetary policy with non-atomistic wage-setters*, Review of Economic Studies, **TD No. 374 (giugno 2000)**.

- P. ANGELINI e N. CETORELLI, *Bank competition and regulatory reform: The case of the Italian banking industry*, Journal of Money, Credit and Banking, **TD No. 380 (ottobre 2000)**.
- P. CHIADES e L. GAMBACORTA, *The Bernanke and Blinder model in an open economy: The Italian case*, German Economic Review, **TD No. 388 (dicembre 2000)**.
- P. PAGANO e F. SCHIVARDI, *Firm size distribution and growth*, Scandinavian Journal of Economics, **TD No. 394 (febbraio 2001)**.
- M. PERICOLI e M. SBRACIA, *A Primer on Financial Contagion*, Journal of Economic Surveys, **TD No. 407 (giugno 2001)**.
- M. SBRACIA e A. ZAGHINI, *The role of the banking system in the international transmission of shocks*, World Economy, **TD No. 409 (giugno 2001)**.
- L. GAMBACORTA, *The Italian banking system and monetary policy transmission: Evidence from bank level data*, in: I. Angeloni, A. Kashyap e B. Mojon (a cura di), *Monetary Policy Transmission in the Euro Area*, Cambridge, Cambridge University Press, **TD No. 430 (dicembre 2001)**.
- M. EHRMANN, L. GAMBACORTA, J. MARTÍNEZ PAGÉS, P. SEVESTRE e A. WORMS, *Financial systems and the role of banks in monetary policy transmission in the euro area*, in: I. Angeloni, A. Kashyap e B. Mojon (a cura di), *Monetary Policy Transmission in the Euro Area*, Cambridge, Cambridge University Press, **TD No. 432 (dicembre 2001)**.
- F. SPADAFORA, *Financial crises, moral hazard and the speciality of the international market: further evidence from the pricing of syndicated bank loans to emerging markets*, Emerging Markets Review, Vol. 4 (2), pp. 167-198, **TD No. 438 (marzo 2002)**.
- D. FOCARELLI, *Bootstrap bias-correction procedure in estimating long-run relationships from dynamic panels, with an application to money demand in the euro area*, Economic Modelling, **TD No. 440 (marzo 2002)**.
- D. FOCARELLI e F. PANETTA, *Are mergers beneficial to consumers? Evidence from the market for bank deposits*, American Economic Review, **TD No. 448 (luglio 2002)**.
- A. BAFFIGI, R. GOLINELLI e G. PARIGI, *Bridge models to forecast the euro area GDP*, International Journal of Forecasting, **TD No. 456 (dicembre 2002)**.
- F. Busetti e A. M. ROBERT TAYLOR, *Testing against stochastic trend and seasonality in the presence of unattended breaks and unit roots*, Journal of Econometrics, **TD No. 470 (febbraio 2003)**.