

L'INTRODUZIONE DEL QUOZIENTE FAMILIARE IN ITALIA: EFFETTI DI GETTITO E VALUTAZIONI PRELIMINARI SULL'OFFERTA DI LAVORO

ARNIE AASSVE, ISIER, University of Essex, UK.

MARIA GRAZIA PAZIENZA, Dipartimento Studi sullo Stato, Università degli Studi di Firenze.

CHIARA RAPALLINI, Dipartimento Studi sullo Stato, Università degli Studi di Firenze.

(Versione preliminare da non diffondere e non citare)

pubblicazione internet realizzata con contributo della

COMPAGNIA
di San Paolo

Introduzione

La progressività dell'imposta sul reddito delle persone fisiche rende la scelta se tassare il reddito individuale o familiare una questione di difficile soluzione. Le due alternative sono la tassazione del reddito del nucleo familiare e la tassazione individuale. In altri termini, l'unità impositiva dell'imposta sul reddito può essere, alternativamente, la famiglia o l'individuo. In questo lavoro si verificano gli effetti di un'ipotetica riforma della tassazione familiare in Italia, ispirata al modello francese di integrazione del reddito individuale e familiare, discutendone sia gli effetti distributivi sia le implicazioni di un tale intervento sull'offerta di lavoro. L'analisi sugli aspetti distributivi è condotta utilizzando un modello di microsimulazione basato sui dati dell'Indagine sui bilanci delle famiglie italiane di Banca d'Italia. Il lavoro è articolato come segue. Nel primo paragrafo è sinteticamente illustrata la questione della scelta tra tassazione individuale e familiare e la sua rilevanza dal punto di vista dell'offerta di lavoro. Nel secondo paragrafo sono illustrati i dati utilizzati per le stime. Le differenze tra microsimulazione statica e stima delle reazioni comportamentali sono presentate nel terzo paragrafo. Il quarto paragrafo è dedicato al modello di offerta di lavoro adottato. I risultati della simulazione statica e le prime evidenze sull'offerta di lavoro concludono.

1. Imposte progressive sul reddito: quale unità impositiva tra individuo e famiglia ?

Come noto, nel caso della tassazione individuale, l'imposta si applica al reddito di ciascun membro del nucleo familiare e si tiene conto della presenza di familiari a carico con detrazioni dall'imposta o con deduzioni dall'imponibile. Formalmente, l'aliquota media familiare è data dal rapporto tra la somma dell'imposta dovuta dai due coniugi ed il reddito complessivo del nucleo. Se la tassazione è familiare, invece, l'aliquota media dell'imposta dipende dal reddito familiare complessivo¹. Questo secondo modo di tassare il reddito si può ottenere applicando due schemi differenti: il cumulo dei redditi e la tassazione per parti. Nel primo caso l'aliquota media è una funzione della somma del reddito dei familiari, mentre nel caso di tassazione per parti, l'aliquota è una funzione della somma dei redditi del nucleo divisa per un certo numero di parti p . La tassazione per parti è stata storicamente applicata adottando due principali varianti: lo splitting ed il quoziente familiare. Con lo splitting, tradizionalmente utilizzato negli Stati Uniti e in Germania, il reddito complessivo familiare è la somma dei redditi dei due coniugi. In sostanza, il reddito complessivo è diviso per due e l'aliquota è applicata alla "parte" così ottenuta. L'imposta così calcolata è moltiplicata per due, per ottenere il debito d'imposta del nucleo. Si considera la presenza di figli o altri familiari a carico con deduzioni e detrazioni. Il quoziente familiare è proprio della tradizione francese. In questo caso l'aliquota da applicare e l'imposta dovuta si calcolano per una "parte" di reddito, individuata dividendo il reddito complessivo familiare per un quoziente, che si ottiene attribuendo a ciascun individuo un coefficiente. L'imposta complessivamente dovuta dal nucleo si ottiene dalla moltiplicazione dell'imposta calcolata su ciascuna "parte" per il quoziente.

Si osservi che il sistema del quoziente è un modo per incorporare nel sistema di determinazione della capacità contributiva familiare una sorta di scala di equivalenza che

¹ Si veda Longobardi (2005).

permette di confrontare redditi di nuclei familiari con diverse caratteristiche socio-demografiche.

La scelta dell'unità impositiva, famiglia o individuo, del sistema di tassazione sul reddito influisce su diversi comportamenti economici e sociali di individui e famiglie. In particolare, i due sistemi di tassazione incidono diversamente sull'elusione fiscale, incentivano in maniera differente la legalizzazione delle unioni con il matrimonio, possono costituire uno degli strumenti per le politiche demografiche, trattando in maniera differente nuclei di dimensioni diverse, e possono o meno incentivare l'offerta di lavoro dei due coniugi.

In particolare, a proposito dell'offerta di lavoro del secondo coniuge, l'analisi normativa sull'effetto della tassazione non fornisce prescrizioni univoche². Da un lato, si sostiene che l'attività lavorativa di entrambi i coniugi comporta spese per la cura della casa e dei figli che la famiglia monoreddito non sostiene. Detto altrimenti, poiché il coniuge che rimane a casa produce un reddito che non è tassato, questa entrata "in natura" dovrebbe essere computata per definire la capacità contributiva del nucleo. In questo caso, il trattamento fiscale dovrebbe riconoscere una qualche compensazione alla coppia bireddito. Nella stessa direzione va l'argomentazione di chi sostiene che il lavoro di entrambi i coniugi comporta uno "sforzo" maggiore, anche questo degno di essere riconosciuto dal sistema tributario. Al contrario, i sostenitori di un sistema fiscale neutrale rispetto al numero di percettori, sostengono che nella valutazione del benessere e della capacità contributiva della famiglia dovrebbe essere considerata non solo la disutilità del lavoro fuori casa, ma anche la soddisfazione di questo e la disutilità, in termini di soddisfazione, del lavoro domestico. In una prospettiva positiva, si può dire che con il sistema di tassazione progressiva e individuale, l'ammontare dell'imposta dovuta dipende dal modo in cui il reddito si ripartisce tra i due coniugi ed, in particolare, è crescente al crescere della concentrazione del reddito. L'imposta dovuta dal nucleo è minore quanto più egualitaria è la distribuzione dei redditi tra i due percettori e, a parità di reddito del nucleo, è sempre maggiore per il nucleo monoreddito. In questo senso, quindi, la tassazione individuale può essere considerata penalizzante per le famiglie monoreddito o incentivante rispetto alla scelta del secondo coniuge di offrire lavoro sul mercato. Al contrario, cumulo e tassazione per parti non incentivano il secondo coniuge ad offrire lavoro. Per capire meglio, se si ipotizza un'imposta con le stesse aliquote e scaglioni, l'ammontare dovuto da due coniugi entrambi lavoratori è, con il sistema a tassazione individuale, inferiore a quanto dovuto da un unico contribuente che guadagni la stessa somma da solo e che ha il coniuge a carico. Con cumulo o tassazione per parti, l'imposta dovuta è la stessa nelle due ipotesi.

L'IRPEF introdotta in Italia con la riforma tributaria del 1974 prevedeva la famiglia come unità impositiva e richiedeva -sopra un certo limite di reddito- il cumulo di questi. Nel 1976 una sentenza della Corte Costituzionale ha dichiarato incostituzionale il cumulo dei redditi perché incompatibile con il principio di uguaglianza. Il cumulo, infatti, negava alla moglie lo status giuridico di contribuente, essendo questa obbligata ad imputare i suoi redditi al marito. Inoltre, la Corte Costituzionale ha giudicato non conforme il vantaggio che quel sistema tributario attribuiva alla convivenza di fatto rispetto al matrimonio. Dal 1976 in Italia l'unità impositiva dell'imposta sul reddito è l'individuo e il numero di persone a carico e di percettori di reddito sono considerati con un articolato sistema di detrazioni e, più recentemente, con deduzioni³.

Il trattamento della differente capacità contributiva di nuclei con caratteristiche demografiche diverse (numero di percettori e di carichi) è però oggetto di continuo dibattito

² Per una ricostruzione del dibattito si veda Longobardi e Patrizii (1993)

³ Con l'adozione del secondo modulo della riforma dell'Irpef e l'adozione dell'Ire.

e i numerosi interventi di riforma adottati dal legislatore nel corso degli anni ne sono una testimonianza⁴. In particolare, in occasione della Legge Finanziaria per il 1991⁵ e nel corso di un dibattito più recente⁶, è stato ripresentato il tema della definizione dell'unità impositiva e suggerita l'adozione di un sistema che tiene conto dei carichi familiari simile al quoziente francese.

2. I dati utilizzati per simulare la riforma fiscale

Il primo degli obiettivi di questo lavoro è quello di simulare gli effetti di gettito e distributivi derivanti dall'adozione in Italia del quoziente. Si tratta di una simulazione condotta utilizzando un modello costruito a partire dall'Indagine sui bilanci delle famiglie italiane di Banca d'Italia e ottenuto lordizzando, con la normativa valida per l'anno d'imposta 2002, i redditi netti rilevati dall'Indagine nello stesso anno. La procedura di lordizzazione si ispira, per i passaggi principali, a quella del modello di microsimulazione in uso presso il Servizio Studi di Banca d'Italia sinteticamente illustrata in appendice a Marino e Rapallini (2003).

Per simulare gli effetti dell'introduzione del quoziente sono state selezionate alcune tipologie familiari, tra quelle che compongono il campione dell'Indagine. In particolare, il sotto-campione utilizzato include le famiglie bireddito con nessuno, uno o più figli a carico; le famiglie monoreddito con nessuno, uno o più figli a carico; i nuclei monoparentali con uno o più figli a carico ed i single. In tutte le tipologie considerate sono possessori di reddito da lavoro solo coloro che hanno un reddito da lavoro dipendente. In altri termini, i nuclei all'interno dei quali uno o entrambi i coniugi sono lavoratori autonomi sono esclusi dal campione. E' possibile che nei nuclei selezionati siano presenti individui (figli o persone legate da altro legame di parentela con i membri del nucleo o conviventi nel nucleo stesso), che lavorano o che, in termini più generali, non sono a carico del capofamiglia o dei coniugi. L'eliminazione delle famiglie in cui sono presenti questi individui, da un lato, sarebbe stata piuttosto costosa in termini di numerosità del campione, rilevante ai fini della simulazione comportamentale. Dall'altro lato, la loro inclusione non altera la simulazione statica in quanto l'imposta da loro dovuta non viene modificata con l'introduzione del quoziente familiare che viene applicato al capofamiglia, con coniuge e figli a carico, o alla coppia legalmente riconosciuta, tenendo conto dei figli a loro carico.

Il sottocampione utilizzato è, quindi, così composto:

⁴Per una sintesi degli interventi sul trattamento della famiglia in sede Irpef si rimanda a Gastaldi e Liberati (2000) per il periodo 1978-98 e a Marino e Rapallini (2003) per il periodo 1989-2001.

⁵ Legge delega 408/1990 e 413/1991.

⁶ Sul dibattito più recente si vedano Oneta (2004) e Campiglio e Tartamella (2004), Tutino (2005) e ISAE (2004).

Tabella 1. Caratteristiche del sottocampione con riferimento alla tipologia familiare.

| | |
|---|------|
| Single donne | 174 |
| Single uomini | 167 |
| Coppia monoreddito (con coniuge a carico) | 763 |
| Coppia monoreddito con coniuge e un figlio a carico | 242 |
| Coppia monoreddito con coniuge e due figli a carico | 273 |
| Coppia monoreddito con coniuge e tre figli a carico | 76 |
| Coppia monoreddito con coniuge e quattro figli a carico | 16 |
| Coppia monoreddito con coniuge e cinque figli a carico | 2 |
| Coppia bireddito | 234 |
| Coppia bireddito con un figlio a carico | 331 |
| Coppia bireddito con due figli a carico | 360 |
| Coppia bireddito con tre figli a carico | 41 |
| Coppia bireddito con quattro figli a carico | 6 |
| Coppia bireddito con cinque figli a carico | 1 |
| Nucleo monoparentale con un figlio a carico | 98 |
| Nucleo monoparentale con due figli a carico | 30 |
| Nucleo monoparentale con tre figli a carico | 3 |
| Nucleo monoparentale con quattro figli a carico | 0 |
| Nucleo monoparentale con cinque figli a carico | 0 |
| Totale nuclei | 2652 |
| Totale individui | 8308 |

I coefficienti del quoziente utilizzati nella simulazione ricalcano quelli adottati in Francia nell'anno 2003, riportati nella tabella 2.

Tabella 2. I coefficienti del quoziente francese.

| Stato civile | Nessuna persona a carico | Numero di persone a carico | | | | |
|--------------------------|--------------------------|----------------------------|---|---|---|---|
| | | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| Sposato | 2 | 2.5 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| Vedovo | 1 | 1.5 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| Celibe/Nubile/Divorziato | 1 | 1.5 | 2 | 3 | 4 | 5 |

Fonte: Codes General des Impots, 2003

L'analisi dei coefficienti del quoziente familiare francese permette di evidenziare due aspetti interessanti. Il primo riguarda il numero di percettori di reddito, che evidentemente non è una variabile di rilievo per il legislatore francese. Infatti, i due coniugi pesano entrambi un'unità, indipendentemente dal fatto che siano o meno percettori di reddito. Il secondo concerne i figli a carico. In questo caso è evidente l'intento del legislatore francese di attribuire un particolare vantaggio ai nuclei con almeno tre figli. La presenza del terzo figlio, infatti, comporta l'incremento di un'unità del quoziente (come se fosse un adulto), mentre i primi due figli pesano solo 0.5 punti. In altre parole, a partire dal terzo figlio ogni successivo elemento della famiglia comporta una riduzione del carico fiscale più rilevante di quella stabilita per i primi due.

Lo scenario con il quoziente è stato simulato modificando la normativa vigente nel 2002: il reddito familiare, dato dalla somma dei redditi dei due coniugi, è stato diviso per il quoziente. Alla “parte” di reddito imponibile così calcolata sono state applicate le aliquote e gli scaglioni previsti dalla normativa.

Tabella 3. Aliquote Irpef vigenti nel 2002

| Reddito (per scaglioni) | Aliquota (per scaglioni) |
|------------------------------------|-------------------------------------|
| Fino a 10329 euro | 18 |
| da 10329 a 15494 euro | 24 |
| da 15494 a 30987 euro | 32 |
| da 30987 a 69722 euro | 39 |
| Oltre 69722 euro | 45 |

L'imposta dovuta dal nucleo è ottenuta moltiplicando per il quoziente quella che grava su ciascuna “parte”. Sono state annullate le detrazioni per i figli e per il coniuge a carico, mentre sono rimaste invariate le detrazioni da lavoro. Nel primo caso, infatti, si sarebbe trattato di una duplicazione di strumenti diversi (le detrazioni ed il quoziente) che dovrebbero però avere lo stesso obiettivo. La scelta di applicare scaglioni e aliquote vigenti in Italia e di sostituire le detrazioni per il coniuge e per i figli a carico con il quoziente è motivata dall'idea di verificare gli effetti di un diverso trattamento del nucleo familiare, mantenendo invariata la progressività adottata dal nostro Legislatore⁷.

3. Microsimulazione statica e comportamentale.

Le modalità con cui è possibile “valutare” un tale intervento riformatore sono molteplici e diversi sono gli strumenti metodologici che si possono impiegare a tal fine. In prima approssimazione un'informazione utile per valutare una modifica all'imposta sul reddito è quella riguardante la variazione di gettito che l'intervento comporta. In secondo luogo, è interessante capire se ci sono, e quali sono, le tipologie familiari che sarebbero “favorite” dalla riforma e quali quelle “penalizzate”. Ugualmente, è interessante verificare gli effetti dell'ipotetica riforma sulla distribuzione finale del reddito, indipendentemente dalla tipologia familiare. Questo tipo di valutazione è normalmente condotta con modelli di microsimulazione di tipo aritmetico che si basano sull'ipotesi di invarianza del comportamento degli individui. In questo modo è possibile valutare gli effetti di politiche fiscali guardando alle variazioni del debito di imposta, delle aliquote medie e marginali e del gettito complessivo. Si tratta dunque di uno studio ex ante, proprio perché non incorpora le reazioni comportamentali o, in altri termini, una sorta di effetto “immediato” della manovra in oggetto. Il passaggio ai modelli c.d. behavioural vuole dunque superare questa limitazione e misurare la reazione – in termini di offerta di lavoro ma anche di scelta di risparmio o di portafoglio, o di struttura della famiglia – che segue la variazione del reddito disponibile indotta dalla manovra.

In questo lavoro alla simulazione delle riforma condotta con un modello aritmetico (la c.d. simulazione statica) segue un primo tentativo di valutazione dell'intervento che incorpora

⁷ Ipotesi più articolate sulla modalità di introduzione del quoziente sono state fatte in Declich e Polin (2004) e Isae (2004).

una reazione comportamentale, inserendo una funzione di offerta di lavoro. La letteratura economica ha sviluppato da lungo tempo lo studio dell'offerta di lavoro e negli ultimi decenni si è posta particolare attenzione al passaggio da una logica puramente individuale alla formulazione di modelli di decisione su base familiare. In questo secondo caso, l'offerta di lavoro è modellata come il risultato di un programma di massimizzazione di un'unica funzione di utilità, che ha come argomenti l'offerta di lavoro dei due coniugi, o alternativamente come il risultato della massimizzazione congiunta di un due funzioni di utilità distinte⁸.

4. Il modello di offerta di lavoro adottato

Nella modellizzazione dell'offerta di lavoro si può assumere una certa funzione di utilità e derivare la relativa funzione di offerta di lavoro o, alternativamente, assumere una certa forma della funzione di offerta di lavoro, assicurandosi che sia possibile derivare la funzione di utilità relativa⁹. Un'ampia letteratura è stata recentemente prodotta sui vantaggi e svantaggi dell'adozione di offerte di lavoro continue o discrete, mettendo in evidenza alcuni notevoli semplificazioni dell'approccio discreto e nel contempo le difficoltà computazionali e gli scarsi risultati di stima di offerta di lavoro continua. La tassazione progressiva del reddito, infatti, implica un vincolo di bilancio sicuramente non lineare e non necessariamente convesso; ne deriva che l'offerta di lavoro è il risultato di un programma di massimizzazione della funzione di utilità sotto un vincolo di bilancio spezzettato e la cui inclinazione può non avere sempre lo stesso segno. L'adozione di un modello di offerta di lavoro discreta permette di semplificare la struttura del vincolo di bilancio¹⁰. Inoltre, l'approccio discreto consente di inserire la componente stocastica nella funzione di utilità, piuttosto che sull'offerta di lavoro derivata, e -facendo l'assunzione che gli errori siano distribuiti come una estrema vale distribution- di adottare come metodo di stima un multinomial logit model¹¹. In questo lavoro, si stima un modello di offerta di lavoro discreta adottando una funzione di utilità stocastica e, per ragioni di semplicità, la funzione di offerta di lavoro stimata è individuale e non tiene conto dell'interazione dei due coniugi all'interno del nucleo familiare¹².

I modelli di offerta di lavoro discreti assumono che gli individui massimizzino una funzione di utilità del tipo:

⁸ In estrema sintesi, all'interno di questa letteratura possono essere individuati due filoni principali: il primo è quello che modella il comportamento dei due coniugi come se fosse un gioco strategico (i c.d. modelli di bargaining). Il secondo, detto approccio collettivo, assume che la soluzione adottata dai due coniugi sia efficiente in senso di Pareto ed utilizza le informazioni disponibili sulle caratteristiche individuali per stimare una regola di ripartizione delle risorse, che possono essere sia il consumo, sia le ore di tempo offerte sul mercato del lavoro, all'interno del nucleo. I modelli collettivi sono stati introdotti da Chiappori (1988, 1992) e Bourguignon (1984, 1999) e successivamente sviluppati da Bourguignon, Browning, Chiappori and Lechene (1993, 1994). Solo i contributi più recenti hanno però utilizzato questo approccio per valutare gli effetti di modifiche della tassazione progressiva del reddito. A questo proposito si vedano Beninger, Laisney e Beblo (2003), Bargain, Moreau (2003) e Chiuri, Longobardi (2002), ripetivamente per analisi relative a Germania, Francia e Italia

⁹ Stern (1986) e Creedy e Duncan (2002).

¹⁰ Creedy e Duncan (2002); Creedy e Kalb (2005); Blundell, Duncan, McCare, Meghir (1999); Haan (2004); Van Soest (1995).

¹¹ Keane e Moffit (1998), Van Soest (1995).

¹² I lavori che stimano gli effetti di cambiamenti di policy modellando i comportamenti all'interno della famiglia adottando l'approccio collettivo assumono che, in un nucleo con due individui, ciascun individuo $i \neq j = m, f$ scelga il paniere di consumo e la domanda di tempo libero che risolve il seguente problema di massimizzazione dell'utilità:

$$\max U^i(l^i, c^i, x) \text{ s.t. } U^j(l^j, c^j, x) \geq \bar{u}^j(w, \mu, d, x); c + w^m l^m + w^f l^f \leq (w^m + w^f)T + \mu$$

$$U_{h^{(i)}} = U(h^{(i)}, c_{h^{(i)}}, X),$$

per $h^{(i)} \in \{h^1, h^2, \dots, h^K\}$

Dove h sono le k categorie di lavoro offerte, c è il consumo (pari al reddito disponibile, somma di reddito non da lavoro e di salario) e X sono le caratteristiche individuali.

Ipotizzando una differenza tra l'utilità effettiva e quella misurabile si può aggiungere un termine stocastico all'utilità per ciascuna scelta di h :

$$U_{h^{(i)}}^* = U(h^{(i)}, c_{h^{(i)}}; X) + \varepsilon_{h^{(i)}}$$

se si assume che $\varepsilon_{h^{(i)}}$ siano indipendenti e distribuiti come una Type I Extreme Value, la probabilità di scegliere lo stato $h^{(i)} = h^j$ è quindi associata all'idea che l'utilità complessiva conseguente alla scelta di lavorare h^j ore sia superiore all'utilità di qualsiasi altra scelta alternativa.

$$\Pr[h^{(i)} = h^j] = \Pr[U_{h^j}^* > U_{h^k}^* \text{ per tutti } j \neq k, k \in \{1, \dots, K\}]$$

$$= \frac{\exp[U(h^j, c_{h^j}; X)]}{\sum_{k=1}^K \exp[U(h^k, c_{h^k}; X)]}$$

In questo caso la distribuzione di probabilità delle ore di lavoro dipende dai livelli di utilità associati ad ogni categoria di ore di lavoro¹³.

5. I risultati della simulazione statica

Considerando la variazione di gettito, la simulazione evidenzia una riduzione, pari a poco più del 7 per cento, rispetto al gettito dell'imposta riscossa sui redditi 2002 per l'insieme dei nuclei familiari compresi nel sottocampione qui considerato. Si tratta di un risultato che, anche se quantitativamente differenziato a seconda delle ipotesi adottate, è confermato da numerosi studi¹⁴.

Per considerare, invece, le implicazioni distributive di un tale intervento riformatore può essere utile confrontare le aliquote medie per tipologie familiari con la normativa 2002 e in caso di adozione del quoziente familiare (Grafico 1 in appendice). Per commentare i risultati ottenuti può essere utile soffermarsi sulle aliquote medie a normativa 2002. Tale analisi evidenzia: a) una lieve differenza tra coppia monoreddito e coppia bireddito, se considerate senza carichi familiari; b) l'aliquota media delle coppie bireddito è generalmente superiore a quella dei nuclei monoreddito, c) in generale le aliquote medie discendono all'aumentare del numero di carichi familiari.

¹³ Van Soest (1995)

¹⁴ Si vedano tra gli altri Marenzi (1991), Ministero delle Finanze (1992), Declich e Polin (2004), Rapallini (2005), Tutino (2005)

Soffermandoci sul confronto monoreddito-bireddito, questo andamento delle aliquote medie diverge da quanto ci attendevamo pensando alle aliquote legali che, come ricordato inizialmente, in un sistema a tassazione individuale e progressiva dovrebbero essere superiori per i nuclei in cui il reddito è maggiormente concentrato e, tanto più, per i nuclei in cui vi è un solo percettore. Per spiegare la differenza molto lieve tra monoreddito e bireddito è sufficiente guardare alla distribuzione del reddito lordo medio per tipologia familiare. In effetti, come mostra il Grafico 2, in Italia il livello di reddito dei nuclei bireddito è costantemente superiore a quello dei nuclei monoreddito. Considerando che l'aliquota media di un'imposta progressiva aumenta più che proporzionalmente al crescere del reddito, evidentemente nel nostro caso l'incremento dell'aliquota media è tale da eliminare il vantaggio implicito per le famiglie bireddito.

Per quanto riguarda il numero dei carichi familiari, il reddito lordo è crescente al crescere dei figli a carico e l'aliquota media è decrescente, ma una valutazione corretta richiede di confrontare redditi equivalenti¹⁵. In quest'ottica, il Grafico 3 mostra l'andamento del reddito lordo equivalente per tipologia familiare, evidenziando un reddito lordo significativamente decrescente al crescere dei carichi familiari. Per capire quanto il sistema tributario attuale corregga queste differenze può essere di ausilio il Grafico 4, nel quale è illustrato il reddito netto equivalente per tipologia familiare. La scarsa capacità del sistema tributario di correggere l'andamento segnalato è evidente: anche se considerato in termini equivalenti, il reddito medio netto per tipologia familiare mostra un andamento marcatamente decrescente rispetto al numero dei figli a carico.

Considerando l'ipotesi di adozione del quoziente familiare, il confronto tra le aliquote medie mostra come dalla riforma trarrebbero vantaggio tutte le tipologie di nuclei bireddito e quelle monoparentali con almeno due figli a carico. Sarebbero invece penalizzate le coppie monoreddito con almeno un figlio a carico ed i nuclei monoparentali con 1 figlio a carico. La situazione dei single rimarrebbe immutata¹⁶.

Più interessante, a nostro avviso, è l'analisi della distribuzione dell'imposta netta, avendo ordinato i nuclei per decile di reddito lordo, indipendentemente dalla tipologia familiare (Grafico 5). L'introduzione del quoziente comporterebbe la riduzione dell'imposta netta dovuta dai nuclei che si collocano dal 5 decile di reddito e oltre a discapito di coloro che si collocano nei primi tre decili. Per coloro che sono nel quarto decile l'imposta netta rimarrebbe sostanzialmente invariata.

In sostanza, si avrebbe la conferma di una caratteristica propria di tutti i sistemi di tassazione per parti, ed in particolare del quoziente: tale sistema riduce il carico fiscale delle famiglie più numerose e attribuisce un vantaggio sempre più consistente quanto più è alto il reddito del nucleo.

6. Le stime: prime evidenze per l'offerta di lavoro

Ai fini della stima dell'offerta di lavoro è necessario disporre di un salario presunto anche per i soggetti che non partecipano al mercato del lavoro. Si è dunque proceduto a stimare una funzione del salario per poter poi utilizzare la stima da attribuire a questi soggetti. Le

¹⁵ Per calcolare i redditi equivalenti è stata utilizzata la scala di equivalenza in cui il capofamiglia pesa 1, il coniuge 0.7 e ciascun altro componente 0.5.

¹⁶ Questo accade perché il quoziente dei single è pari a 1.

differenze nelle caratteristiche dell'occupazione hanno suggerito la stima di due funzioni differenziate per uomini e donne e due metodologie di stima differenti. In particolare, nel caso femminile, dato il basso tasso di partecipazione riscontrato nel particolare campione utilizzato per questo esercizio, appare rilevante tener conto della selezione, dato che la distribuzione osservata dei redditi da lavoro dipendente appare influenzata dalla sottostante decisione di partecipazione. Si è dunque utilizzato lo stimatore di Heckman per tener conto di questo effetto e si è proceduto a filtrare il campione per una fascia di età considerata attiva e nell'ambito di un intervallo tra 18 e 64 anni.

I risultati della stima del logaritmo del salario orario sono riassunti rispettivamente nelle tabelle 4 e 5.

Tabella 4. Stima del salario per le donne

| | | | | | | |
|--|-----------|---------------|-----------|----------------------|---------------|-----------|
| Heckman selection model | | Number of obs | = | 2937 | | |
| (regression model with sample selection) | | Censored obs | = | 1379 | | |
| Uncensored obs | | = | 1558 | | | |
| Wald chi2(8) | | = | 421.66 | | | |
| Log likelihood = -1458.805 | | Prob > chi2 | = | 0.0000 | | |
| Coef. | Std. Err. | z | P>z | [95% Conf. Interval] | | |
| lnhn | | | | | | |
| eta | .0337839 | .0098132 | 3.44 | 0.001 | .0145505 | .0530174 |
| eta2 | -.0002962 | .0001225 | -2.42 | 0.016 | -.0005362 | -.0000561 |
| reg3 | -.1237507 | .0301354 | -4.11 | 0.000 | -.182815 | -.0646864 |
| kid | -.0523046 | .0286121 | -1.83 | 0.068 | -.1083832 | .0037741 |
| wst2 | .2812187 | .0291558 | 9.65 | 0.000 | .2240744 | .338363 |
| wst3 | .6043922 | .0394487 | 15.32 | 0.000 | .5270741 | .6817102 |
| wst4 | .4907983 | .0814722 | 6.02 | 0.000 | .3311157 | .650481 |
| wst5 | .8517983 | .1152866 | 7.39 | 0.000 | .6258408 | 1.077756 |
| _cons | .8725232 | .1896269 | 4.60 | 0.000 | .5008614 | 1.244185 |
| work | | | | | | |
| eta | .1369043 | .0296628 | 4.62 | 0.000 | .0787664 | .1950423 |
| eta2 | -.0020903 | .0003894 | -5.37 | 0.000 | -.0028535 | -.001327 |
| koltr | -.3010828 | .1757389 | -1.71 | 0.087 | -.6455246 | .0433591 |
| altr_y | .0003686 | .0000137 | 26.89 | 0.000 | .0003417 | .0003955 |
| nonni | -.44452 | .1527701 | -2.91 | 0.004 | -.7439438 | -.1450962 |
| _cons | -3.805225 | .5399324 | -7.05 | 0.000 | -4.863473 | -2.746977 |
| /athrho | -.9038985 | .0671625 | -13.46 | 0.000 | -1.035535 | -.7722624 |
| /lnsigma | -.6584791 | .0178603 | -36.87 | 0.000 | -.6934847 | -.6234735 |
| rho | -.7181908 | .0325202 | -.7761186 | -.6482431 | | |
| sigma | .517638 | .0092452 | .4998312 | .5360791 | | |
| lambda | -.3717629 | .0192712 | -.4095337 | -.333992 | | |
| LR test of indep. eqns. (rho = 0): | | chi2(1) | = | 202.45 | Prob > chi2 = | 0.0000 |

Eta =età, kid=presenza di figli minori nel nucleo; koltre=presenza di almeno due figli, nonni= presenza di anziani nel nucleo; wst=work status: wst1 operai, wst2 impiegati, wst3 insegnanti wst4 quadri, wst5 dirigenti, reg2 e reg3 residenza in regioni centrali e meridionali; altri_y reddito non da lavoro e pensione nel nucleo

Si può verificare che la partecipazione al mercato del lavoro è fortemente influenzata dall'età (ma a "rendimenti" decrescenti), e negativamente dalla presenza di almeno due figli o di anziani residenti nel nucleo familiare. Appare inoltre una associazione positiva con la presenza di altre fonti di reddito (di altri componenti familiari o rendite finanziarie). Per quanto riguarda invece il livello del salario questo appare positivamente correlato all'età della lavoratrice, (a rendimenti decrescenti) e alla qualifica professionale in cui si opera (work status) e negativamente correlato al fatto di risiedere in una regione meridionale e alla presenza di figli.

Nel caso maschile invece si è proceduto con una regressione semplice ottenendo i risultati riportati in tabella 5

Tabella 5
Stima del salario per gli uomini

| Source | SS | df | MS | | | |
|----------|------------|------|------------|------------------------|--|--|
| Model | 213.916871 | 10 | 21.3916871 | Number of obs = 2522 | | |
| Residual | 538.51672 | 2511 | .214463051 | F(10, 2511) = 99.75 | | |
| | | | | Prob > F = 0.0000 | | |
| | | | | R-squared = 0.2843 | | |
| | | | | Adj R-squared = 0.2814 | | |
| Total | 752.433592 | 2521 | .29846632 | Root MSE = .4631 | | |

| lnhn | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|-------|-----------|-----------|--------|-------|----------------------|-----------|
| eta | .0495269 | .0064354 | 7.70 | 0.000 | .0369077 | .062146 |
| eta2 | -.0004005 | .0000777 | -5.15 | 0.000 | -.0005529 | -.000248 |
| deg2 | .237896 | .0304298 | 7.82 | 0.000 | .178226 | .2975661 |
| deg3 | .3357403 | .0418488 | 8.02 | 0.000 | .2536785 | .417802 |
| deg4 | .4669311 | .0310856 | 15.02 | 0.000 | .405975 | .5278871 |
| deg5 | .762256 | .0395515 | 19.27 | 0.000 | .6846992 | .8398129 |
| reg2 | -.1097106 | .0248536 | -4.41 | 0.000 | -.1584463 | -.0609748 |
| reg3 | -.2505955 | .021633 | -11.58 | 0.000 | -.2930159 | -.2081751 |
| kid | .0743962 | .0224493 | 3.31 | 0.001 | .0303751 | .1184173 |
| koltr | -.0811395 | .0332441 | -2.44 | 0.015 | -.1463281 | -.0159509 |
| _cons | .3083123 | .1305506 | 2.36 | 0.018 | .0523143 | .5643102 |

Eta =età, kid=presenza di figli minori nel nucleo; koltr= presenza di almeno due figli, nonni= presenza di anziani nel nucleo; wst=work status: wst1 operai, wst2 impiegati, wst3 insegnanti wst4 quadri, wst5 dirigenti, reg2 e reg3 residenza in regioni centrali e meridionali; altri_y reddito non da lavoro nel nucleo; deg=degree deg1 licenza elementare, deg2 licenza media inferiore, deg3 diploma professionale, deg4 diploma superiore deg5 lauree e specializzazioni post laurea

Anche in questo caso il livello del salario è influenzato positivamente dall'età e negativamente dalla residenza in aree meridionali mentre è positivamente legato al livello di istruzione (variabile degree). Anche nel caso maschile una presenza di almeno tre figli appare influenzare negativamente il livello di salario.

Procedendo con la stima delle probabilità di scelta di un certo ammontare di ore lavorate, secondo il modello discreto illustrato nel paragrafo precedente, si è proceduto a creare delle variabili categoriali per le ore di lavoro offerte. Anche in questo caso le caratteristiche del campione prescelto indicano un comportamento fortemente differenziato tra uomini e donne. L'offerta di lavoro femminile appare maggiormente frammentata con un utilizzo relativamente ampio di contratti part time che ha suggerito in questa fase preliminare la creazione di 5 categorie: non partecipazione (0 ore), contratti *part time* settimanali fino a 24 ore, contratti *part time* fino a 36 ore, contratti regolari (36-40 ore), contratti regolari con straordinari. La distribuzione del campione per gli uomini è meno frammentata e dunque in questa fase preliminare si è proceduto a stimare l'offerta di lavoro maschile con sole 4 categorie, pari alla non partecipazione (0 ore), contratti *part time* fino a 36 ore, contratti regolari (36-40 ore), contratti regolari con molti straordinari.

Nel campione la distribuzione di frequenza per le classi di ore lavoro prescelte risulta pari a:

Tabella 6. Distribuzione per sesso delle frequenze di ore lavorate (14-64 anni)

| | Donne | Uomini |
|---------------|--------------|--------------|
| 0 | 1,374 | 474 |
| 0-24 | 288 | |
| 24-36 | 624 | 728* |
| 36-40 | 510 | 1138 |
| Oltre 40 | 135 | 645 |
| Totale | 2,931 | 2,985 |

(*) Il dato si riferisce a tutti i lavoratori con meno di 36 ore settimanali

Tabella 7. Effetti marginali per la stima dell'offerta di lavoro femminile (elasticità della probabilità al salario)

| | dy/dx | Std. Err. | z | P>z | [95% C.I.] | X |
|---|---------|-----------|-------|------|---------------|-------|
| Ore di lavoro =0 | | | | | | |
| P_wage_w | -2.0126 | 0.217 | -9.26 | 0.00 | -2.439 -1.587 | 1.75 |
| Koltre* | 0.0221 | 0.037 | 0.6 | 0.55 | -0.050 0.094 | 0.08 |
| Coniug_c* | 0.5815 | 0.047 | 12.32 | 0.00 | 0.489 0.674 | 0.43 |
| eta | 0.0184 | 0.002 | 9.24 | 0.00 | 0.014 0.022 | 39.12 |
| reg2* | 0.0467 | 0.024 | 1.92 | 0.06 | -0.001 0.094 | 0.20 |
| reg3* | -0.1553 | 0.019 | -8.09 | 0.00 | -0.193 -0.118 | 0.38 |
| Ore di lavoro = Part Time fino a 24 ore | | | | | | |
| P_wage_w | 0.4746 | 0.064 | 7.44 | 0.00 | 0.350 0.600 | 1.75 |
| Koltre* | 0.0624 | 0.045 | 1.38 | 0.17 | -0.026 0.151 | 0.08 |
| Coniug_c* | -0.1160 | 0.021 | -5.61 | 0.00 | -0.157 -0.076 | 0.43 |
| eta | -0.0049 | 0.001 | -4.07 | 0.00 | -0.007 -0.003 | 39.12 |
| reg2* | 0.0215 | 0.023 | 0.92 | 0.36 | -0.024 0.067 | 0.20 |
| reg3* | 0.0629 | 0.025 | 2.56 | 0.01 | 0.015 0.111 | 0.38 |
| Ore di lavoro = Part Time da 24 a 36 | | | | | | |
| P_wage_w | 0.9871 | 0.091 | 10.87 | 0.00 | 0.809 1.165 | 1.75 |
| Koltre* | 0.0862 | 0.053 | 1.63 | 0.10 | -0.017 0.190 | 0.08 |
| Coniug_c* | -0.2580 | 0.027 | -9.62 | 0.00 | -0.310 -0.205 | 0.43 |
| eta | -0.0043 | 0.002 | -2.8 | 0.01 | -0.007 -0.001 | 39.12 |
| reg2* | 0.0055 | 0.028 | 0.19 | 0.85 | -0.050 0.061 | 0.20 |
| reg3* | 0.1917 | 0.030 | 6.32 | 0.00 | 0.132 0.251 | 0.38 |
| Ore di lavoro = 36-40 | | | | | | |
| P_wage_w | 0.3852 | 0.110 | 3.51 | 0.00 | 0.170 0.600 | 1.75 |
| Koltre* | -0.1744 | 0.049 | -3.58 | 0.00 | -0.270 -0.079 | 0.08 |
| Coniug_c* | -0.1753 | 0.031 | -5.62 | 0.00 | -0.236 -0.114 | 0.43 |
| eta | -0.0069 | 0.002 | -4.14 | 0.00 | -0.010 -0.004 | 39.12 |
| reg2* | -0.0632 | 0.028 | -2.27 | 0.02 | -0.118 -0.009 | 0.20 |
| reg3* | -0.1058 | 0.031 | -3.43 | 0.00 | -0.166 -0.045 | 0.38 |
| Ore di lavoro = oltre 40 | | | | | | |
| P_wage_w | 0.1657 | 0.050 | 3.30 | 0.00 | 0.067 0.264 | 1.75 |
| Koltre* | 0.0036 | 0.040 | 0.09 | 0.93 | -0.074 0.081 | 0.08 |
| Coniug_c* | -0.0323 | 0.019 | -1.72 | 0.09 | -0.069 0.004 | 0.43 |
| eta | -0.0023 | 0.001 | -2.16 | 0.03 | -0.004 0.000 | 39.12 |
| reg2* | -0.0105 | 0.020 | -0.51 | 0.61 | -0.051 0.030 | 0.20 |
| reg3* | 0.0065 | 0.022 | 0.30 | 0.76 | -0.036 0.049 | 0.38 |

Eta =età, kid=presenza di figli minori nel nucleo; koltre= presenza di almeno due figli, nonni= presenza di anziani nel nucleo; wst=work status: wst1 operai, wst2 impiegati, wst3 insegnanti wst4 quadri, wst5 dirigenti, reg2 e reg3 residenza in regioni centrali e meridionali; coniug_c=coniuge non occupato, P_wage_w salario orario

L'analisi degli effetti marginali nel caso femminile evidenzia un ruolo sempre molto significativo per il salario netto, il cui incremento ha influenza negativa sulla probabilità di disoccupazione e influenza positiva di scegliere le varie categorie di partecipazione al mercato del lavoro. Un effetto di apparente trappola si riscontra invece con riferimento al coniuge non occupato che sembra essere associato ad una maggiore probabilità di non partecipazione femminile al mercato del lavoro. La presenza di almeno due figli, sebbene non sempre significativa in termini di effetto marginale è associata a un contributo positivo alla probabilità di non partecipazione o contratto part time e negativamente al contratto regolare.

Tabella 8
Effetti marginali per la stima dell'offerta di lavoro maschile
(elasticità della probabilità al salario)

| | dy/dx | Std. Err. | z | P>z | [95% | C.I.] | X |
|-------------------------------------|----------|-----------|-------|------|-------|--------|--------|
| Ore di lavoro =0 | | | | | | | |
| P_wage_m | -0.8597 | 0.09544 | -9.01 | 0.00 | -1.05 | -0.67 | 1.87 |
| altr_y | -0.00001 | 0.00001 | -2.12 | 0.03 | 0.00 | 0.00 | 730.83 |
| kid* | 0.0671 | 0.00887 | 7.56 | 0.00 | 0.05 | 0.08 | 0.79 |
| eta | 0.0082 | 0.00161 | 5.13 | 0.00 | 0.01 | 0.01 | 39.97 |
| reg2* | -0.5457 | 0.0098 | -5.57 | 0.00 | -0.07 | -0.04 | 0.20 |
| reg3* | -0.1432 | 0.02136 | -6.7 | 0.00 | -0.19 | -0.10 | 0.37 |
| Ore di lavoro = Part Time fino a 36 | | | | | | | |
| p_wage_m | 0.4973 | 0.142 | 3.51 | 0.00 | 0.22 | 0.77 | 1.87 |
| altr_y | 0.0000 | 0.000 | 1.92 | 0.05 | 0.00 | 0.00 | 730.83 |
| kid* | -0.0177 | 0.024 | -0.75 | 0.45 | -0.06 | 0.03 | 0.79 |
| eta | -0.0016 | 0.002 | -0.66 | 0.51 | -0.01 | 0.00 | 39.97 |
| reg2* | 0.1220 | 0.033 | 3.74 | 0.00 | 0.06 | 0.19 | 0.20 |
| reg3* | 0.2882 | 0.045 | 6.33 | 0.00 | 0.20 | 0.38 | 0.37 |
| Ore di lavoro = 36-40 | | | | | | | |
| p_wage_m | 0.0161 | 0.1624 | 0.10 | 0.92 | -0.30 | 0.33 | 1.87 |
| altr_y | -0.00002 | 0.0000 | -0.20 | 0.84 | 0.00 | 0.00 | 730.83 |
| kid* | -0.0253 | 0.0262 | -0.97 | 0.33 | -0.08 | 0.03 | 0.79 |
| eta | -0.0016 | 0.0028 | -0.55 | 0.58 | -0.01 | 0.00 | 39.97 |
| reg2* | -0.0839 | 0.0308 | -2.72 | 0.01 | -0.14 | -0.02 | 0.20 |
| reg3* | -0.1924 | 0.0438 | -4.39 | 0.00 | -0.28 | -0.11 | 0.37 |
| Ore di lavoro = oltre 40 | | | | | | | |
| p_wage_m | 0.3462 | 0.141 | 2.46 | 0.01 | 0.07 | 0.62 | 1.87 |
| altr_y | 0.00001 | 0.000 | 2.48 | 0.01 | 0.00 | 0.00 | 730.83 |
| kid* | -0.0240 | 0.023 | -1.03 | 0.30 | -0.07 | 0.02 | 0.79 |
| eta | -0.0051 | 0.002 | -2.08 | 0.04 | -0.01 | 0.00 | 39.97 |
| reg2* | 0.0164 | 0.029 | 0.57 | 0.57 | -0.04 | 0.07 | 0.20 |
| reg3* | 0.0474 | 0.041 | 1.15 | 0.25 | -0.03 | 0.13 | 0.37 |

Eta =età, kid=presenza di figli minori nel nucleo; koltre= presenza di almeno due figli, reg2 e reg3 residenza in regioni centrali e meridionali; P_wage_m salario orario, altri_y reddito non da lavoro nel nucleo

Per il caso maschile si riscontrano gli stessi effetti di una variazione marginale del salario riscontrati nel caso femminile: un aumento del salario determina una diminuzione della probabilità di non partecipazione e un aumento della probabilità negli altri casi. Un aumento marginale dell'età ugualmente ha un'influenza positiva sulla probabilità di non

partecipazione e influenza negativa sulla probabilità di prolungare l'orario di lavoro oltre le 40 ore.

Il modello, per quanto molto preliminare, porta a risultati abbastanza soddisfacenti se valutati in termini di ore di lavoro "attese". La tabella seguente riporta infatti le medie delle ore di lavoro effettive (desunte dall'indagine) e di quelle attese (derivanti dalle probabilità di scelta) per sesso e tipologia familiare.

Tabella 9

Confronto tra ore di lavoro attese ed effettive per sesso e tipologia di nucleo di appartenenza

| | Donne | | Uomini | |
|----------------------|------------|---------------|------------|---------------|
| | Ore attese | Ore effettive | Ore attese | Ore effettive |
| Coppia bireddito | 29,4 | 29,7 | 36,7 | 34,5 |
| Coppia monoreddito | 2,9 | 2,9 | 34,4 | 33,3 |
| Nucleo Monoparentale | 28,6 | 27,8 | 35,5 | 27,5 |
| Singles | 32,5 | 35,9 | 37,6 | 40,4 |
| | 18,0 | 18,2 | 35,6 | 33,7 |

Conclusioni...da completare!

Riferimenti bibliografici

- Aaberge R., Colombino U., Strom S. (1999), *Labor supply in Italy: An Empirical Analysis of Joint Household Decision, with Tax and Quantity Constraints*, in *Journal of Applied Econometrics*, n.14.
- Aaberge R., Colombino U., Wennemo T. (1999), *Heterogeneity in the Elasticity of Labor supply in Italy and some Policy Implications*, CHILD WP n.20
- Bargain, O. Moreau, N. (2003). 'Is the collective model of labour supply useful for tax policy analysis? A simulation exercise'. Cesifo WP n.1052/03.
- Beninger, D. Laisney, F. Beblo, M. (2003), 'Welfare Analysis of Fiscal Reforms: Does the Representation of the Family Decision Process Matter? Evidence for Germany'. Zew DP 03-01
- Bourguignon e Spadaro (), *Microsimulation as a tool for evaluating redistribution policies*. (4): 77-106.
- Bourguignon, F. (1984), 'Rationalité Individuelle ou Rationalité Strategique: le Cas de l'Offre Familiale de Travail', *Revue Economique*, vol.1: 147-162.
- Bourguignon, F. (1999), 'The Cost of Children: May the Collective Approach to Household Behavior Help? *Journal of Population Economics*, vol.12: 503-521.
- Bourguignon, F., Browning, M., Chiappori, P.A. and Lechene, V. (1993), 'Intrahousehold Allocation of Consumption: A Model and Some Evidence from French Data', *Annales d'Economie et de Statistique* vol.29: 137-566.
- Bourguignon, F., Browning, M., Chiappori, P.A. and Lechene, V. (1994), 'Incomes and outcomes: A Structural Model of Intrahousehold Allocation', *Journal of Political Economy*, vol. 102 (6): 1067: 1096.
- Campiglio, F., Tartamella, F. (2004), *Equità fiscale e crescita economica*, mimeo.
- Chiappori, P.A. (1988), 'Nash-Bargained Household Decisions: A Comment', *International Economic Review*, vol.9 (.4): 791-796.
- Chiappori, P.A. (1992), 'Collective Labor Supply and Welfare', *Journal of Political Economy*, vol.100 (3): 437-467.
- Chiuri, M.C. and Longobardi E. (2002). 'Welfare analysis of fiscal reforms in Europe: Does the representation of family decision processes matter? Evidence form Italy, Child WP n. 03-2002.
- Colombino U., Del Boca D. (1999), *The Effects of Taxes on Labor Supply in Italy*, *The Journal of Human Resources*, Vol. 45, n.3.
- Creedy J., Duncan A. (2002), *Behavioural Microsimulation with Labour Supply Responses*. 16, (1): 1-38.
- Creedy J., G. Kalb . (2005), *Discrete Hours Labour Supply Modelling: Specification, Estimation and Simulation*. 19, (5): 697-734.
- Declich C., Polin V. (2004), *Individuo e famiglia: quale fisco?*, presentato al convegno "La questione Tributaria in Italia", Università Cattolica del Sacro Cuore di Milano, 17-18 settembre 2004.
- Gastaldi F., Liberati P. (2000), *Imposte e redistribuzione in Italia*, in "Distribuzione, redistribuzione e crescita: gli effetti delle disuguaglianze distributive" (a cura di) G.Garofalo e A. Pedone, Franco Angeli.
- Isae (2004), *Indagine conoscitiva sul trattamento fiscale del reddito familiare e sulle relative politiche di sostegno*. Audizione presso il Senato della Repubblica -Commissione Finanze e Tesoro.
- Longobardi E., Patrizii V. (1993), *La tassazione dei redditi familiari*, in "La crescita ineguale, 1981-1991" (a cura di) N.Rossi, Il Mulino.

- Longobardi, E. (2005), *Economia tributaria*. Mc-Graw-Hill.
- Marenzi A. (1991), *Gli effetti redistributivi dell'adozione del quoziente familiare per la tassazione dei redditi Irpef*. Politica Economica, n.12.
- Marino M.R. Rapallini C. (2003), *La composizione familiare e l'imposta sul reddito delle persone fisiche: un'analisi degli effetti redistributivi e alcune considerazioni sul benessere sociale*, Tema di Discussione Banca d'Italia n. 477.
- Ministero delle Finanze (1992), *Gruppo di lavoro per la revisione del trattamento tributario dei redditi familiari*. Relazione finale redatta da Salvatore Tutino, Coordinatore del Gruppo di lavoro. Roma, luglio.
- Oneta T. (2004), *Analisi comparativa tra il sistema fiscale italiano e il sistema francese*, mimeo.
- Rapallini C. (2005), *Il quoziente familiare: valutazione di un'ipotesi di riforma dell'imposta sul reddito delle persone fisiche*, WP Siep 475.
- Tutino S. (2005), *Indagine conoscitiva sul trattamento fiscale del reddito familiare e sulle relative politiche di sostegno*. Audizione presso la Commissione Finanze e Tesoro, Senato della Repubblica.
- Van Soest A., (1995), *Structural models of family labour supply: a discrete choice approach*.30,(1):63-88.

Grafici

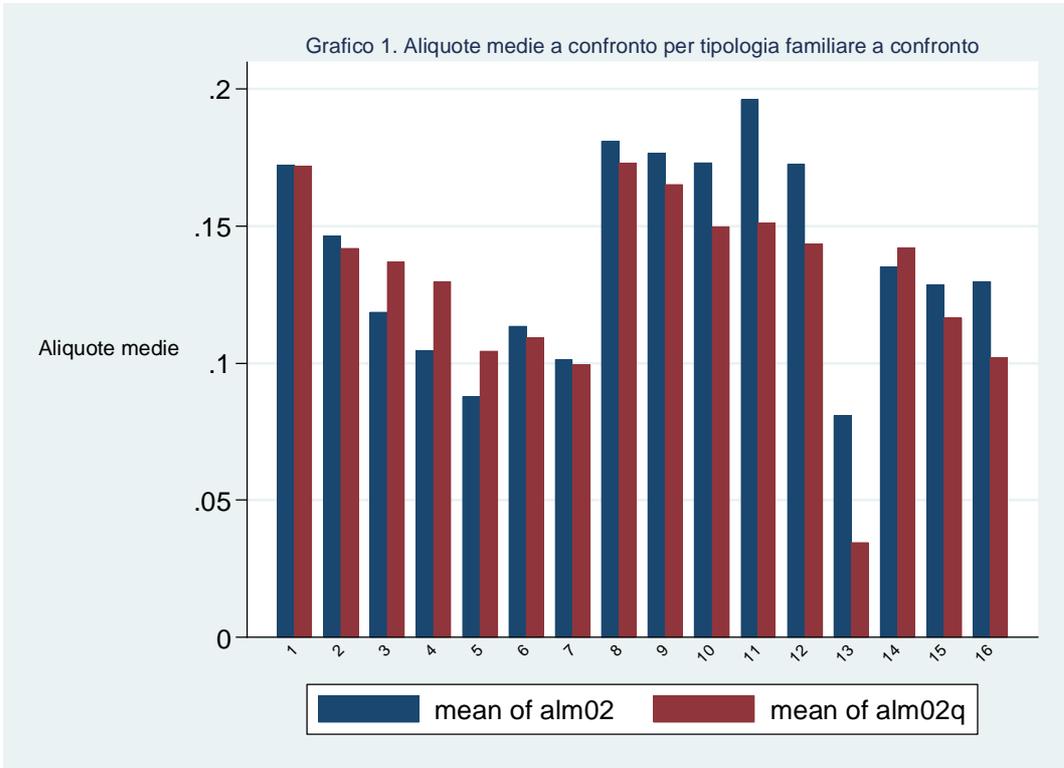


Grafico 2. Reddito lordo medio per tipologia familiare

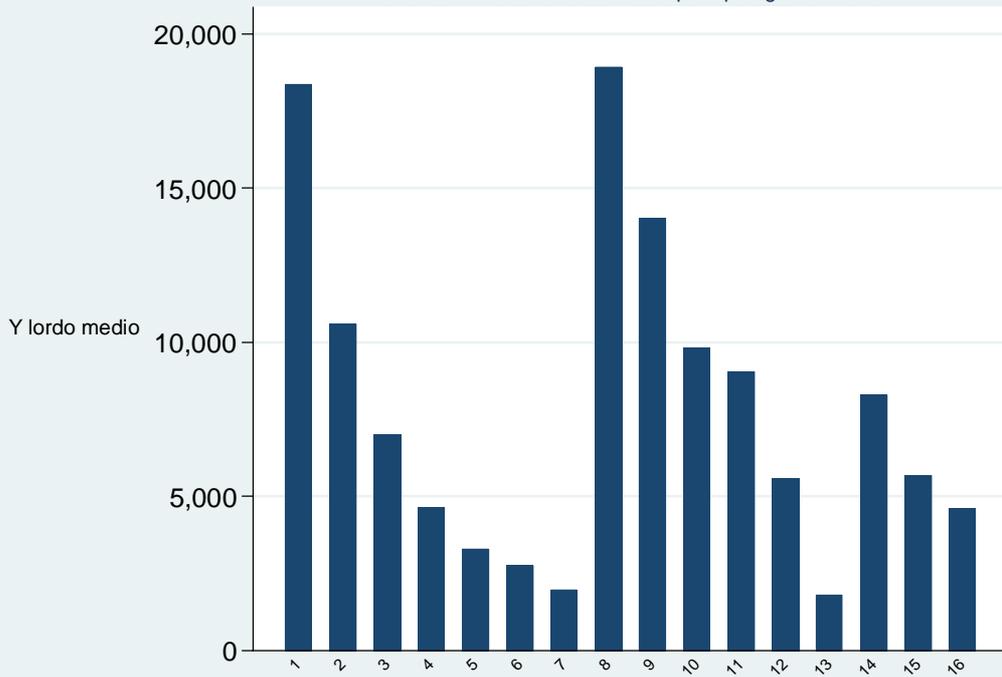


Grafico 3. Reddito lordo equivalente per tipologia familiare

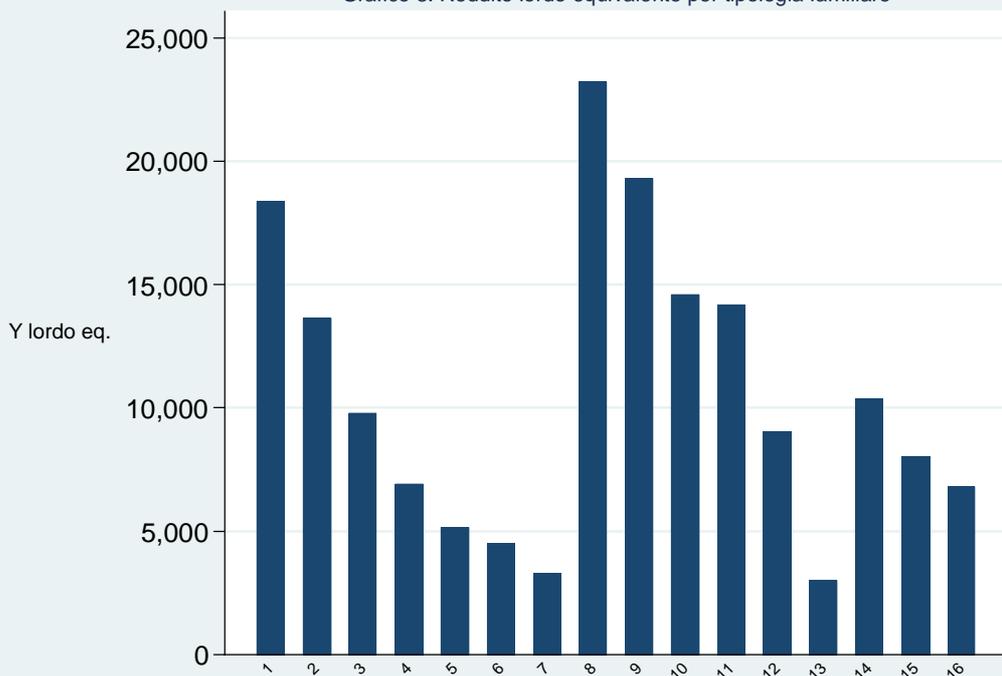


Grafico 4. Redditi equivalenti netti a confronto

