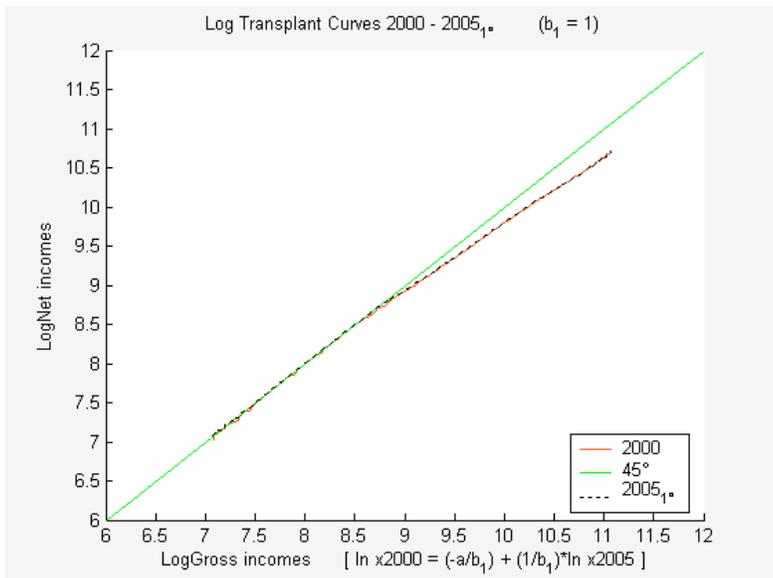


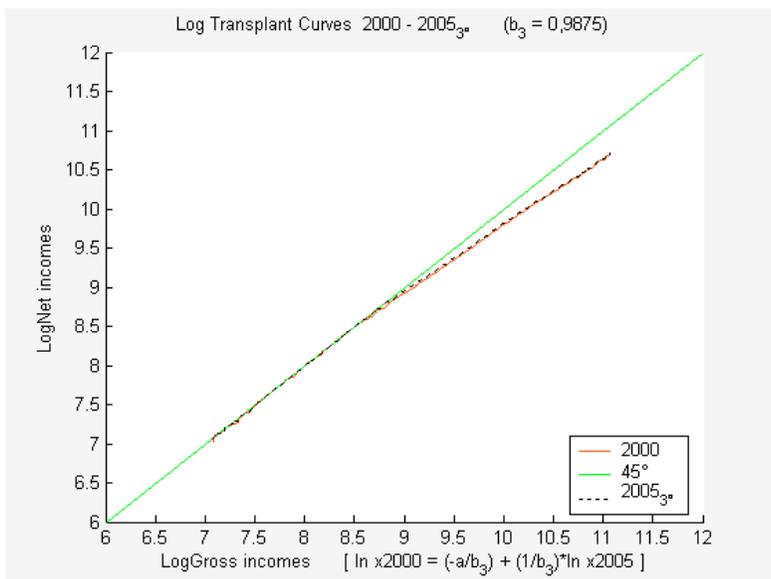
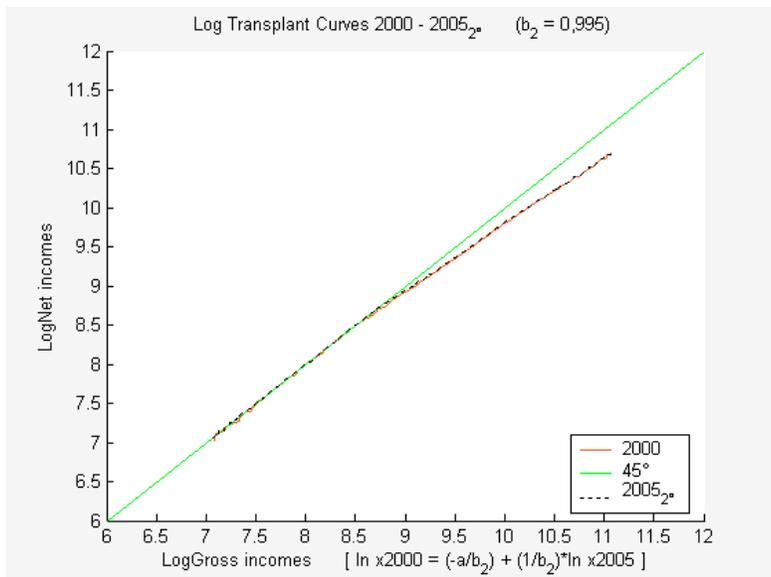
naturale del reddito lordo equivalente per il 2000; ciò implica un maggiore grado di progressività pura, un più largo effetto redistributivo e una minore disuguaglianza post-tax. Se ciò non accade per ogni livello di $\ln(x_h)_{2000}$, si possono derivare risultati validi non più globalmente, ma per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

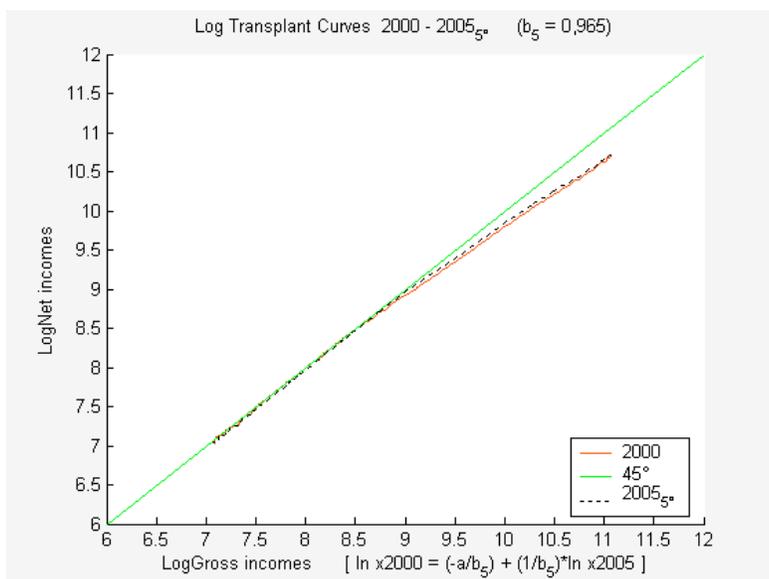
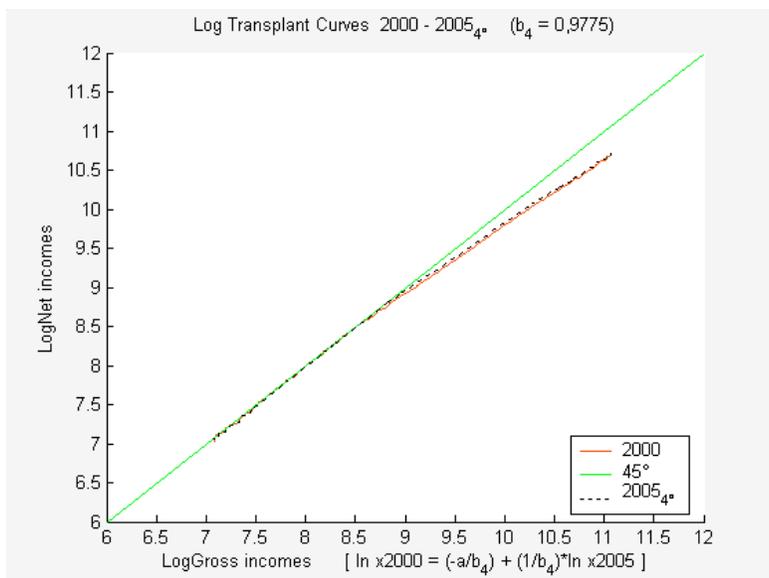
4. Gli Esiti

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)



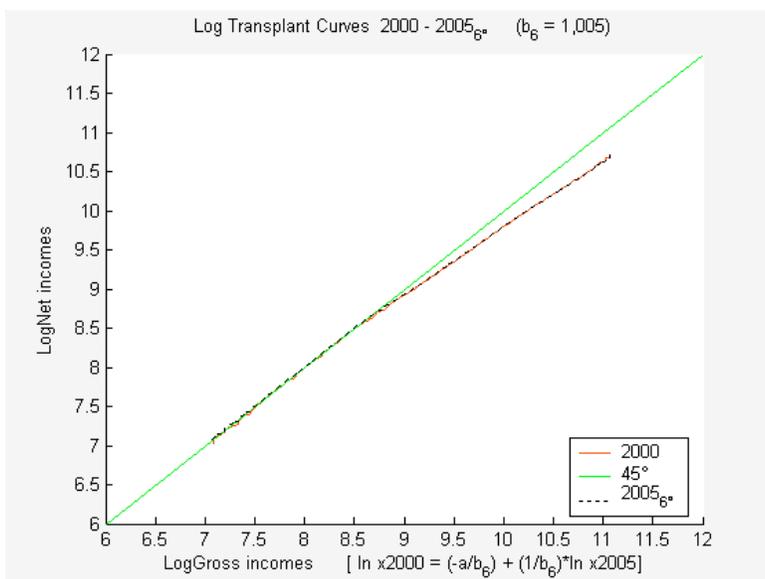


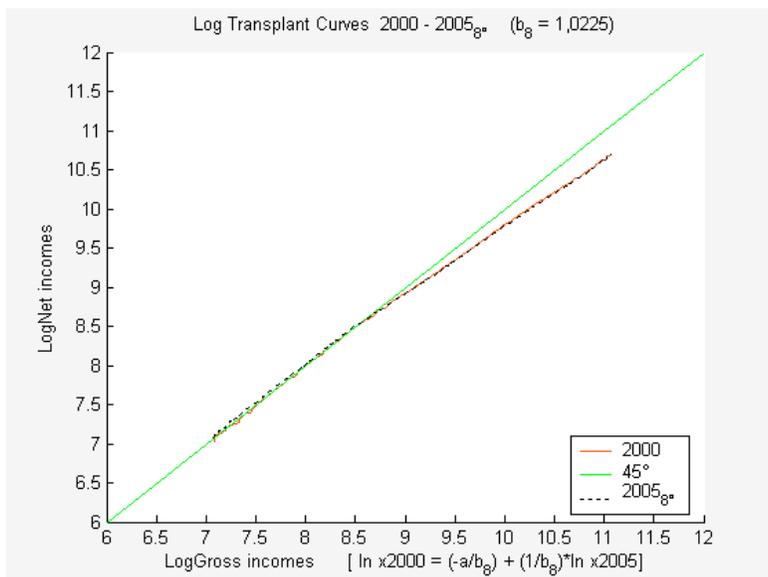
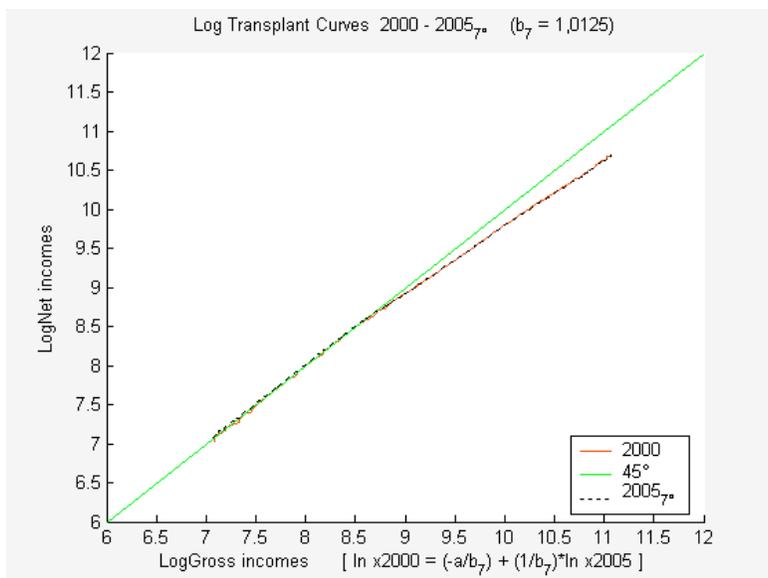


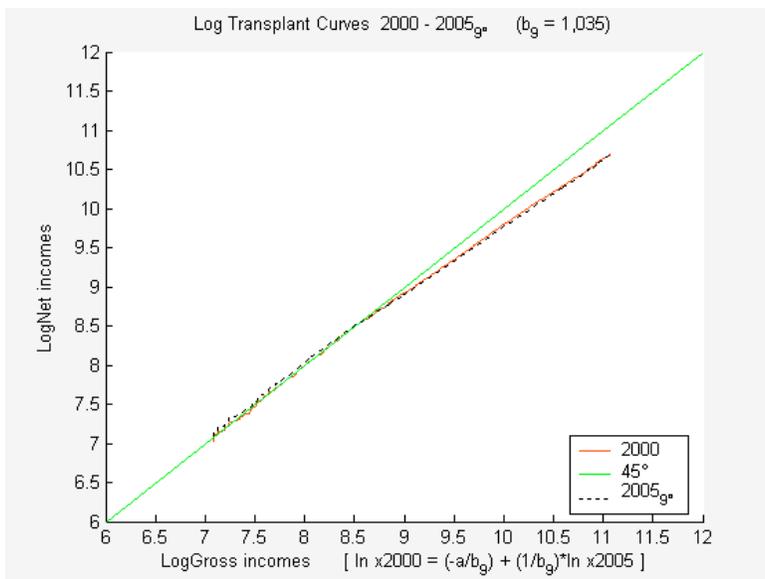
L'evidenza empirica dei grafici delle *log-transplant curve* ci informa che una volta corretto per la size e la scala della disuguaglianza non risulta evidente alcuna netta superiorità in termini di elasticità tra la redistribuzione al 2000 e quella al 2005 (per $b_1=1$, $b_2=0,995$ e $b_3=0,9875$ in 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 evidenzia 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 $i = 1, \dots, 9$).

⁴⁶ -

$$\Pi_j^{RS} = 2 \int_0^1 [L_N^j(p) - L_X^j(p)] dp \quad (\text{per } j = 2000, 2005).$$

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.

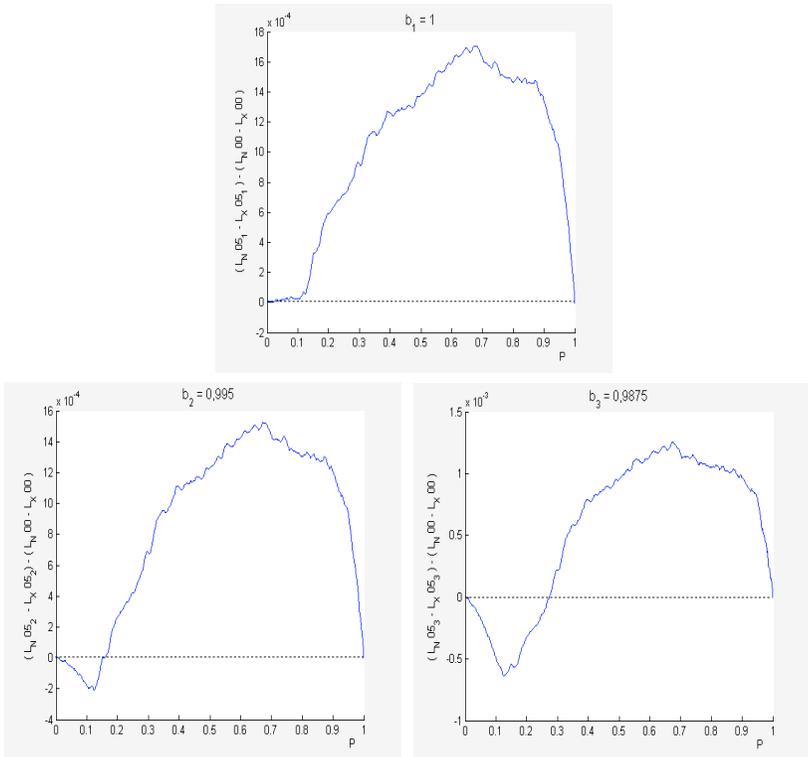
In quest'ultimo caso l'evidenza della differente efficacia redistributiva è talmente modesta e, al pari delle *log-transplant curve*, si ottiene il risultato di non farlo emergere nitidamente.

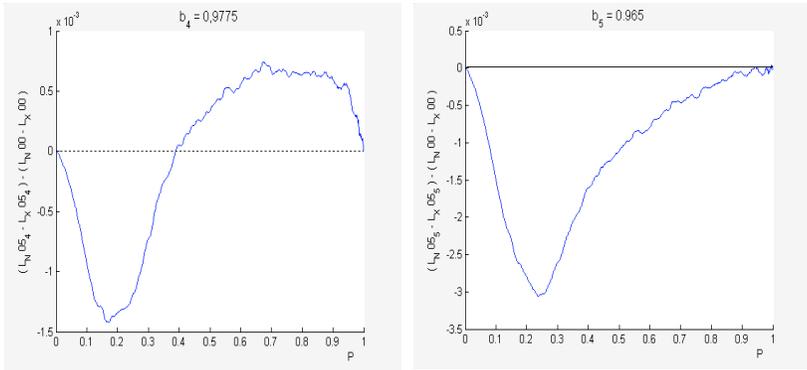
Le Figure n. 2(a) e 2(b) riportano, $\forall i$ e nel consueto ordine delle simulazioni, il gap tra le differenze delle percentuali dei valori cumulati dei redditi post-tax equivalenti rispetto alle percentuali dei redditi cumulati pre-tax equivalenti; per la generica comparazione,

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

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

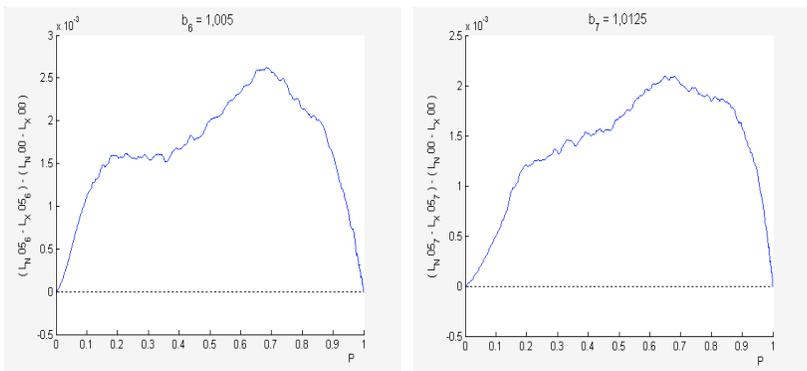
FIGURA 2(a)



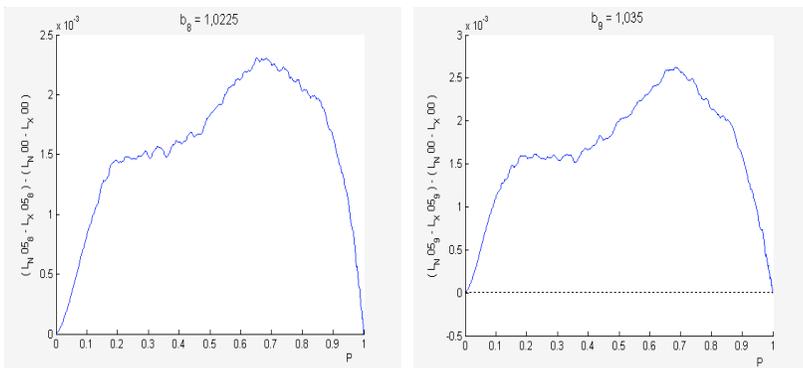


Il quadro è più chiaro. Con il criterio di Lorenz, nelle prime cinque simulazioni la direzione del cambiamento dell'efficacia redistributiva è netta: da una dominanza della redistribuzione grazie al sistema impositivo al 2005, all'aumentare della uguaglianza pre-tax al 2005 tale caratteristica inizialmente 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 disegualianza 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 (cfr. 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 se 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 disuguaglianza 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-Pfalher (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 ritenerli 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,

$$N_{2005}^g(x_h) = e^{\frac{a}{b_1}} (N_{2005}(x_h))^{\frac{1}{b_1}} \quad \forall h, \forall i.$$

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 permane 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 cumulato 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 disuguaglianza 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 *SWFL* 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 disuguaglianza;
- 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.