



IRVAPP
ISTITUTO PER LA RICERCA VALUTATIVA
SULLE POLITICHE PUBBLICHE

Istituto per la Ricerca Valutativa sulle Politiche Pubbliche

Funzioni di domanda ed implicazioni di *policy*: un'applicazione al caso del Reddito di Garanzia

Claudio Daminato

Nadir Zanini

<http://irvapp.fbk.eu>

Dicembre 2014

FBK-IRVAPP WP N. 2014-09

Funzioni di domanda ed implicazioni di *policy*: un'applicazione al caso del Reddito di Garanzia

Claudio Daminato

Università degli Studi di Verona

Nadir Zanini

Cambridge Assessment (University of Cambridge) e FBK-IRVAPP

Working Paper N. 2014-09

Dicembre 2014



Istituto per la Ricerca Valutativa sulle Politiche Pubbliche
Fondazione Bruno Kessler
Via S. Croce 77, 38122 Trento (Italia)

Tel.: (+39) 0461.314209

Fax: (+39) 0461.314240

Email: info@irvapp.it

Website: <http://irvapp.fbk.eu>

I *Working Papers* di IRVAPP presentano i risultati preliminari di progetti di ricerca realizzati da IRVAPP o presentati da ricercatori esterni presso l'Istituto medesimo. I *Working Papers* sono diffusi al fine di stimolare la discussione sulle tematiche oggetto di studio. Nel citare tali lavori si prega di tener conto del carattere preliminare degli stessi. Eventuali versioni riviste e aggiornate sono disponibili nella *Reprint Series*, se pubblicate, o direttamente presso IRVAPP.

Le opinioni espresse sono degli autori e non riflettono necessariamente quelle dell'IRVAPP.

Funzioni di domanda ed implicazioni di *policy*: un'applicazione al caso del Reddito di Garanzia

Claudio Daminato[†] e Nadir Zanini[‡]

Abstract

Uno degli obiettivi dell'introduzione di politiche contro la povertà è quello di incrementare il consumo da parte delle famiglie beneficiarie di alcuni tipi di beni particolarmente importanti, come il cibo. L'obiettivo di questo paper è mostrare come lo studio delle funzioni di domanda per beni di consumo, attraverso la stima di Curve di Engel, renda possibile fornire una previsione del possibile effetto sul consumo di questi beni, ancor prima che una misura rivolta ad aumentare le risorse disponibili da destinare alla spesa venga introdotta. Attraverso l'analisi del comportamento di consumo di un campione di famiglie beneficiarie del Reddito di Garanzia nella Provincia di Trento e basata su dati precedenti l'introduzione di questa misura, troviamo evidenza che, se da un lato il cibo rappresenta una necessità per la maggior parte delle famiglie beneficiarie, dall'altro esso rappresenta un lusso per il 9% delle famiglie straniere. Ciò suggerisce che queste ultime incrementeranno la quota di risorse dedicate a questo bene proprio in seguito all'introduzione di una misura che innalza il reddito disponibile ad una certa soglia prestabilita.

Parole chiave: modello di domanda, Curve di Engel per cibo, povertà, valutazione

Classificazione JEL: C52, D12, H71, I38

[†] Università degli Studi di Verona. Indirizzo e-mail: claudio.daminato@univr.it

[‡] Cambridge Assessment (University of Cambridge) e FBK-IRVAPP, Trento. Indirizzo e-mail: zanini.n@cambridgeassessment.org.uk

1. Introduzione

Gli interventi pubblici di contrasto alla povertà, largamente diffusi in tutti i paesi sviluppati, consistono nell'erogazione di un qualche tipo di beneficio economico, a gruppi variamente ristretti di soggetti ritenuti bisognosi, al fine di aumentarne il reddito disponibile e garantire quindi condizioni di vita almeno dignitose. Uno degli effetti attesi di queste misure è un cambiamento nel comportamento di consumo di certe categorie di beni, come ad esempio il cibo o il vestiario, dal momento che è ragionevole assumere le famiglie beneficiarie di questi programmi non siano in grado di spendere quanto vorrebbero per questi beni.

Lo scopo di questo lavoro è quello di capire quali siano i possibili effetti di una misura di lotta alla povertà, che eroga un trasferimento economico condizionatamente al superamento di determinati requisiti, sul consumo di un bene ritenuto essenziale come il cibo, ancor prima della sua introduzione. Per farlo ci basiamo sullo studio di Curve di Engel, ossia funzioni di domanda che descrivono come varia la spesa per un particolare bene al variare delle risorse disponibili del consumatore, a prezzi costanti. In generale, il loro studio nel periodo precedente la partecipazione al programma su un potenziale gruppo di beneficiari può infatti risultare informativo sul modo in cui le famiglie redistribuiranno le risorse addizionali disponibili tra beni diversi, sotto l'assunto che la popolazione obiettivo di questo intervento innalzi effettivamente il livello complessivo di spesa in seguito al trasferimento monetario ricevuto. L'analisi della funzione di domanda è uno strumento importante a fini di *policy*, poiché consente di capire se un certo bene sia considerato un lusso oppure una necessità. Di conseguenza, ciò consente di avere una prima indicazione di quale potrebbe essere l'effetto dell'introduzione di una misura contro la povertà sulla spesa, nel nostro caso per cibo, che rappresenta una categoria di consumo particolarmente rilevante ai fini di *policy*.

Più in generale, la comprensione del modo in cui le risorse disponibili verranno riallocate tra i diversi beni in seguito ad un aumento della spesa totale risulta di notevole importanza per il disegno e l'implementazione di politiche di contrasto alla povertà, specie in Italia dove manca un programma di questo tipo a livello nazionale (Spano, Trivellato e Zanini 2013). In questo *paper* prenderemo in esame il caso del Reddito di Garanzia nella Provincia autonoma di Trento. Attraverso l'introduzione di un reddito minimo garantito per le famiglie che si trovano al di sotto di una predeterminata soglia di povertà, questo programma si pone tra gli obiettivi quello di incrementare il consumo di certe categorie di beni, come il cibo, in modo da garantire condizioni di vita almeno dignitose (per maggiori dettagli si veda Schizzerotto, Vergolini e Zanini 2015). In particolare, dopo aver considerato diverse specificazioni alternative delle Curve di Engel e aver discusso empiricamente quale sia quella che meglio approssima la relazione tra quota di spesa per cibo e spesa totale, ne utilizzeremo la stima per predire le variazioni nella quota di spesa per cibo indotte dall'introduzione dell'intervento. Per tenere in considerazione che famiglie italiane e straniere si differenziano per caratteristiche che potrebbero influenzare le abitudini di spesa, le analisi saranno condotte separatamente per i due gruppi di famiglie.

Inoltre, sfrutteremo la disponibilità di dati sui consumi riferiti anche al periodo post-trattamento, con due obiettivi. In primo luogo, considerato che la spesa totale è utilizzata come variabile esogena per spiegare la variabilità nella spesa per cibo, valideremo il nostro esercizio empirico controllando

che vi sia una variazione nella spesa totale associata all'introduzione dell'intervento. In secondo luogo, verificheremo che le variazioni previste *ex-ante* nella quota di spesa per cibo dalle relazioni stimate siano coerenti con le variazioni effettivamente occorse in seguito all'introduzione della misura. In questo modo sarà possibile concludere circa l'utilità delle Curve di Engel come strumento di *policy* per indirizzare al meglio gli interventi pubblici rivolti a modificare i comportamenti di consumo delle famiglie che si trovano in condizione di povertà.

Negli ultimi decenni, per rispondere a questioni empiriche legate allo studio degli effetti di politiche pubbliche in generale, si sono affermati nella letteratura economica due diversi paradigmi: quello basato sulla valutazione di impatto basata sull'analisi di causalità, nota anche come controfattuale e, dall'altro, quello basato sulla specificazione di modelli strutturali.¹ In sintesi, la valutazione controfattuale consente di identificare correttamente l'effetto causale di una misura specifica solo *ex-post*, cioè dopo la sua introduzione, grazie alla disponibilità di dati su un gruppo di beneficiari e un opportuno gruppo di controllo. Dall'altro, il ricorso a modelli strutturali consente, sotto alcune assunzioni circa il comportamento dei beneficiari, di stimare *ex-ante* i possibili effetti non solo di uno specifico intervento bensì, più in generale, di una classe di politiche pubbliche. Nonostante il dibattito tra i diversi sostenitori dei due approcci sia ancora molto acceso (Deaton 2010; Heckman e Urzua 2010; Imbens 2010), esistono esempi di come essi possano essere integrati, allo scopo di fornire risposte ancor più solide circa gli effetti degli interventi pubblici (Todd e Wolpin 2006; Heckman 2010). Seguendo questa logica, in questo *paper* faremo ricorso all'analisi controfattuale per validare le stime ottenute con l'approccio strutturale.

Infatti, per quanto riguarda i consumi, teoria economica ed evidenza empirica hanno mostrato come vi siano modelli robusti per lo studio delle funzioni di domanda per beni di consumo, che consentono di capire come le diverse categorie di beni vengono percepite dai consumatori (vedi, ad esempio, Banks, Blundell e Lewbel 1997). In particolare, Attanasio, Battistin e Mesnard (2012) considerano la variabilità esogena indotta nella spesa da un trasferimento monetario destinato a famiglie povere in Colombia, per verificare se l'equazione strutturale definita dalla domanda per cibo sia capace di predire efficacemente il cambiamento nella spesa per cibo indotto dall'introduzione del programma di welfare.

Il resto di questo lavoro è organizzato nel modo seguente. La Sezione 2 presenta analiticamente le Curve di Engel come strumento per lo studio della domanda di un bene; nella sezione successiva viene presentato il caso di studio, ossia l'introduzione del Reddito di Garanzia, i dati ad esso riferiti e da noi utilizzati; la Sezione 4 propone alcune prime evidenze descrittive sulle variazioni nei comportamenti di consumo dei beneficiari intercorsi prima e dopo l'ingresso nel programma; le Sezioni 5 e 6 sono dedicate rispettivamente alla presentazione delle procedure di stima e dei risultati empirici, mentre nella Sezione 7 ne verrà verificata la coerenza con i comportamenti di consumo effettivamente riscontrati alcuni mesi dopo l'erogazione del trasferimento economico. Infine, la Sezione 8 riassume i principali risultati ottenuti e presenta i futuri sviluppi di questa ricerca.

¹ Come chiarito in Trivellato (2010: 6-7), l'uso del termine "controfattuale" per richiamare la logica dell'analisi di causalità è impreciso, tuttavia, risulta largamente diffuso nell'ambito economico e delle altre discipline sociali. Il paradigma controfattuale (si vedano tra gli altri: Rubin 1979; Heckman *et al.* 1999) rappresenta un approccio di tipo "*reduced form*" che si contrappone, per l'appunto, a quello "*structural*" pionieristicamente affrontato dai lavori della *Cowles Commission* fin dagli anni Quaranta del secolo scorso (Heckman 2000).

2. Funzioni di domanda e Curve di Engel

Gli studi economici hanno da tempo riconosciuto la possibilità di indagare la struttura delle funzioni di domanda per un certo bene attraverso lo studio della legge di Engel, ossia della relazione esistente tra la spesa sostenuta da un consumatore per un bene e le sue risorse disponibili.² A tal fine, è possibile ricorrere alla specificazione e stima delle cosiddette Curve di Engel.

2.1 Curve di Engel ed implicazioni di policy

Le Curve di Engel descrivono come varia la spesa di un consumatore per un particolare bene o servizio al variare delle sue risorse disponibili, a prezzi costanti, e vengono tipicamente espresse in funzione di un insieme di caratteristiche del consumatore (tra cui variabili socio-anagrafiche come genere, età, composizione familiare), dal momento che queste sono suscettibili di influenzare sia la spesa per un particolare bene che la spesa totale.

Nel seguito prenderemo in considerazione Curve di Engel che descrivono la relazione tra la *quota* di risorse allocata al cibo e la spesa totale. Da un lato, esse forniscono indicazione di come un aumento della spesa totale abbia effetto sulla parte di spesa destinata a quel bene. Dall'altro, permettono di separare il problema dell'allocazione delle risorse dalla decisione di risparmio degli individui. Analiticamente, una Curva di Engel può quindi essere espressa come:

$$w_i = g_i[y, x]$$

dove w_i è la quota della spesa totale y che viene allocata all' i -esimo bene e x è un vettore di caratteristiche del consumatore.

Lo studio delle Curve di Engel, essendo informativo del modo in cui il consumatore cambia la quantità consumata per quel bene al variare dell'ammontare di ricchezza destinato alla spesa totale, consente di distinguere tra beni inferiori, necessari e di lusso. La classificazione di un bene avviene attraverso l'analisi dell'elasticità della sua spesa al reddito o alla spesa totale, definita come la variazione percentuale nella spesa dedicata al bene che segue ad una variazione unitaria percentuale del reddito o della spesa totale. In particolare:

- (i) beni con elasticità minore di zero, ossia caratterizzati da una diminuzione della spesa allocata per il loro acquisto quando la spesa totale aumenta, sono definiti beni inferiori;
- (ii) beni con elasticità compresa tra zero e uno sono, invece, considerati una necessità. Tali beni sono caratterizzati da un aumento della spesa loro dedicata quando aumenta il reddito ma al contempo da una riduzione della *quota* di spesa per quel bene;
- (iii) beni con elasticità superiore ad uno vengono invece considerati un lusso, in quanto la spesa dedicata ad essi aumenta con il reddito più che proporzionalmente.

La definizione della tipologia dei vari tipi di bene, ottenuta attraverso lo studio delle Curve di Engel, non va considerata un mero esercizio teorico. Essa può infatti rappresentare un importante strumento di *policy* per fornire indicazione, *a priori*, circa i cambiamenti nel comportamento di

² Come sottolineato, tra gli altri, da Blundell, Duncan e Pendakur (1998) e Lewbel (2008).

consumo che potrebbero verificarsi per una certa popolazione di consumatori in seguito ad un aumento delle loro risorse disponibili dovuto, ad esempio, ad un trasferimento pubblico previsto da un programma contro la povertà. Ciò può risultare di particolare interesse con riferimento ad alcune particolari tipologie di beni, come ad esempio il cibo. La comprensione di come le famiglie considerano il cibo prima dell'introduzione di una misura che incrementi le loro risorse disponibili può infatti, da un lato, fornire indicazione del loro livello di disagio economico iniziale e, dall'altro, aiutare a capire quale potrebbe essere l'impatto di tale misura sul benessere economico delle famiglie che ne sono l'obiettivo.

2.2 La forma funzionale delle Curve di Engel per cibo

Dal punto di vista empirico, al fine di determinare la forma della Curva di Engel per cibo è possibile utilizzare un approccio empirico basato sulla specificazione di forme funzionali alternative, definite sulla base di diverse ipotesi teoriche sottostanti. Consideriamo inizialmente una specificazione del tipo Working-Leser³, dove la quota di spesa per cibo (w) è funzione lineare nel logaritmo della spesa totale y . Questa è una forma funzionale che segue dalla specificazione di un sistema di domanda derivabile dall'*Almost Ideal Demand System* (Deaton e Muellbauer, 1980) adottato per dati *cross-section*. Analiticamente, la Curva di Engel corrispondente può essere scritta nella seguente forma:

$$w_j = \alpha + \gamma_1 \log(y_j) + X_j \beta + u_j \quad (1)$$

dove w_j è la quota di spesa per cibo della j -esima famiglia, y_j è la spesa totale, X_j un vettore di caratteristiche del consumatore che consente di controllare per l'eterogeneità delle preferenze e u_j è il termine idiosincratico che rappresenta la parte stocastica del modello.

In (1), il parametro γ_1 è indicativo della variazione nella quota di spesa per cibo che segue ad un aumento percentuale unitario della spesa totale, a parità di altre condizioni. Per la specificazione lineare nel logaritmo della spesa vale la seguente relazione tra γ_1 e l'elasticità della spesa per cibo alla spesa totale (e_j):

$$e_j = 1 + \frac{\gamma_1}{w_j}$$

Potremo quindi classificare il cibo come un lusso se $\gamma_1 > 0$, oppure un bene di prima necessità o inferiore quando $\gamma_1 < 0$.

La specificazione del modello (1), dove la quota di spesa per cibo è espressa come funzione lineare nel logaritmo della spesa, non consente tuttavia di capire se famiglie che sono caratterizzate da un livello diverso di spesa iniziale cambieranno la quota di spesa per cibo diversamente in seguito ad una variazione della spesa totale. Per rispondere a questa domanda è possibile considerare una specificazione quadratica nel logaritmo della spesa, coerente con un *Quadratic - Almost Ideal*

³ Così definita dai contributi di Working (1943) e Leser (1963).

*Demand System (Q-AIDS)*⁴ che, sfruttando la notazione fin qui adottata, può essere scritta nella seguente forma:

$$w_j = \alpha + \gamma_1 \log(y_j) + \gamma_2 \log(y_j)^2 + X_j \beta + u_j \quad (2)$$

Il modello (2) permette alle Curve di Engel di avere una pendenza variabile al variare della spesa totale e di fornire quindi evidenza empirica utile alla classificazione del cibo come un lusso per alcune famiglie e come una necessità per altre. In particolare, l'inclusione del termine quadratico consente di tener conto della possibile presenza di convessità nella relazione tra quota di spesa per cibo e spesa totale e di testare quindi l'ipotesi nulla di linearità di quest'ultima. Formalmente, con riferimento al modello (2) si può considerare la derivata prima di $E[w_j | \log(y), X]$ rispetto al logaritmo della spesa, ossia:

$$\frac{\partial E[w_j | \log(y_j), X]}{\partial \log(y_j)} = \gamma_1 + 2\gamma_2 \log(y_j) \quad (3)$$

L'espressione (3) definisce la variazione nella quota di risorse allocata al cibo che segue, in media, ad un aumento unitario percentuale della spesa totale, al netto delle altre caratteristiche X . Tale variazione è funzione del livello di spesa iniziale, ammettendo quindi una risposta eterogenea delle famiglie ad un aumento della loro spesa totale circa le abitudini di consumo in cibo, qualora il parametro γ_2 risulti non nullo. Utilizzando (3), è possibile determinare la proporzione di famiglie per le quali il valore della derivata prima è positiva, ossia la proporzione di famiglie che considerano il cibo come un lusso.

3. Il caso del Reddito di Garanzia nella Provincia autonoma di Trento

3.1 Caratteristiche essenziali del Reddito di Garanzia

Il Reddito di Garanzia (RG) è stato introdotto nell'autunno del 2009 dalla Provincia autonoma di Trento, nell'ambito di una manovra anticongiunturale volta a contrastare gli effetti della crisi economica che dalla fine del 2008 ha colpito il Trentino come il resto dell'Italia. Il RG consiste in un trasferimento monetario a somma variabile (*top-up scheme*), il cui ammontare è calcolato come differenza tra una soglia minima prefissata – € 6.500 di reddito annuo equivalente – e il reddito familiare effettivamente disponibile. In questo modo il RG innalza il reddito disponibile delle famiglie beneficiarie, portandolo per tutte allo stesso livello di € 6.500⁵

Il RG si prefigura come una misura permanente di sostegno al reddito di ultima istanza di stampo universalistico, ancorché selettivo. Infatti, sebbene si basi su regole identiche per tutte le famiglie, subordina la concessione del beneficio al superamento di una cosiddetta “prova dei mezzi”, che

⁴ Modello sviluppato da Banks, Blundell e Lewbel (1997).

⁵ Per una più esaustiva presentazione delle caratteristiche dell'intervento si rimanda a Zanini et al. (2012).

consiste nell'accertamento della condizione economico-patrimoniale della famiglia richiedente basata sull'indicatore Icef che, similmente all'Isee utilizzato a livello nazionale, tiene conto della composizione familiare e delle risorse reddituali e patrimoniali dei componenti della famiglia anagrafica.⁶

Previo superamento della prova dei mezzi, l'integrazione economica viene concessa per 4 mesi consecutivi, trascorsi i quali occorre presentare apposita domanda di rinnovo del beneficio. Il rinnovo è previsto, di norma, per tre volte, in modo che una famiglia possa beneficiare del RG per un massimo di 16 mesi nell'arco di due anni, sebbene estensioni del periodo massimo sono consentite nel caso in cui lo stato di necessità permanga e tutti i componenti idonei al lavoro risultino occupati o in cerca di occupazione. Nel corso del solo anno 2010 sono risultati beneficiari del RG per almeno quattro mesi oltre 5.000 nuclei familiari, pari a circa il 2,5% della popolazione trentina, per una spesa complessiva di poco superiore ai € 17 milioni annui. Si calcola che una famiglia beneficiaria su due abbia fatto ricorso alla misura per almeno un anno, mentre il 15% ne ha beneficiato per 20 mesi. In particolare, gli altri studi sul RG finora menzionati mostrano che tra le caratteristiche dei beneficiari della misura la cittadinanza e la presenza di minori nel nucleo familiare sembrano decisive nel determinare la permanenza nel programma.

Ciò evidenzia che il RG non risulta appannaggio esclusivo di una fascia di popolazione colpita da episodi temporanei di indigenza, ma interessa anche una quota, seppur minoritaria, di famiglie strutturalmente povere e che ricevono il beneficio non in forma transitoria, bensì permanente. Va inoltre considerato che il RG, a differenza di misure contro la povertà temporanee o di trasferimenti monetari *una tantum*, è stato congegnato come una misura strutturale per mantenere le risorse disponibili delle famiglie almeno ad un certo livello *in modo permanente*. Grazie al RG, dunque, tutte le famiglie potenzialmente beneficiarie possono contare su un reddito equivalente stabilmente pari a € 6.500. Per questo motivo è ragionevole assumere che, coerentemente con la *Permanent Income Hypothesis*⁷, le famiglie modifichino il loro livello di consumo proprio in funzione del reddito minimo garantito dall'introduzione di questa misura.

Questi elementi giustificano, quindi, il ricorso allo studio della relazione esistente tra la quota di spesa per un certo bene e le risorse disponibili per i beneficiari del RG nel periodo pre-trattamento. Tale analisi offre l'opportunità di capire, ancor prima della sua introduzione, quali potrebbero essere le reazioni dei partecipanti al programma, in termini di comportamento di consumo di quel bene.

⁶ L'acronimo Icef significa "Indicatore della Condizione Economica Familiare" consente l'accesso ai benefici sociali e alle agevolazioni tariffarie offerte dalla Provincia di Trento e dagli Enti Locali in Trentino. Si tratta di uno strumento più flessibile dell'Isee, poiché permette differenziazioni per ciascun intervento. Per maggiori dettagli sull'indicatore Icef e per un suo confronto con l'Isee si rimanda a Barbieri (2011).

⁷ La *Permanent Income Hypothesis* (Friedman 1957) teorizza che gli individui consumano, in ogni periodo, una frazione del loro reddito *permanente* e, che, di conseguenza, essi modificheranno il loro comportamento di consumo solo in risposta ad un cambiamento del reddito percepito come permanente.

3.2 I dati a disposizione sul Reddito di Garanzia

Il dati che utilizzeremo nel seguito di questo lavoro per la stima delle Curve di Engel provengono da due fonti, ossia dagli archivi amministrativi per la gestione del programma e da un'indagine empirica condotta *ad hoc* su un campione di richiedenti l'ammissione al RG.

Per quanto riguarda i dati contenuti negli archivi amministrativi per la gestione del RG, le informazioni disponibili risultano, di fatto, quelle raccolte con l'apposito modulo di richiesta di accesso al programma. Per ogni famiglia è, dunque, possibile conoscere: la data di presentazione della richiesta di ammissione al programma, l'effettiva idoneità, la condizione economico-patrimoniale sintetizzata dall'indicatore Icef, l'ammontare del beneficio accordato alla famiglia e la sua durata.

La seconda fonte è l'integrazione dell'*Indagine sui comportamenti di consumo e sulle attività lavorative delle famiglie trentine*⁸ svolta tra maggio e giugno del 2010 su un campione di famiglie che avevano presentato domanda per l'accesso al programma nel periodo compreso tra novembre 2009 e marzo 2010. Complessivamente, le famiglie intervistate sono state 838, delle quali 789 sono risultate ammesse al beneficio.

L'indagine prevedeva la somministrazione di questionari strutturati, con domande sia a livello individuale, che familiare. A livello individuale le informazioni raccolte riguardano la sfera socio-anagrafica (tra cui età, genere, cittadinanza, titolo di studio, posizione occupazionale) e i consumi di tipo privato (che include la spesa in beni come alcolici e tabacchi). Per quanto riguarda le informazioni a livello familiare, oltre ad alcune domande sul tipo di abitazione e la disponibilità di alcuni beni, ai nostri fini risultano particolarmente interessanti le domande per rilevare informazioni di spesa per le diverse categorie di beni, poste in modo simile a quanto fatto nell'*Indagine sui consumi delle famiglie italiane* dell'Istat (elencate nella prima colonna della Tabella 2). Nel seguito di questo studio, prenderemo in considerazione come spesa totale quella per beni non durevoli, in quanto non abbiamo informazione completa riguardo alla spesa per beni durevoli.⁹

Le domande sui consumi sono state poste con riferimento a due istanti temporali precisi: (i) al momento dell'intervista, avvenuta dopo aver beneficiato per almeno due mesi del RG, ossia post-trattamento e (ii) in via retrospettiva con riferimento ad ottobre 2009, ossia il mese immediatamente precedente a quello in cui le famiglie avrebbero potuto beneficiare della misura per la prima volta, in modo da disporre di un'informazione *pre-trattamento*.

⁸ La rilevazione è stata condotta grazie ai fondi di ricerca messi a disposizione da IRVAPP (Istituto per la ricerca valutativa sulle politiche pubbliche) e in collaborazione con il Servizio Statistica della Provincia di Trento. I questionari sono stati somministrati da Doxa tramite Capi (*Computer-Assisted Personal Interviewing*). L'indagine è stata volutamente condotta senza mai fare esplicito riferimento al RG, in modo da non condizionare le risposte degli intervistati.

⁹ Viene quindi esclusa dal computo della spesa totale la spesa per biciclette, ciclomotori, automobili, mobili ed utensili per la casa, complementi d'arredo, televisori e lavatrici, che nel complesso risultano comunque inferiori al 5% della spesa totale.

4. Evidenze descrittive sui comportamenti di consumo dei beneficiari

4.1 Il campione di riferimento

Consideriamo, innanzitutto, alcune statistiche descrittive sulla composizione del campione di beneficiari rispetto a caratteristiche che potrebbero influenzare le abitudini di consumo delle famiglie e che verranno successivamente utilizzate nelle analisi. In Tabella 1 è riportata la distribuzione di alcune variabili a livello familiare nel campione di 582 famiglie beneficiarie per le quali sono risultate complete tutte le informazioni utilizzate nelle analisi. Tali statistiche sono calcolate su informazione che si riferisce al periodo pre-trattamento e vengono presentate separatamente per le famiglie italiane e straniere, definite in base alla cittadinanza della persona di riferimento (ossia la persona maggiormente informata sui consumi della famiglia che ha risposto al questionario per la parte relativa ai consumi). Le famiglie straniere rappresentano una porzione molto rilevante del nostro campione, contando per circa il 45% del totale. Dalla Tabella 1 emerge una significativa differenza nella composizione di famiglie italiane e straniere. In particolare, queste ultime risultano tendenzialmente più numerose e con un'età media dei componenti più bassa rispetto alle famiglie italiane. Inoltre, tra le famiglie straniere solo in una su tre il capofamiglia è donna, mentre tra le famiglie italiane tale proporzione raddoppia¹⁰. Tali evidenze circa le differenze nella distribuzione tra famiglie italiane e straniere di variabili solitamente legate alle abitudini di consumo, insieme ai risultati circa la percezione del miglioramento della condizione economica (Zanini et al. 2012), suggeriscono di proseguire le analisi mantenendo separati i due gruppi.

Tabella 1: Descrittive su variabili demografiche selezionate per italiani e per stranieri.

	Famiglie italiane		Famiglie straniere		Totale	
	Media	Std. Err.	Media	Std. Err.	Media	Std. Err.
Numero membri della famiglia	2,77	0,09	4,20	0,09	3,41	0,07
Età del capofamiglia	47,32	0,78	40,07	0,54	44,02	0,51
Età media della famiglia	37,44	1,04	25,26	0,62	31,9	0,68
Famiglia residente in area urbana	0,57	0,03	0,61	0,03	0,59	0,02
Famiglia con capofamiglia donna	0,61	0,03	0,30	0,03	0,47	0,02

Fonte: dati provenienti dall'Indagine sui comportamenti di consumo e sulle attività lavorative delle famiglie trentine, 2010.

¹⁰ In Appendice A è inoltre proposto un confronto dei due gruppi basato sul *propensity score*, che conferma queste preliminari evidenze.

4.2 Il consumo di beni prima e dopo l'intervento

Utilizzando l'informazione riferita ai due istanti temporali sopra descritti è possibile verificare se siano stati rilevati cambiamenti nei livelli e nella quota di spesa per le diverse categorie di beni. Le analisi che seguono sono riferite alle 620 famiglie (quasi l'80% delle famiglie beneficiarie) per le quali sono risultate complete tutte le informazioni sui consumi.¹¹ È importante sottolineare che alle variazioni osservate viene attribuita rilevanza puramente descrittiva e che ad esse non può in ogni caso essere attribuito un nesso di causalità con l'introduzione del RG, dal momento che non viene considerato cosa sarebbe accaduto alla spesa qualora questa misura non fosse stata introdotta.

Dalla Tabella 2 è possibile, innanzitutto, osservare che vi è stata una riduzione media della spesa totale (per beni non durevoli) nelle famiglie beneficiarie di circa € 26 mensili, ossia una riduzione pari all'1,6%. Ciò sembra essere dovuto alla riduzione della spesa per beni non durevoli tra le famiglie italiane, dal momento che tra le famiglie straniere non sembra esservi stata una variazione significativa.

Sempre in Tabella 2 sono riportate anche le medie dei *budget share* osservati nei due periodi, la loro differenza ed il livello di significatività del test-*t* per la differenza tra i due istanti temporali considerati, per ciascuna categoria di spesa che compone la spesa totale non durevole. Ai nostri fini è particolarmente interessante notare che oltre il 60% della spesa totale per beni non durevoli è destinata all'acquisto di cibo per consumo domestico. La quota di risorse ad esso destinate risulta aumentata, in media, di circa il 3%, statisticamente significativo ad ogni livello di significatività convenzionale. Non risulta invece significativa la variazione della quota di spesa destinata al cibo fuori casa, che costituisce una frazione marginale della spesa totale, inferiore al 4%. Per quanto riguarda l'allocazione della spesa per beni privati, si osserva un aumento statisticamente significativo della spesa per abbigliamento e calzature per le donne, mentre non si rileva una variazione significativa nell'allocazione media a beni privati per uomini e bambini. È, infine, significativa la variazione osservata nella quota di spesa allocata a trasporti e svago.

Tali variazioni potrebbero risultare eterogenee rispetto ai livelli delle grandezze considerate. Trovare evidenza che le famiglie hanno modificato le abitudini di spesa in modo diverso a seconda del livello di ricchezza iniziale potrebbe fornire indicazioni rilevanti circa gli effetti redistributivi dell'intervento. Al fine di indagare l'eterogeneità delle variazioni della quota di spesa, consideriamo il seguente modello di regressione:

$$Y_{ijt} = \vartheta_0 t + \vartheta_1 X_j + \varepsilon$$

dove t è un indicatore temporale che assume valore uno nel periodo *post*-trattamento, X_j è un vettore di controlli per caratteristiche familiari nel periodo pre-trattamento e Y_{ijt} una *dummy* che indica se il livello di consumo della j -esima famiglia al tempo t è maggiore dell' i -esimo percentile della distribuzione della spesa nel 2009.

¹¹ Le analisi svolte mostrano che non vi è selezione differenziale dei rispondenti rispetto alle informazioni amministrative disponibili.

Tabella 2: Valori medi e variazioni *pre-post* introduzione del RG per le diverse categorie di spesa.

Categorie di spesa	Famiglie italiane			Famiglie straniere			Totale		
	Post	Pre	Var	Post	Pre	Var	Post	Pre	Var
<i>Livelli di spesa</i>									
Spesa totale non durevole	596,2	621,2	-36,7 **	788,7	785,8	-13,5 **	683,8	694,9	-26,6 *
<i>Budget share</i>									
Cibo per consumo domestico	0,649	0,619	0,023 ***	0,637	0,615	0,032 **	0,641	0,618	0,031 ***
Cibo fuori casa	0,036	0,036	-0,001	0,037	0,042	-0,006	0,036	0,039	-0,003
Totale cibo	0,679	0,655	0,028 ***	0,674	0,657	0,026 **	0,677	0,657	0,027 ***
Abbigliamento e scarpe uomo	0,024	0,025	-0,001	0,033	0,030	0,000	0,029	0,027	0,000
Abbigliamento e scarpe donna	0,037	0,032	0,004	0,040	0,034	0,005 **	0,039	0,033	0,005 **
Abbigliamento e scarpe bambini	0,046	0,043	0,003 *	0,067	0,063	0,002	0,055	0,052	0,003 *
Trasporti	0,112	0,134	-0,025 ***	0,126	0,147	-0,026 ***	0,115	0,140	-0,026 ***
Svago	0,100	0,110	-0,003 **	0,060	0,067	-0,007 **	0,082	0,091	-0,008 **

Nota: in Tabella, la categoria di spesa indicata con “Totale cibo” indica la somma della spesa per cibo destinato al consumo domestico e la spesa per il cibo consumato fuori casa. La categoria di spesa indicata con “Abbigliamento e scarpe uomo/donna/bambini” indica la somma tra la spesa per abbigliamento e calzature, che nell’indagine sono raccolti separatamente. La categoria di spesa “Trasporti” include la spesa per carburanti e la spesa per i mezzi pubblici. La categoria di spesa indicata con “Svago” include la spesa per alcolici, fumo ed altre spese personali dei componenti la famiglia. Nell’ultima colonna è riportato il livello di significatività del test *t* tra le medie nei due periodi per i beneficiari che tiene conto della dipendenza tra i due campioni. La legenda è la seguente: ***: $p < 0,01$; **: $p < 0,05$; *: $p < 0,10$.

Fonte: dati provenienti dall’*Indagine sui comportamenti di consumo e sulle attività lavorative delle famiglie trentine, 2010*.

Formalmente:

$$Y_{ijt} = 1I(Y > p_i)$$

dove Y è la grandezza considerata e p_i l' i -esimo percentile della sua distribuzione nel 2009.

I coefficienti associati all'indicatore temporale saranno informativi della variazione nella probabilità di avere un livello di spesa, ovvero *budget share*, più elevato nel periodo *post*-trattamento, in corrispondenza dei diversi percentili della distribuzione e a parità di altre condizioni. In questa analisi ci concentriamo in particolare su spesa per beni non durevoli, spesa per cibo e *budget share* per cibo. Le stime dei coefficienti sono riportati in Tabella 3, separatamente per famiglie italiane e straniere.

Tabella 3: Variazione nel tempo in corrispondenza di diversi percentili della distribuzione della spesa.

		Percentili				
		10 th	25 th	50 th	75 th	90 th
Spesa non durevole	<i>Italiani</i>	0,000 (0,198)	-0,026 (0,027)	-0,048 (0,031)	-0,065 * (0,031)	-0,069 ** (0,029)
	<i>Stranieri</i>	0,017 (0,013)	0,005 (0,022)	-0,032 (0,033)	-0,081 * (0,036)	-0,093 *** (0,032)
	<i>Totale</i>	0,008 (0,012)	-0,012 (0,018)	-0,041 * (0,023)	-0,072 ** (0,023)	-0,080 *** (0,022)
Spesa per cibo	<i>Italiani</i>	-0,029 (0,024)	-0,026 (0,028)	-0,050 (0,030)	-0,057 * (0,026)	-0,057 ** (0,022)
	<i>Stranieri</i>	-0,023 (0,017)	-0,017 (0,025)	-0,049 (0,035)	-0,070 * (0,033)	-0,067 ** (0,026)
	<i>Totale</i>	-0,026 * (0,015)	-0,022 (0,019)	-0,050 ** (0,023)	-0,063 ** (0,021)	-0,062 *** (0,017)
Budget share per cibo	<i>Italiani</i>	0,029 (0,018)	0,024 (0,027)	-0,031 (0,033)	-0,074 * (0,033)	-0,080 *** (0,030)
	<i>Stranieri</i>	0,038 ** (0,016)	0,011 (0,028)	-0,058 (0,037)	-0,113 ** (0,035)	-0,120 *** (0,030)
	<i>Totale</i>	0,033 *** (0,012)	0,018 (0,198)	-0,043 * (0,024)	-0,092 ** (0,024)	-0,097 *** (0,021)

Nota: la legenda è la seguente: ***: $p < 0,01$; **: $p < 0,05$; *: $p < 0,10$.

Fonte: dati provenienti dall'Indagine sui comportamenti di consumo e sulle attività lavorative delle famiglie trentine, 2010.

Possiamo notare come vi sia evidenza che la riduzione riscontrata in media nella spesa per beni non durevoli sia dovuta alla riduzione nei livelli di spesa delle famiglie cui era associato un livello di spesa nel 2009 pari o superiore alla mediana della distribuzione. Infatti, al periodo *post*-trattamento è associata una probabilità statisticamente non diversa rispetto al periodo pre-trattamento di avere un livello di spesa non durevole superiore sia al 10th che al 25th percentile della distribuzione. Tale evidenza è confermata sia per le famiglie italiane che per le famiglie straniere, con queste ultime cui è associata una riduzione della spesa ancora più rilevante.

4.3 Il consumo di beni e l'ammontare di trasferimento

Le evidenze descrittive presentate fino a qui suggeriscono che vi sia stata una riduzione della spesa nel periodo successivo all'introduzione del RG. Dal momento che questa è una misura che prevede un ammontare di trasferimento monetario eterogeneo tra i suoi beneficiari, al fine di ottenere risultati più utili all'indagine dei possibili effetti dell'introduzione dell'intervento è interessante considerare la variazione nella quota di spesa in relazione ad un indicatore dell'intensità del trasferimento monetario. In particolare, come indicatore dell'intensità del trattamento consideriamo una misura che tiene conto dell'ammontare di trasferimento monetario e del livello iniziale della spesa, considerando che i cambiamenti nelle abitudini di consumo che seguono l'introduzione della misura sono suscettibili di dipendere da entrambe le dimensioni. Grazie alla disponibilità del *linkage* tra dati da fonte amministrativa e da indagine empirica, definiamo il *subsidy-expenditure ratio* (*Ser*) come il rapporto tra l'ammontare mensile del sussidio ed il livello di spesa per beni non durevoli sostenuto nel periodo pre-trattamento:

$$\text{Subsidy} - \text{expenditure ratio} = \frac{\text{Trasferimento mensile}}{\text{Spesa mensile}}$$

L'ammontare erogato alle famiglie beneficiarie risulta molto rilevante, con un valore della mediana della sua distribuzione nel nostro campione pari a € 340 mensili. L'erogazione del trasferimento secondo lo schema *top-up* descritto in precedenza comporta inoltre una notevole variabilità nell'ammontare del sussidio erogato: il 10% delle famiglie beneficiarie riceve meno di € 50 mensili, mentre un altro 10% beneficia di un sussidio di ammontare superiore ai € 1.000 mensili. *Ser* presenta un valore mediano pari a 0,55, indicativo del fatto che la metà delle famiglie beneficiarie riceve un sussidio mensile superiore al 55% della loro spesa mensile per beni non durevoli nel periodo pre-trattamento. Per considerare congiuntamente la variazione nella spesa per una certa categoria di bene o il *budget share* ad esso destinato e la distribuzione di *Ser*, è possibile analizzare graficamente la relazione tra la variazione osservata nella (quota di) spesa per un certo bene e l'intensità del trattamento così definita. Al fine di indagare le determinanti di tali variazioni osservate, essendo la cittadinanza una caratteristica potenzialmente in grado di caratterizzare i comportamenti di consumo, è interessante verificare se vi siano differenze tra famiglie italiane e straniere nelle variazioni di spesa intercorse prima e dopo aver beneficiato della misura. In Figura 1, nella colonna di sinistra, vengono mostrate, separatamente per famiglie italiane e straniere, le relazioni osservate nel periodo pre-trattamento e, nella colonna di destra, le relazioni osservate tra prima e dopo l'introduzione della misura. Nei grafici è riportato inoltre l'istogramma delle frequenze per dar conto del numero di

famiglie presenti ad ogni livello di intensità del trattamento. In particolare, nel grafico in alto a sinistra è illustrata la relazione di spesa per beni non durevoli e per generi alimentari con l'intensità del trattamento. Sia per le famiglie italiane che per quelle straniere vi è evidenza di una relazione negativa tra la spesa per beni non durevoli e per cibo e l'intensità del trattamento. Ciò suggerisce che famiglie che hanno ricevuto un ammontare di trasferimento più elevato sono quelle cui, nel periodo pre-trattamento, è effettivamente associato un livello inferiore di spesa.

La relazione tra il *budget share* e l'intensità del trattamento è riportata nel grafico in basso a sinistra. Appare evidente come, per le famiglie italiane non vi sia, nel periodo pre-trattamento, una differenza significativa nei budget share al variare dell'intensità del trattamento. Tra le famiglie straniere la quota di risorse destinate al cibo aumenta invece con l'intensità del trattamento per valori di quest'ultimo inferiori ad uno, mentre diminuisce per valori superiori a questa soglia.

Sempre in Figura 1, ma nella colonna di destra, sono invece riportate le relazioni tra le variazioni nella spesa per beni non durevoli, spesa per cibo e relativo *budget share* osservati tra prima e dopo l'introduzione della misura e l'intensità del trattamento.¹² Il grafico in alto a destra riporta la relazione tra la variazione percentuale nei livelli di spesa per beni non durevoli e per cibo, calcolata come differenza dei logaritmi della spesa nei due periodi, e l'intensità del trattamento. Dal grafico in questione si può notare come sia le famiglie italiane, per valori di *Ser* inferiori a 2 (ossia quando l'ammontare del sussidio supera la spesa totale del 100%), che le famiglie straniere, per valori dell'indicatore inferiori ad 1, abbiano ridotto il livello di spesa in beni non durevoli. Ciò conferma l'evidenza riportata in Tabella 2, ossia una riduzione, in media, della spesa per beni non durevoli nel periodo successivo all'introduzione della riforma.

Come sottolineato in precedenza, le evidenze discusse non vanno interpretate come un effetto negativo dell'introduzione della misura sul consumo di beni non durevoli. Infatti l'analisi puramente descrittiva che abbiamo presentato è affetta dall'impossibilità di controllare per un possibile effetto di stagionalità della spesa e soprattutto non tiene in considerazione un adeguato gruppo di controllo, composto da non beneficiari ad essi confrontabili.

Solo attraverso un approccio di tipo controfattuale si potrebbe attribuire alle variazioni osservate un significato di causalità, dato che permetterebbe di capire quale sarebbe stato il comportamento di consumo delle famiglie beneficiarie nel periodo post-trattamento in assenza del beneficio. Ciò consentirebbe di eliminare l'errore di selezione o, come più probabile nel caso in questione, il *maturation bias*, ossia la distorsione dovuta a quei cambiamenti avvenuti nei comportamenti di consumo delle famiglie nel tempo, ad esempio per effetto della sfavorevole congiuntura economica che potrebbe indurre una riduzione dei consumi, indipendentemente dell'effetto dell'introduzione della misura.

Si può comunque concludere che vi sia evidenza di una relazione positiva tra la variazione percentuale nella spesa per beni non durevoli ed il rapporto tra entità del trasferimento e livello di spesa nel 2009. Tale relazione viene confermata anche dalla stima di un modello di regressione che esprime la differenza nella spesa per beni non durevoli come funzione lineare dell'intensità del

¹² La relazione tra le due variabili è il risultato di una procedura di interpolazione non parametrica dei dati che tiene conto del peso di ciascuna osservazione, proprio in relazione alla frequenza dell'intensità di trattamento.

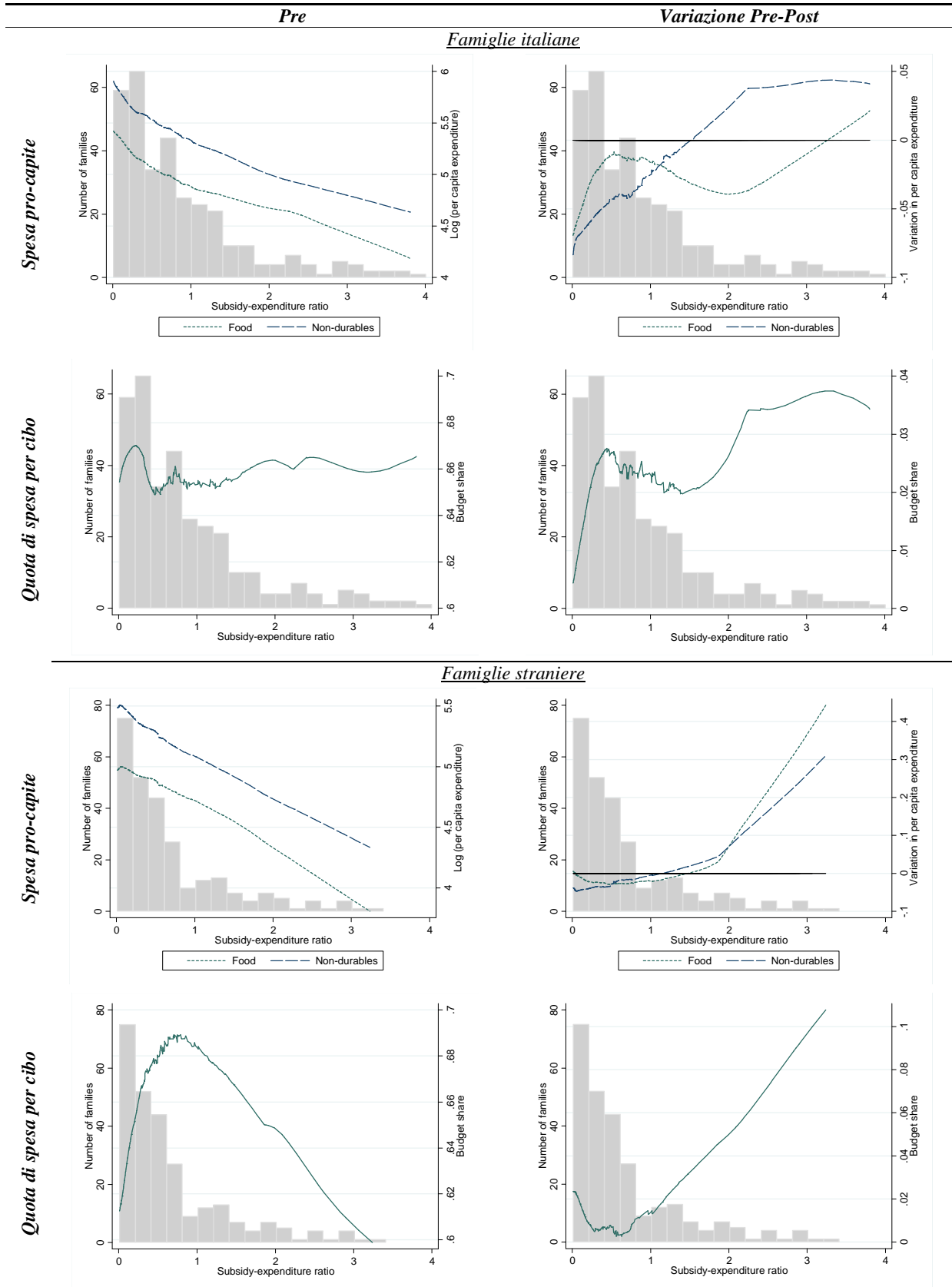
trattamento ed alcune variabili di controllo.¹³ In altre parole, all'aumentare del livello di disagio economico iniziale delle famiglie, e quindi dell'intensità del trattamento che ne è una funzione, vi è un incremento marginalmente positivo della spesa a seguito del trasferimento. Questo è un risultato importante poiché, da un lato, suggerisce che l'ammontare del sussidio ha un effetto sulle decisioni di consumo delle famiglie beneficiarie e, dall'altro, evidenzia come vi sia un'effettiva riduzione delle differenze nei comportamenti di consumo tra le famiglie beneficiarie, ottenuta attraverso un aumento della spesa proprio delle famiglie più povere, per le quali il beneficio erogato era maggiore.

Il grafico in basso a destra in Figura 1 riporta, infine, la relazione tra la variazione nel *budget share* per cibo e l'intensità del trattamento, separatamente per famiglie italiane e straniere. Questi risultati, ai quali non va attribuito in ogni caso significato di causalità, confermano innanzitutto le evidenze preliminari riportate in Tabella 2, essendo indicativi di un aumento della quota di risorse allocata dalle famiglie beneficiarie al cibo. In particolare, osservando la scala presente sulla destra del grafico, si nota che le famiglie italiane incrementano mediamente la quota di risorse destinata al cibo di una percentuale compresa tra l'1%, ed il 3%, a seconda dell'intensità del trattamento. Per le famiglie straniere, invece, la quota di spesa allocata al cibo cresce molto più sensibilmente all'aumentare dell'intensità del trattamento. Per queste sembra esserci evidenza di una relazione positiva tra la variazione nel budget share per cibo e l'intensità del trattamento per livelli di quest'ultimo superiori ad 1, ossia per famiglie che ricevono un ammontare di sussidio mensile almeno pari alla spesa mensile per beni non durevoli. Da notare, infine, che il fenomeno appena descritto risulta guidato dalla spesa in generi alimentari per consumo domestico, ovvero al netto della spesa per cibo consumato fuori casa.¹⁴

¹³ I risultati di tale analisi sono riportati nell'Appendice B.

¹⁴ Si veda l'Appendice C, dove vengono inoltre presentate alcune evidenze empiriche circa il consumo di beni privati.

Figura 1: Quota di spesa destinata al cibo sul totale della spesa in beni non durevoli, in relazione all'intensità del trattamento; livelli iniziali e variazione pre-post per italiani e stranieri.



Fonte: dati provenienti dall'Indagine sui comportamenti di consumo e sulle attività lavorative delle famiglie trentine, 2010.

4.4 'Pseudo' difference-in-differences per gli effetti del RG

Le evidenze empiriche prodotte fino a questo punto hanno mostrato come la variazione nel consumo di cibo avvenuta dopo la permanenza nel programma vari con l'ammontare del beneficio, espresso dal *Ser*, che dipende dalla condizione economico-patrimoniale e dal livello di spesa totale prima dell'introduzione della misura. Da quanto mostrato fino a qui, come già anticipato, non è tuttavia possibile concludere che tale eterogeneità della variazione nella spesa sia stata causata dalla partecipazione al programma di sostegno al reddito. Per farlo occorrerebbe disporre di un opportuno gruppo di controllo, composto da non beneficiari della misura ma in tutto e per tutto ad essi equivalenti. I dati a disposizione, però, sono riferiti ai livelli di consumo osservati immediatamente prima e pochi mesi dopo l'introduzione della misura di un campione di soli beneficiari.

Per ottenere un'indicazione dell'impatto del RG sulla dimensione di interesse, si può considerare che, per costruzione, l'ammontare del beneficio – e quindi il *Ser* – è prossimo allo zero per una frazione non trascurabile di beneficiari, che si trova appena al di sotto della soglia di povertà prestabilita. Nel seguito assumiamo che le famiglie beneficiarie con un *Ser* quasi nullo siano equiparabili alle non beneficiarie e adottiamo uno 'pseudo' *difference-in-differences* sfruttando la disponibilità di dati longitudinali.

In pratica, l'idea è quella di stimare l'effetto del RG sulla spesa attuando un doppio confronto, tra un gruppo di beneficiari e uno di 'pseudo'-controllo, prima e dopo aver beneficiato della misura. In questo modo è possibile eliminare effetti congiunturali e di stagionalità dalle evidenze mostrate in precedenza. L'effetto identificato in questo modo sarà parzialmente distorto verso il basso, ma sarà comunque in grado di dare un'indicazione della direzione e dell'intensità degli effetti, da considerarsi come *benchmark* per l'esercizio che ci proponiamo di fare mediante l'uso delle Curve di Engel. Operativamente, è possibile definire la variabile indicatrice D , pari a 1 per le famiglie beneficiarie del RG con un livello di *Ser* superiore ad un certa soglia η , ossia così definita:

$$D_j = 1I(Ser_j > \eta)$$

Per implementare lo 'pseudo' *difference-in-differences* descritto in precedenza sarà sufficiente stimare con OLS la regressione:

$$\Delta Y_j = \tau_0 + \tau_1 D_j + \tau_2 (D \cdot Ser)_j + \tau_3 X_j + \varepsilon_j$$

dove l'inclusione dell'interazione tra D e *Ser* (riscalato sulla propria media) consente di cogliere anche possibili effetti eterogenei del trattamento emersi nella sezione precedente. In questo modo, le stime dei parametri τ_1 e τ_2 forniranno, rispettivamente, indicazione dell'impatto medio del RG e di una variazione unitaria di *Ser* rispetto alla media dei beneficiari, a parità di altre condizioni.

Tabella 4: Stime OLS di ‘pseudo’ diff-in-diffs: analisi di sensitività al variare di η . Famiglie italiane e straniere a confronto.

η	Famiglie italiane							Famiglie straniere						
	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8
<i>Spesa non-durevole</i>														
D	0,0929 (0,0439)	0,091 (0,0351)	0,0952 (0,03)	0,0974 (0,0304)	0,1229 (0,0307)	0,1265 (0,0302)	0,1361 (0,0308)	0,1337 (0,0385)	0,1289 (0,0373)	0,146 (0,0371)	0,137 (0,0363)	0,1261 (0,0366)	0,1509 (0,0395)	0,1682 (0,0442)
D*(Ser)	0,0503 (0,0039)	0,0503 (0,0039)	0,0503 (0,0039)	0,0504 (0,0038)	0,0497 (0,0042)	0,0497 (0,0042)	0,0497 (0,0042)	0,1065 (0,0232)	0,1075 (0,0239)	0,1063 (0,0241)	0,1086 (0,0249)	0,1125 (0,0268)	0,1111 (0,0265)	0,1124 (0,0279)
Osservazioni	325	325	325	325	325	325	325	267	267	267	267	267	267	267
<i>Cibo per consumo domestico</i>														
D	0,0767 (0,0332)	0,0572 (0,0262)	0,0377 (0,0232)	0,0183 (0,0234)	0,0201 (0,0236)	0,0294 (0,0233)	0,0303 (0,0242)	0,0661 (0,033)	0,0341 (0,0314)	0,0329 (0,032)	0,0533 (0,0338)	0,0494 (0,039)	0,065 (0,0425)	0,0831 (0,0494)
D*(Ser)	0,0081 (0,0063)	0,0079 (0,0066)	0,0085 (0,007)	0,0112 (0,007)	0,011 (0,0072)	0,0096 (0,0079)	0,0095 (0,0081)	0,0657 (0,0309)	0,0729 (0,0336)	0,0769 (0,0355)	0,0773 (0,0371)	0,0837 (0,049)	0,0852 (0,0421)	0,0881 (0,0456)
Osservazioni	318	318	318	318	318	318	318	267	267	267	267	267	267	267
<i>Quota di spesa per cibo sul totale per beni non-durevoli</i>														
D	0,0096 (0,0194)	0,0069 (0,0165)	0,0088 (0,0154)	0,0014 (0,0154)	-0,0061 (0,0153)	-0,005 (0,0156)	-0,0053 (0,0158)	0,0158 (0,0156)	0,008 (0,0158)	0,0107 (0,0153)	0,0294 (0,0155)	0,036 (0,016)	0,0372 (0,0178)	0,0409 (0,0196)
D*(Ser)	0,0126 (0,0027)	0,0128 (0,0026)	0,0129 (0,0025)	0,0132 (0,0024)	0,0135 (0,0022)	0,0137 (0,0021)	0,0139 (0,002)	0,0487 (0,0131)	0,0513 (0,0134)	0,053 (0,0137)	0,0528 (0,0141)	0,0539 (0,0145)	0,0561 (0,0149)	0,0593 (0,0156)
Osservazioni	325	325	325	325	325	325	325	267	267	267	267	267	267	267

Nota: in parentesi sono riportati gli *standard error* calcolati in modo robusto rispetto alla presenza di eteroschedasticità. La variabile ‘Ser’ è stata riscalata sulla sua media in modo da facilitare l’interpretazione delle stime dei parametri.

Fonte: dati provenienti dall’Indagine sui comportamenti di consumo e sulle attività lavorative delle famiglie trentine, 2010.

I risultati in Tabella 4, ottenuti per diversi livelli di η , mostrano chiaramente effetti positivi e significativi (intorno al 10% per gli italiani e al 15% per gli stranieri) del RG sulla spesa totale per beni non durevoli. Per quanto riguarda il livello di spesa per cibo, l'aumento causato dal RG, seppur generalizzato, risulta significativo solo per le famiglie che hanno un Ser superiore alla media e in modo più marcato per gli stranieri. L'impatto medio dell'intervento contro la povertà sulla quota di spesa per cibo risulta positivo e significativo solo per gli stranieri (intorno al 3-4%), ma con un'eterogeneità dell'effetto in funzione dell'intensità dell'ammontare del beneficio, sia per le famiglie italiane che per le famiglie straniere, che mostra come all'aumentare della povertà delle famiglie, esse abbiano aumentato la spesa per cibo più che proporzionalmente.

5. Procedure di stima

Per la stima dei parametri delle Curve di Engel, così come descritte dai modelli (1) e (2), è possibile ricorrere a OLS. Al fine di controllare per eventuali problemi di endogeneità della spesa per beni non durevoli che potrebbero distorcere le stime OLS, i modelli verranno stimati anche utilizzando l'approccio *Control Function*¹⁵. In ogni caso, per tener conto di eventuale eteroschedasticità del termine d'errore è inoltre opportuno stimare gli *standard error* delle stime dei coefficienti in modo robusto.

Nella nostra analisi empirica per la stima delle Curve di Engel per cibo viene incluso un insieme di variabili demografiche che tengono conto dell'eterogeneità delle preferenze dei consumatori e che sono suscettibili di influenzare sia la quota di spesa dedicata al cibo che la spesa totale. La loro inclusione controlla per un effetto delle preferenze che comporta uno *shift* parallelo delle funzioni di domanda per cibo.¹⁶ In particolare, nel modello di regressione lineare vengono incluse la composizione familiare (attraverso la radice quadrata del numero di componenti, come *proxy* di una scala di equivalenza), l'età del capofamiglia, una funzione quadratica dell'età media della famiglia ed una *dummy* che prende valore uno se il capofamiglia è donna. Si include inoltre una ulteriore variabile *dummy* che prende valore uno se la famiglia risiede nel comune di Trento o Rovereto e zero altrimenti.

Il modello di regressione verrà stimato includendo inoltre la variabile di residenza come controllo per l'eterogeneità dei prezzi. Infatti, considerando che la Curva di Engel definisce una relazione tra quota di risorse allocate al cibo e spesa totale a prezzi costanti, l'inclusione di questa variabile permette di rispettare la condizione che tali relazioni siano definite a parità di prezzi, nel caso questi siano differenti in aree a diverso grado di urbanizzazione. La variabile per la residenza urbana piuttosto che non urbana viene anche utilizzata in una specificazione alternativa del modello, che consente di cogliere eventuali cambiamenti nella pendenza della Curva di Engel per effetto dei prezzi, ossia ammettendo che famiglie che vivono in aree diverse cambino eterogeneamente la spesa per cibo quando varia la spesa totale.

¹⁵ Vedi Appendice D.

¹⁶ In letteratura si fa riferimento a queste variabili come *taste shifters*.

Le evidenze descrittive presentate nei paragrafi precedenti suggeriscono di stimare i modelli di regressione separatamente per famiglie italiane e straniere. Infatti, abbiamo visto come le famiglie italiane e straniere siano diverse rispetto a caratteristiche suscettibili di influenzare le abitudini di consumo per generi alimentari. Stimando i modelli separatamente per i due gruppi sarà, inoltre, possibile capire se il cibo è un bene di tipo diverso per famiglie che si differenziano per la cittadinanza dei loro capofamiglia, ovvero se queste cambieranno le loro abitudini di consumo di beni alimentari in modo eterogeneo a seconda della cittadinanza, in seguito ad una variazione nella spesa totale.

6. Risultati

Le stime dei modelli di regressione per le Curve di Engel presentati nella sezione 2 sono riportate in Tabella 5, separatamente per famiglie italiane e straniere. I coefficienti stimati in colonna 1 e 5 si riferiscono alla stima del modello di regressione lineare nel logaritmo della spesa senza controlli per i prezzi che tengano conto del loro effetto sulla pendenza delle Curve di Engel. I controlli per i prezzi sono, invece, inclusi nelle stime dei modelli riportate nelle colonne 2 e 6, rispettivamente per famiglie italiane e straniere. Nelle colonne 3 e 4, e 7 e 8, sono riportati, separatamente per i due gruppi, i coefficienti stimati dei modelli dove la quota di risorse per cibo è specificata, invece, come funzione quadratica nel logaritmo della spesa.¹⁷

I risultati suggeriscono che le famiglie italiane considerano il cibo diversamente da quelle straniere. Infatti, mentre la relazione tra la quota di spesa per cibo e la spesa totale risulta di tipo lineare per le prime, risulta di tipo quadratico per le seconde. In particolare, se consideriamo le stime ottenute dalla specificazione quadratica nel logaritmo della spesa per le famiglie italiane, riportate in colonna 4, possiamo notare che il coefficiente associato al termine quadratico è statisticamente non significativo ($p\text{-value} = 0,941$). Osservando i coefficienti stimati in colonna 1, otteniamo evidenza di una relazione negativa, statisticamente significativa, tra la quota di risorse dedicata al cibo dalle famiglie italiane ed il logaritmo della spesa per beni non durevoli. Questo ci porterebbe a concludere che nel campione di famiglie italiane beneficiarie del RG le Curve di Engel per generi alimentari siano meglio approssimate da una specificazione lineare nel logaritmo della spesa.¹⁸ I risultati suggeriscono quindi che, al netto di altre condizioni, ad un aumento percentuale unitario della spesa per beni non durevoli è associata una riduzione della quota di risorse destinate al cibo del 14%, statisticamente significativa ad ogni convenzionale livello di significatività. Di conseguenza, l'elasticità della spesa per generi alimentari alla spesa totale stimata risulta compresa tra 0 e 1, che ci permette di concludere che il cibo rappresenta una necessità per le famiglie italiane beneficiarie del RG.

¹⁷ In Appendice D sono riportate le stime delle Curve di Engel ottenute utilizzando l'approccio *Control Function*. I risultati ottenuti attraverso la stima dei modelli con i minimi quadrati ordinari sono sostanzialmente confermati dalle stime ottenute con un approccio *Control Function*. Per questo motivo nel seguito, utilizzeremo come riferimento i risultati ottenuti dalla stima delle Curve di Engel con i minimi quadrati ordinari.

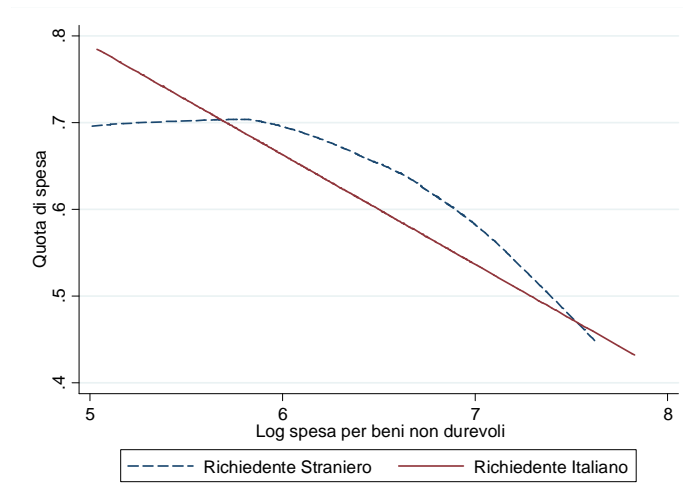
¹⁸ Per verificare che tale conclusione non sia dovuta ad un problema di collinearità tra i termini lineare e quadratico nel logaritmo della spesa, in Appendice E riportiamo il confronto grafico tra le Curve di Engel stimate con le due specificazioni alternative.

Tabella 5: Stime OLS delle Curve di Engel di cibo per consumo domestico. Famiglie italiane e straniere a confronto.

	Famiglie italiane				Famiglie straniere			
	Lineare		Quadratica		Lineare		Quadratica	
	(1) Senza prezzi	(2) Con prezzi	(3) Senza prezzi	(4) Con prezzi	(5) Senza prezzi	(6) Con prezzi	(7) Senza prezzi	(8) Con prezzi
Log spesa	-0,1400 *** (0,0205)	-0,1430 *** (0,0270)	-0,130 (0,136)	-0,2330 (0,3130)	-0,1110 *** (0,0259)	-0,1540*** (0,0341)	0,7840 ** (0,3920)	0,5620 * (0,2850)
Log spesa al quadrato			-0,0008 (0,0114)	0,0073 (0,0268)			-0,0693 ** (0,0293)	-0,0538 *** (0,0202)
Log spesa*residenza		0,0060 (0,0311)		0,1300 (0,3490)		0,0609 (0,0471)		0,2910 (0,7000)
Log spesa al quadrato*residenza				-0,0101 (0,0294)				-0,0203 (0,0528)
Radice quadrata del numero di membri	0,1740 *** (0,0347)	0,1730 *** (0,0348)	0,1740 *** (0,0356)	0,1730 *** (0,0357)	0,0887 ** (0,0348)	0,0921** (0,0356)	0,0913 *** (0,0349)	0,0934 *** (0,0357)
Capofamiglia donna	0,0892 *** (0,0250)	0,0890 *** (0,0249)	0,0891 *** (0,0249)	0,0885 *** (0,0250)	0,0638 ** (0,0267)	0,0621** (0,0268)	0,0680 ** (0,0264)	0,0668 ** (0,0267)
Età capofamiglia	0,0033 * (0,0018)	0,0033 * (0,0018)	0,0033 * (0,0018)	0,0033 * (0,0018)	0,0023 (0,0017)	0,0025 (0,0017)	0,0028 * (0,0017)	0,0028 * (0,0017)
Log età media della famiglia	-0,6580 (0,403)	-0,6580 (0,4040)	-0,6610 (0,4020)	-0,6610 (0,4060)	-0,333 (0,353)	-0,3770 (0,3610)	-0,5040 (0,3690)	-0,5270 (0,3780)
Log età media al quadrato	0,0949 (0,0608)	0,0950 (0,0610)	0,0953 (0,0607)	0,0954 (0,0611)	0,0476 (0,0550)	0,0536 (0,0562)	0,0731 (0,0581)	0,0762 (0,0595)
Residenza	-0,0696 *** (0,0222)	-0,1070 (0,1940)	-0,0695 *** (0,0222)	-0,4790 -10300	-0,0054 (0,0215)	-0,4060 (0,3130)	-0,0014 (0,0207)	-10290 -23120
Costante	15140 *** (0,132)	15140 *** (0,1320)	14840 *** (0,4060)	15550*** (0,4430)	13620 *** (0,1700)	13950*** (0,1610)	-15000 -13060	-13510 -13530
Osservazioni	320	320	320	320	262	262	262	262
R ²	0,275	0,275	0,275	0,275	0,136	0,143	0,173	0,175

Nota: le stime dei coefficienti ai minimi quadrati ordinari sono accompagnate dagli *standard error* riportati in parentesi e stimati in modo robusto, per tenere conto di eventuale eteroschedasticità. Tutte le variabili demografiche incluse nei modelli sono state riscalate alla media del campione. I livelli di significatività: ***: p < 0,01, **: p < 0,05, *: p < 0,1. *Fonte:* dati provenienti dall'Indagine sui comportamenti di consumo e sulle attività lavorative delle famiglie trentine, 2010.

Figura 2: Curve di Engel per generi alimentari stimate separatamente per famiglie italiane e straniere.



Fonte: dati provenienti dall'Indagine sui comportamenti di consumo e sulle attività lavorative delle famiglie trentine, 2010.

Osservando i coefficienti stimati per il gruppo di famiglie straniere, riportati in colonna 7, otteniamo evidenza che la relazione tra quota di spesa per cibo e spesa totale è di tipo quadratico. Infatti, il coefficiente associato al termine quadratico nel logaritmo della spesa risulta negativo e statisticamente significativo, con un livello di significatività del 95%. Per quanto discusso nel paragrafo 2.2, questo risultato fornisce evidenza che le famiglie straniere beneficiarie considerano il cibo come un lusso e che famiglie straniere caratterizzate da bassi livelli di spesa iniziale tenderanno ad aumentare la quota di spesa per generi alimentari, a seguito di un aumento della spesa totale. In particolare, il livello di spesa per beni non durevoli al di sotto del quale le famiglie straniere considerano il cibo come un lusso è pari a 286 euro mensili, e la percentuale di famiglie straniere che aumenterà la quota di risorse allocate al cibo in seguito ad un aumento della spesa totale rappresenta il 9% delle famiglie straniere. È opportuno sottolineare che questi risultati sono ottenuti utilizzando solamente dati disponibili prima dell'introduzione del RG Quest'ultimo risultato rappresenta quindi un importante parametro di *policy*, dal momento che è indicativo della percentuale di popolazione beneficiaria del RG che non considera adeguato il livello pre-trattamento di consumo di generi alimentari, e che aumenterà la quota di spesa ad esso dedicata qualora riceva delle risorse monetarie per aumentare la spesa totale. Le Curve di Engel stimate separatamente per famiglie italiane e straniere sono rappresentate nel grafico in Figura 2¹⁹.

Passiamo ora ad analizzare l'effetto dei prezzi sull'allocazione delle risorse al cibo. Per questa analisi, consideriamo il modello in Tabella 5 che meglio approssima la relazione definita dalle Curve di Engel nei due gruppi di famiglie, ossia la specificazione lineare per le famiglie italiane (colonna 2) e quella quadratica per quelle straniere (colonna 8). I risultati ottenuti con l'inclusione dei controlli per i prezzi sono contraddittori e ci portano a non rifiutare l'ipotesi di eterogeneità dei prezzi tra aree urbane e rurali quando il modello è stimato nel campione di famiglie italiane e a rifiutarla quando il

¹⁹ La Figura E.2 in Appendice E mostra come i risultati ottenuti attraverso la stima dei modelli con i minimi quadrati ordinari siano sostanzialmente confermati dalle stime ottenute con un approccio *Control Function*.

modello è stimato nel campione di famiglie straniere. Infatti, per le famiglie italiane, il test sulla significatività congiunta dei coefficienti associati alla *dummy* di residenza, che coglie l'effetto dei prezzi sui livelli, e all'interazione tra la *dummy* di residenza ed il logaritmo della spesa che coglie invece l'effetto dei prezzi sulla pendenza della Curva di Engel, ha un *p-value* = 0,007. Diversamente, il test sulla significatività congiunta dei coefficienti associati alla *dummy* di residenza e alle interazioni tra *dummy* di residenza ed il logaritmo della spesa ed il logaritmo della spesa al quadrato operato nel modello stimato per le famiglie straniere ha un *p-value* = 0,939.

Consideriamo quindi le evidenze ottenute per le famiglie italiane. A parità di altre condizioni, le famiglie italiane beneficiarie che vivono a Trento e Rovereto allocano una quota di risorse inferiore ai generi alimentari consumati in casa rispetto alle altre famiglie nel campione, mentre non sembrano esserci differenze nel modo in cui le famiglie che abitano in zone diverse modificano il comportamento di consumo di cibo, quando aumenta la spesa totale.²⁰

7. Capacità predittiva

L'esercizio empirico proposto in questo lavoro ha l'ambizione di fornire, *ex-ante*, indicazione predittiva sulla variazione nel comportamento di consumo di generi alimentari delle famiglie, nel caso in cui queste risultassero beneficiarie di un trasferimento monetario come quello erogato dal RG. La disponibilità di dati riferiti ad un periodo successivo la percezione del beneficio, seppure relativo solo a pochi mesi dopo l'ingresso nel programma, rende possibile verificare, *ex-post*, se la relazione definita dalle Curve di Engel sia effettivamente capace di predire la variazione nel comportamento di consumo di generi alimentari che è seguita alla variazione nella spesa per beni non durevoli, dovuta al trasferimento monetario erogato attraverso il RG. In altre parole, è possibile fornire evidenza circa la solidità dello studio delle Curve di Engel come strumento di *policy* per anticipare possibili effetti dell'introduzione di una misura che eroga un trasferimento monetario, come nel caso del RG.

Per farlo confrontiamo la variazione nella quota di spesa destinata al cibo prevista dal modello con quella effettivamente osservata nel periodo *post*-trattamento. Consideriamo innanzitutto la variazione percentuale (Δy) nella spesa per beni non durevoli osservata prima, $\log(y^{pre})$, e dopo, $\log(y^{post})$, aver beneficiato della misura:

$$\Delta Y_j = \log(y_j^{post}) - \log(y_j^{pre})$$

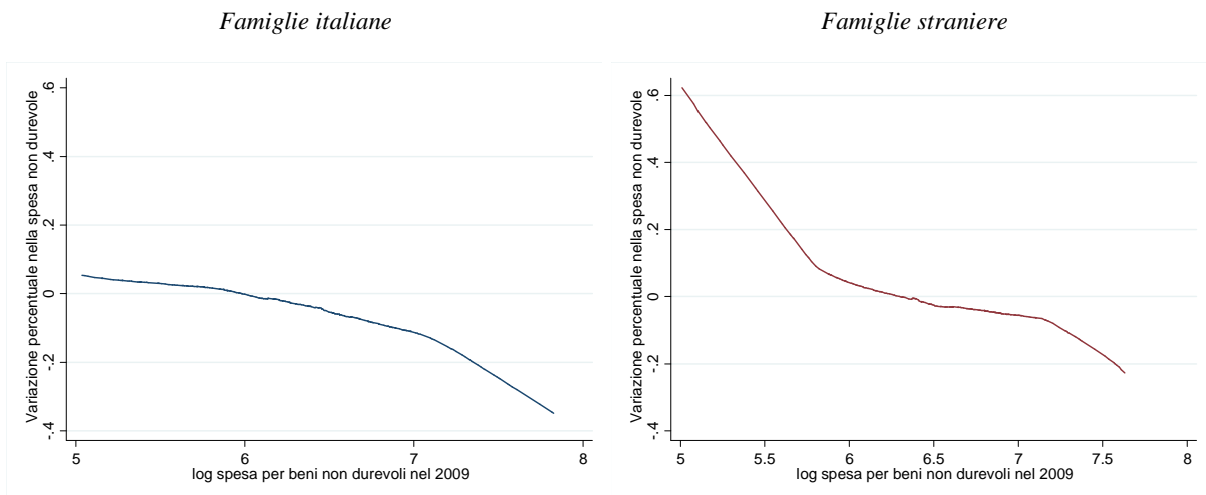
In Figura 10 tale variazione è rappresentata in funzione del livello di spesa pre-trattamento, separatamente per famiglie con capofamiglia italiano e straniero. Appare evidente che ΔY è funzione decrescente del livello iniziale della spesa e, sebbene a ciò non si possa attribuire alcun nesso causale con il RG, si può tuttavia concludere che tra i beneficiari della misura si sia verificato un allineamento nei livelli di spesa. In particolare, per le famiglie beneficiarie si riscontra un aumento della spesa per

²⁰ Per maggiori dettagli si rimanda all'Appendice F, dove è proposto anche un commento alla stima dei coefficienti associati alle variabili demografiche incluse nel modello.

beni non durevoli, per livelli di spesa pre-trattamento inferiori a € 400 mensili. Questo aumento risulta sensibilmente più significativo per le famiglie con capofamiglia straniero.

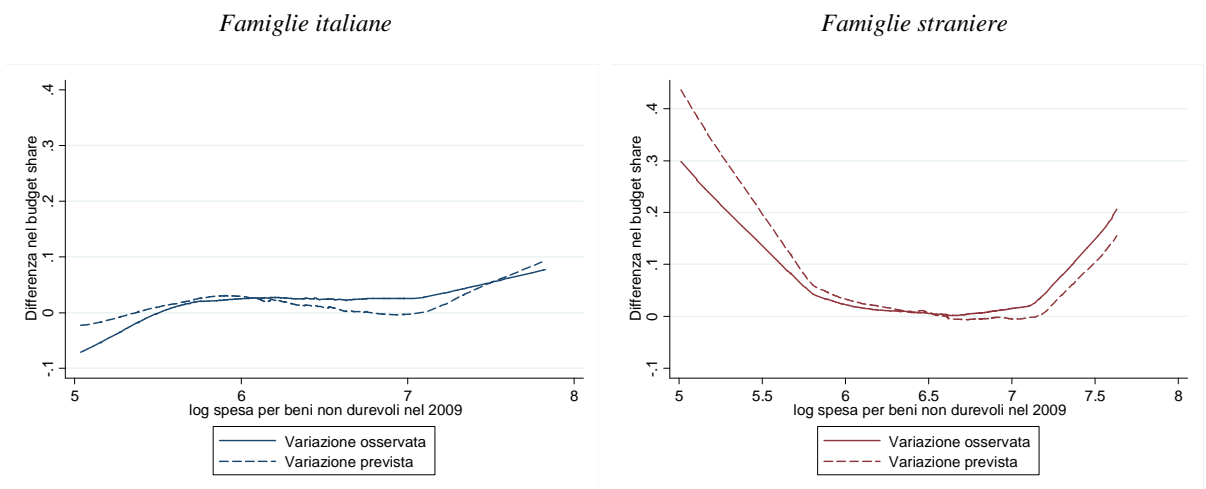
Per capire se l'informazione sulla spesa di generi alimentari osservata *ex-post* sia effettivamente coerente con le nostre previsioni *ex-ante*, consideriamo nuovamente le Curve di Engel stimate per famiglie italiane e straniere, rappresentate in Figura 3. Intuitivamente, il comportamento di consumo di generi alimentari delle famiglie beneficiarie atteso nel periodo post-trattamento si muoverà lungo le Curve di Engel, in ragione della variazione nella spesa per beni non durevoli e del suo livello iniziale.

Figura 3: Variazione *pre-post* percentuale nella spesa osservata, rispetto ai livelli di spesa 2009.



Fonte: dati provenienti dall'Indagine sui comportamenti di consumo e sulle attività lavorative delle famiglie trentine, 2010.

Figura 4: Confronto tra variazione nel *budget share* per cibo prevista ed osservata.



Fonte: dati provenienti dall'Indagine sui comportamenti di consumo e sulle attività lavorative delle famiglie trentine, 2010.

In particolare, confrontiamo le variazioni nella quota di spesa per generi alimentari previste dal modello (\widehat{w}) con le variazioni osservate (w):

$$\begin{cases} \widehat{w}_j = \widehat{w}_j^{post} - w_j^{pre} \\ w_j = w_j^{post} - w_j^{pre} \end{cases}$$

I valori previsti della quota di risorse allocate al cibo nel periodo *post*-trattamento (\widehat{w}^{post}) sono calcolati sulla base dei parametri delle Curve di Engel stimati nel periodo pre-trattamento, utilizzando i livelli di spesa per beni non durevoli osservati nel periodo post-trattamento:

$$\widehat{w}_j^{post} = \widehat{\alpha}^{pre} + \widehat{\gamma}_1^{pre} \log(y_j^{post}) + \widehat{\gamma}_2^{pre} [\log(y_j^{post})]^2 + \widehat{\beta}^{pre} X_j$$

Un'indicazione della capacità predittiva del nostro modello è quindi ottenibile osservando la differenza tra la variazione nella quota di risorse destinata al cibo stimata (\widehat{w}) e quella effettivamente osservata (w), calcolata utilizzando dati sul consumo di generi alimentari riferiti al periodo *post*-trattamento.

In Figura 4 tali variazioni sono riportate in funzione del livello iniziale di spesa, per famiglie con capofamiglia italiano e straniero separatamente. Il grafico evidenzia come il modello riesca a predire in modo abbastanza soddisfacente la variazione nella quota di spesa dedicata ai generi alimentari che segue ad una variazione percentuale nella spesa per beni non durevoli. Infatti, le variazioni nella quota di spesa per generi alimentari previste dal modello, una volta tenuto conto degli errori standard, risultano statisticamente non diverse dalle variazioni osservate, per ogni livello di spesa iniziale. In particolare, i dati riferiti al periodo post-trattamento confermano che le famiglie italiane riducono la quota di spesa per generi alimentari all'aumentare della spesa totale e la aumentano quando essa si riduce, mentre le famiglie straniere riducono la quota di spesa per generi alimentari quando la spesa aumenta solo in corrispondenza di un livello di spesa iniziale superiore ai € 400 mensili. Al di sotto di tale soglia, si osserva come un aumento della spesa totale abbia indotto un aumento della quota di risorse destinate ai generi alimentari, confermando che questi rappresentano un bene di lusso per le famiglie straniere più povere, come previsto dalle Curve di Engel stimate nel periodo pre-trattamento.

8. Conclusioni

Lo studio delle funzioni di domanda per particolari tipi di beni può fornire importanti indicazioni di *policy*. In particolare, può risultare informativo circa le reazioni nei comportamenti di consumo dei beneficiari di un intervento rivolto ad aumentare le risorse disponibili delle famiglie. Questo lavoro ha preso in considerazione la spesa per consumi rilevata sulle famiglie beneficiarie del RG, una misura contro la povertà introdotta allo scopo di innalzare il reddito annuo disponibile dei beneficiari fino ad una determinata soglia, fissata in 6.500 euro. Le analisi sono state svolte separatamente per famiglie italiane e straniere, dal momento che sono state osservate differenze nella distribuzione tra i

due gruppi di variabili che solitamente influenzano le abitudini di consumo e vi sono risultati che mostrano una percezione differenziale del miglioramento della condizione economica.

Dopo aver fornito evidenza circa l'esistenza di una relazione positiva tra la variazione nella spesa totale per beni non durevoli e l'intensità del trasferimento, che conferma come le decisioni di consumo siano influenzate dall'ammontare del trasferimento economico effettivamente erogato, abbiamo concentrato la nostra attenzione sui dati riferiti al periodo precedente l'introduzione della misura.

In particolare, al fine di comprendere *ex-ante* quale potesse essere la risposta in termini di consumo dei beneficiari dell'intervento al trasferimento monetario, abbiamo stimato le Curve di Engel per generi alimentari a consumo domestico, con forme funzionali alternative. L'indagine empirica della relazione tra la quota di spesa per cibo e la spesa totale in beni non durevoli suggerisce che la Curva di Engel è meglio approssimata da: (i) una funzione lineare nel logaritmo della spesa per le famiglie italiane, (ii) una funzione quadratica nel logaritmo della spesa non durevole per le famiglie straniere. Ciò suggerisce che le famiglie beneficiarie reagiranno diversamente, in termini di comportamenti di consumo, in seguito ad un trasferimento monetario. Mentre le famiglie italiane ridurranno la quota di spesa per generi alimentari all'aumentare della spesa totale per ogni livello di spesa iniziale, le famiglie straniere ridurranno la quota di spesa per generi alimentari all'aumentare della spesa totale solo in corrispondenza di livelli di spesa iniziale superiori a 286 euro mensili circa. Diversamente, le famiglie straniere che nel periodo pre-trattamento spendevano meno di 286 euro mensili per beni non durevoli, che rappresentano circa il 9% del totale di famiglie straniere, aumenteranno la quota di risorse allocate alla spesa per generi alimentari in seguito ad un aumento della spesa totale. Questo risultato evidenzia come per queste ultime il cibo rappresenti un bene di lusso.

Inoltre, grazie alla disponibilità dei dati rilevati dopo alcuni mesi dall'introduzione del RG, è stato possibile mostrare come le indicazioni ottenute dalla stima delle Curve di Engel pre-trattamento siano coerenti con i cambiamenti nei comportamenti di consumo delle famiglie osservati dopo l'introduzione del programma.

Sebbene questa analisi non consenta alcuna attribuzione di tipo causale del RG sui comportamenti di consumo, considerato che non prende in considerazione un adeguato gruppo di controllo che consenta di dire cosa sarebbe successo in assenza della misura²¹, gli esiti di questo lavoro mostrano che lo studio di funzioni di domanda per cibo, attraverso la stima delle Curve di Engel, può fornire importanti indicazioni al *policy maker* per il disegno e l'implementazione di interventi pubblici in modo adeguato. Dal momento che influenzare il comportamento di consumo per cibo dei beneficiari era uno degli obiettivi della misura, l'aver ottenuto evidenza che il cibo è percepito come un bene di lusso per il 9% delle famiglie straniere beneficiarie, prima della sua introduzione, avrebbe consentito di suggerire che il trasferimento monetario avrebbe avuto l'effetto di incrementare la quota di risorse destinate al cibo solo per questa parte della popolazione beneficiaria dell'intervento.

²¹ Per la valutazione controfattuale degli effetti del RG si rimanda a Schizzerotto, Vergolini e Zanini (2015).

La disponibilità di dati su un opportuno gruppo di controllo, oltre che su un campione di beneficiari, prima e dopo l'introduzione della misura, consentirà di fornire ulteriori contributi allo studio degli effetti del RG. In particolare, partendo dai risultati di questo lavoro, attraverso la specificazione e la stima di Curve di Engel, si potrà operare in due direzioni. Da un lato, guardare all'utilizzo della metodologia di valutazione controfattuale nell'ambito di Curve di Engel al fine di identificare e stimare i parametri strutturali del modello e poter associare ai risultati ottenuti un significato di causalità. Dall'altro, sarà possibile ottenere indicazioni circa la capacità della misura di redistribuire le risorse all'interno delle famiglie. Infatti, recenti contributi in letteratura²² mostrano come sia possibile basarsi sull'utilizzo di Curve di Engel per beni privati al fine di ottenere misure del consumo individuale all'interno delle famiglie. Un'analisi di tipo controfattuale all'interno di questa struttura teorica di riferimento potrà consentire di ottenere una stima dell'effetto della misura sull'allocazione delle risorse all'interno delle famiglie beneficiarie.

²² Vedi, ad esempio, Dunbar, Lewbel e Pendakur (2012).

Bibliografia

- Attanasio, O., Battistin, E. e Mesnard, A. (2012), "Food and Cash Transfers: Evidence from Colombia", *The Economic Journal*, 122, 92-124.
- Banks, J., Blundell, R. e Lewbel, A. (1997), "Quadratic Engel Curves and Consumer Demand", *The Review of Economics and Statistics*, 79, 527-539.
- Barbieri, G. (2011), "Icef: indicatore della condizione economica familiare", *Prospettive sociali e sanitarie*, 16/18, 35-42.
- Blundell, R., Duncan, A. e Pendakur, K. (1998), "Semiparametric Estimation and Consumer Demand", *Journal of Applied Econometrics*, 13, 435-461.
- Deaton, A. e Muellbauer, J. (1980), "An Almost Ideal Demand System", *American Economic Review*, 70, 312-326.
- Deaton, A. (2010), "Instruments, Randomization, and Learning about Development", *Journal of Economic Literature*, 48, 424-455.
- Dunbar, G., Lewbel, A. e Pendakur, K., (2013), "Children's Resources in Collective Households: Identification, Estimation and an Application to Child Poverty in Malawi", *American Economic Review*, 103, 438-471.
- Friedman, M. (1957), *A Theory of the Consumption Function*, Princeton University Press, Princeton.
- Heckman, J.J. (2000), "Causal Parameters and Policy Analysis: a Twentieth Century Retrospective", *Journal of Economic Literature*, 48, 356-398.
- Heckman, J.J. (2010), "Building Bridges Between Structural and Program Evaluation Approaches to Evaluating Policy", *Journal of Economic Literature*, 48, 356-398.
- Heckman, J.J., LaLonde, R.J. e Smith, J.A. (1999), "The economics and econometrics of active labor market programs", in O.C. Ashenfelter, R. Layard e D. Card (a cura di), *Handbook of labor economics – Vol. 3A*, Elsevier, Amsterdam, 1865-2097.
- Heckman, J.J. e Urzua, S., (2010), "Comparing IV with Structural Models: What Simple IV Can and Cannot Identify", *Journal of Econometrics*, 156, 27-37.
- Imbens, G.W. (2010), "Better LATE Than Nothing: Some Comments on Deaton (2009) and Heckman and Urzua (2009)", *Journal of Economic Literature*, 48, 399-423.
- Leser, C. (1963), "Forms of Engel functions", *Econometrica*, 31, 694-703.
- Lewbel, A. (2008), "Engel Curves", in S.N. Durlauf e L. E. Blume (a cura di), *The New Palgrave Dictionary of Economics*, 2nd Edition, Palgrave Macmillian, Basingstoke.
- Rosenbaum, P.R. e D.B. Rubin (1983), "The central role of the propensity score in observational studies for causal effects", *Biometrika*, 70, 41-55.
- Rubin, D.B. (1974), "Estimating causal effects of treatments in randomized and non-randomized studies", *Journal of Educational Psychology*, 66, 688-701.
- Spano U., Trivellato U., e Zanini N. (2013). Le esperienze italiane di misure di contrasto della povertà: che cosa possiamo imparare? *Economia e società regionale*, 31(2): 141-180.
- Todd, P.E., e Todd, W.I. (2006), "Assessing the Impact of a School Subsidy Program in Mexico: Using a Social Experiment to Validate a Dynamic Behavioural Model of Child Schooling and Fertility", *American Economic Review*, 96, 1384-1417.

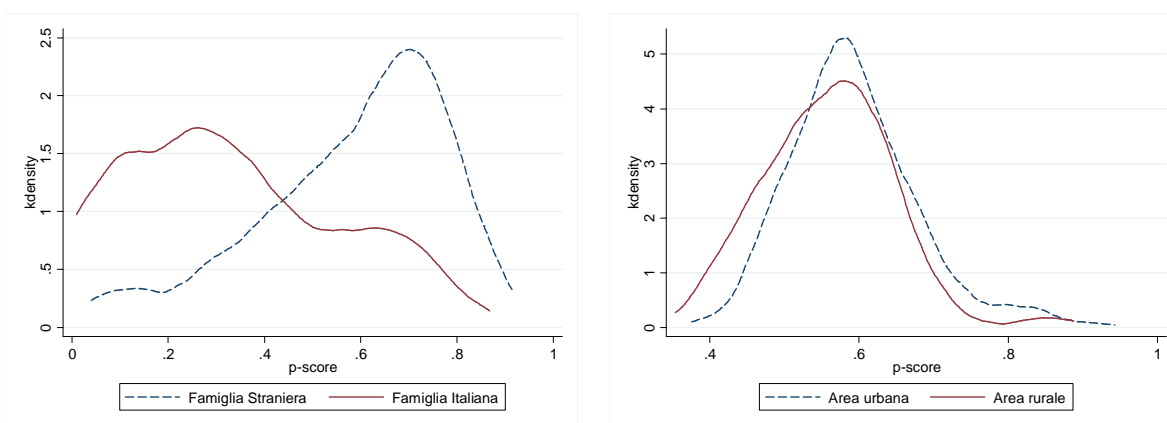
- Working, H. (1943), “Statistical laws of family expenditure”, *Journal of the American Statistical Association*, 38, 43-56.
- Schizzerotto, A., Vergolini, L. e Zanini, N. (2015), “La valutazione degli effetti di una misura locale contro la povertà: il Reddito di Garanzia in provincia di Trento”, *Rassegna Italiana di Valutazione*, in corso di pubblicazione.
- Trivellato, U. (2010), “La valutazione degli effetti di politiche pubbliche: paradigma controfattuale e buone pratiche”, *Politica economica*, 26, 5-53.
- Zanini N., Girardi, S., Mazzarella, G. e Vergolini, L. (2011) *Il Reddito di Garanzia nella Provincia autonoma di Trento: alcune evidenze preliminari a due anni dalla sua introduzione*, IRVAPP Progress Report 2011-05, IRVAPP, Trento.

Appendice A

Le evidenze riportate in Tabella 1 circa le differenze di composizione dei due gruppi di famiglie definiti rispetto alla cittadinanza del capofamiglia suggeriscono un approfondimento dell'analisi, per fornire ulteriore supporto empirico alla scelta di proseguire l'analisi stratificando rispetto a questa variabile. A tal fine, può essere utile guardare ad eventuali problemi di supporto comune, ossia verificare che non vi sia discrepanza tra famiglie italiane e straniere, in riferimento alle altre caratteristiche demografiche presentate in Tabella 1. Per farlo è possibile guardare alla distribuzione della probabilità di essere una famiglia italiana piuttosto che una famiglia straniera, condizionatamente alle altre caratteristiche osservate.²³

Il grafico in Figura A.1 evidenzia una significativa differenza nelle caratteristiche dei due gruppi. Tale risultato conferma che le famiglie straniere siano sostanzialmente diverse da quelle italiane rispetto a variabili che sono suscettibili di influenzare le abitudini di consumo, suggerendo di proseguire l'analisi mantenendo separati i due gruppi. Infatti, risulta che la cittadinanza del capofamiglia è una dimensione suscettibile di influenzare le scelte di consumo delle famiglie oggetto dell'indagine.

Figura A.1: Il supporto comune per cittadinanza del capofamiglia e area di residenza.



Fonte: dati provenienti dall'Indagine sui comportamenti di consumo e sulle attività lavorative delle famiglie trentine, 2010.

Appendice B

Per investigare sulla presenza di una relazione tra la variazione percentuale nella spesa per beni non durevoli e il Ser mostrata in Figura 1 rimanga anche dopo aver controllato per una serie di variabili socio-demografiche a disposizione, possiamo ricorrere ad un'analisi di regressione.

La Tabella B.1 mostra le stime OLS ottenute separatamente per famiglie italiane e straniere. I risultati sono inequivocabili: la relazione positiva dell'intensità del trasferimento e la variazione nella spesa totale si conferma significativa anche a parità di altre condizioni.

²³ Qui stiamo di fatto considerando il *propensity-score* (Rosenbaum e Rubin 1983) stimato per la probabilità di vivere in area urbana o rurale. In pratica, a tal fine stimiamo una regressione *probit* per la probabilità di risiedere in area urbana su un insieme di caratteristiche familiari, in modo da disporre delle distribuzioni dei valori previsti dalla regressione.

Tabella B.1: La variazione nella spesa totale per beni non durevoli indotta dal RG, a parità di altre caratteristiche

	(1) Famiglie italiane	(2) Famiglie straniere
Ser	0.1440** (0.0596)	0.2760 *** (0.0767)
Radice quadrata del numero di membri	0.0661 (0.0670)	0.1670 (0.1080)
Capofamiglia donna	0.0688 (0.0531)	0.0498 (0.1090)
Età capofamiglia	0.00799 ** (0.0032)	-0.0084 (0.0079)
Log età media della famiglia	-0.2300 (0.8390)	1.1430 (1.3700)
Log età media al quadrato	0.0070 (0.1260)	-0.1540 (0.2130)
Residenza	-0.0207 (0.0467)	0.0360 (0.0720)
Costante	-0.1710 *** (0.0557)	-0.2710 *** (0.0937)
Osservazioni	143	104
R ²	0.166	0.250

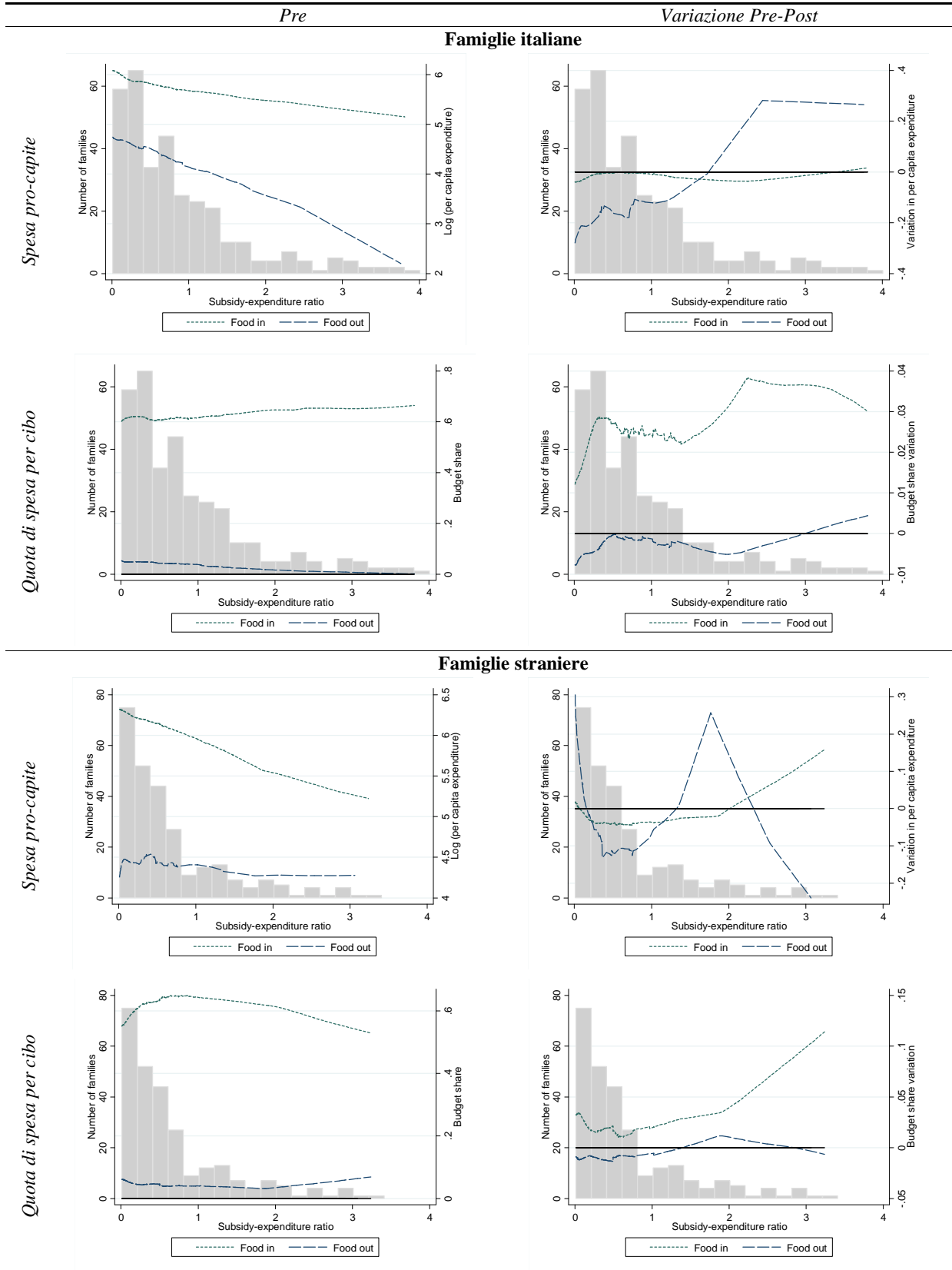
Nota: standard error robusti in parentesi. Legenda: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fonte: dati provenienti dall'Indagine sui comportamenti di consumo e sulle attività lavorative delle famiglie trentine, 2010.

Appendice C

La Figura C.1 prende in considerazione le due diverse componenti della spesa totale in cibo, ossia il consumo di cibo domestico e quello fuori casa. È facile notare come l'aumento appena descritto nella quota di risorse allocata al cibo sia dovuto, sostanzialmente, al cibo consumato in casa (*grafico a*). Infatti, la quota di risorse destinata al cibo consumato fuori casa (*grafico b*), pur risultando poco variabile, mostra una leggera diminuzione per le famiglie presenti nei primi 80 percentili della distribuzione dell'intensità del beneficio. Tale evidenza, che conferma quella osservata in Tabella 2, ci suggerisce di concentrare l'attenzione sulla spesa di cibo per consumo domestico.

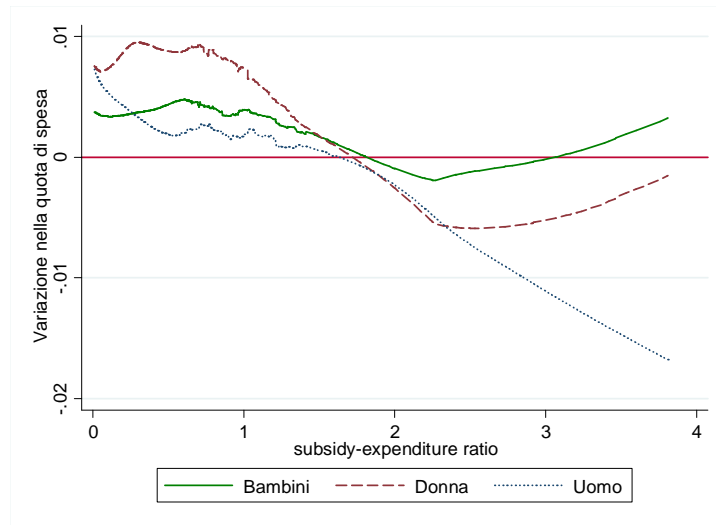
Figura C.1: Quota di spesa destinata al cibo per consumo domestico e fuori casa sul totale della spesa non durevole, in relazione all'intensità del trattamento; livelli iniziali e variazione pre-post.



Fonte: dati provenienti dall'Indagine sui comportamenti di consumo e sulle attività lavorative delle famiglie trentine, 2010.

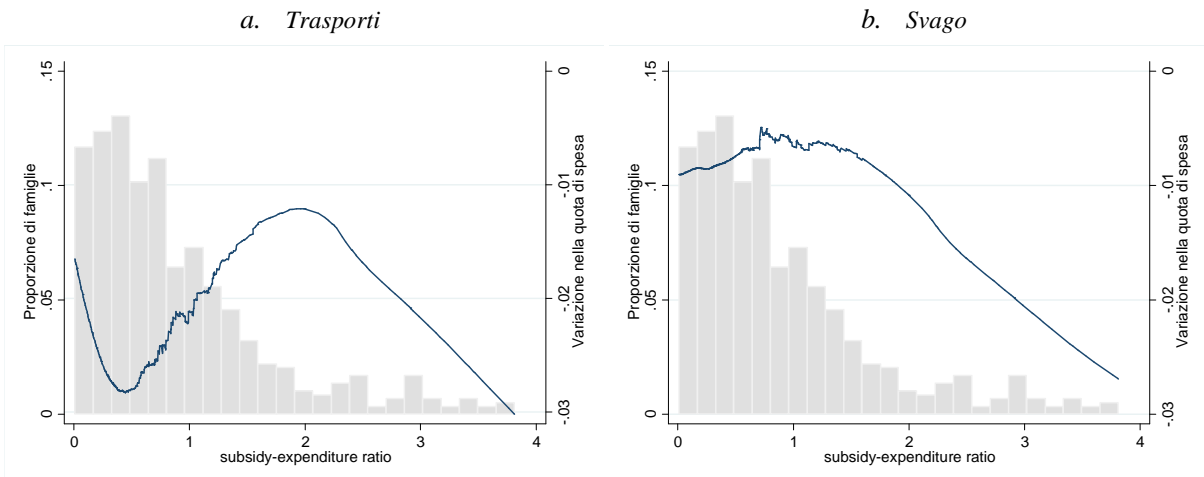
Una prima indicazione circa eventuali cambiamenti intercorsi dopo la partecipazione al programma sull'allocazione delle risorse tra i componenti della famiglia, e quindi sul livello di consumo individuale, può essere ottenuta osservando la differenza nell'allocazione delle risorse per beni privati assegnabili ai singoli individui all'interno della famiglia. Un bene privato è definito un bene che non può essere consumato congiuntamente da più di una persona e che non presenta quindi economie di scala nel consumo. Nei dati abbiamo informazione sulla spesa per abbigliamento e calzature di uomini, donne e bambini, che utilizziamo in questa analisi come beni privati.

Figura C.2: Variazione nella quota di spesa per beni privati in relazione all'intensità del trattamento.



Fonte: dati provenienti dall'Indagine sui comportamenti di consumo e sulle attività lavorative delle famiglie trentine, 2010.

Figura C.3: Variazione nella quota di spesa per trasporti e svago in relazione all'intensità del trattamento.



Fonte: dati provenienti dall'Indagine sui comportamenti di consumo e sulle attività lavorative delle famiglie trentine, 2010.

Una prima indicazione circa la ri-allocazione delle risorse che è seguita all'introduzione della riforma va nel senso di un aumento della quota di risorse destinata all'acquisto di beni privati per bambini, donne e uomini inferiore all'1% (Figura C.2) per livelli dell'intensità del trattamento inferiori a 2. Da notare infine che, mentre tale aumento è maggiormente significativo per i beni privati delle donne, agli uomini è associata una maggiore diminuzione della quota di risorse loro allocate quando cresce l'intensità del trattamento.

Infine, consideriamo anche la relazione tra la variazione osservata della quota di spesa per trasporti e svago con l'intensità del trattamento. I grafici *a* e *b* riportati in Figura C.3, per trasporti e svago rispettivamente, confermano l'evidenza ottenuta in Tabella 2, con una riduzione della quota di spesa per entrambe le categorie di beni, per ogni livello di intensità del trattamento.

Appendice D

Nel seguito viene brevemente descritta la procedura di stima delle Curve di Engel utilizzata per ottenere una stima *Control Function* dei parametri di interesse. Si consideri la specificazione lineare per le Curve di Engel:

$$w_j = \alpha + \gamma_1 \log(y_j) + X_j \beta + u_j \quad (1)$$

In (1) la potenziale endogeneità del logaritmo della spesa per beni non durevoli, $\log(y_j)$, rende distorte le stime dei parametri di interesse ottenute attraverso i minimi quadrati ordinari. L'approccio Control Function si sostanzia in una procedura a due stadi, dove nel primo stadio viene stimata la forma ridotta per il logaritmo della spesa:

$$\log(y_j) = \delta + Z_j \gamma + X_j \beta + v_j \quad (2)$$

dove Z è un vettore di *strumenti* per la spesa per beni non durevoli, per i quali valgono quindi le classiche proprietà. Attraverso la stima OLS di (2), si ottiene una stima per \hat{v}_j che viene introdotta nell'equazione che definisce la Curva di Engel. Il modello di regressione da stimare nel secondo stadio sarà quindi:

$$w_j = \alpha + \gamma_1 \log(y_j) + X_j \beta + \hat{v}_j + u_j \quad (3)$$

La stima di (3) attraverso OLS restituisce una stima *Control Function* dei parametri di interesse. Nel caso di specificazione quadratica nel logaritmo della spesa della quota di risorse destinate al cibo, la procedura di stima è molto simile a quella presentata e tiene conto della presenza di due variabili endogene nel modello principale $\log(y_j)$ e $\log(y_j)^2$.

Tabella D.1: Stime Control Function delle Curve di Engel di cibo per consumo domestico.

	Famiglie italiane				Famiglie straniere			
	Lineare		Quadratica		Lineare		Quadratica	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Senza prezzi	Con prezzi	Senza prezzi	Con prezzi	Senza prezzi	Con prezzi	Senza prezzi	Con prezzi
Log spesa	-0,0469 (0,155)	-0,0503 (0,150)	-0,0957 (0,318)	-0,608 (0,371)	-0,0693 (0,1300)			0,1140 (0,7890)
Log spesa al quadrato			-0,0033 (0,0246)	0,0391 (0,0292)				-0,0139 (-0,6030)
Log spesa*residenza		-0,0114 *** (0,0036)		0,6100 * (0,366)		-0,0002 (0,0032)		1,569 (1,0450)
Log spesa al quadrato*residenza				-0,0496 * (0,0299)				-0,119 (0,0795)
Radice quadrata del numero di membri	0,114 (0,0906)	0,129 (0,0874)	0,1450 (0,0947)	0,147 (0,0955)	0,1340 * (0,0685)	0,0125 (0,0683)	0,0725 (0,0667)	0,0651 (0,0689)
Capofamiglia donna	0,0995 *** (0,0352)	0,1010 *** (0,0350)	0,0875 ** (0,0363)	0,0881 ** (0,0361)	0,0996 *** (0,0349)	0,1040 *** (0,0360)	0,0688 ** (0,0320)	0,0734 ** (0,0330)
Età capofamiglia	0,00347 * (0,0019)	0,0033 * (0,0018)	0,00408 ** (0,0020)	0,0038 * (0,0020)	0,0033 * (0,0019)	0,0028 (0,0017)	0,00226 (0,0017)	0,00240 (0,0017)
Log età media della famiglia	-0,6360 (0,4130)	-0,7370 * (0,3940)	-0,3260 (0,4370)	-0,4440 (0,4530)	-0,5600 (0,4190)	-0,480 (0,355)	-0,3960 (0,4190)	-0,434 (0,4560)
Log età media al quadrato	0,0961 (0,0640)	0,1110 * (0,0617)	0,0431 (0,0688)	0,0613 (0,0718)	0,0827 (0,0624)	0,0747 (0,0567)	0,0576 (0,0665)	0,0638 (0,0725)
Residenza				-1,9130 * (1,118)				-5,121 (3,4310)
Costante	0,931 (0,993)	0,996 (0,961)	1,2610 (1,210)	1,6550 (1,2420)	1,0780 (0,8300)	0,180 (-0,9920)	-2,624 (2,914)	-2,678 (2,9160)
Osservazioni	320	320	279	279	320	262	251	251
R ²	0,264	0,288	0,238	0,261	0,258	0,180	0,167	0,182

Nota: le stime dei coefficienti ai minimi quadrati ordinari sono accompagnate dagli *standard error* riportati in parentesi e stimati in modo robusto, per tenere conto di eventuale eteroschedasticità. Tutte le variabili demografiche incluse nei modelli sono state riscalate alla media del campione. I livelli di significatività: ***: $p < 0,01$, **: $p < 0,05$, *: $p < 0,1$.

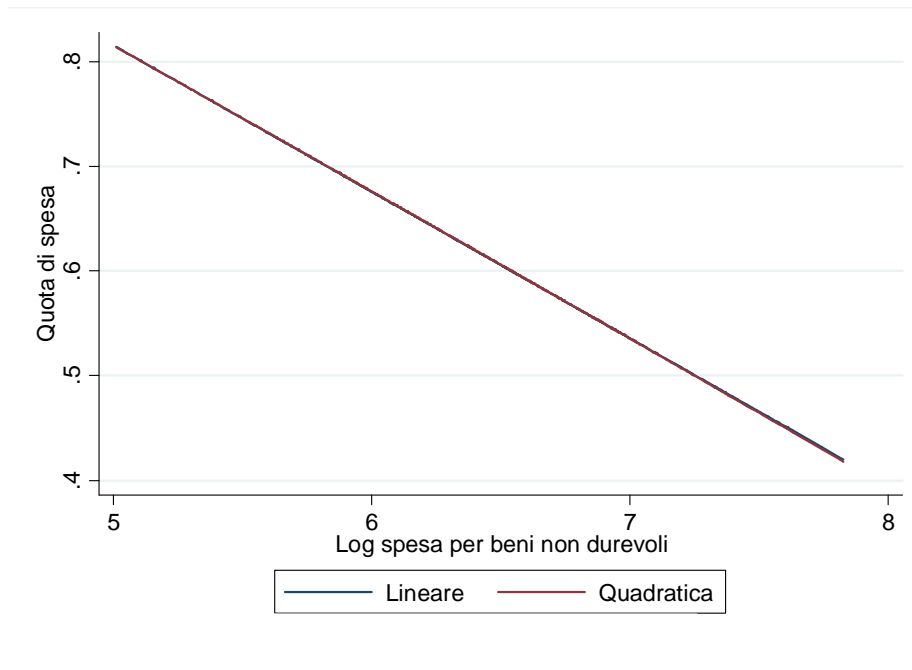
Fonte: dati provenienti dall'Indagine sui comportamenti di consumo e sulle attività lavorative delle famiglie trentine, 2010.

Nel nostro esercizio empirico utilizziamo l'indicatore ICEF ed il reddito complessivo della famiglia come strumenti per la spesa per beni non durevoli. Assumiamo quindi che queste due variabili influenzino l'allocazione della spesa al cibo solo attraverso il loro effetto sulla spesa per beni non durevoli. I risultati del primo stadio²⁴ confermano un effetto significativo di entrambe le variabili sulla spesa per beni non durevoli. In Tabella D.1 sono riportate le stime delle Curve di Engel per cibo ottenute utilizzando l'approccio *Control Function*. I risultati ottenuti attraverso la stima dei modelli con i minimi quadrati ordinari sono sostanzialmente confermati dalle stime ottenute con un approccio *Control Function*.

Appendice E

In Figura E.1 è riportato il confronto grafico tra le Curve di Engel stimate con le due specificazioni alternative per le famiglie italiane, ottenute derivando i valori previsti della quota di spesa destinata al cibo in funzione del logaritmo della spesa, a parità di altre condizioni e per famiglie con caratteristiche medie nel campione. Dal grafico risulta evidente come la relazione tra la quota di spesa per generi alimentari ed il logaritmo della spesa sia sostanzialmente lineare quando il modello è stimato sul campione di famiglie italiane.

Figura E.1 Confronto tra la specificazione lineare e quadratica per famiglie italiane.



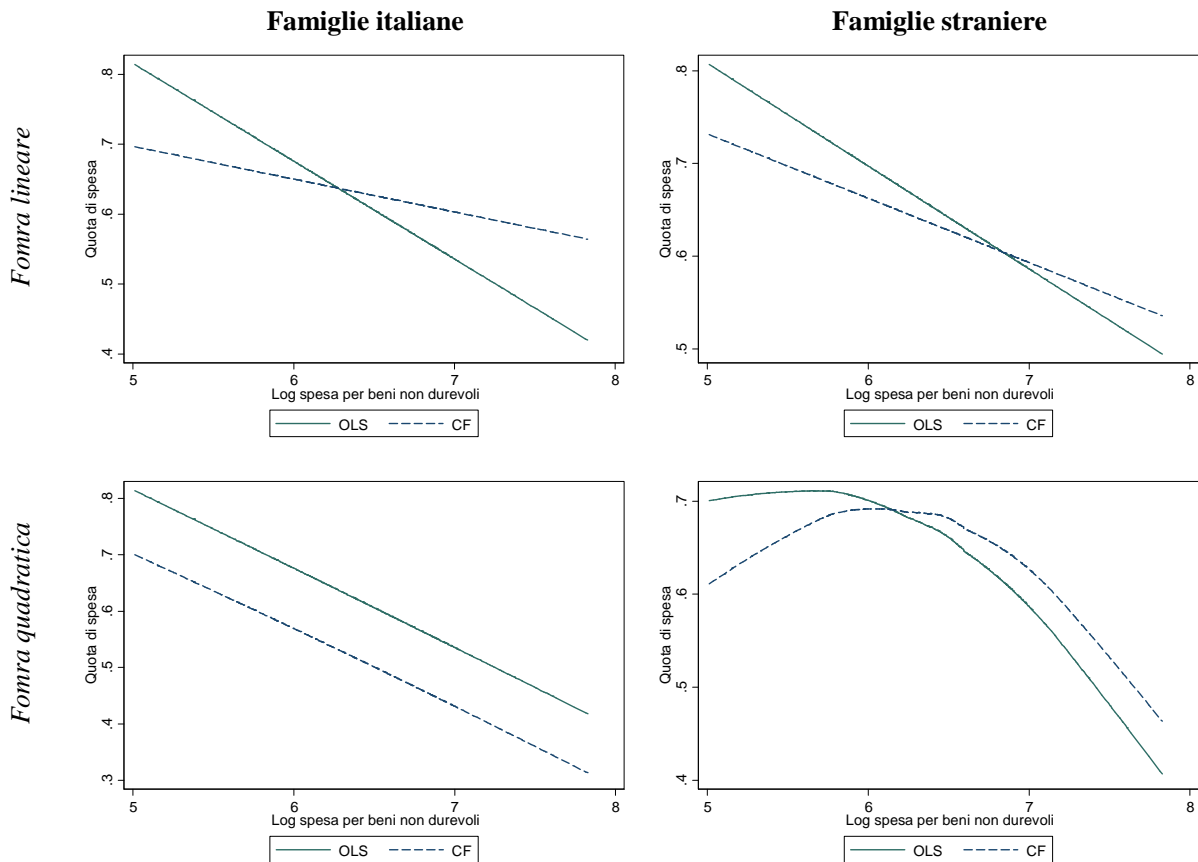
Nota: famiglia con caratteristiche medie nel campione.

Fonte: dati provenienti dall'Indagine sui comportamenti di consumo e sulle attività lavorative delle famiglie trentine, 2010.

²⁴ Disponibili su richiesta agli autori.

In Figura E.2 è riportato un confronto tra le Curve di Engel stimate con i minimi quadrati e con Control Function, per famiglie italiane e straniere. Tale confronto conferma che le stime Control Function sono in linea con i risultati ottenuti con i minimi quadrati ordinari, evidenziando la robustezza di questi ultimi per la stima di Curve di Engel. Per questo motivo, nel seguito utilizzeremo come riferimento i risultati ottenuti dalla stima delle Curve di Engel con i minimi quadrati ordinari.

Figura E.2: Curve di Engel stimate: forma lineare e quadratica a confronto.



Nota: famiglia con caratteristiche medie nel campione.

Fonte: dati provenienti dall'Indagine sui comportamenti di consumo e sulle attività lavorative delle famiglie trentine, 2010.

Appendice F

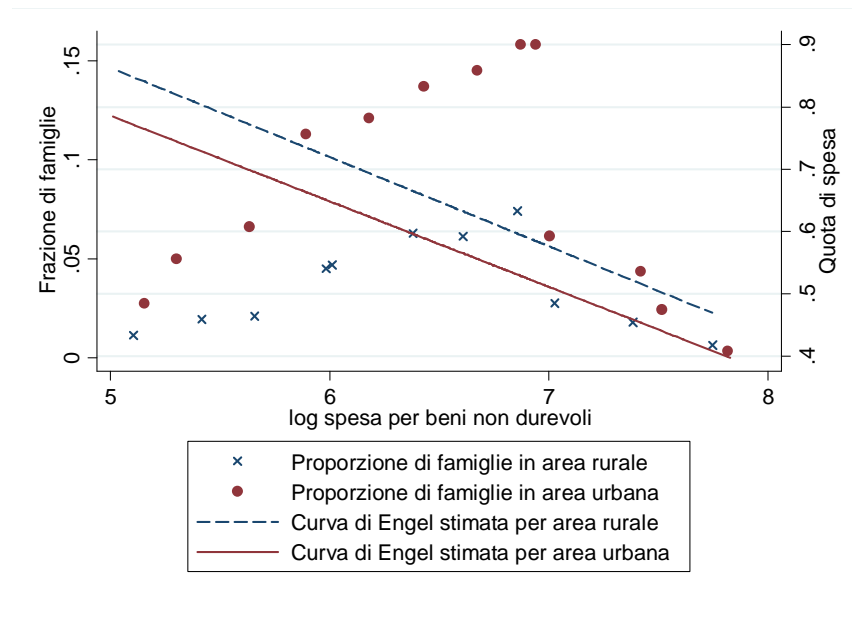
In Figura F.1 sono riportate le Curve di Engel per cibo stimate per aree urbane²⁵ (linea rossa continua) e rurali (linea tratteggiata blu). I punti rossi e blu indicano la proporzione (con scala sull'asse verticale sinistro del grafico) di famiglie, per ogni livello di spesa, in aree urbane e rurali, rispettivamente. Dal grafico si può vedere che le famiglie residenti in aree rurali allocano una quota maggiore di risorse al cibo, a parità di altre condizioni.

²⁵Dal momento che le aree urbane sono Trento e Rovereto, possiamo considerare queste aree quelle dove un paniere di beni di consumo costa, in media, di più rispetto alle altre aree del nostro campione.

Consideriamo ora la stima dei coefficienti associati alle variabili demografiche incluse nel modello, al fine di fornire indicazione dell'influenza delle caratteristiche familiari sull'allocazione delle risorse per cibo nelle famiglie beneficiarie, ricordando come l'inclusione delle variabili demografiche controlli solamente per un loro effetto sul livello della Curva di Engel stimata. Osservando i risultati riportati in Tabella 5, possiamo notare come tutti i coefficienti associati alle variabili di controllo incluse nel modello di regressione risultino statisticamente significativi, ad eccezione del logaritmo dell'età media della famiglia e del suo quadrato, che risultano congiuntamente significativi, anche se solo marginalmente. I risultati per le variabili demografiche non sono sostanzialmente diversi per famiglie italiane e straniere e, quindi, qui di seguito consideriamo gli effetti stimati per le famiglie italiane, estendendo i risultati anche alle famiglie straniere.

In Figura F.2 sono riportati gli effetti stimati delle variabili demografiche sulla quota di spesa per generi alimentari. In particolare, nel grafico *a* possiamo notare come una famiglia dove il capofamiglia è donna allochi, a parità di altre condizioni, l'8% in più di spesa totale alla spesa per generi alimentari, evidenziando una notevole eterogeneità delle preferenze tra uomini e donne. Un'altra determinante delle scelte di allocazione delle risorse al cibo è l'età del capofamiglia. A parità di altre condizioni, un aumento unitario dell'età del capofamiglia comporta un aumento della quota di risorse destinate al cibo dello 0,3%. Sempre in figura F.2, il grafico *c* rappresenta tale relazione per una famiglia con caratteristiche medie nel campione, evidenziando come la quota di spesa per generi alimentari vari sensibilmente al variare dell'età del capofamiglia, tenendo fisse tutte le altre caratteristiche familiari.

Figura F.1 Area urbana e area rurale per le famiglie italiane.

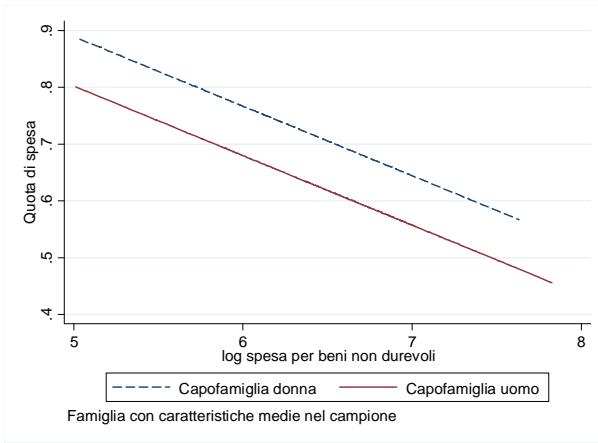


Nota: famiglia con caratteristiche medie nel campione.

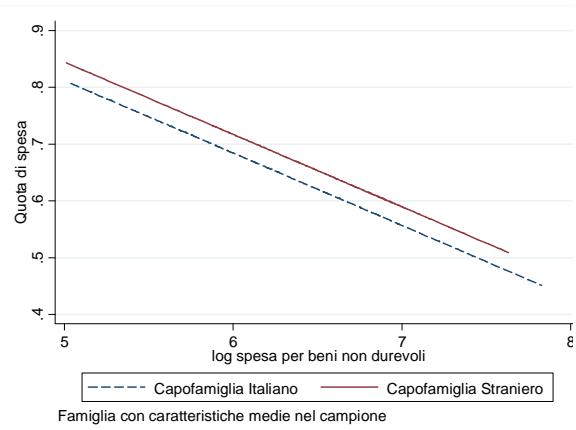
Fonte: dati provenienti dall'Indagine sui comportamenti di consumo e sulle attività lavorative delle famiglie trentine, 2010.

Figura F.2: Evidenze grafiche dell'effetto delle variabili demografiche.

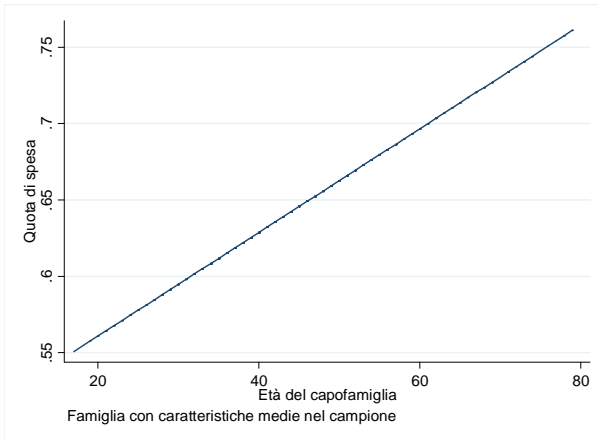
a. Capofamiglia donna vs. uomo



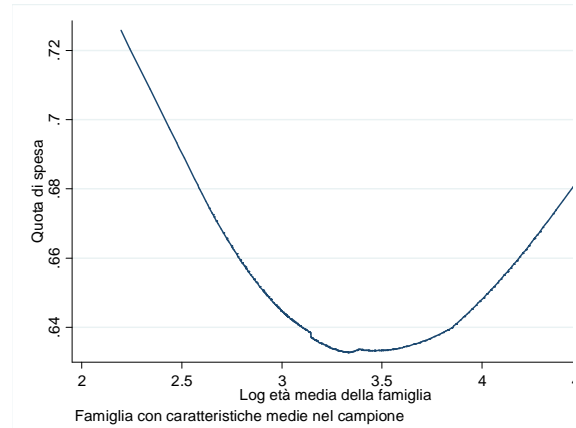
b. Capofamiglia italiano vs. straniero



c. Relazione tra quota di spesa ed età del capofamiglia



d. Relazione tra quota di spesa ed età media della famiglia



Fonte: dati provenienti dall'Indagine sui comportamenti di consumo e sulle attività lavorative delle famiglie trentine, 2010.