

L'elasticità della domanda di sigarette rispetto al prezzo

Simone Tedeschi
Febbraio 2016

Università degli Studi Roma Tre
Dipartimento di Economia
CEFIP – Centro di Ricerca di Economia e Finanza Pubblica
OEST – Osservatorio Economico sul Settore dei Tabacchi

www.cefip.it

1. Introduzione

Questa nota è dedicata all'analisi della domanda aggregata di sigarette con l'obiettivo principale di quantificarne l'elasticità rispetto al prezzo, ottenuto come media ponderata dei principali prodotti disponibili per la vendita al dettaglio.

In generale, il concetto di elasticità esprime la reattività di una variabile a cambiamenti esogeni nel livello di un'altra variabile posta con la prima in una relazione di tipo causale¹. Poiché l'elasticità della domanda può essere influenzata da molti fattori concorrenti, tra cui il reddito, i valori, i gusti (a loro volta connessi ad aspetti socio-demografici e culturali, che includono anche il ruolo della pubblicità, delle campagne di informazione e delle restrizioni imposte per legge), i risultati andranno valutati in relazione al ruolo dei fattori osservati per i quali si possa controllare statisticamente l'effetto, e al ruolo, potenzialmente distorsivo sulle stime, dei fattori non osservati e quindi non direttamente controllabili.

I dati a disposizione consistono in osservazioni relative all'intero mercato italiano ripetute con frequenza costante lungo una linea temporale. Il tipo di tecniche econometriche necessarie a stimare i parametri dei modelli specificati farà pertanto riferimento al campo di analisi delle serie storiche (o serie temporali). Uno degli aspetti specifici di questo tipo di analisi, rispetto a quelle di tipo sezionale (o *cross-section*), risiede nel fatto che, sfruttando la variabilità temporale anziché sezionale per l'identificazione dei parametri, l'ordine delle osservazioni assume una rilevanza fondamentale in ragione della struttura di correlazione tra osservazioni relative alla medesima variabile in momenti diversi del tempo oltre che tra variabili diverse.

La stima dei parametri di elasticità è informazione fondamentale per predire l'ampiezza dell'impatto sulla domanda di variazioni dei prezzi determinate dalle politiche di prezzo dei produttori o dalla variazione delle aliquote fiscali (in particolare accise e Iva) che dovessero comportare movimenti dei prezzi.

Tra le varie questioni che non verranno approfondite in questa sede, pur essendo rilevanti per una appropriata valutazione di ipotesi di riforma della tassazione dei tabacchi come anche della comprensione delle politiche di prezzo dei produttori, va menzionata l'analisi delle elasticità incrociate della domanda

¹ Più precisamente l'elasticità è definita come il rapporto tra le variazioni percentuali di due variabili.

di prodotti specifici (o sottogruppi) al prezzo di prodotti concorrenti (o ai differenziali di prezzo tra sottogruppi) al fine di valutare il grado di sostituibilità fra prodotti che compongono i segmenti di uno stesso mercato al variare dei prezzi relativi.

2. La base dati

2.1. Esplorazione preliminare

I dati di base utilizzati sono costituiti da *serie temporali* a cadenza *mensile* per il periodo 01/1998 - 06/2015 delle seguenti variabili:

- a) volumi totali di sigarette vendute sul territorio nazionale (espressi in milioni di kg equivalenti);
- b) prezzo medio ponderato (*weighted average price, WAP*);
- c) indicazione di eventi rilevanti per il mercato di riferimento, quali aumenti significativi del prelievo o introduzione di divieti di fumo nei locali pubblici.

A queste variabili di base, si sono poi aggiunti, con cadenza trimestrale o annuale, alcuni controlli macroeconomici e demografici rappresentati dalle seguenti variabili:

- a) Prodotto Interno Lordo (PIL);
- b) Indice dei Prezzi al Consumo (IPCA);
- c) popolazione totale.

A causa della limitata variabilità mensile del WAP e della disponibilità di controlli macroeconomici su base trimestrale anziché mensile, si è ritenuto conveniente trimestralizzare anche le serie di volumi e prezzi. In particolare, i volumi del trimestre sono ottenuti come somma dei volumi mensili che li compongono, mentre i prezzi trimestrali come media dei prezzi mensili.

La figura 1 mostra l'andamento delle serie ottenute per prezzi e volumi nel periodo di analisi. L'andamento del WAP presenta un *trend* crescente – anche quando espresso in termini reali – particolarmente marcato nel periodo 2003-2012, con il picco di accelerazione nell'ultimo trimestre del 2004 seguito poi da un graduale rallentamento dei tassi di crescita. A fronte di questo andamento dei prezzi, si osserva una progressiva riduzione tendenziale dei volumi di vendita che, da un picco nel terzo trimestre del 2003 pari a circa 27 milioni di kg, scendono a 19 milioni nel secondo trimestre del 2015. Dalla figura si possono altresì osservare marcate oscillazioni stagionali. Infine, in corrispondenza dell'introduzione del divieto di fumo nei locali pubblici (cd. legge Sirchia, entrata in vigore nel gennaio 2015), si osserva una discontinuità nel *trend* caratterizzata da una contrazione dei volumi particolarmente marcata. La figura 2 pone il focus su questa discontinuità nella serie dei volumi all'interno di un approccio di *regression discontinuity*. In particolare, l'impatto sui volumi del provvedimento di restrizione è stimato in una riduzione compresa tra 1,5 e 2 milioni di kg equivalenti nel primo trimestre di entrata in vigore della legge². Tale deviazione repentina da un *trend* che mostrava già un apparente lieve declino, sembra tuttavia riassorbirsi in un periodo compreso tra i 12 e i 16 trimestri³. Questi aspetti saranno tenuti in considerazione nelle stime econometriche anche al fine di sottoporre i risultati ad analisi di sensitività.

Si può pertanto ritenere che il declino dei volumi non sia interamente spiegato dall'aumento dei prezzi. La accresciuta consapevolezza dei rischi per la salute ed i cambiamenti nelle preferenze dei consumatori hanno probabilmente giocato un ruolo significativo. Inoltre, l'inasprimento della regolazione (come il divieto di fumo nei locali pubblici, le restrizioni sulla pubblicità, l'uso di indicazioni esplicite sui pacchetti di sigarette, e altri obblighi informativi) ha avuto un ruolo

² In particolare, la *local Wald estimate* fornisce una stima pari -2.33 mln con *ampiezza di banda* (AB) pari a 7.4 tuttavia scarsamente significativa, mentre la stima di -1.77 con AB pari a 22.15 e un *p-value* pari a 0.078 giustifica il rifiuto dell'ipotesi nulla di assenza dell'effetto. Nell'ambito dei metodi non parametrici, l'AB determina il "peso locale" che viene dato ad ogni singola osservazione nella fase di costruzione dello stimatore statistico. Poiché questo tipo di stima locale è sensibile alla scelta sulla AB, diverse stime vengono effettuate usando diversi valori per quest'ultima. Nel caso in esame, la stima dell'effetto sui volumi di vendita nel trimestre di applicazione della legge risultante da una banda più ampia è, da un punto di vista inferenziale, accettabile con un grado di certezza elevato.

³ Risulta invece più arduo, con le informazioni disponibili, stimare l'impatto che tale provvedimento può aver avuto sulla curvatura del *trend* stesso.

non trascurabile. Alla luce di queste osservazioni, l'analisi che segue mira a identificare l'impatto effettivo che l'aumento dei prezzi ha avuto sulla riduzione osservata nei volumi cercando di controllare quanto più possibile il ruolo distorsivo sulle stime dei fattori di disturbo.

2.2. Trasformazione dei dati e preparazione delle variabili

La variabile **dipendente** per i modelli di domanda è il volume totale di sigarette legali vendute sul territorio nazionale (in milioni di kg convenzionali). Tra le variabili **esplicative**, si consideri innanzitutto il *prezzo*. Sono tre i segmenti di prezzo consueti nel mercato delle sigarette, che vanno dalle *Premium* alle *Low* (o *Super Low*), caratterizzati da una diffusione relativa variabile nel tempo. A partire da questi, si calcola il WAP usando i prezzi di vendita finali medi specifici al segmento ponderati per le rispettive quote di mercato. Il WAP è stato infine diviso per l'IPCA al fine di esprimerlo in termini reali. Dalla figura 3 si può notare come recentemente sembra si stia manifestando un fenomeno di *downtrading*, ossia una propensione dei consumatori a neutralizzare gli aumenti di prezzo trasferendo il consumo da prodotti posizionati su fasce di prezzo più alte verso quelli appartenenti a fasce più basse per mantenere, almeno in parte, il consumo in termini di quantità complessive.

Un'ulteriore variabile esplicativa dei modelli empirici è il *Pil trimestrale reale*. Il modello include poi tre *dummy* trimestrali che permettono di tenere conto dell'effetto sull'intercetta della ciclicità stagionale, una *shift dummy* che controlla per l'effetto della restrizione del 2005 ed infine un controllo demografico che esprime l'evoluzione della popolazione italiana al di sopra di una certa soglia di età⁴.

⁴ Nei modelli presentati l'evoluzione della popolazione è stata catturata all'interno della variabile di trend.

3. Selezione del modello di domanda e della forma funzionale

Per quanto riguarda il modello di domanda verranno stimate e discusse le seguenti varianti:

a) *modello convenzionale* (statico), lineare nei (log) livelli che può essere espresso come segue:

$$(1) \quad V_t = \alpha_0 + \alpha_1 P_t + \alpha_2 Y_t + \alpha_3 T_t + \alpha_4 R_{t,t+i} + \sum_{i=1}^3 \alpha_{5,i} q_i + \varepsilon_t$$

in cui V_t rappresenta il volume totale di sigarette vendute nel trimestre t , P_t il prezzo finale di vendita medio ponderato (WAP) espresso in termini reali nel trimestre t , Y_t è il Pil reale nel trimestre t , T_t è una variabile di *trend* che può essere specificata in forma lineare o quadratica, $R_{t,t+i}$ è una *dummy* che assume valore 1 a partire dal trimestre di introduzione della restrizione al fumo nei locali pubblici per il numero di periodi necessari a controllare la deviazione dal trend. Infine i q_i ($i=1,\dots,3$) assumono valore 1 in corrispondenza del relativo trimestre e agiscono come variazioni dell'intercetta del modello, rispetto all'ultimo trimestre dell'anno, in presenza di un andamento stagionale delle vendite. Infine, ε_t è il termine di errore idiosincratco.

Il ruolo delle dipendenze, o abitudini, di consumo, spesso trascurate nei modelli di domanda di altri prodotti, sono invece una caratteristica piuttosto standard nella modellazione della domanda di tabacchi. In questa sede, in particolare, si farà riferimento ai seguenti:

b) *modelli con dipendenza miope* (*myopic addiction*, Pollack, 1970).

Si tratta di modelli di tipo dinamico in cui la quantità domandata in un dato periodo è determinata dalle variabili esplicative contemporanee e dalla quantità consumata nel (nei) periodo(i) precedenti:

$$(2) \quad V_t = \alpha_0 + \alpha_1 P_t + \alpha_2 Y_t + \alpha_3 T_t + \alpha_4 R_{t,t+i} + \sum_{i=1}^3 \alpha_{5,i} q_i + \sum_{i=1}^k \alpha_{6,i} V_{t-i} + \varepsilon_t$$

La domanda di sigarette è caratterizzata da dipendenza o abitudine quando $\sum_i \alpha_{6,i} > 0$ con il grado di inerzia nel consumo che dipende dalla magnitudo dei coefficienti stessi. I coefficienti del consumo ritardato possono essere interpretati anche in termini di velocità di aggiustamento verso il consumo 'desiderato' di lungo periodo o di stato stazionario (Baltagi and Lewin, 1986). Limitando per semplicità il modello ad un solo ritardo, quanto minore è α_6 , tanto maggiore sarà il fattore di aggiustamento parziale $(1 - \alpha_6)$ e più veloce sarà il percorso di aggiustamento della domanda effettiva verso il livello di stato stazionario a seguito di una variazione esogena delle variabili esplicative (ad es. il prezzo). In caso di specificazione doppio logaritmica, α_1 rappresenta l'elasticità di breve periodo mentre l'elasticità di lungo periodo si ottiene dal rapporto $\alpha_1/(1 - \alpha_6)$. Pertanto, se $0 < \alpha_6 \leq 1$, una variazione del prezzo corrente avrà un impatto maggiore sul consumo di lungo rispetto al breve/medio periodo.

Per quanto riguarda la forma funzionale, nell'ambito di modelli lineari nei parametri, verranno confrontati modelli *doppio logaritmici* – i cui parametri restituiscono direttamente una stima delle elasticità sotto l'ipotesi che queste non varino nel tempo – con modelli *log-lineari*, che rimuovono l'ipotesi di elasticità costante, basandosi sulla trasformazione logaritmica della sola variabile dipendente. In questo caso le elasticità sono funzione non solo dei parametri stimati ma anche del valore assunto dalla variabile esplicativa.

4. Risultati e test diagnostici

Il primo gruppo di stime riportate in tabella 1 si basa sull'applicazione dello stimatore OLS ai primi due modelli. In base al modello statico log-log – riportato in colonna (1) – la stima per il coefficiente di prezzo (che in questo caso coincide con l'elasticità di lungo periodo) è pari -0.51. Particolarmente elevata appare l'elasticità al Pil reale (pari a 1). Peraltro, l'andamento del Pil reale, come noto, appare tendenzialmente negativo in Italia a partire dal 2008 fino alla fine della serie (si veda la figura 3). Il modello convenzionale log-lin [colonna (2)] fornisce una stima dell'effetto marginale pari a circa -0.16 che, in corrispondenza del prezzo di inizio 2015 corrisponde ad una elasticità di -0.61. Interessante poi

notare la marcata stagionalità delle vendite, il cui valore atteso presenta una riduzione del 10 per cento nel primo trimestre e un aumento del 6 per cento nel terzo, entrambi considerati rispetto all'ultimo trimestre dell'anno. Inoltre, la *shift dummy* raggiunge la sua massima significatività specifica e in termini di R^2 corretto, con un effetto di riduzione del 5 per cento sulle vendite che perdura per 16 trimestri a partire dall'introduzione della restrizione del gennaio 2005. Si tenga presente che la mancata inclusione di questa variabile si rifletterebbe in stime sensibilmente più alte per i coefficienti del prezzo (-0.68 e -0.21 i coefficienti per il primo e il secondo modello rispettivamente), a fronte di valori più bassi per i coefficienti di reddito.

Occorre tuttavia considerare alcuni importanti *caveat*. È bene segnalare infatti che il valore elevato del coefficiente di determinazione (R^2) dei modelli e gli *standard error* piuttosto bassi (ad es., il valore per la statistica t relativa all'elasticità al prezzo pari a circa 5) vanno considerati con una certa cautela poiché in presenza di non stazionarietà⁵ dei dati sottostanti gli stessi perdono di validità. Effettivamente, il *Durbin's alternative test for serial correlation* segnala un'autocorrelazione residua al quarto ritardo e l'*Augmented Dickey-Fuller test* con quattro ritardi, non consente di rifiutare l'ipotesi di stazionarietà dei residui.

I modelli dinamici sono pertanto specificati aggiungendo tra le esplicative la variabile dipendente ritardata di 4 trimestri. In colonna (3) e (4) della medesima tabella si può notare come i modelli dinamici siano caratterizzati da una notevole persistenza (abitudine / dipendenza) ad un anno stimata per entrambi intorno a 0.44. Il coefficiente di elasticità al prezzo del modello *log-log* – che in questo caso va interpretato come reattività di breve periodo – è pari a -0.36 mentre l'effetto marginale del prezzo nel modello *log-lin* è pari a -0.11.

Di cruciale importanza per l'affidabilità dell'inferenza sui coefficienti è il fatto che l'introduzione della dinamica sembra rimuovere sia la radice unitaria dai residui che le tracce di autocorrelazione residua in base ai test sopra menzionati.

La tabella 2, mostra invece l'applicazione ai soli modelli *log-log*, che si fondano sulla ipotesi di costanza dell'elasticità, di stime ricorsive mobili (*rolling*

⁵ Una serie è detta stazionaria (in senso debole) quando presenta una stabilità dei momenti fino al secondo ordine, quando cioè media, varianza e autocorrelazione sono costanti nel tempo. Una variabile si dice integrata di ordine uno, $I(1)$, se essa diventa stazionaria per mezzo di una sola differenziazione. Ad es, se x_t è integrata di ordine uno, la sua differenza, $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$, è stazionaria, cioè $I(0)$.

regression), utili a individuare *break* strutturali nei modelli o a verificare come la stima dei parametri vari nel tempo. In sostanza, le stesse stime vengono ripetute su sotto campioni di ampiezza fissata n – nel nostro caso 60 trimestri – che differiscono successivamente per l'aggiunta del trimestre più recente e la rimozione del trimestre più vecchio. Prendendo come riferimento l'ultimo trimestre, il campione mobile utilizzato parte da 2011q4 e arriva fino all'ultimo disponibile (2015q2). Le stime in successione evidenziano un andamento a "U" per le elasticità al prezzo (α_1) del modello statico che dopo il 2013 tornano ad aumentare, e un andamento monotonicamente decrescente sia per α_1 che per il parametro di persistenza (α_6) del modello dinamico.

5. Endogeneità della variabile prezzo e uso delle variabili strumentali

Sebbene quantità e prezzi siano normalmente determinati simultaneamente in mercati concorrenziali e, di conseguenza, il prezzo sia una variabile endogena al modello, con conseguente distorsione delle stime ottenute applicando uno stimatore OLS, quest'ultimo può ancora ritenersi consistente qualora la curva di offerta si possa assumere infinitamente elastica. Se, tuttavia, questa ipotesi è da ritenersi poco fondata, il prezzo non può considerarsi esogeno – è, in altre parole, correlato con il termine di errore dell'equazione di domanda – e lo stimatore OLS fornisce stime distorte e inconsistenti dei coefficienti. In questi casi, una tecnica conveniente per ottenere stime consistenti, ma anche per testare l'ipotesi stessa di endogeneità, è quella delle variabili strumentali [nota anche come *Two-Stage Least Squares* (2SLS)]. L'obiettivo è trovare una variabile-strumento che sia *rilevante*, vale a dire correlata con la variabile endogena da strumentare, *non debole*, vale a dire caratterizzata da un buon potere esplicativo e, allo stesso tempo, che possa considerarsi *valida* nel senso di essere esogena e dunque non correlata con il termine di errore del modello. Sfortunatamente, quest'ultima qualità può essere testata (parzialmente) solamente in presenza di sovraindentificazione ovvero quando si abbiano a disposizione più strumenti che variabili da strumentare. Altrimenti la stessa resta una assunzione che può essere, al più, supportata da un ragionamento credibile.

Nella pratica, il reperimento di variabili che posseggano tutte le caratteristiche richieste può essere arduo. Per quanto riguarda la strumentazione del prezzo di vendita dei tabacchi, la letteratura suggerisce l'utilizzo della componente del prezzo riconducibile all'accisa – posto che sia caratterizzata da una sufficiente variabilità – il costo delle materie prime (tipicamente il tabacco) e, il prezzo di vendita stesso ritardato, cioè relativo ad un momento nel tempo precedente.

Altra fonte di endogeneità nel modello può essere infine rinvenuta nel consumo passato (nei modelli dinamici) V_{t-i} , soprattutto qualora nel modello dovesse permanere una anche piccola autocorrelazione residua. In questo caso, qualora si possa ragionevolmente assumere che il termine di errore contemporaneo non sia correlato con i prezzi dei periodi precedenti, un possibile strumento per V_{t-i} è proprio P_{t-i} o ulteriori ritardi. Nella parte che segue saranno affrontate e discusse queste problematiche, per semplicità esclusivamente con riferimento ai modelli *log-log*.

La tabella 3 mostra in colonna (5) il modello statico con la variabile prezzo strumentata dal prezzo stesso ritardato di un periodo e dal prezzo in dollari del tabacco ritardato di tre periodi; il modello (6) è una riproposizione del modello dinamico sotto l'ipotesi che l'endogeneità sia riferibile allo sola variabile prezzo e con gli stessi strumenti utilizzati per il modello statico; infine, il modello (7) testa l'ipotesi che sia la variabile prezzo sia i volumi ritardati al quarto periodo siano endogeni e utilizza, per strumentare entrambi, il ritardo del prezzo al primo e al quarto periodo.

Per tutti e tre i modelli, il test di endogeneità porta a rifiutare l'ipotesi nulla di esogeneità del(dei) regressore(i) testati. Inoltre, i test sugli strumenti ne confermano la rilevanza attraverso un test F sugli strumenti esclusi che in tutti casi si colloca al di sopra del valore di 10, riconosciuto convenzionalmente come valore soglia. Per i primi due modelli, che sono sovra identificati (usano infatti due strumenti per un solo regressore endogeno) risulta anche possibile testare la validità degli strumenti stessi. La statistica J di Hansen, in entrambi i casi, non consente di rifiutare l'ipotesi nulla secondo cui gli strumenti utilizzati soddisfano le condizioni di ortogonalità richieste.

Gli strumenti utilizzati mostrano risultati soddisfacenti. Il modello statico porta a un ridimensionamento del valore dell'elasticità al prezzo di lungo periodo, in questo caso pari a -0.31; restano tuttavia irrisolti i problemi dovuti

alla presenza di autocorrelazione residua. Il modello dinamico (6) fornisce una stima per l'elasticità al prezzo di breve periodo pari a -0.20, in presenza di una stima per il parametro di dipendenza nel consumo ancora alto e pari a 0.40. Infine, il modello (7), riconoscendo la potenziale endogeneità di entrambe le variabili, porta a un ridimensionamento del parametro di persistenza a quattro trimestri, che scende a 0.25, e fornisce una stima di -0.25 per l'elasticità al prezzo di breve periodo.

La tabella 4, infine, mostra l'applicazione ricorsiva delle regressioni su sotto campioni mobili. Anche in questo caso si conferma una tendenziale riduzione nel tempo dei parametri di elasticità al prezzo di breve periodo e di dipendenza nel consumo a fronte di un leggero aumento dell'elasticità al reddito. Quest'ultima appare comunque piuttosto alta, collocandosi intorno a 1. Una possibile spiegazione per tale risultato risiede probabilmente in un effetto asimmetrico del reddito, particolarmente forte in caso di contrazione, come si registra negli anni finali della serie storica a nostra disposizione.

Inoltre non va trascurato che le principali variabili utilizzate nelle nostre stime, ovvero (il logaritmo di) volumi, prezzi e Pil, sono caratterizzate – come di consueto nelle serie temporali – da non stazionarietà. In particolare, esse appaiono integrate di ordine uno in relazione alla presenza di un *trend* (oltre alla stagionalità). Questa caratteristica può creare alcune complicazioni per l'analisi econometrica. Infatti, i dati caratterizzati da *trend* possono, nel peggiore dei casi, dar luogo a regressioni spurie e, in ogni caso, a valori delle *t* di Student o di altre statistiche test non affidabili. Una soluzione immediata consiste nel differenziare le serie per riportarle alla stazionarietà, rinunciando tuttavia ad analizzare le proprietà di lungo periodo del modello. Altrimenti, al fine di valutare le relazioni di lungo periodo, congiuntamente a quelle di breve e alle dinamiche di aggiustamento, si può ricorrere ad analisi di cointegrazione, attraverso una riscrittura del modello in differenze prime (variazioni) con modelli *error-correction* (Engle and Granger, 1987).

Nella presente analisi si è ritenuto di non procedere con questo tipo di metodologia per almeno due ordini di ragioni. In primo luogo, come già menzionato nel paragrafo 4, i test effettuati sui residui della relazione di equilibrio (equazione statica), sollevano un forte sospetto di non stazionarietà degli stessi. Ciò costituirebbe una violazione delle condizioni per l'esistenza di

una relazione di cointegrazione (in particolare tra volumi e prezzi) e, pertanto, per l'ammissibilità di una rappresentazione ECM. In secondo luogo, a fronte di una nuova parametrizzazione del modello in differenze, ci si troverebbe privi di strumenti validi per le variazioni di prezzo. Pertanto, si dovrebbe rinunciare a controllare la distorsione, forse anche più rilevante, connessa all'endogeneità, qualora questa fosse presente anche nelle variazioni dei prezzi, oltre che nei livelli.

6. Osservazioni conclusive

La tabella 5 riassume i risultati ottenuti per i differenti modelli stimati con riferimento alle elasticità della domanda di sigarette al proprio prezzo, sia di breve sia di lungo periodo. In particolare, mentre i modelli statici possono fornirci un'indicazione delle sole elasticità di lungo periodo, i modelli dinamici forniscono, direttamente, una stima delle elasticità di breve periodo e, indirettamente, come visto nel paragrafo 3, delle elasticità di stato stazionario (o lungo periodo). La stima delle elasticità di lungo periodo – che nell'ambito di questa analisi si riferiscono ad un periodo di quattro trimestri – si colloca nell'intervallo compreso tra -0.31 e -0.76, mentre, la stima delle elasticità di breve periodo è compresa tra -0.20 e -0.43. In base alle considerazioni svolte in merito al ruolo dell'autocorrelazione residua e, soprattutto, dell'endogeneità del prezzo, le stime più attendibili, a nostro giudizio, si attestano nella parte più bassa – in valore assoluto – dell'intervallo e, in particolare, intorno a -0.33 per l'elasticità di lungo periodo e a -0.25 per l'elasticità di breve periodo. È opportuno segnalare che, all'incirca a metà delle serie utilizzate, si osserva una significativa discontinuità nei volumi – connessa all'introduzione della legge che ha introdotto il divieto di fumo nei locali pubblici – la quale darebbe luogo, ove non fosse opportunamente controllata all'interno dei modelli di stima, a coefficienti di prezzo sensibilmente maggiori in valore assoluto. Una serie di regressioni ricorsive su campione mobile segnala altresì una tendenziale riduzione nel tempo della elasticità al prezzo a fronte di un aumento dell'elasticità al reddito. Premesso che sarebbero necessari ulteriori approfondimenti, si può avanzare l'ipotesi che la riduzione della sensibilità al prezzo sia connessa ad una fase di

maturità dei prodotti di tabacco tradizionali in cui sia ormai avvenuta una scrematura dei consumatori occasionali, e che parte della reazione alle variazioni di prezzo consista in uno spostamento del consumo tra diversi segmenti di mercato. Al contempo, l'elevata e crescente elasticità al reddito potrebbe trovare parte della spiegazione in un effetto asimmetrico, più forte in caso di contrazione, come si registra nell'ultimo terzo del periodo di analisi.

Riferimenti bibliografici

Baltagi, BH, Levin D. (1986), "Estimating Dynamic Demand for Cigarettes Using Panel Data: The Effects of Bootlegging, Taxation and Advertising Reconsidered", *Review of Economics and Statistics*, **68**, 148–155.

Engle, R. and C. Granger (1987), "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, **55**, 251-276.

Pollack, R. (1970), "Habit Formation and Dynamic Demand Functions," *Journal of Political Economy*, **78**, 745-763.

Tabella 1 – Stime OLS modello convenzionale e con aggiustamento parziale

dependent var: V _t	(1) static log-log	(2) static log-lin	(3) dynamic log-log	(4) dynamic log-lin
ln{P _t }	-0.514*** '(0.1235)		-0.358*** '(0.1072)	
P _t		-0.157*** '(0.0378)		-0.112*** '(0.0332)
V _t (t-4)			0.435*** '(0.0763)	0.437*** '(0.0755)
ln{GDP _t }	1.098*** '(0.3541)		1.199*** '(0.2454)	
GDP _t		0.000*** '(0.0000)		0.000*** '(0.0000)
time	0.037*** '(0.0105)	0.036*** '(0.0102)	-0.001 '(0.0008)	-0.001 '(0.0008)
time ²	-0.000*** '(0.0000)	-0.000*** '(0.0000)		
q ₋₁	-0.107*** '(0.0115)	-0.107*** '(0.0116)	-0.056*** '(0.0138)	-0.056*** '(0.0138)
q ₋₂	0.019 '(0.0115)	0.018 '(0.0116)	0.014 '(0.0103)	0.014 '(0.0103)
q ₋₃	0.061*** '(0.0116)	0.060*** '(0.0117)	0.038*** '(0.0111)	0.038*** '(0.0111)
0 to 4 years from smoking ban	-0.047*** '(0.0171)	-0.052*** '(0.0171)	-0.031* '(0.0159)	-0.035** '(0.0158)
Constant	-15.054* '(8.6320)	13.184*** '(0.6571)	-21.831*** '(5.5833)	8.916*** '(1.1652)
R-squared	0.939	0.938	0.951	0.951
Adj. R-squared	0.931	0.93	0.944	0.944
Log likelihood	142.563	142.106	150.08	149.965
N. of cases	70	70	70	70

Fonte: Elaborazioni proprie su dati di settore

Tabella 2 – Stime OLS a finestra mobile 60 trimestri

start	end	(1)		(3)		
		$\widehat{\alpha}_1$	$\widehat{\alpha}_2$	$\widehat{\alpha}_1$	$\widehat{\alpha}_2$	$\widehat{\alpha}_6$
1997q1	2011q4	-0.70	0.78	-0.56	0.66	0.44
1997q2	2012q1	-0.69	0.78	-0.55	0.70	0.43
1997q3	2012q2	-0.66	0.80	-0.52	0.80	0.43
1997q4	2012q3	-0.63	0.82	-0.49	0.89	0.43
1998q1	2012q4	-0.57	0.88	-0.45	0.92	0.45
1998q2	2013q1	-0.44	0.99	-0.34	1.01	0.43
1998q3	2013q2	-0.32	1.06	-0.23	1.04	0.43
1998q4	2013q3	-0.29	1.06	-0.19	1.02	0.42
1999q1	2013q4	-0.41	1.21	-0.26	1.14	0.40
1999q2	2014q1	-0.33	0.99	-0.21	1.07	0.33
1999q3	2014q2	-0.38	1.04	-0.26	1.11	0.34
1999q4	2014q3	-0.40	1.01	-0.27	1.09	0.33
2000q1	2014q4	-0.48	1.17	-0.31	1.19	0.32
2000q2	2015q1	-0.40	1.11	-0.24	1.17	0.26
2000q3	2015q2	-0.45	1.18	-0.24	1.16	0.26

Fonte: Elaborazioni proprie su dati di settore

Tabella 3 – Stime IV (2SLS)

dependent var: V_t	(5) IV static	(6) IV dynamic	(7) IV dynamic
ln{P_t}	-0.309** '(0.1294)	-0.200* '(0.1112)	-0.248* '(0.1289)
ln{GDP_t}	1.234*** '(0.3265)	1.201*** '(0.2246)	1.350*** '(0.2907)
V_(t-4)		0.402*** '(0.0714)	0.245* '(0.1278)
time	0.028*** '(0.0099)	-0.002*** '(0.0008)	-0.003*** '(0.0010)
time ²	-0.000*** '(0.0000)		
q_1	-0.103*** '(0.0106)	-0.057*** '(0.0127)	-0.072*** '(0.0171)
q_2	0.017 '(0.0105)	0.013 '(0.0094)	0.021** '(0.0099)
q_3	0.060*** '(0.0106)	0.039*** '(0.0102)	0.052*** '(0.0124)
0 to 3 years from smoking ban			-0.041*** '(0.0139)
0 to 4 years from smoking ban	-0.057*** '(0.0161)	-0.040*** '(0.0148)	
Constant	-17.930** '(7.9530)	-21.269*** '(5.1181)	-22.474*** '(5.9711)
Instrumented	ln{P_t}	ln{P_t}	ln{P_t}, V_(t-4)
Excluded instruments	ln{P_(t-1)}, ln{P_tobacco_(t-3)}	ln{P_(t-1)}, ln{P_tobacco_(t-3)}	ln{P_(t-1)}, ln{P_(t-4)}
R-squared	0.941	0.952	0.953
Adj. R-squared	0.933	0.946	0.946
N. of cases	69	69	66
F test of excluded instruments	112.244	118.663	12.739
Hansen's J p-value	0.229	0.334	
Endogeneity test p-value	0.014	0.014	0.068

Fonte: Elaborazioni proprie su dati di settore

Tabella 4 – Stime IV a finestra mobile, 60 trimestri

start	end	(5)		(6)			(7)		
		$\widehat{\alpha}_1$	$\widehat{\alpha}_2$	$\widehat{\alpha}_1$	$\widehat{\alpha}_2$	$\widehat{\alpha}_6$	$\widehat{\alpha}_1$	$\widehat{\alpha}_2$	$\widehat{\alpha}_6$
1997q1	2011q4	-0.23	1.05	-0.18	0.74	0.48	-0.39	0.92	0.26
1997q2	2012q1	-0.23	1.04	-0.19	0.78	0.48	-0.42	0.97	0.24
1997q3	2012q2	-0.19	1.07	-0.16	0.87	0.47	-0.46	1.11	0.19
1997q4	2012q3	-0.18	1.07	-0.14	0.94	0.47	-0.46	1.20	0.17
1998q1	2012q4	-0.11	1.13	-0.12	0.95	0.48	-0.38	1.25	0.20
1998q2	2013q1	-0.06	1.19	-0.07	1.03	0.49	-0.29	1.32	0.22
1998q3	2013q2	0.02	1.22	0.01	1.04	0.47	-0.21	1.35	0.25
1998q4	2013q3	0.04	1.20	0.05	0.99	0.46	-0.20	1.36	0.25
1999q1	2013q4	-0.14	1.28	-0.04	1.06	0.43	-0.18	1.37	0.25
1999q2	2014q1	0.04	1.08	0.09	0.96	0.36	0.05	1.13	0.25
1999q3	2014q2	-0.06	1.11	-0.02	1.00	0.35	-0.03	1.12	0.26
1999q4	2014q3	-0.12	1.05	-0.06	0.97	0.32	-0.06	1.14	0.18
2000q1	2014q4	-0.24	1.17	-0.13	1.07	0.31	-0.12	1.15	0.25
2000q2	2015q1	-0.18	1.09	-0.06	1.05	0.23	-0.04	1.08	0.18
2000q3	2015q2	-0.22	1.16	-0.05	1.02	0.21	-0.04	1.00	0.22

Fonte: Elaborazioni proprie su dati di settore

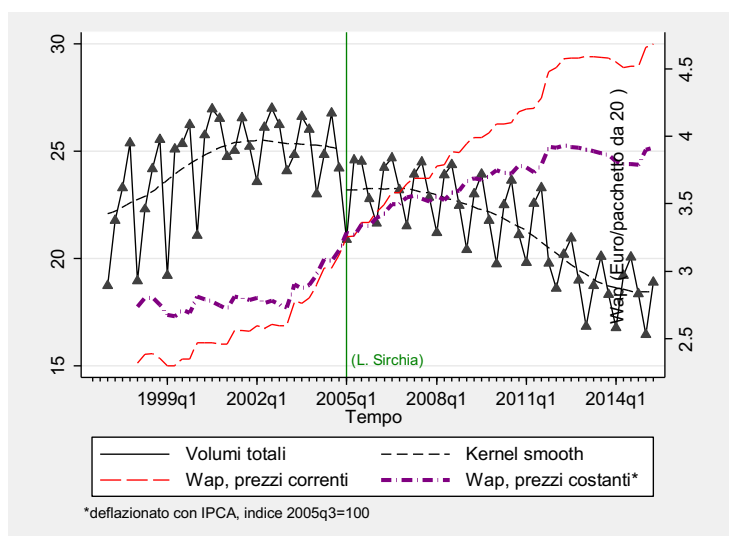
Tabella 5 – Elasticità al prezzo nei diversi modelli

		modelli						
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
		OLS				IV		
Elasticità al prezzo	Breve periodo	--	--	-0.36	-0.43	--	-0.2	-0.25
	<i>Lungo periodo</i>	<i>-0.51</i>	<i>-0.60</i>	<i>-0.63</i>	<i>-0.76</i>	<i>-0.31</i>	<i>-0.33</i>	<i>-0.33</i>

(2) e (4) calcolate in corrispondenza del prezzo in termini reali osservato nel trimestre 2015q2

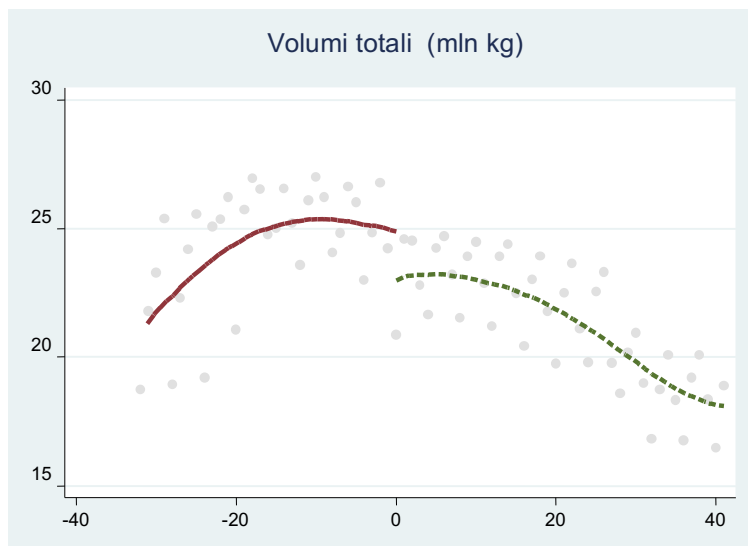
Fonte: Elaborazioni proprie su dati di settore

Figura 1 – Andamento aggregato dei volumi e dei prezzi delle sigarette



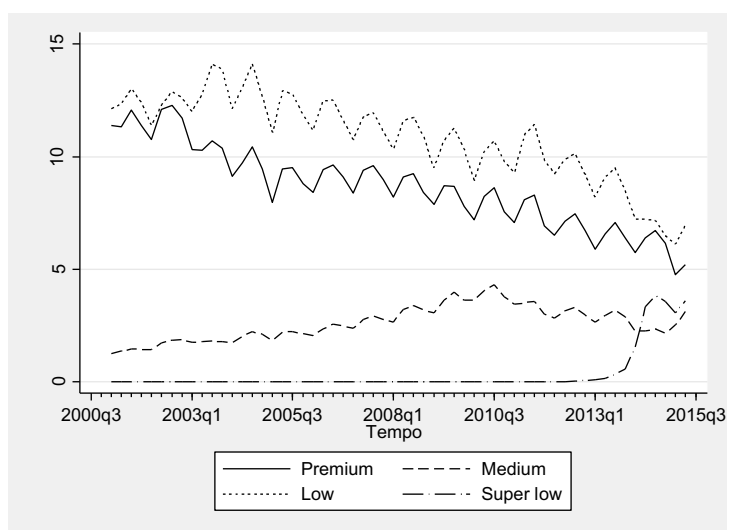
Fonte: Elaborazioni proprie su dati di settore

Figura 2 – *Regression discontinuity* sui volumi in corrispondenza della legge Sirchia



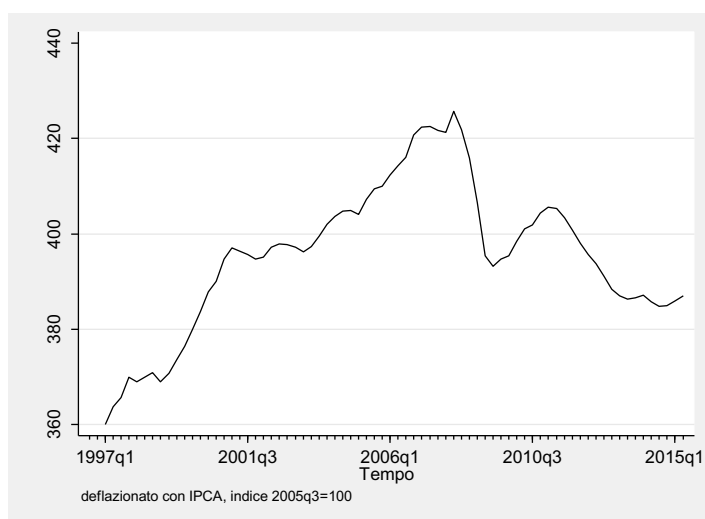
Fonte: Elaborazioni proprie su dati di settore

Figura 3 – Andamento volumi per segmenti di mercato



Fonte: Elaborazioni proprie su dati di settore

Figura 4 – Andamento del PIL trimestrale reale



Fonte: elaborazioni proprie su dati ISTAT