

**BANCA D'ITALIA**

**Temi di discussione**

**del Servizio Studi**

**Disuguaglianza dei redditi individuali  
e ruolo della famiglia in Italia**

di G. D'Alessio e L. F. Signorini



**Numero 390 - Dicembre 2000**

*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:*

ANDREA BRANDOLINI, FABRIZIO BALASSONE, MATTEO BUGAMELLI, FABIO BusetTI, RICCARDO CRISTADORO, LUCA DEDOLA, PATRIZIO PAGANO, PAOLO ZAFFARONI; RAFFAELA BISCEGLIA (segretaria)

## DISUGUAGLIANZA DEI REDDITI INDIVIDUALI E RUOLO DELLA FAMIGLIA IN ITALIA

di Giovanni D'Alessio\* e Luigi Federico Signorini\*

### Sommario

Questo lavoro compara stime della disuguaglianza dei redditi tra *famiglie* e tra *individui*. La seconda è ovviamente maggiore della prima; la famiglia è infatti un potente strumento di redistribuzione, sia tra percettori e non percettori di reddito (minori, disoccupati, casalinghi), sia tra percettori di redditi disuguali. Tale redistribuzione, che in parte riflette anche i ruoli che i componenti assumono all'interno della famiglia (ad esempio compiti di lavoro domestico e di lavoro in attività di mercato), ha implicazioni sociali e economiche di rilievo. Nel lavoro si mostra che la redistribuzione familiare assorbe (con riferimento ai redditi da lavoro e da trasferimenti) tra il 70 e il 90 per cento della disuguaglianza individuale, a seconda dell'indice utilizzato. Gli effetti della redistribuzione sono però calanti nel tempo: mentre la disuguaglianza dei redditi individuali si è ridotta, quella misurata a valle della redistribuzione familiare è restata pressoché costante.

### Abstract

The paper compares income inequality of households and individuals. Obviously, the latter is greater than the former; in fact households operate a broad redistribution of resources both between earners and non earners (children, unemployed, housewives), and between earners of unequal income. This redistribution, which partially reflects the different roles of the members of a household (i.e. between paid or unpaid work) has deep social and economic implications. The paper shows that the redistribution of income (from labour and from transfers) within the household is able to compensate for between 70 and 90 per cent of income inequality among individuals, depending on the statistical index used. However, the equalising effect of household redistribution is declining; while the income inequality of individuals has declined over time, that measured after household redistribution has taken place has remained almost constant.

JEL classification: D31, J11, J21, R23.

Keywords: income distribution, household, labour market.

---

\* Banca d'Italia, Servizio Studi.

## Indice

1. Introduzione .....	9
2. Famiglie e individui .....	10
3. La disuguaglianza tra individui .....	16
3.1 Generalità .....	16
3.2 L'evoluzione del numero dei percettori .....	17
3.3 L'evoluzione della disuguaglianza dei redditi tra i percettori .....	19
4. Il ruolo redistributivo della famiglia .....	21
4.1 I redditi pro capite .....	21
4.2 Economie di scala familiari e redditi equivalenti .....	23
5. Nord e Sud .....	26
5.1 Differenze strutturali .....	26
5.2 Disuguaglianza individuale .....	27
5.3 Ruolo redistributivo della famiglia .....	29
6. Conclusioni e prospettive di ricerca .....	32
Appendice statistica .....	35
Riferimenti bibliografici .....	47

## 1. Introduzione <sup>1</sup>

L'analisi della distribuzione dei redditi può essere condotta con diverse ottiche. Da un lato è possibile concentrarsi sulla diversa capacità degli individui di procurarsi sul mercato i mezzi per il soddisfacimento dei propri bisogni; in tal caso è usuale analizzare i redditi percepiti degli individui, spesso limitandosi ai redditi da lavoro dipendente che sono rilevati con maggiore accuratezza. In questa direzione si muovono gli studi che hanno ad oggetto il rendimento dell'istruzione, i differenziali retributivi per genere, area territoriale, ecc. e gli studi che valutano l'evoluzione dei differenziali salariali tra settori nel corso del tempo o tra paesi.

Più frequentemente l'analisi della distribuzione dei redditi ha come finalità quella di studiare il benessere economico degli individui. In tali circostanze non è possibile fare a meno di considerare il ruolo svolto dalla famiglia nella redistribuzione dei redditi percepiti dagli individui.

Le due ottiche presentano una forte interrelazione, in quanto la struttura familiare non è indipendente dalle capacità reddituali dei soggetti. La disponibilità di un'attività lavorativa risulta spesso determinante nel processo di formazione di un nuovo nucleo familiare; allo stesso modo le decisioni riproduttive o le scelte inerenti eventuali aggregazioni di ulteriori componenti alla famiglia nel corso della vita sono influenzate dalle condizioni reddituali dei soggetti coinvolti. Inoltre alcune forme di disoccupazione e sottoccupazione, o anche scelte volontarie di non occupazione, possono trovare maggiore diffusione in presenza di strutture familiari che assicurano protezione a fronte di condizioni economiche avverse.

Il presente lavoro, affronta pertanto entrambe le prospettive, cercando di ricavare elementi di riflessione sul ruolo economico della famiglia dalla descrizione comparativa dell'evoluzione delle disuguaglianze dei redditi percepiti dagli individui e di quelli a loro disposizione nell'ambito familiare.

---

<sup>1</sup> Si desidera ringraziare Andrea Brandolini, Luigi Cannari, Massimo Roccas e un anonimo *referee* per gli utili suggerimenti forniti a una prima versione del lavoro. Le idee riflettono esclusivamente le opinioni degli autori che, ovviamente, rimangono i soli responsabili di eventuali errori e imprecisioni.

L'evidenza mostra che la disuguaglianza tra gli *individui* è molto maggiore se misurata in termini di redditi percepiti rispetto a quella misurata in termini di risorse economiche disponibili per il soddisfacimento dei propri bisogni; la famiglia infatti opera al proprio interno una redistribuzione dei redditi quantitativamente molto rilevante, sia tra percettori e non percettori di reddito (minori, disoccupati, casalinghi), sia tra percettori di redditi disuguali. Tale redistribuzione, che in parte riflette anche i ruoli che i componenti assumono all'interno della famiglia (ad esempio compiti di lavoro domestico e di lavoro in attività di mercato), ha implicazioni sociali e economiche di rilievo. Il primo passo per discutere di tali implicazioni consiste nel misurare l'impatto, le caratteristiche e l'andamento nel tempo dell'attività redistributrice della famiglia.

## 2. Famiglie e individui

Normalmente la letteratura empirica sulla disuguaglianza usa la famiglia come unità di osservazione. Questa scelta, talvolta semplicemente postulata (cioè la famiglia è considerata l'oggetto interessante dell'osservazione), è in generale dovuta a motivi empirici. Di alcuni tipi di reddito da capitale può essere intrinsecamente difficile imputare la titolarità (in tutto o pro quota) a singoli individui entro la famiglia: si pensi ad esempio al reddito generato da capitale mobiliare o immobiliare la cui intestazione formale non necessariamente corrisponde alla distribuzione sostanziale dei relativi benefici<sup>2</sup>. Ma il motivo più importante consiste nella funzione redistributrice che la famiglia svolge. In altre parole, anche se *ex ante* si desidera assumere il punto di vista dell'individuo piuttosto che quello della famiglia, questa può essere considerata l'unità di osservazione appropriata nella misura in cui il livello del benessere economico di ciascun individuo dipende dalle risorse complessive a disposizione della famiglia piuttosto che da quelle singolarmente imputabili all'individuo

---

<sup>2</sup> La ricchezza di una famiglia in un dato istante è infatti generalmente una cumulata di un processo che si compone di risparmio, trasferimenti intergenerazionali, guadagni in conto capitale, ecc.. In queste condizioni, l'individuazione degli intestatari delle attività reali o finanziarie, e dunque dei relativi proventi, non consente di determinare gli effettivi percettori del reddito senza ampi margini di arbitrarietà. Non a caso nell'indagine sui bilanci delle famiglie condotte dalla Banca d'Italia le componenti di reddito da capitale, in particolare quello finanziario, sono rilevate a livello di famiglia e non di singolo componente. Per lo stesso motivo i redditi da capitale reale non vengono ripartiti tra i componenti della famiglia ma attribuiti convenzionalmente al capofamiglia, pur essendo rilevati i soggetti intestatari degli immobili (ma non le loro quote di proprietà).

stesso. Tipicamente, infatti, le risorse familiari vengono messe in comune in tutto o in parte<sup>3</sup>; a tale redistribuzione concorrono anche gli effetti del consumo congiunto (ad esempio di un'auto) o altre esternalità (per esempio il beneficio psicologico che un membro della famiglia ricava dal consumo di un altro membro).

Questo fatto evidente e innegabile non rende però meno interessante indagare la distribuzione del reddito fra individui, quella cioè che “precede” la redistribuzione familiare<sup>4</sup>.

La ricerca economica ha infatti negli ultimi anni ampiamente rivisto il modello che vede la famiglia come un insieme unitario, sia a causa delle sue assunzioni particolarmente restrittive, sia sulla base di evidenze empiriche che hanno dimostrato che, in diversi contesti, il modello non è in grado di spiegare il reale comportamento degli individui all'interno della famiglia. Al contrario, sempre maggiore attenzione viene riservata ai modelli *collettivi*, che descrivono la famiglia come insieme di individui, ciascuno dei quali caratterizzato da preferenze specifiche<sup>5</sup>.

La redistribuzione familiare, prima di tutto, non è necessariamente totale: questo è particolarmente evidente considerando la relazione fra sessi e fra generazioni<sup>6</sup>. L'entità della redistribuzione cambia molto da caso a caso per una varietà di ragioni, ed è comunque

---

<sup>3</sup> Nell'indagine sui bilanci delle famiglie della Banca d'Italia (i cui dati saranno qui utilizzati) questo *pooling* di risorse è appunto un elemento definitorio della famiglia come unità di rilevazione/osservazione.

<sup>4</sup> Nel testo, per semplicità espositiva, si assume lo schema temporale per il quale i redditi vengono dapprima percepiti dagli individui e successivamente redistribuiti tra i membri della famiglia; ciò ovviamente non implica che le decisioni in merito alle modalità di partecipazione al mercato del lavoro e quelle inerenti la redistribuzione delle risorse non vengano prese all'interno di un contesto unitario dal punto di vista logico concettuale.

<sup>5</sup> Cfr. Chiappori, P.A., L. Haddad, J. Hoddinott, R. Kanbur (1993).

<sup>6</sup> Supponiamo per esempio che un figlio maggiorenne convivente con i genitori, precedentemente disoccupato, inizi un'attività lavorativa retribuita: l'esistenza di questo nuovo reddito probabilmente riduce l'entità del trasferimento di risorse che il figlio riceve dai genitori (o magari ne cambia il segno) innalzando quindi le risorse a disposizione di questi ultimi, ma può determinare anche un aumento della quota del reddito familiare che va a beneficio del figlio in termini di consumo o di risparmio.

difficile misurarla per problemi di definizione e di rilevazione<sup>7</sup>. L'ipotesi di redistribuzione totale che in parte giustifica l'adozione della famiglia come unità di osservazione è in effetti un caso estremo, non sempre realistico; è utile dunque per raffronto un'analisi basata sul caso polare opposto.

In secondo luogo, la distribuzione dei redditi individuali comporta conseguenze di grande rilievo per aspetti diversi dalla mera fruizione fisica delle risorse. Da un punto di vista equitativo una famiglia in cui due coniugi guadagnano 15.000 euro a testa non è identica a una in cui uno dei due guadagna 30.000 euro e l'altro nulla. Né una famiglia composta da una madre titolare di una ricca pensione e una figlia senza reddito è identica a una in cui il reddito complessivo è uguale ma diviso fra una pensione decorosa e un decoroso stipendio. Il percettore di reddito può, ad esempio, far valere un maggiore *potere di decidere* sulla destinazione delle risorse. Alcuni studi hanno in effetti mostrato che il *pattern* di consumi familiari si modifica in funzione delle caratteristiche dei percettori di reddito, evidenziando dunque un ruolo preminente svolto da questi nel determinare la destinazione delle risorse familiari<sup>8</sup>.

Il modo in cui i redditi sono percepiti all'interno della famiglia presenta inoltre una relazione con il tasso di risparmio della famiglia stessa. L. Guiso e T. Jappelli (1994) hanno messo in luce che la presenza di più percettori riduce, a parità di reddito, la quantità di risorse destinate al risparmio; una più ampia suddivisione dei redditi percepiti tra i membri

---

<sup>7</sup> J. Findlay e R. E. Wright (1994) affermano che "... there is a strong belief that significant inequality within the household, with resources not being shared equally between men, women and children...". Poche righe oltre, tuttavia, non possono fare a meno di affermare che "... since little reliable data describing the pattern of sharing within household are available, the approach that we use to introduce inequality within the household is based on simple simulation". In modo simile si esprime H. Sutherland (1996): "... we do not believe that it is possible to impute or simulate realistically the resource distribution within a sample of households for whom we have limited relevant data...".

<sup>8</sup> Ad esempio D. Thomas (1993), analizzando i dati sui consumi delle famiglie brasiliane raccolti dall'Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, mostra che la tipologia dei consumi della famiglia dipende dal sesso dei percettori di reddito; a parità di reddito familiare la circostanza che il percettore sia di sesso femminile tende a orientare maggiormente i consumi familiari verso la salute, il tempo libero, la scuola dei figli e i servizi per la casa. Analoghi risultati per le famiglie inglesi e americane vengono rilevati rispettivamente da S. J. Lunberg et al. (1995) e da J. Altonji, F. Hayashi e L. Kotlikoff (1992). Per l'Italia A. Caiumi e F. Perali (1999) segnalano che, se in una coppia entrambi sono percettori di reddito, i soggetti tendono a mantenere il controllo sulle rispettive risorse guadagnate, mentre nel caso in cui la moglie è casalinga prevale un atteggiamento altruistico. In generale, in presenza di una distribuzione delle risorse non necessariamente egualitaria ci si può porre il problema di quanto la decisione su tale distribuzione sia condivisa all'interno della famiglia: per una disamina di questi aspetti si veda S. Ringen e B. Halphin (1997).

della famiglia riduce infatti l'incertezza della famiglia sui propri redditi futuri, suddividendo tra più soggetti i rischi di disoccupazione e l'impatto di variazioni indesiderate nel livello dei redditi percepiti, con conseguente minore incentivo al risparmio di natura precauzionale.

Non va infine dimenticato che l'esclusione involontaria dall'attività lavorativa e la corrispondente mancanza di un reddito personale possono essere rilevanti nel definire il livello di benessere non monetario di un individuo<sup>9</sup>.

Va inoltre tenuto presente che la stessa composizione della famiglia non è del tutto esogena alla struttura e alla distribuzione dei redditi percepiti dagli individui. Per una persona senza reddito proprio (e in assenza di reti pubbliche di sicurezza sociale) partecipare a una riallocazione familiare di risorse può essere l'unico modo realistico di sopravvivere. Se la cosa è naturale per i minori, può non esserlo per individui adulti, ad esempio disoccupati<sup>10</sup>. Più in generale, la presenza di un reddito generato da un'attività lavorativa può influenzare il processo di formazione di nuovi nuclei familiari; allo stesso modo le scelte riproduttive o le decisioni inerenti eventuali aggregazioni di ulteriori componenti alla famiglia nel corso della vita sono influenzate dalle condizioni reddituali dei soggetti coinvolti<sup>11</sup>. Alcune forme di disoccupazione e sottoccupazione possono essere meglio tollerate in presenza di strutture familiari "allargate" che assicurino protezione a fronte di condizioni economiche avverse; d'altra parte, simili strutture familiari possono essere più diffuse in presenza di un maggior rischio di disoccupazione.

Sotto il profilo interpretativo, l'interrelazione tra struttura familiare e redditi implica che può non essere del tutto corretto attribuire alla famiglia un ruolo perequativo dei redditi

---

<sup>9</sup> Cfr. A. K. Sen (1992).

<sup>10</sup> Sulla relazione tra redditi familiari e disoccupazione si veda E. E. Belli (2000).

<sup>11</sup> Due esempi illustrano la potenziale rilevanza di queste considerazioni. Il primo riguarda la questione dell'esistenza di un conflitto intergenerazionale circa il funzionamento del sistema pensionistico: questione intrinsecamente equitativa (anche se non solo tale), la cui dimensione empirica in termini di distribuzione del reddito non può essere colta correttamente se si prende soltanto la famiglia come unità di osservazione, nella misura in cui la famiglia svolge appunto una funzione redistributrice tra generazioni. Il secondo riguarda la relazione fra disuguaglianza dei redditi e disoccupazione. Supponiamo che esista una *trade-off* tra flessibilità salariale e disoccupazione (per esempio, che l'esistenza di un salario minimo troppo elevato escluda dal mercato del lavoro determinate fasce di lavoratori potenziali; oppure che la fissazione di un salario uguale per regioni differenti generi disoccupazione nella regione dove la produttività è minore) (cfr. F. Schivardi, 1999). Per valutare i termini di un simile *trade-off* sotto l'aspetto equitativo occorre prendere in considerazione non soltanto la distribuzione dei salari degli occupati, ma anche l'incidenza dei mancati salari di chi non trova lavoro.

percepiti, nella misura in cui la stessa famiglia – nell’ambito di processi decisionali che si realizzano al suo interno – può talvolta generare una disuguaglianza tra i singoli individui maggiore di quella che si sarebbe realizzata in assenza della famiglia stessa<sup>12</sup>. Questo è ciò che accade, ad esempio, quando in una coppia uno dei due smette di lavorare per dedicarsi alla cura della casa, in presenza del reddito dell’altro che è ritenuto sufficiente. In questo caso la famiglia dapprima contribuisce a una maggiore disuguaglianza tra i redditi percepiti dai due componenti e poi, nella misura in cui l’unico reddito viene suddiviso, la riassorbe. In questo senso, la redistribuzione familiare svolge un ruolo rilevante anche se in un certo senso ambiguo, perché da un lato può alleviare la disuguaglianza fra individui, dall’altro può mascherarla e persino contribuire a perpetuarla.

L’esistenza di meccanismi familiari correlati con la funzione di redistribuzione, non rende tuttavia meno interessante concentrare l’attenzione sulla redistribuzione; qualunque sia la causa che determina la disuguaglianza tra i redditi individuali dei componenti della famiglia – inclusa la famiglia stessa – questa assume rilievo per i motivi prima elencati: redistribuzione incompleta, rapporti di potere, modelli di consumo, tasso di risparmio e altri aspetti non monetari del benessere. Misurare l’entità del fenomeno, come esso si realizza, e collegare le evidenze statistiche sulla disuguaglianza dei redditi “prima” e “dopo” la redistribuzione consente dunque indirettamente di ottenere indicazioni su aspetti rilevanti del ruolo della famiglia.

Nello spirito delle considerazioni precedenti, il lavoro si propone di fornire alcuni elementi di valutazione quantitativa dell’entità del ruolo redistributivo della famiglia in Italia e di esaminarne l’andamento nel tempo e nello spazio, in particolare con riferimento al confronto fra Nord e Sud.

Nel paragrafo 3 si misura la disuguaglianza dei redditi degli individui, esaminando separatamente la componente dovuta al ventaglio dei redditi percepiti e quella dovuta all’incidenza delle persone che non percepiscono alcun reddito. Per la difficoltà di imputare

---

<sup>12</sup> In alcuni casi, come ad esempio per alcuni tipi di trasferimenti o per gli assegni familiari percepiti dai dipendenti, i redditi degli individui possono risentire in modo assai meno ipotetico della composizione familiare e dei redditi degli altri componenti. Peraltro relazioni statistiche significative sono state riscontrate tra la capacità di guadagno di un individuo e la dotazione di capitale umano degli altri componenti della famiglia (S. Rossetti e P. Tanda, 2000).

taluni tipi di reddito, si prendono in considerazione i soli redditi da lavoro e da trasferimenti (per lo più pensioni).

Nel paragrafo 4 si esamina il ruolo redistributivo della famiglia. Se si suppone che i redditi familiari siano messi in comune e poi redistribuiti fra i membri della famiglia, il modo più semplice per fare questo confronto consiste nel comparare gli indici di disuguaglianza del paragrafo 3 con analoghi indici, calcolati sostituendo al reddito individuale il reddito familiare pro capite (limitandosi, per comparabilità, al reddito da lavoro e da trasferimenti). Oltre alla redistribuzione del reddito esistente, la famiglia svolge un'ulteriore azione rilevante sulle risorse a disposizione dei suoi membri attraverso le economie di scala nel consumo che si possono generare al suo interno, delle quali si può tenere conto attraverso appropriate scale di equivalenza. Per questo motivo si prende in considerazione, accanto alla disuguaglianza dei redditi individuali e a quella dei redditi familiari pro capite, anche quella dei "redditi equivalenti".

Nel paragrafo 5 si ripetono simili analisi a livello di circoscrizioni territoriali (Nord, Centro e Sud-Isole), anche allo scopo di mettere in luce alcune relazioni tra struttura dei redditi, condizioni del mercato del lavoro, composizione della famiglia e ruolo redistributivo della stessa.

I dati utilizzati in questo lavoro sono tratti dall'Archivio Storico dell'Indagine sui bilanci delle famiglie italiane (IBFI-AS). Tale archivio, che raccoglie le informazioni a livello di singola famiglia (e spesso di componente) per l'intera serie delle indagini condotte dalla Banca d'Italia dal 1977 al 1998<sup>13</sup>, consente di descrivere adeguatamente gli andamenti demografici e distributivi in Italia.

L'archivio riporta al suo interno serie storiche omogenee delle principali variabili elementari rilevate con continuità; per le variabili relative al reddito, come le altre ottenute a valle del processo di rilevazione, l'archivio riporta serie storiche ottenute secondo metodologie uniformi. Rispetto all'aggregato generalmente utilizzato a livello familiare,

---

<sup>13</sup> L'indagine sui bilanci delle famiglie viene condotta dal 1965; l'Archivio Storico tuttavia comprende solo le informazioni raccolte nelle indagini successive al 1977 poiché le precedenti non sono risultate disponibili sotto forma di dati individuali. Cfr. G. D'Alessio e M. Gallo (1997), G. D'Alessio (1997), G. D'Alessio e I. Faiella (2000).

vengono esclusi – per i motivi sopra spiegati – i redditi da capitale (reale e finanziario) che, sulla base dell'indagine, nel 1998 rappresentavano circa il 20 per cento del totale<sup>14</sup>.

### 3. La disuguaglianza tra individui

#### 3.1 Generalità

Poiché l'analisi si basa sui redditi da lavoro e da trasferimenti, si è innanzitutto presa in considerazione la sola popolazione adulta (cioè in età di lavoro o pensione: il limite inferiore è stato stabilito a 25 anni, tenendo conto che una certa quota di soggetti può continuare gli studi ben oltre la maggiore età). In questo ambito, l'indice di concentrazione di Gini<sup>15</sup> riferito alla distribuzione individuale del reddito da lavoro e da trasferimenti, pari nel 1977 a 0,575, decresce tra il 1977 e il 1991, per mostrare poi una lieve ripresa negli anni successivi; nel 1998 l'indice risulta pari a 0,481 (tav. 7).

Considerando l'intera popolazione, indipendentemente dall'età e da ogni altra condizione, il livello della disuguaglianza risulta ovviamente più elevato, poiché gli individui di età inferiore a 25 anni nella maggior parte dei casi non sono titolari di alcun reddito da lavoro o da trasferimenti. L'andamento nel tempo però è analogo: l'indice di Gini passa da 0,684 nel 1977 a 0,604 nel 1998 (tav. 7). Data tale sostanziale equivalenza, per semplificare la comparazione con gli indici che in seguito saranno ricavati sui redditi pro capite o sui redditi equivalenti (i quali chiamano necessariamente in causa anche i soggetti con meno di 25 anni), nel seguito – tranne indicazione contraria – saranno considerati tutti i componenti indipendentemente dall'età.

---

<sup>14</sup> Nell'analisi dei dati campionari ottenuti con disegni complessi è usuale utilizzare per le stime dei coefficienti di riproporzionamento che tengono conto della diversa probabilità di inclusione delle unità nel campione. Nel presente lavoro si è fatto riferimento a un *set* di pesi che, mediante tecniche di *raking*, ristabilisce la distribuzione dei componenti per sesso, classe di età, condizione professionale, area geografica e ampiezza demografica del comune di residenza delle statistiche sulla popolazione e sulle forze di lavoro, conferendo maggiore stabilità alle stime longitudinali.

<sup>15</sup> L'indice di Gini misura la concentrazione di un carattere quantitativo trasferibile; esso varia tra 0 e 1, assumendo i valori estremi rispettivamente nei casi in cui l'ammontare totale del carattere analizzato sia ugualmente ripartito tra le unità o sia attribuito interamente a una sola unità.

L'andamento della disuguaglianza può risentire del trend della quota di percettori sul totale; è opportuno pertanto cercare di valutare in che misura l'andamento della disuguaglianza riflette la variazione della quota dei percettori e in che misura esso riflette quella della disuguaglianza dei redditi effettivamente percepiti.

Può essere utile a tal fine ricorrere a una scomposizione dell'indice di Gini che si ricava agevolmente sulla base delle sue proprietà:

$$(1) \quad G = (1 - p) + p G_p$$

dove  $G$  è l'indice misurato su tutti i componenti,  $p$  la quota di percettori e  $G_p$  l'indice misurato sui redditi dei soli percettori. Dall'equazione (1), con dei semplici passaggi algebrici, si ricava la variazione dell'indice tra un periodo e l'altro, che può essere scritta come:

$$(2) \quad \Delta G = -\Delta p (1 - G_{p0}) + \Delta G_p p_0 + \Delta p \Delta G_p$$

dove il primo termine indica la componente dovuta solo alla dinamica della quota dei percettori (cioè la variazione dell'indice di Gini che si sarebbe avuta tenendo fermo il valore iniziale della disuguaglianza dei redditi percepiti,  $G_{p0}$ ), il secondo termine la componente dovuta solo alla dinamica della disuguaglianza dei redditi percepiti (cioè la variazione che si sarebbe avuta tenendo fermo il valore iniziale della quota dei percettori,  $p_0$ ), mentre l'ultimo termine esprime l'interazione fra le due dinamiche. Nelle sezioni successive si esamina separatamente il contributo delle due maggiori componenti.

### 3.2 *L'evoluzione del numero dei percettori*

La quota di percettori di redditi da lavoro o da trasferimenti sul totale della popolazione ( $p$ ) registra un trend crescente, passando dal 53 per cento del 1977 al 60,1 per cento del 1998 (tav. 3). Sulla base della scomposizione (2), l'aumento della quota dei percettori preso da solo contribuisce alla riduzione della disuguaglianza complessiva per un ammontare di 0,042, pari al 52,8 per cento della riduzione totale.

Questo andamento non sembra attribuibile alle modificazioni intervenute nella struttura per età della popolazione. Mantenendo costanti le quote di percettori per fasce di età

rilevate nel 1977 e applicando a queste la distribuzione della popolazione per età del 1998, si perviene a una stima della quota totale di percettori a fine periodo appena superiore rispetto all'anno base. Quindi la componente demografica contribuisce in misura modesta alla spiegazione del fenomeno (circa un 1,5 punti percentuali rispetto all'incremento del 7,1 per cento effettivamente riscontrato)<sup>16</sup>. La quota dei percettori in effetti aumenta significativamente sia nella classe di età 0-25 (da 7,8 a 12,8 per cento), sia nella classe 25-65 (da 65,7 a 73,8 per cento), mentre subisce solo un lieve calo (da 95,2 a 93,3 per cento) nella fascia più anziana (tav. 3).

L'incremento nella quota di percettori si concentra esclusivamente tra le donne, che passano dal 38,1 per cento del 1977 al 52,1 del 1998, a fronte di una sostanziale stabilità della quota di percettori maschi (dal 68,7 al 68,6 per cento).

Profonde modifiche hanno riguardato anche la tipologia di reddito percepito. Tra il 1977 e il 1998 la quota di percettori di redditi da trasferimenti è aumentata dal 20,1 al 26,3 per cento, mentre quella dei redditi da lavoro è rimasta sostanzialmente stabile intorno al 36 per cento. In termini di ammontare, la quota dei redditi da lavoro sul totale dei redditi da lavoro e da trasferimenti cala dall'82 per cento del 1977 al 69,1 del 1998.

Per i redditi da lavoro si registra un aumento dei percettori nelle classi giovanili e intermedie e un contemporaneo calo nella classe di ultrasessantacinquenni. Nel complesso, le tendenze alla crescita della quota di percettori di redditi da lavoro osservate nelle fasce di età non anziane sono state pressoché annullate dall'effetto demografico di invecchiamento della popolazione. Nel rapporto tra i sessi si registra una forte tendenza al riequilibrio tra le quote di percettori di reddito da lavoro, con un calo della quota di percettori maschi di 7,3 punti percentuali (da 53,1 a 45,8 per cento), pressoché equivalente all'incremento dei percettori

---

<sup>16</sup> L'analisi dell'evoluzione della popolazione (qui non riportata) e della quota di percettori entro le classi di età evidenzia che l'aumento della quota di percettori si è realizzato soprattutto nelle classi di età che nel corso del tempo hanno perso peso o sono rimaste stabili; nella classe di età con meno di 25 anni, che tra il 1977 e il 1998 rimane stabile nella quota sul totale della popolazione, la quota di percettori di reddito da lavoro o trasferimenti quasi raddoppia, passando dal 7,8 al 12,8 per cento; nella classe 25-65 anni, che registra un calo di circa 4 punti sulla quota di popolazione nel periodo considerato, la quota di percettori aumenta di circa 8 punti (dal 65,7 al 73,8 per cento); nella classe di ultrasessantacinquenni, che registra un aumento in termini relativi di circa 4 punti percentuali, la quota di percettori è pressoché stabile, con un leggero calo solo nel 1998.

femmine (7,6 punti percentuali, da 19,4 a 27 per cento)<sup>17</sup>.

L'aumento della quota di percettori di reddito da trasferimenti – che nel 1998 sembra però subire un arresto – è invece dovuto sia all'aumento della quota delle persone anziane, sia al consistente aumento di percettori di tali redditi nelle classi tra i 25 e 65 anni. La tendenza è in questo caso comune sia ai maschi sia alle femmine.

### 3.3 *L'evoluzione della disuguaglianza dei redditi tra i percettori*

L'indice di Gini misurato sui soli percettori di reddito da lavoro o da trasferimenti ( $G_p$ ) si riduce da 0,405 nel 1977 a 0,341 nel 1998 (tav. 7). Sulla base della scomposizione (2), esso contribuisce alla riduzione della disuguaglianza complessiva per un ammontare di 0,034, cioè il 42,4 per cento della riduzione totale (un ulteriore 5 per cento circa è attribuibile all'interazione fra la dinamica di  $p$  e quella di  $G_p$ ).

Per illustrare ulteriormente questa scomposizione, la figura 1 riporta la serie storica degli indici di Gini costruita ipotizzando l'assenza di dinamica nella quota di percettori sul totale della popolazione, vale a dire utilizzando per tutti gli anni la quota di percettori ( $p$ ) dell'anno 1977. In questa ipotesi, per il 1998 l'indice di Gini risulterebbe pari a 0,651, rispetto al valore 0,603 effettivamente osservato.

Come si è già detto, la quota dei percettori di redditi da trasferimento aumenta considerevolmente nel periodo analizzato rispetto a quella dei percettori di redditi da lavoro. Contrariamente a quanto ci si sarebbe potuti aspettare (trasferimenti più egalitari rispetto ai redditi da lavoro), non vi è grande differenza fra gli indici di Gini riferiti separatamente ai due tipi di percettori: sia il livello sia l'andamento della disuguaglianza sono simili (fig. 2). Per questa via, dunque, la modifica di composizione ricordata non sembra avere avuto un ruolo nella riduzione della disuguaglianza complessiva. Tuttavia, poiché il reddito medio dei

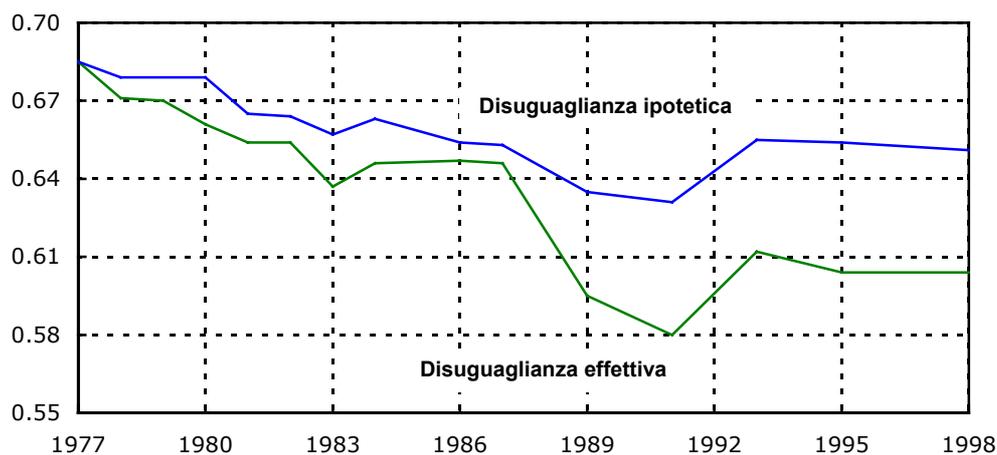
---

<sup>17</sup> Per fornire un elemento di comparazione, secondo l'indagine Istat sulle forze di lavoro, il tasso di occupazione degli uomini è passato dal 51,5 del 1979 al 46,9 del 1995; quello delle donne dal 21,9 al 24,3. (Cfr. Banca d'Italia, anni vari, Appendice; il tasso di occupazione è qui definito dal rapporto tra occupati e popolazione totale). I percettori di reddito da lavoro secondo IBFI-AS sono passati nello stesso periodo dal 53,5 al 46,7 per cento per quanto riguarda gli uomini e dal 21,3 al 26,8 per cento per le donne. Tenuto conto di qualche differenza di definizione, gli andamenti di fondo appaiono quindi qualitativamente simili, anche se l'incremento dell'occupazione femminile risulta meno marcato nei dati dell'Istat.

due gruppi è diverso, appare comunque rilevante domandarsi se il calo della disuguaglianza nei redditi percepiti sia legato a questa modifica di composizione.

Fig. 1

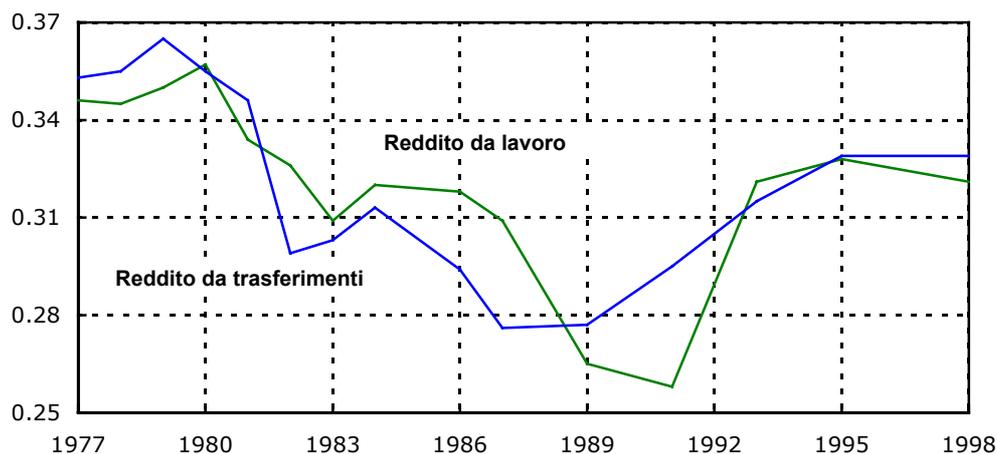
**Disuguaglianza dei redditi individuali di tutti i componenti:  
evoluzione effettiva e ipotetica (assenza di dinamica sui percettori)**  
*(indice di Gini sui redditi da lavoro e da trasferimenti)*



Fonte: Elaborazioni su dati IBFI-AS.

Fig. 2

**Disuguaglianza dei redditi individuali dei percettori di reddito**  
*(indice di Gini sui redditi da lavoro e da trasferimenti)*



Fonte: Elaborazioni su dati IBFI-AS.

A tale scopo si può fare riferimento alla deviazione logaritmica media (noto anche come 2° indice di Theil), usandone la scomposizione suggerita in Brandolini e D'Alessio

(2000). Tale scomposizione consente, con riferimento alla variazione dell'indice rispetto a un anno base (nel nostro caso il 1977), di separare gli effetti dovuti rispettivamente all'andamento della disuguaglianza interna ai gruppi, all'andamento della disuguaglianza tra i gruppi e alla modifica dei pesi relativi. Nel caso in esame la componente dovuta al peso relativo dei gruppi sul totale dei percettori<sup>18</sup> assume valori prossimi allo zero, indicando che il calo della disuguaglianza dei redditi tra i percettori e la successiva ripresa dei primi anni '90 non è attribuibile a un effetto di composizione sulla tipologia di reddito (tav. 11).

#### **4. Il ruolo redistributivo della famiglia**

Come si è detto, il ruolo redistributivo della famiglia è duplice: da un lato, il *pooling* dei redditi familiari rialloca le risorse disponibili; dall'altro, le economie di scala che si realizzano nel consumo familiare consentono di incrementare il benessere (in termini di consumo) generato da tali risorse. Se l'intensità di questo secondo processo non è indipendente dal livello del reddito familiare (cioè se esso è più rilevante per le famiglie più povere), esso contribuisce a ridurre la disuguaglianza.

L'incidenza complessiva della redistribuzione familiare dovuta ai due processi e il suo andamento nel tempo dipendono dalla struttura familiare e dalle relative modifiche. Famiglie più piccole generano minore redistribuzione, sia perché limitano il campo d'azione del *pooling*, sia perché producono meno economie di scala.

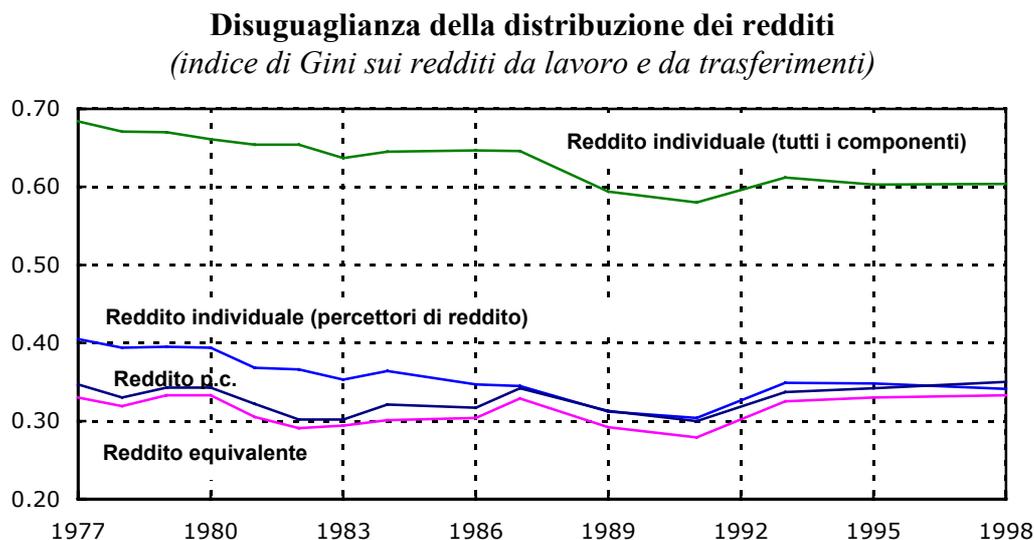
##### *4.1 I redditi pro capite*

Se a ciascun individuo, in luogo dei redditi effettivamente percepiti, attribuiamo il reddito pro capite della famiglia cui appartiene, otteniamo un quadro della disuguaglianza sostanzialmente diverso rispetto a quanto osservato in precedenza, sia per il livello sia per la dinamica (fig. 3).

---

<sup>18</sup> Sono stati considerati 3 gruppi di percettori di reddito: da lavoro; da trasferimenti; di entrambi i tipi di reddito.

Fig. 3



Fonte: Elaborazioni su dati IBFI-AS.

Per quanto riguarda il livello, va tenuto presente che l'indice di Gini soddisfa il "principio dei trasferimenti", secondo il quale un indice di disuguaglianza deve diminuire se si verifica un trasferimento di reddito da un percettore più ricco verso uno più povero. Poiché l'attribuzione del reddito pro capite familiare a ciascun componente può essere visto come un insieme di trasferimenti dai componenti più ricchi ai più poveri all'interno della stessa famiglia, è ovvio attendersi un valore dell'indice più basso di quello osservato per i redditi percepiti. Di fatto l'indice di Gini dei redditi da lavoro e da trasferimenti pro capite risulta notevolmente inferiore a quello dei redditi percepiti: nel 1998 risulta 0,350 contro 0,604 (tavole 8 e 7).

Per quanto riguarda la dinamica, la disuguaglianza dei redditi pro capite presenta una sostanziale assenza di trend di lungo periodo; la riduzione della disuguaglianza nei redditi percepiti è stata sostanzialmente controbilanciata dall'evoluzione della struttura familiare.

L'indice di Gini non consente tuttavia di ottenere una misura precisa del ruolo che la redistribuzione intrafamiliare assume con riferimento alla disuguaglianza tra gli individui; esso infatti non consente di scomporre in modo esatto la disuguaglianza osservata sugli individui nelle componenti *within* (intrafamiliare) e *between* (tra le famiglie) (cfr. Shorrocks, 1984). Questa indicazione può essere invece ricavata utilizzando la deviazione logaritmica media (T) o la varianza ( $V^2$ ), per i quali vale la scomposizione:

$$(3) \quad T_T = T_B + T_W \quad \text{e} \quad V_T = V_B + V_W$$

dove  $T_T$  ( $V_T$ ) è l'indice misurato sui redditi percepiti da tutti i componenti,  $T_B$  ( $V_B$ ) è l'indice misurato sui redditi medi familiari e  $T_W$  ( $V_W$ ) l'indice che misura la componente di disuguaglianza intrafamiliare.

Sulla base della (3) è possibile pertanto ricavare due indicatori del ruolo assunto dalla famiglia nella sua funzione di redistribuzione:

$$(4) \quad P_1 = T_W / T_T \quad \text{e} \quad P_2 = V_W / V_T$$

espressione della quota di disuguaglianza che, nell'ipotesi di *pooling* completo, la famiglia riassorbe.

Limitando l'attenzione ai soggetti tra i 25 e i 65 anni, si rileva che la famiglia contiene al suo interno circa l'80 per cento della disuguaglianza totale, sulla base dell'indice  $P_1$  basato sulla deviazione logaritmica media e circa il 55 per cento per l'indice  $P_2$  basato sulla varianza; se si considerano tutti i componenti, la misura varia nei due casi tra circa il 90 e il 70 per cento (tav. 12). Sebbene amplificate dall'ipotesi estrema di *pooling* completo, tali misure mettono pienamente in luce il notevole impatto della redistribuzione familiare.

#### 4.2 *Economie di scala familiari e redditi equivalenti*

Si ipotizza frequentemente che all'interno della famiglia si generino economie di scala rispetto al consumo; in altre parole, che il reddito necessario al conseguimento di un determinato benessere (in termini di beni e servizi consumati) vari, al variare della dimensione familiare, in misura meno che proporzionale rispetto al numero dei componenti.

Per tenere conto di tale aspetto si usa far riferimento alle scale di equivalenza. Queste consistono in un insieme di coefficienti costruiti in maniera da rendere (idealmente) comparabili, in termini di benessere, i redditi delle famiglie con diversa numerosità, o più in generale con diversa composizione.

Una soluzione frequentemente adottata è quella di far riferimento al reddito

equivalente (E) definito come  $E = Y / N^\theta$ , dove Y è il reddito familiare, N il numero dei componenti della famiglia e  $\theta$  è un parametro compreso tra 0 e 1<sup>19</sup>.

Nel seguito utilizzeremo la scala di equivalenza con  $\theta = 0,5$ , utilizzata tra gli altri da Atkinson, Rainwater e Smeeding (1995). Ciò equivale a ipotizzare che, rispetto a una famiglia di una persona, una famiglia di due persone ottiene lo stesso livello di benessere economico con un reddito solo del 41 per cento superiore; le famiglie di 3 e 4 componenti, per raggiungere lo stesso livello di benessere di una persona singola, devono avere redditi più elevati rispettivamente del 73 e del 100 per cento.

La misura della disuguaglianza viene ridotta considerando le economie di scala. Gli indici di Gini misurati sui redditi equivalenti risultano infatti più bassi rispetto a quelli osservati per i redditi pro capite: nel 1998 si riscontra 0,333 contro 0,350 (tav. 8). La più ampia dimensione della famiglia caratterizza dunque maggiormente coloro che sono posizionati nella parte bassa della distribuzione dei redditi personali.

Questo risultato trova una conferma indiretta dal confronto delle famiglie formate esclusivamente da coniugi e figli con quelle che includono nel loro perimetro anche altri parenti e soggetti non legati da parentela. Dall'analisi si ricava che i componenti "ospitati" nella famiglia (cioè i soggetti diversi dal capofamiglia, coniuge e figli), e in qualche caso anche quelli ospitanti, registrano condizioni occupazionali e reddituali inferiori rispetto ai componenti che appartengono a famiglie formate da soli coniugi e figli (tav. 13). Inoltre, per quanto i dati disponibili non consentano di approfondire tale aspetto, è opportuno ricordare che tramite la famiglia si realizzano forme di assistenza anche su terreni diversi da quello economico, come ad esempio la salute; la quota di soggetti affetti da malattie croniche o da invalidità, a parità di età, è molto più elevata tra i soggetti ospitati rispetto ai soggetti che vivono in famiglie formate da soli coniugi e figli (tav. 14).

---

<sup>19</sup> Assumere i valori estremi,  $\theta = 1$  oppure  $\theta = 0$  equivale ad assegnare a ciascun individuo della famiglia un reddito equivalente pari rispettivamente al reddito pro capite (assenza di economie di scala) e al reddito familiare (indipendenza dal numero dei componenti). Nella pratica la scelta si orienta su un valore del parametro  $\theta$  intermedio. Ovviamente, per qualsiasi parametro  $\theta < 1$ , e con  $N > 1$ , si ha che  $\sum_j E_j > \sum_j Y_j$ , cioè la somma dei redditi equivalenti degli individui di una famiglia è superiore alla somma dei redditi individuali messi in comune.

Va inoltre considerato che la famiglia consente di beneficiare di economie di scala nei consumi, producendo – a parità di reddito e di persone – un benessere economico aggiuntivo. Una misura dell'aumento di efficienza nel consumo dovuto all'aggregazione dei singoli in famiglie può essere ricavata rapportando i redditi equivalenti medi ai corrispondenti redditi pro capite. Ovviamente tale misura è funzione della scala di equivalenza e ha pertanto un valore puramente indicativo, stante una certa arbitrarietà nella scelta di quest'ultima.

Nel periodo considerato si registra una riduzione della capacità della famiglia di generare economie di scala. Con la scala di equivalenza ipotizzata in questo lavoro ( $\theta=0,5$ ), il benessere aggiuntivo – in termini di maggiori consumi – generato dall'aggregazione familiare, pari in media a circa l'84 per cento nel 1977, si riduce di oltre 10 punti percentuali nel 1998 (tav. 9). L'adozione di scale di equivalenza alternative colloca tale indicatore su livelli diversi ma non modifica l'indicazione di un trend decrescente, attribuibile principalmente alla riduzione nel numero dei componenti della famiglia (tav. 1). In particolare nel periodo tra il 1977 e il 1988 si osserva un netto incremento delle famiglie costituite da una sola persona, (dal 9,7 al 19,5 per cento), da un solo genitore con un figlio (dal 2,1 al 4,5 per cento) mentre si riducono consistentemente le famiglie formate dai due genitori e tre o più figli (dal 11,3 al 6,6 per cento) e quelle che includono al loro interno componenti estranei alla famiglia nucleare (dal 13,1 all'8,1 per cento) (tav. 2).

Nonostante il calo, l'Italia rimane sempre nel gruppo di paesi europei dove le economie di scala imputabili alle famiglie numerose svolgono un ruolo più importante; tra quelli considerati nella banca dati del LIS, si registrano valori più elevati solo per l'Irlanda e la Spagna. Per la Svezia, la Danimarca, la Germania e la Finlandia si registrano invece anche oltre 30 punti percentuali in meno (tav. 10).

Se il comportamento delle famiglie è razionale, questa progressiva riduzione delle economie di scala familiari deve essere stata compensata in qualche modo. Presumibilmente gli individui, o le famiglie nucleari, apprezzano l'indipendenza legata a dimensioni familiari ridotte, e sono disposti a sacrificare a tale obiettivo parte dei maggiori consumi che realizzerebbero in famiglie più allargate. Il fatto che l'entità dei maggiori consumi sacrificati cresca nel tempo può essere legato da un lato alla lenta modifica dei modelli sociali di

riferimento, dall'altro alla natura di "bene normale" dell'indipendenza (un "bene", cioè, il cui consumo cresce al crescere del reddito). Questi due motivi hanno implicazioni diverse. Il primo è esogeno rispetto alle variabili qui considerate. Il secondo, invece, può essere legato alla disuguaglianza: a parità di modelli culturali, la tendenza a raggrupparsi in famiglie ampie dovrebbe essere tanto maggiore quanti più sono gli individui dotati di risorse scarse o nulle.

## **5. Nord e Sud**

### *5.1 Differenze strutturali*

La composizione delle famiglie appare abbastanza diversificata sul territorio. La caratteristica che meglio riassume il divario territoriale delle strutture familiari è l'ampiezza familiare; a fine 1998 il numero medio di componenti risulta pari a 2,6 al Nord, 2,8 al Centro e 3,1 al Sud e Isole. Il divario tra le aree geografiche non si è ridotto nel periodo considerato: la tendenza alla riduzione dell'ampiezza familiare ha riguardato tutte le aree geografiche e anzi in misura leggermente più marcata le regioni settentrionali (tav. 1).

Le differenze nell'ampiezza sembrano tradurre diversi modelli familiari di riferimento e modalità di aggregazione delle persone, oltre che la diversa composizione per età della popolazione, relativamente più giovane nel Sud e Isole. A fine 1998 la tipologia familiare più diffusa al Nord e al Centro risulta la coppia con un solo figlio (rispettivamente 21,8 e 21,5 per cento), mentre al Sud e Isole risulta più diffusa la coppia con 2 figli (24,8 per cento). Le famiglie composte da entrambi i coniugi e 3 o più figli sono molto più diffuse al Sud e Isole rispetto al Nord (11,7 contro 3,9 per cento). Le persone con meno di 65 anni che vivono da sole, invece, sono circa il doppio al Nord rispetto al Sud e Isole (9,9 contro 4,5 per cento); anche gli anziani, singolarmente o in coppia, appaiono più diffusi nelle regioni del Nord rispetto a quelle meridionali (tav. 2).

Differenze di rilievo si riscontrano anche comparando la quota di percettori sul totale della popolazione. I percettori di reddito da lavoro e da pensione risultano assai più frequenti nel Nord e nel Centro rispetto al Sud e Isole (a fine 1998 rispettivamente 67,9, 61 e 50,1 per

cento). Nel periodo analizzato questo divario tra Nord e Sud si è ampliato di circa 10 punti percentuali; infatti tra il 1977 e il 1998 nel Mezzogiorno i percettori maschi sono diminuiti rispetto a una tendenza sostanzialmente stazionaria al Centro e crescente al Nord. La tendenza alla crescita della quota di percettori femmine ha invece riguardato anche il Mezzogiorno, ma in misura molto inferiore (tav. 4).

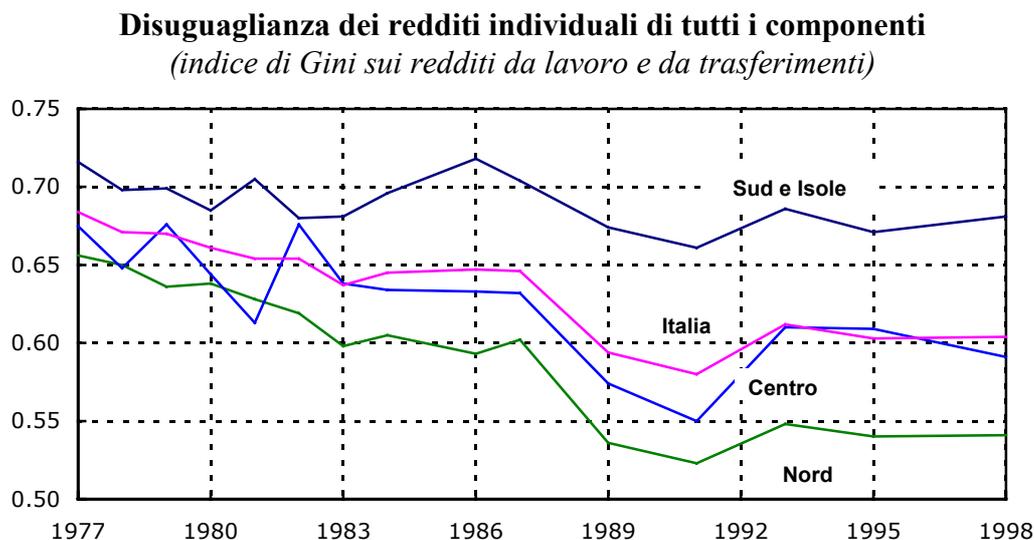
Riguardo alla tipologia di reddito percepito si riscontrano ulteriori divari; nel Meridione tra il 1977 e il 1998 si registra un calo dei percettori di redditi da lavoro rispetto alla crescita osservata nelle regioni centrali e settentrionali. La differente dinamica appare confermata anche nel confronto condotto a parità di età: la crescita dei percettori di redditi da lavoro osservata nel Nord e nel Centro tra i soggetti con meno di 25 anni non trova riscontro nel Sud e Isole; nella classe centrale di età la crescita della quota di percettori osservata nel Nord e nel Centro è superiore a quella rilevata per il Sud e Isole; tra gli anziani con oltre 65 anni il calo dei percettori è più sensibile al Sud e Isole (tav. 5).

I percettori di redditi da trasferimenti sono invece cresciuti in tutte le aree geografiche anche se in misura inferiore nel Sud e Isole. Ciò appare determinato, oltre che da una più marcata tendenza all'invecchiamento della popolazione osservata nelle regioni centrali e settentrionali, da un più consistente aumento nella quota di percettori di redditi da trasferimento osservata in queste regioni nella classe centrale di età (tav. 6).

## 5.2 *Disuguaglianza individuale*

Gli indici di disuguaglianza dei redditi individuali misurati sull'intera popolazione presentano livelli differenti; in particolare la disuguaglianza nel Sud e Isole appare costantemente più elevata rispetto al Centro e soprattutto al Nord (fig. 4). Inoltre, nel Mezzogiorno la tendenza decrescente della disuguaglianza individuale è decisamente meno pronunciata (tav. 7).

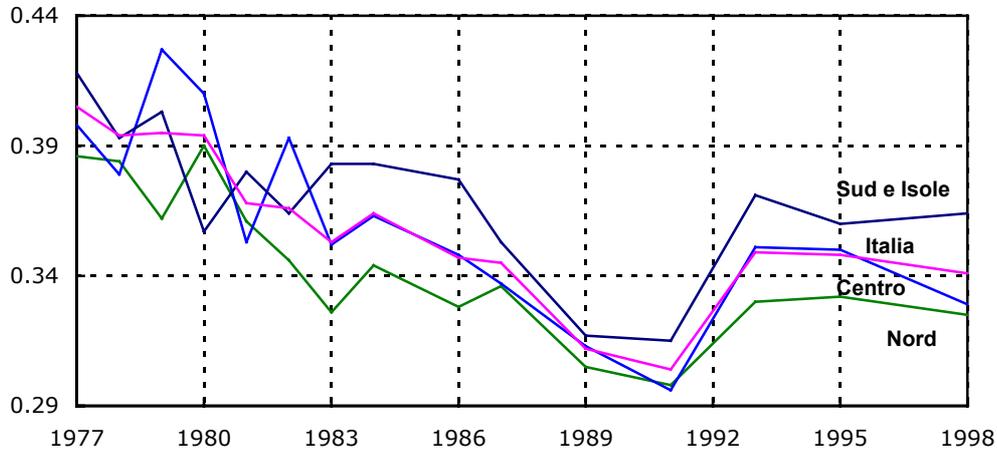
Fig. 4



La maggiore disuguaglianza presente nel Sud e l'andamento meno favorevole della stessa sono dovuti in larga misura alla minor quota di soggetti percettori di reddito che caratterizza tale area; gli indici di disuguaglianza misurati sui soli percettori presentano infatti andamenti sostanzialmente simili e livelli solo leggermente superiori nelle regioni meridionali (fig. 5). Nel complesso la distribuzione dei salari/stipendi effettivamente percepiti sembra presentarsi in modo relativamente uniforme sul territorio nazionale, riflettendo essenzialmente l'uniformità dei contratti collettivi e delle altre regole che determinano la retribuzione degli occupati; la modesta differenza osservata è dovuta probabilmente alla maggior presenza di lavoro irregolare nelle regioni meridionali. Simili considerazioni si applicano, a maggior ragione, alle pensioni. La differenza tra Centro-Nord e Sud dipende soprattutto dal basso tasso di occupazione delle regioni meridionali, che si riflette nell'ampia quota degli individui che non percepiscono reddito. Lo stesso vale per la differenza negli andamenti: la scomposizione (2) del paragrafo 3 mostra che la variazione della quota dei percettori ha prodotto tra il 1977 e il 1998 una riduzione solo di 0,0151 dell'indice di Gini nel Sud e Isole (contro 0,0373 nel Centro e 0,0798 nel Nord), pari al 33,6 per cento della riduzione complessiva (contro il 56,6 per cento del Centro e il 68,8 per cento del Nord).

Fig. 5

**Disuguaglianza dei redditi individuali dei percettori di reddito**  
*(indice di Gini sui redditi da lavoro e da trasferimenti)*



Fonte: Elaborazioni su dati IBFI-AS.

### 5.3 Ruolo redistributivo della famiglia

In condizioni così diverse di disuguaglianza individuale, è diverso tra aree geografiche anche il ruolo redistributivo della famiglia?

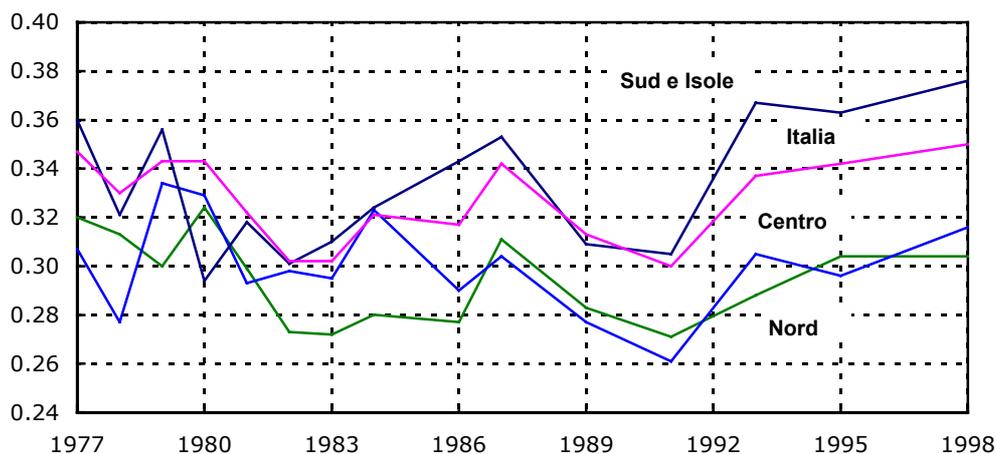
Considerando le distribuzioni dei redditi a valle del processo di redistribuzione familiare si osserva che i divari nei livelli di disuguaglianza tra le aree si riducono ma non si annullano. La scomposizione (4), che esprime la quota di disuguaglianza assorbita dalla redistribuzione familiare, mostra che non vi sono sostanziali divergenze relative tra le aree geografiche secondo l'indicatore  $P_1$ , mentre usando l'indicatore  $P_2$  tale quota è generalmente maggiore al Sud (tav. 12). In ogni caso, tenuto conto del diverso livello degli indici totali di disuguaglianza nelle varie aree si può concludere che comunque il contributo perequativo, in termini assoluti, è maggiore nel Mezzogiorno.

Le regioni meridionali comunque rimangono caratterizzate da indici di disuguaglianza più elevati rispetto al Centro e al Nord, sia considerando i redditi pro capite (fig. 6, tav. 8) sia i redditi equivalenti (fig. 7, tav. 8).

Il minore livello generalmente riscontrato nell'indice di concentrazione misurato sui redditi equivalenti rispetto a quello misurato sui redditi pro capite suggerisce la presenza di una relazione negativa tra ampiezza della famiglia e reddito pro capite: il divario tra questi indici è in genere leggermente superiore al Sud e Isole rispetto al Nord e al Centro.

Fig. 6

**Disuguaglianza della distribuzione dei redditi pro capite**  
(*indice di Gini sui redditi da lavoro e da trasferimenti*)

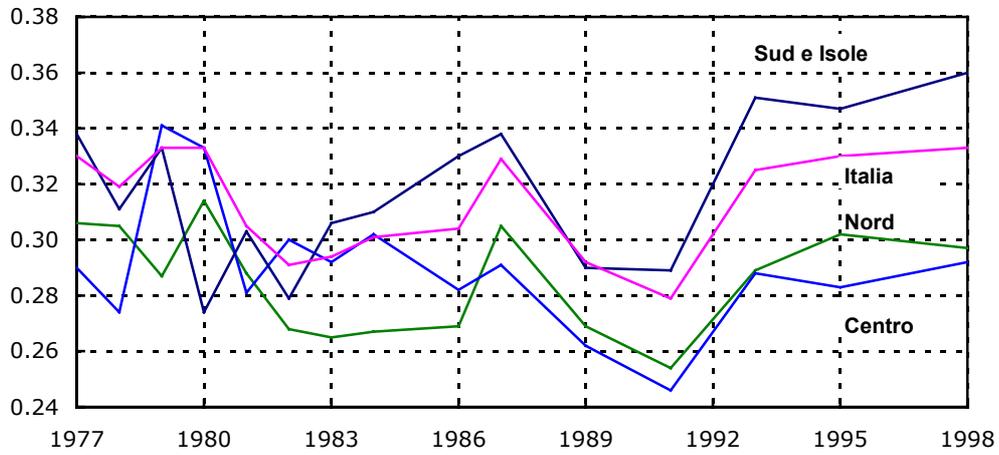


Fonte: Elaborazioni su dati IBFI-AS.

A causa della maggiore dimensione media della famiglia, al Sud e Isole si registra una più elevata capacità di generare economie di scala. Nel 1998 il reddito pro capite nel Sud e Isole è pari al 58 per cento di quello del Nord mentre lo stesso rapporto raggiunge il 62 per cento considerando i redditi equivalenti (fig. 8). Il ruolo della famiglia nel generare economie di scala risulta tuttavia decrescente nel tempo in tutte le aree geografiche, anche se in misura meno marcata nelle regioni meridionali (tav. 9).

Fig. 7

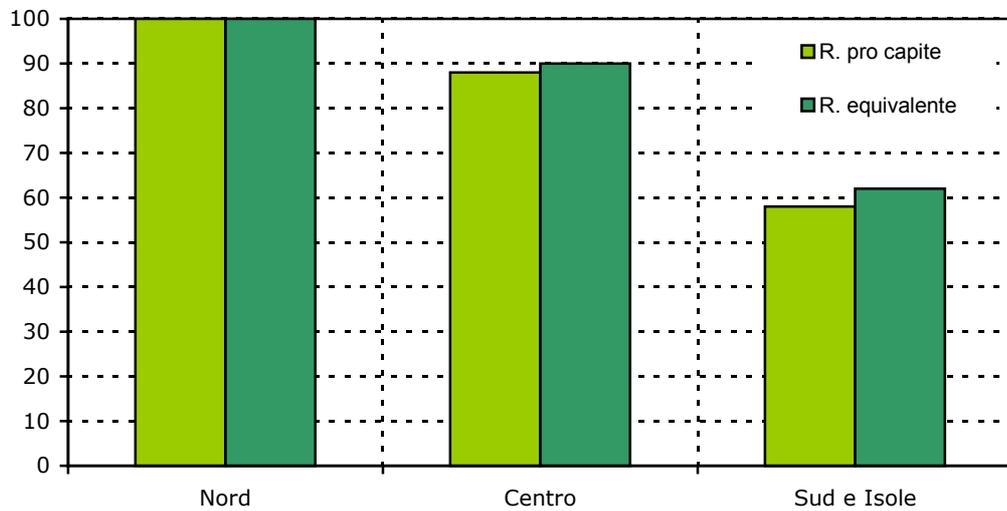
**Disuguaglianza della distribuzione dei redditi equivalenti**  
*(indice di Gini sui redditi da lavoro e da trasferimenti)*



Fonte: Elaborazioni su dati IBFI-AS.

Fig. 8

**Divario territoriale nei redditi pro capite e nei redditi equivalenti, 1998**  
*(percentuale rispetto al reddito medio del Nord)*



Fonte: Elaborazioni su dati IBFI-AS.

## 6. Conclusioni e prospettive di ricerca

La famiglia svolge un ruolo redistributivo estremamente significativo: facendo riferimento ai redditi da lavoro e da trasferimenti, nell'ipotesi di *pooling* completo essa assorbe tra il 70 e il 90 per cento della disuguaglianza tra individui, a seconda dell'indicatore utilizzato. Anche limitando l'analisi ai soli adulti, la redistribuzione familiare assorbe la maggior parte della disuguaglianza individuale.

Questo ruolo tende però a ridursi nel corso del tempo. Infatti, mentre l'andamento della disuguaglianza individuale mostra nel periodo analizzato (1977-1998) una tendenza complessivamente decrescente (nonostante un lieve incremento negli ultimi anni), la disuguaglianza misurata a valle della redistribuzione familiare mostra una sostanziale assenza di trend.

Le cause di questo processo, le sue implicazioni, e conseguentemente i giudizi che ad esso è possibile associare, sono di vario segno e natura.

In linea generale, il minor ruolo redistributivo della famiglia è il riflesso delle profonde modifiche che hanno caratterizzato, nel periodo considerato, la composizione della famiglia e i modelli di suddivisione del lavoro adottati al suo interno.

La diminuzione del numero di componenti, la minore presenza di figli, l'aumento del numero di anziani, l'aumento del numero di percettori di reddito, tanto da lavoro quanto da trasferimenti (principalmente pensioni) sono tutti elementi, tra loro variamente correlati, che hanno contribuito alla riduzione della disuguaglianza individuale e, conseguentemente, alla riduzione del ruolo redistributivo della famiglia. Minore è stato l'impatto del calo della disuguaglianza nei redditi percepiti.

L'aumento della quota dei percettori di reddito da lavoro interessa esclusivamente la componente femminile. La crescita dell'occupazione femminile in Italia è un fenomeno la cui rilevanza può sfuggire se si concentra l'attenzione, anziché sul tasso di occupazione delle donne (che cresce), su quello di disoccupazione, che non si riduce, a causa del continuo aumento dell'offerta di lavoro femminile. Tale fenomeno, invece, ha svolto un ruolo importante nel ridurre la disuguaglianza misurata a livello individuale: una circostanza che

non può essere colta se si osserva la disuguaglianza solo a valle della redistribuzione familiare.

Anche l'aumento del numero dei percettori di pensione ha giocato un ruolo significativo nel ridurre la disuguaglianza individuale. Questo processo può essere visto come una progressiva sostituzione di un meccanismo di redistribuzione informale all'interno della famiglia con uno formale basato sul sistema di *welfare* pubblico. Quale che sia il giudizio che si dà del modo in cui quest'ultimo meccanismo funziona, esso ha almeno il pregio di essere esplicito e visibile, e quindi di prestarsi più agevolmente alla discussione dei suoi profili di equità, di efficienza, di potere e libertà decisionale ecc..

L'aggregazione familiare determina un aumento delle risorse complessivamente disponibili alla famiglia, grazie all'esistenza di economie di scala nel consumo generate all'interno di questa. Questo meccanismo ha effetti perequativi perché esso ricorre con maggiore intensità tra le famiglie a basso reddito. Infatti, usando "redditi equivalenti" che tengono conto delle economie di scala familiari in luogo dei redditi pro capite, l'indice di disuguaglianza si riduce. D'altro canto anche qui i relativi effetti perequativi si sono affievoliti nel tempo, a causa della riduzione del numero di componenti per famiglia osservata nel periodo. La generazione di economie di scala familiari permane comunque su livelli più elevati di quelli osservati per gran parte dei paesi europei.

La riduzione del numero medio dei componenti della famiglia (e, conseguentemente, dell'importanza della sua funzione redistributiva) è certo dovuta in parte a fattori esogeni, di natura culturale. Essa può essere però anche legata a fattori strettamente economici. L'aumento del reddito può accrescere la domanda di un "bene normale" quale l'indipendenza familiare, ossia la disponibilità a sopportare i relativi costi in termini di economie di scala mancate. La riduzione della disuguaglianza, in particolare la quota (preponderante) di tale riduzione dovuta all'accrescersi del numero di percettori, può ridurre il costo dell'indipendenza per il singolo individuo, incentivando la formazione di famiglie più piccole.

Considerazioni analoghe a quelle relative agli andamenti nel tempo valgono per i confronti nello spazio. Al Sud, dove il reddito medio è inferiore, minore è la quota dei

percettori e la disuguaglianza individuale maggiore, le famiglie sono mediamente più grandi e svolgono un ruolo redistributivo più intenso. Tuttavia, a valle del processo di redistribuzione familiare il divario nei livelli di disuguaglianza tra le aree geografiche si riduce ma non si annulla. Anche nel Sud si osserva una riduzione delle dimensioni della famiglia, per quanto più modesta che nel resto del paese; ciò avviene in presenza di un andamento della disuguaglianza individuale meno favorevole, anche in termini dinamici, rispetto al Centro-Nord.

Non è facile distinguere in queste evidenze (né qui tentiamo di farlo) il ruolo di mutamenti culturali esogeni da quello delle interazioni tra composizione della famiglia, da un lato, e livello e distribuzione del reddito dall'altro. Se vi è interazione, inoltre, la relazione causa-effetto può agire in entrambe le direzioni.

Un'estensione dell'analisi a confronti internazionali arricchirebbe il quadro. Come minimo, simili confronti consentirebbero di integrare l'evidenza disponibile sulla disuguaglianza nei vari paesi mostrando il ruolo maggiore o minore svolto dalla famiglia in diversi contesti. Essi potrebbero forse consentire di formulare valutazioni più precise sulla natura e sulla direzione di talune interazioni, per esempio tra tendenze nelle strutture familiari e andamenti del tasso di occupazione, ovvero tra redistribuzione informale a livello familiare e redistribuzione formale tramite sistemi pubblici di *welfare*.

Ulteriori prospettive di ricerca riguardano i riflessi della riduzione del ruolo redistributivo della famiglia sui modelli di consumo delle famiglie. La diminuzione della variabilità tra i redditi percepiti all'interno della famiglia comporta infatti un riequilibrio tra i componenti, in termini di rapporti di potere e di capacità di indirizzare le spese per consumo; l'approfondimento di tale aspetto, ad esempio con riferimento al rapporto tra i sessi, per i quali si osservano mutamenti consistenti nella quota di percettori di reddito, appare di particolare interesse. Alla luce dei risultati riportati in questo lavoro, ugualmente utile potrebbe risultare approfondire lo studio degli effetti che la più ampia suddivisione dei redditi percepiti tra i membri della famiglia – attraverso la riduzione dell'incertezza della famiglia sui propri redditi futuri – ha sui comportamenti di risparmio.

## Appendice statistica

Tav. 1

### Numero medio di componenti per famiglia

Anno	Nord	Centro	Sud e Isole	Italia
1977	3,1	3,3	3,4	3,2
1978	3,0	3,5	3,4	3,2
1979	2,9	3,5	3,3	3,2
1980	2,9	3,5	3,4	3,1
1981	2,8	3,1	3,5	3,1
1982	3,0	3,3	3,4	3,2
1983	2,9	3,0	3,4	3,1
1984	2,8	3,0	3,5	3,0
1986	2,8	3,0	3,4	3,0
1987	2,9	2,9	3,3	3,0
1989	2,7	2,9	3,2	2,9
1991	2,7	2,8	3,2	2,9
1993	2,6	3,0	3,3	2,9
1995	2,6	3,0	3,1	2,8
1998	2,6	2,8	3,1	2,8

Fonte: Elaborazioni su dati IBFI-AS.

Tav. 2

### Tipologie familiari per area geografica, 1977 e 1998

(valori percentuali)

Tipologia familiare	1977				1998			
	Nord	Centro	Sud e Isole	Italia	Nord	Centro	Sud e Isole	Italia
<b>Singoli</b>								
fino a 65 anni	5,7	2,5	4,6	4,7	9,9	7,7	4,5	7,7
oltre 65 anni	5,3	4,4	4,9	5,0	12,6	10,5	11,2	11,8
<b>Coppia</b>								
fino a 65 anni, senza figli	8,1	13,3	9,8	9,6	11,0	8,5	9,1	9,9
oltre 65 anni, senza figli	12,0	7,8	9,3	10,3	10,5	9,6	6,6	9,0
con 1 figlio	23,0	20,7	17,6	20,8	21,8	21,5	14,9	19,5
con 2 figli	21,0	20,8	19,6	20,5	16,8	19,6	24,8	20,0
con 3 o più figli	7,6	8,5	18,1	11,3	3,9	4,6	11,7	6,6
<b>Altre famiglie</b>								
Singolo e figlio	2,4	2,3	1,7	2,1	4,3	5,2	4,5	4,5
Singolo con più figli	1,8	2,0	4,1	2,6	2,5	3,0	3,5	2,9
Altre famiglie	13,2	17,7	10,3	13,1	6,6	9,7	9,3	8,1
<b>Totale</b>	<b>100,0</b>							

Fonte: Elaborazioni su dati IBFI-AS.

**Percettori di reddito da lavoro e da trasferimenti  
sul totale della popolazione per sesso e classe di età**

(valori percentuali)

Anno	Redditi da lavoro e da trasferimenti				R. da lavoro	R. da trasferimenti
	Meno di 25 anni	25-65 anni	Oltre 65 anni	Totale		
Maschi e Femmine						
1977	7,8	65,7	95,2	53,0	35,8	20,1
1978	8,6	67,8	95,1	54,3	36,4	20,9
1979	8,0	68,6	93,5	54,6	37,0	20,8
1980	7,7	69,3	95,9	55,9	37,3	21,9
1981	7,7	68,4	95,0	54,7	37,0	21,3
1982	6,8	67,5	95,1	54,6	36,7	21,2
1983	7,4	68,7	95,5	56,1	36,8	21,9
1984	13,3	72,2	96,6	55,7	36,9	21,5
1986	12,2	70,1	95,4	54,1	34,8	21,5
1987	12,7	68,4	95,0	54,0	35,0	20,7
1989	16,0	74,7	94,5	58,9	38,0	22,3
1991	14,8	76,2	94,9	60,4	38,3	23,7
1993	14,5	75,1	95,0	59,6	36,4	25,3
1995	14,3	74,6	95,5	60,8	36,5	27,0
1998	12,8	73,8	93,3	60,1	36,2	26,3
Maschi						
1977	8,1	91,3	99,3	68,7	53,1	20,4
1978	9,2	93,1	98,9	69,3	53,5	20,5
1979	8,6	92,2	99,4	69,8	53,5	21,4
1980	8,6	91,7	99,5	69,3	52,0	22,2
1981	8,0	91,9	99,2	68,4	52,2	22,0
1982	7,9	89,5	100,0	68,7	52,4	21,8
1983	9,4	91,0	99,1	69,8	52,8	21,3
1984	14,9	95,4	98,9	68,6	52,3	20,3
1986	14,0	93,8	99,5	66,1	49,0	20,3
1987	13,5	90,1	99,5	65,5	48,5	19,4
1989	17,1	95,0	99,4	69,9	51,0	21,0
1991	15,9	95,0	99,9	69,4	50,0	21,6
1993	15,6	92,1	99,7	68,0	47,7	23,1
1995	15,4	90,3	99,4	68,3	46,7	25,5
1998	14,3	90,1	98,4	68,6	45,8	26,1
Femmine						
1977	7,6	41,6	91,0	38,1	19,4	19,8
1978	7,9	43,9	91,7	40,0	20,2	21,4
1979	7,4	45,3	88,3	40,1	21,3	20,3
1980	6,7	48,1	92,7	43,1	23,3	21,7
1981	7,3	46,5	90,9	41,6	22,4	20,7
1982	5,7	46,2	90,7	41,1	21,8	20,6
1983	5,4	47,2	92,5	42,9	21,5	22,5
1984	11,7	49,7	94,9	43,5	22,3	22,7
1986	10,2	48,2	92,3	42,8	21,3	22,6
1987	11,9	47,6	91,5	43,0	22,2	22,0
1989	14,9	55,2	90,8	48,5	25,8	23,5
1991	13,4	58,8	91,3	51,8	27,2	25,8
1993	13,3	58,6	91,8	51,7	25,7	27,3
1995	13,2	59,4	93,0	53,8	26,8	28,4
1998	11,2	58,5	89,5	52,1	27,0	26,5

Fonte: Elaborazioni su dati IBFI-AS.

**Percettori di reddito da lavoro e da trasferimenti  
sul totale della popolazione per sesso e area geografica**

(valori percentuali)

Anno	Nord	Centro	Sud e Isole	Italia
Maschi e femmine				
1977	55,9	53,9	48,7	53,0
1978	56,8	56,7	49,7	54,3
1979	57,0	56,5	50,3	54,6
1980	59,4	60,3	49,0	55,9
1981	58,1	59,8	47,6	54,7
1982	58,3	53,4	50,3	54,6
1983	59,6	55,8	51,8	56,1
1984	60,3	57,4	49,2	55,7
1986	60,5	56,3	45,2	54,1
1987	60,0	55,5	45,8	54,0
1989	66,8	62,1	47,7	58,9
1991	67,9	63,9	49,5	60,4
1993	67,4	60,1	49,8	59,6
1995	68,9	60,1	51,3	60,8
1998	67,9	61,0	50,1	60,1
Maschi				
1977	71,1	68,7	65,6	68,7
1978	71,8	69,8	65,7	69,3
1979	72,3	70,6	66,3	69,8
1980	72,2	71,3	64,3	69,3
1981	72,2	72,5	61,7	68,4
1982	72,2	66,5	65,7	68,7
1983	71,7	71,8	66,4	69,8
1984	72,5	70,6	62,8	68,6
1986	70,9	68,8	58,9	66,1
1987	70,8	69,0	57,3	65,5
1989	76,2	73,2	60,8	69,9
1991	75,9	71,7	60,6	69,4
1993	75,7	68,5	58,8	68,0
1995	75,5	68,6	59,3	68,3
1998	75,1	69,1	60,6	68,6
Femmine				
1977	41,3	40,0	32,9	38,1
1978	42,5	43,7	34,9	40,0
1979	42,9	43,1	34,7	40,1
1980	47,1	49,7	34,6	43,1
1981	45,0	48,0	33,4	41,6
1982	45,8	40,8	35,0	41,1
1983	48,1	40,5	37,6	42,9
1984	49,2	43,6	36,2	43,5
1986	50,9	44,4	31,7	42,8
1987	49,7	42,9	34,8	43,0
1989	58,2	51,3	35,0	48,5
1991	60,4	56,5	38,5	51,8
1993	59,9	51,9	41,1	51,7
1995	62,7	52,2	43,7	53,8
1998	61,2	53,4	40,3	52,1

Fonte: Elaborazioni su dati IBFI-AS.

**Percettori di reddito da lavoro  
sul totale della popolazione per classe di età e area geografica**

(valori percentuali)

Anno	Meno di 25 anni	25-65 anni	Oltre 65 anni	Totale
Nord				
1977	8,7	58,6	6,5	39,1
1978	8,4	58,0	8,3	38,5
1979	7,8	58,6	6,0	37,8
1980	8,3	60,6	10,4	39,5
1981	8,6	59,9	12,3	39,7
1982	7,4	60,0	9,3	38,4
1983	8,3	59,8	4,7	39,3
1984	14,6	60,3	6,5	38,6
1986	17,3	60,5	2,0	39,0
1987	19,2	60,3	3,3	40,2
1989	24,2	63,5	2,8	43,8
1991	21,2	65,6	5,7	44,4
1993	19,7	63,9	1,9	41,5
1995	18,9	63,4	3,9	42,0
1998	17,0	62,3	3,3	41,3
Centro				
1977	5,5	53,0	10,9	33,8
1978	8,6	59,2	8,0	38,8
1979	9,1	62,2	7,0	41,1
1980	9,0	58,4	4,0	40,2
1981	7,1	63,2	6,7	40,8
1982	5,2	55,9	7,5	37,3
1983	6,6	55,7	11,9	38,2
1984	12,6	63,7	4,7	41,3
1986	8,5	58,0	3,5	34,9
1987	11,9	56,3	2,3	35,8
1989	17,4	64,2	3,4	40,9
1991	16,4	62,7	3,1	39,9
1993	11,4	63,9	2,3	38,7
1995	12,1	58,8	3,7	36,9
1998	10,1	63,2	3,4	39,7
Sud e Isole				
1977	5,2	50,1	17,2	32,6
1978	6,1	51,4	14,5	32,3
1979	5,7	53,9	11,6	33,6
1980	4,0	52,2	13,2	32,8
1981	5,6	50,4	11,3	31,4
1982	5,5	52,9	12,4	34,2
1983	5,6	51,9	5,0	32,7
1984	9,3	55,4	8,6	32,4
1986	7,8	50,9	5,3	29,7
1987	5,7	49,9	6,1	28,2
1989	6,6	53,2	4,6	29,6
1991	6,7	53,0	3,2	30,1
1993	7,6	52,0	2,5	29,0
1995	6,8	52,4	2,3	29,6
1998	6,8	48,7	2,5	28,0

Fonte: Elaborazioni su dati IBFI-AS.

**Percettori di reddito da trasferimenti  
sul totale della popolazione per classe di età e area geografica**

(valori percentuali)

Anno	Meno di 25 anni	25-65 anni	Oltre 65 anni	Totale
Nord				
1977	0,4	13,1	94,6	18,7
1978	1,3	14,6	91,9	20,5
1979	0,6	14,4	91,1	21,1
1980	0,3	15,0	92,3	22,4
1981	0,6	15,2	93,0	22,3
1982	0,3	14,5	92,7	22,9
1983	0,2	15,1	94,3	22,4
1984	0,7	16,9	95,8	24,0
1986	0,5	18,3	96,1	23,6
1987	0,3	15,3	96,3	21,6
1989	0,9	18,2	94,4	24,3
1991	0,9	19,3	93,4	25,7
1993	1,2	20,2	95,3	27,8
1995	1,9	21,8	94,6	29,8
1998	1,9	22,2	92,7	29,0
Centro				
1977	0,8	14,0	93,9	23,2
1978	1,5	13,8	95,9	20,7
1979	2,2	11,8	91,2	18,6
1980	3,0	18,1	96,9	23,0
1981	0,0	14,4	90,5	21,3
1982	0,4	11,4	94,5	18,5
1983	1,1	12,6	89,5	20,2
1984	0,7	10,5	95,8	18,2
1986	0,7	15,2	94,3	23,3
1987	0,3	13,8	89,8	21,1
1989	1,2	14,7	94,3	22,7
1991	0,5	16,4	93,1	25,0
1993	2,4	16,2	93,8	24,1
1995	2,9	18,3	95,4	25,8
1998	1,6	16,3	89,8	23,7
Sud e Isole				
1977	1,9	14,5	93,5	20,2
1978	0,6	16,3	94,1	21,6
1979	0,7	17,6	92,2	21,7
1980	0,7	15,8	93,1	20,8
1981	0,8	15,0	96,6	20,1
1982	1,0	16,2	94,6	20,4
1983	0,8	18,8	93,9	22,3
1984	3,6	18,2	95,6	20,2
1986	0,3	15,4	93,2	17,8
1987	0,4	14,9	92,9	19,4
1989	0,3	14,9	92,3	19,7
1991	0,5	16,2	93,8	20,7
1993	1,3	17,3	94,5	22,7
1995	1,8	17,5	95,6	24,2
1998	1,7	16,8	94,0	24,4

Fonte: Elaborazioni su dati IBFI-AS.

**Disuguaglianza nei redditi individuali da lavoro e da trasferimenti**

(indice di Gini)

Anno	Nord	Centro	Sud e Isole	Italia
tutti i componenti				
1977	0,656	0,675	0,716	0,684
1978	0,650	0,648	0,698	0,671
1979	0,636	0,676	0,699	0,670
1980	0,638	0,644	0,685	0,661
1981	0,628	0,613	0,705	0,654
1982	0,619	0,676	0,680	0,654
1983	0,598	0,638	0,681	0,637
1984	0,605	0,634	0,696	0,645
1986	0,593	0,633	0,718	0,647
1987	0,602	0,632	0,704	0,646
1989	0,536	0,574	0,674	0,594
1991	0,523	0,550	0,661	0,580
1993	0,548	0,610	0,686	0,612
1995	0,540	0,609	0,671	0,603
1998	0,541	0,591	0,681	0,604
componenti con almeno 25 anni				
1977	0,546	0,570	0,606	0,575
1978	0,539	0,530	0,575	0,555
1979	0,520	0,567	0,576	0,554
1980	0,526	0,542	0,559	0,548
1981	0,515	0,491	0,578	0,534
1982	0,500	0,578	0,555	0,537
1983	0,483	0,538	0,560	0,523
1984	0,480	0,513	0,534	0,507
1986	0,464	0,504	0,573	0,509
1987	0,484	0,518	0,554	0,517
1989	0,427	0,449	0,511	0,461
1991	0,404	0,426	0,501	0,443
1993	0,433	0,478	0,537	0,479
1995	0,434	0,484	0,531	0,479
1998	0,429	0,464	0,553	0,481
solo i percettori				
1977	0,386	0,398	0,418	0,405
1978	0,384	0,379	0,393	0,394
1979	0,362	0,427	0,403	0,395
1980	0,390	0,410	0,357	0,394
1981	0,361	0,353	0,380	0,368
1982	0,346	0,393	0,364	0,366
1983	0,326	0,352	0,383	0,353
1984	0,344	0,363	0,383	0,364
1986	0,328	0,348	0,377	0,347
1987	0,336	0,337	0,353	0,345
1989	0,305	0,313	0,317	0,312
1991	0,298	0,296	0,315	0,304
1993	0,330	0,351	0,371	0,349
1995	0,332	0,350	0,360	0,348
1998	0,325	0,329	0,364	0,341

Fonte: Elaborazioni su dati IBFI-AS.

**Disuguaglianza nei redditi da lavoro e da trasferimenti  
pro capite e equivalenti**

(indice di Gini)

Anno	Nord	Centro	Sud e Isole	Italia
redditi pro capite				
1977	0,320	0,307	0,360	0,347
1978	0,313	0,277	0,321	0,330
1979	0,300	0,334	0,356	0,343
1980	0,324	0,329	0,294	0,343
1981	0,299	0,293	0,318	0,322
1982	0,273	0,298	0,301	0,302
1983	0,272	0,295	0,310	0,302
1984	0,280	0,323	0,324	0,321
1986	0,277	0,290	0,343	0,317
1987	0,311	0,304	0,353	0,342
1989	0,283	0,277	0,309	0,313
1991	0,271	0,261	0,305	0,300
1993	0,288	0,305	0,367	0,337
1995	0,304	0,296	0,363	0,342
1998	0,304	0,316	0,376	0,350
redditi equivalenti				
1977	0,306	0,290	0,338	0,330
1978	0,305	0,274	0,311	0,319
1979	0,287	0,341	0,333	0,333
1980	0,314	0,333	0,274	0,333
1981	0,288	0,281	0,303	0,305
1982	0,268	0,300	0,279	0,291
1983	0,265	0,292	0,306	0,294
1984	0,267	0,302	0,310	0,301
1986	0,269	0,282	0,330	0,304
1987	0,305	0,291	0,338	0,329
1989	0,269	0,262	0,290	0,292
1991	0,254	0,246	0,289	0,279
1993	0,289	0,288	0,351	0,325
1995	0,302	0,283	0,347	0,330
1998	0,297	0,292	0,360	0,333

Fonte: Elaborazioni su dati IBFI-AS.

**Rapporto tra reddito equivalente e reddito pro capite con diverse scale di equivalenza**

(valori percentuali, redditi da lavoro e da trasferimenti)

Anno	Nord	Centro	Sud e Isole	Italia			reddito pro capite
	$\theta=0,5$	$\theta=0,5$	$\theta=0,5$	$\theta=0,25$	$\theta=0,5$	$\theta=0,75$	
1977	181,3	187,9	187,7	253,8	184,2	135,0	100,0
1978	180,3	193,0	190,5	256,0	185,4	135,5	100,0
1979	178,3	197,8	186,9	255,8	184,9	135,1	100,0
1980	177,3	196,5	188,4	254,5	184,3	134,9	100,0
1981	176,2	183,3	193,3	249,9	182,2	134,2	100,0
1982	180,7	189,0	189,4	255,0	184,8	135,2	100,0
1983	179,6	180,8	192,6	252,4	183,5	134,7	100,0
1984	174,2	177,1	193,0	245,2	179,9	133,4	100,0
1986	175,1	180,4	190,9	246,6	180,6	133,6	100,0
1987	176,5	177,5	187,4	244,6	179,7	133,3	100,0
1989	170,8	176,3	185,8	237,5	176,0	131,8	100,0
1991	171,1	174,5	187,1	237,9	176,1	131,9	100,0
1993	171,5	178,5	186,0	238,9	176,8	132,2	100,0
1995	170,3	179,6	182,8	236,3	175,4	131,6	100,0
1998	168,4	172,8	180,6	230,3	172,4	130,5	100,0

Fonte: Elaborazioni su dati IBFI-AS.

**Rapporto tra reddito equivalente e reddito pro capite, disuguaglianza nei redditi da lavoro e da trasferimenti equivalenti in alcuni paesi dell'UE**

(valori percentuali, unità, indice di Gini)

Paese	Reddito equivalente su reddito pro capite	Numero medio di componenti per famiglia	Indice di Gini dei redditi equivalenti (*)
Italia (1995)	175,6	2,9	0,316
Belgio	171,1	2,7	0,214
Danimarca	152,3	2,0	0,216
Finlandia	158,4	2,2	0,207
Francia	167,1	2,6	0,288
Germania	157,2	2,3	0,259
Irlanda	197,4	3,6	0,300
Lussemburgo	169,8	2,7	0,222
Paesi Bassi	159,7	2,4	0,242
Regno Unito	162,2	2,4	0,315
Spagna	190,6	3,4	0,284
Svezia	146,0	1,9	0,214

Fonte: Elaborazioni su dati LIS

(\*) Il LIS utilizza definizioni di famiglia e di reddito diverse rispetto a quelle utilizzata nell'indagine della Banca d'Italia; questo spiega le divergenze rispetto ai valori forniti per l'Italia in questo lavoro.

**Scomposizione della disuguaglianza individuale<sup>(1)</sup>  
nei redditi da lavoro e da trasferimenti dei percettori**

(deviazione logaritmica media, valori percentuali)

Anno	Disuguaglianza interna ai gruppi		Disuguaglianza tra i gruppi		Contributo dovuto alla composizione		Totale
	Livello	Quota	Livello	Quota	Livello	Quota	
1977	0,223	75,4	0,073	24,6	0,000	0,0	0,296
1978	0,222	78,8	0,059	20,8	0,001	0,4	0,282
1979	0,229	79,0	0,061	21,1	-0,000	-0,1	0,290
1980	0,267	81,9	0,059	18,1	-0,000	-0,0	0,326
1981	0,206	82,4	0,045	17,8	-0,001	-0,3	0,249
1982	0,179	74,4	0,061	25,6	0,000	0,1	0,240
1983	0,166	74,6	0,054	24,3	0,002	1,1	0,222
1984	0,180	75,5	0,057	23,7	0,002	0,7	0,238
1986	0,186	81,6	0,043	18,8	-0,001	-0,4	0,228
1987	0,163	76,4	0,048	22,5	0,002	1,0	0,214
1989	0,131	75,0	0,044	24,9	0,000	0,1	0,175
1991	0,125	76,8	0,035	21,3	0,003	1,8	0,163
1993	0,178	83,3	0,034	15,8	0,002	0,9	0,214
1995	0,192	87,5	0,028	12,7	-0,001	-0,2	0,219
1998	0,196	89,3	0,026	11,9	-0,003	-1,2	0,219

Fonte: Elaborazioni su dati IBFI-AS.

(1) Gruppi considerati: Percettori di reddito da trasferimenti; percettori di reddito da lavoro; percettori di entrambi i redditi. Anno base = 1977.

**Quota della disuguaglianza individuale  
dei redditi da lavoro e da trasferimenti interna alla famiglia**  
(valori percentuali)

Deviazione logaritmica media					
Anno	Tutti i componenti				Soggetti tra 25 e 65 anni
	Nord	Centro	Sud e Isole	Italia	Italia
1977	94,4	94,3	93,5	93,5	85,5
1978	93,3	95,8	94,1	93,4	87,2
1979	94,0	93,3	93,4	93,0	85,7
1980	93,7	94,0	95,4	93,4	86,1
1981	95,2	94,9	95,1	94,6	88,5
1982	96,0	95,8	95,8	95,5	89,6
1983	95,6	95,7	95,5	95,2	89,7
1984	95,9	94,6	95,0	94,7	89,3
1986	95,8	95,5	94,7	94,9	86,6
1987	92,0	91,4	92,1	91,4	80,4
1989	95,0	96,0	95,4	94,7	85,9
1991	95,4	95,8	95,6	95,0	85,8
1993	93,9	93,7	91,7	92,2	81,0
1995	92,1	93,5	91,9	91,6	79,4
1998	91,7	92,6	88,0	89,5	77,0
Varianza					
Anno	Tutti i componenti				Soggetti tra 25 e 65 anni
	Nord	Centro	Sud e Isole	Italia	Italia
1977	77,1	75,7	77,9	75,9	65,6
1978	75,1	82,9	79,0	75,7	64,5
1979	64,8	79,2	73,8	69,3	55,4
1980	77,7	69,3	84,2	75,8	64,6
1981	76,7	76,8	81,1	76,5	66,3
1982	81,8	74,8	79,6	77,9	61,9
1983	79,2	78,9	81,4	78,9	65,8
1984	77,9	75,8	82,0	76,9	61,8
1986	77,1	77,3	81,6	78,2	59,7
1987	72,4	79,2	78,7	74,2	57,9
1989	67,1	73,5	78,9	69,8	52,6
1991	62,4	74,3	79,5	67,8	49,3
1993	71,3	71,8	74,2	70,0	50,3
1995	69,3	77,0	74,7	69,9	52,6
1998	61,0	64,5	74,5	63,0	50,7

Fonte: Elaborazioni su dati IBFI-AS.

**Condizioni economiche e occupazionali delle famiglie che ospitano altri componenti <sup>(1)</sup>  
a confronto con le altre famiglie, 1998**

(migliaia di lire, valori percentuali)

Classe di età	Capofamiglia e coniuge		Altri componenti	Totale
	Non ospitanti	Ospitanti	Ospitati	
	Reddito individuale da lavoro e da trasferimenti			
26-30 anni	20.358	14.207	19.927	19.944
31-40 anni	24.427	22.348	20.258	23.621
41-50 anni	28.393	22.199	18.676	26.942
51-65 anni	22.594	22.995	17.799	22.626
oltre 65 anni	16.366	16.772	13.798	16.077
	Percentuale di soggetti disoccupati			
26-30 anni	8,4	12,9	23,7	17,6
31-40 anni	6,4	8,2	25,0	9,6
41-50 anni	3,7	3,2	15,5	4,3
51-65 anni	4,3	3,6	13,3	4,3
oltre 65 anni	0,5	1,1	0,0	0,6

Fonte: Elaborazioni su dati IBFI-AS.

(1) Figli con almeno 25 anni, genitori, suoceri, altri parenti, altri componenti non parenti.

**Condizioni di salute delle famiglie che ospitano altri componenti <sup>(1)</sup>  
a confronto con le altre famiglie, 1995 <sup>(2)</sup>**

(valori percentuali)

Classe di età	Capofamiglia e coniuge		Altri componenti	Totale
	Non ospitanti	Ospitanti	Ospitati	
	Percentuale di soggetti con malattie croniche			
26-30 anni	5,5	5,4	3,4	4,3
31-40 anni	8,0	12,0	10,5	8,6
41-50 anni	12,7	14,0	18,8	13,2
51-65 anni	27,0	22,6	31,7	25,1
oltre 65 anni	47,7	43,1	56,8	48,2
	Percentuale di soggetti con invalidità			
26-30 anni	0,8	1,1	1,7	1,3
31-40 anni	1,5	3,2	7,5	2,6
41-50 anni	3,1	4,5	10,3	3,7
51-65 anni	8,3	6,4	9,8	7,5
oltre 65 anni	19,6	17,4	31,7	21,0

Fonte: Elaborazioni su dati IBFI-AS.

(1) Figli con almeno 25 anni, genitori, suoceri, altri parenti, altri componenti non parenti. - (2) Dati non disponibili per il 1998.

## Riferimenti bibliografici

- Altonji, J., F. Hayashi e L. Kotlikoff (1992), *Is the Extended Family Altruistically Linked? Direct Tests Using Micro Data*, in "American Economic Review", n. 82, 1177-1198.
- Atkinson, A. B., L. Rainwater e T. M. Smeeding (1995), *Income Distribution in OECD Countries. Evidence from the Luxembourg Income Study*, Parigi, OCSE.
- Banca d'Italia (anni vari), *Relazione Annuale*, Roma.
- Belli, E. E. (2000), *La famiglia come ammortizzatore sociale?*, Economia della famiglia e politiche sociali, Documenti CNEL, n. 28, 63-99.
- 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, Documenti CNEL, n. 28, 308-361.
- Caiumi, A. e F. Perali (1999), *Stima delle modalità di condivisione delle risorse all'interno della famiglia*, Seminario su Economia della famiglia e politiche sociali, CNEL, Roma.
- Chiappori, P.A., L. Haddad, J. Hoddinott e R. Kanbur (1993), *Unitary versus Collective Models of the Household*, Policy Research Working Paper, n. 1217, World Bank, Ghana.
- D'Alessio, G. (1997), *Archivio storico dell'Indagine sui bilanci delle famiglie italiane, 1977-95. Archivi derivati e coefficienti di ponderazione*, Banca d'Italia, Servizio Studi, documento interno.
- D'Alessio, G. e M. Gallo (1997), *Archivio storico dell'Indagine sui bilanci delle famiglie italiane, 1977-95. Archivi di base*, Banca d'Italia, Servizio Studi, documento interno.
- Findlay, J. e R. E. Wright (1994), *Gender, Poverty and the Intra-Household Distribution of Resources*, Discussion Paper Series, n. 913, London, CEPR.
- Guiso, L. e T. Jappelli (1994), *Risk Sharing and Precautionary Saving, Saving and the Accumulation of Wealth*, in A. Ando, L. Guiso e I. Visco (eds.), Cambridge University Press, 246-270.
- Lunberg, S. J., R. A. Pollak e T. J. Wales (1995), *Do Husbands and Wives Pool their Resources? Evidence from the UK Child Benefit*, University of Washington, mimeo.
- Mookherjee, D. e A. F. Shorrocks (1982), *A Decomposition Analysis of the Trend in UK Income Inequality*, in "Economic Journal", vol. 92, 886-902.
- Rossetti, S. e P. Tanda (2000), *Interazioni familiari e rendimenti del capitale umano*, Economia della famiglia e politiche sociali, Documenti CNEL, n. 28, 211-233.

- Schivardi, F. (1999), *Rigidità del mercato del lavoro, disoccupazione e crescita*, Banca d'Italia, Servizio Studi, lavoro preparatorio per la Relazione sul 1998, dattiloscritto.
- Sen, A. K. (1992), *Inequality Reexamined*, Oxford, Clarendon Press.
- Shorrocks, A. F. (1984), *Inequality Decomposition by Population Subgroups*, in "Econometrica", vol. 52, 1369-1385.
- Thomas, D. (1993), *The Distribution of Income and Expenditure Within the Household*, Annales d'économie et de statistique, n. 29.

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

- n. 366 — *On the Mechanics of Migration Decisions: Skill Complementarities and Endogenous Price Differentials*, di M. GIANNETTI (febbraio 2000).
- n. 367 — *An Investment-Function-Based Measure of Capacity Utilisation. Potential Output and Utilised Capacity in the Bank of Italy's Quarterly Model*, di G. PARIGI e S. SIVIERO (febbraio 2000).
- n. 368 — *Information Spillovers and Factor Adjustment*, di L. GUIISO e F. SCHIVARDI (febbraio 2000).
- n. 369 — *Banking System, International Investors and Central Bank Policy in Emerging Markets*, di M. GIANNETTI (marzo 2000).
- n. 370 — *Forecasting Industrial Production in the Euro Area*, di G. BODO, R. GOLINELLI e G. PARIGI (marzo 2000).
- n. 371 — *The Seasonal Adjustment of the Harmonised Index of Consumer Prices for the Euro Area: a Comparison of Direct and Indirect Methods*, di R. CRISTADORO e R. SABBATINI (marzo 2000).
- n. 372 — *Investment and Growth in Europe and in the United States in the Nineties*, di P. CASELLI, P. PAGANO e F. SCHIVARDI (marzo 2000).
- n. 373 — *Tassazione e costo del lavoro nei paesi industriali*, di M. R. MARINO e R. RINALDI (giugno 2000).
- n. 374 — *Strategic Monetary Policy with Non-Atomistic Wage-Setters*, di F. LIPPI (giugno 2000).
- n. 375 — *Emu Fiscal Rules: is There a Gap?*, di F. BALASSONE e D. MONACELLI (giugno 2000).
- n. 376 — *Do Better Institutions Mitigate Agency Problems? Evidence from Corporate Finance Choices*, di M. GIANNETTI (giugno 2000).
- n. 377 — *The Italian Business Cycle: Coincident and Leading Indicators and Some Stylized Facts*, di F. ALTISSIMO, D. J. MARCHETTI e G. P. ONETO (ottobre 2000).
- n. 378 — *Stock Values and Fundamentals: Link or Irrationality?*, di F. FORNARI e M. PERICOLI (ottobre 2000).
- n. 379 — *Promise and Pitfalls in the Use of “Secondary” Data-Sets: Income Inequality in OECD Countries*, di A. B. ATKINSON e A. BRANDOLINI (ottobre 2000).
- n. 380 — *Bank Competition and Regulatory Reform: The Case of the Italian Banking Industry*, di P. ANGELINI e N. CETORELLI (ottobre 2000).
- n. 381 — *The Determinants of Cross-Border Bank Shareholdings: an Analysis with Bank-Level Data from OECD Countries*, di D. FOCARELLI e A. F. POZZOLO (ottobre 2000).
- n. 382 — *Endogenous Growth with Intertemporally Dependent Preferences*, di G. FERRAGUTO e P. PAGANO (ottobre 2000).
- n. 383 — *(Fractional) Beta Convergence*, di C. MICHELACCI e P. ZAFFARONI (ottobre 2000).
- n. 384 — *Will a Common European Monetary Policy Have Asymmetric Effects?*, di L. GUIISO, A. K. KASHYAP, F. PANETTA e D. TERLIZZESE (ottobre 2000).
- n. 385 — *Testing for Stochastic Trends in Series with Structural Breaks*, di F. Busetti (ottobre 2000).
- n. 386 — *Revisiting the Case for a Populist Central Banker*, di F. LIPPI (ottobre 2000).
- n. 387 — *The multimarket contacts theory: an application to Italian banks*, di R. DE BONIS e A. FERRANDO (dicembre 2000).
- n. 388 — *La “credit view” in economia aperta: un’applicazione al caso italiano*, di P. CHIADES e L. GAMBACORTA (dicembre 2000).
- n. 389 — *The monetary transmission mechanism: evidence from the industries of five OECD countries*, di L. DEDOLA e F. LIPPI (dicembre 2000).

---

(\*) 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](http://www.bancaditalia.it).