

Scelte di consumo e modello collettivo: *test della razionalità collettiva* e stima della regola di ripartizione con i dati italiani

Chiara Rapallini*

Università di Firenze

In questo lavoro si studiano le scelte di consumo delle famiglie italiane, verificando se il reddito da lavoro dei due coniugi è una variabile determinante nello spiegare scelte diverse. Lo studio è condotto adottando il c.d. approccio collettivo, ovvero assumendo che i due componenti adulti del nucleo familiare siano dotati di preferenze proprie e che le scelte di consumo siano il frutto di un processo decisionale collettivo. Il lavoro è articolato in tre parti: illustriamo l'approccio collettivo, presentiamo il modello per le scelte di consumo che andremo a testare e i dati utilizzati nella verifica. Il commento dei risultati conclude.

In this paper we estimate a model of household consumption based on the collective approach developed by Chiappori. We test the collective rationality hypothesis and the respective bargaining power in the family i.e. whether the individual wage of each spouse influences the sharing rule. The model is estimated using Italian data from the Consumption Survey conducted by Istat in 1999. [JEL Code: D13; H31].

1. - Introduzione

Per lungo tempo la teoria economica ha considerato la fami-

* <chiara.rapallini@unifi.it> Un particolare ringraziamento va al Prof. Vincenzo Patrizii e a due anonimi *referee* per le utili osservazioni avanzate rispetto ad una precedente versione dello stesso. Naturalmente io sono la sola responsabile di eventuali errori ed omissioni.

glia un soggetto decisionale unitario il cui comportamento e le cui scelte si potevano studiare applicando gli strumenti analitici della teoria del consumatore. Detto altrimenti, le scelte della famiglia, sia quelle relative al consumo sia quelle concernenti l'offerta di lavoro, sono state analizzate come fossero le scelte di un individuo singolo, un agente razionale che massimizza una sola funzione di utilità. Nonostante il largo uso, questo approccio, che chiameremo modello unitario (in seguito MU), è discutibile sia sotto il profilo teorico sia per quanto riguarda la verifica empirica.

In questo lavoro le scelte di consumo delle famiglie italiane sono state studiate con l'obiettivo di verificare la validità di uno degli approcci alternativi a quello unitario, il c.d. modello collettivo (in seguito MC). Questo approccio è stato introdotto nel 1992 con riferimento alla scelta tra lavoro e tempo libero, ma numerose sono state le sue applicazioni per studiare il consumo. In sostanza, si assume che i due componenti adulti del nucleo familiare siano dotati di preferenze proprie e che le scelte di consumo siano il frutto di un processo decisionale collettivo. In particolare, in questo lavoro si vuole verificare che tale processo decisionale collettivo, rappresentato dalla c.d. regola di ripartizione, sia influenzato dal reddito da lavoro dei due coniugi. Il lavoro è articolato in tre parti principali: nella prima, illustriamo il MC evidenziandone le potenzialità di analisi rispetto al tradizionale MU e ai modelli di contrattazione. Nella seconda parte presentiamo il MC per le scelte di consumo che andremo a testare. La terza parte illustra i dati utilizzati nella verifica e le caratteristiche delle due indagini che abbiamo utilizzato: quella sui consumi delle famiglie condotta dall'ISTAT e quella sulle retribuzioni dell'INPS. Il commento dei risultati conclude.

2. - Approccio collettivo vs. modello unitario

Come già detto, il MU può essere messo in discussione sia dal punto di vista teorico, sia rispetto alla verifica empirica. Dal punto di vista teorico, il MU ha almeno due limiti, tanto più rilevanti se questo strumento analitico viene utilizzato per fornire

indicazioni di politica economica. Innanzitutto il MU non è coerente con una delle principali assunzioni dell'analisi microeconomica neoclassica — l'individualismo metodologico — per cui ciascun individuo è dotato di preferenze proprie. In secondo luogo, dall'approccio unitario deriva l'assunzione che le risorse, reddito da lavoro e non, della famiglia siano messe in comune e che il loro ammontare complessivo, indipendentemente da chi percepisce il reddito, sia la variabile di rilievo.

Questa è quella che possiamo definire "l'assunzione della messa in comune delle risorse". Ne consegue, da un lato, che adottando il MU, non è possibile valutare gli effetti delle politiche pubbliche. Se infatti intendiamo per politiche pubbliche l'insieme delle azioni volte non solo alla redistribuzione del reddito, ma anche a garantire e tutelare la salute, l'istruzione e la sicurezza dei cittadini, dovrebbe essere chiaro che i principali destinatari degli interventi sono gli individui e non la famiglia, come insieme di soggetti decisionali indistinti.

Il MU, inoltre, è uno strumento analitico non adatto a studiare le determinanti dell'offerta di lavoro. Questa infatti è una scelta individuale a cui si possono applicare le ipotesi dell'agente razionale, ma che nella maggior parte dei casi è fatta da individui che vivono in un contesto familiare e da questo sono condizionati.

I primi tentativi di studiare la famiglia, considerando che al suo interno sono presenti più soggetti dotati di autonomia decisionale, sono stati fatti da Samuelson (1956), con un modello detto consensuale, e da Becker (1974, 1981), con il cosiddetto modello altruistico. Volendo sintetizzare molto, si può osservare che in entrambi i casi gli autori individuano le condizioni che devono essere soddisfatte affinché il comportamento della famiglia possa essere correttamente analizzato come il risultato della massimizzazione di un'unica funzione di utilità. Samuelson non spiega però come la famiglia raggiunga il consenso circa il suo benessere complessivo e come tale consenso possa essere mantenuto. Nel modello di Becker, invece, si ipotizza l'esistenza di un dittatore benevolente che decide per tutti i membri giustificando così l'applicazione al nucleo familiare della tradizionale teoria del consumatore razionale.

Più precisamente, in questo modello la famiglia è composta da una persona altruista e da un gruppo di individui egoisti. L'individuo altruista decide l'ammontare di risorse da trasferire agli altri e la distribuzione che ne deriva è quella che massimizza una funzione di utilità altruista sotto il vincolo di bilancio familiare. In sostanza le implicazioni del modello altruista in termini di restrizioni sulle funzioni di domanda coincidono con quelle del modello consensuale di Samuelson e sono analoghe a quelle del MU.

2.1 *Approccio unitario ed evidenza empirica*

Considerando i contributi che hanno sottoposto a verifica empirica le implicazioni del modello unitario, l'assunzione della condivisione delle risorse è stata rifiutata in più occasioni, dimostrando che la quota di reddito, da lavoro e non, di cui è titolare ciascun coniuge è una variabile che influisce sulle scelte di consumo della famiglia¹. Se, da un lato, questo è uno dei motivi che maggiormente ha contribuito a mettere in discussione l'approccio unitario, d'altra parte, è utile precisare che testare direttamente l'assunzione della condivisione, o messa in comune, delle risorse pone alcuni problemi. Le difficoltà derivano dal fatto che il reddito, da lavoro e non, è una variabile endogena rispetto alla spesa, per cui famiglie con differenti rapporti tra reddito maschile e femminile probabilmente decidono in base a prezzi relativi differenti e hanno preferenze diverse². Ad ogni modo, se si intende testare l'assunzione della condivisione delle risorse è necessaria una misura del controllo relativo di ciascun coniuge sulle risorse della famiglia, i salari relativi sembrano essere delle valide *proxy* e sono dati normalmente facilmente reperibili³.

Per quanto riguarda le analisi relative all'offerta di lavoro, la

¹ Una rassegna completa di questa letteratura è in LUNDBERG S. - POLLACK A.R. (1996). Altri contributi sono in THOMAS D. (1990); SCHULTZ T.P. (1990); PHIPPS S. - BURTON P. (1994); BOURGUIGNON F. - BROWNING M. - CHIAPPORI P.A. - LECHENE V. (1993).

² A proposito v. LUNDBERG S. - POLLACK A.R. (1996).

³ v. LUNDBERG S. - POLLACK A.R. (1996).

simmetria della matrice di Slutsky, che deriva dall'assunzione del modello unitario, implica che gli effetti di sostituzione incrociati debbano essere uguali, ovvero che l'effetto di un aumento di reddito compensato nel salario dell'uomo sull'offerta di lavoro della donna sia identico all'effetto di un aumento del salario della donna sull'offerta di lavoro dell'uomo. L'evidenza empirica, fino ad oggi prodotta rifiuta questa assunzione⁴.

2.2 *Modelli di contrattazione e approccio collettivo*

Una valida alternativa all'approccio unitario deve quindi adottare una qualche assunzione sugli effetti dell'interazione tra i soggetti decisionali presenti all'interno della famiglia, ovvero deve ipotizzare che ciascun componente sia dotato di preferenze proprie che contribuiscono a definire un sistema di preferenze familiari. I modelli di contrattazione (in seguito MB, dall'inglese modelli di *bargaining*) e MC differiscono dal MU proprio perché le scelte familiari sono studiate come il risultato di un processo decisionale, analizzato assumendo che ciascuno sia dotato di preferenze proprie.

I MB si possono distinguere a seconda dell'assunzione sulla natura del processo decisionale, o meglio a seconda delle ipotesi sulla stringenza o meno degli accordi raggiunti. In sostanza, il processo decisionale può essere considerato come non cooperativo o cooperativo.

Nel primo caso, ciascun individuo sceglie quanto consumare (o l'ammontare del suo tempo libero), date le scelte di consumo (o di offerta di lavoro) degli altri componenti il nucleo familiare. Le soluzioni sono equilibri di Nash e il processo decisionale è studiato utilizzando gli strumenti analitici della teoria dei giochi non cooperativi⁵.

Alternativamente si può assumere che il comportamento del-

⁴ Tra i lavori più importanti c'è LUNDBERG S. (1988).

⁵ Per questo dibattito v. CHIAPPORI P.A. - HADDAD L. - HODDINOTT J. - KANBUR R. (1993); BOURGUIGNON F. (1984) e CHIAPPORI P.A. (1988a; 1988b).

la famiglia sia cooperativo; in questo caso si applicano gli strumenti della teoria dei giochi cooperativi e i risultati sono degli equilibri di Nash⁶. Più precisamente, un tipico modello cooperativo di interazione familiare assume un nucleo formato da due individui in cui ciascuno ha una propria funzione di utilità che dipende dal consumo di beni privati. Se non si raggiunge un accordo, il *pay off* ricevuto da ciascun coniuge è la cosiddetta posizione associata alla minaccia di rottura. La posizione associata alla minaccia di rottura si ha per il livello minimo di utilità che il singolo può ottenere se non si raggiunge un accordo collettivo e generalmente è il livello di utilità associato al divorzio o, alternativamente, ad un equilibrio non cooperativo all'interno del matrimonio.

La posizione associata alla minaccia di rottura è in genere essa stessa funzione di una serie di parametri esterni: la legislazione sul matrimonio ed il divorzio, il sistema di sussidi per l'infanzia, il trattamento della famiglia nel sistema tributario o, nei paesi sottosviluppati, la possibilità della donna di rientrare nel nucleo familiare di origine e/o la possibilità di lavorare fuori di casa⁷.

In entrambe le tipologie di modello, cooperativo e non cooperativo, il benessere di ciascun coniuge in una soluzione di Nash dipende dalla posizione associata alla minaccia di rottura: maggiore è il livello di utilità di ciascun coniuge associata a questa posizione, più alto è il livello di benessere individuale nell'equilibrio di Nash. Questa dipendenza è rilevante per le analisi empiriche volte a verificare questo tipo di modelli, poiché la funzione di domanda di una famiglia non dipende più solo dai prezzi relativi e dal reddito familiare, ma anche dalle variabili che determinano la posizione associata alla minaccia di rottura.

I MC sono stati introdotti da Chiappori (1988a); (1992) e sviluppati successivamente da Bourguignon, Browning, Chiappori e Lechene (1993); (1994). Le analisi che utilizzano questo approccio per l'Italia sono di Chiuri (1999); (2000). In questo contesto analitico, si assume unicamente che il processo decisionale della fa-

⁶ v. NASH J. (1950); (1953).

⁷ v. McELROY M. (1990); (1992).

miglia conduca a risultati efficienti in senso di Pareto. Nulla viene assunto *a priori* circa la natura del processo decisionale e circa le modalità di mantenimento dell'accordo raggiunto. Come le risorse si ripartiscono all'interno della famiglia, o meglio la quota di consumo su cui ciascun coniuge esercita il proprio potere decisionale rispettando le sue preferenze, la regola di ripartizione, viene stimata a partire dai dati piuttosto che postulata *a priori*.

A nostro avviso questo approccio ha numerosi vantaggi, sia dal punto di vista teorico sia sotto il profilo della verifica empirica delle maggiori assunzioni adottate. Da un punto di vista teorico, l'approccio collettivo richiede assunzioni molto generiche circa la natura del processo decisionale familiare. Come sostiene Donni «l'assunzione di efficienza permette di generalizzare i modelli della famiglia basati sulla contrattazione»⁸, ovvero, poiché le soluzioni di modelli *bargaining* cooperativi sono Pareto efficienti alla sola condizione che le informazioni dei partecipanti al gioco siano simmetriche, l'approccio collettivo può essere considerato come più generale⁹. In altri termini, tra le soluzioni di un gioco Pareto efficiente rientrano quelle di un gioco cooperativo con informazione simmetrica

L'approccio collettivo, inoltre, si fonda su assunzioni più ragionevoli circa la natura del processo decisionale familiare. Come argomentano Browning e Chiappori (1998), nel motivare la loro assunzione di ottimalità paretiana dell'accordo raggiunto dai coniugi, «la vita coniugale possiede caratteristiche, quali una relazione di lungo periodo, un buon livello di informazioni e un contesto di contrattazione stabile, che favoriscono il raggiungimento di equilibri efficienti non solo in un gioco cooperativo, ma anche in un gioco non cooperativo ripetuto».

In sostanza nei modelli collettivi le assunzioni circa il processo decisionale familiare sono tali da comprendere quelle di entrambe le categorie di giochi cooperativi e non. Nei primi, infatti, l'assunzione del raggiungimento di un risultato ottimo in senso di Pareto si giustifica con l'idea che la circolazione ed il pos-

⁸ V. DONNI O. (2003), p. 4.

⁹ V. CHIAPPORI P.A. - HADDAD L. - HODDINOTT J. - KANBUR R. (1993).

sesso delle informazioni all'interno del nucleo familiare siano piuttosto buoni, e comunque non asimmetrici, e che i giocatori possano raggiungere accordi vincolanti senza costi aggiuntivi. Quando si applica la teoria dei giochi non cooperativi al processo decisionale della famiglia, invece, si assume implicitamente che questa non riesca a trovare degli accordi vincolanti e che debbano essere individuati degli equilibri auto vincolanti.

La possibilità di sottoporre a verifica i MB, è strettamente legata alla stima della posizione associata alla minaccia di rottura da cui dipendono le successive restrizioni. Al contrario, il risultato più importante di Chiappori (1992) è quello di aver dimostrato che l'ipotesi di efficienza è sufficiente per individuare restrizioni sulle funzioni di domanda di beni di consumo e/o sull'offerta di lavoro direttamente sottoponibili a *test*. Inoltre, come illustreremo nel prosieguo, è possibile stimare la regola di ripartizione delle risorse all'interno della famiglia a partire dalle informazioni su alcune categorie di beni di consumo della famiglia e/o dalle ore di lavoro dei due coniugi.

Si osservi che le restrizioni sulle funzioni di domanda di beni o sull'offerta di lavoro e, quindi, la forma della regola di ripartizione dipendono dalle informazioni disponibili. Detto altrimenti, la formulazione di ciascun MC differisce a seconda dei dati di cui dispone.

In questo lavoro vi presenteremo un modello per individuare la regola di ripartizione quando sono disponibili informazioni sul consumo di due beni privati, ovvero la spesa per abbigliamento maschile e femminile, il cui consumo è escludibile ed attribuibile ad uno solo dei due coniugi¹⁰.

3. - Il modello

Il modello che intendiamo sottoporre a verifica utilizzando i

¹⁰ Per altro lo schema analitico utilizzato in questo caso è analogo a quello impiegato per stimare l'offerta di lavoro, nell'ipotesi che il tempo libero sia un bene privato di ciascun componente il nucleo familiare.

dati sui consumi italiani, prevede una famiglia composta da due individui, indicati con le lettere A e B , che hanno distinte funzioni di utilità. Le preferenze individuali sono egoistiche e definite su di un vettore di n beni di consumo. Più precisamente le preferenze sono definite su di un bene di consumo privato ed esclusivo, x^A e x^B , che nel nostro caso è la spesa per abbigliamento femminile e maschile, e un bene composito X , il cui consumo può essere di natura sia pubblica che privata e che ipotizziamo essere stato ripartito tra i due soggetti in X^A e X^B .

Le preferenze di ciascun agente sono rappresentate dalle seguenti funzioni di utilità $u^A(x^A, X^A, z)$, e $u^B(x^B, X^B, z)$ in cui z è un vettore di caratteristiche personali o familiari che influiscono direttamente sul consumo. In z possono essere rappresentate l'età dei due individui, il livello di istruzione, la razza, il numero e l'età dei figli di ciascun individuo. $[x^A, x^B, X^A, X^B]$ è il vettore del consumo totale ed il vincolo di bilancio è il seguente:

$$(1) \quad e' [x^A \ x^B \ X^A \ X^B] = m$$

dove e rappresenta il vettore dei prezzi di mercato che per semplificare abbiamo normalizzato ad 1 e m la spesa complessiva. In sostanza stiamo assumendo che la spesa familiare sia pari al reddito Y , per cui $y_A + y_B + y = Y$, dove y_A è il reddito da lavoro di A , y_B quello di B e y è il reddito familiare non da lavoro. k è un vettore di variabili esogene, i cosiddetti fattori distributivi, che intuitiscono sul processo decisionale all'interno della famiglia e sulla regola di ripartizione, ma che dovrebbero essere esogene rispetto al vincolo di bilancio (secondo quanto suggerito da Bourguignon *et Al.* (1995)). La differenza di età fra i coniugi, la differenza tra i salari o variabili che siano delle *proxy* della facilità di contrarre matrimonio in una data società e in un determinato periodo, sono esempi di questo tipo di variabili.

Per individuare le restrizioni sulle funzioni di domanda di beni privati in questo modello utilizzeremo i risultati di Chiappori *et Al.* (2001).

Assumeremo, inoltre, che l'offerta di lavoro dei due coniugi sia fissa. Da un lato, infatti, riteniamo presumibile che le ore di

lavoro effettivamente lavorate siano determinate principalmente dalle restrizioni della domanda di lavoro piuttosto che dalle decisioni di offerta individuale; d'altra parte, volendo concentrare l'attenzione sulle scelte di consumo della famiglia e sul processo decisionale che ne regola l'allocazione al suo interno, è preferibile isolare gli effetti sul consumo determinati da variazioni della posizione relativa dei due agenti rispetto a quelle che possono derivare dalla variazione dell'offerta di lavoro e, quindi, delle disponibilità totali.

In particolare, le funzioni di domanda dei beni di consumo privato sono la soluzione del seguente programma di massimizzazione¹¹:

$$(2) \quad \text{Max}_{x^A, x^B, X^A} (1 - \mu) u^A(x^A, X^A, z) + \mu u^B(x^B, X^B, z)$$

$$\text{s.t. } e' [x^A X^A x^B X^B] = m$$

dove: $0 < \mu < 1$

Assumendo preferenze egoistiche e funzioni di utilità quasi concave, crescenti e continuamente differenziabili e l'esistenza di una funzione $\mu(m, k)$, la (2) è equivalente al seguente programma decentralizzato:

$$(3) \quad \text{Max}_{x^A, X^A} u^A(x^A, X^A, z)$$

$$\text{s.t. } e' [x^A X^A] = m (1 - \mu(m, k))$$

$$\text{s.t. } u^B = u^{B*}$$

e:

$$(4) \quad \text{Max}_{x^B, X^B} u^B(x^B, X^B, z)$$

$$\text{s.t. } e' [x^B X^B] = m \mu(m, k)$$

$$\text{s.t. } u^A = u^{A*}$$

¹¹ V. CHIAPPORI P.A. (1988a); (1992).

Detto altrimenti, il programma espresso dalla (2) può essere decentralizzato e il processo decisionale considerato a stadi: la prima decisione riguarda la ripartizione della spesa in beni pubblici tra i due individui e la seconda è la decisione che ciascun individuo prende circa i beni privati esclusivi che direttamente lo interessano. In particolare, è la funzione di distribuzione μ che sintetizza il processo decisionale che avviene all'interno della famiglia: date due funzioni di utilità u^A e u^B , il vincolo di bilancio determina, per ogni combinazione di spesa e prezzi, una frontiera paretiana e la soluzione di questo programma è un punto su questa frontiera. E μ determina proprio la posizione finale del vettore delle domande sulla frontiera dell'efficienza.

La funzione di ripartizione può essere intuitivamente interpretata come una funzione di distribuzione del potere: se $\mu = 1$ la famiglia si comporta come se le decisioni fossero sempre assunte dall'individuo A , mentre se $\mu = 0$ è come se B fosse il dittatore. Per valori di μ compresi tra 0 e 1, ciascuno dei due individui ha un qualche potere decisionale e la scelta finale è il risultato di un compromesso tra i due.

La letteratura sui modelli collettivi ha individuato due procedure differenti per identificare la regola di ripartizione. Più precisamente, Browning *et Al.* (1994) hanno dimostrato che la funzione di ripartizione può essere identificata, a meno di una costante, se si possono osservare la spesa familiare (ed in particolare la spesa in un bene che sia o assegnabile ai due individui o il cui consumo sia esclusivo per ciascun individuo), se le preferenze sono egoistiche e se sono disponibili informazioni su almeno due fattori distributivi. Il metodo proposto da questi autori e applicato inizialmente allo studio del consumo, richiede che lo studio assuma una forma funzionale sia per le funzioni di domanda sia per la regola di ripartizione. Inserendo la regola di ripartizione nella funzione di domanda si ottengono sia la funzione di domanda ristretta sia le restrizioni sui parametri che necessitano di essere testate. Seguendo questo schema di analisi i parametri della regola di ripartizione si possono identificare con metodi econometrici.

La seconda procedura è stata presentata per la prima volta

da Chiappori *et Al.* (2001), con un lavoro relativo all'offerta di lavoro. In questo caso, partendo dalle funzioni di offerta di lavoro espresse nella forma ristretta, si deriva un sistema di equazioni differenziali, che esprime sia i vincoli che devono essere soddisfatti per accettare l'ipotesi di approccio collettivo sia, se risolto, l'equazione della regola di ripartizione. In sostanza, seguendo questo schema di analisi è sufficiente che lo studioso assuma la forma funzionale per l'offerta di lavoro perché la regola di ripartizione è calcolata per integrazione. Dal punto di vista econometrico è sufficiente stimare il sistema di funzioni di domanda vincolate e non e sottoporre a *test* uno dei vincoli espressi dal sistema di equazioni differenziali, la cosiddetta condizione di proporzionalità dei fattori distributivi¹². I coefficienti della regola di ripartizione sono calcolati per integrazione e sono funzioni non lineari dei coefficienti delle funzioni di domanda. In questo lavoro utilizziamo i dati relativi ai consumi delle famiglie italiane per verificare la condizione di proporzionalità dei fattori distributivi e applichiamo la procedura suggerita da Chiappori *et Al.* (2001) per derivare la regola di ripartizione.

Assumendo soluzioni interne per la (2) o la (3)-(4), le funzioni di domanda, continuamente differenziabili, nella forma vincolata, sono le seguenti:

$$(5) \quad x^A(m, k, z) = x^A [m(1 - \mu(m, k)), z]$$

$$(6) \quad x^B(m, k, z) = x^B [m\mu(m, k), z]$$

Dalle equazioni (5) e (6) si possono individuare le restrizioni testabili sulle domande e calcolare le derivate prime della regola di ripartizione rispetto alla spesa totale e ai due fattori distributivi.

Per semplificare la notazione nella (5) e nella (6) definiamo i seguenti rapporti tra le derivate delle funzioni di domanda rispetto alla spesa complessiva e ai fattori distributivi:

$$C = x_{k1}^A / x_m^A, \quad D = x_{k1}^B / x_m^B$$

¹² V. BROWNING M. - CHIAPPORI P.A. (1988).

dove:

$$x_m^A = \frac{\partial x^A}{\partial m}$$

Applicando la Proposizione 3 (Chiappori, Fortin e Lacroix, 2001)¹³ e considerando i punti in cui

$$x_m^A * x_m^B \neq 0$$

si ha che le derivate parziali della regola di ripartizione rispetto ai prezzi, alla spesa totale e ai fattori distributivi sono le seguenti:

$$(7) \quad \mu_m = \frac{D}{D - C}$$

$$(8) \quad \mu_{k1} = \frac{CD}{D - C}$$

Se i fattori distributivi sono più di uno ($k = 1, \dots, K$) l'insieme di condizioni necessarie e sufficienti che devono essere rispettate è il seguente:

$$(9) \quad \frac{C_1}{D_1} = \frac{C_2}{D_2} = \dots = \frac{C_K}{D_K}$$

dove: $C_2 = x_{k2}^A / x_m^A$, $D_2 = x_{k2}^B / x_m^B$ per $k = 2, \dots, K$

e le derivate parziali della regola di ripartizione rispetto agli altri fattori distributivi sono così definite:

$$(10) \quad \mu_k = \frac{C_k D_k}{D_k - C_k}$$

¹³ La proposizione di Chiappori-Fortin e Lacroix, oltre ad indicare le derivate parziali della regola di ripartizione, individua un insieme di condizioni che devono essere soddisfatte dalle funzioni di domanda affinché queste siano coerenti con il modello collettivo. Noi non le riportiamo per intero per semplificare l'esposizione, ma le abbiamo verificate *in toto*.

dal momento che:

$$(11) \quad \frac{x_{k1}^A/x_m^A}{x_{k2}^A/x_m^A} = \frac{\partial\mu/\partial k_1}{\partial\mu/\partial k_2}$$

$$\forall i = A, B$$

Si osservi che la (11) è proprio la condizione di proporzionalità dei fattori distributivi: infatti le derivate parziali $\partial x_i/\partial k$ possono essere interpretate come le propensioni marginali familiari a consumare un determinato bene rispetto ai fattori distributivi e che nel MU queste propensioni marginali al consumo dovrebbero essere nulle. Ovvero, adottare il MU significa assumere implicitamente che μ sia una costante rispetto alle variabili k , che sia verificata l'assunzione della condivisione delle risorse e che i fattori distributivi non siano rilevanti ai fini delle scelte sul consumo.

3.1 Test della razionalità collettiva e della regola di ripartizione

Assumiamo che le funzioni di domanda siano curve di Engel lineari e che il sistema sia specificato come segue:

$$(12) \quad x_A = f_0 + f_1m + f_2y_A + f_3y_B + f_4etad + f_5etadiff +$$

$$+ f_6annistd + f_7annistdiff + f_8nf$$

$$(13) \quad x_B = m_0 + m_1m + m_2y_A + m_3y_B + m_4etad + m_5etadiff +$$

$$+ m_6annistd + m_7annistdiff + m_8nf$$

in cui: m è la spesa complessiva del nucleo familiare in beni non durevoli, x_A è la spesa per abbigliamento femminile, x_B la quota della spesa per abbigliamento maschile. In z , il vettore delle caratteristiche individuali e familiari, includiamo le seguenti variabili: $etad$ è l'età della donna; $etadiff$ è la differenza tra l'età della donna e dell'uomo; $annistd$ sono gli anni di scolarizzazione della donna; $annistdiff$ è la differenza negli anni di scolarizzazione tra la donna e l'uomo; nf rappresenta il numero dei figli a carico della coppia.

Dato il sistema di curve di Engel illustrato, l'assunzione della razionalità collettiva si verifica testando la (11), ossia sottoponendo a verifica la seguente relazione:

$$(14) \quad \frac{C_1}{D_1} = \frac{C_2}{D_2}; \quad \frac{f_2}{f_3} = \frac{m_2}{m_3}$$

Sostanzialmente, si tratta di verificare che il rapporto tra le propensioni marginali al consumo rispetto ai due fattori distributivi, nel nostro caso i redditi da lavoro dei due coniugi, sia uguale per l'equazione relativa al consumo privato, in questo caso in abbigliamento, di entrambi.

L'equazione della regola di ripartizione si ottiene risolvendo il sistema di equazioni differenziali (7)-(10). In particolare, adottando il sistema di curve di Engel (12)-(13) il sistema da risolvere è il seguente:

$$(15) \quad \mu_m = \frac{D_{k1}}{D_{k1} - C_{k1}} = \frac{\frac{m_2}{m_1}}{\frac{m_2 f_1 - m_1 f}{f_1 m_1}} = \frac{m_2 f_1}{m_2 f_1 - m_1 f}$$

$$(16) \quad \mu_{k1} = \frac{C_{k1} D_{k1}}{D_{k1} - C_{k1}} = \frac{\frac{f_2 m_2}{f_1 m_1}}{\frac{m_2 f_1 - m_1 f}{f_1 m_1}} = \frac{f_2 m_2}{m_2 f_1 - m_1 f}$$

$$(17) \quad \mu_{k2} = \frac{C_{k2} D_{k1}}{D_{k1} - C_{k1}} = \frac{\frac{f_3 m_2}{f_1 m_1}}{\frac{m_2 f_1 - m_1 f}{f_1 m_1}} = \frac{f_3 m_2}{m_2 f_1 - m_1 f}$$

da cui, integrando, si deriva l'equazione della regola di ripartizione, a meno di una costante c :

$$(18) \quad \mu = -\frac{1}{\Delta} [m_2 f_1 m + f_2 m_2 y_A + f_3 m_2 y_B] + c$$

dove per semplificare abbiamo definito $\Delta = f_2 m_1 - f_1 m_2$.

Per una migliore comprensione del significato della regola di ripartizione, calcoliamo le elasticità di μ rispetto alla spesa totale m e ai due fattori distributivi, y_A e y_B . In questo modo possiamo verificare di quanto aumenta la quota di spesa complessiva sulla quale la donna esercita il suo potere nel processo decisionale, all'aumentare, rispettivamente, di un euro della spesa complessiva stessa, del reddito della donna e di quello del coniuge.

$$(19) \quad \frac{\partial \mu}{\partial m} = -\frac{m_2 f_1}{\Delta}$$

$$(20) \quad \frac{\partial \mu}{\partial y_A} = -\frac{m_2 f_2}{\Delta}$$

$$(21) \quad \frac{\partial \mu}{\partial y_B} = -\frac{m_2 f_3}{\Delta}$$

4. - I dati

I dati utilizzati sono tratti dall'ISTAT (1999). Il campione dell'indagine è formato da 20.930 famiglie italiane che risiedono in 488 comuni, stratificati per tener conto della dimensione e della collocazione regionale. L'indagine fornisce informazioni dettagliate sui consumi familiari durevoli e non durevoli ma non raccoglie dati relativi ai salari del capo famiglia e del coniuge, limitandosi ad indicare il reddito complessivo ed il risparmio totale del nucleo familiare. Per avere informazioni sui redditi da lavoro individuali, abbiamo quindi dovuto utilizzare i dati INPS (1997). Entrambe le analisi forniscono indicazioni sul sesso, la regione, il settore di attività e la qualifica di ciascun lavoratore. Siamo stati così in grado di imputare a ciascun lavoratore dell'indagine dell'ISTAT, distinto per sesso, regione, settore di attività e qualifica professionale, il reddito medio registrato dall'INPS. Poiché i dati INPS sono riferiti solamente ai lavoratori dipendenti, abbiamo dovuto escludere dal campione le famiglie in cui uno o entrambi i coniugi fossero lavoratori autonomi.

Come precisato inizialmente, il nostro modello non include la

scelta di lavorare. Di conseguenza abbiamo dovuto ridurre ulteriormente il campione selezionando le coppie in cui entrambi i coniugi fossero lavoratori con un reddito da lavoro positivo. Il campione finale è quindi composto da 1270 famiglie e 2540 osservazioni, riferite al capofamiglia e al coniuge. Le principali caratteristiche del campione sono riportate nella tavola 1.

Il reddito netto 1999 è calcolato applicando la struttura delle aliquote dell'imposta sul reddito relativa a quell'anno ed ipotizzando un'aliquota del 30% per i contributi sociali: il reddito medio netto del nucleo è poco più di 31 mila euro. La spesa totale annuale per famiglia è riferita al solo consumo di beni non durevoli ed è circa 16.5 mila euro.

Per quanto riguarda il livello di scolarizzazione, 11.5 anni significa che nel nostro campione gli individui hanno in media due anni e mezzo di scolarizzazione in più rispetto a quella, pari alla durata di 8 anni, obbligatoria per la legge italiana ed il fatto che le donne risultino in media più istruite degli uomini, rispecchia una realtà più volte verificata nel nostro paese. Anche la dimensione media della famiglia, pari a 3.41 individui, corrisponde alle ben note caratteristiche demografiche della popolazione italiana nell'ultimo decennio.

TAV. 1

LE PRINCIPALI CARATTERISTICHE DEL CAMPIONE

salario netto* annuo (in euro)	media	dev.st.
marito	11879,71	8734,883
moglie	16664,49	8276,511
età		
marito	43,18	8,12
moglie	40,16	7,73
differenza di età	-3,02	3,63
anni di scolarizzazione		
marito	11,5	3,88
moglie	11,9	3,64
differenza di scolarizzazione	0,37	3,26
spesa totale familiare annuale	16530,39	12849,92
spesa maschile in abbigliamento	879,94	1642,68
spesa femminile in abbigliamento	986,94	1604,47
numero di componenti il nucleo fam,	3,41	0,86
numero dei componenti a carico	1,36	0,88

* Al netto dell'imposta sul reddito.

5. - I Risultati

L'Indagine sui consumi delle famiglie condotta dall'ISTAT registra la spesa per beni di consumo, durevoli e non, con frequenze temporali diverse per ogni tipologia di bene, generalmente riferite al mese, al quadrimestre o all'anno. Per estrapolare la spesa annuale di ciascun nucleo familiare abbiamo moltiplicato le spese registrate mensilmente per dodici e quelle quadrimestrali per tre. È noto che questo modo di estrapolare la spesa annuale può portare a delle distorsioni dell'analisi. Per le ragioni illustrate nel prosieguo, nella nostra stima finale abbiamo incluso nel campione famiglie con una spesa annuale totale positiva e con un consumo in abbigliamento maschile e femminile anch'esso di segno positivo. Inoltre, come già precisato, la nostra analisi è limitata alla spesa in beni di consumo non durevoli.

Per quanto riguarda l'analisi econometrica, in primo luogo, abbiamo verificato che la sopradescritta modalità utilizzata per estrapolare la spesa annuale totale e quella per abbigliamento non distorceva le stime e abbiamo testato quest'ipotesi con la procedura di Heckman. In sostanza, abbiamo stimato un modello Probit per determinare i parametri dei fattori che potevano rendere positiva o annullare le voci di spesa; quindi abbiamo utilizzato i parametri stimati di questo modello per determinare il fattore di selezione del campione, λ , che in un secondo stadio dell'analisi abbiamo incluso nella regressione utilizzando solo i valori positivi della variabile dipendente. Abbiamo quindi accettato l'ipotesi che la selezione delle sole spese positive non distorceva le stime perché il parametro non è significativo né per la spesa per abbigliamento maschile né in quella per abbigliamento femminile (la statistica t è pari rispettivamente a 0,85 — con probabilità 0,40 — e a -1,10 — con probabilità 0,27)¹⁴.

In secondo luogo abbiamo stimato con il metodo SURE (Seemingly Unrelated Regression) il sistema (12)-(13), per tener conto della possibile correlazione tra gli errori delle due equazioni. Per testare l'ipotesi di MC abbiamo calcolato il rapporto di mas-

¹⁴ v. GREENE W.H. (2000).

sima verosimiglianza, questo perché il più comune *test* di Wald non è invariante rispetto alla formulazione parametrica dell'ipotesi nulla, qualora, come nel nostro caso, la restrizione non sia lineare. La restrizione testata per verificare l'ipotesi della razionalità collettiva è accettata: il rapporto di massima verosimiglianza è pari a 1,65 ed il *p-value* corrispondente è 0,20. Detto altrimenti, accettando l'assunzione della razionalità collettiva si accetta l'idea che le decisioni di consumo della famiglia sono il risultato di un processo decisionale a cui partecipa più di un agente razionale

Nelle tavole 2 e 3 che sono riportate le stime SURE dei parametri della (12) e (13):

TAV. 2

STIME SURE DEI PARAMETRI DELLA FUNZIONE
DI SPESA FEMMINILE NON VINCOLATA*

spesa femminile	coeff	st.err	<i>t</i>	<i>P > t</i>
costante	-52,96	197,28	-0,27	0,79
y_A	-0,00	0,00	-0,16	0,87
y_B	0,00	0,00	0,38	0,70
<i>m</i>	0,04	0,00	18,19	0,00
<i>etad</i>	4,20	4,15	1,01	0,31
<i>etadiff</i>	3,35	8,32	0,40	0,69
<i>annistd</i>	20,83	9,95	2,10	0,04
<i>annistdiff</i>	-2,80	9,96	-0,28	0,78
<i>nf</i>	-69,91	36,18	-1,93	0,05

* *R-squared* 0,13
Adjusted R-squared 0,12
SE, of regression 1503,40

Tav. 3

STIME SURE DEI PARAMETRI DELLA FUNZIONE
DI SPESA MASCHILE NON VINCOLATA*

spesa maschile	coeff	st.err	<i>t</i>	<i>P > t</i>
costante	-253,24	187,39	-1,35	0,18
y_A	-0,01	0,00	-1,58	0,11
y_B	0,01	0,00	2,05	0,04
<i>m</i>	0,04	0,00	16,07	0,00
<i>etad</i>	10,18	3,94	2,58	0,01
<i>etadiff</i>	-6,28	7,91	-0,79	0,43
<i>annistd</i>	10,71	9,45	1,13	0,26
<i>annistdiff</i>	1,77	9,46	1,13	0,26
<i>nf</i>	-37,31	34,37	-1,09	0,28

* *R-squared* 0,10
Adjusted R-squared 0,10
SE, of regression 1428,03

Nel commento dei risultati è utile concentrarsi sui segni dei coefficienti e sulla loro significatività statistica. Partendo dai segni, nell'equazione relativa alla spesa delle donne, contrariamente a quanto ci attendevamo, il coefficiente del reddito maschile è positivo, mentre quello femminile è negativo: la spesa per abbigliamento femminile è crescente rispetto al salario del coniuge e decrescente rispetto al proprio.

Al contrario, nell'equazione della spesa per abbigliamento maschile, come ci attendevamo, il coefficiente del reddito maschile è positivo mentre è negativo quello rispetto al reddito femminile; ovvero la spesa per abbigliamento maschile è crescente rispetto al salario dell'uomo, mentre decresce all'aumentare del salario della coniuge.

Una possibile interpretazione di questa relazione tra spesa maschile e salario femminile è che all'interno della famiglia le risorse vengano regolarmente trasferite da un membro all'altro e che le donne siano più altruiste rispetto agli uomini, che tendono a mantenere il controllo sul reddito acquisito. Sembra infatti che all'aumentare del reddito da lavoro di cui è titolare la donna, aumenti la spesa destinata ad altri membri della famiglia. Questo risultato conferma quanto già verificato guardando ai consumi delle famiglie canadesi, francesi e spagnole¹⁵.

Come ci attendevamo, il segno del coefficiente della spesa totale è positivo e la relazione tra il numero dei famigliari a carico e la spesa per abbigliamento sia maschile che femminile sono entrambi negativi. Dalla nostra analisi risulta, inoltre, che la spesa per abbigliamento femminile aumenta all'aumentare dell'età e del livello di educazione della donna. Quest'ultimo risultato è ragionevole se si considera il livello di istruzione come una *proxy* dello *status* sociale del lavoro svolto e quindi in qualche modo correlato con la spesa per abbigliamento.

Per quanto riguarda la significatività statistica, nella funzione di spesa per abbigliamento femminile il solo parametro stimato significativo al 5% è quello della spesa totale famigliare, *m*. Il li-

¹⁵ v. BOURGUIGNON F. *et AL.* (1993); BOURGUIGNON F. *et AL.* (1994) e ZAMORA B. (2002).

vello di educazione della donna, *annistd* e il numero di figli a carico sono significativi per livelli superiori. Nell'equazione di spesa per abbigliamento maschile i parametri significativi al 5% sono la spesa totale, *m* e l'età della donna, *etad*. Ad un livello superiore anche il reddito maschile y_B .

I risultati delle stime per la versione delle funzioni di spesa vincolate sono illustrati nelle tavole 4 e 5, mentre la tavola 6 presenta i coefficienti della regola di ripartizione come espressa nella (18).

TAV. 4

STIME SURE DEI PARAMETRI DELLA FUNZIONE
DI SPESA MASCHILE VINCOLATA*

spesa femminile	coeff	st.err	<i>t</i>	<i>P</i> > <i>t</i>
costante	-53,58	197,23	-0,27	0,79
y_A	-0,00			
y_B	0,00	0,00	0,36	0,72
<i>m</i>	0,04	0,00	18,21	0,00
<i>etad</i>	5,30	4,09	1,05	0,29
<i>etadiff</i>	3,28	8,31	0,40	0,69
<i>annistd</i>	21,40	9,01	-0,29	0,77
<i>annistdiff</i>	-2,90	9,93	-0,29	0,77
<i>nf</i>	-70,09	36,16	-1,94	0,05

* *R-squared* 0,13
Adjusted R-squared 0,12
SE, of regression 1503,70

Tav. 5

STIME SURE DEI PARAMETRI DELLA FUNZIONE
DI SPESA MASCHILE VINCOLATA*

spesa maschile	coeff	st.err	<i>t</i>	<i>P</i> > <i>t</i>
costante	-253,46	187,39	-1,35	0,18
y_A	-0,01	0,00	-1,67	0,10
y_B	0,01	0,00	2,06	0,04
<i>m</i>	0,04	0,00	16,07	0,00
<i>etad</i>	10,21	3,93	2,60	0,01
<i>etadiff</i>	-6,30	7,90	-0,80	0,43
<i>annistd</i>	10,91	9,34	1,17	0,24
<i>annistdiff</i>	1,73	9,46	0,18	0,85
<i>nf</i>	-37,38	34,37	-1,09	0,28

* *R-squared* 0,10
Adjusted R-squared 0,10
SE, of regression 1428,03

TAV. 6

COEFFICIENTI DELLA REGOLA DI RIPARTIZIONE*

variabili		
m	1,16	(0,18)
y_A	-0,03	(0,10)
y_B	0,03	(0,10)

* Tra parentesi l'errore *standard* asintotico.

I coefficienti della regola di ripartizione sono funzioni non lineari dei coefficienti del sistema di curve di Engel ristretto appena stimato ed il loro errore *standard* è stato calcolato con il metodo delta. Volendone dare un'interpretazione si può notare che essi altro non sono che le elasticità della regola rispetto alla spesa totale e ai due fattori distributivi. In particolare, possiamo notare che l'elasticità rispetto alla spesa totale (19) è maggiore di uno: all'aumentare di 1 euro della spesa complessiva familiare la quota decisa dalla donna aumenta dell'1,16%. Guardando alle elasticità rispetto ai due fattori distributivi, espresse dalla (20) e (21), risulta che all'aumentare di 1 euro del reddito della donna, il suo potere decisionale diminuisce dello 0,03%, mentre all'aumentare del 1 euro del reddito del marito, il potere decisionale della donna aumenta dello 0,03%.

6. - Conclusioni

Come evidenziato nell'introduzione, a nostro avviso, il limite principale dell'approccio unitario è quello di non essere uno strumento utile alla valutazione dell'impatto delle politiche pubbliche. L'assunzione della condivisione delle risorse, che segue necessariamente all'adozione del modello unitario, impedisce di capire come le diverse politiche pubbliche incidono sui comportamenti degli individui, che sono i destinatari delle politiche stesse. In questo lavoro abbiamo quindi voluto testare l'ipotesi di modello collettivo ed il risultato è affermativo: le scelte di consumo degli in-

dividui sono il frutto di un processo decisionale che avviene all'interno della famiglia. Sempre nella prospettiva di capire se il modello collettivo possa essere un valido strumento per affinare le valutazioni di impatto delle politiche pubbliche abbiamo voluto verificare se i redditi da lavoro dei due coniugi sono una variabile importante nello spiegare questo processo decisionale, il peso relativo dei due attori e quindi l'allocazione finale delle risorse all'interno del nucleo. I risultati delle stime utilizzando i dati sui consumi italiani confermano quanto già verificato per le famiglie francesi, canadesi e spagnole. Ed in particolare, la significatività dei coefficienti riferiti al reddito dei due coniugi non è particolarmente soddisfacente e la quota di consumi attribuibile alla donna diminuisce al crescere del suo reddito. A proposito della scarsa significatività dei fattori distributivi scelti, anche se altre variabili potrebbero essere utilmente prese in considerazione, il risultato ottenuto considerando il reddito da lavoro, anche se diverso dalle attese, è secondo noi di un certo interesse, proprio per il fatto che la variabile in esame è il principale riferimento delle politiche pubbliche ed in particolare di quelle tributarie e di welfare. Per il secondo aspetto evidenziato in questo lavoro, la spiegazione che a noi sembra più plausibile è riconducibile all'altruismo che caratterizza le scelte di consumo della componente femminile, che fa sì che all'aumentare del suo reddito aumentino le risorse trasferite agli altri componenti del nucleo.

- NASH J., «The Bargaining Problem», *Econometrica*, vol. 18, 1950, pp. 155-62.
- —, «Two-Person Cooperative Games», *Econometrica*, 1953, pp. 128-40.
- PHIPPS S. - BURTON P., «What's Mine is Yours?: The influence of Male and Female Income Patterns of Household Expenditures», Halifax, (NS), Dalhousie University, *Working Paper*, 1994.
- SAMUELSON P.A., «Social Indifference Curves», *Quarterly Journal of Economics*, vol. 70, 1956, pp. 1-22.
- SCHUKTZ T.P., «Testing the Neoclassical Model of Family Labour Supply and Fertility», *Journal of Human Resources*, vol. 25, 1990, pp. 599-634.
- THOMAS D., «Intra-Household Resources Allocation: An Inferential Approach», *Journal of Human Resources*, vol. 25, 1990, pp. 635-64.
- ZAMORA B., «The Spanish Sharing Rule», Madrid, IVIE, *Working Paper*, n. 24/02, 2002.

