

1. Introduzione

Sulla scia delle modifiche della struttura dell'imposta sul reddito delle persone fisiche (Irpef) avviate nella XIII Legislatura ad opera dei governi del centro-sinistra, anche la successiva coalizione di governo di centro-destra ha presentato una serie di interventi di carattere riformatore.

In qualche modo ispirandosi alla radicale proposta contenuta nella Legge Delega del 21 dicembre 2001, l'Esecutivo e la maggioranza parlamentare sono intervenuti sul sistema fiscale dell'imposizione personale principalmente in due occasioni, modifiche disegnate dalla legge Finanziaria per il 2003, la L. 289/02, e dalla legge Finanziaria per il 2005, la L. 311/04. Numerose sono le problematiche a cui l'introduzione di tali cambiamenti ha inteso rispondere (ad esempio, tramite interventi di semplificazione amministrativa, di riduzione del complessivo carico fiscale, a fini di miglioramento dell'equità orizzontale, ecc.) e altrettanto numerosi sono stati gli studi di natura empirica che si sono interessati all'analisi dei risultati definiti dall'applicazione delle differenti normative, sia in termini di efficienza che di effetti redistributivi.

Al termine della XIV Legislatura sembra opportuno un bilancio dell'esperienza. Bilancio ancor più necessario alla luce dell'ambizione degli obiettivi proposti e dell'importanza dello strumento dell'Irpef nel panorama del complessivo sistema d'imposizione fiscale, in particolare per le imposte dirette: in Italia queste ultime, escludendo misure di natura temporanea, forniscono un gettito di circa 174 miliardi di euro (Relazione Generale sulla Situazione Economica del Paese, Banca d'Italia, esercizio 2004). L'Irpef realizza circa i $\frac{3}{4}$ di tale gettito e, tra l'altro, risultando una imposta con elevata progressività (ma soltanto per una parte dei contribuenti, identificabili con i percettori di redditi da lavoro dipendente o pensioni) è ritenuta di fatto lo strumento principale per realizzare obiettivi di equità verticale.

In questo lavoro ci si concentra su quello che costituisce uno degli elementi maggiormente caratterizzanti il prelievo tributario, l'imposta come meccanismo di correzione della suddivisione delle risorse risultante dall'operare del sistema di mercato.

Inoltre, si è attratti dai nessi che possono sussistere tra equità distributiva e benessere, vale a dire se la ricerca di quella particolare forma di equità che va sotto il nome di eguaglianza (o del suo opposto, la diseguaglianza) possa contemporaneamente definire un miglioramento, o un regresso, del benessere collettivo. Non sembra superfluo osservare come la definizione di equità - e la connessa identificazione degli obiettivi di equità, e i

possibili effetti redistributivi conseguenti all'azione pubblica - costituisca un tema a cui gli economisti, in genere, si accostano con circospezione: nei confronti di questioni di natura etica le categorie dell'economista, improntate per lo più all'analisi dell'efficienza, si adattano malvolentieri. Non potendosi definire l'equità che in termini 'relativi', tale definizione non può che dipendere dai criteri etici che sottendono il punto di vista di ciascuno di noi, ed in particolare di coloro che sono preposti alle decisioni inerenti la cosa pubblica¹.

Tale condizione di parzialità spiega in parte la difficoltà con cui la categoria degli economisti si relaziona con i criteri di giustizia distributiva, mancando quella accezione di oggettività scientificamente determinabile che, dai primi modelli ricardiani, essa sembra auspicare. Il confronto analitico ha mostrato come tale dimensione, da alcuni ricercata ponendo il criterio di Pareto² - e la conseguente definizione di efficienza - come unica discriminante teorica, usualmente non sia sufficiente a determinare la valutazione comparativa di date allocazioni di risorse: da qui la necessità di ricorrere anche ad altri principi valutativi³.

Intorno a questi argomenti si è sviluppata nel tempo una considerevole mole di contributi filosofici e teorici che qui non è possibile, neppur brevemente, affrontare: in questa ricerca la struttura dell'Ippef ritenuta socialmente desiderabile deriva dall'indicazione di carattere normativo contenuta nel contributo seminale di Atkinson (1970). Qui ci troviamo in una economia dove gli individui traggono utilità dal consumo di un singolo bene in quantità non negative (a pure income distribution model).

L'attenzione è posta su un *Social Welfare Functional (SWFL)* utilitarista e welfarista, cioè basato su giudizi individuali e coerente con il criterio di Pareto⁴. Le relazioni che legano analisi della distribuzione del reddito, criterio di dominanza di *Lorenz* e *welfare* saranno nel successivo paragrafo enunciate e formalizzate.

In quest'approccio, il compito principale dell'economista applicato è invece quello di verificare in quale direzione e in quale misura l'azione pubblica garantisce una ripartizione

¹ - In letteratura, d'altronde, è stata posta la questione, *Eguaglianza di che cosa?* (Sen, 1980).

² - *Per sé*, in realtà, un giudizio di valore (cfr. Graaf, 1957).

³ - In tal caso resta il compito di verificare e motivare, "[...] the nature of general ranking rules for comparing economic states based on simple ethical principles", Cowell, 2002, p. 3.

⁴ - E' da notare come la massimizzazione del benessere collettivo tramite l'operatore-somma determina esclusivamente un risultato di efficienza piuttosto che di equità e solo accidentalmente con l'efficienza si ottengono risultati egualitari (cfr. Sen, 1980). Come si vedrà, la capacità di un *SWFL* utilitarista di catturare anche aspetti redistributivi è motivata dai postulati sulla forma funzionale dell'utilità individuale. Il inserirle, e in letteratura ciò è usualmente rilevato e accettato: anche qui, ciò è probabilmente dovuto ad una preferenza a priori per gli aspetti di efficienza piuttosto che per quelli di equità.

delle risorse (e in particolare della sua principale approssimazione usualmente presente in letteratura, il reddito) differente da quella prodotta dall'operare dei mercati.

L'aspetto redistributivo può essere allora definito da una duplice dimensione analitica, quella normativa e quella positiva, e in base a criteri proposti o proponibili all'interno della prima, ci si può occupare nella seconda di evidenziare se quelle valutazioni - e le connesse indicazioni - hanno trovato un soddisfacente riscontro nella realtà empirica. Indipendentemente da tali *rationales*, la necessità che le scelte politiche siano comunque informate sui loro effetti distributivi (inesauribile, del resto, argomento di confronto nel dibattito di natura politica) aggiunge un altro motivo di interesse.

Nel presente lavoro non si intende aggiungere un'ulteriore analisi incentrata sulle usuali valutazioni dell'impatto del livello e delle caratteristiche della imposta sulla distribuzione dei redditi originaria⁵ (effetti, in breve, che prescindano “[...] da ogni altro fenomeno che in questi anni possa avere influenzato la distribuzione del reddito.”; cfr. Baldini *et al.*, 2006, p. 4), ma simulare l'*effettiva* redistribuzione *pura* operata sui redditi personali tramite le conseguenze sulla struttura della tassazione personale definite dal secondo modulo della Riforma Tremonti.

L'enfasi sulla qualifica di 'effettiva' redistribuzione costituisce la principale motivazione di questa ricerca. Sembra infatti intuitivo supporre che in seguito all'imposizione del prelievo tributario il risultato redistributivo debba dipendere dal congiungersi di due elementi: la particolare forma funzionale che rappresenta la struttura dell'imposta e la distribuzione dei redditi sulla quale essa si applica. Sorprendente è stato osservare che tale nesso fosse escluso dagli studi di carattere applicativo. Questi sono infatti normalmente viziati nel calare l'impatto fiscale in una distribuzione datata diversamente e, di fatto, le analisi sui confronti tra sistemi d'imposta qui richiamate (ma non esclusivamente queste) hanno trascurato il ruolo delle differenze distributive e si sono concentrate esclusivamente sui diversi attributi di progressività della struttura dell'imposta al fine di determinare i risultati potenziali della redistribuzione, ovvero sulla base di una data distribuzione dei redditi lordi utile a simulare le differenti implicazioni delle normative (usualmente l'ultima disponibile) hanno confrontato le diverse distribuzioni dei redditi netti definite dall'applicazione delle stesse.

⁵ - Si vedano, a partire dai primi lavori di simulazione sulla proposta contenuta nella Legge Delega, Arachi-Zanardi (2002), Baldini-Bosi (2000, 2002, 2004a, 2004b), Baldini *et al.* (2002; 2006), Schioppa (2002), Gastaldi-Liberati (2004), Deelich *et al.* (2005), Tondani-Mancini (2006).

Dietro questa scelta spesso si celano motivi di carattere teorico, ma risulta possibile definire dei casi nei quali tale vincolo può essere superato. A tal fine, un lavoro di Dardanoni–Lambert (2002) fornisce una possibile strada per ovviare a tale problema, una procedura formale adatta a considerare le differenze esistenti nelle distribuzioni lorde.

Tale metodologia è rilevante nel caso di confronti intertemporali in cui si comparano due stati della fiscalità passati, perché si confrontano non solo due strategie di fiscalità diversi ma, inevitabilmente, due stati datati dell'economia e della distribuzione, stati del mondo che potrebbero differire per ragioni diverse dalla diversa modalità fiscale e rileva - in particolare dal punto di vista empirico - quando siano conoscenza comune i micro-dati da indagini campionarie relativi a tutte i periodi sotto esame.

Qui, al contrario, l'attenzione si rivolge agli effetti di una normativa - il secondo e conclusivo modulo valido per il periodo d'imposta 2005 - che ha prodotto i suoi effetti in un tempo in cui, ad oggi, non si conosce la distribuzione, e sulla quale essa agisce e incide.

Da questo punto di vista, per chi fosse interessato allo studio degli effetti potenziali redistributivi sembra ragionevole supporre che uno studio maggiormente esauriente di tali conseguenze dovrebbe basarsi su una metodologia d'analisi che comprenda l'applicazione delle normative (pre- e post-riforma):

- sia su una data distribuzione pre-tax a disposizione del ricercatore,
- sia tramite una procedura che in qualche modo controlli per le (plausibili) differenze distributive, e anche qui necessariamente grazie ad una simulazione degli effetti redistributivi.

In tal maniera si può tentare di avere la giusta considerazione per la logica di risultati che possono dipendere da differenti distribuzioni di riferimento dei redditi lordi⁶.

La seconda parte di questa metodologia è qui sviluppata e si fonda su alcune assunzioni che derivano da precedenti lavori dell'autore: il caso italiano, come si vedrà, sembra essere un buon candidato.

Ai fini del confronto, sono stati presi in considerazione due sistemi d'imposta Irpef, il secondo modulo della Riforma Tremonti (2005) e il secondo modulo della Riforma Visco (in vigore nel periodo d'imposta 2000).

⁶ - L'attenzione è concentrata sugli effetti di impatto: non ci si sofferma sugli effetti secondari e quindi non si valutano le reazioni dei contribuenti al mutamento dell'imposizione, in particolare gli effetti cosiddetti di incentivo. D'altra parte, un chiaro scopo della procedura è cercare di tenere conto del cambiamento distributivo pre-tax tra i periodi d'imposta: quale ne sia il motivo, se la variazione nell'offerta di lavoro o altri, esso è catturato dalla distribuzione pre-tax (simulata) al 2005. Si noti che in questo lavoro si deve continuare a prescindere da variazioni nella struttura e nella composizione della popolazione.

Sempre da un punto vista metodologico, per le comparazioni di benessere si è fatto inizialmente ricorso allo strumento delle elasticità definite *Residual Income Progression*, successivamente al criterio di dominanza di *Lorenz* e una tipica misura del grado di progressività (*effectual progression measures*)⁷.

La fonte dei dati di base è il modello di microsimulazione ITAXMOD dell'Istituto di Studi ed Analisi Economica (ISAE).

Il piano del lavoro è quanto segue. Il successivo paragrafo è composto da alcune necessarie definizioni, una presentazione dei teoremi, degli indicatori e delle misure della diseguaglianza utilizzati/e. Segue quindi la illustrazione dei limiti di natura formale che talvolta rendono arduo il *matching* delle strutture d'imposta con l'andamento della distribuzione dei redditi lordi sulle quali si applicano, e la discussione delle circostanze dove questi limiti possono essere affrontati e nel caso risolti. Se così fosse, è possibile attivare una procedura che permette di tenere conto delle differenze distributive esistenti tra le distribuzioni dei redditi lordi, al fine di definire corrette comparazioni tra i livelli di diseguaglianza post-tax.

Il 3° paragrafo esplicita le caratteristiche del database di cui ci si avvale. Si dispone di un data set da indagine campionaria, utile per la derivazione dei due vettori che per i due periodi oggetto di esame costituiscono il materiale informativo di base: redditi al lordo e al netto dell'imposta sui redditi delle persone fisiche. Inoltre, chiarisce la metodologia, descrivendo e motivando i passaggi rilevanti della procedura empirica qui utilizzata.

L'ultimo paragrafo presenta e analizza i risultati ottenuti⁸. Al suo interno si cerca di precisare le conclusioni e i limiti attinenti all'analisi positiva e normativa che scaturiscono dagli esiti del cambiamento nella struttura dell'IRPEF e nella suddivisione delle risorse e, infine, si conclude con alcune possibili estensioni del lavoro.

⁷ - In letteratura è noto che misure positive rappresentative del grado di diseguaglianza (ad es. la varianza, il coefficiente di variazione, la deviazione standard dei logaritmi, il coefficiente di Gini, ecc.) non ne costituiscono una misura oggettiva, potendosi d'altronde difficilmente concepire una qualsiasi oggettività nel concetto puro di diseguaglianza. Pur capaci di comporre una graduatoria per qualsiasi coppia di distribuzioni dei redditi e quindi definire un *ranking*, generalmente differente, di fatto ognuna di esse raccoglie un giudizio di valore, ad es. grazie ai pesi maggiori o minori che vengono implicitamente assegnati a trasferimenti di reddito tra percentili differenti della popolazione ordinata secondo la scala crescente dei redditi (cfr. Atkinson, 1970, pp. 252 - 257; Sen, 1973, cap.2; Kondor, 1975). In sintesi, tali misure possono essere viste come misure normative se associate a specifiche assunzioni sul modo di valutazione del benessere sociale. In questo lavoro si è preferito indagare tale questione direttamente considerando l'approccio normativo del *Social Welfare Functional*, prima che indirettamente in base a misure riassuntive statistiche. Si vedrà poi come, valide alcune condizioni, si individuino numeri indici capaci di fornire la medesima indicazione.

⁸ - Il software adoperato in questo lavoro per il trattamento preliminare dei dati, l'implementazione delle diverse metodologie empiriche e la veste grafica dei risultati è MATLAB, versione 6.5.

2. Definizioni e Strumenti di Analisi

C'è una larga convergenza di pareri sul fatto che un'aliquota media di imposta crescente al crescere del reddito lordo sia la condizione che definisca una imposta progressiva⁹.

Se $T(x)$ indica una funzione d'imposta, e quindi il carico fiscale complessivo su un reddito (individuale) lordo x , $T(x)$ è una imposta progressiva se, e solo se, $T(x)/x$ cresce al crescere del reddito. Se $T(x)$ è una funzione differenziabile con continuità, il criterio di progressività (debole) può esprimersi in questa forma:

$$d[T(x)/x] / dx \geq 0 \quad \forall x \Leftrightarrow T'(x) \geq T(x)/x \quad \forall x > 0.$$

dove $T'(x)$ indica la variazione infinitesimale dell'imposta relativa ad un incremento infinitesimale dell'imponibile¹⁰.

Qui l'imposta è funzione solo dei redditi (la disuguaglianza non stretta permette di considerare il caso di *no-tax-area* al di sotto di una soglia e/o di imposta proporzionale), mentre un tipico sistema impositivo è funzione anche di altre caratteristiche. In seguito si vedrà come valutare questi attributi nel caso siano rilevanti.

Le curve di Lorenz e le curve di Concentrazione costituiscono un utile strumento al fine di visualizzare agevolmente le distribuzioni oggetto di studio.

Si assuma che i redditi siano distribuiti con continuità lungo un intervallo $[0, z]$, sia $F: [0, z] \rightarrow [0, 1]$ la funzione che caratterizza la distribuzione dei redditi lordi (dove $F(x)$ è la proporzione della popolazione con reddito minore od uguale ad x), sia $f(x)$ la funzione di densità delle frequenze associata anch'essa definita sullo stesso intervallo e supposta strettamente positiva tra il più basso livello di reddito rilevato $x_{min} \geq 0$ e il più alto livello di reddito $x_{max} \leq z$ (z è qualsiasi livello di reddito in eccesso rispetto al più alto reddito rilevato)¹¹ e, infine, sia n la dimensione della popolazione, il numero delle osservazioni. Per ogni $p \in [0, 1]$ esiste un solo livello di reddito y con posizione p , identificato tramite l'applicazione $p = F(y)$. Quando il reddito lordo medio, il prelievo fiscale medio e il reddito netto medio sono, rispettivamente,

$$\mu_X = \int_0^z x f(x) dx, \quad \mu_T = \int_0^z T(x) f(x) dx \quad \text{e} \quad \mu_N = \int_0^z N(x) f(x) dx, \quad \text{il } total \text{ tax ratio è } \mu_T / \mu_X = t.$$

⁹ - Fino ad avviso contrario, per reddito si intende reddito monetario.

¹⁰ - Si suppone che valga la condizione $0 \leq T'(x) < 1 \quad \forall x$ (*incentive preservation principle*); essa, tra l'altro, implica che $0 \leq T(x) < x \quad \forall x$ e risulta equivalente alla richiesta che il reddito netto, $N(x) = x - T(x)$, sia una funzione monotona crescente in x .

¹¹ - Si evitano così problemi di convergenza al top della distribuzione.

Per illustrare l'ordinamento di Lorenz, si consideri ora una funzione $L : [0, 1] \rightarrow [0, 1]$ che definisca le funzioni di Lorenz per i redditi lordi e di Concentrazione per i redditi netti e il carico fiscale. Il grafico della funzione L , per una data distribuzione dei redditi, è la convenzionale curva di Lorenz¹².

Siano, con ovvia notazione, $L_X(p)$, $L_N(p)$ e $L_T(p)$ - sinteticamente L_X , L_N e L_T ¹³:

$$\begin{aligned} p = F(y) &\longrightarrow L_X(p) = (1 / \mu_X) \int_0^y x f(x) dx, \\ p = F(y) &\longrightarrow L_N(p) = \{1 / [\mu_X(1-t)]\} \int_0^y N(x) f(x) dx, \\ p = F(y) &\longrightarrow L_T(p) = [1 / (\mu_X t)] \int_0^y T(x) f(x) dx. \end{aligned}$$

Ai fini di una valutazione comparativa la curva di Lorenz più vicina alla bisettrice rappresenta una distribuzione maggiormente uguale. Jakobsson (1976) e Fellman (1976) hanno mostrato il legame tra progressività della imposta e curve di Lorenz:

$$d [T(x)/x] / dx \geq 0 \quad \forall x \quad \Leftrightarrow \quad L_N \geq L_X \geq L_T \quad \forall p, \text{ con } > \text{ per qualche } p.$$

Con un sistema fiscale applicato ad ogni sottoinsieme della popolazione dove la sola differenza tra gli individui sono i rispettivi livelli di reddito, una imposta progressiva riduce le ineguaglianze all'interno del gruppo ed è equivalente alla condizione di dominanza della curva di Concentrazione post-tax sulla curva di Lorenz dei redditi lordi¹⁴.

Si sottolinea nuovamente come per *differenti* distribuzioni dei redditi lordi l'applicazione di un sistema progressivo d'imposizione fiscale sui redditi personali possa dar luogo a *differenti* gradi di progressività. Cambiando la distribuzione di riferimento possono inoltre cambiare i risultati di una comparazione di diversi sistemi di imposizione. In sintesi, non è necessario né sufficiente avere, ad esempio, più elevati tassi marginali di imposizione in ogni singolo scaglione di reddito per ottenere una maggiore progressività.

¹² - La funzione L mappa le immagini delle funzioni di distribuzione $F(\cdot)$ in quote di reddito totale. Una curva di *Lorenz* è quindi un modo di rappresentare il grado di disuguaglianza di una economia (Lorenz, 1905). Le unità sono ordinate secondo l'ordine crescente dei redditi. In una curva di Concentrazione si pongono in relazione le frazioni cumulate di una variabile rispetto ai percentili della distribuzione della stessa o di un'altra variabile.

¹³ - Le assunzioni sulla forma della funzione $T(x)$ - e quindi l'inesistenza dell'effetto di reranking - permettono in tutto questo paragrafo di riconoscere anche L_N e L_T come funzioni di Lorenz.

¹⁴ - Una distribuzione F domina (*a second order distributional dominance*) nel senso di Lorenz una distribuzione G se $L_F(p) \geq L_G(p) \quad \forall p \in [0,1]$ e $L_F \neq L_G$. La *strict dominance* è quindi implicata se vi è stretta disuguaglianza su un qualche intervallo di misura positiva. Qui, inoltre, si deve escludere l'eventualità di una distribuzione dove nessuno è soggetto passivo d'imposta (ad es. nessuno si trova al di sopra della soglia di esenzione): la curva disegnata dal grafico della funzione L_T non sarebbe definita.

La letteratura ha quindi coerentemente distinto due principali modalità per misurare la configurazione redistributiva di diversi sistemi fiscali:

- misure strutturali (*local measures of structural progression*).

In questa sede si utilizzerà l'elasticità del reddito post-tax rispetto al reddito pre-tax, la *Residual Income Progression (RP)*, una delle quattro possibili misure del grado di progressività lungo la scala dei redditi suggerite da Musgrave e Thin (1948)¹⁵:

$$RP(x) = [1 - T'(x)] / [1 - T(x) / x] \quad (\leq 1 \text{ con imposta progressiva}).$$

Una maggiore progressività è indicata da una riduzione del valore di *RP*.

- misure globali di *effettiva* progressività (*measures of effective progression* o *progressivity*).

Tradizionalmente misure globali sono scalari che individuano l'efficacia redistributiva riducendo una coppia definita dal sistema d'imposizione fiscale-distribuzione ad un numero indice in grado di fornire un ordinamento completo. Molte sono state le misure proposte¹⁶, spesso gli analisti ne considerano in particolare due, entrambe definite in termini di separazione tra le curve di Lorenz rilevanti:

⇒ Indice di Kakwani (1977a):

$$\Pi^K = 2 \int_0^1 [L_X(p) - L_T(p)] dp = C_T - G_X \quad (> 0 \text{ con imposta progressiva}).$$

dove G_X = coefficiente di Gini per i redditi pre-tax = $1 - 2 \int_0^1 L_X(p) dp$,

e C_T = coefficiente di concentrazione del carico fiscale = $1 - 2 \int_0^1 L_T(p) dp$.

⇒ Indice di Reynolds-Smolensky (1977):

$$\Pi^{RS} = 2 \int_0^1 [L_N(p) - L_X(p)] dp = G_X - C_N \quad (> 0 \text{ con imposta progressiva}),$$

dove C_N = coefficiente di concentrazione del reddito post-tax¹⁷ = $1 - 2 \int_0^1 L_N(p) dp$.

I due indici forniscono una misura delle aree interne alle curve di Lorenz relative al carico fiscale e redditi pre-tax per l'indice di Kakwani (*disproportionality of tax burden*), redditi pre- e post-tax per l'indice di Reynolds-Smolensky (*redistributive effect*).

Quest'ultimo ci informa che, se positivo, maggiore il suo valore numerico, maggiormente

¹⁵ - Misure tutte compatibili con la definizione di imposta progressiva. Ognuna di queste misure quantifica con modalità distinte l'eccesso dell'aliquota marginale rispetto all'aliquota media e conseguentemente implica un differente ordinamento parziale sull'insieme delle possibili *income tax schedules*.

¹⁶ - Cfr., tra gli altri, Blackorby-Donaldson (1984) e Suits (1977).

¹⁷ - Data la nota n. 10 ivi, $C_N = G_N$.

equa è la distribuzione post-tax sulla distribuzione definita dalla curva di Lorenz pre-tax (si noti che quest'ultima può interpretarsi come la rappresentazione grafica di una distribuzione post-tax in seguito ad una imposta proporzionale). Date le assunzioni di questo paragrafo, Π^{RS} misura la riduzione del coefficiente di Gini ottenuta tramite il processo impositivo.

Kakwani (1977a, 1977b) dimostra che, in via generale, esiste un collegamento tra i due indici:

$$\Pi^{\text{RS}} = [t / (1 - t)] \Pi^{\text{K}}.$$

Un incremento dell'effetto redistributivo indicato da una variazione di Π^{RS} dipende allora da due fattori: un aumento proporzionale dell'incidenza del prelievo a parità dei differenziali relativi di trattamento fiscale lungo la scala degli redditi, oppure un incremento, a parità della prima, della disegualianza nel carico fiscale. Una volta nota la distribuzione pre-tax, con l'applicazione di differenti strutture d'imposizione fiscale l'indice di Reynolds-Smolensky e il raffronto dei valori così ottenuti permette di ordinare in termini di efficacia redistributiva le diverse strutture d'imposta. D'altra parte lo stesso risultato non ambiguo si raggiunge tramite l'osservazione dell'andamento delle curve di Lorenz relative alle distribuzioni dei redditi post-tax definite dall'applicazione dei differenti sistemi fiscali, anche qui data la distribuzione pre-tax rilevante: a parità di gettito, il sistema fiscale connesso con la curva di Lorenz costantemente più interna risulterà maggiormente equitaria.

Jakobsson (1976) e Kakwani (1977b) hanno dimostrato separatamente come tale conclusione e alcune misure locali siano equivalenti¹⁸.

Siano $T^1(x)$ e $T^2(x)$ due funzioni che definiscono alternative strutture d'imposta; per gli scopi di questo lavoro:

$$RP^1(x) \leq RP^2(x) \quad \forall x \quad \Leftrightarrow \quad L_N^1(p) \geq L_N^2(p) \quad \forall F(x).$$

Se un sistema fiscale risulta possedere una più elevata *degree of progression*, allora deve essere in maggior misura redistributivo (e viceversa). Diversi, per ogni livello di reddito, valori di RP caratterizzano, e sono caratterizzate da, differenti distribuzioni dei redditi post-tax. Si tratta di un risultato fondamentale, in quanto si giunge a determinare un legame tra principio di equità verticale (individui in circostanze diverse dovrebbero essere

¹⁸ - Cfr. inoltre Hemming-Keen (1983) e Latham (1988).

tassati in misura diseguale; da qui l'obiettivo di riduzione delle disuguaglianze tra i contribuenti) e struttura progressiva dell'imposta.

Tale nesso si rivela utile per il lavoro degli analisti che intendano giudicare alternativi sistemi fiscali di imposizione personale sui redditi ai fini di confronti intertemporali o tra diverse economie. A tal fine, in sintesi, risultano disponibili:

- ⇒ Misure strutturali;
- ⇒ Misure globali di effettiva progressività;
- ⇒ Teoremi di Jakobsson–Kakwani.

Indicazioni del grado di progressività sono fornite dalle misure locali (un criterio di ordinamento parziale). Un calcolo riassuntivo dell'effettiva progressività dei sistemi fiscali emerge, invece, con gli indici Π^{RS} ed Π^K (un criterio di ordinamento globale). Queste ultime misure saranno, in dipendenza degli scopi dei ricercatori, riferibili a:

- ⇒ Una data distribuzione dei redditi pre-tax e vari sistemi di imposta;
- ⇒ Un dato sistema d'imposta e diverse distribuzioni pre-tax;
- ⇒ Coppie di distribuzioni dei redditi post-tax e pre-tax.

Con questi ultimi dati sintetici non si è in grado di determinare gli effetti di progressività sulle differenti classi di reddito, ma esclusivamente una stima complessiva degli effetti redistributivi. La relazione tra elasticità e criterio di dominanza caratterizza invece i teoremi di Jakobsson-Kakwani. Valori della RP lungo *tutta* la scala dei redditi costantemente minori implicano - e sono implicati da - una condizione di dominanza tra le curve di Lorenz rilevanti: tali teoremi subiscono il vincolo di dover scegliere una distribuzione pre-tax come *baseline* di riferimento e conseguentemente lasciano spazio a repliche da parte di chi intendesse criticare le valutazioni conseguenti. Nascondendo il ruolo delle differenze distributive, l'evidenza empirica di distribuzioni pre-tax che non rimangono immutate nel tempo e che differiscono tra diversi paesi rimane irrilevante ai fini dell'analisi. Al contrario, rivolgendosi al criterio di Lorenz si possono tenere in considerazione anche ineguaglianze presenti prima dell'applicazione dell'imposta.

Sia l'unità base dell'analisi il *regime* $\langle N, F \rangle$. Indicando con \succ_L l'ordinamento parziale dei regimi $\langle N, F \rangle$ in base al criterio di dominanza di Lorenz,

$$\langle N_1, F_1 \rangle \succ_L \langle N_2, F_2 \rangle \Leftrightarrow L_N^1(p) - L_X^1(p) \geq L_N^2(p) - L_X^2(p) \quad \forall p, \text{ con } > \text{ per qualche } p.$$

Sia invece \succ_{RP} l'ordinamento parziale della funzione N in base al criterio della RP .

Con alcuni cambiamenti nella notazione, si può riformulare il risultato di Jakobsson-Kakwani:

$$N_1 \succ_{RP} N_2 \Leftrightarrow \langle N_1, F_0 \rangle \succ_L \langle N_2, F_0 \rangle \quad \forall F_0.$$

Se col criterio di Lorenz si possono confrontare e ordinare coppie con differenti distribuzioni pre-tax, ciò ora è precluso: la distribuzione, una volta scelta, è data per ciascun sistema fiscale (con uguale distribuzione pre-tax i due criteri si rivelano, ovviamente, equivalenti nelle loro prescrizioni). Pur tuttavia sono questi ultimi i risultati teorici ad essere con frequenza utilizzati nei lavori di valutazione empirici: matematicamente validi ma debolmente realistici.

Recentemente tale lacuna sembra superabile. Grazie ad un contributo di Dardanoni-Lambert (2002) sono a disposizione nuove procedure adatte ad indicare effetti redistributivi globali tramite l'analisi locale dei valori di elasticità, tenendo opportunamente conto delle differenze nelle distribuzioni pre-tax soggette al prelievo.

In questa sede è sufficiente sottolineare come essi ritengano necessario *correggere*, con modalità che verranno successivamente descritte, gli effetti dei sistemi di imposizione fiscale sulle distribuzioni dei redditi per le differenze esistenti nelle distribuzioni dei redditi lordi soggette al prelievo, al fine di tenere conto delle *differenti dimensioni e differenti livelli di disegualianza* da queste ultime catturate. Ciò dovrebbe realizzarsi prima di effettuare qualsiasi tipo di confronto di progressività tra i diversi sistemi di imposizione fiscale. Essi indicano, nel caso di due sistemi impositivi, come procedura valida un metodo che definisca un terzo *commune* scenario di riferimento per entrambi i regimi fiscali; oppure quel metodo che *importi* uno dei due regimi fiscali nell'altro (*a transplant-and-compare procedure*).

Anche in questo caso, con due regimi sotto esame, si possono ottenere risultati redistributivi ambigui in relazione alla distribuzione scelta come baseline. Il teorema n. 1 di Dardanoni-Lambert (*ib.*) dimostra che tale scelta è invece ininfluente se le due distribuzioni pre-tax sono, dopo aver posto i redditi in ordine crescente, ognuna una trasformata isoelastica dell'altra. In tal caso gli ordinamenti parziali rimangono inalterati e si raggiunge l'indipendenza di giudizio dalla baseline adottata.

Formalmente, sia $g: \mathbf{R}_+ \rightarrow \mathbf{R}_+$ una qualsiasi funzione monotona crescente e continua.

Siano F_0 ed a G_0 due alternative distribuzioni di riferimento per la comparazione dei regimi $\langle N_1, F_1 \rangle$ e $\langle N_2, F_2 \rangle$.

Gli ordinamenti parziali sui regimi $\langle N_1, F_1 \rangle$ e $\langle N_2, F_2 \rangle$ condizionati a F_0 ed a G_0 , rimangono inalterati $\Leftrightarrow G_0^{-1} \circ F_0 = g$ è isoelastica ($\Leftrightarrow \exists A, b > 0 : g(x) = Ax^b$)¹⁹.

Per ricercatori che intendano determinare anche gli effetti redistributivi reali, intenzionati non solo a separare gli effetti di progressività prodotti da mutamenti dei sistemi d'imposizione fiscale da quelli causati da cambiamenti distributivi, il passaggio decisivo è l'analisi delle distribuzioni lorde e la ricerca dell'esistenza di una trasformazione isoelastica che le colleghi, non più la scelta di una di esse come riferimento applicativo dei vari sistemi fiscali. In caso di esito positivo e scelta una comune base di riferimento (per ciò che riguarda gli aspetti applicativi essa può essere semplicemente una delle due - o più - distribuzioni pre-tax a disposizione del ricercatore), il teorema n. 2(b) di Dardanoni-Lambert (*ib.*) dimostra le condizioni sufficienti per un ordinamento (parziale) tra i regimi, da ricercare verificando opportune misure delle relative *RP*.

Siano $\langle N_1, F_1 \rangle$ e $\langle N_2, F_2 \rangle$ due regimi. Si indichino gli ordinamenti parziali sui regimi, condizionati ad una distribuzione di riferimento F , tramite $\succ_P|F$.

Si supponga che $g = F_1^{-1} \circ F_2$ sia isoelastica.

Se $RP_1(g(x)) \leq RP_2(x) \quad \forall x$, con \leq per qualche $x \Rightarrow \langle N_1, F_1 \rangle \succ_P|F_1 \langle N_2, F_2 \rangle$ e $\langle N_1, F_1 \rangle \succ_P|F_2 \langle N_2, F_2 \rangle$.

La procedura di correzione relativa alle distribuzioni post-tax (per i dettagli analitici si rinvia al prossimo paragrafo) utilizzerà proprio quei valori A e b che caratterizzano, se esiste, il legame isoelastico. Il parametro A misura la crescita proporzionale, b la scala della diseguaglianza della distribuzione.

Si è in grado così di ricorrere al risultato di Jakobsson-Kakwani data una precisa relazione strutturale tra le distribuzioni dei redditi. Essi permettono in questo caso di valutare gli effetti redistributivi reali, e ottenere risultati globali a partire da una *local progression comparison*: per il loro tramite, la dominanza nel senso di Lorenz tra le distribuzioni dei redditi netti induce a ricorrere al teorema di Atkinson (1970) e quindi fornire un elemento di giudizio prescrittivo²⁰.

¹⁹ - Il simbolo \circ definisce l'operatore 'composizione di funzioni'.

²⁰ - Cfr. inoltre Kolm, 1969.

Atkinson assume che il benessere sociale sia espresso tramite una funzione - definita sui redditi individuali - additiva, separabile e simmetrica:

$$W = \int_0^z U(x) f(x) dx.$$

Per qualsiasi dimensione della popolazione, siano $H(x)$ e $G(x)$ due distribuzioni dei redditi con media uguale, $\mu_H = \mu_G$ ²¹:

$$L_H(p) \geq L_G(p) \quad \forall p \quad \Leftrightarrow \quad W_H \geq W_G \quad \forall U(x), \text{ dove } U'(x) > 0, U''(x) < 0, \forall x > 0.$$

Con la sola restrizione di una funzione di utilità individuale che goda delle suddette proprietà²², il confronto tra due distribuzioni con media uguale assegnerà una preferenza in termini di welfare alla distribuzione dominante secondo il criterio di Lorenz (e viceversa). Se si è disposti ad assumere un *SWFL* coerente con il criterio di Pareto e *inequality-averse*, la disegualianza si rivela essere nient'altro che una perdita di benessere²³.

3. L'Analisi Empirica

In un precedente lavoro, Russo (2005), si è impiegata per il caso italiano la procedura Dardanoni-Lambert qui sinteticamente descritta: per l'analisi della riforma Visco dell'IRPEF della seconda metà degli anni '90, si è, tra l'altro, accertata l'esistenza di trasformazioni isoelastiche che collegano le distribuzioni campionarie dei redditi lordi nei periodi 1995, 1998 e 2000. Dalla condizione di isoelasticità e dalla procedura di correzione è seguito un risultato definitivo in termini di efficacia redistributiva.

Nel contempo alcuni limiti della procedura sono emersi. Come detto, quel che rileva ai fini della effettiva progressività è dove sono situati i soggetti passivi di imposta: ci sono molti individui soggetti ad un'alta aliquota marginale, o un numero scarso; l'ultimo

²¹ - L'interesse per un indicatore della disegualianza pura (la forma della distribuzione) impone di ricorrere al teorema di Atkinson, prescindendo dallo *shift* nelle distribuzioni. Per annullare eventuali differenze nelle medie dei redditi netti, esse devono essere riproporzionate: non si deve alterare la misura della elasticità e a tal fine si può ricorrere ad un *Residual-Progression-neutral device*. Si ottiene così la parità di gettito tramite il desiderato incremento (o diminuzione) della media senza che si modifichi la misura di *Residual Progression* (cfr. Pfaller, 1984; Formby-Smith, 1986; Lambert-Pfaller, 1987).

²² - Tale restrizione permette di rispettare il ben noto *Principle of Transfers* di Pigou-Dalton.

²³ - Si osserverà l'andamento delle curve di Lorenz e le misure globali di effettiva progressività, ma si preferisce un ordinamento parziale basato su preferenze unanimi. Formby e Smith (1986, p. 562) commentano, "If Lorenz curves intersect, a social welfare function can always be found which ranks income distribution differently than does the Gini coefficient or other summary measures of inequality.". Se così non fosse, qualsiasi indice di inegualianza che rispetti il principio di Pigou-Dalton e di Simmetria fornirà lo stesso risultato dell'ordinamento parziale di Lorenz (cfr., tra gli altri, Foster, 1985).

scaglione di un sistema fiscale con sostanzialmente basse aliquote può essere rilevante per nessuno dei soggetti d'imposta o per la maggior parte di essi. Tale problematica rileva nel caso di confronti intertemporali *looking-backward* – e in particolare quando sono conoscenza comune i micro-dati da indagini campionarie relativi a tutte i periodi sotto esame – ma risulta di interesse anche per valutazioni comparative, sia di riforme, sia di normative già a regime, in cui manca l'informazione sulla distribuzione dei redditi lordi in vigore: in entrambi i casi l'incertezza di giudizio dipende dalla distribuzione su cui la struttura dell'imposta andrà ad impattare. La procedura Dardanoni-Lambert (in particolare con l'esistenza di un legame isoelastico tra le distribuzioni) appare definitivamente risolutiva per le incertezze sui lavori del primo tipo, ma non è in grado di dare risposte esauritive per gli ultimi due. La richiamata sostanziale stabilità della forma strutturale della distribuzione originaria dei redditi personali in Italia (diversi A e b , ma una comune relazione strutturale tra le distribuzioni) consente comunque di presentare un diverso e complementare lavoro di simulazione.

Con l'esistenza di distribuzioni collegate isoelasticamente per un periodo sufficientemente lungo si può ipotizzare con qualche grado di fiducia che tale legame, con (presumibilmente) diversi parametri A e b , continui nel tempo, o almeno per un tempo *sufficientemente* vicino all'ultimo intervallo osservato.

Uno studio maggiormente esauriente degli effetti redistributivi di normative che soffrono della mancata conoscenza riguardo la distribuzione su cui si andrà ad impattare dovrebbe allora comprendere:

- i)* l'usuale analisi delle conseguenze sulla distribuzione dei redditi post-tax in base alla applicazione delle differenti normative sulla disponibile distribuzione pre-tax;
- ii)* una modalità complementare, comunque fondata su una simulazione degli effetti redistributivi. In accordo con diverse ipotesi sui coefficienti A e b e impiegando modelli di simulazione micro-economici per la finanza pubblica si specifica con l'andamento della distribuzione $F(x)$ ritenuta valida il possibile cambiamento distributivo e si controlla per la crescita e la disegualianza conseguenti.

Con l'assunzione di un legame isoelastico tra le distribuzioni pre-tax, insieme alla *tax-schedule* la scelta dei valori dei parametri A (dimensione) e b (scala della dispersione) è la 'variabile' che può condizionare i risultati redistributivi. I parametri possono essere definiti dalle medie dei valori osservati di A e b (analisi di trend), dalle previsioni dell'Esecutivo inserite nei documenti di programmazione economico-finanziaria, infine, se il periodo di osservazione non fosse ritenuto sufficientemente lungo, verificando per diversi valori dei

parametri - arbitrari ma economicamente sensati - la robustezza delle indicazioni desumibili dalla modalità di analisi *i*). Qui si presenta il punto *ii*).

L'analisi dell'effetto di equità verticale puro dell'IRPEF sulla distribuzione dei redditi è realizzata con l'impiego di un data set pluriperiodale (2000 e 2005). In Italia le fonti originali sono sostanzialmente le indagini campionarie sui bilanci delle famiglie della Banca d'Italia (BdI) e dell'ISTAT (l'indagine sui consumi delle famiglie): quella utilizzata in questo lavoro è la prima. La BdI pubblica regolarmente dal 1966 i risultati dell'indagine campionaria ed è noto che i redditi rilevati sono al netto delle imposte e dei contributi dovuti²⁴. Gli analisti che volessero comparare due sistemi fiscali devono quindi riprodurre il processo di formazione dell'imposta dovuta in capo ai singoli soggetti passivi (l'Irpef continua ad essere un tributo su base individuale e non familiare) per poter sommare il risultato di tale elaborazione con il dato campionario e formare il reddito al lordo del prelievo.

I dati prodotti dal modello di microsimulazione ITAXMOD dell'Istituto di Studi ed Analisi Economica (ISAE) forniscono tale elaborazione. Come la maggior parte della modellistica esistente, ITAXMOD è un modello statico²⁵. Si basa su indagini campionarie *cross-section* e permette attualmente di simulare gli effetti primari delle politiche fiscali omettendo le conseguenze economiche delle reazioni comportamentali degli agenti. I dati campionari possono essere riportati all'intera popolazione tramite i pesi campionari e sono facilmente recuperabili all'interno del programma di computazione qualsiasi variazione degli strumenti a disposizione delle autorità (aliquote d'imposta, detrazioni, deduzioni, ecc.), sia interventi marginali che riforme globali di sistema²⁶.

²⁴ - Si tratta di rilevazioni condotte separatamente per periodi diversi, dal 1987 a cadenza biennale. Sono rilevate per ciascun individuo informazioni sul titolo di studio, condizione anagrafica, condizione professionale, ammontare e natura del reddito; per ogni nucleo familiare (*household*) informazioni sulla composizione, localizzazione regionale, consumi totali, ricchezza patrimoniale, condizione abitativa (casa di proprietà o in locazione). Per una discussione critica delle rilevazioni fornite dalla Indagine sui bilanci delle famiglie della Banca d'Italia cfr. Brandolini (1999). Brandolini e Camari (1994) analizzano la qualità dei dati e notano come essa non si discosta dalla media di analoghe indagini internazionali.

²⁵ - Per il processo di formazione dei dati lordi tramite ITAXMOD si rinvia a Lugaresi (1989, 1990) e Di Biase *et al.* (1995).

²⁶ - Nell'ultimo quinquennio sono state apportate alcune modifiche, anche sostanziali, alla struttura dell'Irpef. La riforma Tremonti, dopo un iniziale aumento degli importi delle detrazioni per i figli a carico e un ridisegno per il 2003 delle soglie limite e delle aliquote marginali nominali, nel periodo sotto esame ha proseguito con la diminuzione del numero degli scaglioni di reddito da 5 a 4, variando, di nuovo, le aliquote e i valori di soglia (si veda la TAB. 1(b) in Appendice). Dopo l'introduzione della cosiddetta deduzione a fini di progressività (differente per fonte di reddito e che ora sostituisce completamente le detrazioni per le spese di produzione del reddito) e la clausola di salvaguardia (il vantaggio per il contribuente di poter optare per il trattamento più favorevole determinato dal nuovo o dal precedente regime fiscale), è stata introdotta a partire dal 2005 la deduzione per oneri familiari (anche qui decrescente al crescere del reddito) che sostituisce le detrazioni per carichi di famiglia, e ampliata al periodo 2003 la clausola di salvaguardia (cfr. CIRCOLARE N. 2 dell'Agenzia dell'Entrate, Roma, 3 gennaio 2005). Nelle stime ISAE sono presenti i redditi da lavoro

Per il 2000 la BDI fornisce microdati per un campione di 22.268 individui, per un totale di 8.001 nuclei di convivenza. ITAXMOD00 è il modello che restituisce i valori lordi per l'anno 2000. Sono questi i redditi sui quali si è applicato i valori dei parametri di differenti trasformazioni isoelastiche, tale esercizio fornisce i redditi simulati che postuliamo validi al periodo 2005 e dai quali, tramite l'incidenza del secondo modulo della Riforma Tremonti, sono stati ricavati i redditi netti per il periodo 2005. Ogni valutazione comparativa ha quindi come base di partenza, per ciascuno dei due periodi, due vettori - redditi al lordo e al netto dell'Irpef - dove per il 2005 si è provveduto a simulare gli effetti redistributivi su distribuzioni originarie legate isoelasticamente alla distribuzione lorda calcolata con il modello ITAXMOD00.

3.1 La procedura

Il passaggio dalla teoria alle applicazioni alla realtà empirica può essere disturbato da alcuni ostacoli che possono limitare (o negare) la rilevanza dei risultati. Fino ad ora si è argomentato grazie ad alcune ipotesi semplificatrici, essenzialmente il fatto che tutti i fattori non reddituali sono espulsi dalla tax schedule e quindi ogni utilità individuale, cuore della misura di welfare assunta - l'utilità media sociale - è funzione esclusivamente dei redditi monetari. Inoltre, finora, le assunzioni implicano che non ci siano effetti di *reranking*. Come trattare la presenza di popolazione socialmente eterogenea? Se il fine è la valutazione degli effetti di progressività pura, in che modo gestire gli effetti di (*classical*) *horizontal inequity*, (*c*)*HI*, e *reranking* usualmente presenti all'interno del complessivo effetto redistributivo²⁷? La risposta a queste ed altre questioni, oltre alla esposizione e motivazione della procedura è il fine principale di questa sezione.

Il primo nodo critico riguarda la definizione di reddito. Per ottenere risultati in termini di efficacia redistributiva che abbiano un senso economico per una popolazione socialmente eterogenea, è indispensabile servirsi di redditi convertiti in forma *equivivalente*, per entrambe le distribuzioni, per ogni periodo in esame²⁸. Al fine di avere un criterio di

dipendente, redditi da lavoro autonomo, pensioni, redditi da impresa soggetti ad IRPEF, redditi diversi e alcune minime forme di trasferimenti; sono esclusi i redditi da capitale, per lo più soggetti a tassazione separata, i redditi da immobili e i *fringe benefits*. Sono, infine, escluse le addizionali Irpef degli enti territoriali.

²⁷ - Per le definizioni di *c*(*HI*) e *reranking* si può utilmente consultare Lambert, 2001.

²⁸ - Il nucleo familiare è usualmente considerata l'unità decisionale rilevante sia per quanto riguarda l'offerta di lavoro che la spesa per consumi e le ragioni principali di questa scelta ricadono sulla difficoltà di assegnare la titolarità di alcune tipologie di redditi ai singoli componenti la famiglia. L'utilizzo come unità di analisi del nucleo familiare non è immune da critica, ad esempio il numero di componenti può non essere ritenuto indipendente da scelte connesse con il reddito monetario disponibile dopo il processo redistributivo.

ordinamento adatto a comparazioni di benessere in presenza di eterogeneità nella composizione della popolazione usualmente si è applicato un deflatore, m , una scala di equivalenza *relativa* che assegna ad ogni componente un peso rapportato al relativo costo familiare marginale²⁹. Sulla costruzione di tale indice non c'è accordo, in quanto non è possibile stabilire una oggettiva scala di equivalenza³⁰.

Si è selezionato un deflatore appartenente alla famiglia delle funzioni parametriche proposto da Cutler e Katz (1992); con valori specifici dei parametri implementa altre scale di equivalenza proposte (cfr. Atkinson *et al.*, 1995; Buhmann *et al.*, 1988):

$$m_h = (N_a + \varphi N_c)^\theta, \quad 0 \leq \varphi \leq 1, \quad 0 \leq \theta \leq 1,$$

dove N_a e N_c sono, rispettivamente, il numero degli adulti e dei bambini nel nucleo di convivenza h , per $h = 1, 2, \dots, n$; φ è il parametro che rappresenta il peso di ogni bambino in termini di consumo, relativamente a quello unitario di ogni adulto³¹; θ è il parametro rappresentativo delle economie di scala presenti all'interno del nucleo familiare. Si assume che i parametri φ e θ siano indipendenti dal livello di reddito³². Si presenta il caso di $\varphi = \theta = 0,5$ ³³. Sono stati quindi derivati i subtotali dei redditi individuali (al netto e al lordo delle imposte) dei database per ricostruire i redditi familiari e li si è scalati in base alla diversa numerosità e composizione del nucleo familiare, ottenendo il reddito equivalente.

Ciò detto, in una tipica imposta sul reddito personale problemi di iniquità orizzontale (HI) possono manifestarsi molto facilmente³⁴. Nel caso di popolazione *omogenea* cioè sopravviene quando l'azione di un sistema fiscale *non* è riassunta da una funzione $T(x)$, x reddito monetario, dove $0 \leq T'(x) < 1$, $0 \leq T(x) < x \forall x$. Con popolazione *eterogenea*, tramite una scala di equivalenza da un livello di analisi almeno bidimensionale si torna a

²⁹ - Cfr. Atkinson, 1975. Per una metodologia alternativa all'uso delle scale di equivalenza in presenza di eterogeneità cfr. Atkinson-Burguignon, 1987. Per una valutazione dei relativi pregi, o difetti, delle scale di equivalenza parametriche e econometriche cfr. Cowell-Prats (1999).

³⁰ - Opinione condivisa è quella di considerare come fondamentali almeno due parametri: economie di scala interne all'*household* e differente peso per diverse tipologie dei componenti il nucleo familiare. Le economie dimensionali sono motivate dalla presenza di costi familiari fissi (ad es., arredamento, canone di locazione) e da costi marginali decrescenti per componente addizionale; il reddito indispensabile per l'ottenimento di un preciso livello di welfare varia meno che proporzionalmente rispetto alla variazione del numero dei componenti il nucleo familiare.

³¹ - Per questa scala gli adulti singoli sono la famiglia tipo. La soglia che segna il passaggio dalla condizione di bambino a quella di adulto è stata fissata, in linea con le scelte dell'OCSE, superiore ai 14 anni.

³² - Ebert-Lambert (2004) dimostrano che una scala d'equivalenza *relativa* e *costante*, $m(x) = m$, $\forall x$, rispetta un criterio di pura equità orizzontale (nuclei di convivenza con eguale livello simili di *well-being* prima dell'imposta dovrebbero vedere confermata tale eguaglianza anche dopo l'imposta) e preserva il grado di *Residual Progression*.

³³ - Per effetti redistributivi sui redditi familiari *monetari* è sufficiente porre $\theta = 0$.

³⁴ - Cfr. per l'Italia, Marenzi, 1995; per il Regno Unito Aronson *et al.*, 1994.

poter considerare esclusivamente reddito (x per il prosieguo del lavoro definisce reddito equivalente). Con eterogeneità, è stato dimostrato che non rileverà un problema di *HI* se un sistema d'imposta $T(\cdot)$ è ³⁵:

$$i) \quad T(x, h) = m_h \left[\tau_h \left(\frac{x}{m_h} \right) \right] \quad \forall h,$$

dove τ_h , funzione del reddito equivalente $\left(\frac{x}{m_h} \right)$, riflette il modo con cui la società

sceglie di tassare gli inequali (effetto di equità verticale puro) e m_h è il deflatore, corrispondente al numero degli adulti equivalenti. La funzione τ_h agisce quindi sui livelli di benessere colpendo il reddito equivalente di un adulto *standard*³⁶;

$$ii) \quad T(x, h) = \tau_h (x - a_h) \quad \forall h,$$

dove a_h è una deduzione, in accordo ad una (costante) scala *assoluta*, e τ_h è una funzione d'imposta del reddito equivalente $(x - a_h)$.³⁷

L'Irpf non rispetta fino in fondo nessuna di tali configurazioni: essa agisce sul reddito monetario individuale, caratteristiche diverse dai redditi vengono considerate con l'operare di deduzioni (e detrazioni) ma sono introdotti trattamenti differenziali in base a fattori che potremmo definire socialmente irrilevanti, oppure relazionati al reddito, la struttura delle detrazioni è ancora contorta³⁸, esiste di fatto evasione fiscale. Tutto ciò molto facilmente produce risultati con presenza di *HI*. L'obiettivo del presente lavoro è una analisi del grado di progressività puro, e a tal fine si deve isolare l'effetto di equità verticale dagli effetti di *reranking* e (c)*HI*. La letteratura (cfr. Lambert, 2001) indica che si realizza l'identificazione dell'effetto di progressività puro costruendo una funzione tra pre- e post-tax living standard *controfattuale*, che sia *HI-free* e che restituisca esclusivamente l'effetto di equità verticale. In corrispondenza con i problemi di (c)*HI* o *reranking*, alternative procedure sono state proposte.

Si opta per la descrizione ed utilizzazione della procedura che si fonda sul criterio del *reranking*, fondamentalmente perché nel nostro database non ci sono *eguali* in termini di

³⁵ - Cfr., tra gli altri, Ebert-Lambert, 2004; Ebert-Moyes, 2000.

³⁶ - Si noti che τ_h deve rimanere immutata per ogni h ($\tau_h = \tau$, $\forall h$), e $0 \leq \tau' \left(\frac{x}{m_h} \right) < 1$, $\forall \left(\frac{x}{m_h} \right)$.

³⁷ - Si noti che τ_h deve rimanere immutata per ogni h ($\tau_h = \tau$, $\forall h$), e $0 \leq \tau' (x - a_h) < 1$, $\forall (x - a_h)$.

³⁸ - Lambert e Yitzhaki (1997) dimostrano che una semplice detrazione che dipenda dalle dimensioni familiari manca l'obiettivo dell'equità orizzontale.

reddito equivalente³⁹. Equità verticale in questo approccio è la scelta sociale della distribuzione post-tax, data una distribuzione pre-tax realizzata⁴⁰. Un effetto di riordinamento evidenzia una mutamento nell'ordinamento delle unità di reddito pre- e post-tax. Inoltre le L_N e L_r non esprimerebbero più curve di Lorenz, ma curve di Concentrazione.

La costruzione di una relazione che sia *HI-free*, deve passare per una diversa mappatura delle esistenti distribuzioni, senza modificare l'insieme dei livelli di benessere individuali disponibili dopo l'imposta e senza alcun effetto sulla disegualianza post-tax.

Si utilizza l'ordinamento delle posizioni dei redditi post-tax come riferimento per un riordinamento dei redditi pre-tax: l'ideale funzione *HI-free* ora vede ogni pre-tax living standard collegato funzionalmente con il post-tax living standard il cui rank è lo stesso⁴¹.

Ora vi è perfetta associazione, osservazione per osservazione, tra le due distribuzioni: esiste una unica funzione $T_m(x)$ tale che la relazione $x \Rightarrow x - T_m(x)$ è monotona crescente e mappa la distribuzione pre-tax nella distribuzione post-tax rispettando il grado di disegualianza contenuta in quest'ultima (di conseguenza risulta *inequality neutral*).

Con il database a disposizione, per tutti e due i periodi, si è annullata la dissociazione e quindi l'effetto di riordinamento eventualmente presente ponendo, pragmaticamente, in ordine crescente (*sorting*) entrambe le distribuzioni e definendo $T_m(x)$ come quella funzione che mappa i due vettori così ordinati: redditi familiari equivalenti lordi e netti, per ogni periodo, dal più povero nucleo familiare al più ricco.

Dopo aver reso questo campione, tramite l'utilizzo dei pesi dell'unità statistica forniti dalla Bdl⁴², un campione rappresentativo, si sono esclusi per tutte le distribuzioni il top 0,5% (per limitare una dipendenza dei risultati dagli outliers) e le famiglie con reddito pari a zero. Si è, infine, applicato un ulteriore fattore di scala per avere medie delle distribuzioni post-tax uguali (cfr. *ivi* nota 21).

Non rimane altro che verificare il grado di progressività puro riscontrato per i due differenti regimi fiscali. Lo scopo è, in seguito al cambiamento nella distribuzione originaria disegnato tramite diverse trasformazioni isoclastiche, simulare l'effettiva redistribuzione. Il primo strumento adoperato è quello delle *Residual Progression* e, come

³⁹ - Alternative trasformazioni sono in grado di annullare l'effetto di (*classical*) *Horizontal Inequity* (cfr. Lambert, 2001).

⁴⁰ - Cfr. Pechman-Okner (1974, pp. 55 - 57) e Blackorby-Donaldson (1984, p. 686).

⁴¹ - Cfr. King (1983) e Jenkins (1988).

⁴² - A ciascuna famiglia, di fatto, è attribuito un peso campionario, in proporzione inversa alla sua probabilità di inclusione nel campione; la somma dei pesi è uguale alla numerosità del campione e la media aritmetica è uguale ad uno.

si vedrà, risulta opportuno attuare una trasformazione logaritmica su tutte le distribuzioni al fine di costruire, da Dardanoni e Lambert (*ib.*), le *log-transplant curve*.

Sia $A = e^a$; se g è una funzione isoelastica,

$$\ln g(x_h) = \ln e^a + b \ln x_h = a + b \ln x_h \quad (\text{per } h = 1, 2, \dots, n).$$

Si assume che le due distribuzioni pre-tax d'interesse differiscano essenzialmente per un fattore dimensionale di crescita e per la scala distributiva. Si presentano nove simulazioni, dove, per ognuna, si è impiegato il medesimo valore di A , pari a 1,1818 (montante composto della crescita del PIL nominale rilevato per il periodo 2000-2005)⁴³ e differenti valori di b_i , per $i = (1, \dots, 9)$ ⁴⁴.

$$(x_h)_{2005} = e^a ((x_h)_{2000})^{b_i} \quad \forall h, \forall i,$$

o, alternativamente,

$$(x_h)_{2000} = e^{\frac{a}{b_i}} ((x_h)_{2005})^{\frac{1}{b_i}} \quad [= g(x_h)_{2005}] \quad \forall h, \forall i.$$

Dopo una trasformazione logaritmica:

$$\ln(x_h)_{2005} = a + b_i \ln(x_h)_{2000}, \quad \text{oppure} \quad \ln(x_h)_{2000} = \left(-\frac{a}{b_i}\right) + \left(\frac{1}{b_i}\right) \ln(x_h)_{2005} \quad \forall h, \forall i.$$

L'assunzione di isoelasticità permette di essere indifferenti rispetto a quale distribuzione adottare come baseline. Si opta per la distribuzione pre-tax del 2000.

L'ultimo passaggio della procedura involve la correzione delle distribuzioni in logaritmi dei redditi equivalenti post-tax, al fine di tenere conto delle differenze distributive nei redditi lordi. Dardanoni e Lambert (*ib.*) dimostrano che, in presenza di isoelasticità, le

⁴³ - Dati della Relazione Generale sulla Situazione Economica del Paese. Bdl, esercizio 2002, 2003 e 2004; Rapporto Isae del febbraio 2006 per le stime al 2005. Va precisato che con l'assunzione di isoelasticità non vi è alcuna necessità di convertire in termini reali i valori nominali: la procedura di correzione conduce alla stessa *log-transplant curve* sia se si deflaziona, sia se ciò non accade (cfr. Dardanoni-Lambert, *ib.*, nota n. 19, p. 111).

⁴⁴ - In Russo (*ib.*) i valori dei coefficienti che riassumono il cambiamento distributivo e dimensionale sono stati individuati tramite una stima *OLS* (per $\phi = \theta = 0,5$):

$$\ln(x_h)_{1998} = 0.148736 + 0.995889 \ln(x_h)_{1995} \quad \text{e} \quad \ln(x_h)_{2000} = 0.295818 + 0.988186 \ln(x_h)_{1995} \quad \forall h.$$

Alcune delle simulazioni qui presentate non si discostano molto dai risultati rilevati per il parametro b , ma controllano anche per un incremento della scala della diseguglianza pre-tax e, in generale, per valori anche più lontani dal valore, 1, che definisce il cambiamento nullo della ineguaglianza pura. Si ritiene che per un'analisi di trend occorrerebbe avere stime per un intervallo temporale più lungo, stime di cui purtroppo non si dispone.

trasformazioni dei redditi post-tax, N , e del complessivo regime $\langle N, F \rangle$ adatte a implementare una corretta valutazione delle *Residual Progression* sono, tramite la g^{45} ,

$$N^g = g \circ N \circ g^{-1} \quad \text{e} \quad \langle N, F \rangle^g = \langle N^g, F \circ g^{-1} \rangle.$$

Con il 2000 come periodo di riferimento, occorre correggere i valori della distribuzione post-tax del 2005; per la generica simulazione,

$$\langle N_{2005}, F_{2005} \rangle^g = \langle N_{2005}^g, F_{2005} \circ g^{-1} \rangle$$

dove $N_{2005}^g = g \circ N_{2005} \circ g^{-1}$. Per assunzione è $g^{-1} = F_{2005}^{-1} \circ F_{2000}$,

$$\text{quindi,} \quad \langle N_{2005}, F_{2005} \rangle^g = \langle N_{2005}^g, F_{2000} \rangle.$$

Si deve comparare questo complessivo regime con $\langle N_{2000}, F_{2000} \rangle$.

Si può dimostrare che:

$$\ln N_{2005}^g(x_h) = \left(-\frac{a}{b_i}\right) + \left(\frac{1}{b_i}\right) \ln N_{2005}(x_h) \quad \forall h, \text{ per } i = (1, \dots, 9).$$

Non resta che rappresentare in un unico grafico le *log-transplant curve*. Per ciascuna delle comparazioni delle Figure n. 1(a) e 1(b) è:

$$\begin{array}{ll} (i) & \ln(x_h)_{2000} \quad \text{vs.} \quad \ln N(x_h)_{2000} \quad \forall h, \\ (ii) & \ln(x_h)_{2000} \quad \text{vs.} \quad \left(-\frac{a}{b_i}\right) + \left(\frac{1}{b_i}\right) \ln N_{2005}(x_h) \quad \forall h, \text{ per } i = (1, \dots, 9). \end{array}$$

Si noti che le condizioni per il teorema Jakobsson-Kakwani sono rispettate - sull'asse orizzontale abbiamo *una* distribuzione pre-tax nei logaritmi – mentre sull'asse verticale si hanno due distribuzioni logaritmiche dei redditi netti, la $\ln N_{2000}$ e la, *corretta*, $\ln N_{2005}^g$; le elasticità (le pendenze) della curva in base alla (ii) sono simulate grazie all'assunzione che il secondo modulo della riforma Tremonti abbia impattato su una distribuzione definita da una trasformazione isoelastica della distribuzione pre-tax del 2000.

Per avere risultati univoci e validi per tutta la scala degli redditi, occorre verificare che la pendenza di una curva, *i* (ii), risulti inferiore all'altra, *ii* (i), per ogni livello del logaritmo

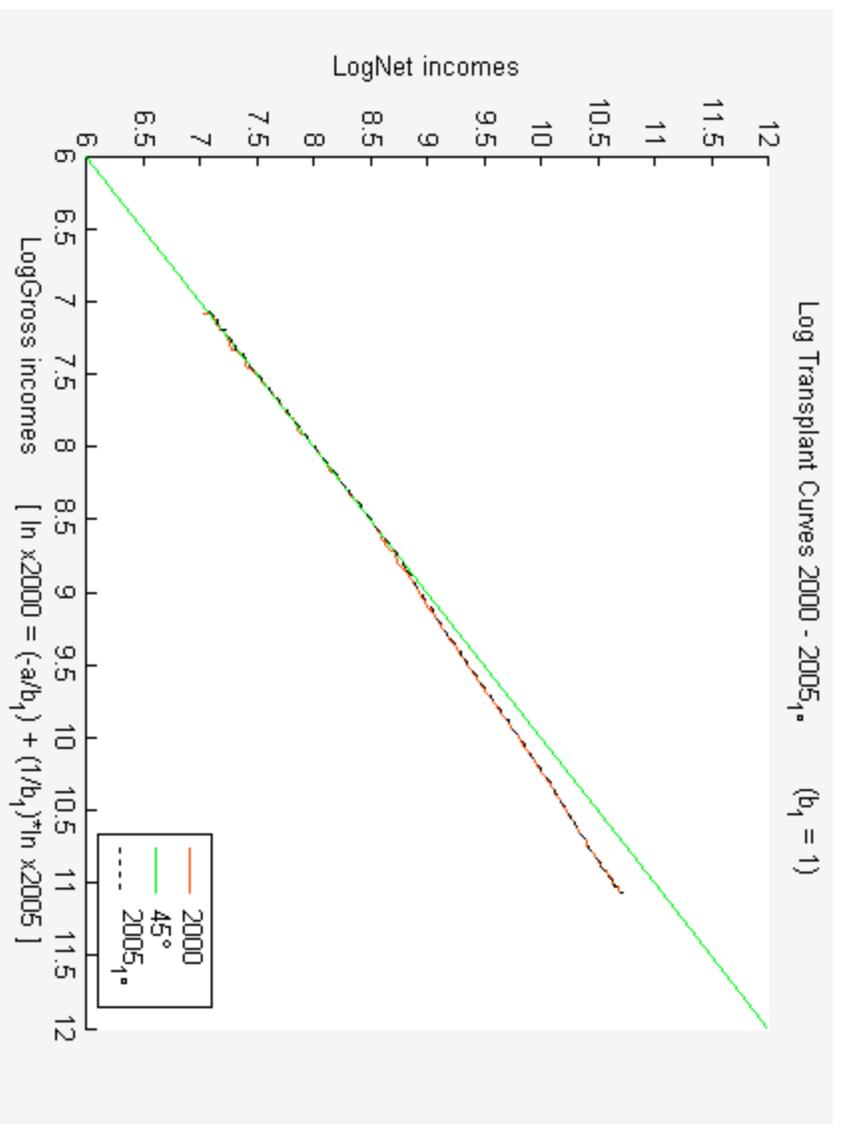
⁴⁵ - La funzione N^g è conosciuta come il coniugato tramite g di N , all'interno del gruppo delle funzioni a valori reali (Budden, 1972, esp. § 20).

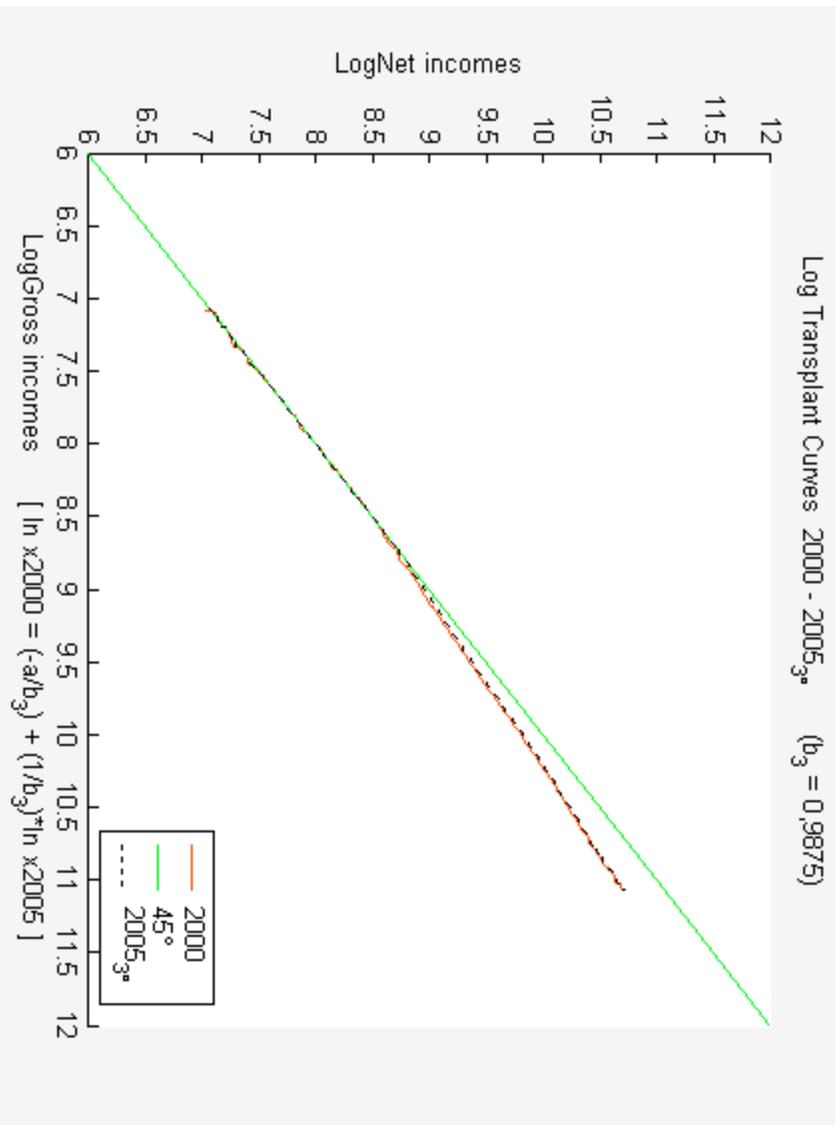
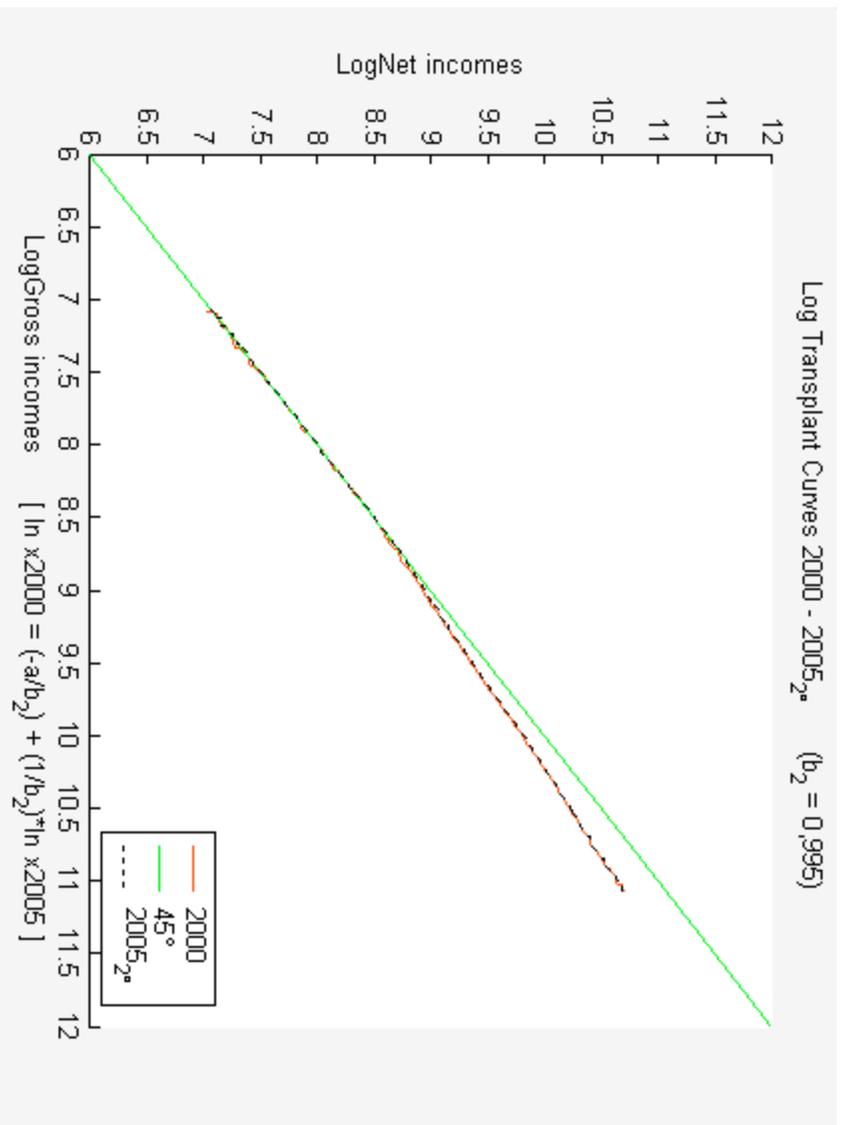
naturale del reddito lordo equivalente per il 2000; ciò implica un maggiore grado di progressività pura, un più largo effetto redistributivo e una minore disuguaglianza post-tax. Se ciò non accade per ogni livello di $\ln(x_n)_{2000}$, si possono derivare risultati validi non più globalmente, ma per frazioni dell'intervallo dei redditi.

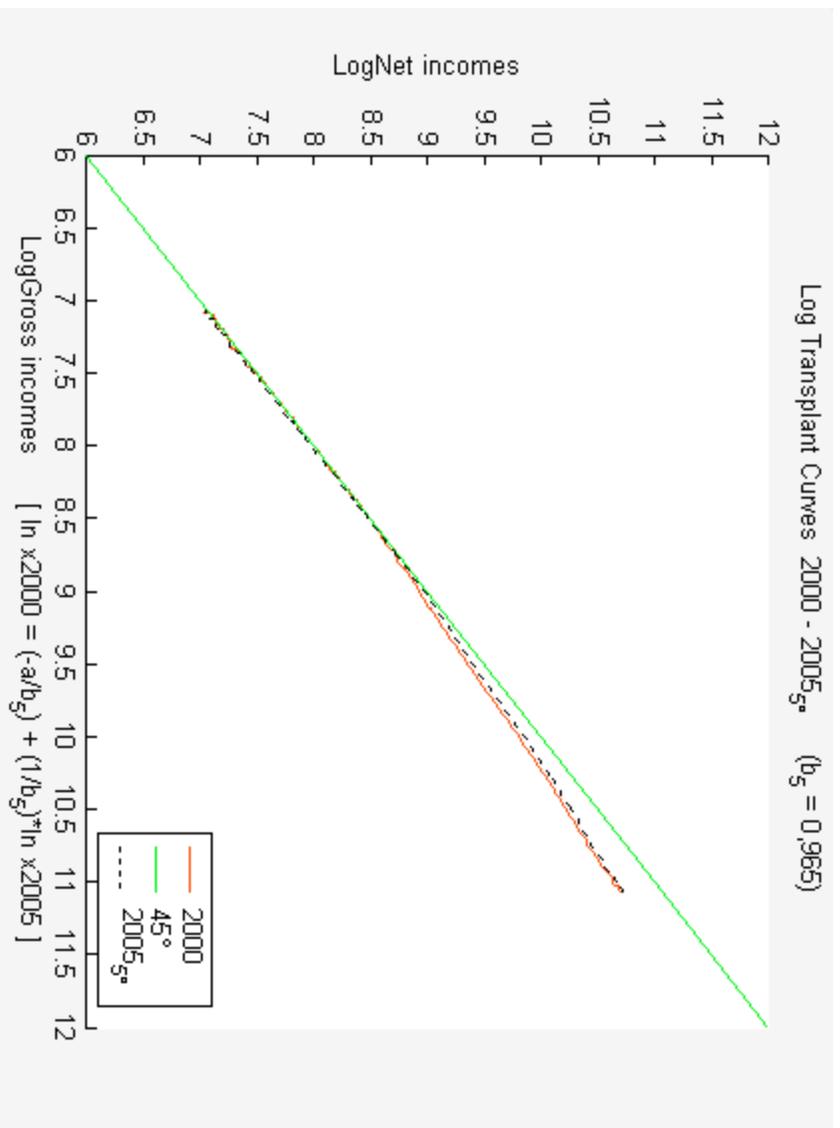
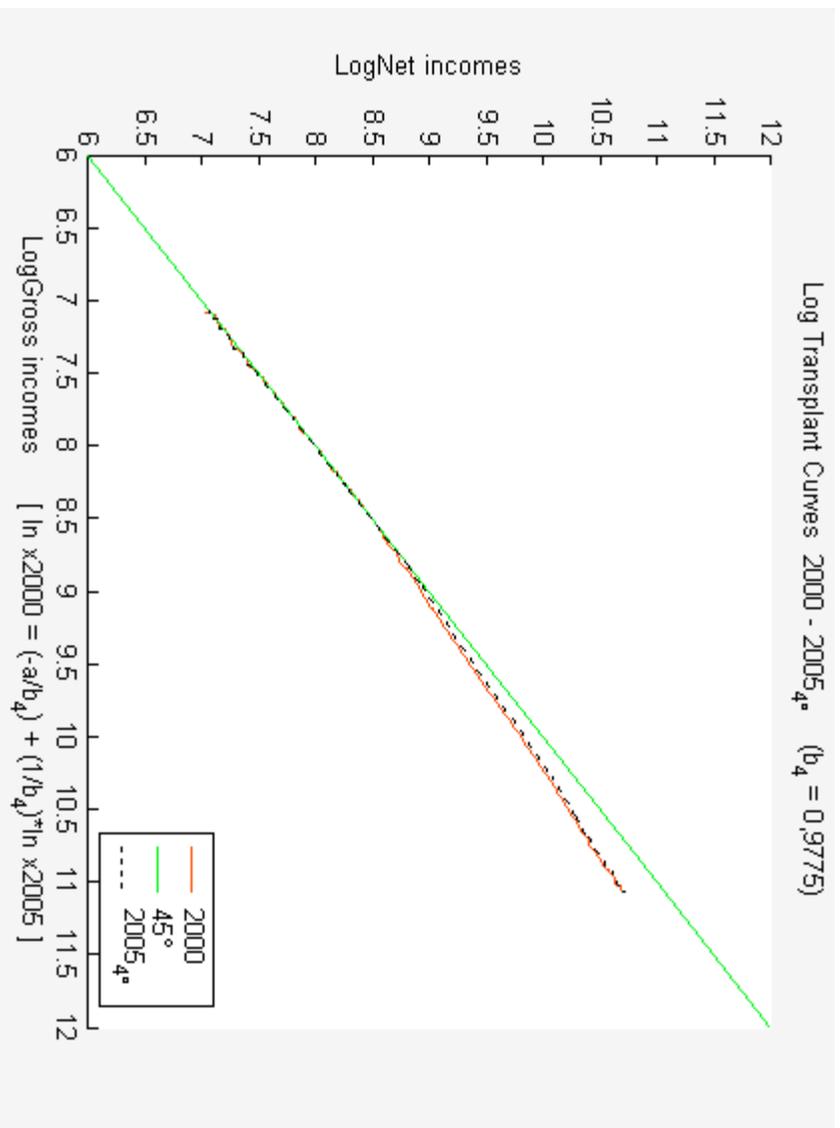
4. Gli Esiti

Per la prima simulazione $b_1=1$ (a meno di un fattore di crescita proporzionale, medesima scala della disuguaglianza pre-tax tra il 2000 e il 2005); per le quattro successive si sono imposti valori che disegnano un cambiamento distributivo tra il 2000 e il 2005 all'impronta di una sempre maggiore uguaglianza pre-tax ($b_2=0,995$; $b_3=0,9875$; $b_4=0,9775$; $b_5=0,965$), viceversa per le ultime quattro ($b_6=1,005$; $b_7=1,0125$; $b_8=1,0225$; $b_9=1,035$). Altre simulazioni con valori ancora più distanti dal caso $b_1=1$ sono state prodotte dall'autore e sono a disposizione su richiesta.

FIGURA 1(a)



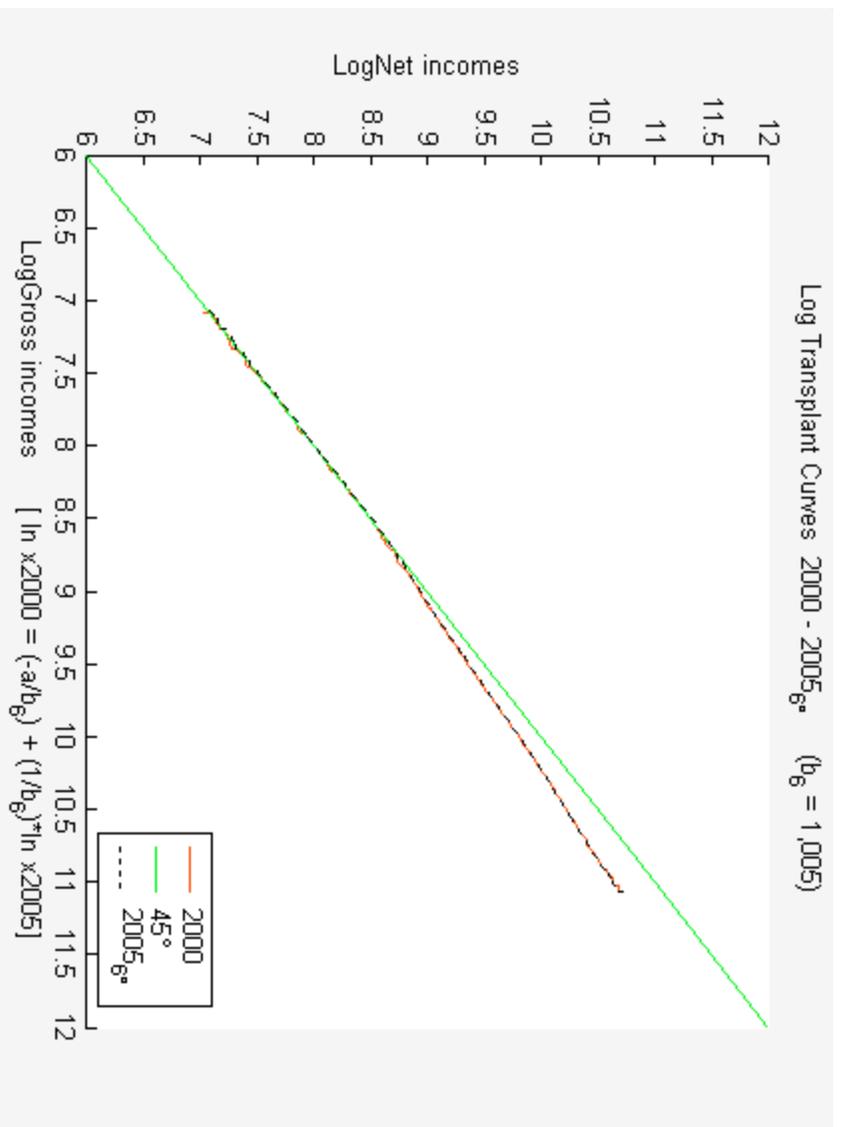


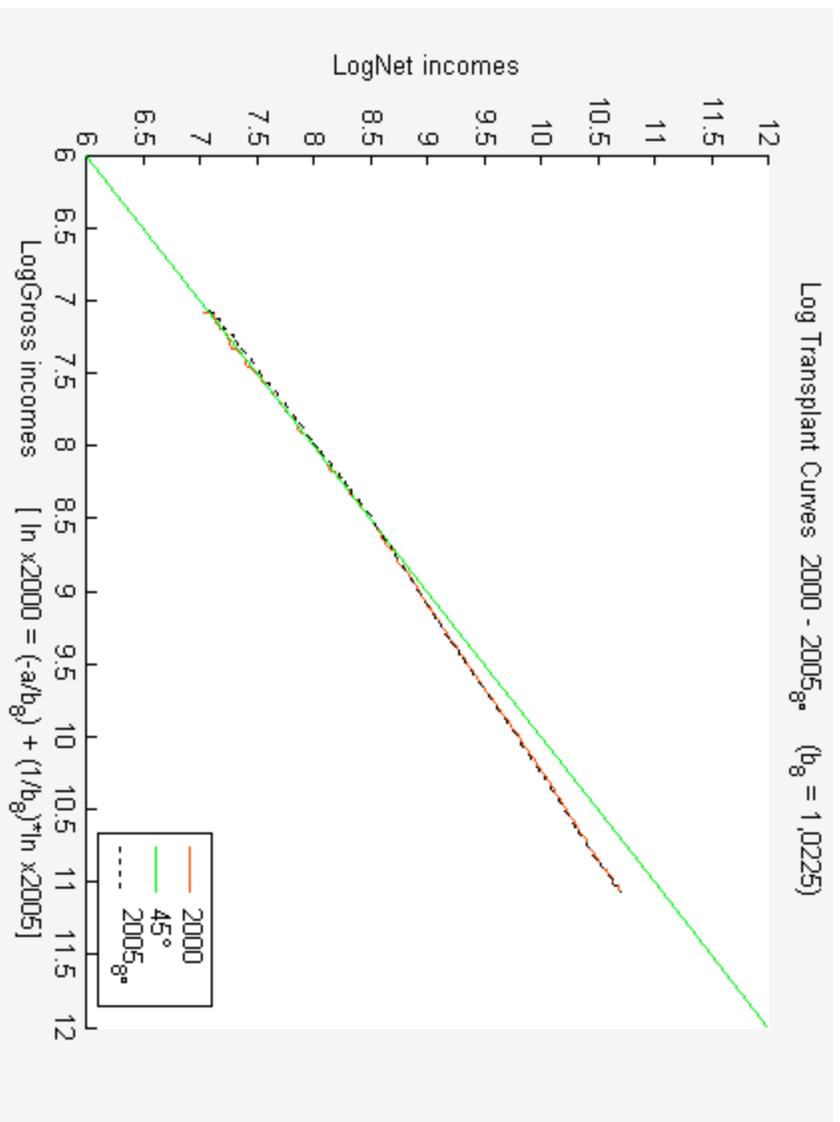
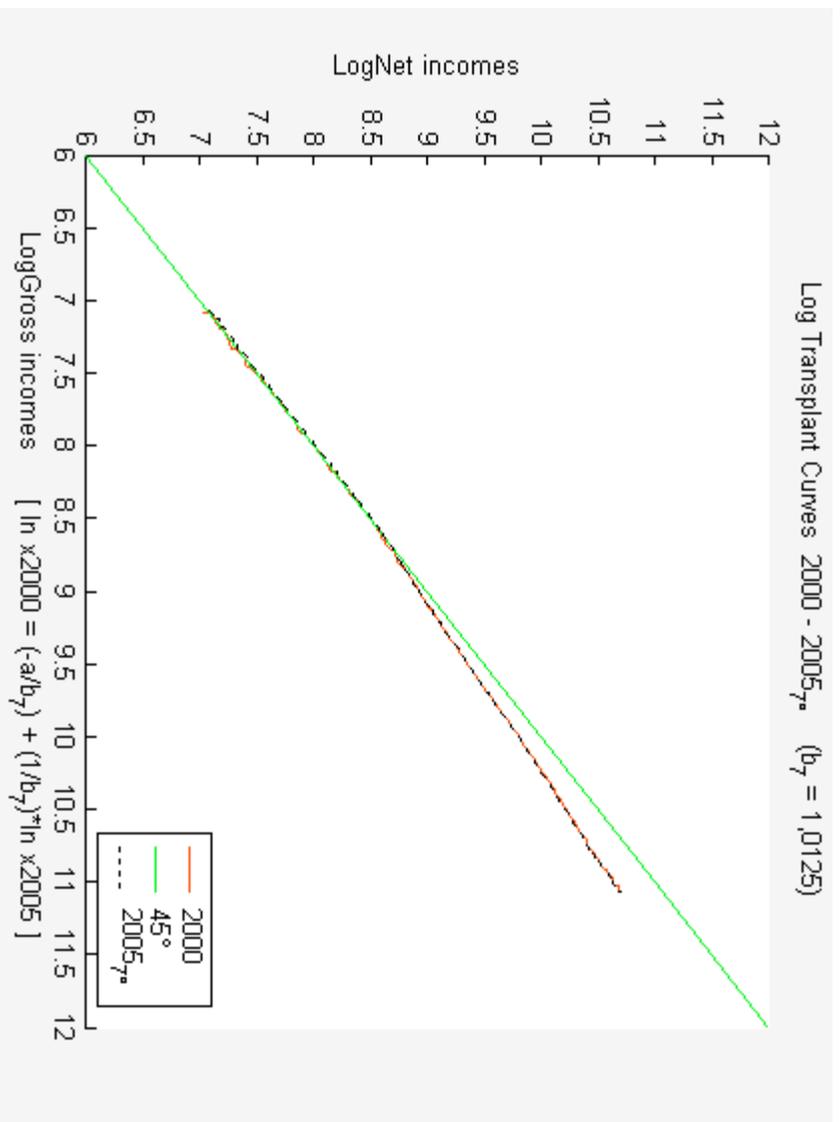


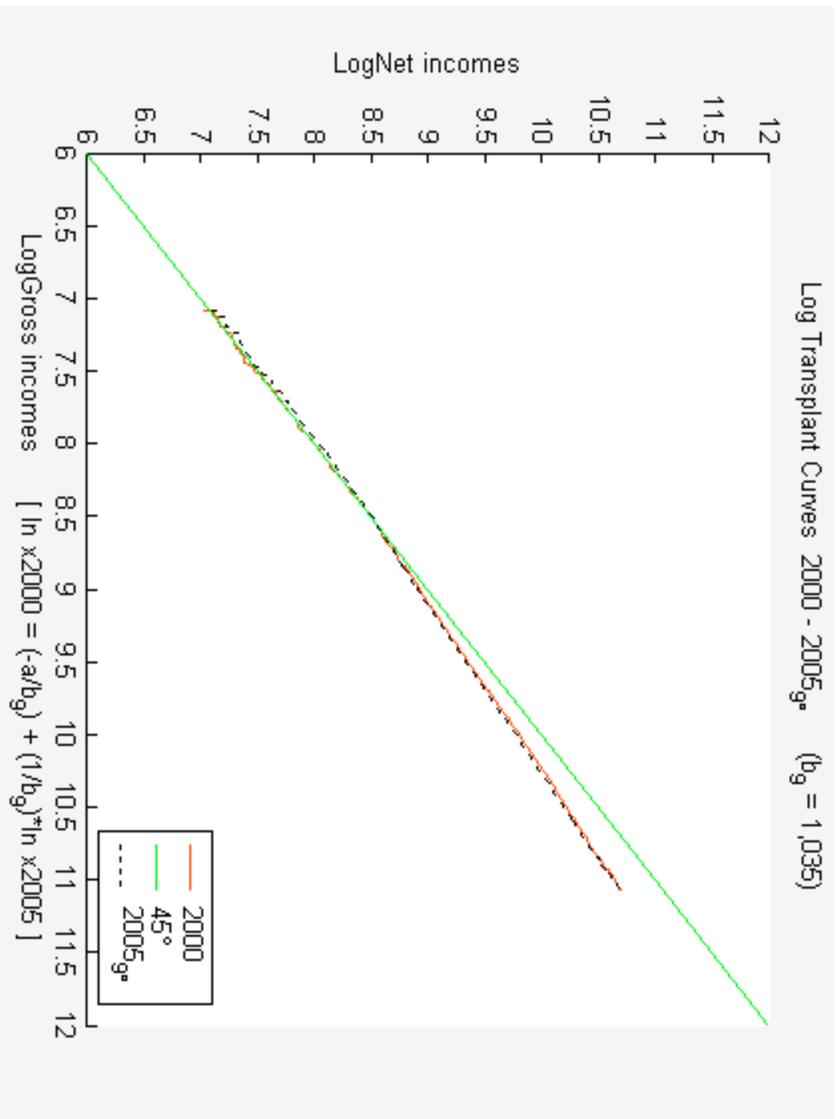
L'evidenza empirica dei grafici delle *log-transplant curve* ci informa che una volta corretto per la size e la scala della disuguaglianza non risulta evidente alcuna netta superiorità in termini di elasticità tra la redistribuzione al 2000 e quella al 2005 (per $b_1=1$, $b_2=0,995$ e $b_3=0,9875$ in particolare). Solo quando il parametro è $b_4=0,9775$ o $b_4=0,965$ (un non scontato aumento nel tempo dell'uguaglianza pre-tax), il grado di progressività puro (e la disuguaglianza dopo l'imposta) appare diverso per le distribuzioni osservate. Non è però evidente quale delle due distribuzioni debba essere complessivamente favorita, mentre per frazioni, in particolare per l'ultimo caso, sembra che per un'ampia classe dei redditi definibile centrale si evidenzino una minore *Residual Progression* definita dall'incidenza dell'Irpef 2000. Si noti che tale fascia raccoglie l'ampia maggioranza dei redditi equivalenti in valore assoluto osservati (in termini logaritmici, l'intervallo tra 8,5 e 10,5).

La Riforma Tremonti, con il sovrapporsi delle modifiche definite dal primo e secondo modulo, una volta *trapiantata* nella distribuzione pre-tax del 2000, non mostra per ora nessun chiaro peggioramento o miglioramento complessivo in termini di efficacia redistributiva.

FIGURA 1(b)







Cosa è possibile affermare quando il parametro b definisce un incremento della disuguaglianza pre-tax? Anche ora, in particolare nei primi tre casi, la numerosità degli incroci rende proibitivo esprimere alcuna indicazione sull'andamento del processo redistributivo. Quando il parametro b è pari a 1,035 (una non banale diminuzione nel tempo dell'uguaglianza pre-tax), pur sé con questo strumento non c'è evidenza su quale delle due distribuzioni debba ritenersi dominante, per redditi a partire dai percentili medio-bassi si evidenzia specularmente una lieve minore *Residual Progression* causata dall'Irpef 2005. Anche in questo caso la Riforma Tremonti, con un'analisi in cui non si nasconde l'evidenza empirica di distribuzioni che non rimangono immutate nel tempo e si compie un primo tentativo di verificare la rilevanza delle differenze distributive pre-tax, non mostra alcuna chiara variazione *complessiva* in termini di efficacia redistributiva.

La Tabella n. 2 riportata successivamente presenta gli indici di Reynolds-Smolensky⁴⁶, per il 2000 e per il 2005 (per $i = 1, \dots, 9$).

$$\Pi_j^{RS} = 2 \int_0^j [L_N^j(p) - L_X^j(p)] dp \quad (\text{per } j = 2000, 2005).$$

Si noti che l'indice di Reynolds-Smolensky è calcolato tramite le distribuzioni pre- e post-tax per ogni periodo.

Le simulazioni dell'efficacia redistributiva globale assumono un andamento non monotono. Se il cambiamento distributivo riguarda esclusivamente un fattore dimensionale, ($b_1=1$), l'indice Π_{2005}^{RS} si rivela maggiore di quello relativo al 2000; non appena la distribuzione pre-tax del 2005 dovesse manifestare una maggiore uguaglianza esso tenderebbe a peggiorare per, da $b_4=0,9775$, diventare minore del valore relativo al periodo 2000. Per b_5 , i valori degli indici supportano l'intuizione grafica della relativa *log-transplant curve*. Al contrario, per valori di b che esprimono una maggiore disuguaglianza pre-tax Π_{2005}^{RS} rimane sempre più elevato del corrispondente valore del 2000, cresce leggermente e costantemente raggiungendo il suo picco per $b_9=1,035$.

TABELLA 2 - Indici di Reynolds-Smolensky

	Π_{2000}^{RS}	0,037616
$b_1=1$	Π_{2005}^{RS}	0,039709
$b_2=0,995$	Π_{2005}^{RS}	0,039358
$b_3=0,9875$	Π_{2005}^{RS}	0,038742
$b_4=0,9775$	Π_{2005}^{RS}	0,037606
$b_5=0,965$	Π_{2005}^{RS}	0,035361
$b_6=1,005$	Π_{2005}^{RS}	0,040027
$b_7=1,0125$	Π_{2005}^{RS}	0,040408
$b_8=1,0225$	Π_{2005}^{RS}	0,040729
$b_9=1,035$	Π_{2005}^{RS}	0,040974

Rammentando che l'analisi empirica basata sullo strumento delle *log-transplant curve* ha evidenziato nel caso italiano una difficoltà nel catturare le variazioni redistributive tra i periodi (come anche i guadagni o le perdite da assegnare per le classi di reddito per la netta maggioranza delle simulazioni proposte), ci si può chiedere se altri modi di rappresentazione grafica possano rivelarsi maggiormente adatti a tal fine.

Si presentano perciò i risultati di comparazioni fondate sul criterio di dominanza di Lorenz e si preferisce rivolgersi ad una veste grafica alternativa piuttosto che usufruire delle usuale rappresentazione delle curve di Lorenz.

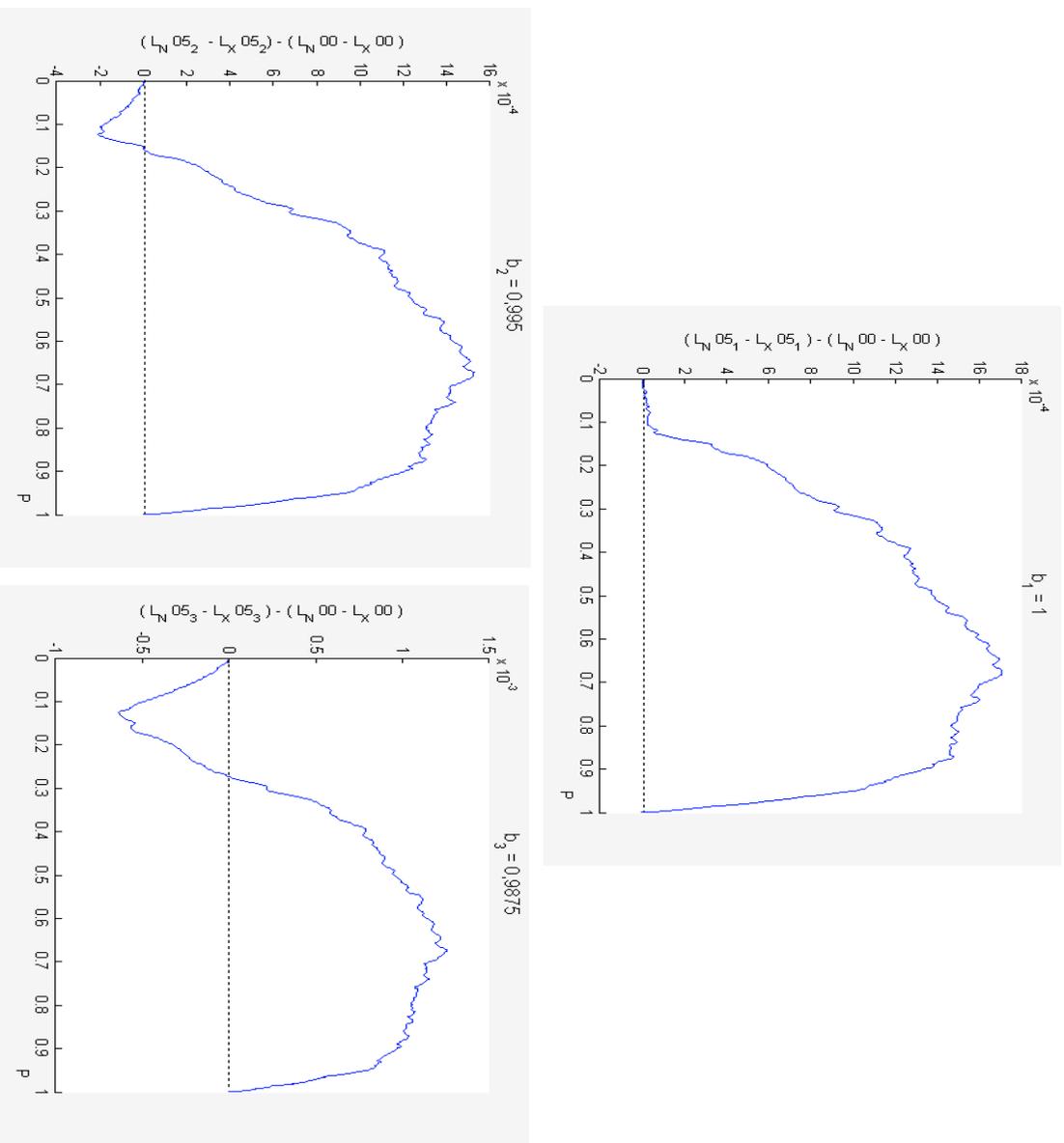
In quest'ultimo caso l'evidenza della differente efficacia redistributiva è talmente modesta e, al pari delle *log-transplant curve*, si ottiene il risultato di non farlo emergere nitidamente.

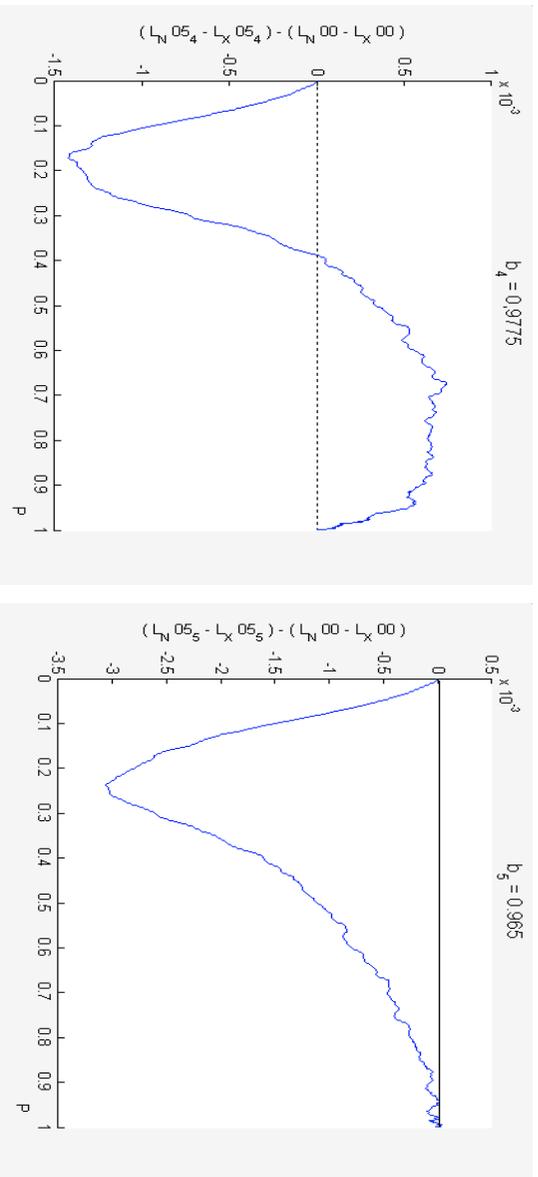
Le Figure n. 2(a) e 2(b) riportano, V_i e nel consueto ordine delle simulazioni, il gap tra le differenze delle percentuali dei valori cumulati dei redditi post-tax equivalenti rispetto alle percentuali dei redditi cumulati pre-tax equivalenti; per la generica comparazione,

$$[L_N^{2005}(p) - L_X^{2005}(p)] - [L_N^{2000}(p) - L_X^{2000}(p)] \geq 0 \quad \forall p, \text{ con } > \text{ per qualche } p.$$

Valori positivi riflettono una dominanza del regime $\langle N_{2005}, F_{2005} \rangle$ nei confronti del regime $\langle N_{2000}, F_{2000} \rangle$.

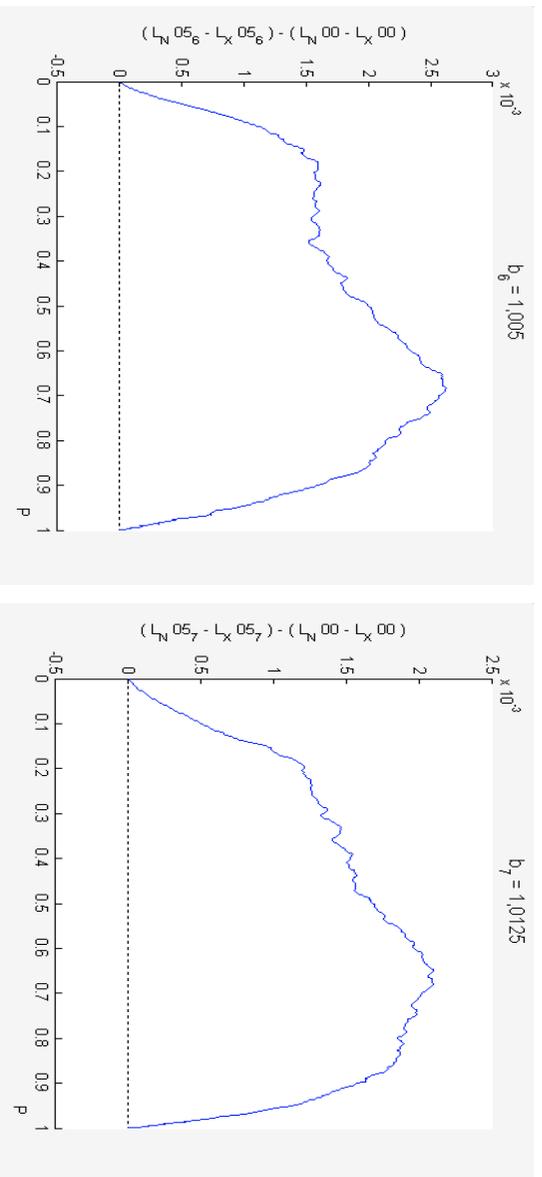
FIGURA 2(a)



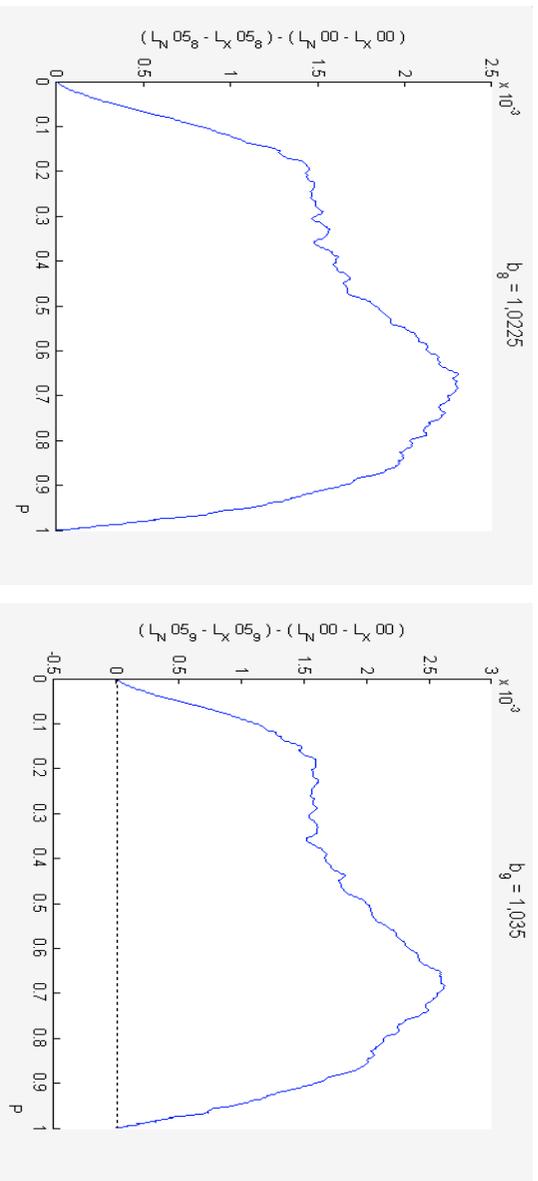


Il quadro è più chiaro. Con il criterio di Lorenz, nelle prime cinque simulazioni la direzione del cambiamento dell'efficacia redistributiva è netta: da una dominanza della redistribuzione grazie al sistema impositivo al 2005, all'aumentare della uguaglianza pre-tax al 2005 tale caratteristica inizialmente si perde, fino a mutare di indirizzo quando il valore è $b_5=0,965$ e a dominare nel senso di Lorenz si rivela la redistribuzione operata dal regime 2000. Nei casi intermedi la presenza di una intersezione rende vano il teorema di Atkinson⁴⁷.

FIGURA 2(b)



⁴⁷ - Va precisato che il benessere sociale (medio) è ora funzione dei redditi equivalenti familiari e l'unità base dell'analisi è il nucleo di convivenza stesso.



Nelle ultime quattro simulazioni, al crescere della diseguglianza pre-tax al 2005 l'efficacia redistributiva globale della Riforma Tremonti si rafforza leggermente e tocca il proprio massimo quando $b_g=1,035$.

Sono, infine, supportate le indicazioni degli indici Reynolds-Smolensky, ma non assumono valenza normativa in tre casi su nove (per $b_2=0,995$, $b_3=0,9875$ e $b_4=0,9775$)⁴⁸.

4.1. *Alcuni commenti conclusivi e possibili estensioni*

La sostanziale regolarità della forma strutturale della distribuzione pre-tax italiana accertata per il periodo 1995-2000 può consentire di avviare un complementare lavoro di simulazione sulle riforme che hanno accompagnato il compiersi della XIV legislatura: con ipotesi ragionevoli sui valori dei coefficienti rappresentativi l'assunzione di isoelasticità tra le distribuzioni originarie tra il 2000 e il 2005, si ritiene di aver realizzato una verifica empirica che affianca le usuali analisi delle conseguenze redistributive di riforme dell'imposizione personale sui redditi.

⁴⁸ - Il fenomeno della mancata restituzione del fiscal drag può talvolta rivestire una notevole importanza: alcuni ricercatori adottano un metodo con l'ipotesi implicita che il sistema tributario sia neutrale rispetto all'inflazione (cf. Gastaldi-Liberati, 2000; Adam *et al.*, 2005), altri no (Baldini *et al.*, 2006): in questa prima versione del lavoro si prescinde dalle perdite di benessere dovuta al fiscal drag. Si sottolinea che anche in Baldini *et al.*, *ib.*, emerge una attenzione alla redistribuzione reale e si evidenzia come, anche per il periodo 2001-2005, la mancata restituzione interessi tutti i decili di reddito equivalente - ma in misura maggiore a partire dal terzo - configurando una riduzione della redistribuzione effettiva che indebolisce in parte i risultati per il sistema Irpef 2005.

Si pone all'attenzione del lettore che nulla osta al fatto che tale procedura può - se ne rileva l'utilità - essere esteso a qualsiasi tipo di confronto, intertemporale o inter-countries, una volta che si sia accertato con un alto grado di fiducia l'esistenza di un collegamento isoelastico tra le distribuzioni pre-tax per cui si dispone dei necessari micro-dati.

Il controllo per il probabile cambiamento nella dimensione e nella disegualianza per distribuzioni originarie non ancora rilevate può irrobustire le indicazioni - descrittive o, come nel caso del presente studio, in prima battuta normative - desumibili dalle simulazioni fondate su una comune distribuzione primaria di riferimento.

In questo lavoro si è presentato una prima definizione e una realizzazione applicativa di questa strategia d'analisi complementare.

All'ordine del giorno di future estensioni del lavoro si pone innanzitutto il confronto con le usuali simulazioni ISAE relative agli effetti potenziali dell'Irpef 2005 fondata sulla più recente distribuzione pre-tax disponibile, da condurre tramite l'uso degli strumenti qui impiegati⁴⁹.

L'utilizzo di una scala d'equivalenza al fine di tenere in considerazione la diversa dimensione e composizione del nucleo di appartenenza non implica che non si possano utilizzare altre unità di riferimento che non siano la famiglia, in altre parole non implica che il peso da attribuire ai redditi familiari nella costruzione degli indici o degli aggregati debba essere uguale: le alternative del numero degli individui o degli adulti equivalenti (normalizzati per i relativi aggregati) potrebbero rivelare esiti diversi dai risultati qui presentati, e definire con maggiore precisione il principio normativo che si preferisce e si intende rispettare (cfr Shorrocks, 1995; Ebert, 1997).

Per altri aspetti, l'intuizione di far dipendere la *effective progression* dalla combinazione della struttura d'imposta con la distribuzione dei redditi lordi risale al già ricordato contributo di Musgrave e Thin (*ib.*), lavoro dove, tra l'altro, si affermava: “[...] The less equal the distribution of income before tax, the more potent will be a (*given*) progressive tax in equalizing income.” (p. 510, *corsivo mio*).

⁴⁹ - Nella nota ISAE del gennaio 2005 sono confrontati i risultati distributivi per l'Irpef 2002, 2003 e 2005, tramite l'applicazione delle normative su una distribuzione pre-tax stimata per il 2000; gli esiti sono presentati principalmente per quintili di reddito familiare equivalente (la scala adottata non è specificata) e si differenzia l'analisi anche per numero di figli, fonte di reddito del capofamiglia, ecc.; sono calcolati alcuni indici di concentrazione globale in termini, ora, monetari. Baldini *et al.* (*ib.*) optano per la scala di equivalenza ISE (numero di componenti la famiglia elevato all'esponente 0,65); inoltre, la loro analisi è rivolta non esclusivamente agli aggiustamenti nell'imposizione diretta e, per il caso Irpef, si concentra sulla descrizione delle variazioni percentuali del reddito disponibile per decili della popolazione; infine, non vengono comparati direttamente gli effetti redistributivi tra due normative afferenti alle diverse Legislature, ma si evidenzia la variazione della redistribuzione tra l'inizio e la fine delle due Legislature e successivamente se ne mostrano le differenze.

Per questa indicazione, non supportata al tempo da una rigorosa analisi formale, tra i primi Moyes (1989) e Lambert-Pfähler (1992) hanno per alcuni casi particolari stabilito le condizioni (abbastanza stringenti) per la sua correttezza, o verificato la robustezza complessiva della predizione.

L'esercizio di simulazione qui presentato si presta molto facilmente ad una verifica sui dati italiani della stessa, tramite una valutazione comparativa tra distribuzioni nette che dipendono dalla stessa struttura d'imposta (il secondo modulo della riforma Tremonti) e da diverse distribuzioni lorde simulate (per $b = 1, \dots, 9$).

Si osservi altresì che i due strumenti principali qui utilizzati - l'analisi grafica dei valori delle *Residual Progression* e lo *specifico* criterio di dominanza di Lorenz - non ci permettono di ritenervi equivalenti alla luce della definizione del Teorema Jakobsson-Kakwani. Rammentando che il criterio di Lorenz deve considerarsi equivalente alle indicazioni derivate dalle misure di elasticità *RP* solo se la distribuzione di riferimento dei redditi originari è la medesima, la metodologia qui impiegata ha postulato che le distribuzioni dei redditi lordi siano collegate tramite diverse trasformazioni isoelastiche.

Con una trasformazione di tipo esponenziale si può, dai valori in termini logaritmici, ritornare ai valori assoluti e se si conviene sulla rilevanza di controllare in maniera specifica il risultato ottenuto per il caso italiano con lo strumento delle *log-transplant curve* (spesso non chiaramente indicativo delle differenze dei valori della *Residual Progression*), si può nuovamente ricorrere al criterio di Lorenz una volta che si siano *corretti* i valori assoluti delle diverse distribuzioni dei redditi netti. In questo caso, per l'applicazione qui presentata,

$$N_{2005}^g(x_h) = e^{\frac{a}{b}i} (N_{2005}(x_h))^{\frac{1}{b}i} \quad \forall h, \forall i.$$

Si possono derivare le curve di Lorenz post-tax per questi valori corretti, al fine di tenere conto delle differenze distributive e di size nei redditi lordi e poter adoperare come *unica* distribuzione lorda quella relativa al 2000⁵⁰.

Analiticamente, per la generica comparazione:

$$[TL_N^{2005}(p) - L_X^{2000}(p)] - [L_N^{2000}(p) - L_X^{2000}(p)] \geq 0 \quad \forall p, \text{ con } > \text{ per qualche } p$$

dove la curva di Lorenz per la distribuzione post-tax in base a $N_{2005}^g(x_h)$ è $TL_N^{2005}(p)$.

⁵⁰ - Tale operazione è consentita dal fatto che, ovviamente, la condizione di isoelasticità permanente e gli ordinamenti parziali, tramite l'utilizzo di una g monotona crescente, sono preservati.

D'altra parte, sembra emergere che l'uso delle *log-transplant curve*, che per definizione schiacciano gli andamenti e con loro le differenze, si rivela adatto a dar conto di differenze redistributive nel caso che esse risultino sufficientemente marcate: solo se l'effetto redistributivo è chiaramente diverso tra i periodi analizzati, questo strumento cattura tali variazioni in termini di elasticità.

Al contrario il criterio di Lorenz, ma in una veste grafica alternativa, recepisce anche il minimo scarto e risulta essere in grado di discriminare in misura maggiore. E' ragionevole attendersi che tale maggior nitidezza persisterebbe anche se, come prima suggerito, tale criterio fosse sottilmente modificato al fine di potere comparare gli esiti direttamente con la metodologia Dardanoni-Lamberti.

Va precisato che non sono disponibili test sulla significatività statistica del cambiamento distributivo implicito nelle *log-transplant curve*. In ogni caso, anche per i confronti in base al criterio di Lorenz, le sottili variazioni nelle forme delle distribuzioni, e quindi nella disegualianza potenziale simulata, agli occhi di alcuni potrebbero risultare anche di dubbia significatività economica.

A tal proposito, è da sottolineare che solo recentemente la questione del passaggio dal campione all'universo ha attivato la necessaria considerazione anche per il criterio di dominanza di Lorenz (cfr., tra gli altri, Dardanoni-Forcina, 1999): si noti che, come sostenuto anche in Davidson-Duclos (2000, p. 1437), per valori delle ordinate di due curve di Lorenz estremamente prossimi gli uni agli altri, risulta estremamente difficile distinguere tra dominanza (che comprende anche il caso in cui le disegualianze sono valide con il segno uguale) e stretta dominanza perché, al margine, nessun test statistico può farlo.

In conclusione, nel quinquennio oggetto d'esame, si può descrivere il cambiamento nell'effetto redistributivo determinato dall'azione dei due diversi sistemi d'imposizione fiscale come piuttosto contenuto, i guadagni o le perdite riportati/e risultano essere infatti particolarmente moderati/e (si è nell'ordine di un massimo assoluto di, circa, 0,003 di scarto tra le percentuali di reddito totale cumulado disponibile rispetto alle stesse percentuali al lordo) e di conseguenza scarsamente evidenti sia tramite l'osservazione delle *log-transplant curve*, sia tramite un diagramma cartesiano che riportasse le connesse, classiche, curve di Lorenz. In dipendenza dei valori dei parametri della scala di equivalenza, si è comunque riscontrata una dominanza in sei simulazioni su nove, una favorisce il secondo modulo della Riforma Visco, cinque vanno a favore del quadro definito dal secondo modulo della Riforma Tremonti.

Si noti che, per queste ultime, la netta maggioranza – quattro casi su cinque – paga il prezzo di dipendere da un cambiamento della forma distributiva pre-tax all'impronta di un aumento della scala della dispersione dei redditi, mentre per il caso $b_1=1$ (medesima scala della disegualianza pre-tax tra il 2000 e il 2005) sono sostanzialmente nulle le differenze tra le due normative per i redditi appartenenti al decile inferiore. Per i restanti tre casi, caratterizzati dalla assunzione di una diminuzione della scala della dispersione dei redditi e a parità di crescita dimensionale, si è verificata l'esistenza di una intersezione e non è permesso inferire indicazioni di carattere normativo per la totalità della popolazione sulla base della classe di *SMFL* qui adottata. E' infatti sufficiente una singola intersezione tra le curve di Lorenz per

- poter sempre trovare due funzionali, appartenenti a quella classe, che ordinano le distribuzioni dei redditi in maniera diversa rispetto alla graduatoria ottenibile tramite l'indice di Gini o altre misure riassuntive del grado di disegualianza;
- trarre lo sgradito risultato di perdere il livello di generalità conseguibile⁵¹.

Resta evidente che una valutazione di carattere compiutamente definitiva per una comparazione tra le normative al 2005 e al 2000 dovrà basarsi anche sulla distribuzione primaria rilevata per il periodo 2005. Si dovrà attendere.

⁵¹ - Cfr., tra gli altri, Dardanoni-Lambert (1988), dove il ricorso al più debole *Principle of Diminishing Transfers*, al criterio non utilitarista detto del *Rawlsian leximin* e, per ogni distribuzione, l'analisi della varianza, può talvolta permettere di risolvere alcuni casi di intersezioni delle curve di Lorenz.

BIBLIOGRAFIA

- Adam, S., M. Brewer e M. Wakefield (2005), *Tax and benefit changes: who wins and who loses?* In IFS Election briefing note, 1.
- Arachi G. e A. Zanardi (2002), Alcune osservazioni sulla proposta di riforma fiscale Tremonti. *Memoria predisposta per l'audizione del 7 febbraio 2002 alla Commissione Finanze, Camera dei Deputati.*
- Aronson, R. J., P. Johnson e P. J. Lambert (1994), Redistributive effect and unequal income tax treatment. *Economic Journal*, vol. 104, pp. 262 - 270.
- Atkinson, A. B. (1970), On the measurement of inequality. *Journal of Economic Theory*, vol. 2, pp. 244 - 263.
- Atkinson, A. B. (1975), *The Economics of Inequality*. Oxford: Oxford University Press.
- Atkinson, A. B. e F. Bourguignon (1987), Income distribution and difference in needs. In G. R. Feiwel (eds) *Arrow and the Foundations of the Theory of Economic Policy*. Cap. 12, London: Macmillan.
- Atkinson, A. B., L. B. Rainwater e T. M. Spending (1995), *Income Distribution in OECD Countries*. Paris: OECD.
- Baldini, M. e P. Bosi (2000), Riforme trasparenti e proposte opache. *Materiali di Discussione*, n. 335, ottobre, *CAPP*, Dipartimento di Economia Politica, Modena (www.capp.unimo.it).
- Baldini, M. e P. Bosi (2002), *L'imposta sul reddito della legge delega della riforma fiscale: prime interpretazioni e analisi degli effetti sul gettito e distributive*. Memoria predisposta per l'audizione del 7 febbraio 2002 alla Commissione Finanze, Camera dei Deputati.
- Baldini, M. e P. Bosi (2004a), *Ripensamenti sull'Irpef*, 14 ottobre, www.lavoce.info.
- Baldini, M. e P. Bosi (2004b), *Il gioco delle tre aliquote*, 5 novembre, www.lavoce.info.
- Baldini, M., P. Bosi e M. Matteuzzi (2002), L'imposta sul reddito nel disegno di legge sulla riforma del sistema tributario: aspetti di equità e di efficienza. Relazione al Convegno "La riforma della riforma: da Visco a Tremonti", 9 giugno, Roma. In *Materiali di Discussione*, n. 427, luglio, *CAPP*, Dipartimento di Economia Politica, Modena (www.capp.unimo.it); in *Politica Economica*, n. 3, 2002, La riforma dell'imposta sul reddito: aspetti di equità e di efficienza (Baldini M. and P. Bosi).
- Baldini, M., M. Morciano e S. Toso (2006), Chi ha beneficiato delle riforme del nostro sistema di tax-benefit? Le ultime due legislature a confronto. *Mimeo*, febbraio, (www.capp.unimo.it).
- Blackorby, C. e D. Donaldson (1984), Ethical social index numbers and the measurement of effective tax/benefit progressivity. *Canadian Journal of Economics*, vol. 17, pp. 683 - 694.
- Brandolini, A. (1999), The distribution of personal income in post-war Italy: source description, data quality, and the time pattern of income inequality. *Temì Di Discussione, Banca d'Italia*, n. 350.
- Brandolini, A. e L. Cannari (1994), Methodological appendix: the Bank of Italy's survey of household income and wealth. In A. Ando, L. Guiso e I. Visco (eds), *Savings and the Accumulation of Wealth. Essays on Italian Households and Government Saving Behaviour*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Budden, F. J. (1972), *The Fascinations of Groups*. Cambridge: University Press.
- Buhmann, B., L. Rainwater, G. Schmauss e T. M. Smeeding (1988), Equivalence scale, well-being, inequality and poverty: sensitivity estimates across 10 countries using the LIS database. *Review of Income And Wealth*, vol. 34, pp. 115 - 142.
- Cowell, F. A. (2002) *The Economics of Poverty and Inequality: Introduction*. London School of Economics: *mimeo*.
- Cowell, F. A. e M. Mercader Prats (1999), Equivalence Scales and Inequality: from Theory to Practice. In J. Silber (eds) *Handbook of Income Inequality Measurement*. Dordrecht and London: Kluwer Academic, pp. 405 - 29.

- Cutler, D. M. e L. Katz (1992), Rising inequality? Changes in the distribution of income and consumption in the 1980's. *American Economic Review*, vol. 82, pp. 546 - 551.
- Dardanoni, V. e A. Forcina (1999), Inference for Lorenz curve orderings. *Econometrics Journal*, vol. 2, pp. 49 - 75.
- Dardanoni, V. e P. J. Lambert (1988), Welfare rankings of income distributions: a rôle for the variance and some insights for tax reform. *Social Choice and Welfare*, vol. 5, pp. 1 - 17.
- Dardanoni, V. e P. J. Lambert (2002), Progressivity Comparisons. *Journal of Public Economics*, vol. 86, pp. 99 - 122.
- Davidson, R. e J. Y. Duclos (2000), Statistical inference for stochastic dominance and the measurement of poverty and inequality. *Econometrica*, vol. 68, 6, pp. 1435 - 1464.
- Declich, C., F. D'Elia e V. Polin (2005) (con il coordinamento di S. Gabriele), *Nota Mensile*, Gennaio, *ISAE*.
- 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. *Documenti di Lavoro, ISPE*, n. 16, gennaio.
- Ebert, U. (1997), Social welfare when needs differ: an axiomatic approach. *Economica*, vol. 64, pp. 233 - 244.
- Ebert, U. e P. Moyes (2000), Consistent income tax structures when households are heterogeneous. *Journal of Economic Theory*, vol. 90, pp. 116 - 150.
- Ebert, U. e P.J. Lambert (2004), Horizontal equity and progression when equivalence scales are not constant. *Public Finance Review*, vol. 32, pp. 426 - 440.
- Fellman, J. (1976), The effect of transformation on lorenz curve. *Econometrica*, vol. 44, pp. 823 - 824.
- Formby, J. P. e W. J. Smith (1986), Income Inequality across nations and over time: comment. *Southern Economic Journal*, vol. 52, pp. 562 - 563.
- Foster, J.E. (1985), Inequality measurement. In H.P. Young (eds) *Fair Allocation*. Vol. 33. American Mathematical Society: Providence.
- Gastaldi, F. e P. Liberati (2000), Imposte e redistribuzione in Italia. In *Distribuzione, redistribuzione e crescita - Gli effetti delle disuguaglianze distributive* (a cura di G. Garofano e A. Pedone), Milano: FrancoAngeli, pp. 227 - 269.
- Graaf, J. de V. (1957), *Theoretical Welfare Economics*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Hemming, R. e M. J. Keen (1983), Single crossing condition in comparison of tax progressivity. *Journal of Public Economics*, vol. 20, pp. 373 - 380.
- Jakobsson, U. (1976), On the measurement of the degree of progressions. *Journal of Public Economics*, vol. 5, pp. 161 - 168.
- Jenkins, S. (1988), Empirical measurement of horizontal inequity. *Journal Of Public Economics*, vol. 37, pp. 305 - 329.
- Kakwani, N. (1977a), Measurement of tax progressivity: an international comparison. *Economic Journal*, vol. 87, pp. 71 - 80.
- Kakwani, N. (1977b), Application of lorenz curves in economic analysis. *Econometrica*, vol. 45, pp. 719 - 727.
- King, M. A. (1983), An index of inequality: with application to horizontal equity and social mobility. *Econometrica*, vol. 51, pp. 99 - 115.
- Kolm, S. C. (1969), The optimal production of social justice. In J. Margolis and H. Guitton (eds), *Public Economics*, Macmillan: London.
- Kondor, Y. (1975), Value judgements implied by the use of various measures of income inequality. *Review of Income and Wealth*, vol. 21, pp. 309 - 321.
- Lambert, P. J. (2001), *The Distribution and Redistribution of Income*. Manchester and New York: Manchester University Press.
- Lambert, P. J. e W. Pfähler (1987), Intersecting tax concentrations curves and the measurement of tax progressivity: a rejoinder. *National Tax Journal*, vol. 40, pp. 635 - 638.

- Lambert, P. J. e W. Pfähler (1992), Income tax progression and redistributive effect: the influence of changes in pre-tax income distribution. *Public Finance/Finance Publiques*, vol. 47, pp. 1 - 16.
- Lambert, P. J. e S. Yitzhaki (1997), Income tax credits and exemptions. *European Journal of Political Economy*, vol. 13, pp. 343 - 351.
- Latham, R. (1988), Lorenz-dominating income tax functions. *International Economic Review*, vol. 29, pp. 185 - 198.
- Lorenz, M. O. (1905), Methods for measuring concentration of wealth. *Journal of the American Statistical Association*, vol. 9, pp. 209 - 219.
- Lugaresi, S. (1989), ITAXMOD, *ciclostilato*, Roma, ISPE.
- Lugaresi, S. (1990), I modelli di microsimulazione nell'analisi delle riforme fiscali. *Rivista di Diritto Finanziario e Scienza delle Finanze*, n. 2, pp. 188 - 217.
- Marenzi, A. (1995), Equità verticale, equità orizzontale ed effetto di riordinamento: qual è il vero effetto redistributivo dell'IRPEF? *Politica Economica*, anno XI, n. 2, pp. 243 - 263.
- Moyes, P. (1989), Equiproportionate growth of incomes and after-tax inequality. *Bulletin of Economic Research*, vol. 41, pp. 287 - 294.
- Musgrave, R. A. e T. Thin (1948), Income tax progression 1929–1948. *The Journal of Political Economy*, vol. 56, pp. 498 - 514.
- Padoa Schioppa, F. K. (2002), L'imposta sul reddito nel disegno di Legge Delega per la riforma del sistema fiscale italiano. *Memoria predisposta per l'audizione del 7 febbraio 2002 alla Commissione Finanze*, Camera dei Deputati.
- Pechman, J. A. e B. Okner (1974), *Who Bears The Tax Burden?* Washington, DC: Brookings Institution.
- Pfähler, W. (1984), 'Linear' income tax cuts: distributional effects, social preferences and revenue elasticities. *Journal of Public Economics*, vol. 24, pp. 381 - 388.
- Reynolds, M. e E. Smolensky (1977), *Public Expenditures, Taxes and the Distribution of Income: the United States, 1950, 1961, 1970*. New York: Academic Press.
- Russo, F. (2005), Vertical equity and welfare: which effective redistribution? An application to Italian data. In *Politiche Pubbliche, Sviluppo e Crescita* (a cura di Bosco B. e G. Pisastro), Sezione Studi, Milano: FrancoAngeli, 2005.
- Sen, A. (1980), Equality of what? In *Tanner Lectures on Human Values*, vol. 1, Cambridge: Cambridge University Press. Pubblicato in A. Sen (1982), *Choice, Welfare and Measurement*, Oxford: Basil Blackwell, cap. 16, pp. 353 - 369.
- Sen, A. (1973), *On Economic Inequality*. Oxford: Clarendon Press.
- Shorrocks, A. F. (1995), Inequality and welfare evaluation of heterogenous income distributions. *Discussion Paper*, n. 447, University of Essex; in *Journal of Economic Inequality*, vol. 2, pp. 193 – 218, 2004.
- Suits, D. (1977), Measurement of tax progressivity. *American Economic Review*, vol. 67, pp. 747 - 752.
- Tondani, D. e P. Mancini (2006), Gli effetti sul reddito disponibile delle riforme dell'imposizione personale nella XIV Legislatura. *Working Paper*, n. 479, *STEP* - Dipartimento di Economia Pubblica e Territoriale, Università di Pavia.

APPENDICE

TABELLA 1

(a) - *Irpef valida per il periodo d'imposta 2000 (valori in euro)*

Reddito (per scaglioni)	Aliquota (per scaglioni)	Imposta dovuta sui redditi intermedi compresi negli scaglioni
fino a 10.329,138	18,50%	18,5 % sull'intero importo
10.329,138 – 15.493,707	25,50%	1.910,9 + 25,5% sulla parte eccedente 10.329,138
15.493,707 – 30.987,414	35,50%	3.227,9 + 35,5% sulla parte eccedente 15.493,707
30.987,414 – 69.721,6814	39,50%	8.728,2 + 39,5% sulla parte eccedente 30.987,414
Oltre 69.721,68	45,50%	24.028 + 45,5% sulla parte eccedente 69.721,68

(b) - *Irpef valida a decorrere dal periodo d'imposta 2005 (valori in euro)*

Reddito (per scaglioni)	Aliquota (per scaglioni)	Imposta dovuta sui redditi intermedi compresi negli scaglioni
Fino a 26.000	23%	23% sull'intero importo
26.000-33.500	33%	5.980 + 33% sulla parte eccedente 26.000
33.500-100.000	39%	8.455 + 39% sulla parte eccedente 33.500
Oltre 100.000	43%*	34.390 + 43% sulla parte eccedente 100.000

* 39% + 4% contributo di solidarietà