

BANCA D'ITALIA

Temi di discussione

del Servizio Studi

**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



Numero 477 - 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 COMPOSIZIONE FAMILIARE E L'IMPOSTA SUL REDDITO DELLE PERSONE FISICHE: UN'ANALISI DEGLI EFFETTI REDISTRIBUTIVI E ALCUNE CONSIDERAZIONI SUL BENESSERE SOCIALE

di Maria Rosaria Marino* e Chiara Rapallini**

Sommario

Il lavoro contiene una valutazione degli effetti redistributivi derivanti dalle modifiche apportate all'Irpef nell'ultimo decennio. Dall'analisi emerge che tra il 1989 e il 2001 è aumentata l'aliquota media netta per ogni tipologia familiare. Gli aumenti maggiori hanno riguardato le famiglie monoreddito senza figli a carico per due motivi. Da un lato, per la progressività dell'imposta, esse risentono in misura più marcata, rispetto a quelle bireddito, delle modifiche alle aliquote d'imposta e agli scaglioni di reddito. Dall'altro, in assenza di figli a carico, la maggiore imposta lorda non è compensata dall'aumento delle detrazioni per carichi familiari. L'aggravio d'imposta è stato tuttavia accompagnato da un mutamento della distribuzione del carico fiscale in favore delle famiglie con minor reddito e elevato numero di componenti grazie alle modifiche delle detrazioni d'imposta. Relativamente agli effetti sul benessere collettivo, le conclusioni non sono univoche. La distribuzione del reddito netto risultante nel 2001 domina in senso di Lorenz quella del 1989 e il risultato è verificato con riferimento all'intera popolazione, ai nuclei monoreddito e a quelli bireddito e se la popolazione è disaggregata per tener conto della numerosità del nucleo familiare. Dalle curve di Lorenz generalizzate emerge che hanno beneficiato delle modifiche dell'Irpef i nuclei monoreddito, indipendentemente dal livello di reddito, e quelli bireddito appartenenti alle fasce di reddito più basse. Il benessere è cresciuto per tutte le famiglie monoreddito esclusi i *single*.

Abstract

The paper provides an evaluation of the redistribution effects stemming from the changes to the personal income tax introduced in the last decade. The analysis confirms that between 1989 and 2001 the net average tax rate increased for all taxpayers and, above all, for one-earner couples. The reason is twofold: a) the progressivity of the tax makes larger the burden on these households of changes in income brackets and tax rates; b) the absence of dependent relatives does not allow the compensation of higher taxes with increased tax credits. However, these higher taxes are associated with a distribution of the tax burden that favours low income households with a high number of components, thanks to changes in tax credits. Concerning welfare effects, the results of the analysis are controversial. The net income distribution in 2001 dominates in Lorenz sense that of 1989 if the entire population is considered, if one-earner or two-earner households are separately taken into account, if the population is decomposed on the basis of the number of components in the family. The generalised Lorenz curves show that all one-earner and two-earner households in the lowest part of the income distribution have benefited from the changes in Irpef. The sequential stochastic dominance allows verifying that social welfare has increased for all one-earner households but the singles and has diminished for two-earner households.

JEL classification: D31, D63, E64, E65, H23, I31.

Keywords: imposta sul reddito personale, famiglie, distribuzione del reddito, effetti redistributivi, effetti sul benessere, dominanza stocastica.

* Banca d'Italia, Servizio Studi.

** Università degli studi di Roma "Tor Vergata".

Indice

1. Introduzione.....	9
2. Il trattamento del reddito individuale e familiare nel sistema tributario italiano	11
3. Un'analisi per famiglie-tipo: l'evoluzione dell'aliquota media netta	14
4. Effetti redistributivi delle modifiche alla struttura dell'imposta personale sul reddito.....	17
4.1 Un'analisi descrittiva.....	17
4.2 Un'analisi normativa: la metodologia	20
4.2.1 I principali risultati dell'analisi normativa.....	24
5. Conclusioni.....	27
Grafici	31
Appendice I: La procedura di lordizzazione dei redditi riportati nell'indagine sui bilanci delle famiglie della Banca d'Italia.....	36
Riferimenti bibliografici	41

1. Introduzione¹

L'imposta sul reddito delle persone fisiche (Irpef), introdotta nel sistema tributario italiano con la riforma del 1974, è un'imposta personale e progressiva che colpisce il reddito complessivo delle persone fisiche residenti e non, limitatamente alla parte conseguita nel territorio dello Stato.

Con la sua struttura progressiva, l'Irpef è stata, nell'ambito del sistema tributario italiano, lo strumento principale per il raggiungimento di finalità di redistribuzione del reddito. Diversi fattori hanno però affievolito la sua effettiva capacità di svolgere tale ruolo. Da un lato, la base imponibile dell'Irpef è per la maggior parte costituita da redditi da lavoro e soprattutto, per il fenomeno dell'evasione fiscale, da quelli da lavoro dipendente; ne deriva, pertanto, che la sua azione redistributiva è esercitata solo su una particolare categoria di individui. Dall'altro, la finalità redistributiva è stata spesso messa in secondo piano rispetto alla necessità di realizzare un gettito elevato per esigenze di copertura del vincolo di bilancio, in considerazione della dinamica delle spese.

Tra il 1989 e il 2001 la struttura dell'Irpef è stata oggetto di numerose modifiche di rilievo, che hanno riguardato le principali componenti dell'imposta: le aliquote, gli scaglioni di reddito e le detrazioni. È interessante verificare se a queste modifiche hanno corrisposto effetti redistributivi, di quale entità essi siano stati e quali siano stati i cambiamenti che hanno prodotto maggiori effetti (la variazione delle aliquote e della numerosità degli scaglioni o l'aumento degli importi e della struttura delle detrazioni d'imposta). Appare inoltre rilevante analizzare i loro effetti sul benessere sociale. A tal fine possono essere utilizzati strumenti analitici diversi, tra cui prevalgono i modelli di microsimulazione o analisi basate su campioni rappresentativi della popolazione e le figure-tipo (lavoratori

¹ Il paper è frutto del lavoro congiunto dei due autori che hanno redatto insieme il quarto paragrafo e le conclusioni. Il secondo e il terzo paragrafo sono attribuibili a C. Rapallini; il primo paragrafo e l'appendice metodologica a M. R. Marino. I due autori desiderano ringraziare Anthony Atkinson, Vincenzo Patrizii e Daniela Monacelli per i preziosi suggerimenti e due anonimi *referees* per la lettura critica e le osservazioni puntuali. Le opinioni espresse e gli eventuali errori sono di esclusiva responsabilità degli autori. E-mail: marino.mariarosaria@insedia.interbusiness.it; crapallini@unifi.it.

Questa versione del lavoro è stata presentata all'International Workshop su "Income Distribution and Welfare" organizzato dall'Università Bocconi di Milano nei giorni 30 maggio – 1° giugno 2002.

dipendenti o autonomi, celibi o coniugati con moglie e due figli a carico). L'utilizzo di analisi microeconomiche ha il vantaggio di consentire la determinazione dell'effettivo onere aggiuntivo o del risparmio che dall'evoluzione della struttura dell'imposta può essere derivato alla popolazione. D'altro canto, il principale inconveniente è rappresentato dalle ipotesi che necessariamente occorre fare per simulare gli effetti su un arco temporale decennale, che necessariamente influenzano i risultati dell'analisi. In particolare, le ipotesi riguardano l'evoluzione demografica, quella delle caratteristiche individuali (titolo di studio, tipologia di lavoro svolto, etc.) e del reddito. La figura-tipo consente invece di concentrare l'attenzione sui soli effetti prodotti dall'evoluzione dell'imposta senza interferenze derivanti dall'andamento di altre variabili economiche e sociali. In particolare, è possibile quantificare la variazione dell'incidenza media effettiva dell'imposta netta, ma non è consentita una valutazione degli effetti redistributivi dell'imposta per l'intera popolazione.

In questo lavoro gli effetti redistributivi e di benessere sociale derivanti dalle modifiche apportate alla struttura dell'Irpef tra il 1989 e il 2001 sono valutati utilizzando entrambi i tipi di analisi. In particolare, viene inizialmente fornita un'analisi dell'aliquota media netta gravante sulle figure-tipo per verificare il maggior potere perequativo della struttura dell'Irpef vigente nel 2001 rispetto a quella del 1989 e, successivamente, vengono utilizzati i dati dell'*Indagine sui bilanci delle famiglie italiane* condotta dalla Banca d'Italia nel 1998 (Banca d'Italia, 2000) per valutare gli effetti redistributivi e quelli di benessere sociale connessi con le modifiche. I dati raccolti con l'indagine abbracciano un ampio spettro d'informazioni relative sia ai redditi personali netti (da lavoro dipendente, autonomo, di capitale e d'impresa), sia alle caratteristiche degli individui appartenenti a ciascuna famiglia (età, sesso, stato civile, tipo di occupazione, qualifica, ecc.). Il dettagliato livello d'informazione permette lo studio degli effetti redistributivi connessi con modifiche della tassazione personale sul reddito, essendo il debito d'imposta dipendente sia dal reddito percepito dall'individuo, sia dalle detrazioni derivanti dal numero e dalla tipologia dei familiari a carico e dal tipo di lavoro svolto.

L'analisi degli effetti redistributivi e sul benessere sociale è condotta, come ampiamente effettuato in letteratura, utilizzando l'indice di Gini e la teoria della dominanza stocastica. Relativamente a quest'ultima, viene tuttavia proposto un metodo alternativo a quello usuale che consente l'analisi di distribuzioni del reddito multivariate.

2. Il trattamento del reddito individuale e familiare nel sistema tributario italiano

La progressività dell'imposta personale sul reddito delle persone fisiche rende la scelta di tassare il reddito individuale o quello familiare e di come integrare tassazione individuale e familiare un problema di difficile soluzione. Le due alternative limite consistono nel tassare il reddito complessivo di tutti i componenti il nucleo familiare o tassare separatamente il reddito di ciascun individuo.

La principale giustificazione teorica della tassazione del reddito familiare risiede nella considerazione che la capacità contributiva di un individuo non è determinata solo dal suo reddito, ma dalle risorse dell'intero nucleo familiare e dalla composizione di quest'ultimo. La scelta della tassazione individuale si basa, invece, sull'ipotesi che ciascuno può disporre del proprio reddito e che le scelte di ciascun individuo non influenzano quelle degli altri componenti della famiglia. Soluzioni intermedie ai due estremi citati sono rappresentate dai metodi adottati nei sistemi tributari dei vari paesi: il cumulo del reddito con esclusione di quello della moglie, lo splitting, il quoziente familiare e le detrazioni d'imposta.

In Italia, l'imposta sul reddito delle persone fisiche è individuale e le detrazioni d'imposta per familiari a carico, insieme agli assegni familiari, rappresentano gli strumenti adottati per tener conto delle caratteristiche della famiglia di appartenenza del contribuente; in particolare, le detrazioni sono articolate in modo da considerare, nella determinazione dell'imposta dovuta, la numerosità del nucleo familiare e, indirettamente, il numero di percettori di reddito.

La detrazione d'imposta per il coniuge a carico ha la finalità di evitare che a parità di reddito, data la progressività e la natura individuale dell'imposta, la famiglia monoreddito sia soggetta ad un'aliquota media superiore a quelle a cui sono sottoposti due coniugi che pagano il tributo separatamente. L'obiettivo di tassare con la stessa aliquota un dato livello di reddito, indipendentemente dal fatto che sia stato percepito da uno o da due individui, si contrappone ad altre due necessità. Da una parte, per non scoraggiare la partecipazione al lavoro di entrambi i coniugi, può essere opportuno non eliminare completamente il vantaggio strutturalmente garantito alla coppia bireddito da un regime di tassazione separata e progressiva. Peraltro, l'idea che il sistema tributario non debba scoraggiare l'offerta di lavoro si basa sull'ipotesi che l'alternativa tra lavorare e non lavorare sia effettiva, mentre lo

stato di disoccupazione è spesso determinato dalle condizioni del mercato del lavoro e non è sempre il frutto di una scelta individuale. Dall'altra, si potrebbe voler mantenere il vantaggio per la coppia bireddito in considerazione del fatto che per questa fattispecie la gestione della vita familiare ha dei costi aggiuntivi rispetto al caso in cui il lavoratore sia uno solo. Quando si apportano modifiche alla struttura delle detrazioni d'imposta si pone, quindi, il problema di quantificare questo vantaggio.

Tra il 1989 e il 1995 l'importo della detrazione per il coniuge a carico è stato mantenuto costante in termini reali; dal 1996, l'ammontare della detrazione è stato differenziato per livelli di reddito e accresciuto in misura considerevole per le classi di reddito più basse. In particolare, la detrazione per il coniuge a carico era pari nel 1989 a 552.000 lire (907.000 a prezzi 2001); nel 2001 essa è passata a 1.058.000 lire per redditi inferiori a 30 milioni, a 962.000 lire per quelli compresi tra 30 e 60 milioni, a 890.000 lire per quelli compresi tra 60 milioni e 100. Per i contribuenti che hanno redditi superiori a 100 milioni la detrazione d'imposta ammonta a 818.000 lire (tav. 1).

Tav. 1

DETRAZIONE PER IL CONIUGE A CARICO
(migliaia di lire)

1989 (*)	2001	
907	Redditi inferiori a 30 milioni	1.058
	Redditi tra i 30 e 60 milioni	962
	Redditi tra i 60 e 100 milioni	890
	Redditi superiori a 100 milioni	818

(*) Importi a prezzi costanti 2001.

Anche sotto il profilo della numerosità del nucleo familiare non è facile individuare prescrizioni univoche su come differenziare il trattamento fiscale di contribuenti appartenenti a nuclei familiari diversi per composizione. Da un lato, se il reddito pro capite è un valido indicatore del benessere individuale, a parità di reddito familiare i nuclei più numerosi dovrebbero essere tassati in misura minore; aliquote medie decrescenti sarebbero, inoltre, la garanzia che il sistema tributario non scoraggi la scelta di avere figli. Dall'altro, il reddito pro capite non tiene conto che alla crescita del nucleo familiare non corrisponde una

diminuzione proporzionale della capacità contributiva, essendo presenti economie di scala nel consumo di gran parte dei beni durevoli.

Lo strumento adottato nel sistema tributario italiano per tener conto della dimensione del nucleo familiare è la detrazione per i figli e per gli altri dipendenti a carico. Tra il 1989 e il 2001 tali detrazioni sono aumentate in maniera considerevole, in particolare in connessione con la riforma fiscale del 1998 (tav. 2), divenendo il principale strumento utilizzato per ridurre il carico fiscale delle famiglie più numerose e per aumentare gli effetti redistributivi dell'imposta.

Tav. 2

DETRAZIONI PER FIGLI E ALTRI FAMILIARI A CARICO
(importo spettante a ciascun coniuge; migliaia di lire)

	1989 (*)	2001
Primo figlio	78	276
Secondo figlio	158	584
Terzo figlio	237	892
Quarto figlio	316	1.200
Quinto figlio	394	1.508
Altri carichi	78	276

(*) Importi a prezzi costanti 2001.

Tra il 1989 e il 2001, alle modifiche delle detrazioni per coniuge e familiari a carico si sono affiancate anche quelle degli scaglioni di reddito e delle relative aliquote legali d'imposta. In particolare, sono stati ridotti da sette a cinque gli scaglioni di reddito; è stata aumentata di otto punti percentuali l'aliquota minima e diminuita di cinque punti quella massima (tav. 3).

Date le numerose modifiche apportate alla struttura dell'Irpef tra il 1989 ed il 2001, è opportuno individuare quali siano le tipologie familiari che ne hanno maggiormente beneficiato: quelle con uno o più percettori di reddito, quelle con più o meno componenti familiari, quelle con una particolare combinazione di numero di percettori di reddito e di componenti familiari.

SCAGLIONI E ALIQUOTE DELL'IRPEF

1989		1990		1991		1992-97		1998-99		2000		2001
Imponibile (milioni di lire)	Aliq.	Aliq.										
Fino a 6	10	Fino a 6,4	10	Fino a 6,8	10	Fino a 7,2	10	Fino a 15	18,5	Fino a 20	18,5	18
6 – 12	22	6,4 – 12,7	22	6,8 – 13,5	22	7,2 – 14,4	22	15 – 30	26,5	20 – 30	25,5	24
12 – 30	26	12,7 – 31,8	26	13,5 – 33,7	26	14,4 – 30	27	30 – 60	33,5	30 – 60	33,5	33
30 – 60	33	31,8 – 63,7	33	33,7 – 67,6	33	30 – 60	34	60 – 135	39,5	60 – 135	39,5	39
60 – 150	40	63,7 – 159,1	40	67,6 – 168,8	40	60 – 150	41	Oltre 135	45,5	Oltre 135	45,5	45
150 – 300	45	159,1 – 318,3	45	168,8 – 337,7	45	150 – 300	46					
Oltre 300	50	Oltre 318,3	50	Oltre 337,7	50	Oltre 300	51					

3. Un'analisi per famiglie-tipo: l'evoluzione dell'aliquota media netta

Gli effetti complessivi sul carico fiscale della famiglia derivanti dalle modifiche apportate alle aliquote, agli scaglioni di reddito e alle detrazioni d'imposta sono valutabili in base alla variazione dell'aliquota media netta, il rapporto tra l'imposta dovuta e il reddito imponibile. A tal fine sono state considerate tre tipologie familiari (una famiglia monoreddito, una famiglia bireddito in cui il reddito dei due coniugi è di pari ammontare e una famiglia bireddito in cui uno dei due coniugi percepisce un reddito pari a un terzo di quello dell'altro) e tre livelli di reddito (40, 80 e 120 milioni di lire lordi per il 2001 e quelli equivalenti in termini reali per il 1989 pari, rispettivamente, a 23,3, 46,5 e 68,8 milioni).

Dall'analisi emerge che il passaggio dalla struttura d'imposta vigente nel 1989 a quella vigente nel 2001 determina un aumento dell'aliquota media netta per ogni tipologia familiare considerata (tav. 4). Gli aumenti maggiori riguardano le famiglie monoreddito senza figli a carico in conseguenza di due ordini di motivi. Da un lato, tali famiglie risentono in misura più marcata, rispetto a quelle bireddito, delle modifiche apportate alle aliquote d'imposta e agli scaglioni di reddito. Dall'altro, in assenza di figli a carico, la maggiore imposta lorda non è compensata dall'aumento delle detrazioni per i carichi familiari.

L'aliquota media netta gravante sulla famiglia monoreddito è sempre superiore a quella relativa al nucleo bireddito e tale differenza diviene più marcata con la struttura

d'imposta vigente nel 2001. Il risultato è robusto sia al livello di reddito considerato, sia alle ipotesi sulla ripartizione dello stesso tra i coniugi. Nel 1989 la differenza tra l'aliquota media netta gravante sul nucleo monoreddito e quella sul nucleo bireddito risulta pari a 1-2 punti percentuali per la fascia di reddito più bassa (23,3 milioni), a seconda che i coniugi percepiscano lo stesso reddito o che uno dei due percepisca un reddito pari a un terzo di quello dell'altro. La differenza sale a 4-5 punti percentuali per le fasce di reddito superiori (46,5 e 68,8 milioni). Nel 2001 i risultati rimangono invariati per le famiglie che si collocano nella fascia di reddito più bassa; la differenza tra le aliquote medie nette delle due tipologie familiari sale a 5 punti percentuali per la fascia intermedia di reddito e a 5-6 punti per quella relativa a redditi lordi superiori ai 120 milioni, sempre a seconda delle ipotesi sulla ripartizione del reddito tra i coniugi.

Se si confrontano famiglie diverse sia per il numero di percettori di reddito, sia per la numerosità dei componenti, emerge che l'applicazione della struttura d'imposta vigente nel 1989 determina differenze solo marginali tra le aliquote medie nette associabili a famiglie di diverse dimensioni. In particolare, nel 1989 l'aliquota media netta gravante sulle famiglie con un solo percettore di reddito e un reddito complessivo pari a 23,3 milioni è pari al 18 per cento; essa sale al 25 e al 28 per cento per redditi lordi rispettivamente pari a 46,5 e 68,8 milioni. In una famiglia bireddito, in cui entrambi i coniugi percepiscono lo stesso livello di reddito, l'aliquota media netta familiare è pari al 16 per cento se il reddito ammonta a 23,3 milioni, al 21 per cento se il reddito lordo è di 46,5 milioni, al 24 per cento se il reddito è di 68,8 milioni. Ne consegue che sia nel caso di famiglie monoreddito sia in quello di famiglie bireddito, tali aliquote nette rimangono costanti al variare del numero di carichi familiari. Questi risultati sono robusti anche per le famiglie bireddito in cui uno dei due percettori guadagni un terzo del reddito dell'altro.

Diversi sono i risultati che si ottengono applicando la struttura d'imposta vigente nel 2001. In questo caso, l'aliquota media netta di una famiglia monoreddito cala di un punto percentuale per ciascun figlio o altro carico familiare se il reddito lordo complessivo del nucleo è inferiore a 40 milioni. La stessa riduzione si verifica a partire dal secondo figlio per le famiglie appartenenti alle fasce di reddito medio-alte (80 e 120 milioni). A titolo esemplificativo, per una famiglia monoreddito con reddito lordo inferiore a 40 milioni, l'esistenza di un carico familiare riduce l'aliquota media netta dal 21 al 20 per cento; la

presenza del secondo figlio o altro carico familiare la riduce ulteriormente al 19 per cento e così via. Analoga diminuzione dell'onere d'imposta si verifica per la coppia bireddito appartenente alla fascia di reddito più bassa. Per i contribuenti delle fasce di reddito medio alte, invece, la riduzione di un punto percentuale si presenta solo a partire dal secondo carico familiare e in corrispondenza di redditi lordi pari a 80 milioni. Pertanto, l'aumento delle detrazioni per carichi familiari introdotto con la riforma fiscale del 1998, ha favorito le famiglie monoreddito indipendentemente dal livello di reddito e quelle bireddito con redditi medio-bassi o con un numero particolarmente elevato di componenti a carico.

Tav. 4

ALIQUOTA MEDIA NETTA FAMILIARE

	Reddito familiare lordo in lire: 23,3 milioni 1989 e 40 milioni 2001		Reddito familiare lordo in lire: 46,5 milioni 1989 e 80 milioni 2001		Reddito familiare lordo in lire: 68,8 milioni 1989 e 120 milioni 2001	
	1989	2001	1989	2001	1989	2001
Single	0,21	0,24	0,26	0,30	0,29	0,33
Coppia monoreddito con coniuge a carico	0,18	0,21	0,25	0,29	0,28	0,33
Coppia monoreddito con coniuge e un figlio a carico	0,18	0,20	0,25	0,28	0,28	0,32
Coppia monoreddito con coniuge e due figli a carico	0,18	0,19	0,24	0,28	0,28	0,32
Coppia monoreddito con coniuge e più di due figli a carico	0,17	0,17	0,24	0,27	0,28	0,31
Coppia bireddito (ipotesi A)	0,16	0,19	0,21	0,24	0,24	0,27
Coppia bireddito con un figlio a carico	0,15	0,17	0,21	0,23	0,23	0,26
Coppia bireddito con due figli a carico	0,15	0,16	0,20	0,22	0,23	0,26
Coppia bireddito con più di due figli a carico	0,15	0,15	0,20	0,22	0,23	0,26
Coppia bireddito (ipotesi B)	0,17	0,20	0,21	0,24	0,24	0,28
Coppia bireddito con un figlio a carico	0,16	0,19	0,21	0,23	0,24	0,28
Coppia bireddito con due figli a carico	0,16	0,17	0,21	0,23	0,24	0,27
Coppia bireddito con più di due figli a carico	0,16	0,16	0,20	0,22	0,24	0,27

Ipotesi A: I redditi dei due coniugi sono di pari ammontare.

Ipotesi B: Il reddito di uno dei due coniugi è pari a un terzo di quello dell'altro.

In conclusione, dall'analisi delle aliquote medie nette emerge che: da un lato, tra il 1989 e il 2001 il carico fiscale è aumentato per tutte le tipologie familiari; dall'altro, la

struttura dell'Irpef vigente nel 2001 tiene in maggior conto la composizione familiare favorendo le famiglie con minori redditi e maggior numero di componenti.

4. Effetti redistributivi delle modifiche alla struttura dell'imposta personale sul reddito

4.1 Un'analisi descrittiva

L'analisi che segue è volta a evidenziare che l'aggravio d'imposta determinato dal passaggio dalla struttura dell'Irpef del 1989 a quella del 2001 è stato accompagnato da un mutamento nella distribuzione del carico fiscale in favore delle famiglie con minor reddito e un più elevato numero di componenti e che, pertanto, è aumentato il potere perequativo dell'imposta.

L'analisi è condotta utilizzando i dati dell'*Indagine sui bilanci delle famiglie italiane* condotta dalla Banca d'Italia nel 1998 (Banca d'Italia, 2000) (vedi riquadro), e adottando una metodologia a popolazione costante. Il confronto è stato effettuato tra le distribuzioni dei redditi netti derivanti dall'applicazione delle due strutture d'imposta su un'unica distribuzione del reddito lordo. Quest'ultima è quella risultante dalla lordizzazione, sulla base della struttura d'imposta vigente nel 1998, dei redditi netti riportati nell'indagine². Tale metodologia consente di isolare gli effetti dell'imposizione sulla distribuzione del reddito da mutamenti avvenuti nella struttura della popolazione e, quindi, sulla distribuzione del reddito pre-imposta³.

Il confronto tra distribuzione del reddito pre e post-imposta è riferito a un sottoinsieme del campione rappresentativo della popolazione italiana rilevato dall'indagine della Banca d'Italia. Questo sottoinsieme comprende i *single* e i nuclei in cui il capofamiglia è coniugato.

² La metodologia applicata per lordizzare i redditi netti rilevati dall'indagine è descritta nell'Appendice I.

³ Per verificare che i risultati non fossero influenzati dalla scelta di utilizzare una distribuzione del reddito più vicina al 2001 che al 1989, lo stesso esercizio è stato condotto utilizzando i redditi e la popolazione rilevati dall'indagine della Banca d'Italia condotta nel 1993 (Banca d'Italia, 1995). Anche in questo caso, è stata presa come riferimento e mantenuta costante la popolazione del 1993 e i redditi netti dichiarati sono stati lordizzati in base alla struttura d'imposta vigente in quell'anno. Ai redditi lordi sono state successivamente applicate le strutture d'imposta del 1989 e del 2001 dopo aver opportunamente rivalutato e svalutato i relativi parametri monetari. I risultati dell'analisi confermano pienamente quelli ottenuti utilizzando l'indagine del 1998 e sono disponibili su richiesta presso gli autori.

Sono inoltre inclusi i nuclei in cui i due coniugi hanno uno o più carichi familiari (figli o altri dipendenti). Il sottoinsieme del campione è stato scelto con l'intento di focalizzare l'attenzione su come le novità introdotte nella tassazione del reddito, e in particolare nelle detrazioni d'imposta, abbiano modificato la distribuzione del reddito tra famiglie monoreddito e bireddito e il loro benessere⁴.

L'Indagine sui bilanci delle famiglie italiane condotta dalla Banca d'Italia nel 1998

L'indagine ha rilevato 7.147 famiglie estratte dalle liste anagrafiche di 318 comuni e composte di 20.901 individui, di cui 12.717 percettori di reddito. La famiglia è composta in media da 2,77 individui e include 1,74 percettori di reddito, con un rapporto di 1,59 componenti per ogni percettore di reddito. In accordo con il piano di campionamento, a ciascuna famiglia è attribuito un peso inversamente proporzionale alla sua probabilità d'inclusione nel campione.

Nell'indagine sono riportate per ciascun individuo informazioni dettagliate sulle caratteristiche demografiche (età, sesso, stato civile, etc.), il livello d'istruzione, la condizione professionale, le fonti di reddito e le attività finanziarie detenute.

Riguardo alla condizione professionale, il capofamiglia è più frequentemente lavoratore dipendente che autonomo (36,0 per cento, contro 14,1); la parte rimanente è costituita da capifamiglia in condizione non professionale, tra cui i pensionati rappresentano il 41,3 per cento.

Relativamente alle fonti di reddito, nell'indagine vengono riportati i redditi da lavoro dipendente e autonomo, quelli d'impresa, i trasferimenti pubblici o privati, i rendimenti del capitale finanziario e immobiliare. Nella maggior parte dei casi tali redditi sono al netto dell'imposta. Ci sono due eccezioni: a) l'importo dell'affitto pagato al locatore è rilevato al lordo dell'imposta; b) per gli appartamenti occupati dal proprietario o vuoti sono rilevati, al lordo dell'imposta, il valore di mercato o l'affitto atteso dal proprietario. I redditi sono riportati a livello individuale tranne quelli relativi alle attività finanziarie, a piccole attività d'impresa gestite a livello familiare e agli affitti, per i quali è disponibile solo il dato familiare. Per questi ultimi la Banca d'Italia fornisce una stima della spaccatura individuale.

Il reddito familiare medio annuo, al netto delle imposte sul reddito e dei contributi previdenziali e assistenziali, risulta pari a 48,3 milioni di lire nel 1998.

Una prima valutazione degli effetti redistributivi dell'imposta è stata condotta utilizzando l'indice di Gini, il tradizionale indice sintetico di disuguaglianza⁵ che misura

⁴ L'analisi, essendo basata su un'unica distribuzione dei redditi, non tiene conto di possibili mutamenti tra il 1989 e il 2001 del grado di evasione ed erosione fiscale.

⁵ Gli indici sintetici, sebbene accurati, hanno una limitata capacità d'interpretazione di fenomeni complessi quali quelli fiscali. Tali indici devono, pertanto, essere affiancati da analisi microeconomiche che consentano di individuare gli effetti specifici del prelievo fiscale sulla distribuzione del reddito.

quanto una data distribuzione del reddito si discosta dal caso di equidistribuzione⁶. Tra il 1989 ed il 2001 l'indice è diminuito di 0,8 punti percentuali (da 38,4 a 37,6 per cento), evidenziando così il maggior potere perequativo del nuovo sistema impositivo. In particolare, l'effetto redistributivo è stato più elevato per i nuclei familiari monoreddito, per i quali la riduzione dell'indice del Gini è stata pari a 0,8 punti percentuali; per i nuclei bireddito tale riduzione è risultata pari a 0,5 punti (tav. 5).

Tav. 5

INDICE DI GINI

	1989	2001	Differenze
Popolazione	38,38	37,615	-0,76
Famiglie monoreddito	35,22	34,413	-0,80
Famiglie bireddito	26,55	26,028	-0,52
Single	33,628	32,998	-0,63
Coppia monoreddito con coniuge a carico	38,664	38,224	-0,44
Coppia monoreddito con coniuge e un figlio a carico	29,556	28,418	-1,14
Coppia monoreddito con coniuge e due figli a carico	32,236	30,61	-1,63
Coppia monoreddito con coniuge e più di due figli a carico	37,635	35,935	-1,70
Coppia bireddito	27,894	27,486	-0,41
Coppia bireddito con un figlio a carico	24,513	23,939	-0,57
Coppia bireddito con due figli a carico	22,084	21,478	-0,61
Coppia bireddito con più di due figli a carico	27,131	26,526	-0,61

Se si tiene conto anche della dimensione dei nuclei familiari, dall'analisi emerge che la struttura d'imposta vigente nel 2001 ha favorito maggiormente le famiglie monoreddito, con beneficio crescente all'aumentare del numero dei componenti del nucleo familiare. In particolare, l'indice di Gini calcolato sul reddito netto del 1989 per i nuclei monoreddito con più di quattro componenti è pari al 37,6 per cento contro il 35,9 rilevato sui redditi netti del 2001.

La struttura dell'imposta vigente nel 2001 determina una distribuzione dei redditi netti lievemente più perequata rispetto a quella esistente nel 1989 anche per i nuclei bireddito, ma

⁶ Il suo valore varia tra 0 (in caso di equidistribuzione del reddito) e 1 (in caso di massima disuguaglianza nella distribuzione del reddito).

il beneficio rimane pressoché costante al variare della composizione familiare (-0,6 punti percentuali).

4.2 *Un'analisi normativa: la metodologia*

Il tradizionale strumento utilizzato in letteratura per confrontare distribuzioni di reddito secondo un criterio d'equità sono gli indici di disuguaglianza. Essi consentono di confrontare due distribuzioni del reddito mediante la definizione di una misura cardinale della disuguaglianza in base alla quale è possibile stabilire un ordinamento completo.

Un indice di disuguaglianza è un numero reale $I(x)$ calcolato a partire dalla distribuzione x che rappresenta il suo grado di disuguaglianza. Indipendentemente dall'indice scelto, ovvero indipendentemente da come si arriva a definire il grado di disuguaglianza della distribuzione del reddito, per ogni distribuzione del reddito si avrà un corrispondente numero reale in base al quale sarà possibile definire un ordinamento di preferenze completo. In altri termini, date due distribuzioni del reddito x e y e i corrispondenti indici $I(x)$ e $I(y)$ si potrà sempre dire se $I(x) \geq I(y)$ o $I(x) \leq I(y)$.

Tuttavia, gli indici di disuguaglianza presentano un problema. L'adozione di un indice piuttosto che un altro condiziona il risultato: può accadere che x sia preferito a y adottando un indice e che y sia preferito a x adottandone un altro. Questa debolezza è stata messa in luce nell'ambito del dibattito sorto intorno all'impiego dei cosiddetti indici di disuguaglianza "positivi" rispetto a quelli definiti "normativi". Gli indici "positivi" sono indicatori statistici che forniscono una misura sintetica del grado di dispersione di una distribuzione. Gli indici "normativi" si fondano sulla considerazione che la disuguaglianza non può essere misurata a prescindere da un giudizio di valore e che quindi è necessario esplicitare la funzione di benessere sociale qualunque sia la misura di disuguaglianza impiegata. Se ciascuna misura di disuguaglianza deriva da un determinato sistema di preferenze sociali, l'incoerenza tra gli ordinamenti che può presentarsi quando si confrontano due distribuzioni del reddito con indici diversi è essenzialmente riconducibile alle diverse funzioni del benessere sociale sottostanti. Per superare questa debolezza degli indici di disuguaglianza è stato sviluppato il cosiddetto approccio assiomatico: ciascun ordinamento deriva da uno o più giudizi di valore e, pertanto, è necessario evidenziare a quali di questi giudizi corrisponde ciascun indicatore.

Una volta selezionato un insieme di giudizi su cui c'è un certo consenso (gli assiomi), si scelgono i corrispondenti indici di disuguaglianza. Adottando questo approccio rimangono irrisolte almeno due questioni: come stabilire su quali assiomi c'è maggiore o minore consenso e, posto che su alcuni assiomi (e sugli indici che li soddisfano) sia stato trovato un accordo, come scegliere tra i diversi indici.

Un'alternativa alla ricerca di una misura cardinale della disuguaglianza, e quindi alla definizione di un ordinamento completo di preferenze sull'insieme delle distribuzioni possibili, è quella di cercare un ordinamento parziale, o incompleto. Un ordinamento di preferenze incompleto è una relazione binaria, transitiva, riflessiva e antisimmetrica definita su un insieme di alternative, per esempio l'insieme delle distribuzioni del reddito netto. L'antisimmetria distingue un ordinamento completo da una relazione incompleta; una relazione di preferenze possiede questa proprietà se vale la seguente condizione:

$$\text{se } x \succ y \text{ e } y \succ x \Rightarrow x = y$$

Pertanto, stabilire un ordinamento incompleto sull'insieme delle distribuzioni del reddito equivale a sostenere che se in termini di disuguaglianza x è preferita a y e y è preferita a x le due distribuzioni sono uguali o meglio non siamo in grado di confrontarle.

Tra le numerose giustificazioni all'utilizzazione di ordinamenti incompleti nell'analisi della disuguaglianza, tre sono particolarmente efficaci. La prima è riconducibile alla complessità del fenomeno che si vuole misurare. Secondo Sen (1973) la disuguaglianza è un fenomeno così complesso che la sua riduzione a un indicatore cardinale, ossia a un ordinamento completo, sarebbe una forzatura. La seconda giustificazione, sempre suggerita da Sen, è di tipo più intuitivo: poiché anche l'approccio assiomatico non risolve il conflitto tra ordinamenti completi derivante dalla scelta di indici diversi, ciò che si può fare è cercare una sorta di intersezione tra ordinamenti completi, ossia un ordinamento incompleto. In sostanza, quello che occorre cercare è un'intersezione tra le diverse classi di funzioni del benessere sociale all'origine dei diversi indici di disuguaglianza, ovvero un ordinamento che, riconosciute le differenti posizioni etiche, rappresenti comunque un punto di accordo. La terza giustificazione, illustrata in Atkinson (1970), è simile alla precedente. Egli ritiene che nel confrontare due distribuzioni del reddito l'economista possa porsi due obiettivi: può cercare di ordinare tali distribuzioni in modo da poter dare risposte a quesiti del tipo "la

distribuzione del reddito pre-imposta è più o meno equa di quella risultante dopo la tassazione?"; può voler quantificare la differenza tra i gradi di disuguaglianza delle due distribuzioni. Gli indici di disuguaglianza sono diretti a raggiungere il secondo obiettivo, mentre Atkinson ritiene che l'individuazione di una misura ordinale sia l'obiettivo primario dell'economista e che esso possa essere raggiunto a partire da una funzione di benessere sociale sulla quale si può avere maggior consenso.

L'ordinamento parziale cui Sen e Atkinson fanno riferimento è quello che deriva dall'adozione, come criterio di raffronto di distribuzioni del reddito, della dominanza in senso di Lorenz.

In questo lavoro, come avviene tradizionalmente, la valutazione degli effetti sul benessere collettivo delle modifiche dell'imposta sul reddito delle persone fisiche è stata condotta utilizzando le curve di Lorenz, adottando il criterio della dominanza stocastica del secondo ordine. In particolare, le curve di Lorenz consentono un ordinamento parziale di distribuzioni del reddito alternative coerente con funzioni del benessere sociale S-concave. Come dimostrato da Atkinson (1970), la valutazione della dominanza in senso di Lorenz è coerente con tutte le funzioni del benessere sociale caratterizzate da un'utilità marginale del reddito decrescente, ossia rispondenti al principio del trasferimento di Pigou-Dalton, secondo il quale il beneficio che deriva al povero da un trasferimento effettuato da un ricco è sempre maggiore del sacrificio imposto a quest'ultimo.

Le principali estensioni a questo primo risultato di Atkinson sono tre. La prima, dovuta a Shorrocks (1983), consente di confrontare distribuzioni di reddito con media diversa. In questo caso è necessario verificare la dominanza delle curve di Lorenz generalizzate, ottenute moltiplicando la distribuzione del reddito netto per quello medio dell'intera popolazione. Questo risultato è utile per due ragioni. Se le curve di Lorenz si incrociano, non consentendo di trarre conclusioni unanimi in termini di benessere sociale, la verifica della dominanza delle curve di Lorenz generalizzate permette di fare valutazioni continuando ad adottare funzioni del benessere sociale coerenti con il principio del trasferimento di Pigou-Dalton. Se le curve di Lorenz non si incrociano, ma il reddito medio associato alla distribuzione dominante è inferiore a quello della distribuzione dominata, la verifica della dominanza di Lorenz generalizzata consente di valutare in termini di benessere collettivo quale delle due allocazioni di reddito sia preferibile.

La seconda estensione è applicabile nell'eventualità che le curve di Lorenz generalizzate si incrocino una volta (Kolm, 1976; Shorrocks e Foster, 1987). In questo caso, per confrontare due distribuzioni di reddito è necessario restringere ulteriormente la classe delle funzioni del benessere sociale considerate. In particolare, è necessario assumere che la derivata terza della funzione di utilità sia negativa e cioè accettare il principio del trasferimento decrescente. Se si accetta questo principio le condizioni che devono essere soddisfatte affinché una distribuzione del reddito sia dominante rispetto a un'altra sono definite condizioni della dominanza stocastica del terzo grado e si riferiscono al doppio integrale delle funzioni di ripartizione del reddito rispetto a quest'ultimo.

Infine, la terza estensione è quella suggerita da Atkinson e Bourguignon (1987) e consiste nell'applicazione delle condizioni della dominanza stocastica a una distribuzione bivariata, in cui la prima variabile è rappresentata dal livello del reddito e la seconda è un indicatore di bisogno. In particolare, dopo aver scelto quest'indicatore e il relativo ordinamento, la popolazione è divisa per gruppi omogenei rispetto al livello di bisogno e la dominanza di Lorenz è verificata per gruppi successivi di individui, a partire dal gruppo più bisognoso. In altre parole, affinché le condizioni della dominanza stocastica sequenziale siano soddisfatte occorre che si verifichino le condizioni di dominanza di Lorenz per il sottogruppo più bisognoso; nello stadio successivo le stesse condizioni devono essere verificate per la curva di Lorenz calcolata sulla popolazione formata dai primi due sottogruppi più bisognosi; si aggiungono poi i sottogruppi successivi fino a considerare l'intera popolazione. Adottando questa metodologia, il benessere collettivo è valutato in base all'ipotesi che i vantaggi acquisiti dal gruppo più bisognoso compensino gli oneri sopportati da quelli che lo sono meno. Pertanto, la verifica della dominanza stocastica sequenziale permette di trarre conclusioni in termini di benessere nel caso in cui siano state adottate politiche redistributive che comportino trasferimenti di risorse tra sottogruppi della popolazione.

I criteri della dominanza stocastica e la dominanza stocastica sequenziale sono sovente utilizzati per valutare l'impatto delle riforme tributarie in un paese, per analizzare il livello di povertà di un paese nel corso del tempo, per fare confronti internazionali sul livello di benessere e di povertà. Per quanto riguarda l'Italia, il potere perequativo della struttura dell'imposta personale sul reddito è stato analizzato utilizzando i criteri della dominanza

stocastica in Gastaldi e Liberati (2000). In Lugaresi e Toso (1993) è stata utilizzata la dominanza stocastica sequenziale per valutare gli effetti redistributivi e di benessere associati al *fiscal drag* in un contesto di tassazione progressiva del reddito.

Gli effetti sulla distribuzione del reddito di modifiche delle imposte progressive sono stati analizzati utilizzando il criterio della dominanza stocastica sequenziale anche in Francia (Atkinson e Bourguignon, 1989), in Spagna (Badenes et al., 1998) e in Svizzera (Mottu, 1997). Tale metodologia è stata utilizzata anche per analizzare l'evoluzione della distribuzione del reddito e misurare le variazioni del livello di povertà tra la fine degli anni settanta e l'inizio degli anni novanta in Francia (Chambaz e Maurin, 1998) e in Inghilterra (Jenkins, 1991). Infine, la dominanza stocastica è stata applicata anche per effettuare elaborazioni sulla banca dati dei redditi delle famiglie europee gestita dal Luxembourg Income Study (LIS) (Bishop et al., 1991).

4.2.1 I principali risultati dell'analisi normativa

Per confrontare gli effetti redistributivi derivanti dall'applicazione delle strutture d'imposta vigenti nel 1989 e nel 2001 sono state verificate, sia per le famiglie monoreddito, sia per quelle bireddito, le seguenti condizioni: a) la dominanza stocastica del secondo grado per le curve di Lorenz e per quelle generalizzate, tenendo conto degli effetti sul reddito netto e, indirettamente, sul gettito delle modifiche introdotte; b) la dominanza stocastica del terzo grado; c) la dominanza sequenziale per le curve di Lorenz e per quelle generalizzate.

La scelta di verificare le condizioni di dominanza stocastica per i due distinti gruppi di famiglie (quelle monoreddito e quelle bireddito) è giustificata dal fatto che la dominanza stocastica sequenziale è una metodologia normalmente applicata a distribuzioni di reddito caratterizzate da due variabili: il reddito e, nel nostro caso, il numero di familiari a carico. L'estensione di tale metodologia a distribuzioni trivariate, includendo tra le variabili il numero di percettori di reddito nella famiglia, è particolarmente difficoltosa e rende più complicata l'analisi. In particolare, l'estensione richiederebbe la definizione di uno specifico ordinamento e ulteriori restrizioni sulle funzioni di utilità. La soluzione proposta in questo lavoro è di considerare le tre variabili rilevanti ai fini della valutazione dell'impatto delle modifiche nella politica tributaria (reddito familiare, numero di familiari a carico e di

perceptor di reddito nella famiglia analizzata) e di condurre l'analisi sui due sotto campioni di famiglie (monoreddito e bireddito) ordinate in base al reddito e al numero di carichi familiari.

La distribuzione dei redditi netti risultanti nel 2001 domina in senso di Lorenz quella relativa al 1989, indicando un aumento del benessere sociale conseguente all'applicazione della struttura d'imposta vigente nel 2001. Tale risultato è verificato sia con riferimento all'intera popolazione considerata, sia limitando l'analisi ai soli nuclei monoreddito e a quelli bireddito (tav. 6; fig. 1) ed è confermato se la popolazione viene disaggregata per tener conto della numerosità del nucleo familiare (figg. 2-3).

Tav. 6

DOMINANZA STOCASTICA DI SECONDO GRADO

	Differenza tra curve di Lorenz 2001-1989	Differenza tra curve di Lorenz generalizzate 2001-1989	Differenza tra redditi netti 2001-1989
Popolazione	+	Positiva per i primi 7 decili	-
Famiglie monoreddito	+	Positiva per i primi 9 decili	-
Famiglie bireddito	+	Positiva per i primi 2 decili	-
Single	+	Positiva per i primi 2 decili	-
Coppia monoreddito con coniuge a carico	+	Positiva per i primi 7 decili	-
Coppia monoreddito con coniuge e un figlio a carico	+	Positiva per i primi 9 decili	-
Coppia monoreddito con coniuge e due figli a carico	+	+	+
Coppia monoreddito con coniuge e più di due figli a carico	+	+	+
Coppia bireddito	+	-	-
Coppia bireddito con un figlio a carico	+	Positiva per i primi 3 decili	-
Coppia bireddito con due figli a carico	+	Positiva per i primi 3 decili	-
Coppia bireddito con più di due figli a carico	+	Positiva per i primi 3 decili	-

Più interessanti sono i risultati della verifica della dominanza delle curve di Lorenz generalizzate: nel 2001 è aumentato il benessere collettivo sia per l'intera popolazione, sia per i sottogruppi dei nuclei monoreddito e bireddito, nonostante il reddito medio netto sia inferiore a quello risultante dall'applicazione della struttura del 1989. Tale risultato non è verificato per le famiglie che si collocano nei decili più alti della distribuzione del reddito. In particolare, per l'intera popolazione la differenza tra le curve di Lorenz generalizzate relative al 1989 e al 2001 è positiva fino al settimo decile; per i nuclei monoreddito e per quelli bireddito tale differenza è positiva, rispettivamente, per i primi nove e due decili (fig. 4).

Pertanto, le modifiche introdotte alla struttura dell'imposta tra il 1989 e il 2001 hanno favorito i nuclei monoreddito, indipendentemente dal livello di reddito, e i nuclei bireddito appartenenti alle fasce di reddito più basse. Tale risultato è ottenuto nonostante una riduzione del reddito netto e quindi di un aumento del gettito dell'imposta tra il 1989 ed il 2001.

Tenendo conto anche dell'ampiezza dei nuclei familiari, la nuova struttura d'imposta favorisce le famiglie monoreddito e in particolare: a) i *single*, solo se appartenenti ai primi due decili della distribuzione del reddito; b) le coppie monoreddito e quelle con un solo carico familiare fino, rispettivamente, al settimo e nono decile; c) le coppie monoreddito con due o più carichi familiari, indipendentemente dal livello di reddito (fig. 5). Per le coppie monoreddito con due o più carichi familiari è addirittura verificata una riduzione dell'incidenza media dell'imposta, essendo il reddito medio netto risultante nel 2001 superiore a quello del 1989. Per i nuclei bireddito è diminuito sia il benessere della coppia, sia quello delle coppie con carichi familiari, indipendentemente dal numero di questi, per i decili superiori al terzo (fig. 6).

In sintesi, la verifica delle condizioni della dominanza del secondo grado per le curve di Lorenz generalizzate, a differenza di quanto osservato per le curve di Lorenz, non consente di trarre conclusioni univoche in termini di variazione del benessere collettivo: per alcuni dei sottogruppi considerati le curve di Lorenz generalizzate si incrociano evidenziando un diverso impatto delle modifiche all'imposta a seconda del livello di reddito dei contribuenti. Da questa analisi si possono comunque trarre utili informazioni sui gruppi che hanno beneficiato della struttura d'imposta vigente nel 2001 e su quelli che maggiormente hanno sopportato l'onere dell'aumento dell'aliquota media.

Per ottenere ulteriori indicazioni occorre verificare le condizioni della dominanza stocastica del terzo grado. Tale verifica richiede, come precedentemente indicato, il confronto delle aree tra le curve di Lorenz generalizzate, ossia del doppio integrale rispetto al reddito delle funzioni di ripartizione delle due distribuzioni del reddito netto. Dal confronto tra le curve di Lorenz generalizzate relative ai redditi netti risultanti dall'applicazione delle strutture d'imposta vigenti nel 1989 e nel 2001 non risultano soddisfatte le condizioni della dominanza stocastica del terzo grado. Pertanto, dall'analisi non è possibile trarre una valutazione univoca degli effetti di benessere sociale derivanti dalle modifiche dell'Irpef.

Si è quindi passati alla verifica delle condizioni della dominanza stocastica sequenziale e cioè a controllare se i vantaggi conseguiti dai gruppi più bisognosi hanno compensato l'onere in termini di benessere subito da quelli che lo sono meno. Dalle curve di Lorenz sequenziali si evince che tale compensazione si è verificata: in particolare, le curve relative al 2001 dominano quelle associate alla distribuzione del reddito netto del 1989 (tav. 7; figg. 7-8).

Tav. 7

DOMINANZA STOCASTICA SEQUENZIALE

	Differenza tra curve di Lorenz 2001-1989	Differenza tra curve di Lorenz generalizzate 2001-1989	Differenza tra redditi netti 2001-1989
Coppia monoreddito con più di 2 carichi familiari	+	+	+
Coppia monoreddito con 2 carichi familiari	+	+	+
Coppia monoreddito con un carico familiare	+	+	+
Popolazione	+	Positiva per i primi 9 decili	-
Coppia bireddito con più di 2 carichi familiari	+	Positiva per i primi 2 decili	-
Coppia bireddito con 2 carichi familiari	+	Positiva per i primi 2 decili	-
Coppia bireddito con un carico familiare	+	Positiva per i primi 2 decili	-
Popolazione	+	Positiva per i primi 2 decili	-

Considerando anche gli effetti di gettito, ovvero confrontando le curve di Lorenz generalizzate sequenziali, è emerso che il benessere sociale è cresciuto per tutte le famiglie monoreddito esclusi i *single* (fig. 9). Una spiegazione di tale risultato è che non si è verificata la compensazione tra il sacrificio derivante ai *single* dall'aumento dell'incidenza dell'imposta netta sul reddito e i benefici ottenuti dalle famiglie monoreddito più numerose. Per le famiglie bireddito le curve di Lorenz generalizzate sequenziali relative al 1989 dominano quelle relative al 2001 per i decili superiori al terzo, indipendentemente dal numero di carichi familiari (fig. 10). Ne deriva che tale sottogruppo della popolazione ha visto ridurre il proprio benessere sociale nel passaggio dalla struttura d'imposta vigente nel 1989 a quella del 2001.

5. Conclusioni

Dall'analisi basata sulle famiglie-tipo emerge che il passaggio dalla struttura d'imposta vigente nel 1989 a quella del 2001 determina un aumento dell'aliquota media netta per ogni

tipologia familiare considerata. Gli aumenti maggiori riguardano le famiglie monoreddito senza figli a carico in conseguenza di due ordini di motivi. Da un lato, tali famiglie risentono in misura più marcata, rispetto a quelle bireddito, delle modifiche apportate alle aliquote d'imposta e agli scaglioni di reddito. Dall'altro, in assenza di figli a carico, la maggiore imposta lorda non è compensata dall'aumento delle detrazioni per i carichi familiari.

L'aliquota media netta gravante sulla famiglia monoreddito è sempre superiore a quella relativa al nucleo bireddito e tale differenza diviene più marcata con la struttura di imposta vigente nel 2001. Il risultato è verificato indipendentemente dal livello di reddito considerato e dalle ipotesi sulla sua ripartizione tra i coniugi. Se si considera anche la numerosità dei componenti della famiglia, il passaggio dalla struttura d'imposta del 1989 a quella del 2001 ha favorito le famiglie monoreddito, indipendentemente dal livello di reddito e dal numero di componenti, e quelle bireddito con redditi medio-bassi o con un numero particolarmente elevato di componenti a carico. In particolare, l'applicazione della struttura d'imposta vigente nel 1989 determina differenze solo marginali tra le aliquote medie nette gravanti su famiglie di diverse dimensioni. Tali differenze diventano rilevanti con la struttura vigente nel 2001, specialmente per le famiglie monoreddito.

L'aggravio d'imposta conseguente al passaggio alla struttura dell'Irpef del 2001 è stato tuttavia accompagnato da un mutamento nella distribuzione del carico fiscale in favore delle famiglie con minor reddito e un più elevato numero di componenti. L'analisi condotta con l'indice di Gini ha evidenziato che, nonostante la riduzione del numero degli scaglioni di reddito, l'aumento dell'aliquota legale minima e la diminuzione di quella massima sono misure che vanno nella direzione di attenuare la progressività dell'imposta, l'aumento delle detrazioni per figli e altri dipendenti a carico e la modulazione in base al reddito di quelle per il lavoro dipendente e autonomo e per il coniuge hanno rafforzato il potere perequativo dell'Irpef. In particolare, l'indice di Gini calcolato per l'intera popolazione di riferimento sulla distribuzione del reddito netto risultante nel 2001 è inferiore di quasi un punto percentuale a quello relativo alla distribuzione del 1989 (37,6 punti percentuali contro 38,4. Ciò indica una minore disuguaglianza nella distribuzione del reddito netto del 2001 rispetto a quella del 1989. Il potere perequativo dell'Irpef è aumentato soprattutto per le famiglie monoreddito con più di quattro componenti: l'indice di Gini per il 2001 è inferiore di 1,7

punti percentuali a quello relativo alla distribuzione del reddito netto del 1989 (35,9 punti contro 37,6).

Non sono invece univoche le conclusioni circa gli effetti sul benessere collettivo prodotti dalle modifiche apportate all'Irpef. In particolare, la distribuzione del reddito netto risultante nel 2001 domina in senso di Lorenz quella relativa al 1989 e il risultato è verificato sia con riferimento all'intera popolazione considerata, sia limitando l'analisi ai soli nuclei monoreddito e a quelli bireddito. Tale risultato è confermato anche se la popolazione viene disaggregata per tener conto della numerosità del nucleo familiare.

Confrontando le curve di Lorenz generalizzate, ossia tenendo conto che tra il 1989 e il 2001 è aumentata per l'intera popolazione l'aliquota media netta, emerge un diverso impatto delle modifiche all'imposta a seconda della tipologia familiare considerata e del livello di reddito dei contribuenti. La verifica della dominanza di secondo grado mediante le curve di Lorenz generalizzate ha permesso di individuare i gruppi che hanno beneficiato della nuova struttura dell'imposta e quelli che hanno sopportato l'onere dell'aumento dell'aliquota media netta. Tra i primi rientrano i nuclei monoreddito, indipendentemente dal livello di reddito, e i nuclei bireddito appartenenti alle fasce di reddito più basse; tra i secondi, vi sono i *single* e le famiglie bireddito più abbienti.

Infine, la verifica delle condizioni della dominanza stocastica sequenziale ha consentito di determinare se i vantaggi conseguiti dai gruppi più bisognosi (famiglie che, a parità di reddito, hanno un numero più elevato di componenti) hanno compensato l'onere in termini di benessere subito da quelli che lo sono meno. Confrontando le curve di Lorenz generalizzate sequenziali emerge che quelle relative alla distribuzione del reddito netto risultante nel 2001 dominano quelle relative al 1989 fino a quando non si considera anche il gruppo dei *single*. Ne deriva pertanto che non è verificata la compensazione tra il sacrificio dei *single*, dovuto all'aumento dell'incidenza dell'imposta media netta, e i benefici ottenuti dalle famiglie monoreddito più numerose. Per le famiglie bireddito, al contrario, le curve di Lorenz generalizzate sequenziali relative ai redditi netti del 1989 dominano quelle relative al 2001 per livelli di reddito compresi tra il quarto e l'ultimo decile, indipendentemente dal numero di carichi familiari. Per questa tipologia familiare il sacrificio in termini di benessere derivante dall'aumento dell'aliquota media netta non è stato compensato dai benefici derivanti ai nuclei più numerosi dalla rimodulazione delle detrazioni d'imposta.

In estrema sintesi, dal lavoro emergono due ordini di considerazioni: da un lato, tra il 1989 e il 2001 il carico fiscale è aumentato per tutte le tipologie familiari; dall'altro, la struttura dell'Irpef vigente nel 2001 tiene in maggior conto la composizione familiare favorendo le famiglie con minori redditi e maggior numero di componenti.

Questi risultati non tengono conto degli effetti prodotti dagli assegni familiari sulla distribuzione del reddito netto. L'ammontare degli assegni familiari varia direttamente con il numero dei componenti della famiglia e inversamente al reddito lordo familiare. Dal 1989 alla prima metà del 1994 gli importi sono stati mantenuti fissi e sono stati modificati annualmente soltanto gli scaglioni di reddito familiare lordo in base ai quali essi venivano riconosciuti. A partire dalla seconda metà del 1994, in più riprese, sono state invece apportate modifiche anche agli importi mensili degli assegni, con l'intento di favorire maggiormente i nuclei familiari più numerosi e meno abbienti. Pertanto, l'inclusione degli assegni familiari nell'analisi riportata in questo lavoro rafforzerebbe gli effetti redistributivi derivanti dalle modifiche dell'Irpef, in particolare per le famiglie con livelli di reddito bassi e un maggior numero di carichi familiari.

Nessuna considerazione è stata fatta sugli effetti distorsivi dell'imposta personale sul reddito e su come questi siano stati modificati dalle revisioni dell'Irpef tra il 1989 e il 2001. Un'analisi di questo tipo implica lo studio delle variazioni subite dalle aliquote marginali medie. Infine, l'analisi è condotta su un sottoinsieme del campione rappresentativo della popolazione italiana rilevato dall'indagine della Banca d'Italia e non tiene conto degli effetti sulla distribuzione del reddito netto imputabili al fenomeno dell'evasione. La soluzione del primo problema richiederebbe un indicatore di bisogno più articolato rispetto a quello della numerosità dei componenti della famiglia, che consenta di ordinare l'intera popolazione sulla base del livello di bisogno; per ovviare al secondo, occorre stimare l'entità del fenomeno dell'evasione implicito nei dati dell'indagine sui bilanci delle famiglie e i suoi effetti sulla distribuzione del reddito netto. Di questi aspetti si terrà conto in future estensioni del lavoro.

È ancora in una fase preliminare la realizzazione di un'analisi, simile a quella riportata in questo lavoro, per la valutazione degli effetti redistributivi e di benessere sociale derivanti dalle modifiche all'Irpef annunciate nel disegno di legge delega per la modifica del sistema tributario erariale. A tal fine vengono utilizzati i dati dell'indagine della Banca d'Italia condotta nel 2000.

Grafici

Fig. 1

Differenze tra le curve di Lorenz
(intera popolazione, famiglie monoreddito e famiglie bireddito)

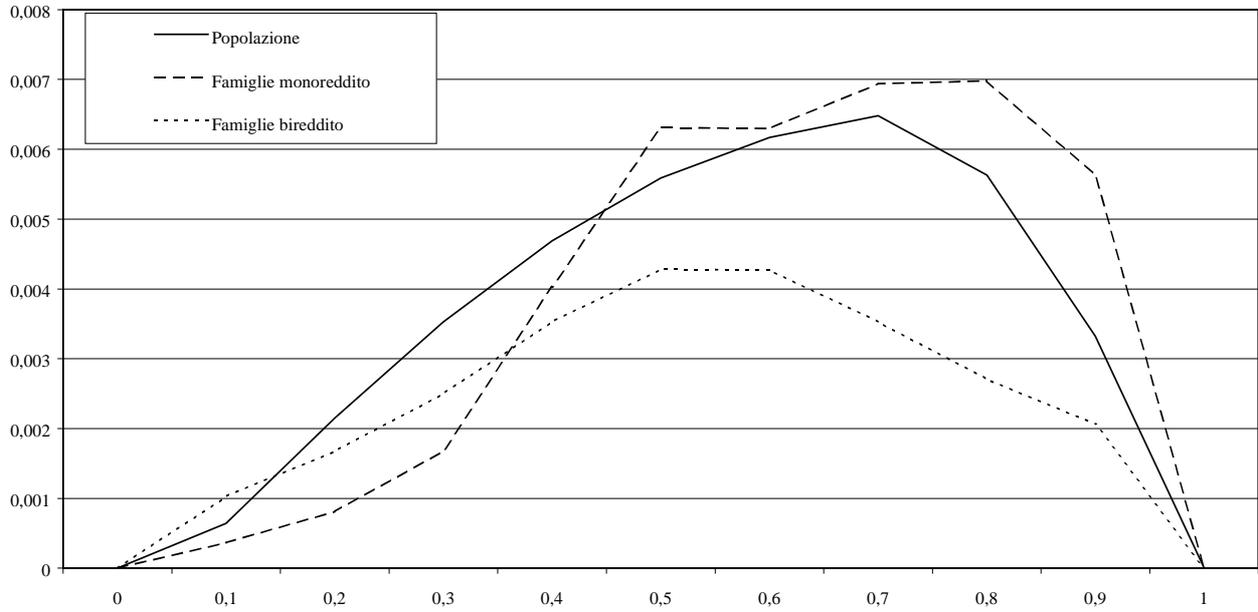


Fig. 2

Differenze tra le curve di Lorenz
(famiglie monoreddito)

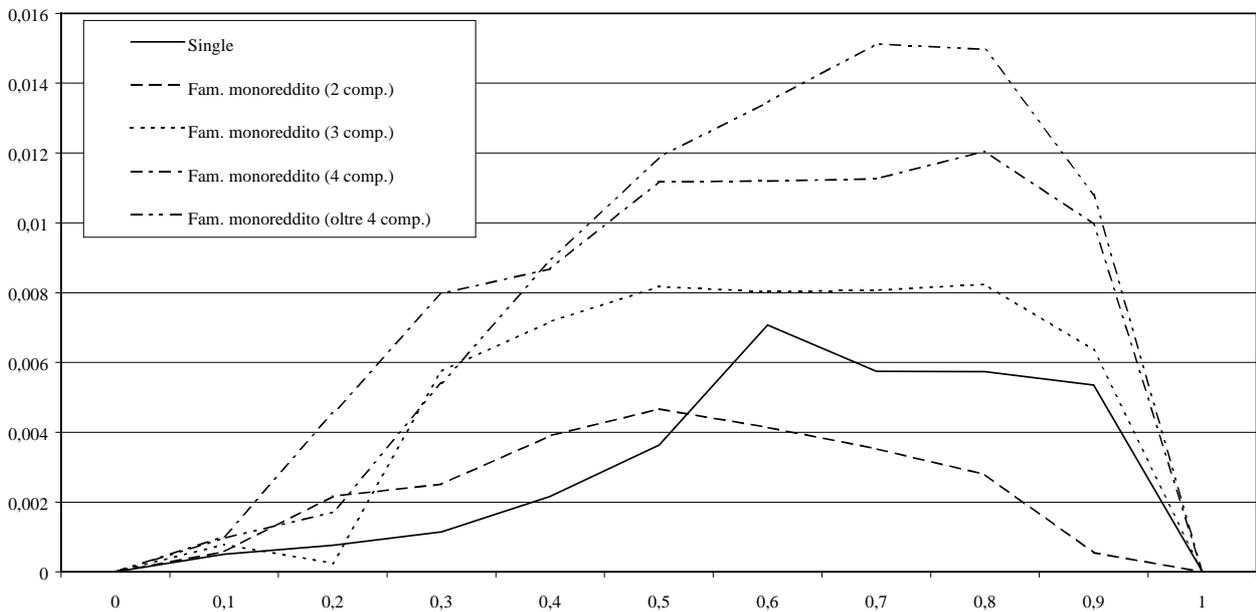


Fig. 3

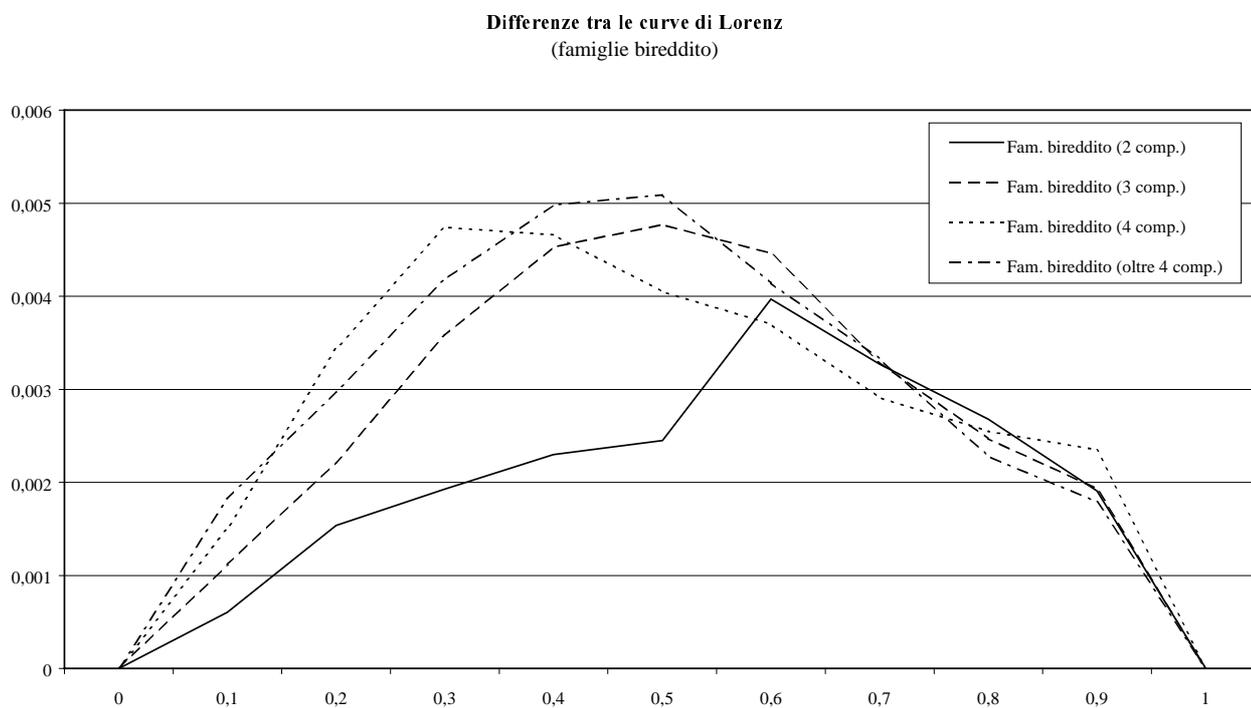


Fig. 4

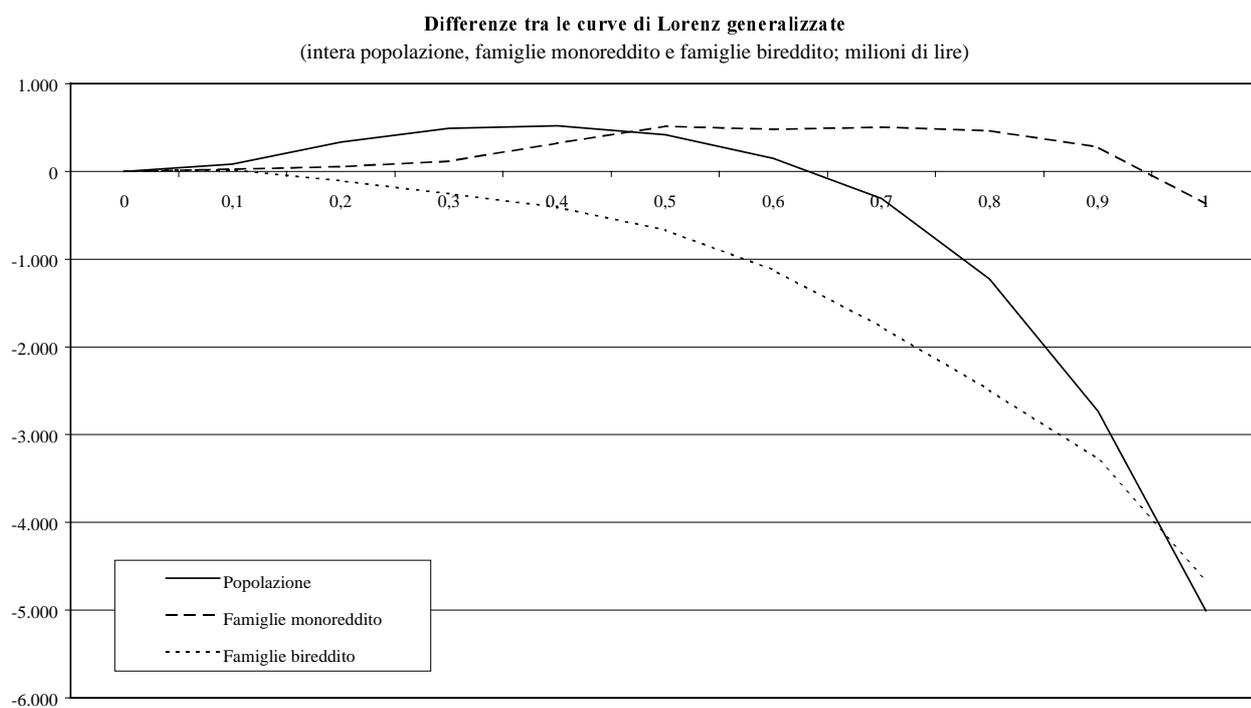


Fig. 5

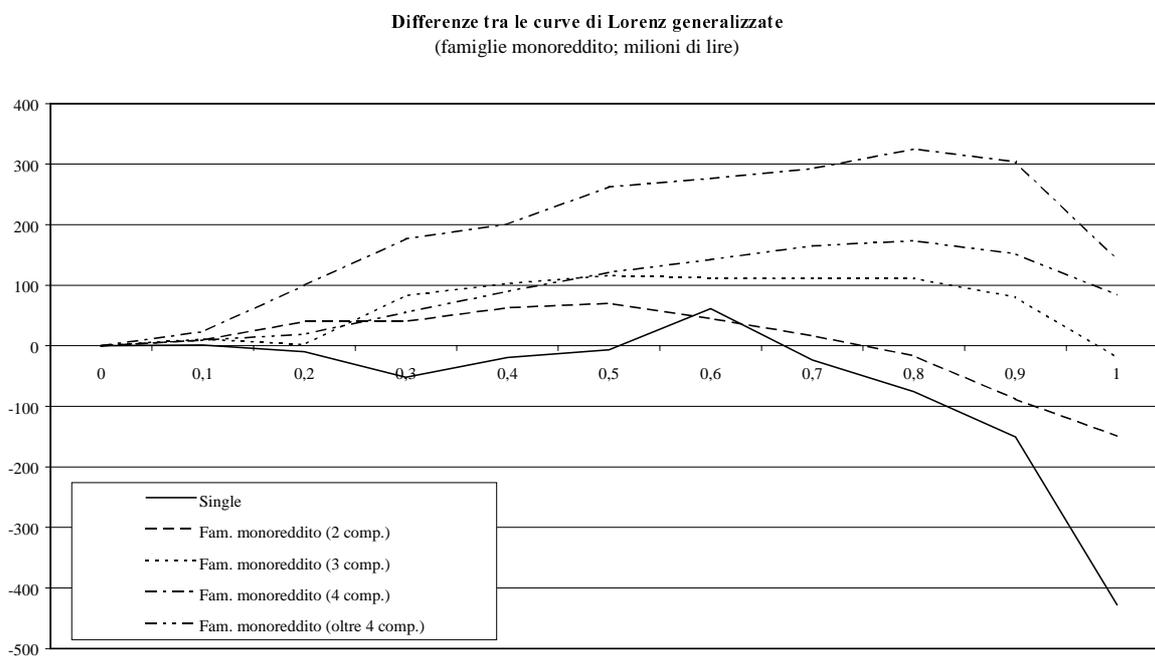


Fig. 6

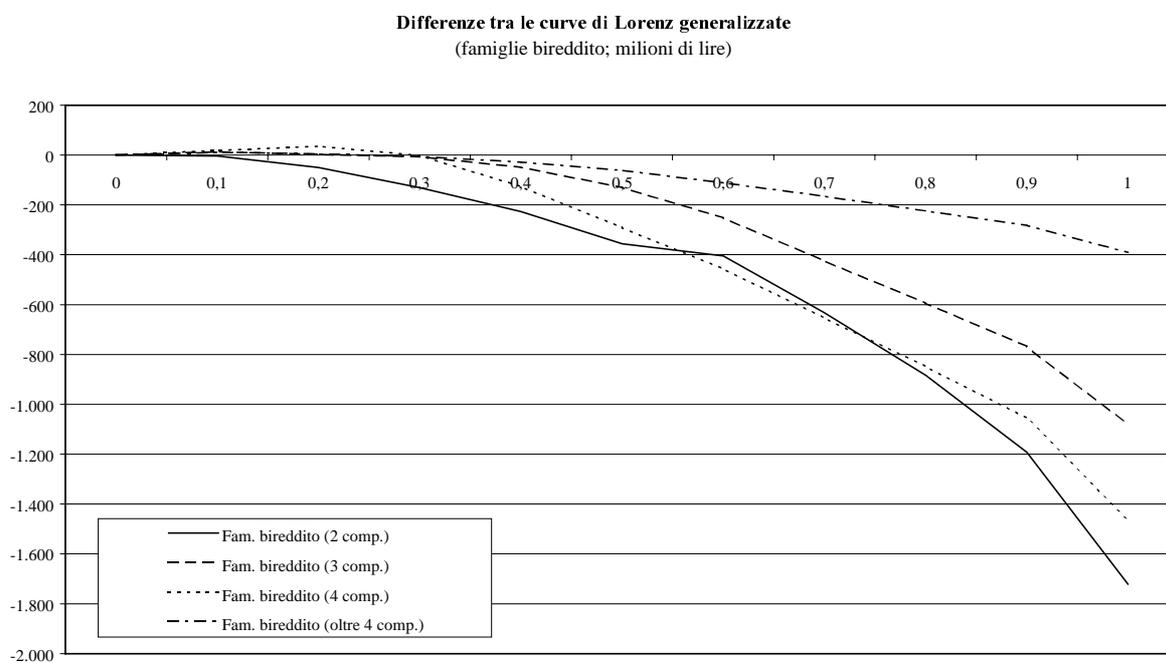


Fig. 7

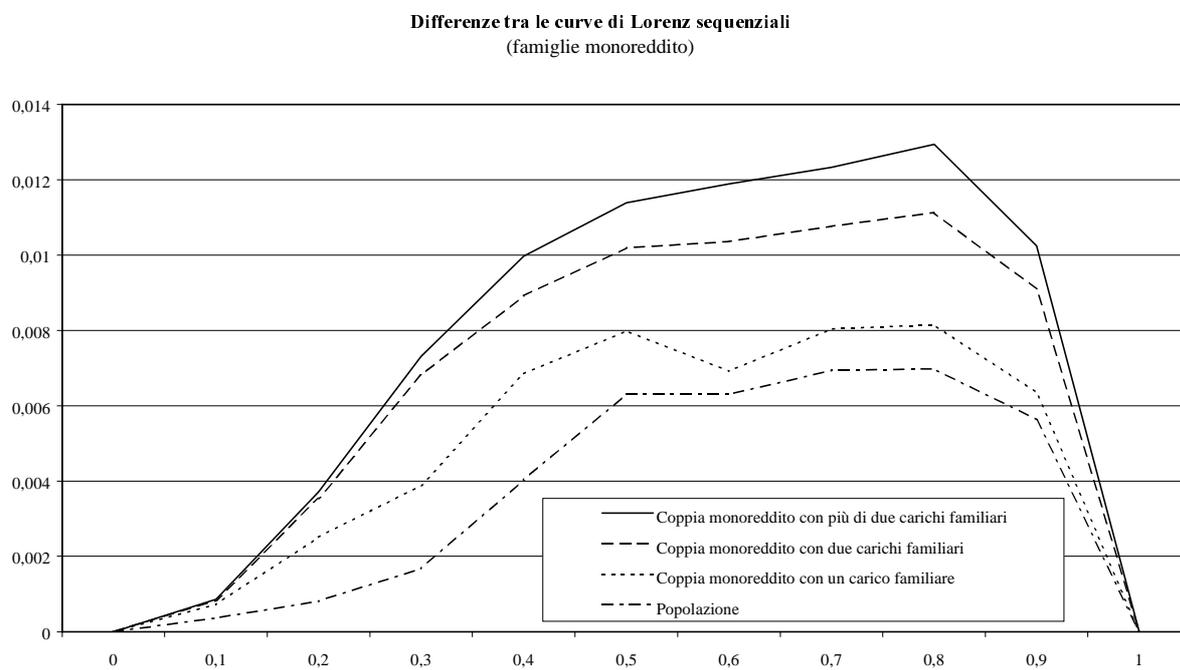


Fig. 8

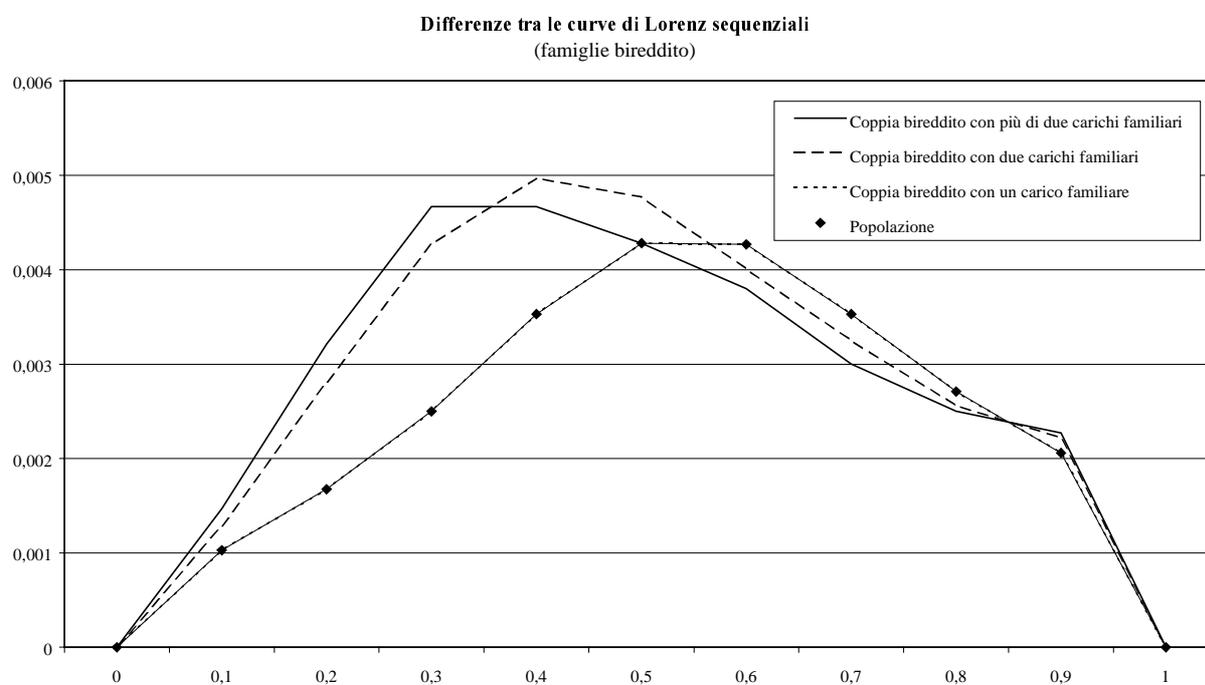


Fig. 9

Differenze tra le curve di Lorenz generalizzate sequenziali
(famiglie monoreddito)

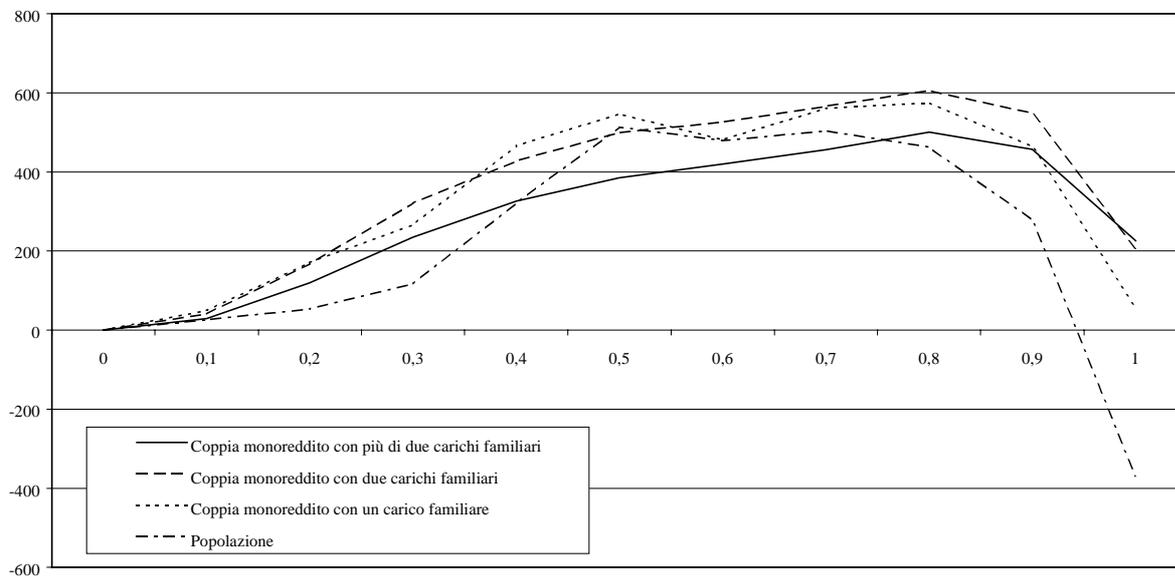
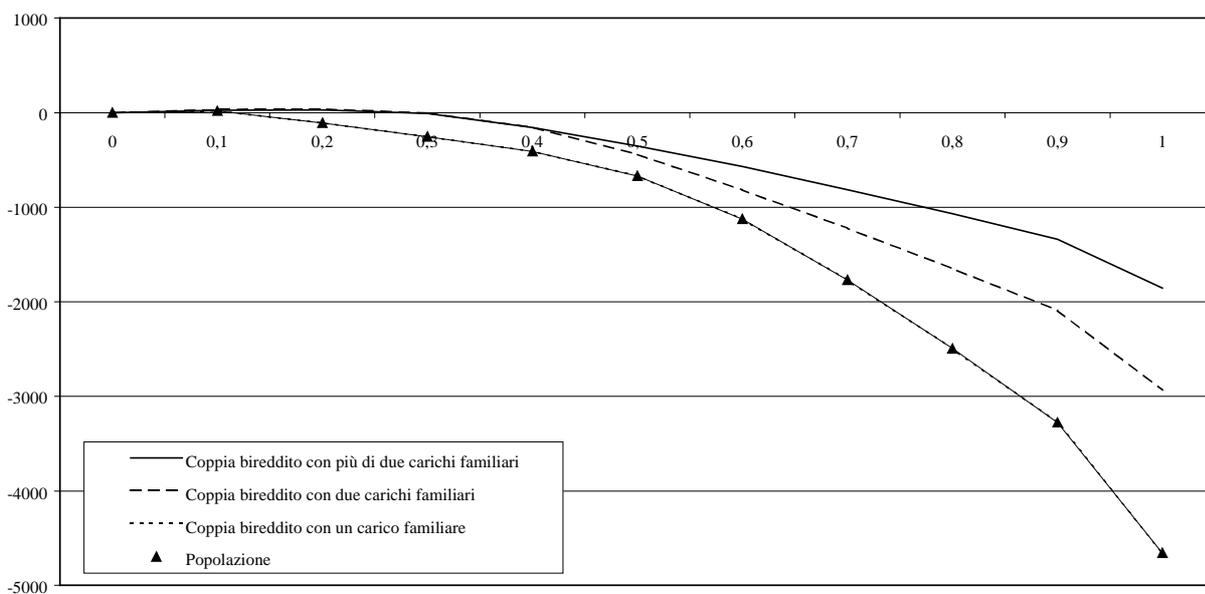


Fig. 10

Differenze tra le curve di Lorenz generalizzate sequenziali
(famiglie bireddito)



Appendice I

La procedura di lordizzazione dei redditi riportati nell'*Indagine sui bilanci delle famiglie della Banca d'Italia*

L'imposta lorda dovuta dal contribuente è ottenuta applicando le aliquote legali dell'imposta alla base imponibile, ossia alla somma dei redditi tassabili al netto delle deduzioni dal reddito. Nel sistema fiscale italiano le principali deduzioni sono rappresentate dai contributi sociali, per i quali nessuna informazione è fornita dall'*Indagine sui bilanci delle famiglie italiane*. Pertanto, la base imponibile coincide con la somma dei redditi lordi.

L'imposta personale sul reddito è un'imposta progressiva articolata su cinque scaglioni di reddito (tav. A1). Se indichiamo con YL il reddito lordo, I_i il limite superiore dell' i -esimo scaglione di reddito e t_i l'aliquota legale dell'Irpef applicata all' i -esimo scaglione di reddito è possibile calcolare l'imposta lorda dovuta dal contribuente come

$$\text{Imposta lorda} = t_j(YL - I_j) + \sum_{i=1}^{j-1} t_i(I_{i+1} - I_i)$$

Tav. A1

ALIQUOTE LEGALI D'IMPOSTA NEL 1998

Scaglioni di reddito (lire)	Aliquote
0 - 15.000.000	18,5%
15.000.001 - 30.000.000	26,5%
30.000.001 - 60.000.000	33,5%
60.000.001 - 135.000.000	39,5%
Oltre 135.000.000	45,5%

Per calcolare la corrispondente imposta netta, ossia l'effettivo onere a carico del contribuente, occorre sottrarre dall'imposta lorda le detrazioni d'imposta:

$$\text{Imposta netta} = t_j(YL - I_j) + \sum_{i=1}^{j-1} t_i(I_{i+1} - I_i) - \text{Detrazioni}.$$

È quindi possibile calcolare i redditi lordi come

Prima di procedere alla lordizzazione dei redditi netti riportati nell'indagine è necessario sottrarre da questi ultimi l'ammontare degli assegni familiari ricevuti da ciascuna famiglia in quanto sono esenti dall'imposta. Pertanto occorre verificare quali famiglie hanno diritto all'ottenimento degli assegni e il numero dei loro componenti. Avendo nell'indagine a disposizione solo i redditi netti, è necessario calcolare per ogni scaglione di reddito lordo su cui gli assegni familiari sono modulati il corrispondente scaglione di reddito netto e poi, sulla base di quest'ultimo e del numero di componenti della famiglia, procedere all'assegnazione degli importi. Il reddito che si ottiene sottraendo gli assegni familiari dai redditi netti riportati nell'indagine è utilizzato nella formula (1) per calcolare i redditi lordi.

Tav. A2.2

ASSEGNI FAMILIARI IN PRESENZA DI UN SOLO GENITORE E ALMENO UN FIGLIO MINORE DI 18 ANNI
(importi mensili per il primo semestre 1998; lire)

Reddito lordo familiare	1 Componente	2 Componenti	3 Componenti	4 Componenti	5 Componenti	6 Componenti	7 o più componenti
Fino a 23.111.000	-	193.000	358.000	798.000	1.073.000	1.403.000	1.727.000
23.112.000 – 27.849.000	-	154.000	319.000	721.000	1.029.000	1.386.000	1.683.000
27.850.000 – 32.584.000	-	105.000	264.000	644.000	952.000	1.359.000	1.634.000
32.585.000 – 37.321.000	-	45.000	198.000	561.000	880.000	1.309.000	1.590.000
37.322.000 – 42.060.000	-	40.000	143.000	446.000	781.000	1.194.000	1.441.000
42.061.000 – 46.797.000	-	40.000	94.000	369.000	715.000	1.150.000	1.397.000
46.798.000 – 51.533.000	-	-	66.000	308.000	611.000	1.084.000	1.342.000
51.534.000 – 56.270.000	-	-	66.000	264.000	506.000	1.023.000	1.276.000
56.271.000 – 61.006.000	-	-	55.000	231.000	429.000	968.000	1.238.000
61.007.000 – 65.745.000	-	-	55.000	231.000	396.000	732.000	1.172.000
65.746.000 – 70.483.000	-	-	55.000	198.000	396.000	550.000	902.000
70.484.000 – 75.219.000	-	-	-	198.000	341.000	550.000	715.000
75.220.000 – 79.957.000	-	-	-	198.000	341.000	473.000	715.000
79.958.000 – 84.695.000	-	-	-	-	341.000	473.000	616.000
84.696.000 – 89.433.000	-	-	-	-	-	473.000	616.000
89.434.000 – 94.171.000	-	-	-	-	-	-	616.000

Le detrazioni d'imposta per familiari a carico

Sono considerati familiari fiscalmente a carico il coniuge, i figli o altri componenti della famiglia che percepiscono nel corso dell'anno un reddito lordo non superiore a una certa soglia stabilita dalla legge. Nel 1998 tale soglia era pari a 5,5 milioni di lire. Se uno dei coniugi è fiscalmente a carico l'altro può usufruire dell'intero importo delle detrazioni d'imposta; altrimenti, l'importo è ripartito tra i due al 50 per cento (tav. A3 e A4). In assenza

del coniuge la detrazione d'imposta spettante per il primo figlio fiscalmente a carico è maggiorata per renderla equivalente a quella spettante per il coniuge a carico.

Tab. A3

**DETRAZIONI D'IMPOSTA PER FIGLI E
ALTRI DIPENDENTI A CARICO NEL 1998**
(lire)

Numero di figli o altri dipendenti a carico	In assenza del coniuge a carico	In presenza del coniuge a carico
1	168.000	1.058.000
2	336.000	1.394.000
3	504.000	1.730.000
4	672.000	2.066.000
5	840.000	2.402.000
6	1.008.000	2.738.000
7	1.176.000	3.074.000
8	1.344.000	3.410.000
Per ogni altro	168.000	336.000

L'imputazione delle detrazioni d'imposta per familiari a carico avviene dopo aver individuato per ogni capo famiglia quanti sono i figli o altri dipendenti fiscalmente a carico e se a questi si aggiunge il coniuge. Anche in questo caso occorre calcolare i redditi netti corrispondenti a quelli lordi fissati dalla legge per usufruire della detrazione e sulla base di questi imputare gli importi agli aventi diritto.

Tab. A4

DETRAZIONI D'IMPOSTA PER IL CONIUGE A CARICO NEL 1998

Reddito lordo annuo	Importi in lire
0 – 30.000.000	1.057.552
30.000.001 – 60.000.000	961.552
60.000.001 – 100.000.000	889.552
Oltre 100.000.000	817.552

Le detrazioni d'imposta per redditi da lavoro

Le detrazioni d'imposta per redditi da lavoro spettano in misura diversa a lavoratori dipendenti, autonomi e ai pensionati e il loro ammontare è modulato in base al reddito lordo annuo (tav. A5). Per ogni individuo è necessario identificare la tipologia della detrazione spettante e poi determinarne l'ammontare. A tal fine è necessario calcolare i livelli di reddito netto corrispondenti a quelli lordi stabiliti dalla legge per usufruire delle detrazioni e poi imputarle sulla base dei redditi netti riportati nell'indagine. Le detrazioni sono assegnate in proporzione alle ore di lavoro prestate nel corso dell'anno.

Tab. A5

DETRAZIONI D'IMPOSTA PER REDDITI DA LAVORO DIPENDENTE NEL 1998

Lavoratori dipendenti		Lavoratori autonomi		Pensionati	
Reddito lordo	Importi in lire	Reddito lordo	Importi in lire	Reddito lordo	Importi in lire
0 - 9.100.000	1.680.000	0 - 9.100.000	700.000	0 - 18.000.000	70.000
9.100.001 - 9.300.000	1.600.000	9.100.001 - 9.300.000	600.000		
9.300.001 - 15.000.000	1.500.000	9.300.001 - 9.600.000	500.000		
15.000.001 - 15.300.000	1.350.000	9.600.001 - 9.900.000	400.000		
15.300.001 - 15.600.000	1.250.000	9.900.001 - 15.000.000	300.000		
15.600.001 - 15.900.000	1.150.000	15.000.001 - 30.000.000	200.000		
15.900.001 - 30.000.000	1.050.000	30.000.001 - 60.000.000	100.000		
30.000.001 - 40.000.000	950.000	Oltre 60.000.000	0		
40.000.001 - 50.000.000	850.000				
50.000.001 - 60.000.000	750.000				
60.000.001 - 60.300.000	650.000				
60.300.001 - 70.000.000	550.000				
70.000.001 - 80.000.000	450.000				
80.000.001 - 90.000.000	350.000				
90.000.001 - 90.400.000	250.000				
90.400.001 - 100.000.000	150.000				
Oltre 100.000.000	100.000				

Riferimenti bibliografici

- Atkinson, A.B. (1970), *On the measurement of inequality*, in "Journal of Economic Theory", vol. 2, n. 3, pp. 244-65.
- Atkinson, A.B. e F. Bourguignon (1982), *The comparison of multi-dimensioned distributions of economic status*, in "Review of Economic Studies", n. 156, Aprile, pp. 183-201.
- _____ (1987), *Income distribution and differences in needs*, in G.R. Feiwel (a cura di), *Arrow and the Foundations of the Theory of Economic Policy*, London, Macmillan.
- _____ (1990), *The design of direct taxation and family benefits*, in "Journal of Public Economics", vol. 41, n. 1, pp. 3-30.
- Banca d'Italia (1995), *I bilanci delle famiglie italiane nell'anno 1993*, in "Supplementi al Bollettino Statistico", Anno V, n. 9, 10 febbraio 1995.
- _____ (2000), *I bilanci delle famiglie italiane nell'anno 1998*, in "Supplementi al Bollettino Statistico", Anno X, n. 22, 18 aprile 2000.
- Badenes, N., J.L. Laborda, J. Onrubia e J.R. Huerta (1998), *Family taxation, inequality and social welfare in spanish personal income tax*, in "Revista de Economia Aplicada", vol. 6, n. 17, pp.29-51.
- Bishop, J.A., J.E. Formby e P.D. Thistle (1991), *Rank dominance and international comparisons of income distributions*, in "European Economic Review", vol. 35, n. 7, pp. 1399-09.
- Bosi, P. e M.C. Guerra (1998), *I tributi nell'economia italiana*, Il Mulino Editore.
- Chambaz, C. e E. Maurin (1998), *Atkinson and Bourguignon's dominance criteria extended and applied to the measurement of poverty in France*, in "Review of Income and Wealth", vol. 44, n. 4, pp. 497-13.
- Dasgupta, P. e A. Sen e D. Starret (1973), *Notes On the measurement of inequality*, in "Journal of Economic Theory", vol. 6, n. 2, pp.180-87.
- Di Biase, R., M. Di Marco, F. Di Nicola e G. Proto (1995), *ITAXMOD: A microsimulation model of the italian personal income tax and of social security contributions*, ISPE, Documenti di lavoro, n. 16.
- Franco, D. e N. Sartor (1990), *Stato e famiglia: obiettivi e strumenti del sostegno pubblico dei carichi familiari*, Milano, Franco Angeli Editore.
- _____ (1992), *Il sostegno pubblico dei carichi familiari negli anni ottanta*, in P. Bosi e S. Lugaresi (a cura di), *Bilancio pubblico e redistribuzione: teorie, modelli, riforme*, Bologna, Il Mulino.
- Gastaldi, F. e P. Liberati (2000), *Imposte e redistribuzione in Italia*, in G. Garofalo e A. Pedone (a cura di), *Distribuzione, redistribuzione e crescita: gli effetti delle disuguaglianze redistributive*, Milano, Franco Angeli Editore.

- Jenkins, S.P. (1991), *Income inequality and living standards: changes in the 1970s and 1980s*, in "Fiscal Studies", vol. 12, n. 1, pp. 1-28.
- Kolm, S.C. (1976), *Unequal inequalities I*, in "Journal of Economic Theory", vol. 12, n. 3, pp. 416-42.
- _____ (1976), *Unequal inequalities II*, in "Journal of Economic Theory", vol. 13, n. 1, pp. 82-11.
- Lambert, P.J. (1993), *The distribution and redistribution of income: a mathematical analysis*, 2nd Edition, Manchester University Press.
- _____ (1993), *Evaluating impact effect of tax reforms*, in "Journal of Economic Surveys", vol. 7, n. 3, pp. 205-42.
- Lugaresi, S. e S. Toso (1993), *Tassazione progressiva del reddito e correzione del fiscal drag: effetti redistributivi e di benessere sociale*, in "Politica Economica", vol. 9, n. 1, pp.105-27.
- Mottu, E. (1997), *Progressivité de l'impôt federal direct et de la TVA en Suisse*, in "Journal of Economics and Statistics", vol. 133, n. 4, pp. 709-40.
- Muller, C. e A. Trannoy (2002), *Multidimensional inequality comparisons: a compensation perspective*, lavoro presentato al "Fourth Annual Meeting of Living tax, Living standards, Inequality and Taxation: Where Do We Stand?", Lubecca, settembre 2002, mimeo.
- Rothschild, M. e J.E. Stiglitz (1970), *Increasing risk: a definition*, in "Journal of Economic Theory", settembre, n. 3, pp. 225-43.
- Sen, A.K. (1973), *On economic inequality*, Oxford Clarendon Press, pp. 24-47.
- Shorrocks, A.F. (1983), *Ranking income distributions*, in "Economica", vol. 50, n. 197, pp. 3-17.
- Shorrocks, A.F e J.E. Foster (1987), *Transfer sensitive inequality measures*, in "Review of Economic Studies", vol. 54, n. 3, pp. 485-97.
- Toso, S. (1994), *Ordinamenti completi ed incompleti nella misurazione della disuguaglianza*, in "Economia Politica", anno XI, n. 1, pp. 103-37.

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

- No. 453 — *Labor market pooling: evidence from Italian industrial districts*, di G. DE BLASIO e S. DI ADDARIO (ottobre 2002).
- No. 454 — *Italian households' debt: determinants of demand and supply*, di S. MAGRI (ottobre 2002).
- No. 455 — *Heterogeneity in human capital and economic growth*, di S. ZOTTERI (ottobre 2002).
- No. 456 — *Real-time GDP forecasting in the euro area*, di A. BAFFIGI, R. GOLINELLI e G. PARIGI (dicembre 2002).
- No. 457 — *Monetary policy rules for the euro area: what role for national information?*, di P. ANGELINI, P. DEL GIOVANE, S. SIVIERO e D. TERLIZZESE (dicembre 2002).
- No. 458 — *The economic consequences of euro area modelling shortcuts*, di L. MONTEFIORE e S. SIVIERO (dicembre 2002).
- 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. SALLEO (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. GUELFÌ (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).

(*) 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)**.