

AperTO - Archivio Istituzionale Open Access dell'Università di Torino

**La scomposizione dell'effetto redistributivo in effetto verticale, orizzontale e di riordinamento:  
analisi della recente letteratura e verifica empirica**

**This is the author's manuscript**

*Original Citation:*

*Availability:*

This version is available <http://hdl.handle.net/2318/134044> since 2016-01-08T14:42:59Z

*Published version:*

DOI:10.1429/34352

*Terms of use:*

Open Access

Anyone can freely access the full text of works made available as "Open Access". Works made available under a Creative Commons license can be used according to the terms and conditions of said license. Use of all other works requires consent of the right holder (author or publisher) if not exempted from copyright protection by the applicable law.

(Article begins on next page)



# UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI TORINO

***This is an author version of the contribution published on:***

*Questa è la versione dell'autore dell'opera:*

*Simone Pellegrino e Achille Vernizzi, "La scomposizione dell'effetto redistributivo in effetto verticale, orizzontale e di riordinamento: analisi della recente letteratura e verifica empirica", **Politica Economica**, 2011, n. 1, pp. 25-48.*

***The definitive version is available at:***

*La versione definitiva è disponibile alla URL:*

<https://www.rivisteweb.it/doi/10.1429/34352>

**La scomposizione dell'effetto redistributivo  
in effetto verticale, orizzontale e di riordinamento:  
analisi della recente letteratura e verifica empirica**

**di Simone Pellegrino e Achille Vernizzi**

**TESTO**

**VERSIONE 9 febbraio 2011**

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

Una imposta progressiva sul reddito determina un effetto redistributivo sui redditi netti e uno scostamento dalla proporzionalità sui debiti d'imposta, se confrontata con una imposta proporzionale che determina lo stesso gettito. Con una imposta progressiva, pertanto, i "ricchi" pagano di più, e i "poveri" di meno, rispetto a quanto accadrebbe, a parità di gettito, applicando una imposta proporzionale (Lambert, 2001). Quanto "di più" e quanto "di meno" dipende da qualche concetto di equità fiscale. La teoria economica ha individuato precisi assiomi per ripartire il carico tributario tra i cittadini e dare concreta applicabilità al concetto di capacità contributiva: quando non è possibile applicare il principio del beneficio, le imposte dovrebbero essere strutturate in modo da determinare la medesima perdita di utilità per ogni contribuente (Mill, 1848). A seconda della funzione di utilità prescelta e dell'elasticità dell'utilità marginale rispetto al reddito ante imposta, l'imposta può essere progressiva, proporzionale o regressiva (Samuelson, 1947).

Focalizzando l'attenzione sulle imposte progressive, esse devono teoricamente essere strutturate in modo da garantire tre condizioni: l'equità orizzontale (il trattamento uguale degli uguali), l'equità verticale (gli individui caratterizzati da una maggiore capacità contributiva devono avere un debito d'imposta maggiore) e l'assenza di riordinamento (l'imposta non deve alterare l'ordinamento dei redditi ante imposta).

Nel mondo reale tuttavia la platea dei contribuenti è eterogenea e quindi l'equità orizzontale e l'assenza di riordinamento non sempre sono garantiti: si pensi, ad esempio, a due contribuenti con un medesimo ammontare di reddito ante imposta ma differenti spese meritorie oppure a due contribuenti appartenenti a famiglie con diversa numerosità e composizione. In queste circostanze l'imposta può trattare in modo differente contribuenti uguali, in modo uguale contribuenti diversi e alterare l'ordinamento dei redditi esistente prima dell'applicazione dell'imposta.

Al fine di valutare l'equità verticale, l'inequità orizzontale e la rilevanza del riordinamento, la recente letteratura ha proposto la scomposizione dell'effetto redistributivo complessivo in tre componenti: l'effetto verticale potenziale, cioè il

---

<sup>1</sup> Desideriamo ringraziare due anonimi referee per suggerimenti e osservazioni.

diverso trattamento dei diversi che potrebbe realizzarsi qualora l'imposta garantisse l'equità orizzontale e l'assenza di riordinamento; l'effetto orizzontale, che quantifica la riduzione dell'effetto verticale potenziale imputabile al trattamento diseguale degli uguali; l'effetto di riordinamento, che quantifica la riduzione dell'effetto verticale potenziale dovuta all'alterazione dell'ordinamento dei redditi ante imposta.

Per misurare questi effetti occorre tuttavia definire chi sono gli uguali. I primi contributi teorici in questa direzione, dovuti a Aronson e Lambert (1994) e a Aronson, Johnson e Lambert (1994), considerano come uguali contribuenti con reddito ante imposta esattamente uguale<sup>2</sup>. Nel mondo reale, tuttavia, i contribuenti con reddito ante imposta esattamente uguale non esistono, o comunque sono molto pochi. La letteratura successiva (van de Veen, Creedy e Lambert, 2001; Lambert e Urban, 2008), focalizzando l'attenzione su questo aspetto, considera come uguali contribuenti caratterizzati da un reddito ante imposta "quasi uguale". Al fine di scomporre l'effetto redistributivo in effetto verticale, orizzontale e di riordinamento occorre dunque individuare in modo efficiente un intervallo di reddito entro cui i contribuenti possono essere considerati uguali. Individuato l'intervallo ottimale, è possibile scomporre l'effetto redistributivo.

Il presente lavoro, dopo aver analizzato le tre principali scomposizioni dell'effetto redistributivo considerate in Lambert e Urban (2008), si propone di applicarle all'imposta personale e progressiva italiana negli anni 2006 e 2007 facendo riferimento sia alla distribuzione individuale dei contribuenti, sia a quella delle famiglie equivalenti. L'analisi comparata è effettuata non solo considerando i tre intervalli che massimizzano i tre effetti verticali potenziali, come inizialmente suggerito da van de Veen, Creedy e Lambert (2001) e Lambert e Urban (2008), ma anche considerando un unico possibile intervallo, scelto in modo tale che le tre misure dell'effetto verticale potenziale siano le più vicine possibili, in un intorno del loro valore massimo.

Nella parte restante del lavoro il paragrafo 2 presenta le possibili scomposizioni

---

<sup>2</sup> Questa metodologia è stata applicata all'Italia da Marenzi (1995).

dell'effetto redistributivo in effetto verticale, orizzontale e di riordinamento. Il paragrafo 3, prendendo in considerazione la distribuzione dei redditi e dell'imposta personale e progressiva italiana (IRPEF), illustra inizialmente i dati utilizzati per poi confrontare, al variare dell'intervallo di reddito scelto per individuare i “quasi uguali”, l'andamento delle singole componenti in cui l'effetto redistributivo può essere scomposto. Il paragrafo 4 descrive come l'intervallo ottimale può essere empiricamente individuato e propone la scomposizione puntuale dell'effetto redistributivo nel contesto italiano. Seguono le conclusioni (paragrafo 5).

## **2. La scomposizione dell'effetto redistributivo**

Se si indicano con  $G_y$  e  $G_{y-T}$  gli indici di Gini, rispettivamente, per la distribuzione dei redditi complessivi e dei redditi netti IRPEF, l'indice di redistribuzione complessiva è definito come  $RE = G_y - G_{y-T}$ . Esso indica quanto la disuguaglianza dei redditi complessivi si riduce a seguito dell'applicazione dell'imposta. Graficamente esso equivale a due volte l'area compresa tra la curva di Lorenz dei redditi netti e la curva di Lorenz dei redditi complessivi. L'indice di Gini, infatti, può essere valutato calcolando due volte l'area compresa tra la retta di equidistribuzione e curva di Lorenz. Anche per questa facilità interpretativa, l'indice di Gini è la più nota misura sintetica della disuguaglianza: calcolato su una distribuzione dei redditi, esso assume valore pari a zero in caso di perfetta equidistribuzione dei redditi e valore pari a 1 nel caso in cui un solo individuo posseda l'intero reddito della collettività considerata (Baldini *et al.* 2009). A differenza degli indici di entropia generalizzata, suddividendo la distribuzione in esame in gruppi omogenei in base ad una determinata caratteristica, l'indice di Gini non è perfettamente scomponibile in una disuguaglianza interna ai gruppi e in una disuguaglianza tra i gruppi qualora i gruppi si sovrappongano (Lambert *et al.*, 1993). In questo caso, il termine residuale ha assunto una importanza significativa per lo sviluppo di tutta la letteratura in esame, che inizialmente ha considerato gruppi di contribuenti caratterizzati da un reddito complessivo esattamente uguale, e poi ha ristretto l'analisi considerando

gruppi di contribuenti con redditi quasi uguali.

### 2.1 Considerando gruppi di esatti uguali

L'idea di Aronson e Lambert (1994) e Aronson, Johnson e Lambert (1994) è quella di suddividere la distribuzione dei redditi complessivi, ordinati in modo non decrescente, in  $n$  possibili gruppi costituiti da redditi perfettamente uguali. Dopo l'applicazione dell'imposta, i redditi all'interno dei diversi gruppi non necessariamente debbono rimanere uguali e non è nemmeno garantito che il reddito netto più grande del gruppo  $k$ -esimo sia minore del reddito netto più piccolo del gruppo  $k+1$ -esimo: è possibile che si verifichi pertanto una sovrapposizione (o *overlapping*) tra gruppi.

In questa situazione, l'indice di Gini per la distribuzione dei redditi netti può essere scomposto in tre elementi:  $G_{y-T} = G_{y-T}^B + G_{y-T}^W + R^{AJL}$ .  $G_{y-T}^B$  indica l'indice di Gini tra gruppi, cioè l'indice di Gini calcolato sulla distribuzione ottenuta sostituendo, all'interno di ogni gruppo, i redditi netti osservati con il reddito netto medio del

gruppo;  $G_{y-T}^W = \sum_{k=1}^n a_k b_{k,y-T} G_{k,y-T}$  indica l'indice di Gini interno ai gruppi, dove  $a_k$  è

la quota di contribuenti appartenenti al gruppo  $k$ -esimo rispetto ai contribuenti totali,  $b_{k,y-T}$  rappresenta la quota di reddito netto del gruppo  $k$ -esimo sul totale della somma dei redditi netti dell'intera distribuzione,  $G_{k,y-T}$  indica l'indice di Gini calcolato sulla distribuzione dei redditi netti all'interno del gruppo  $k$ -esimo; infine  $R^{AJL} = G_{y-T} - G_{y-T}^B - G_{y-T}^W$  misura l'effetto di intersezione fra i redditi appartenenti a soggetti di gruppi differenti, indotto dall'imposizione.

Invece, per quel che riguarda la distribuzione dei redditi complessivi, essendo i gruppi costituiti da redditi perfettamente uguali, non essendoci quindi né variabilità all'interno dei gruppi ed essendo ovviamente esclusa la possibilità di intersezione fra i redditi di gruppi diversi,  $G_y = G_y^B$ . Assumendo inoltre che i redditi netti medi dei gruppi abbiano lo stesso ordinamento dei redditi complessivi, Aronson, Johnson e Lambert (1994) scompongono l'effetto redistributivo in

$$RE = G_y - G_{y-T} = G_y - (G_{y-T}^B + G_{y-T}^W + R^{AJL}) = G_y^B - G_{y-T}^B - G_{y-T}^W - R^{AJL}.$$

Con  $(G_y - G_{y-T}^B)$  gli Autori misurano l'effetto verticale potenziale, con  $G_{y-T}^W$  la perdita di capacità redistributiva dovuta a violazione di equità orizzontale e con  $R^{AJL}$  l'effetto di riordinamento. Nelle ipotesi degli Autori,  $R^{AJL} = R^{APK} = (G_{y-T} - D_{y-T})$ , essendo  $R^{APK}$  l'indice di riordino di Atkinson-Plotnick-Kakwani. Infatti, per via dell'assenza di riordino sia delle medie dei gruppi, sia dei redditi all'interno dei gruppi,  $D_{y-T}$ , ovvero l'indice di concentrazione dei redditi netti, coincide con  $D_{y-T}^* = G_{y-T}^B + G_{y-T}^W$ , ossia con l'indice di concentrazione dei redditi netti, per l'ordinamento in cui i gruppi sono allineati in ordine non decrescente rispetto al reddito netto medio di ciascun gruppo e i redditi netti in ogni gruppo in ordine non decrescente. Da ciò segue che  $R^{AJL} = (G_{y-T} - D_{y-T}^*)$  e  $R^{APK} = R^{AJL}$ .

## 2.2 Considerando gruppi di quasi uguali

Tuttavia, come gli stessi autori osservano, è molto difficile riuscire a creare dei gruppi costituiti da contribuenti con redditi complessivi perfettamente uguali, giacché in una distribuzione i redditi perfettamente uguali sono di fatto rari. Per questo motivo l'obiettivo diviene, più realisticamente, quello di creare dei gruppi di contribuenti con redditi complessivi "quasi uguali": questi gruppi vengono creati suddividendo la distribuzione dei redditi complessivi in intervalli contigui della stessa ampiezza. In questo modo, per costruzione, le medie dei redditi complessivi di gruppo risultano in ordine non decrescente e non si verifica intersezione fra i redditi di gruppi differenti, poiché il valore più alto di ciascun gruppo è non superiore al valore più piccolo del gruppo successivo. Giacché gli indici di Gini  $G_{k,y}$  dei redditi complessivi dei singoli gruppi, ancorché piccoli, non sono più diversi da zero, anche

$G_y^W = \sum_{k=1}^n a_k b_{k,y} G_{k,y}$  è ora diverso da zero, con  $b_{k,y}$  che rappresenta la quota di reddito del gruppo  $k$ -esimo sul totale della somma dei redditi complessivi dell'intera distribuzione.

Tenendo conto di questo, van de Ven, Creedy e Lambert (2001) propongono di considerare una scomposizione in cui la perdita di effetto redistributivo, dovuta a violazioni dell'equità orizzontale, sia misurata dalla differenza  $(G_{y-T}^W - G_y^W)$ .

La scomposizione dell'effetto redistributivo diviene pertanto

$$RE = (G_y^B - G_{y-T}^B) - (G_{y-T}^W + G_y^W) - R^{AJL} = G_y^B - G_{y-T}^B - G_{y-T}^W - R^{AJL}$$

con  $R^{AJL} = R^{APK}$ , sempre a condizione che non via sia né riordino delle medie dei gruppi, né riordino all'interno nei gruppi.

Inoltre, se, dopo l'imposizione, le medie dei gruppi non mantengono lo stesso ordinamento posseduto nella distribuzione dei redditi complessivi, e se l'imposizione crea degli effetti di riordinamento all'interno dei gruppi medesimi,  $R^{APK}$  non si riduce alla sola componente  $R^{AJL}$ , bensì diventa  $R^{APK} = (G_{y-T} - D_{y-T}^*) + (D_{y-T}^* - D_{y-T}^{**}) + (D_{y-T}^{**} - D_{y-T})$ , dove  $D_{y-T}^* = G_{y-T}^B + G_{y-T}^W$  e  $D_{y-T}^{**} = D_{y-T}^B + G_{y-T}^W$ . Ricordando la definizione di  $R^{AJL} = G_{y-T} - D_{y-T}^*$  e introducendo le ulteriori definizioni  $R^{EG} = D_{y-T}^* - D_{y-T}^{**} = G_{y-T}^B - D_{y-T}^B$  e  $R^{WG} = D_{y-T}^{**} - D_{y-T} = G_{y-T}^W - D_{y-T}^W$ , si può scrivere  $R^{APK} = R^{AJL} + R^{EG} + R^{WG}$ , dove  $R^{EG}$  misura l'eventuale riordinamento, nella distribuzione dei redditi netti, delle medie dei gruppi, mentre  $R^{WG}$  misura il riordinamento all'interno dei gruppi (Urban and Lambert, 2008; Vernizzi, 2007).

### 2.3 Tre scomposizioni dell'effetto redistributivo

Lambert e Urban (2008) fanno il punto della situazione sullo stato dell'arte e considerano criticamente le diverse scomposizioni presenti nella letteratura specializzata. Nel presente articolo si considerano solamente le tre più importanti.

La prima è quella già proposta nell'articolo di van de Ven, Creedy e Lambert (2001)

$$RE = (G_y^B - G_{y-T}^B) - (G_{y-T}^W - G_y^W) - R^{AJL} = V^{VCL} - H^{VCL} - R^{AJL}, \quad (1)$$

con  $V^{VCL} = (G_y^B - G_{y-T}^B)$  e  $H^{VCL} = (G_{y-T}^W - G_y^W)$ .

La seconda scomposizione considerata è

$$RE = (G_y - G_{y-T}^B - G_{y-T}^{SW}) - (G_{y-T}^W - G_{y-T}^{SW}) - R^{AJL} = V^{AJL} - H^{AJL} - R^{AJL}, \quad (2)$$

con  $V^{AJL} = (G_y - G_{y-T}^B - G_{y-T}^{SW})$  e  $H^{AJL} = (G_{y-T}^W - G_{y-T}^{SW})$ . Essa viene introdotta dagli autori dopo aver definito la distribuzione dei redditi netti *smoothed*: essa consiste in una distribuzione in cui ai redditi complessivi appartenenti a un medesimo gruppo viene applicata la stessa aliquota, essendo questa l'aliquota che coincide con l'aliquota media del gruppo. Per questa distribuzione l'indice di Gini è dato dalla somma della componente *between*, che coincide con l'indice  $G_{y-T}^B$  già definito, e dalla componente *within*  $G_{y-T}^{SW}$ , che è in genere diversa dalla componente  $G_{y-T}^W$ . La scomposizione (2) viene presentata come un'approssimazione dell'idea originaria di Aronson, Johnson e Lambert (1994), in cui gli "uguali" sono sostituiti da "quasi uguali" con la stessa aliquota media.

La terza scomposizione è data dalla relazione

$$RE = (G_y - D_{y-T}^B - G_{y-T}^{SW}) - (D_{y-T}^W - G_{y-T}^{SW}) - R^{APK} = V^{LU} - H^{LU} - R^{APK}, \quad (3)$$

con  $V^{LU} = (G_y - D_{y-T}^B - G_{y-T}^{SW})$  e  $H^{LU} = (D_{y-T}^W - G_{y-T}^{SW})$ . Lambert e Urban (2008) affermano di preferire questa scomposizione, in quanto, a differenza della (1) e (2), sarebbe in grado di consentire un'analisi completa, mentre la (1) e la (2) devono essere completate dalla scomposizione di  $R^{APK}$ . Deve tuttavia essere osservato che mentre la (1) valuta l'effetto verticale potenziale utilizzando i redditi medi di gruppo, in modo da eliminare componenti di disturbo dovute a variabilità accidentale interna ai gruppi, la (2) risulta particolarmente interessante per la misura di iniquità orizzontale che utilizza. Infatti,  $H^{AJL} = G_{y-T}^W - G_{y-T}^{SW} = \sum_{k=1}^n a_{k,y-T} b_{k,y-T} (G_{k,y-T} - G_{k,y})$ ,

mentre  $H^{VCL} = G_{y-T}^W - G_y^W = \sum_{k=1}^n a_{k,y-T} b_{k,y-T} G_{k,y-T} - \sum_{k=1}^n a_{k,y} b_{k,y} G_{k,y}$ . Pertanto, mentre

$H^{AJL}$  usa la stessa ponderazione per gli indici di Gini di gruppo, sia per la distribuzione dei redditi complessivi, sia per quella dei redditi netti, lo stesso non avviene per  $H^{VCL}$ : quest'ultimo indice, infatti, può risultare diverso da zero pur con indici di Gini di gruppo che non variano con l'imposizione, per via della diversa ponderazione. Inoltre, si osservi che la (3) nonostante abbia il pregio di considerare congiuntamente l'effetto imputabile ai tre possibili riordinamenti nel passaggio dal reddito complessivo al reddito netto, presenta l'inconveniente di avere l'effetto

orizzontale  $H^{LU}$  che può essere negativo anche per intervalli relativamente piccoli, il che rende quindi difficile la sua interpretazione. Per superare questo limite, gli autori suggeriscono di considerare una versione “positiva” dell’indice  $H^{LU}$ . Si può ottenere un nuovo indice, che sarà definito  $H^{LU-POS}$ , sommando il valore assoluto delle aree comprese fra la curva di concentrazione per la distribuzione dei redditi netti, disposti secondo l’ordine non decrescente dei corrispondenti redditi complessivi, e la curva di concentrazione in cui ai redditi netti effettivi siano stati sostituiti i redditi netti *smoothed*. Va osservato l’indice  $H^{LU-POS}$  non verifica l’equazione (3).

### **3. L’analisi empirica delle tre scomposizioni di RE**

#### **3.1 Il data set utilizzato**

La stima della distribuzione dei redditi complessivi e netti IRPEF è basata su un modello di microsimulazione statico che utilizza come dati di input l’Indagine sui bilanci delle famiglie italiane resa disponibile dalla Banca d’Italia nel 2008<sup>3</sup>. Essa si riferisce all’anno 2006 e contiene informazioni sulle caratteristiche demografiche, sui redditi percepiti e sul patrimonio posseduto dalle famiglie italiane. Successivamente si estendono i risultati al periodo d’imposta 2007, per mezzo di una congrua rivalutazione dei redditi complessivi.

Il campione è composto da 7.768 famiglie e da 19.551 individui, rappresentativi della popolazione italiana (costituita da circa 23,5 milioni di famiglie e 60 milioni di individui)<sup>4</sup>.

Per quanto riguarda le variabili reddituali, l’Indagine contiene informazioni particolareggiate sui redditi *netti* di ogni individuo del campione (Banca d’Italia, 2008)<sup>5</sup>. Nessuna informazione è presente con riferimento ai redditi *al lordo*

---

<sup>3</sup> Per la descrizione del modello e della tecnica di lordizzazione utilizzata e si rinvia a Pellegrino *et al.* (2010).

<sup>4</sup> Per i dettagli sulla metodologia di scelta del campione si rinvia a Brandolini (1999) e a Biancotti, D’Alessio e Neri (2004).

<sup>5</sup> Il reddito netto di ogni contribuente del campione è definito come la differenza tra il reddito complessivo e l’imposta netta, che comprende sia l’IRPEF, sia le addizionali regionali e comunali. Le addizionali regionali sono attribuite in modo puntuale; per le addizionali comunali, invece, si è attribuito ad ogni contribuente del campione una aliquota pari all’addizionale comunale media a

dell'imposizione. In Italia, infatti, a differenza di altri paesi, non è mai stato proposto una *data set* che analizzi la distribuzione dei redditi al lordo dell'imposizione: solo da pochi anni il Ministero dell'Economia e delle Finanze pubblica regolarmente i dati aggregati per fasce di reddito delle dichiarazioni IRPEF, anche se non ha mai reso disponibile un campione casuale di microdati; recentemente è stata tuttavia pubblicata la distribuzione dei redditi lordi e netti nell'Indagine ISTAT IT-SILC sui redditi delle famiglie italiane (Betti *et al.* 2010).

La carenza di statistiche ufficiali rende pertanto necessario il ricorso a modelli di microsimulazione fiscale, al fine di valutare le conseguenze redistributive delle modifiche legislative poste in essere. Il modello di simulazione utilizzato in questo lavoro permette di stimare le principali entrate della Pubblica Amministrazione. Per quanto concerne l'IRPEF, il modello produce i risultati con riferimento sia agli individui sia alle famiglie. La definizione di famiglia è quella utilizzata nel campione della Banca d'Italia (famiglie di fatto). Il reddito familiare IRPEF *equivalente* è ottenuto utilizzando la scala di equivalenza Cutler  $CS = (NA + \alpha NC)^\beta$ , dove  $NA$  indica il numero complessivo degli adulti e  $NC$  il numero complessivo dei figli minori di 18 anni all'interno del nucleo familiare; il parametro  $0 \leq \alpha \leq 1$ , che indica il peso attribuito ai componenti minorenni all'interno del nucleo familiare rispetto ai componenti adulti, è posto pari a 0,5, mentre il parametro  $0 \leq \beta \leq 1$ , che indica le economie di scala associate alla scala di equivalenza, a 0,65<sup>6</sup>.

I principali indici redistributivi sono presentati nella Tabella 1 per quanto riguarda i contribuenti IRPEF e nella Tabella 2 per ciò che concerne le famiglie equivalenti. Per quanto concerne i contribuenti IRPEF,  $G_y$ , pari a 44,14, è identico nei due anni per costruzione del modello, mentre  $G_{y-T}$  migliora nel biennio considerato passando da 38,79 a 38,58; l'effetto redistributivo  $RE = G_y - G_{y-T}$  è dunque pari a 5,35 nel 2006 e a 5,56 nel 2007.  $D_{y-T}$  è invece pari a 38,71 nel 2006 e a 38,49 nel 2007;

---

livello regionale sulla base dei dati dell'ANCI relativi al 2006 e al 2007. Si considera contribuente un individuo che presenta un reddito complessivo positivo; tale reddito complessivo è calcolato al netto dei contributi previdenziali ed assistenziali. Le detrazioni per familiari a carico nel periodo d'imposta 2007 e le deduzioni per familiari a carico nel periodo d'imposta 2006, infine, sono attribuite al 50 per cento tra i coniugi nel caso in cui nessuno dei due sia a carico dell'altro.

<sup>6</sup> I valori dei parametri sono stati scelti in modo da contenere il rapporto tra  $R^{APK}$  e  $RE$  (Pellegrino e Vernizzi, 2010).

ovviamente, a causa della progressività dell'imposta, la distribuzione dei debiti d'imposta è più concentrata rispetto alla distribuzione dei redditi complessivi: l'indice di concentrazione dell'IRPEF  $D_T$  è pari a 66,23 nel 2006, mentre aumenta a quota 67,01 nel 2007. L'indice di Kakwani  $K = D_T - G_y$ , che misura il grado di progressività, è dunque pari a 22,09 nel 2006 e a 22,87 nel 2007, mentre quello di Reynolds-Smolensky  $RS = G_y - D_{y-T}$ , che misura lo scostamento dalla proporzionalità dell'imposta, è pari a 5,43 nel 2006, a 5,65 nel 2007. Infine, l'indice di riordinamento di Atkinson-Plotnick-Kakwani  $R^{APK}$  aumenta nel biennio considerato, passando da 0,08 a 0,09.

È possibile concludere che tra il 2006 e il 2007 il potere redistributivo dell'imposta

migliora. Ricordando la relazione  $RS = \frac{\theta}{1-\theta} K$ , dove  $\theta = \frac{\sum_{j=1}^N T_j}{\sum_{j=1}^N y_j}$  indica l'aliquota

media complessiva,  $N$  indica il numero complessivo dei contribuenti,  $j$  indica il contribuente  $j$ -esimo,  $y_j$  e  $T_j$  indicano, rispettivamente, il reddito complessivo e l'imposta del contribuente  $j$ -esimo, si può osservare che ciò è imputabile sia all'aliquota media, che aumenta dal 19,72 per cento nel 2006 al 19,81 per cento nel 2007, sia all'aumento del grado di progressività dell'imposta. Considerando le famiglie, l'andamento dei principali indici redistributivi è simile a quello riscontrato per gli individui (Tabella 2).

### **Tabella 1**

### **Tabella 2**

La scelta dei periodi d'imposta 2006 e 2007 sembra rilevante per l'analisi proposta in questo lavoro. Tra il 2006 e il 2007 l'IRPEF ha infatti cambiato radicalmente struttura, passando da un sistema che attribuiva alle deduzioni, linearmente decrescenti rispetto al reddito complessivo, il compito di assicurare un consistente effetto redistributivo all'imposta ad un nuovo sistema incentrato su detrazioni,

sempre linearmente decrescenti rispetto al reddito complessivo. L'obiettivo della parte restante di questo paragrafo è dunque quello di verificare come la riforma dell'IRPEF, varata con la Legge finanziaria per il 2007, abbia influito sull'equità verticale potenziale, sull'iniquità orizzontale e sull'effetto di riordinamento.

### **3.2 L'analisi delle tre componenti delle tre scomposizioni dell'effetto redistributivo**

Le Figure 1-4 evidenziano l'andamento delle tre componenti in cui l'effetto redistributivo può essere scomposto considerando i contribuenti IRPEF e il periodo d'imposta 2006. L'analisi riguarda 300 intervalli di reddito monetario che variano da un minimo di 10 a un massimo di 3.000 euro, per multipli di 10 euro. Simili andamenti si registrano anche applicando tali intervalli monetari alla distribuzione dei redditi familiari equivalenti nel periodo d'imposta 2006 (Figure 5-8). Inoltre, figure analoghe possono essere osservate, sia per gli individui, sia per le famiglie, per il periodo d'imposta 2007. Nel seguito, pertanto, il commento limita l'analisi ai contribuenti IRPEF nel periodo d'imposta 2006. Per rendere confrontabili gli andamenti delle tre componenti di *RE* e le successive scomposizioni puntuali proposte nel paragrafo 4, i valori sono espressi in percentuale del rispettivo effetto redistributivo.

Le Figure 1 e 2 riproducono l'andamento dei tre effetti verticali potenziali,  $V^{AJL}$ ,  $V^{VCL}$ ,  $V^{LU}$ , definiti dalle equazioni (1), (2) e (3). Come si può notare, tutti e tre gli indici presentano un tracciato molto irregolare, caratterizzato da una forte variabilità. In particolare, per quanto riguarda  $V^{AJL}$  e  $V^{LU}$ , l'andamento trova conferma anche da quanto evidenziato da Mussini e Zavanella (2009) e da Mazurek (2009), due recenti lavori che utilizzano la medesima metodologia qui discussa al fine di verificare il funzionamento dei criteri proposti da Lambert e Urban (2008)<sup>7</sup>; l'andamento di  $V^{VCL}$ , invece, del tutto analogo in questi due lavori alla Figura 1 per valori contenuti dell'intervallo, a differenza di quanto succede con i dati della Banca d'Italia, raggiunge il massimo quando l'intervallo è molto più ampio sia con i dati dei contribuenti del Comune di Milano, sia con quelli dei contribuenti delle due città

---

<sup>7</sup> Il primo contributo ha utilizzato i dati dell'universo dei contribuenti del Comune di Milano (821.260 individui), mentre il secondo ha invece analizzato i dati dei contribuenti di Breslavia e di Wałbrzych (complessivamente 134.494 individui), due comuni della Bassa Slesia in Polonia.

polacche. Va osservato che anche con i dati presentati nell'articolo di Lambert e Urban (2008) l'intervallo per il quale  $V^{VCL}$  raggiunge il valore massimo è molto più ampio di quelli per i quali  $V^{AJL}$  e  $V^{LU}$  raggiungono il loro valore massimo. L'analisi di Lambert e Urban (2008) non è invece del tutto confrontabile a quella qui riportata, giacché questi autori, avendo adottato una scansione con intervalli molto più ampi, non hanno probabilmente ritenuto importante osservare accuratamente le parti iniziali del tracciato.

Per valori molto piccoli dell'intervallo (approssimativamente minori di 150 euro)  $V^{VCL}$  e  $V^{AJL}$  non sono distinguibili, mentre successivamente  $V^{AJL}$  si differenzia da  $V^{VCL}$ , rimanendo al di sotto del tracciato di quest'ultimo, per poi sovrapporsi a  $V^{LU}$ , quando quest'ultimo, che per valori minori di 150 euro dell'intervallo è nettamente superiore agli altri due, scende a valori inferiori a quelli di  $V^{VCL}$ . Successivamente, i tre indici presentano un andamento altalenante ma decrescente: quando l'intervallo tende a zero, infatti,  $V^{VCL}$  e  $V^{AJL}$  hanno come limite  $RE$ , mentre  $V^{LU}$  ha come limite  $RS$ ; quando invece l'intervallo tende al suo valore massimo, dato dall'intero campo di variazione della distribuzione del reddito, i tre effetti verticali potenziali tendono a zero (van de Ven, Creedy e Lambert, 2001; Vernizzi e Pellegrino, 2008).

La Figura 3 propone invece l'andamento delle quattro misure di iniquità orizzontale analizzate nel paragrafo 2. Valutate rispetto all'effetto redistributivo, esse sono una percentuale decisamente contenuta: quando l'intervallo tende a zero, il valore di questi indici tende a zero; all'aumentare dell'intervallo, invece,  $H^{VCL}$ ,  $H^{AJL}$ , e  $H^{UL-POS}$  aumentano, mentre  $H^{UL}$  decresce. Per intervalli di 3.000 euro,  $H^{VCL}$  è pari a circa l'1,1 per cento di  $RE$ ,  $H^{AJL}$  e  $H^{UL-POS}$  a circa lo 0,5 per cento e  $H^{UL}$  a -0,6 per cento. Tuttavia, quando l'intervallo tende al suo valore massimo,  $H^{VCL}$ ,  $H^{AJL}$  tendono a  $-RE$ , mentre  $H^{UL}$  tende a  $-RS$ .

Infine, la Figura 4 evidenzia la scomposizione percentuale di  $R^{APK}$ , mettendo in luce la rilevanza dei tre possibili riordinamenti all'aumentare dell'intervallo scelto per ripartire la distribuzione dei redditi in gruppi di "quasi uguali". Per valori dell'intervallo minori di 100 euro,  $R^{AJL}$  aumenta, per poi decrescere monotonicamente;  $R^{EG}$  decresce molto velocemente, assestandosi a valori prossimi allo zero per intervalli di reddito maggiori di 400 euro. Infine,  $R^{WG}$  aumenta

monotonicamente all'aumentare dell'intervallo.

**Figura 1**

**Figura 2**

**Figura 3**

**Figura 4**

**Figura 5**

**Figura 6**

**Figura 7**

**Figura 8**

#### **4. La scelta dell'intervallo ottimale e le scomposizioni puntuali dell'effetto redistributivo**

L'analisi effettuata nel paragrafo 3 mette in luce come la scelta dell'intervallo influisca sulla rilevanza delle tre componenti in cui  $RE$  può essere scomposto. Inoltre, sono possibili diverse scomposizioni di  $RE$ , ognuna delle quali presenta caratteristiche peculiari. In generale, van de Ven, Creedy e Lambert (2001) osservano che se da una parte l'allargamento del bandwidth porta a far crescere  $V$ , in quanto l'eliminazione degli errori di misura e dei fattori casuali migliora la stima della scala delle aliquote effettive, dall'altra l'inclusione di soggetti con aliquote medie diverse tende a fare decrescere il valore dell'effetto redistributivo potenziale

verticale; sulla base di queste considerazioni gli Autori suggeriscono di scegliere come ampiezza ottima quella che dà il valore di  $V$ .

Analizzando il comportamento dei tre effetti verticali potenziali (Figure 1 e 2), appare tuttavia evidente come il massimo possa essere abbastanza instabile e, in ogni caso, non necessariamente uguale per le possibili scomposizioni. I risultati delle scomposizioni che si ottengono, seguendo questa metodologia, sono riportati nella Tabella 3. Con la scomposizione (1)  $RE = V^{VCL} - H^{VCL} - R^{AJL}$  l'intervallo ottimale è pari a 1.870 euro per i contribuenti IRPEF nel 2006 e a 2.790 per i contribuenti IRPEF nel 2007. Valori inferiori si registrano considerando le famiglie equivalenti: 820 e 830 euro nel 2006 e nel 2007, rispettivamente. Valori nettamente inferiori si ottengono invece con la scomposizione (2)  $RE = V^{AJL} - H^{AJL} - R^{AJL}$  e (3)  $RE = V^{LU} - H^{LU-POS} - R^{APK}$ ; si osservino, in quest'ultima scomposizione, i valori molto piccoli per l'intervallo ottimale nel caso delle famiglie equivalenti.

Ciò nonostante le differenze nei valori dei tre effetti verticali potenziali sono molto contenute e anche le loro variazioni percentuali fra la normativa del 2006 e quella del 2007 sono assai simili. La stessa cosa non accade per gli altri indici: questi sono misure concettualmente diverse fra di loro, ma bisognerebbe tenere conto di quanto incida l'effetto "ampiezza dell'intervallo" sulle loro differenze. Nella Tabella 3, inoltre, la variazione di  $H^{AJL}$  per le famiglie è negativa, mentre per  $H^{VCL}$  e  $H^{LU-POS}$  è positiva.

Anche la scomposizione di  $R^{APK}$ , che evidenzia la rilevanza dei tre possibili riordinamenti nel passaggio dal reddito complessivo al reddito netto, presenta valori sensibilmente diversi nelle tre scomposizioni analizzate (Tabella 4). Considerando i contribuenti IRPEF nel 2006, nella scomposizione (1) la sovrapposizione tra gruppi spiega circa il 40 per cento di  $R^{APK}$ , mentre il restante 60 per cento è imputabile al riordinamento interno ai gruppi; essendo l'intervallo ottimale molto elevato, non si verifica riordinamento delle medie dei gruppi. Nelle scomposizioni (2) e (3), invece, rimanendo quest'ultimo effetto sostanzialmente irrilevante, si inverte l'importanza relativa degli altri due effetti: la sovrapposizione tra gruppi spiega circa il 79 per cento di  $R^{APK}$ , mentre il riordinamento interno ai gruppi spiega il rimanente 21 per cento. Simili risultati si ottengono considerando i contribuenti IRPEF nel 2007. A

causa della maggiore diversità dell'intervallo ottimale, le scomposizioni di  $R^{APK}$  sono differenti se si considerano le famiglie equivalenti: con la scomposizione (3) il riordinamento delle medie dei gruppi spiega il 46 per cento di  $R^{APK}$  nel 2006 e l'8,5 per cento nel 2007; molto contenuto è il riordinamento interno ai gruppi, mentre la sovrapposizione tra gruppi spiega la maggior parte di  $R^{APK}$ , in modo particolare considerando l'anno 2007. Con le scomposizioni (1) e (2), infine, i valori percentuali sono simili a quelli ottenuti per gli individui nelle scomposizioni (2) e (3).

Analizzando ulteriormente le scomposizioni, è però possibile sintetizzare tutte le informazioni in esse contenute individuando un unico intervallo, scelto in modo tale che le tre misure dell'effetto verticale potenziale siano, in un intorno del loro valore massimo, le più vicine possibili (Vernizzi e Pellegrino, 2008). Invece di massimizzare l'effetto verticale potenziale in ogni singola scomposizione, si può scegliere come unico intervallo quello che minimizza il rapporto

$$\frac{\max\left[|V^{VCL} - V^{LU}|; |V^{AJL} - V^{LU}|; |V^{VCL} - V^{AJL}|\right]}{\min[V^{VCL}; V^{AJL}; V^{LU}]}, \quad (4)$$

il cui andamento è riportato nella Figura 9.

### Figura 9

La parte iniziale della Figura 9, quella discendente, è di fatto costituita dal rapporto

$\frac{R^{EG}}{V^{AJL}}$ , mentre la parte crescente è data dal rapporto  $\frac{G_{y-T}^{SW} - G_y^W}{V^{AJL}}$ . Come si può notare,

questi due rapporti, nel loro tratto rilevante, mostrano un andamento molto più stabile dei tracciati dei tre effetti verticali potenziali nell'intorno del loro valore massimo. Questa scelta di compromesso, inoltre, presenta il vantaggio di non perdere gli aspetti rilevanti per i quali sono state pensate le scomposizioni (1), (2) e (3). Inoltre, vale la pena osservare che il rapporto (4), sia per i dati considerati in questo articolo, sia nell'analisi di Mussini e Zavanella (2009) e di Mazurek (2009), presenta un unico punto di minimo al variare dell'ampiezza degli intervalli.

Infine, le Tabelle 5 e 6 evidenziano che il rapporto (4) consente di ottenere intervalli ottimali molto più stabili tra diverse normative fiscali, sia considerando gli individui,

sia le famiglie equivalenti: l'intervallo ottenuto è infatti pari a 250 euro per i contribuenti IRPEF nel 2006 e a 320 euro per i contribuenti IRPEF nel 2007, con una differenza pari a 70 euro; ancora più stabili sono gli intervalli dati dalla (4) considerando le famiglie equivalenti, pari a 360 e 390 euro nel 2006 e nel 2007, rispettivamente, con una differenza pari a 30 euro.

Dalle Figure 3, 4, 7 e 8 si può notare come gli indici  $H$ ,  $R^{AJL}$ ,  $R^{EG}$  e  $R^{WG}$  siano molto sensibili a variazioni, anche non eccessive, dell'ampiezza del bandwidth. In particolare, mentre a partire da un certo valore  $R^{AJL}$  è funzione inversa del bandwidth,  $R^{WG}$  cresce al crescere di quest'ultimo. Per il confronto degli indici che dipendono dall'ampiezza del bandwidth si farà pertanto riferimento alle Tabelle 5 e 6.

Sia per i redditi individuali, sia per quelli familiari equivalenti, dalla Tabella 5 emerge che l'effetto redistributivo potenziale del 2007 è superiore a quello del 2006; similmente, anche gli indici di iniquità orizzontale,  $H^{AJL}$ ,  $H^{VCL}$ ,  $H^{UL-POS}$ , e di non rispetto dell'ordinamento verticale,  $R^{APK}$  ed  $R^{AJL}$ , sono superiori nel 2007 rispetto al 2006. Ciò non implica necessariamente che la normativa del 2007 sia globalmente più "iniqua" di quella del 2006<sup>8</sup>: dall'analisi si conclude che nel 2007 vi sono maggiori casi di disparità di trattamento per redditi "quasi uguali" e che la progressività non è sempre rispettata, secondo quello che ci si aspetterebbe dall'applicazione delle scala delle aliquote legali. Questa maggiore disparità di trattamento può dipendere da numerosi fattori. Sicuramente un ruolo prioritario è imputabile alla complessità della normativa: un'apparente maggiore differenziazione di trattamento può dipendere da ragioni di opportunità (incentivi, compensazioni, ecc.) oppure da valutazioni di equità che non sono immediatamente formalizzabili in una scala di equivalenza esplicita. Se confrontiamo gli indici relativi agli individui con quelli relativi alle famiglie equivalenti, si nota che l'incidenza di violazione dell'equità verticale è maggiore per i primi rispetto ai secondi: la diminuzione è dovuta all'applicazione della scala di equivalenza, che assorbe parte delle disomogeneità di trattamento dovute alla presenza di carichi familiari.

---

<sup>8</sup> Descrivendo gli indici redistributivi per le due normative (Tabelle 1 e 2) è stato osservato infatti che tra il 2006 e il 2007 l'effetto redistributivo complessivo aumenta, e questo aumento è accompagnato da un aumento dell'indice di riordinamento. Rispetto alla normativa del 2006, la normativa del 2007 aumenta l'effetto potenziale di redistribuzione, sia per gli individui sia per le famiglie equivalenti, sia in termini assoluti che relativi. Tuttavia questo incremento è accompagnato da un aumento degli indici di iniquità orizzontale  $H$  e verticale  $R$ .

Dalla Tabella 6 si può osservare che la composizione percentuale delle componenti  $R^{AJL}$  e  $R^{WG}$  viene modificata nel passaggio dalla normativa del 2006 a quella del 2007. Per quel che concerne i redditi individuali,  $R^{AJL}$  aumenta in modo meno che proporzionale rispetto a  $R^{APK}$  (dall'83,86% scende all'80,80%) e, al contrario,  $R^{WG}$  aumenta in modo più che proporzionale (dal 15,70 % sale al 18,76%); invece per i redditi equivalenti familiari accade il contrario:  $R^{AJL}$  passa dal 73,58% di  $R^{APK}$  al 75,34%, mentre  $R^{WG}$  decresce, passando dal 25,86% al 24,07%.

Questo può dipendere dalla tipologia di scala di equivalenza adottata per ottenere i redditi equivalenti. Come solitamente avviene nelle analisi empiriche, in questo lavoro è stata scelta una scala di equivalenza proporzionale, che però è funzione solamente del numero dei componenti e non anche del reddito. Appare però evidente che le scale di equivalenza implicite della normativa italiana decrescono con il reddito, sia con riferimento alla normativa del 2006, sia a quella del 2007. La normativa del 2007 ha infatti sostituito le deduzioni per carichi di famiglia con analoghe detrazioni, misura questa che ha influito sul debito d'imposta complessivo dei contribuenti. Mentre le deduzioni per familiari a carico del 2006 erano conteggiate anche per la determinazione della base imponibile su cui calcolare le addizionali, la stessa cosa non accade per le corrispondenti detrazioni del 2007: a parità di aliquote addizionali, nel 2007 è aumentata automaticamente la base imponibile delle addizionali regionali e comunali.

Irrilevante è invece l'apporto di  $R^{EG}$ , cioè del reranking delle medie dei gruppi: questo è un risultato auspicabile, giacché una presenza significativa di questa componente non consentirebbe di considerare l'indice come un indice di violazione di progressività.

**Tabella 3**

**Tabella 4**

**Tabella 5**

**Tabella 6**

## **5. Considerazioni conclusive**

La recente letteratura sulla scomposizione dell'effetto redistributivo dell'imposta personale e progressiva sul reddito in effetto verticale, orizzontale e di riordinamento ha rivisitato gli originari contributi di Aronson e Lambert (1994) e Aronson Johnson e Lambert (1994) che proponevano di scomporlo considerando gruppi di contribuenti caratterizzati da un reddito complessivo perfettamente uguale. Le ragioni risiedono nel fatto che i contribuenti con reddito perfettamente uguale sono rari nelle distribuzioni dei redditi così come si osservano dalle indagini campionarie, e quindi occorre fare più ragionevolmente riferimento a gruppi di contribuenti caratterizzati da redditi complessivi "quasi uguali".

Tale cambiamento di prospettiva solleva numerose questioni riguardanti la scelta dell'ampiezza dell'intervallo di reddito entro cui contribuenti "quasi uguali" possono essere di fatto trattati come "uguali". All'aumentare dell'ampiezza dell'intervallo usato per scomporre l'effetto redistributivo, infatti, aumenta la probabilità che si possa verificare la sovrapposizione tra i gruppi e il riordinamento dei redditi all'interno di ciascun gruppo, mentre si riduce la probabilità che si verifichi il riordinamento delle medie dei redditi netti dei gruppi rispetto alla situazione esistente prima dell'imposizione.

I contributi di van de Veen, Creedy e Lambert (2001) e Lambert e Urban (2008) analizzano intensamente queste problematiche. Il primo contributo individua la scelta dell'intervallo ottimale nel punto in cui l'effetto verticale potenziale è massimizzato; il secondo, riprendendo tale criterio di scelta, propone numerose scomposizioni dell'effetto redistributivo, ognuna delle quali è valutata scegliendo l'intervallo nel punto in cui l'effetto verticale potenziale è massimizzato. Sebbene tale metodologia abbia il pregio dell'eshaustività dell'analisi, presenta il difetto di non rendere univoca la scelta dell'intervallo ottimale e quindi di non pervenire ad una unica scomposizione di dell'effetto redistributivo. Ciò deriva dal fatto che il comportamento dei tre effetti verticali potenziali risulta molto irregolare al variare dell'intervallo, e quindi la scelta del massimo è abbastanza instabile e solitamente

non uguale per le possibili scomposizioni.

Date queste premesse, il presente lavoro si pone l'obiettivo di analizzare criticamente le tre principali scomposizioni dell'effetto redistributivo recentemente proposte in letteratura e di applicarle all'imposta personale e progressiva in vigore in Italia nel 2006 e nel 2007. L'analisi è effettuata sia considerando gli intervalli che massimizzano gli effetti verticali potenziali, sia proponendo un criterio di scelta dell'intervallo basato sull'idea che, nell'intervallo ottimale, le tre misure dell'effetto verticale potenziale devono essere le più vicine possibili, in un intorno del loro valore massimo. Con questa metodologia è possibile scegliere intervalli di riferimento più stabili tra le diverse possibili scomposizioni e tra le diverse normative fiscali. Inoltre l'utilizzazione un unico intervallo, per tutte le possibili scomposizioni dell'effetto redistributivo, consente, da una parte, di rendere maggiormente confrontabili i risultati e, da quell'altra, di non perdere gli aspetti rilevanti per cui le scomposizioni proposte da Lambert e Urban (2008) sono state ideate.

## ***Riferimenti bibliografici***

- Aronson, R.J. e Lambert. P.J. (1994), Decomposing the Gini coefficient to reveal the vertical, horizontal and reranking effects of income taxation, in *National Tax Journal*, 47, pp. 273-294.
- Aronson, R.J., Johnson, P.J. e Lambert P.J. (1994), Redistributive effect and unequal income tax treatment, in *The Economic Journal*, 104, pp. 262-270.
- Baldini M. e Toso S. (2009), *Diseguaglianza, povertà e politiche pubbliche*, Bologna, Il Mulino.
- Banca d'Italia, (2008), *Indagine sui bilanci delle famiglie italiane*.
- Betti G., Donatiello G. e Verma V. (2010), The Siena Micro Simulation Model (SM2) for net-gross conversion of EU-SILC income variables, in *International Journal of Microsimulation*, forthcoming.
- Biancotti, C., D'Alessio, G. e Neri, A. (2004), *Errori di misura nell'Indagine sui bilanci delle famiglie italiane*, Banca d'Italia, Temi di discussione, n. 520.
- Brandolini, A. (1999), *The distribution of personal income in post-war Italy: source description, data quality, and the time pattern of income inequality*, Banca d'Italia, Temi di discussione, n. 350.
- Lambert, P.J. (2001), *The Distribution And Redistribution of Income*, Manchester, Manchester University Press.
- Lambert, P. J. and Aronson, J. R. (1993), Inequality decomposition analysis and the Gini coefficient revisited, in *The economic journal*, n. 103, pp. 1221-1227.
- Marenzi, A. (1995), Equità verticale, equità orizzontale ed effetto di riordinamento: qual è il vero effetto redistributivo dell'IRPEF?, in *Politica Economica*, n. 11, pp. 243-263.
- Mill, J. S. (1848), *Principles of Political Economy*, London, Longmans Green.
- Mazurek, E. (2009), A note on the identification of the bandwidth for the potential redistribution index evaluation, in corso di pubblicazione su *Pragmata Tes Oikonomias*, 3, Jan Dlugosz University, Czestochowa.
- Mussini, M. e Zavanella, B. (2009), Choosing the bandwidth for decomposing the redistributive effect: evidence from Milan using AMeRiCA data, in corso di pubblicazione su *Pragmata Tes Oikonomias*, 3, Jan Dlugosz University, Czestochowa.
- Pellegrino, S. e Vernizzi, A. (2010), *The 2007 Personal Income Tax Reform in Italy: Effects on Potential Equity, Horizontal Inequity and Re-ranking*, Dipartimento di Scienze Economiche e Finanziarie "G. Prato", Università degli Studi di Torino, 2010, WP n. 14.
- Pellegrino, S., Piacenza M. e Turati G. (2010), Developing a static microsimulation model for the analysis of housing taxation in Italy, in *International Journal of Microsimulation*, forthcoming.

- Samuelson, P. (1947), *Foundation of economic analysis*, Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Urban, I. e Lambert, P.J. (2008), Redistribution, horizontal inequity and reranking: how to measure them properly, in *Public Finance Review*, 20, n. 10, pp.1-24.
- van de Ven, J., Creedy, J. e Lambert, P.J. (2001), Close equals and calculation of the vertical, horizontal and reranking effects of taxation, in *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 63, pp. 381-394.
- Vernizzi, A. (2007), Una precisazione sulla scomposizione dell'indice di redistribuzione RE di Aronson-Johnson-Lambert e una proposta di estensione dell'indice di Plotnick, in *Economia Pubblica*, 37, n. 1-2, pp. 145-153.
- Vernizzi, A. e Pellegrino, S. (2008), *On determining "close equals groups" in decomposing redistributive and reranking effects*, SIEP, Società Italiana di Economia Pubblica, WP 602/08.

**La scomposizione dell'effetto redistributivo  
in effetto verticale, orizzontale e di riordinamento:  
analisi della recente letteratura e verifica empirica**

**di Simone Pellegrino e Achille Vernizzi**

# **TABELLE**

**VERSIONE 15 gennaio 2010**

**Tabella 1: Gli indici redistributivi considerando i contribuenti IRPEF**

Indici	Anno	
	2006	2007
<b>Aliquota media</b>	<b>19,72</b>	<b>19,81</b>
<b>Indice di Gini del reddito complessivo</b>	<b>44,14</b>	<b>44,14</b>
<b>Indice di Gini del reddito netto</b>	<b>38,79</b>	<b>38,58</b>
<b>Indice di Gini dell'imposta</b>	<b>67,12</b>	<b>68,07</b>
<b>Indice di redistribuzione complessiva</b>	<b>5,35</b>	<b>5,56</b>
<b>Indice di concentrazione dei redditi netti</b>	<b>38,71</b>	<b>38,49</b>
<b>Indice di concentrazione dell'imposta</b>	<b>66,23</b>	<b>67,01</b>
<b>Indice di Kakwani</b>	<b>22,09</b>	<b>22,87</b>
<b>Indice di Reynolds-Smolensky</b>	<b>5,43</b>	<b>5,65</b>
<b>Indice di Atkinson-Plotnick-Kakwani</b>	<b>0,08</b>	<b>0,09</b>

*Note:* Comprende l'impatto delle addizionali regionali e comunali.

*Fonte:* Elaborazione su dati Banca d'Italia 2008.

**Tabella 2: Gli indici redistributivi considerando le famiglie equivalenti**

Indici	Anno	
	2006	2007
<b>Aliquota media</b>	<b>19,85</b>	<b>19,91</b>
<b>Indice di Gini del reddito complessivo</b>	<b>39,30</b>	<b>39,30</b>
<b>Indice di Gini del reddito netto</b>	<b>34,06</b>	<b>33,81</b>
<b>Indice di Gini dell'imposta</b>	<b>61,16</b>	<b>62,24</b>
<b>Indice di redistribuzione complessiva</b>	<b>5,24</b>	<b>5,49</b>
<b>Indice di concentrazione dei redditi netti</b>	<b>34,01</b>	<b>33,75</b>
<b>Indice di concentrazione dell'imposta</b>	<b>60,65</b>	<b>61,62</b>
<b>Indice di Kakwani</b>	<b>21,35</b>	<b>22,32</b>
<b>Indice di Reynolds-Smolensky</b>	<b>5,29</b>	<b>5,55</b>
<b>Indice di Atkinson-Plotnick-Kakwani</b>	<b>0,05</b>	<b>0,06</b>

*Note:* Comprende l'impatto delle addizionali regionali e comunali.

*Fonte:* Elaborazione su dati Banca d'Italia 2008.

**Tabella 3: Gli intervalli ottimi e le scomposizioni puntuali (in % di RE) con il criterio di Lambert e Urban (2008)**

	Scomposizione	Intervallo ottimo	Componenti di RE		
<b>Individui 2006</b>	1	1.870	$V^{VCL} = 101,5194$	$H^{VCL} = 0,9542$	$R^{AJL} = 0,5652$
	2	370	$V^{AJL} = 101,4294$	$H^{AJL} = 0,3029$	$R^{AJL} = 1,1268$
	3	370	$V^{UL} = 101,4345$	$H^{UL-POS} = 0,0524$	$R^{APK} = 1,4293$
<b>Individui 2007</b>	1	2.790	$V^{VCL} = 101,6149$	$H^{VCL} = 1,1798$	$R^{AJL} = 0,4350$
	2	730	$V^{AJL} = 101,5206$	$H^{AJL} = 0,4993$	$R^{AJL} = 1,0212$
	3	730	$V^{UL} = 101,5211$	$H^{UL-POS} = 0,0863$	$R^{APK} = 1,5069$
<b>Famiglie 2006</b>	1	820	$V^{VCL} = 100,9852$	$H^{VCL} = 0,4386$	$R^{AJL} = 0,5466$
	2	460	$V^{AJL} = 100,9602$	$H^{AJL} = 0,2819$	$R^{AJL} = 0,6783$
	3	10	$V^{UL} = 100,9719$	$H^{UL-POS} = 0,0052$	$R^{APK} = 0,9723$
<b>Famiglie 2007</b>	1	830	$V^{VCL} = 101,1380$	$H^{VCL} = 0,4711$	$R^{AJL} = 0,6667$
	2	400	$V^{AJL} = 101,1176$	$H^{AJL} = 0,2676$	$R^{AJL} = 0,8498$
	3	80	$V^{UL} = 101,1291$	$H^{UL-POS} = 0,0192$	$R^{APK} = 1,1284$

Fonte: Elaborazione su dati Banca d'Italia 2008.

**Tabella 4: Gli intervalli ottimi e la scomposizione dell'indice di riordinamento  
(in % di  $R^{APK}$ ) con il criterio di Lambert e Urban (2008)**

	Scomposizione	Intervallo ottimo	$R^{AJL}$	$R^{EG}$	$R^{WG}$
<b>Individui 2006</b>	1	1.870	39,54	0,00	60,46
	2	370	78,84	0,36	20,81
	3	370	78,84	0,36	20,81
<b>Individui 2007</b>	1	2.790	28,87	0,00	71,13
	2	730	67,77	0,03	32,19
	3	730	67,77	0,03	32,19
<b>Famiglie 2006</b>	1	820	56,21	0,15	43,63
	2	460	69,76	0,64	29,58
	3	10	53,12	46,01	0,87
<b>Famiglie 2007</b>	1	830	59,09	0,14	40,77
	2	400	75,31	0,73	23,96
	3	80	85,84	8,51	5,65

Fonte: Elaborazione su dati Banca d'Italia 2008.

**Tabella 5: Gli intervalli ottimi e le scomposizioni puntuali (in % di *RE*) con il criterio della minimizzazione della distanza relativa**

	Scomposizione	Intervallo ottimo	Componenti di <i>RE</i>			
<b>Individui 2006</b>	1	250	$V^{VCL} = 101,4234$	$H^{VCL} = 0,2246$	$R^{AJL} = 1,1986$	
	2	250	$V^{AJL} = 101,4185$	$H^{AJL} = 0,2201$	$R^{AJL} = 1,1986$	
	3	250	$V^{UL} = 101,4249$	$H^{UL-POS} = 0,0453$	$R^{APK} = 1,4293$	
<b>Individui 2007</b>	1	320	$V^{VCL} = 101,4944$	$H^{VCL} = 0,2768$	$R^{AJL} = 1,2175$	
	2	320	$V^{AJL} = 101,4874$	$H^{AJL} = 0,2698$	$R^{AJL} = 1,2175$	
	3	320	$V^{UL} = 101,4942$	$H^{UL-POS} = 0,0497$	$R^{APK} = 1,5069$	
<b>Famiglie 2006</b>	1	360	$V^{VCL} = 100,9549$	$H^{VCL} = 0,2397$	$R^{AJL} = 0,7154$	
	2	360	$V^{AJL} = 100,9485$	$H^{AJL} = 0,2332$	$R^{AJL} = 0,7154$	
	3	360	$V^{UL} = 100,9541$	$H^{UL-POS} = 0,0454$	$R^{APK} = 0,9723$	
<b>Famiglie 2007</b>	1	390	$V^{VCL} = 101,1184$	$H^{VCL} = 0,2682$	$R^{AJL} = 0,8500$	
	2	390	$V^{AJL} = 101,1105$	$H^{AJL} = 0,2603$	$R^{AJL} = 0,8500$	
	3	390	$V^{UL} = 101,1171$	$H^{UL-POS} = 0,0467$	$R^{APK} = 1,1282$	

Fonte: Elaborazione su dati Banca d'Italia 2008.

**Tabella 6: Gli intervalli ottimi e la scomposizione dell'indice di riordinamento  
(in % di  $R^{APK}$ ) con il criterio della minimizzazione della distanza relativa**

	<b>Intervallo ottimo</b>	$R^{AJL}$	$R^{EG}$	$R^{WG}$
<b>Individui 2006</b>	<b>250</b>	<b>83,86</b>	<b>0,43</b>	<b>15,70</b>
<b>Individui 2007</b>	<b>320</b>	<b>80,80</b>	<b>0,44</b>	<b>18,76</b>
<b>Famiglie 2006</b>	<b>360</b>	<b>73,58</b>	<b>0,57</b>	<b>25,86</b>
<b>Famiglie 2007</b>	<b>390</b>	<b>75,34</b>	<b>0,58</b>	<b>24,07</b>

*Fonte:* Elaborazione su dati Banca d'Italia 2008.