

**ANALISI ECONOMETRICA DELLA DOMANDA DI ACQUA PER USI DOMESTICI  
APPLICAZIONI DI MODELLI PANEL A DATI COMUNALI DELL'EMILIA  
ROMAGNA E DELLA LOMBARDIA**

**MASSIMILIANO MAZZANTI E ANNA MONTINI**

**DIRITTI, REGOLE, MERCATO**  
**Economia pubblica ed analisi economica del diritto**

---

XV Conferenza SIEP - Pavia, Università, 3 - 4 ottobre 2003

pubblicazione internet realizzata con contributo della



---

**società italiana di economia pubblica**

**dipartimento di economia pubblica e territoriale – università di Pavia**

# **Analisi econometrica della domanda di acqua per usi domestici**

## **Applicazioni di modelli panel a dati comunali dell'Emilia Romagna e della Lombardia**

di  
**Massimiliano Mazzanti<sup>\*</sup> e Anna Montini<sup>\*\*</sup>**

*Draft version*  
*Settembre 2003*

### **Abstract**

Il lavoro presenta un'analisi econometrica della domanda di acqua per usi domestici, utilizzando dati sul consumo e sulla struttura tariffaria forniti da alcune società distributrici di risorse idriche, integrati con dati di altre fonti che aggiungono informazioni di carattere socio-economico. Sulla base della letteratura teorica ed empirica relativa alla domanda di acqua per usi urbani, vengono esaminate diverse specificazioni concernenti modelli panel statici e dinamici. L'analisi econometrica evidenzia come il coefficiente legato alla variabile tariffaria risulti sempre significativo e negativo. Il valore dell'elasticità è generalmente compreso tra 0.75 e 1.11, ma mai significativamente diverso da uno. Per ciò che concerne il reddito, i risultati sono meno robusti. Nel modello ad effetti fissi, due altre covariate emergono come fattori esplicativi significativi: la densità di utenti per superficie, con segno positivo. In un modello ad effetti casuali, anche l'altitudine, la dimensione familiare media e l'indice di vecchiaia emergono come fattori esplicativi. Significativi. Un database minore è stato costruito avendo come riferimento il consumo d'acqua per uso agricolo con approvvigionamento da acquedotto in 52 comuni della Lombardia. Anche se tale fonte di approvvigionamento non è la prevalente, quando si considera la destinazione agricola, il database consente, a differenza di quello per uso domestico della risorsa idrica, stime riferite alla tariffa base e alla tariffa media evidenziando risultati sensibilmente diversi.

La presente analisi si caratterizza come un punto di partenza importante nel panorama italiano, data l'assenza storica di analisi empiriche sulla domanda di acqua, sia su dati familiari sia comunali, e data la transizione del sistema idrico dalla gestione statale municipalizzata ad una gestione privatistica, nella quale lo strumento tariffario diviene centrale come strumento sia finanziario sia di gestione della domanda.

**JEL: C23, D12, Q25**

---

<sup>\*</sup> CERIS-DSE CNR Milano e Università di Ferrara.  
<sup>\*\*</sup> CERIS-DSE CNR Milano e Università di Bologna.

## Indice

- 0. Introduzione**
- 1. La letteratura empirica**
- 2. L'analisi econometrica**
  - 2.1 La funzione di domanda**
  - 2.2 L'analisi econometrica**
    - 2.2.1 Le province di Bologna, Ferrara, Ravenna, Forlì e Rimini**
    - 2.2.2 La provincia di Bologna**
    - 2.2.3 La domanda d'acqua per uso agricolo**
- 3. Conclusioni**

## 0. Introduzione

Il lavoro presenta un'analisi quantitativa della domanda di acqua per usi domestici-urbani, utilizzando dati sul consumo e sulla struttura tariffaria forniti da alcuni gestori della Regione Emilia Romagna, integrati con dati di altre fonti che aggiungono informazioni di carattere socio-economico. Una parte minore del lavoro riguarda l'analisi del consumo d'acqua per uso agricolo con approvvigionamento da acquedotto in 52 comuni della Lombardia. Anche se tale fonte di approvvigionamento non è la prevalente, quando si considera la destinazione agricola, il database consente, a differenza di quello per uso domestico della risorsa idrica, stime riferite alla tariffa base e alla tariffa media evidenziando risultati sensibilmente diversi.

Sulla base della letteratura teorica ed empirica relativa alla domanda di acqua per usi urbani, vengono esaminate diverse specificazioni concernenti modelli panel statici e dinamici. La presente analisi si caratterizza come un punto di partenza importante nel panorama italiano, data l'assenza storica di analisi empiriche sulla domanda di acqua, sia su microdati familiari sia comunali, e data la transizione del sistema idrico dalla gestione statale municipalizzata ad una gestione privatistica, nella quale lo strumento tariffario diviene centrale come strumento sia finanziario sia di gestione della domanda.

In sintesi, sono due i possibili fini delle analisi sulla domanda di acqua per usi urbani-domestici. Il primo fine è la stima dell'elasticità rispetto al prezzo e al reddito (data costante la qualità del servizio e del

prodotto) nel breve periodo e nel lungo (quando sono presenti aggiustamenti negli elementi tecnologici)<sup>1</sup>. Una rilevazione dei valori delle elasticità per classi socio-economiche e nell'aggregato consente una politica tariffaria più avveduta ed una stima degli impatti delle riforme tariffarie<sup>2</sup>. In Italia, si è prestata finora poca attenzione alle istanze di carattere tariffario, in relazione alla domanda di acqua. Sono quindi necessarie o indagini ad hoc, mediante somministrazione di questionari, o elaborazioni di dati sulle utenze forniti dai gestori, in quanto la forma aggregata dei dati reperibili non permette nessun'analisi tecnica di natura microeconomica. Per fare questo, in entrambi i casi, è necessaria una collaborazione da parte delle utilities, in quanto detentrici di fonti informative preziose. Il punto, ancora più critico alla presenza di utility private, è notato anche da Pezzey e Mill (1998). Un secondo fine è la stima della disponibilità a pagare del consumatore per incrementi della qualità del servizio<sup>3</sup>, in senso olistico, o per incrementi di qualità delle singole "caratteristiche" nelle quali il servizio *per se* può essere de-composto: sicurezza, sapore dell'acqua, continuità del servizio, aspetto dell'acqua, tasso di inquinamento, costo, etc.. (Cima, 1998). La disponibilità a pagare può focalizzarsi su valori di uso diretto della risorsa (fornitura di acqua potabile) e valori di uso indiretto o di non uso (fognatura, depurazione), di natura prevalentemente pubblico-collettiva<sup>4</sup>.

Nel primo caso – stima dell'elasticità rispetto al prezzo e al reddito -, che è il riferimento del presente contributo, la stima delle elasticità di domanda per un dato livello qualitativo del servizio, l'analisi si fonda o su dataset di carattere cross section o longitudinale, al fine di ottenere, mediante le opportune specificazioni del modello e delle tecniche econometriche, le stime della sensibilità della domanda alle variabili prezzo e reddito<sup>5</sup>. Le problematiche delle fasi di stima sono affrontate nel terzo paragrafo, con una disamina della letteratura empirica, e nel quarto paragrafo, con un'analisi dei problemi econometrici relativi alla stima della domanda. Le informazioni sulle elasticità al prezzo possono poi essere utilizzate nei processi di *water*

---

<sup>1</sup> Notiamo che il valore dell'elasticità è correttamente calcolato utilizzando i coefficienti del prezzo marginale nelle analisi di regressione econometrica. Se il modello è loglineare, il valore del coefficiente fornisce direttamente l'elasticità, altrimenti occorre calcolarla per diversi punti della curva di domanda (se la domanda è lineare), o semplicemente nel valore medio di prezzo e consumo. Una via alternativa per il calcolo dell'elasticità di prezzo è basata sull'evoluzione dei prezzi e dei consumi: il rapporto tra le variazioni percentuali dei due elementi (teoricamente legati tra loro da un legame causale, in questo caso non dimostrato). Questa seconda via ha un limite oggettivo anche nella mancata considerazione delle esplicative socio-economiche: il ruolo della variabile tariffaria potrebbe quindi essere sovrastimato, essendo nascoste altre variabili determinanti il consumo di acqua.

<sup>2</sup> La letteratura evidenzia valori stimati delle elasticità al prezzo non elevati, comunque tendenzialmente positivi ma minori di uno. Fra le possibili ragioni sottostanti valori non elevati, potrebbero esservi: (i) una scarsa rilevanza degli effetti di reddito dovuti a incrementi tariffari, causa la rilevanza minima percentuale della spesa per servizi idrici nel bilancio familiare; (ii) un effetto puro di sostituzione (di prezzo) non rilevante, causa un basso livello di informazione dell'utente sulla struttura tariffaria e sul consumo effettivo per anno. Scarsa informazione determinata sia dalla tipologia di fatturazione (spesso annuale o semestrale) sia dal non rilevante effetto di reddito. La terza ragione è invece econometrica (iii): l'uso di dati aggregati e non individuali potrebbe aver causato una sottostima delle effettive elasticità (Arbues-Gracia et al., 2002). Date queste considerazioni, si ritiene di dover sottolineare la necessità di includere fra le covariate sia i valori ritardati del consumo sia (o) i valori ritardati del prezzo.

<sup>3</sup> "Residential water demand models have also, for the most part, neglected the quality of water. It is clear, however, that water quality is an important feature of potable water both for suppliers and demanders. Ideally, it should be possible to determine the demand for water of a specific quality" (Renzetti, 2002, p.159).

<sup>4</sup> Che possono anche essere considerati la parte pubblica di un bene pubblico impuro, "il servizio idrico integrato", comprendente i servizi di "potable water" e "wastewater facility". Per una tassonomia sintetica dei valori economici della risorsa acqua (acque di falda e di superficie) si veda Cima (1998, p. 106).

<sup>5</sup> Prezzo (marginale) e reddito costituiscono le due variabili per le quali la teoria economica può formulare ipotesi concernente la relazione tra consumo e variazione delle stesse. La domanda è influenzata anche da altre variabili sulle quali non abbiamo ipotesi teoriche da testare.

*demand management*, per i quali gli effetti sulla domanda derivanti dalle variazioni di prezzo costituiscono uno degli elementi di regolamentazione. Le informazioni sull'elasticità al reddito possono essere più utili nella fase di previsione dei fabbisogni idrici, previsioni che storicamente sono state effettuate sulla base delle dinamiche delle variabili reddito e popolazione, ipotizzando coefficienti fissi di consumo pro capite e elasticità implicitamente fissata ad un valore nullo.

Nel secondo caso – stima della disponibilità a pagare del consumatore per incrementi della qualità del servizio - , lo scopo dell'analisi economica è la stima dei valori di uso diretto, di uso indiretto e di non uso, associati al “consumo” della risorsa idrica. Per stimare le varie componenti di valore, si può fare affidamento alle metodologie di analisi diretta o indiretta delle preferenze. Per un'esaustiva presentazione e analisi delle metodologie di stima del valore si vedano Renzetti (2002) e Fontana e Massarutto (1995).

Il contributo è così strutturato. Il primo paragrafo presenta una rassegna critica della recente letteratura di analisi econometrica della domanda di acqua che utilizza dati a livello comunale. Il secondo paragrafo presenta il modello teorico della domanda di acqua, per poi proseguire con lo studio econometrico relativo a due diverse banche dati, costruite su dati comunali per alcune Province della Regione Emilia Romagna ed una terza riguardante la domanda d'acqua per uso agricolo nella provincia di Cremona. Il terzo paragrafo termina il lavoro riassumendo i risultati della disamina econometrica e fornendo alcuni spunti critici per future ricerche applicate.

## **1. La letteratura empirica**

Da un lato, la teoria economica fornisce una robusta base concettuale per identificare i fattori e gli effetti, di reddito e sostituzione, che possono influenzare la domanda di acqua. Dall'altro lato, però, la teoria non può fornire linee guida così chiare sulla specificazione della funzione di domanda e del vettore di covariate da utilizzare.

La letteratura può essere suddivisa in due classi di analisi, in relazione alla tipologia di dati utilizzati: (I) analisi su dati *households*, di matrice prevalentemente statunitense, con modelli econometrici per dati o (a) continui, dove la variabile obiettivo è il consumo d'acqua, o (b) discreti, a più stadi, dove la variabile dipendente è binaria o multinomiale nel primo stadio, per rappresentare la scelta di consumo fra diversi blocchi di fatturazione (scaglioni tariffari), e continua nel secondo stadio (domanda all'interno della fascia di consumo “scelta”). (II) Analisi su dati comunali, al quale fa riferimento soprattutto a recenti lavori francesi e spagnoli. Nel primo caso l'analisi è *cross section* o longitudinale, nel secondo caso è teoricamente possibile effettuare anche analisi su serie storiche. Nel seguito la disamina sarà incentrata sui contributi che hanno utilizzato dati comunali.

### **1.1. Gli elementi di criticità della letteratura**

Come evidenziano Arbues-Gracia et al., (2002), “there is no general consensus about what methodology is the most appropriate to analyse water demand”. Per questa ragione, i contributi rintracciabili nella letteratura internazionale perseguono diverse vie, tra loro alternative, per stimare la domanda di acqua. In questo paragrafo saranno presentati brevemente i principali contributi, tentando di evidenziare i punti di criticità per l’analisi quantitativa. Si presenteranno qui gli studi che hanno utilizzato dati a livello comunale, senza analizzare la vasta letteratura su dati familiari, peraltro ampiamente esaminata in altri lavori. Per ogni lavoro si indicheranno gli aspetti caratterizzanti: la tipologia di dati utilizzati (comunali o familiari) la struttura della variabile tariffaria, le covariate inserite oltre il prezzo, la natura panel o cross section dei dati, il modello econometrico specificato, i risultati raggiunti per i valori delle elasticità al prezzo e al reddito. Fra i lavori presenti in letteratura, sono stati selezionati quelli che, in base alla rilevanza degli aspetti metodologici, econometrici e teorici che sono ivi analizzati, offrivano maggiori informazioni e spunti critici funzionali ai nostri obiettivi.

Tali analisi rivestono un ruolo particolarmente interessante per i nostri studi sui fabbisogni idrici nel caso italiano, che oggi possono stimare la domanda di acqua definendo come unità di indagine il comune o l’area servita dal gestore, ed in futuro potranno basarsi sulle ATO come unità omogenee in termini di servizio e politica tariffaria.

Il primo lavoro che presentiamo è quello di Nauges e Thomas (2000), i quali strutturano un’analisi panel su dati aggregati a livello comunale (116 comuni) per alcune aree geografiche francesi, sul periodo 1988-1993 (T=6). Nei 116 comuni la fornitura è affidata alla Compagnia generale delle Acque, un grande operatore privato. Gli autori correttamente notano che “it is essential to keep in mind that the price (average or marginal) is not exogenously given to the municipality” e “some variables may enter both Consumption and price, this may lead to biased estimates if such a simultaneity is not taken into account”<sup>6</sup>. Ciò può significare che la strutturazione di due equazioni simultanee di consumo e prezzo può non essere una via sufficiente per risolvere il problema dell’endogenità, se esistono altre variabili esterne al modello (anche di natura istituzionale), che influenzano la determinazione del prezzo. Gli steps metodologici suggeriti sono i seguenti. Prima, testare l’endogenità del prezzo (con opportuni test, ad esempio il noto ed utilizzato test di

---

<sup>6</sup> Inoltre, notano (p. 68): “Three problems are not yet completely resolved in most cases. First, accurate data on prices paid (both average and marginal) are not always available to the researcher, hence making it difficult to draw relevant inference on consumers’ behaviour. Second, demand shifters such as climatic and socio-demographic variables should be included in these models. Third, when panel data are available, it is not always the case that the additional information provided by pooling cross sections with times series is fully exploited by empirical researchers. In particular, it is important when using panel data to assess the exact nature of price endogeneity in the consumption equation. As it stands, endogeneity of water price may be caused either by instantaneous consumption entering average price, or correlation between price and unobserved heterogeneity (individual effects), or both. Incorrect model specification often leads to severe bias in demand elasticities. When average or marginal price is correlated with individual effects in panel data, it may be the case that private water utilities charge residential water prices depending on local communities characteristics such as revenue, municipal debt, or population density. Hence, a possible cause of endogeneity of price in the demand equation is that the per head water consumption incorporates an unobservable individual effect. The latter can be considered the unpredictable part of the consumption, in the sense that it is not captured by explanatory variables introduced by the econometrician in the demand equation. If this individual effect is correlated with price for water, be it the marginal price or average price, then parameter estimates are likely to be biased”.

Hausman -una forma di LR test- o regredendo il prezzo su altre variabili istituzionali e socio-economiche); in secondo luogo, testare la correlazione fra variabili indipendenti e termine di errore (mediante Hausman test), cioè l'esogenità delle covariate socio-economiche. Terzo, verificare se possono sussistere altre covariate endogene. Inoltre, gli autori suggeriscono (p.80) di verificare la rilevanza sia del prezzo marginale sia del prezzo medio, che non può essere in ogni caso essere data per scontata ex ante.

L'analisi specifica si focalizza sui seguenti elementi: (i) si discute il tema della negoziazione sul prezzo del consumo idrico a livello municipale; (ii) si utilizzano modelli panel con variabili strumentali, ritenuti più efficienti e consistenti del modello ad effetti fissi, in presenza di endogenità del prezzo; (iii) si usano dati sia relativi al lato della domanda sia al lato dell'offerta (dati tecnici relativi alla rete di distribuzione). Quindi, "pooling together several data sources allows us to gain insight on many aspects of residential water markets, from price formation to the impact of household characteristics" (p.69).

La variabile dipendente è il consumo medio annuo di acqua, come covariate di prezzo si utilizzano sia il prezzo marginale sia il prezzo medio (spesa fatturata/consumo). Altre covariate sono: numero di connessioni alla rete idrica, ampiezza in chilometri della rete, numero di perdite della rete (proxy per i costi di manutenzione). I dati socioeconomici derivano dal censimento comunale del 1990: quindi tale vettore di variabili è costante (è usualmente costante nelle indagini su dati comunali)<sup>7</sup>. Tutte le variabili entrano in forma logaritmica.

Una prima fase di stima testa l'ipotesi che il prezzo medio e marginale siano influenzati dalle altre covariate selezionate: a tal fine si regredisce la variabile prezzo sul vettore delle altre informazioni disponibili. Due variabili risultano significative, anche se la regressione nel suo complesso non lo è (la costante è molto significativa): il risultato è ambiguo, in ogni caso "endogeneity of both marginal price and average price has to be checked carefully when estimating the residential water demand function" (p.79).

Per determinare la rilevanza relativa delle esplicative prezzo medio e marginale si stima una funzione inserendo un decomposed price index (Opaluch, 1982), dove il prezzo medio è decomposto nel prezzo marginale e in un secondo elemento equivalente al prezzo medio meno il prezzo marginale ( $AP=MP + (AP-MP)$ ). La decomposizione è semplificata se la formula tariffaria è lineare. Un primo test di Hausman depone a favore dell'ipotesi di esogenità del prezzo marginale. Un secondo test di Hausman (within estimator vs GLS) conduce invece al rifiuto dell'ipotesi nulla di esogenità. Su queste basi, modelli ad effetti fissi con opportune specificazioni di variabili strumentali, diffuse in letteratura, sono utilizzate, verificando mediante test di Hausman le assunzioni di esogenità e la consistenza delle IV utilizzate. Tali modelli, utilizzati per non perdere l'informazione sulle variabili che non variano nel tempo (infatti, nello stimatore within si perde traccia delle covariate time-invariant), producono stime simili.

Proseguendo, data la correlazione, vicina ad uno, tra prezzo medio e marginale (la differenza dei rispettivi coefficienti è testata, con esito negativo), si ri-stimano tutte le regressioni, includendo solo il prezzo medio. Questa scelta potrebbe essere giustificata dal fatto che gli utenti non conoscono effettivamente il prezzo

---

<sup>7</sup> Le vie possono essere due, per compararne i risultati: (i) un'analisi panel con dati socioeconomici costanti nei periodi, (ii) un'analisi cross section nell'anno in cui sono disponibili i dati.

marginale, mentre hanno una maggiore percezione e conoscenza della fattura (dell'ultima fattura)<sup>8</sup>. È rilevante notare la non attesa (ex ante) esogenità del prezzo medio, che potrebbe spiegarsi nella non rilevante proporzione della parte di prezzo medio che dipende dal consumo totale (“The component of average price depending on total water consumption is negligible in regard to the marginal price”).

Concludendo, il lavoro presentato è esaustivo in quanto considera e testa differenti specificazioni all'interno dei modelli panel, e verifica la significatività e l'esogenità sia della variabile prezzo marginale sia della variabile prezzo medio. Nel caso del prezzo medio, l'elasticità è pari a 0,22, mentre sia i prezzi marginali sia i prezzi medi sono variabili significative nelle regressioni, con segno negativo. L'effetto di reddito è anch'esso significativo, con un valore pari a 0,1. Inoltre, la presenza di metering individuale riduce il consumo idrico. Si rileva quindi una non elevata elasticità al prezzo in assenza di estensione del sistema di metering, e la necessità di rendere più evidente il link tra consumo effettivo e incentivi di prezzo.

Un lavoro affine al precedente, che si basa sulla medesima fonte di dati, è quello di Nauges e Reynaud (2001), i quali analizzano dati relativi a 109 comuni o syndacats intercommunaux nella regione della Gironda, per il periodo 1990-94, e 116 comuni nella regione della Mosella, per il periodo 1989-1993, con osservazioni annuali sul consumo di acqua per usi domestici e sui prezzi. I dati socio-economici e meteorologici sono integrati utilizzando anche dati specifiche. La variabile dipendente scelta è il consumo medio annuale (consumo totale/utenti). Il prezzo utilizzato per la Gironda è il prezzo medio corrispondente a un volume consumato di 100 metri cubi annuo, inclusi canoni per fognatura e depurazione. Per la Mosella, è possibile calcolare un prezzo per metro cubo che corrisponde al consumo dell'abbonato medio di ogni comune, più consistente del prezzo medio fisso del primo caso. Data la struttura tariffaria, la quale presenta una prima tariffa in quota fissa ed una seconda fascia con tariffa proporzionale al consumo, il prezzo marginale, uguale a quello medio, può essere assunto esogeno nel modello di regressione, semplificando le procedure di stima. Le altre covariate selezionate come eventuali esplicative della domanda di acqua sono le seguenti (elencate come benchmark per eventuali studi sul caso italiano): reddito imponibile medio, densità della popolazione per km<sup>2</sup>, tasso di occupazione, percentuale abitanti con più di 60 anni e di abitanti con meno di 20 anni, percentuale di famiglie composte da una o due persone, percentuale di abitazioni individuali, percentuale di abitazioni costruite prima del 1949 e dopo il 1982, precipitazioni annue e dei mesi giugno, luglio e agosto. Un altro nucleo di variabili è utilizzato come fonte informativa per l'uso di eventuali “strumenti” volti ad affrontare il problema della non esogenità di alcune variabili, quali il prezzo. Queste sono variabili caratterizzanti il comune o l'area: numero di abbonati, lunghezza della rete di distribuzione, fatturazione netta media per abbonato, percentuale del consumo industriale rapportato al consumo domestico. La stima della domanda è effettuata separatamente per le due regioni, considerando un modello

---

<sup>8</sup> Anche Pint (1999, p. 250) osserva: “Other economists [...] have argued that the measure of price to which consumers respond is an empirical question. The premise that is that is costly for consumers to determine the true rate schedule. If the marginal benefit of learning the true rate schedule is less than the marginal cost, then consumers may respond to some proxy as average price”. Alcune analisi su 430 città statunitensi sembrano indicare che gli utenti reagiscono al prezzo medio. Quindi, in assenza di dati sui consumi familiari, la scelta di inserire il prezzo medio invece del prezzo marginale può essere robusta e giustificata.

panel con variabile dipendente il consumo medio per abbonato nell'anno  $t$ , un vettore di variabili (prezzo, reddito, precipitazioni) con osservazioni su tutti i periodi, e un vettore di variabili supposte fisse nel periodo. Il modello econometrico è poi definito dal termine di errore stocastico, suddiviso -nel caso di un panel- in un errore individuale (effetto fisso) e un errore casuale di tipo *white noise*. Il primo termine riflette l'eterogeneità non osservabile che, se non è provata essere indipendente dalle altre covariate, è causa di endogenità del modello (*endogeneity bias*)<sup>9</sup>, che diviene inconsistente nelle stime. Le variabili sono espresse in logaritmi.

Il problema dell'endogenità della variabile tariffaria, pure in presenza di tariffazione lineare, è affrontato mediante un test di Hausman, che compara la stima del modello OLS (che include la covariata prezzo come definita prima) con la stima di un modello di variabili strumentali (IV), correlate con il prezzo ma esogene (caratteristiche della rete di distribuzione). Un secondo test di esogenità è effettuato per controllare l'eventuale correlazione tra variabili esplicative e il termine di errore individuale (effetti fissi). Questo secondo test di Hausman è basato sulla comparazione fra la stima di un modello MCG (minimi quadrati generalizzati) e un modello MCO o IV (in relazione al risultato del primo test). Si configura quindi un'analisi dell'esogenità delle covariate a due stadi successivi e consequenziali. In base al risultato del secondo test si opterà o per un modello ad effetti fissi o per un modello ad effetti casuali. Il secondo sarà scelto nel caso in cui il test comprovi l'esogenità delle esplicative. Il modello ad effetti fissi può invece essere adottato nel caso in cui l'ipotesi nulla di esogenità è rifiutata dal test, lo stimatore associato è consistente. Una terza possibilità è di utilizzare metodi specifici alternativi di variabili strumentali, richiamati anche da Martinez e Nauges (2001) e Nauges e Thomas (2000). Il primo test conduce all'accettazione (non rifiuto) dell'ipotesi nulla di esogenità del prezzo: non sono quindi necessarie variabili strumentali. Il secondo test rifiuta invece l'ipotesi nulla di esogenità, al 5% di significatività. Questo significa che le esplicative definite non sono sufficienti a spiegare il consumo medio. I metodi alternativi di variabili strumentali sono quindi necessari, in un modello ad effetti fissi, per correggere la distorsione generata dagli effetti individuali correlati con i vettori di covariate.

Le elasticità al prezzo che discendono dalla stima di tale modello di regressione sono negative e variano fra 0,08 (Mosella) e 0,22 (Girona), e si situano nella parte bassa del range relativo ai valori delle elasticità al prezzo calcolate in letteratura (0,12-1,63).

Martinez-Espineira (2002a) presenta invece un'analisi a due stadi su dati comunali (3 comuni), dove nel primo stadio si effettua una regressione multinomiale per calcolare la probabilità di consumo associata ad

---

<sup>9</sup> Le fonti di distorsione sono due: nei modelli panel: la prima è associata alla possibile correlazione tra covariate termine di errore "individuale" (effetti fissi), la seconda è invece associata alla correlazione fra covariate e termine di errore standard (Nauges e Thomas, 2000). Nel secondo caso, il test di Hausman si basa sulla considerazione che lo stimatore OLS su un modello ad effetti fissi (basato sulle variabili trasformate in deviazioni dalla media) è asintoticamente efficiente e consistente sotto l'ipotesi nulla che le variabili siano esogene, ma inconsistente nell'alternativa. Invece, un modello con variabili strumentali è consistente sia sotto l'ipotesi nulla sia sotto l'ipotesi alternativa, ma inefficiente sotto la nulla. Nel primo caso, invece, il test si calcola comparando uno stimatore generalizzato (GLS) e uno stimatore ad effetti fissi, con o senza IV. Le stime GLS saranno efficienti e consistenti se e solo se i fattori specifici individuali non sono correlati con le covariate. In tal caso, è opportuno utilizzare un modello ad effetti casuali.

ogni fascia tariffaria, e nel secondo stadio si stima la funzione di domanda di acqua pesando i consumi delle fasce per la proporzione di utenti presente in ogni blocco. I dati usati sono aggregati, ma a carattere mensile (in origine trimestrali, poi trasformati in mensili) e la tariffa di riferimento è a blocchi crescenti. I dati vanno dal Gennaio 1995 al Giugno 1999 per il comune con più informazioni. Il panel, di tipo *unbalanced*, presenta 183 osservazioni nell'analisi del primo stadio, ridotte a 120 (30 mesi\*4 comuni) nel secondo livello di analisi, con un arco temporale dal 1996 al 1998. I dati socio-economici sono al 1996, non vi è quindi variabilità *within-unit*.

Data la non differenziabilità del vincolo di bilancio, il processo di ottimizzazione è strutturato in due stadi, seguendo anche Hewitt e Hanemann (1995): prima, l'utente sceglie (scelta continua) il livello di acqua ottimale per ogni segmento del vincolo (si ha quindi una domanda condizionata), poi il consumatore sceglie in modo discreto la domanda condizionata che massimizza la sua utilità. Quindi, in altre parole, la procedura è la seguente: nel primo livello di analisi si stimano le proporzioni di utenti che ricadono in ogni fascia tariffaria. Il fine è arrivare alla stima di un *weighted mean marginal price*, ritenuto la misura corretta per analisi su dati aggregati. Infatti: "The use of aggregate data has also been blamed as a major source of incorrect specification [...] A weighted marginal price and a weighted mean differences are more appropriate. To calculate the weights for these average measures the researcher needs to have access to information on the number of users consuming in each block and this is normally not available" (p.3). Non sarebbe infatti corretto utilizzare le proporzioni osservate per pesare il consumo in quanto sono funzione delle preferenze e quindi correlate con il termine di errore. Occorre utilizzare dei predicted values per le proporzioni. A tal fine si utilizza un modello multinomiale logit, dove la variabile dipendente è la proporzione di utenti che ricadono in ogni blocco (forniti dalle utilities), con covariate le variabili climatiche e socio-economiche, escluso il prezzo che risulta non significativo. Tale risultato può indicare che non è il prezzo ad indirizzare la scelta concernente il blocco di consumo cui si appartiene. Queste *predicted proportions* sono poi utilizzate per pesare il prezzo marginale e l'effetto di reddito intra-marginale (Nordin) nella funzione di domanda da stimare, la quale contiene anche il reddito medio nel comune e altre covariate territoriali e socio-economiche come esplicative. Il panel è analizzato utilizzando un *groupwise regression model* che considera eteroschedasticità, correlazione cross-section e autocorrelazione<sup>10</sup>. La specificazione finale del modello considera *first order group specific correlation, heteroskedasticity and cross sectional correlation*. I risultati delle stime sono: il coefficiente della variabile reddito e della temperatura hanno il segno atteso (+), mentre per le variabili di prezzo si trovano (i) un valore negativo e non nullo per il prezzo marginale, con elasticità pari a 0,47 (ai valori medi) e (ii) un valore negativo per la variabile Taylor-Nordin, ma diverso per entità dal coefficiente del reddito. Tuttavia, si nota anche che una specificazione meno innovativa, non pesata, della variabile prezzo, conduce a stime dell'elasticità non statisticamente differente da quelle del modello di domanda ponderato per le proporzioni (valore medio di 0,37). Per cui, "These comparisons show that the estimated elasticities may not differ significantly when a more conventional price specification is used. They

---

<sup>10</sup> Usando un Breusch-Godfrey test per la potenziale presenza di autocorrelazione (p.10).

also show that simpler and less intensive data intensive models can better explain the variation in water demand” (p.13).

Un suggerimento per le politiche tariffarie viene dalla non rilevanza del prezzo come esplicativa dell’allocazione fra blocchi di consumo: il prezzo non è significativo nello spiegare la scelta di porsi in una determinata fascia di consumo. Questo elemento, se confermato, potrebbe mitigare l’effetto delle politiche di prezzo.

Sempre Martinez-Espineira (2002b) presenta un altro lavoro in cui si studia, in un modello panel, una funzione di domanda di acqua sia in presenza di tariffe lineari sia con tariffe non lineari (crescenti a blocchi), utilizzando come prima dati infra-annuali forniti dalle utilities. I dati richiesti sono relativi alla struttura tariffaria (sempre crescente a blocchi), al consumo di acqua, alla proporzione di utenti per scaglione tariffario<sup>11</sup>. Il panel, *unbalanced*, presenta 132 osservazioni per 25 mesi. Il modello OLS non può essere utilizzato, in quanto inconsistente, se gli effetti specifici sono diversi fra le osservazioni, e quindi correlati con i regressori. In questo caso, occorre utilizzare metodi di stima alternativi, e si possono testare le differenze fra modelli con appositi *Lagrange tests*. I metodi di stima sono rappresentati dal modello a effetti fissi (*within estimator*) e dal modello a effetti casuali. Il primo assume che i *local effects* sono fissi per ogni comune, e non casuali. Assumendo un sufficiente numero di osservazioni e una sufficiente variabilità fra di loro, lo stimatore è consistente e corretto anche se le variabili indipendenti sono correlate con il termine di errore che racchiude gli elementi di specificità. Possono comunque emergere problemi di efficienza dello stimatore, siccome non si utilizza l’informazione derivante dalla *between group variation* (ignora la variabilità fra comuni). Il problema principale è che si perde l’informazione su tutte le variabili statiche, che possono essere causa di *simultaneity bias* (non esogenità delle covariate): un trade off esiste quindi nella specificazione iniziale del modello *pooled*: da un lato l’eliminazione delle covariate *time-invariant* e l’uso di variabili strumenti o *predicted values* per i prezzi riduce i problemi legati a distorsioni intrinseche, dall’altro queste specificazioni possono essere associate a rilevanti perdite di informazioni se comparate con un modello GLS o OLS che include tutte le covariate su cui esistono dati disponibili.

Un’altra opzione disponibile è usare il *between group estimator*, il quale assume che “all variation depends on the town the observations belong to and consists of estimating by OLS a model where variables have been transformed into their group averages. The estimators obtained this way will be biased and inconsistent when the fixed effect is correlated with the regressors”.

Se si può assumere l’esogenità delle covariate usate come esplicative, è possibile utilizzare un modello a effetti casuali, il quale è una somma ponderata dei precedenti stimatori, con pesi la variabilità entro e fra i gruppi. L’esogenità dei regressori può essere testata via test di Hausman.

Per risolvere il problema dell’esogenità, senza perdere informazioni sugli effetti fissi specifici, è possibile utilizzare anche un procedimento di variabili strumentali: queste non devono ovviamente essere correlate con

---

<sup>11</sup> Si nota che “few utilities kept records on the number of users per block, a pervasive problem faced by the empirical literature”. Questo non ha permesso una corretta ponderazione del prezzo marginale. Tuttavia, avendo a disposizione i dati sulla spesa per scaglione, è stato possibile calcolare un prezzo medio ponderato.

i regressori (si veda anche Nauges e Thomas, 2000). Si può affermare che in generale tale metodo di stima è più consistente ed efficiente se il numero delle *exogenous time-varying variables* è maggiore di quello delle variabili endogene e statiche. Un'ultima opzione menzionata è quella, a due stadi, di trovare i coefficienti delle *time-varying variables* via within estimator, e recuperare in un secondo momento le informazioni sulle variabili statiche regredendo i valori predetti dal metodo ad effetti fissi sulle variabili statiche.

È interessante anche notare che l'autore utilizza tre differenti specificazioni per la variabile prezzo, utilizzando le guidelines offerte dalla letteratura: la prima fa riferimento a Billings (1982) e si basa su un'artificiale linearizzazione della struttura tariffaria, la seconda usa semplicemente il prezzo marginale e la variabile D dell'utente rappresentativo, una terza usa un prezzo ponderato per la proporzione di metri cubi consumati per blocco tariffario. Come nota l'autore “ This is the first study in Europe that combines and compares so many different price specifications. In fact, the majority of other Europeans studies avoid even the analysis of block tariffs” (p.8).

I risultati delle procedure di stima sono i seguenti. I test di Hausman mostrano che la specificazione ad effetti fissi performa meglio di quella ad effetti variabili nella maggior parte delle regressioni. Il risultato conferma che l'endogenità della variabile prezzo è un elemento cruciale nella stima della funzione di domanda di acqua. Si ricorda però che tale specificazione elimina per definizione gli elementi fissi (nel tempo) di eterogeneità socio-economica. Per questo, si decide di utilizzare specificazioni più complesse, quali quelle descritte precedentemente: il tentativo evidenzia la perdita di informazione associata all'utilizzo dello stimatore ad effetti fissi. Inoltre, gli Hausman test indicano che tutte le variabili statiche (reddito, struttura dell'età, tipologia di famiglia, grandezza della famiglia), possono essere accettate ed incluse come esogene, non correlate quindi con il termine di errore. Perciò, ne consegue che non sussiste la necessità di utilizzare un approccio di variabili strumentali per le variabili statiche, mentre l'eventuale endogenità delle *time-varying variables* può essere affrontato prendendo le differenze prime (*demeaning*). Invece, si utilizza il metodo a due stadi sopra descritto: in un primo stadio, vengono stimati i coefficienti (consistenti e corretti) per le covariate *time-varying*, nella specificazione ad effetti fissi, poi (secondo stadio) vengono usati i predicted values degli effetti fissi della regressione al primo stadio come variabile dipendente in una nuova regressione che include come covariate le variabili statiche<sup>12</sup>. In questo modo, si nota, non c'è perdita di informazione<sup>13</sup>. Come aggiunta alla specificazione, si sono pesate le osservazioni per il numero di utenti presenti nel comune, al fine di mitigare l'eventuale presenza di eteroschedasticità.

Le stime rilevanti sono le seguenti. I valori delle elasticità, calcolati ai valori medi di prezzo e di consumo, sono compresi tra 0,12 e 0,17, con valori superiori per le elasticità calcolate considerando solo il consumo sopra la fascia di free allowance (valore di 0,34). Non si osservano differenze rilevanti fra le diverse specificazioni della variabile prezzo. Quindi, anche specificazioni non ottimali dal punto di vista

---

<sup>12</sup> Nel modello panel abbiamo quindi la presenza di *time-varying variables* e *static variables*. Le prime possono essere fisse nel tempo.

<sup>13</sup> Un confronto, via test di Hausman, fra il modello a variabili strumentali e il modello a due stadi mostra che i guadagni ottenuti con il primo sono ridotti. Il test è essenzialmente un test sull'uguaglianza fra i coefficienti delle *time-varying variables* nei due modelli (LR test). L'ipotesi nulla non può essere rifiutata, quindi si può tenere l'ipotesi di esogenità.

della consistenza teorica possono fornire risultati consistenti, soprattutto in presenza di dati aggregati. È rilevante notare il segno positivo e significativo della variabile associata alla presenza di free allowance: quindi “these results confirm the intuition that free allowances, although politically attractive and sometimes necessary to maintain acceptability, provide a clear disincentive to the conservation of the resource” (p.12). L’acqua si conferma inoltre essere un bene normale, ed il segno della variabile D è quello corretto (-). Dal punto di vista metodologico, due risultati sono da notare. In primo luogo, le varie specificazioni di prezzo non conducono a stime dell’elasticità significativamente differenti. In secondo luogo, opportuni test di esogenità possono indirizzare il ricercatore verso il modello econometrico più efficace per i dati che si stanno esaminando. Sia le covariate statiche sia quelle variabili nel tempo devono essere sottoposte a test di esogenità

## 2. La funzione di domanda

### 2.1 Specificazione della funzione e aspetti critici

Sulla base dei ragionamenti teorici fin qui sviluppati e della disamina della letteratura presentata nel paragrafo precedente, affrontiamo ora il problema della costruzione e analisi della funzione di domanda, sintetizzando gli elementi di criticità. Possiamo innanzitutto affermare che vi sono quattro punti chiave, tra loro interrelati, per quanto riguarda la specificazione e analisi della funzione di domanda di acqua<sup>14</sup>:

1. La natura dei dati
2. La specificazione del modello della funzione di domanda
3. L’analisi empirica del modello

Dopo aver definito l’unità campionaria di riferimento, la famiglia o un’area omogenea (comune, ATO, etc.), occorre selezionare il vettore di variabili dipendenti e indipendenti. Di solito, la funzione di domanda è strutturata come additiva e lineare<sup>15</sup>, o log-lineare<sup>16</sup>.

La variabile obiettivo, cioè la variabile dipendente nelle analisi statistiche, è il consumo di acqua (generalmente l’acqua fatturata), in valore assoluto annuale (o con frequenza minore, se i dati sono disponibili) o pro-capite ( $m^3/utenze$ ), il quale risulta funzione di un certo numero di esplicative, o covariate dell’analisi.

In relazione al tipo di covariate incluse, sono possibili diverse specificazioni della funzione di domanda. Partiamo dalle specificazioni più semplici per concludere con quelle più complesse.

<sup>14</sup> Ricordando che: “in any particular local water market, the aggregate water demand curve equals the horizontal summation of individual household demand curves whose slopes and position vary, in part, due to differences in household characteristics. Household characteristics such as income, intensity of water using capital, and landscaped area are also expected to influence how household demand responds to specific policy instruments” (Renwick e Archibald, 1998, p.344).

<sup>15</sup> Consistente con il fatto stilizzato secondo il quale l’elasticità aumenta all’aumentare del prezzo.

<sup>16</sup> Una specificazione double log lineare permette una stima diretta dell’elasticità al prezzo, che in questo caso è costante lungo la funzione di domanda. È come se assumessimo una funzione di utilità Cobb-Douglas, la quale genera un’elasticità costante al prezzo e al reddito (pari però a uno nel caso della Cobb Douglas).

Il modello base di funzione di domanda di acqua ( $W_d$ ) è il seguente:

$$W_d = f(\text{pm}, R)$$

Con  $\text{pm}$  = prezzo marginale e  $R$  = reddito (o proxy del reddito), le quali sono le uniche variabili sulle quali possiamo formulare aspettative, dettate dalla teoria microeconomica, sul segno della relazione (- e +). È anche possibile testare la significatività di effetti non lineari, introducendo le medesime variabili elevate al quadrato.

Il  $\text{pm}$  può essere inserito come: (i) prezzo marginale unico se la tariffa è uniforme crescente; (ii) prezzo marginale medio o medio ponderato<sup>17</sup> per scaglioni, se la tariffa è crescente a blocchi<sup>18</sup>. Il prezzo marginale, ricordo, è nullo in presenza di flat fee, o di fasce tariffarie nelle quali si paga una tariffa non proporzionale al consumo o una tariffa nulla (*free allowances*).<sup>19</sup>

È utile citare Renzetti (2002, p.34), il quale afferma: “*one of the less clear results, however, concerns the specification of the price of water. [...] there is no single correct price of water. Rather, the actual price used by households in their water use decisions is influenced by the presentation of rate schedule information and, thus, must be investigated on a case by case basis. It also appears that the attention paid to the specification of the price of water has meant that other features of residential water demands have not yet been explored fully. These includes the role of other prices, the possibility of estimating daily or even hourly water demands and the role of characteristics of water (such as reliability and quality) in determining households demands*”.

Sulla base di queste considerazioni, introduciamo via via altre possibili covariate del modello di domanda in modo da strutturare modelli di regressione più complessi ed esaustivi.

Ad esempio, la domanda di acqua può dipendere da un vettore di variabili climatiche. In questo caso la funzione di domanda è

$W_d = f(\text{pm}, R, \text{clima})$  dove “clima” è un vettore di variabili climatiche quali la temperatura media (che teoricamente dovrebbe influenzare positivamente la domanda di acqua), la concentrazione di precipitazioni (annuali o mensili) nell’area o il numero di giorni piovosi (segno teorico -)<sup>20</sup>, oppure una serie di dummy per

<sup>17</sup> Il punto è rilevante anche per un altro aspetto. Infatti, quando si usano dati aggregati, “the results might be biased unless the aggregate marginal price and difference variables are weighted by the proportion of households actually consuming in each rate block” (Arbues Gracia, 2002, p.13). Comunque, il prezzo marginale o marginale ponderato, è ricavabile dal rapporto tra fatturato ( $P \cdot Q$ ) e consumo ( $Q$ ), sia con tariffa crescente a blocchi sia con tariffa unica proporzionale. I problemi di stima con dati aggregati e tariffe a blocchi sono maggiori: molti studi li hanno ignorati poiché la loro soluzione richiederebbe una serie di informazioni generalmente non disponibili: “For this reason, demand functions are normally estimated using the marginal price and the difference value faced by the average, or typical household” (Arbues Gracia, 2002, p.14).

<sup>18</sup> Alcuni inseriscono il prezzo medio, calcolato come rapporto tra spesa per consumo di acqua e quantità di acqua fatturata. Tuttavia si può incorrere in una mis-specificazione del modello, se la variabile dipendente è l’acqua fatturata. Una possibilità, con dati aggregati, è anche quella di inserire il prezzo marginale per lo scaglione di consumo dell’agente medio, o mediano (*typical user*).

Si può anche inserire come covariata la variabile legata alla presenza e al livello di un’eventuale tariffa flat, che non dipende dall’uso, o al livello della parte della tariffa non proporzionale al consumo.

<sup>19</sup> In questo caso, si possono verificare problemi di stima econometrica. Si veda per esempio il contributo di Dandy et al. (1997, i quali distinguono la scelta di consumo fra zona di *free allowance* (dove il prezzo marginale è nullo) e zona con prezzi marginali positivi.

<sup>20</sup> I segni fra parentesi rappresentano i segni attesi ex ante per i coefficienti.

testare specifici effetti stagionali, o mensili. L'effetto delle variabili climatiche potrebbe anche essere non lineare (Arbues-Gracia et al., 2002, p.9).

Una specificazione più completa è invece

$$Wd = f(\mathbf{pm}, \mathbf{R}, \text{clima}, \mathbf{Z})$$

Dove  $\mathbf{Z}$  è un vettore di “shifting factors” che comprende variabili socio-economiche ed infra-strutturali, per le quali però non abbiamo aspettative ex ante sul segno della relazione, né sulla linearità della stessa<sup>21</sup>. Tali variabili possono avere sia natura dummy sia continua.

Tale vettore di *shifting factors* e *supply linked variables* può contenere (fra parentesi l'eventuale segno atteso quando possibile):

- Prezzo di altre fonti energetiche usate per fini di riscaldamento acqua, quale, ad esempio, il prezzo dell'elettricità (vedi Hansen (1996))<sup>22</sup>;
- Numerosità familiare (+, ma con effetti anche non lineari, ovvero decrescenti. Si veda Høglund (1999));
- Età media dei membri della famiglia (-), presenza di figli (+);
- Ampiezza dell'abitazione (+), tipologia di abitazioni, presenza di giardini, piscine (+), etc..
- Densità della popolazione nell'area, età media della popolazione; numerosità della popolazione<sup>23</sup>;
- Tipologia di utility: pubblica, semipubblica, privata (come variabile esplicativa del pm);
- Tipologia e caratteristiche della rete di fornitura e distribuzione;
- Frequenza della fatturazione (-)<sup>24</sup> e tipologia della struttura tariffaria<sup>25</sup>;
- *Non pricing water saving programmes* (-);

## 2.2 L'analisi econometrica

<sup>21</sup> Come notano Hewitt e Hanemann (1995, p.186): “According to second order conditions of utility maximisation, the sign of the P1 exponent should be negative and the y+d sign should be positive. Intuition, not economic theory per se, suggests that the signs of all the coefficients on the socio-economic variables included in  $\mathbf{Z}$  would be positive (...) hence, there is no theoretical restrictions on the signs of the elements (...)”.

<sup>22</sup> Hansen (1996) presenta un'analisi sull'area metropolitana di Copenaghen, includendo fra i regressori sia il prezzo dell'acqua sia il prezzo dell'energia elettrica, bene considerato come complementare all'uso dell'acqua per le funzioni domestiche, adottando un approccio di *household production function*. La variabile dipendente è il consumo annuale familiare pro capite, tenendo conto sia delle famiglie con contatore sia delle famiglie che abitano in condomini. La tecnica di stima utilizzata è un OLS su dati pooled (1981-1990), utilizzata in quanto la struttura tariffaria, basata su prezzi marginali indipendenti dall'uso della risorsa, non crea problemi di endogenità. Il risultato principale è un'elasticità al prezzo dell'acqua negativa, mai superiore a 0,1, e non sempre significativa. Il valore dell'elasticità al prezzo dell'input energetico è negativo, pari a 0,2, evidenziando un possibile ruolo complementare, nelle politiche energetiche ed ambientali, fra diversi incentivi di prezzo mirati ad un uso efficiente delle risorse.

<sup>23</sup> Si potrebbero testare effetti “di scala” sui valori delle elasticità al prezzo e al reddito, anche semplicemente inserendo *town size dummy variables*.

<sup>24</sup> “More billing periods would then mean less water use. However, a consumer who gets less but bigger bills every year could suffer some kind of shock effect (at least immediately after the bill)” (Arbues Gracia et al., 2002, p.11). Per questo, la relazione va comunque testata in quanto ambigua.

<sup>25</sup> Il segno è ambiguo. L'opinione prevalente è che strutture tariffarie a blocchi crescenti siano maggiormente incentivanti; Nieswadomy e Molina (1989) trovano infatti valori dell'elasticità maggiori per utenti sottoposti a struttura di prezzi crescente. Il risultato non è comunque consolidato in letteratura (Arbues Garcia, 2002, pp.11-12)

L'analisi quantitativa si prefigge lo scopo di stimare una funzione di domanda di acqua a livello comunale, verificando in primo luogo la significatività delle variabili tariffa e reddito, e in secondo luogo di altre covariate socio-economiche che possono essere incluse nelle specificazioni dei modelli di domanda. I dati derivano in parte da informazioni fornite direttamente dai gestori contattati (8 gestori di servizi idrici integrati della regione Emilia Romagna), in parte da altre fonti (ISTAT, Ancitel). Si veda la tab. 1 per uno schema riassuntivo sulle variabili utilizzate. I dati raccolti sono longitudinali, su quattro anni (2001-1998); per alcune variabili, non essendo disponibile la variabilità su quattro anni, è stato utilizzato un solo dato<sup>26</sup>.

Il modello di domanda specificato è loglineare, e presenta come variabile dipendente il consumo pro capite a livello comunale. La variabile tariffaria inclusa come esplicativa è, in assenza di specifiche informazioni sul prezzo marginale (e alla presenza di tariffe crescenti per scaglioni), la "tariffa base" come definita dai piani tariffari dei vari gestori. Il reddito comunale è invece stimato riparametrizzandolo in conformità a dati provinciali. In base ai dati disponibili, sono stati esaminati modelli panel statici e dinamici sono stati esaminati, analizzando diverse specificazioni alternative. L'analisi econometrica su dati panel può essere suddivisa in due fasi, in base al dataset utilizzato.

In primo luogo, si è studiata la relazione di domanda per i dati relativi a 125 comuni delle Province di Bologna, Ravenna, Ferrara, Rimini, Forlì-Cesena, specificando e comparando sia un modello ad effetti fissi sia un modello ad effetti casuali. Inoltre, per il modello ad effetti fissi si è analizzata una specificazione con effetti fissi individuali e temporali. Infine, è stato provato un modello dinamico, per testarne la robustezza e la significatività del consumo di acqua ritardato, con dati che presentano tuttavia solo 4 osservazioni temporali.

In secondo luogo, sfruttando invece l'informazione disponibile su 11 anni (2001-1991) per 40 comuni della provincia di Bologna, si è effettuata un'analisi dettagliata di diverse specificazioni di un modello panel dinamico che presenta come variabile ritardata il consumo pro capite al tempo  $t-1$ , la tariffa media, il reddito e altre esplicative socioeconomiche.

### **2.2.1 Le province di Bologna, Ferrara, Ravenna, Forlì e Rimini.**

La prima specificazione esaminata (modello 1 nella tab. 2) per il panel relativo a 125 comuni su 4 anni è quella del modello di domanda di acqua con incluse le sole covariate reddito comunale e tariffa base. Nel modello con soli effetti individuali, sia la tariffa sia il valore aggiunto risultano significativi (il coefficiente della tariffa è maggiormente significativo), e associati ad un segno conforme alle aspettative ex ante derivanti dalla teoria (segno negativo per la tariffa e positivo per il reddito)<sup>27</sup>. Invece, nel modello con inclusi anche gli effetti temporali (modello 3, che risulta significativamente diverso dal precedente in base ad un

<sup>26</sup> I dati sono stati raccolti nel periodo Ottobre 2002-Marzo 2003, formulando specifiche richieste direttamente ai gestori.

<sup>27</sup> La specificazione stimata tenendo conto dell'eteroschedasticità, al fine di generare stime efficienti, è associata a un minore standard error per il coefficiente del reddito ed uno maggiore per la tariffa. Il t ratio indica una significatività, per entrambi, pari all'1%.

likelihood ratio test), solo la tariffa è significativa con segno negativo, mentre il reddito perde la precedente significatività, mantenendo il segno positivo. Le elasticità osservate rispetto al prezzo sono pari a 1.113 e 1.118, entrambe tuttavia non significativamente diverse da 1. Dalle specificazioni emerge quindi un valore unitario dell'elasticità rispetto al prezzo. Alcune prove con specificazioni non lineari (nel prezzo e nel reddito) non sono presentate perché i coefficienti emersi non risultano economicamente significativi.

Basandosi sul valore della statistica chi-quadro del test di Hausman, si osserva che il modello ad effetti fissi (MEF)<sup>28</sup>, come da attese (data la natura dei dati utilizzati), risulta preferibile rispetto al modello ad effetti casuali (MEC). Ricordiamo che il MEF è però più costoso in termini di perdita di gradi di libertà. La consistenza del MEF è confermata per tutte le specificazioni analizzate, e non sarà più evidenziata nel prosieguo dell'analisi sulle altre specificazioni<sup>29</sup>. Inoltre, il valore del test LM conferma sempre la robustezza del modello panel (MEC/MEF) sul modello OLS.

Aggiungendo le altre covariate socio economiche variabili nei quattro anni<sup>30</sup> (si veda la tab. 1) notiamo che l'unica covariata significativa è l'indice utenti/superficie, variabile che intende catturare la variazione (storicamente un aumento) della quota di utenti collegati ai servizi idrici<sup>31</sup>. Questo modello<sup>32</sup> (modello 2 nella tab. 2) evidenzia inoltre che l'introduzione di covariate socio-economiche rende non significativo il coefficiente del reddito. La specificazione finale presentata nella tab. 2 mostra le stime relativamente alle due variabili risultate significative più il reddito, che tuttavia non mantiene il segno positivo. L'introduzione di altre covariate risulta quindi un elemento di disturbo. Aggiungendo gli effetti fissi temporali (modello 4), l'elasticità rispetto al prezzo diminuisce ma rimane significativamente non diversa da uno<sup>33</sup>.

---

<sup>28</sup> Il modello panel ad effetti fissi è un *least square dummy variable model*. Lo stimatore è quindi un OLS con dummy individuali e anche temporali.

<sup>29</sup> Il test si basa sull'idea che nell'ipotesi di non correlazione (ortogonalità tra effetti casuali e regressori) il modello OLS nella specificazione ad effetti fissi e il MEC (GLS) sono entrambi consistenti, ma OLS è inefficiente, mentre sotto l'ipotesi alternativa OLS è consistente invece GLS non lo è. Quindi, si può testare la differenza delle stime sotto l'ipotesi nulla, che non dovrebbero differenziarsi sistematicamente. Sotto l'ipotesi nulla, la statistica test è distribuita come un chi-quadro con gradi di libertà pari al numero dei parametri utilizzati.

<sup>30</sup> Dopo un'analisi della matrice delle correlazioni, si è deciso di non inserire la variabile densità abitativa e la percentuale di abitanti sotto i 19 anni, in quanto presentano correlazioni di grado elevato con altre covariate. Essendo entrambe abbastanza correlate con la tariffa, saranno poi utilizzate come (unici) potenziali variabili strumentali, al fine di verificare l'esogeneità della variabile tariffaria.

<sup>31</sup> La letteratura non fornisce un'indicazione univoca rispetto al segno atteso del coefficiente legato a questa variabile. Da un lato, l'incremento degli utenti potrebbe condurre ad un maggiore risparmio energetico (minore consumo pro capite), in quanto una maggiore quota di famiglie è direttamente allacciata e riceve una fattura individuale, non, ad esempio, relativa al condominio. Tale effetto può però risultare problematico da catturare in un lasso temporale di quattro anni. Dall'altro lato, un maggiore numero di utenti può essere indicatore di variabili omesse, legate a specifici fenomeni socioeconomici, quali l'incremento, soprattutto nei centri urbani, di famiglie poco numerose o di utenze associate ad una sola persona. Questi fattori potrebbero causare invece un incremento del consumo pro capite, effetto che osserviamo nelle stime qui presentate.

Si è preferita la variabile utenti/superficie relativamente a utenti/popolazione, in quanto la seconda presenta maggiore correlazione con alcuni regressori (es. il reddito). I risultati sostanzialmente non mutano: la sola elasticità rispetto alla tariffa è minore, pari a 0.76, ma ancora non significativamente diversa da 1.

<sup>32</sup> Il quale, sulla base di un test LR, risulta strutturalmente diverso dal modello 1.

<sup>33</sup> In tutte le specificazioni analizzate, l'utilizzo di uno stimatore robusto per correggere l'eteroschedasticità conduce a risultati simili. Per ciò che riguarda la tariffa, il t ratio è inferiore, ma il livello del coefficiente e dello standard error conducono, come in precedenza, a non rifiutare l'ipotesi di elasticità unitaria.

L'esogeneità del prezzo/tariffa, che la letteratura indica essere una delle ipotesi più problematiche dei modelli empirici di domanda di acqua, può essere verificata o mediante una regressione della tariffa sulle altre variabili socioeconomiche, o mediante opportuni test statistici. Nel primo caso, quattro regressori, fra quelli utilizzati, risultano significativi: dimensione familiare, reddito comunale e consumo pro capite. Seguendo Greene (2000, p. 385), possiamo utilizzare i *predicted values* di questa regressione ed effettuare un test (Wu test), che fornisce un risultato paragonabile al Wald test (Hausman test). Il test si basa sulla stima di una regressione dove inseriamo i valori previsti, al posto della variabile, per la covariata oggetto di indagine. Il t ratio stimato è poi utilizzato per ottenere una statistica F con gradi di libertà  $[1, n-k-k^*]$ , nel nostro caso, ad esempio,  $[1, 372]$ . L'ipotesi nulla è ampiamente rifiutata dal valore elevato della statistica F, rispetto al valore critico 3.84; è ovvio che vi è implicito un grado di arbitrarietà nella scelta di quali esplicative utilizzare per ottenere i *predicted values*. Per i modelli 1 e 3, tuttavia, l'esogeneità della variabile tariffaria sembra essere rifiutata, sia sulla base del test di Wu sia sulla base del test di Hausman<sup>34</sup>. I due test dovrebbero tuttavia generalmente condurre a medesimi output.

Il risultato meriterebbe ulteriore analisi. Tuttavia, un problema presente nel dataset qui utilizzato è la carenza di variabili correlate con il prezzo e variabili nel tempo, data l'attestata maggiore robustezza del MEF sul MEC. Tutta l'informazione contenuta nelle variabili per le quali non si dispone di variabilità temporale non è perciò utilizzabile ai fini di strumentazione di eventuali variabili potenzialmente endogene. Questo limita le estensioni del modello a specificazioni caratterizzate dall'uso di variabili strumentali (in letteratura, ad esempio, sono spesso utilizzate variabili caratterizzanti l'offerta dei servizi idrici).

Nel nostro caso, è possibile effettuare alcune prove utilizzando i ritardi della variabile tariffaria come esplicative nella regressione, al posto della tariffa base al tempo t. L'ipotesi teorica è che il consumo di acqua si aggiusti in base alle informazioni sul prezzo dei periodi precedenti, mediante un processo di aspettative adattive. Si sono quindi effettuate alcune stime (non presentate nella tab. 2) utilizzando o il solo ritardo t-1 o il ritardo t-1 e quello t-2, e infine 3 ritardi temporali. I risultati, ancora preliminari, sono in sintesi i seguenti. Il modello con il ritardo t-1 ed il reddito mostra un coefficiente negativo ma non significativo per il prezzo. Inoltre, la specificazione non appare robusta sulla base del test LR che confronta la specificazione LSDV con quella a soli effetti fissi (senza le covariate): il valore chi-quadro non è così elevato da rendere possibile il rifiuto dell'ipotesi nulla di uguaglianza strutturale tra le due specificazioni. Aggiungendo il ritardo t-2, il coefficiente della tariffa t-1 è negativo ed appena sotto la soglia del 10% (t ratio 1.625) di significatività. Invece, il segno del ritardo t-2 è positivo con t ratio 2.062. il coefficiente del reddito è positivo ma non significativo. Un'ultima specificazione che aggiunge anche t-3 mostra una significatività statistica per tutti i tre coefficienti legati alla tariffa, con segno alterno: negativo per t-1 e t-3, positivo per t-2. Da notare che, aggiungendo regressori ritardati, il valore del test LR (valore della statistica chi-quadro) aumenta. In

---

<sup>34</sup> Il quale compara le stime del modello sotto l'ipotesi di esogeneità con quelle del modello con variabili strumentali o predicted values. La statistica del test di Wald è quindi calcolata come la differenza tra i due coefficienti, diviso la differenza tra gli standard error, con gradi di libertà pari al numero delle variabili esaminate (1 se la variabile esaminata è il prezzo).

quest'ultima specificazione, ad esempio, l'ipotesi nulla di uguaglianza strutturale è rifiutata dal test. I segni e la significatività di t-2 e t-3 sono confermati anche nel caso di esclusione della variabile tariffa in t-1.

Un terzo stadio di analisi, sul dataset dei 125 comuni, è associato al tentativo di esaminare la rilevanza di un modello panel dinamico, pur alla presenza di soli 4 periodi, che limitano quindi la matrice delle variabili strumentali (i ritardi) utilizzabili, e generano una notevole perdita di informazione<sup>35</sup>. Il modello stimato (modello 5) è una specificazione panel che, rispetto alle precedenti, inserisce un ritardo temporale per la variabile dipendente (consumo pro capite in t-1). In sintesi, i risultati sono i seguenti: una specificazione base con consumo in t-1, reddito e la tariffa evidenzia una significatività per la covariata ritardata e per la tariffa, mentre una minore per il reddito. Il segno della tariffa è negativo, con elasticità di 1.31, ma sempre non diversa da uno; il segno del ritardo è anche esso negativo, con elasticità di 0.39<sup>36</sup>. Aggiungendo le altre covariate socio-economiche, il quadro non muta sostanzialmente rispetto al modello statico: l'introduzione di altre variabili non muta il segno e il coefficiente della tariffa, e nemmeno, in questo caso, il segno e la significatività del ritardo del consumo. Il coefficiente della variabile utenti per unità di superficie è positivo ed altamente significativo, mentre il reddito risulta positivo e associato ad un t value non significativo ma abbastanza elevato (a differenza di quanto trovato nel modello 2). I risultati sono però inficiati dall'output del test di Sargan<sup>37</sup>, che mostra in tutte le regressioni esaminate livelli della statistica chi-quadro molto elevati rispetto ai valori critici della regione di accettazione dell'ipotesi nulla.

Per finire, si esamina un MEC inserendo tutte le covariate non utilizzabili, perché time-invariant, nel MEF. Tale specificazione<sup>38</sup> (modello 6 tab. 2) evidenzia che l'indice di vecchiaia, il livello di altitudine e la dimensione familiare siano tutti potenziali fattori esplicativi del consumo, ed associati ad un segno negativo del coefficiente (significativo); questo risultato conferma alcuni risultati attesi in base alle indicazioni della letteratura. È interessante notare che, in termini assoluti, l' "elasticità rispetto alla dimensione familiare è superiore a uno, e quella rispetto all'indice di vecchiaia è ½, mentre è molto bassa quella relativa all'altitudine (elemento non socio-economico). Anche l'indice di ruralità e il numero di unità commerciali risultano associate ad un coefficiente negativo; in questo caso il risultato è più controintuitivo, anche se una maggiore ruralità del territorio comunale può accompagnarsi ad un uso maggiore di fonti non

---

<sup>35</sup> Infatti, il numero di strumenti validi aumenta all'aumentare di T. Questo significa che l'incremento di T conduce a "migliori" stime (ceteris paribus). Come nel MEF, le covariate che non variano nel tempo non sono stimabili nel modello dinamico. Un altro problema, aggiuntivo, è la perdita di informazioni. Ad esempio, nel modello ad un ritardo, le prime due osservazioni sono perse nel processo (i) di generazione delle variabili in differenze e (ii) di introduzione dei ritardi per la dipendente.

<sup>36</sup> I coefficienti sono stimati con procedura *one step*.

<sup>37</sup> Test concernente la sovraidentificazione del modello, in altre parole alla "bontà" degli strumenti utilizzati. L'ipotesi nulla è che il modello sia correttamente identificato. Il test è distribuito come un chi-quadro con gradi di libertà che dipendono dalla numerosità del panel e dal numero di parametri e strumenti utilizzati.

<sup>38</sup> Si sono escluse le variabili, comunque riportate nella tab. 2, che presentano un elevato grado di correlazione (uguale o maggiore di 0,50) con altre covariate. Si sono selezionate quindi le covariate con minori problemi di correlazione di carattere generale all'interno dei dati disponibili.

acquedottistiche, anche per usi domestici. Per finire, la tariffa è significativa al 10% e negativa, con un'elasticità che in questo caso (unico caso) è minore e significativamente diversa da uno.

Tuttavia, pur non potendo fare analisi comparata tra MEF e MEC sulla base di quest'ultimo modello, si ricorda come i test effettuati mostrino chiaramente come il MEF sia, in questo caso di studio, più robusto.

Per concludere e sintetizzare i risultati derivanti dall'analisi delle diverse specificazioni, si possono elencare i seguenti punti:

- Il coefficiente legato alla variabile tariffaria è significativo e negativo in tutte le specificazioni, con un valore dell'elasticità che varia da 0.88 a 1.113 (da 0.299 se consideriamo anche il MEC), ma mai significativamente diverso da uno. L'elasticità che emerge quindi dal presente studio è negativa e unitaria. Il risultato è robusto fra specificazioni
- L'elasticità al reddito, quando il coefficiente è significativo e positivo (modello 1), è pari a 0.56.
- Le altre variabili che sono risultate significative sono il rapporto tra utenti e superficie (segno positivo del coefficiente) e la densità abitativa (popolazione su superficie), la quale risulta però positivamente correlata con il reddito, perciò omessa dalle specificazioni finali. Nel MEC risultano poi significative altre covariate legate ad elementi time invariant.
- Per quanto riguarda il modello dinamico, si osserva che il segno e la significatività della tariffa sono confermati; la covariata ritardata del consumo ha un effetto negativo e significativo; il reddito è positivo e abbastanza significativo. Tuttavia, il test di Sargan evidenzia un potenziale problema di errata specificazione, probabilmente dovuto al limitato numero di anni sui quali l'analisi è effettuata.

### 2.2.2 La provincia di Bologna

Sfruttando la maggiore informazione dinamica, e quindi il maggior numero di strumenti potenziali, derivabile dai dati disponibili su 11 anni per 40 comuni della Provincia di Bologna, si esaminano ora i risultati associati a diverse specificazioni del panel costruito sulla base di informazione relativa a 40 comuni per 11 anni<sup>39</sup>.

La specificazione più semplice (modello C, tab. 3), con reddito, tariffa e consumo ritardato di un periodo, mostra come, nel modello dinamico *one step*<sup>40</sup>, sia significativo solo il ritardo del consumo idrico. La tariffa,

---

<sup>39</sup> Le uniche variabili che variano effettivamente per tutto l'arco temporale sono consumi, popolazione, reddito e tariffe. Le altre variabili mantengono la loro variabilità prima descritta.

<sup>40</sup> Arellano e Bond (1991) suggeriscono di utilizzare le stime della procedura *one step* per fini di inferenza sui coefficienti, perché in piccoli campioni le stime *two step* degli standard error possono essere distorte verso il basso. Il modello *two step* può però condurre ad una migliore inferenza sulla specificazione della regressione. In altre parole, è frequente notare un più elevato valore della statistica chi-quadro relativa al test di Sargan (con ipotesi nulla una corretta identificazione del modello. Alti valori del test conducono a rifiutare la corretta identificazione, e quindi a dubitare della bontà degli strumenti utilizzati. È comunque rilevante comparare il segno e la significatività dei coefficienti nei due

non significativa, presenta tuttavia un segno positivo, elemento problematico delle stime risultanti dal database ristretto SEABO. Infine, il test di Sargan porta a rifiutare l'ipotesi nulla di corretta identificazione. Le stime del modello two step confermano elementi noti in letteratura (nota 12): il test di Sargan depone a favore di una corretta identificazione della specificazione, e i coefficienti mutano significatività (ma, da notare, non segno e livello). Infatti, sia la tariffa sia il reddito divengono significativi, insieme al consumo ritardato.

La disamina di una specificazione che include le variabili socio-economiche time variant non muta sostanzialmente il quadro di analisi (modello D). A parte il reddito, nel modello one step risultano significativi tariffa (segno +), consumo ritardato (+), dimensione familiare (+) e densità di utenti per superficie (-). Nel modello two step, incrementa la significatività di tutti i coefficienti, che non mutano né segno né livello (elasticità); anche la variabile reddito diviene significativa, con segno positivo<sup>41</sup>. Ciò che si è evidenziato relativamente al test di Sargan nei modelli one e two step vale anche in questa nuova specificazione.

Sul modello dinamico si possono fare tre considerazioni di carattere generale. In primo luogo, il test di Sargan, il quale testa la "bontà" delle variabili strumentali, non conduce ad un'accettazione dell'ipotesi nulla, con una procedura di stima one step. Usando invece una procedura two step, l'ipotesi nulla non è mai rifiutata. La scelta fra le due procedure non è priva di ambiguità, esistendo in letteratura posizioni che esprimono i pro e i contro sulle stime ottenute da procedure one e two step, e che analizzano anche le distorsioni del test di Sargan.

Nel nostro caso, non si osservano cambiamenti di segno e grandezza nei coefficienti fra one e two step, ma cambiamenti di significatività. In secondo luogo, emerge un coefficiente positivo e significativo per la variabile prezzo dell'acqua (tariffa media).

Il problema potrebbe derivare dal fatto che, per il gestore bolognese (SEABO), non era disponibile la tariffa base (media), in altre parole la tariffa che dovrebbe coprire i costi medi del servizio, ma solamente una tariffa media calcolata dal gestore stesso, e contenuta nei bilanci annuali. Tariffa che probabilmente non è né una tariffa media ponderata né una tariffa base, ma un'informazione tariffaria media che potrebbe includere i dati di consumo. Il problema dell'endogeneità, e della consequenziale distorsione nelle stime (positive) dei coefficienti tariffari sarebbe imputabile quindi ad una variabile tariffaria di possibile inferiore "qualità" rispetto agli altri gestori emiliano romagnoli. Infine, un'analisi focalizzata su un solo gestore potrebbe essere inficiata dall'omogeneità di gestione tariffaria, in altre parole da una minore variabilità sia a livello di variabili socio-economiche sia a livello di prezzi idrici.

Si presentano di seguito anche alcuni commenti relativi a stime effettuate specificando un modello statico sul dataset SEABO. Nel modello statico, i problemi di interpretazione si acuiscono. Un primo modello ad effetti fissi che include solo tariffa e reddito evidenzia un segno controintuitivo per entrambi, con coefficienti

---

output, one step e two step: variazioni di segni e significatività dei coefficienti sono un ulteriore indicatore di problemi di specificazione.

<sup>41</sup> Tutti i segni risultano problematici da interpretare, soprattutto per le differenze strutturali con i risultati ottenuti nel par 2.1.

significativi<sup>42</sup>. Inserendo altre variabili, muta il segno del coefficiente del reddito (+), comunque non significativo; la tariffa rimane associata ad un segno positivo e significativo del coefficiente, mentre la dimensione familiare e la densità di utenti per superficie mostrano un segno del coefficiente positivo e significativo<sup>43</sup>.

L'inserimento di variabili ritardate per la tariffa non conduce a stime significativamente diverse, e degne di nota. Rimane il problema relativo al segno positivo della variabile tariffaria.

Le stime relative al sotto campione di comuni del gestore SEABO per i quali era possibile costruire un panel su 11 anni hanno evidenziato maggiori problemi di stima ed interpretazione. Occorre comunque notare che, ai fini del presente contributo, il peso assegnato ai risultati mostrati al par. 2.1 è predominante. Infatti, non è chiaro, e la questione non è facilmente risolvibile, se sia possibile effettuare analisi statistiche sulla domanda di acqua sulla base di specifiche aree omogenee per gestore e caratterizzate da minore variabilità in tutte gli elementi di analisi. Nel presente caso, allungare il panel restringendo il campione non ha condotto a risultati significativi e robusti come quelli del panel più ampio e temporalmente più "corto".

### **2.2.3 La domanda d'acqua per uso agricolo**

Diversi studi nella letteratura sul consumo d'acqua per uso domestico hanno mostrato che un incremento nei prezzi dell'acqua influisce negativamente sull'utilizzo/consumo di acqua; l'utilizzo dell'acqua a destinazione agricola - essenzialmente per l'irrigazione - risponde invece moderatamente ai livelli di prezzo ma è più influenzato da altri fattori come le variazioni climatiche, le politiche agricole e i prezzi dei prodotti. Ad esempio, il prezzo soglia per l'acqua ad uso irriguo individuato in un recente studio (Bontemps e Couture, 2000), considerando come area di studio il Sud-Ovest della Francia, subordinatamente al quale la domanda diventa più elastica e dipende dalle condizioni climatiche e oscilla fra i 0,30 F/m<sup>3</sup> per un anno "umido" e 1,60 F/m<sup>3</sup> per un anno "secco".

La situazione riguardante le tariffe idriche per irrigazione è molto differente da quella degli altri settori; la ragione principale di ciò è il ruolo differente che l'irrigazione gioca a seconda delle diverse condizioni idrogeologiche e climatiche nei contesti considerati<sup>44</sup>. Studi recenti riferiti al caso spagnolo (Varala-Ortega, Sumpsi, Garrido, Blanco e Iglesias, 1998) in cui un lungo periodo di siccità (1991-95) ha alzato l'attenzione e il dibattito pubblico sull'uso dell'acqua in agricoltura che copre, in quel paese, fino all'80% dei consumi complessivi, hanno mostrato che gli effetti di politiche di prezzo alternative per l'acqua destinata all'irrigazione sono fortemente dipendenti dalle condizioni regionali, strutturali e istituzionali e che le politiche possono indurre effetti distinti all'interno di una medesima regione o bacino idrico.

<sup>42</sup> In un modello con effetti fissi individuali e temporali entrambi i coefficienti perdono significatività, ma la specificazione non risulta essere strutturalmente differente da quella con soli effetti individuali.

<sup>43</sup> Inserendo anche le covariate non variabili nel tempo, emerge anche la significatività di dimensione familiare (-) e dell'indice di vecchiaia (-), sempre in presenza di reddito e tariffa associate a coefficienti positivi e significativi.

<sup>44</sup> Le tariffe per l'irrigazione sono in diversi casi estremamente basse e in generale c'è una pressione significativa a resistere a qualsiasi incremento. In ogni caso, il sistema più comune per le tariffe per irrigazione è basato sulla superficie irrigata seguito da una combinazione di unità area e volumi utilizzati. A monte vi è la concessione di utilizzo della risorsa idrica, in quanto bene demaniale, ai potenziali utilizzatori finali o intermedi, quindi i canoni di derivazione e successivamente le tariffe idriche.

I risultati di un'indagine campionaria sui consorzi di irrigazione in Italia riferita al 1992 (Massarutto (2001) su dati Anbi) mostrano che la maggior parte dei consorzi ha tariffe per ettaro e spesso le tariffe sono differenziate corrispondentemente alle tecnologie irrigue utilizzate (a pressione o no, infiltrazione o spray), tipologia colturale, natura dell'irrigazione (occasionale o sistematica). Regredendo il consumo per ettaro sulla tariffa minima e massima dai dati dell'indagine sopra menzionata si evince, anche se con poche osservazioni (49), una prima indicazione di una relazione inaspettatamente positiva fra consumo e tariffa praticata che tuttavia risulta significativa solo nel caso della tariffa massima. Anche se approfondiremo questo aspetto successivamente questa prima verifica empirica ci consentirebbe di anticipare che nel caso agricolo, trattandosi di una domanda d'acqua che in presenza di particolari condizioni climatiche non può essere posposta o annullata, le tariffe praticate "seguono" la domanda.

### *2.2.3.1 L'analisi empirica sulla domanda d'acqua per uso agricolo nei comuni lombardi*

In questa sezione si presentano i risultati preliminari di un'analisi sulla domanda d'acqua per uso agricolo a livello comunale considerando come fonte di approvvigionamento l'acquedotto. I dati utilizzati si riferiscono a 52 comuni della provincia di Cremona serviti da Padania Acque in cui vi sono utenze per uso agricolo per le quali sono disponibili, dal 1998 al 2001, i consumi e le tariffe corrispondenti a due scaglioni, base ed eccedenza. Il database è stato successivamente integrato con informazioni a livello comunale su caratteristiche socio-economiche e specifiche del comparto agricolo desunte dall'ultimo censimento dell'agricoltura. Non è stato possibile considerare la superficie agricola irrigata totale e per sistema di irrigazione per la non totale copertura dei comuni della provincia di Cremona nei dati, sul censimento dell'agricoltura 2000, resi disponibili nel sito ISTAT.

Alcune precisazioni iniziali sono doverose data la limitatezza del campo di indagine: l'approvvigionamento da acquedotto per uso agricolo secondo i dati del censimento agricoltura del 2000 costituisce, nei comuni considerati, la terza in ordine di frequenza (ma con un peso assai esiguo in termini relativi) fra le modalità utilizzate per gli approvvigionamenti idrici. Su un totale di 2608 aziende agricole censite nella provincia di Cremona, fra cui 2176 con informazione sulla fonte di approvvigionamento idrico, l'84,7 si approvvigiona da corsi d'acqua superficiali, l'11,6 da acque sotterranee, il 3,2 da acquedotto mentre risultano quasi nulli gli approvvigionamenti da laghi naturali e laghetti artificiali, di tipo diretto da impianto di depurazione o da raccolta di acque pluviali. Partendo quindi da una base di analisi che rappresenta solo il 3,2% delle aziende per fonte di approvvigionamento idrico, va sottolineato che il numero delle utenze per uso agricolo di Padania Acque è di 110 contro le 69 aziende agricole che secondo il censimento dell'agricoltura hanno un approvvigionamento da acquedotto. Ciò, quindi, potrebbe implicare fra le utenze registrate per usi agricoli da Padania Acque aziende agricole la cui fonte di approvvigionamento da acquedotto non è l'unica o comunque non la prevalente.

Le tabelle 4 e 5 mostrano i primi risultati delle stime dei modelli panel statico ad effetti casuali (tabella 4) e panel dinamico (tabella 5). I risultati indicano un coefficiente stimato con segno atteso (negativo) e significativo per quanto riguarda la tariffa base, mentre considerando la tariffa media il coefficiente è significativo ma positivo. La ragione di quest'ultimo risultato inatteso (ma in parte anticipato dalle stime

menzionate all'inizio di questo paragrafo) potrebbe essere banalmente dovuta al fatto che aumentando i consumi aumenta anche la tariffa media (poiché composta dalla media delle due tariffe base ed eccedenza ponderata per i consumi degli scaglioni corrispondenti) oppure, in modo simile, al fatto che le tariffe degli scaglioni successivi al primo "aumentano" inevitabilmente all'aumentare del consumo oltre al limite previsto a tariffa base.

Le stime, ancora in fase esplorativa, presentano tuttavia altri punti critici e da discutere: al di là del segno, infatti, i valori dell'elasticità (essendo il modello in forma logaritmica, i coefficienti stimati rappresentano le elasticità) sono molto elevati anche se considerando come variabile dipendente i mc fatturati a tariffa base i valori si abbassano sensibilmente<sup>45</sup>. Fra le altre variabili considerate risultano significative l'indice di ruralità, la densità abitativa ed il reddito; i primi due coefficienti hanno segno negativo ed indicano quindi che quanto maggiore è il grado di ruralità del territorio comunale quanto è minore il ricorso a fonte di approvvigionamento da acquedotto mentre il secondo indica che quanto è maggiore la densità (più urbanizzato il territorio) quanto minore è il consumo d'acqua per usi agricoli. Il reddito pur essendo sempre significativo non presenta risultati stabili fra i due modelli (statico e dinamico): nel primo caso è negativo mentre nel secondo è positivo. A questo riguardo va sottolineato che le 110 utenze rappresentate dai dati potrebbero non avere un reddito adeguatamente rappresentato dal reddito medio pro capite dei residenti nel comune. Nessuna delle variabili comunali costruite a partire dai dati del censimento dell'agricoltura 2000 risulta avere effetti significativi; nella tabella con le stime per il modello statico ad effetti casuali se ne riportano i risultati (considerando solo quelle in cui tutti i comuni avevano valori diversi da zero nei dati originari o indicandone fra parentesi il numero di quelli mancanti).

### 3. Conclusioni

L'analisi econometrica ha evidenziato una serie di punti critici che qui sintetizziamo. Prima di tutto, un risultato rilevante ottenuto nelle specificazioni sul dataset dei 125 comuni è che il coefficiente legato alla variabile tariffaria emerge sempre significativo e negativo. Il valore dell'elasticità è generalmente compreso tra 0.88 e 1.11, ma mai significativamente diverso da uno. Per ciò che concerne il reddito, i risultati sono meno robusti. Se nel modello base la variabile ha coefficiente significativo e positivo, l'introduzione di altre covariate ne modifica a volte il segno e ne riduce soprattutto la significatività. Tra queste covariate, nel modello ad effetti fissi, una emerge come significativa: la densità di utenti per superficie, molto significativa con segno positivo. Un problema riscontrato dalla letteratura è la possibile endogeneità della variabile tariffaria. Nel nostro caso, pur avendo scelto la tariffa base come indicatore di prezzo, l'endogeneità potrebbe essere spiegata dall'indisponibilità dei dati qualitativi per tutti i gestori, e da una effettiva endogeneità della tariffa nella sua formulazione da parte dei gestori. Infatti, alcuni test effettuati sembrano mostrare l'esistenza di endogeneità, o almeno portano a rifiutare l'ipotesi di esogeneità. In mancanza di validi strumenti, si sono

---

<sup>45</sup> I risultati dei modelli stimati utilizzando come variabile dipendente i mc di acqua fatturati a tariffa base anziché i mc di acqua complessivamente fatturati non vengono mostrati in questa sede.

effettuate alcune prove di regressione utilizzando come regressori i ritardi della variabile tariffaria: i risultati sono tuttavia ambigui, anche se un coefficiente negativo e significativo emerge per alcuni ritardi. Per utilizzare anche le covariate time invariant, si è infine specificato un modello ad effetti casuali, il quale mostra la significatività, in linea con le attese ex ante, di altri regressori socio-economici. Il modello dinamico conferma i risultati del modello statico, ma presenta, come notato, maggiori difficoltà di interpretazione e selezione fra specificazioni.

I risultati relativi al dataset dei 40 comuni della Provincia di Bologna sono invece meno robusti. In primo luogo, i segni dei coefficienti sono contro intuitivi. Fra le specificazioni, la tariffa emerge sempre con segno positivo del coefficiente. Il modello dinamico, pur alla presenza di informazioni su 11 anni, non sembra offrire un chiaro valore aggiunto. Molti risultati sono controintuitivi; il problema potrebbe essere rappresentato dall'eccessiva limitatezza del campione (area troppo omogenea, unico gestore), o dalla qualità del dato sulla tariffa media fornito dal gestore dell'area campione. Forse questo significa che il valore aggiunto, a livello informativo, non risiede solo nel maggiore numero di anni (nell'ipotesi che il consumo di acqua sia spiegato da processi di aggiustamento di medio periodo), ma nell'esistenza di un numero di anni sufficientemente elevato per poter parlare di "medio" periodo, e di un campione cross section di comuni sufficientemente dotato di variabilità nel set di esplicative. Il valore aggiunto di future ricerche potrebbe essere quello di creare panel più estesi, e costruire un set di covariate variabili nel tempo più esteso, in modo da rendere più robusto il modello ad effetti fissi.

Considerando il dataset riguardante il consumo d'acqua per uso agricolo nei 52 comuni della provincia di Cremona, i risultati indicano un coefficiente stimato con segno atteso (negativo) e significativo per quanto riguarda la tariffa base, mentre il coefficiente è significativo ma positivo considerando la tariffa media. La ragione di quest'ultimo risultato inatteso (ma in parte già presente nei risultati sull'uso domestico dell'acqua nel dataset SEABO) potrebbe essere banalmente dovuta al fatto che aumentando i consumi aumenta anche la tariffa media (poiché composta dalla media delle due tariffe base ed eccedenza ponderata per i consumi degli scaglioni corrispondenti) oppure, in modo simile, al fatto che le tariffe degli scaglioni successivi al primo "aumentano" inevitabilmente all'aumentare del consumo oltre al limite previsto a tariffa base.

Per finire, i risultati qui ottenuti e analizzati, pur essendo preliminari, fanno emergere alcuni elementi significativi. La presente analisi si caratterizza come un punto di partenza importante nel panorama italiano, data l'assenza storica di analisi empiriche sulla domanda di acqua, sia su dati familiari sia comunali, e data la transizione del sistema idrico dalla gestione statale municipalizzata ad una gestione privatistica, nella quale lo strumento tariffario diviene centrale come strumento sia finanziario sia di gestione della domanda.

**Tabella 1- Descrizione delle variabili utilizzate nelle regressioni**

<i>Variabile</i>	<i>Descrizione</i>	<i>Fonte</i>	<i>Variabilità</i>
Mc consumati pro capite (Variabile dipendente)	Metri cubi di acqua per usi domestici consumati a livello comunale	gestori	Fra comuni e nel tempo
<i>Regressori utilizzati</i>			
Tariffa (prezzo dell'acqua)	Tariffa base della struttura tariffaria o tariffa media fornita dal gestore	gestori	Fra comuni e nel tempo
Valore aggiunto (reddito pro capite)	Valore aggiunto stimato a livello comunale	Elaborati su dati provinciali ISTAT e Ministero Finanze	Fra comuni e nel tempo
Dimensione familiare	Dimensione media familiare	Ancitel	Fra comuni e nel tempo
quota popolazione < 19 anni	Dato comunale	Regione Emilia Romagna	Fra comuni e nel tempo
Quota popolazione >65 anni	Dato comunale	Regione Emilia Romagna	Fra comuni e nel tempo
Densità abitativa	Popolazione/superficie	Gestori/Ancitel	Fra comuni e nel tempo
Numero di utenze	Utenze/superficie utenze/popolazione	Gestori/Ancitel <sup>46</sup>	Fra comuni e nel tempo
Numero di unità commerciali	Dato comunale sulle unità commerciali presenti nel territorio	Ancitel	Fra comuni e nel tempo
Indice di ruralità	% di territorio ad uso agricolo	Ancitel	Fra comuni
Indice di vecchiaia	Indice calcolato su dati regionali	Regione Emilia Romagna (elaborazione)	Fra comuni
Consumi elettrici	Consumi elettrici familiari medi	Ancitel	Fra comuni
Altitudine	Altitudine del comune	Ancitel	Fra comuni

**Tabella 2- Specificazioni dei modelli panel utilizzati per il dataset Emilia-Romagna (125 comuni, 4 anni)**

	Modello 1	Modello 2 (con utsup)	Modello 3 (modello 1 con effetti temporali)	Modello 4 (modello 2 con effetti temporali)	Modello 5	Modello 6
Effetti fissi/effetti casuali			MEF		dinamico	MEC
Mc/pop			Variabile dipendente			
Costante			2.214 (0.419)	-10.21 (-2.020)	-0.93 (-2.00)	8.23 (4.380)
Mc/pop (t-1)					-0.4452 (-2.45)	
Tariffa	-1.113 (-4.364)	0.9818 (-4.071)	-1.118 (-4.032)	-0.8823 (-3.358)	-1.1935 (-3.11)	-0.2993 (1.839)
Reddito	0.5628 (2.609)	-0.0155 (-0.71)	0.1561 (0.303)	0.0412 (0.087)	1.2888 (1.58)	-1.351 (-0.874)
Utenze/superficie		1.2155 (6.958)		1.234 (7.071)	2.2361 (6.23)	0.0681 (3.380)
Dimensione familiare						-1.272 (-2.534)
Numero unità commerciali						-0.2710 (-1.824)
Altitudine						-0.678 (-3.282)
Consumi elettrici						-0.2228 (-2.311)

<sup>46</sup> Il dato sulla popolazione deriva dal dataset Ancitel.

Indice di vecchiaia						-0.5687 (-3.937)
F test (Prob value)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000		
R <sup>2</sup>	0.8432	0.8609	0.8469	0.8648		0.2585

N= 500; t ratio fra parentesi

**Tabella 3- Specificazioni dei modelli panel dinamici su dataset SEABO (40 comuni, 11 anni)**

	Modello A	Modello B	Modello C		Modello D	
	(statico)	(statico)	(dinamico)		(dinamico)	
Mc/pop (VAR DIP)			<i>One step</i>	<i>Two step</i>	<i>One step</i>	<i>Two step</i>
Costante			0.0136 (1.20)	0.0142 (10.28)	0.0397 (4.96)	0.0394 (51.37)
Mc/pop (t-1)			0.4331 (6.95)	0.4331 (81.69)	0.1539 (3.49)	0.1562 (17.11)
Tariffa	0.0818 (2.513)	0.1083 (2.097)	0.0757 (1.39)	0.0632 (2.80)	0.0941 (2.50)	0.0906 (4.27)
Reddito pro capite	0.0274 (0.550)	-0.2341 (3.261)	0.1498 (0.69)	0.1544 (6.23)	0.0603 (0.40)	0.0540 (2.77)
Utenze/superficie	0.8556 (24.636)				-0.07297 (-18.35)	-0.07270 (-62.42)
Dimensione familiare	1.618 (3.298)				1.339 (2.69)	1.308 (18.51)
F test	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
R <sup>2</sup>	0.6379	0.8564				

N= 440, t ratio fra parentesi

**Tabella 4 – Stima del modello panel ad effetti casuali (52 comuni, 1998-2001); mc totali per utenza per uso agricolo**

Variabile	Coefficiente	Std. Err.
Costante	2.046252***	.5123686
Tariffa base	-9.827077***	.6358417
Tariffa media	7.668701***	.3163978
Indice di ruralità	-1.199098***	.0400687
<i>Sotto, variabili aggiunte singolarmente al modello base soprastante</i>		
Densità abitativa	-.1911036***	.0653843
Reddito	-.7765086**	.3746739
Quota di persone >=65 anni	-.0225041	.1914015
Quota az.agr. app. corsi acqua superficiali	.1352453	.0870723
Quota az.agr. app. acque sotterranee (m=20)	.0056104	.494548
Quota az.agr. app. acquedotto (m=37)	-.0486819	.0973365
Quota SAU cereali	.0436276	.1091308
Quota SAU frumento (m=6)	.0425573	.0353877
Quota SAU ortive (m=14)	.0043581	.0223326
Quota SAU foraggiere	-.0252373	.0529856
SAU media azienda agricola	-.0113686	.0821938

\*\*\* significativo,  $\alpha = 0,01$

**Tabella 5 – Stima del modello panel dinamico (52 comuni, 1998-2001); mc totali per utenza per uso agricolo**

Variabile	Coefficiente	Std. Err.
Costante	-.173081***	.0615727
Tariffa base	-2.220435	3.095667
Tariffa media	6.131158***	.6660301
<i>Sotto, variabili aggiunte singolarmente al modello base soprastante</i>		
Reddito	4.670421**	2.040969
Indice di ruralità	-.0429319	.1844315
Densità abitativa	-1.493061	2.136068
Quota di persone >=65 anni	-1.479415	1.043446

\*\*\* significativo,  $\alpha = 0,01$ ; \*\* significativo,  $\alpha = 0,05$

Fonte: ns elaborazioni su dati Padania Acque, ISTAT-Censimento Agricoltura 2000, Ancitel

## Bibliografia

- Angulo, A.M., Gil, J.M., Boubaker, D., Mur, J., (2002), Town Size and the Consumer Behaviour of Spanish Households: a Panel Data Approach, *Applied Economics*, vol.34, pp.503-07.
- Antonoli, B., Fazioli, R., (1999), Gli incentivi impliciti nella regolazione tariffaria del settore idrico prevista nella legge Galli. Analisi e proposte, *Economia Pubblica*, anno XXIX, n.6, pp.69-81.
- Arbues-Gracia, F., Garcia-Valinas, M.A., Martinez-Espineira-Espeineira, R., (2002), Estimation of Residential Water Demand: a State of the Art Review, *Journal of Socio-economics*, Forthcoming.
- Arellano, M., Bond, S., (1991), Some Tests of Specification for Panel Data: Montecarlo Evidence and an Application to Employment Equations, *Review of Economic Studies*, vol. 58, pp. 277-97.
- Baltagi, B., Bresson, G., Pirote, A., (2002), Comparison of Forecast Performance for Homogenous, Heterogeneous and Shrinkage Estimators. Some Empirical Evidence from US Electricity and Natural Gas Consumption, *Economic Letters*, vol.76, pp.375-382.
- Baroncini, E., (2002), La gestione delle acque in Italia e le prospettive di sviluppo del sistema infrastrutturale, *mimeo*.
- Barraquè, B., (1998), *Le Politiche dell'acqua in Europa*, Franco Angeli, Milano.
- Billings B., (1982), Specification of Bloch Rate Price Variables in Demand Models, *Land Economics* 58(3), 386-393.
- Birchall, J., (2002), Mutual, non-profit or Public Interest Company? An Evaluation of Options for the Ownership and Control of Water Utilities, *Annals of Public and Cooperative Economics*,
- Bontemps, C., Couture, S., (2000), Une methode d'evaluation de la fonction de demande en eau d'irrigation, *mimeo*.
- Brill, E., Hochman, E., Zilberman, D., (1997), Allocation and Pricing at the Water District Level, *American Journal of Agricultural Economics*, vol.79, n.3, pp.952-63
- Cima, S. (1998), (a cura di), *Le tariffe idriche*, Franco Angeli, Milano
- Cummings, R.G., Nercissiantz, V., (1992), The Use of Water Pricing as a Means for Enhancing Water Use Efficiency in Irrigation: Case Studies in Mexico and the US, *Natural Resource Journal*, vol.32, n.4, pp.731-55
- Dalhuisen, J., De Groot, H., Nijkamp, P., (1999), The Economics of Water. A Survey of Issues, Research memorandum 36/1999, Free University, Amsterdam
- Dalhuisen, J., Nijkamp, P., (2001), Critical Factors for Achieving Multiple Goals with Water Tariff Systems, Tinbergen Institute Discussion paper, 121/3, Amsterdam
- Dandy, G., Nguyen, T., Davies, C., (1997), Estimating Residential Water Demand in the Presence of Free Allowances, *Land Economics*, vol. 73, n.1, pp. 125-39
- Dinar, A., (a cura di), (2000), *The Political Economy of Water Pricing Reforms*, Oxford University Press for the World Bank, Oxford.

- Dinar, A., Subramanian, A., (a cura di) (1997), *Water Pricing Experiences*, World bank technical paper 386, World Bank, Washington D.C.
- Dosi, C., (2000), Mediterraneo: un bacino arido, *Equilibri*, n.1, Il Mulino, Bologna.
- Farber, S., Griner, B., (2000), Valuing Watershed Quality Improvements using Conjoint Analysis *Ecological Economics*, vol. 34, pp. 63-76.
- Fontana, M., Massarutto, A., (1995), Il valore economico delle risorse idriche: metodologie di stima e applicazioni empiriche, IEFE, Milano.
- Greene W. (2000), *Econometric analysis* (fourth edition), Prentice Hall.
- Hansen, L.G., (1996), Water and Energy Price Impacts on Residential Water Demand in Copenhagen, *Land Economics*, vol. 72, n.1, pp.66-79.
- Herrington, P., (1997), Pricing Water Properly, in O’Riordan, T. (ed.), *Ecotaxation*, New York, St.Martin’s Press.
- Hewitt, J.A., Hanemann, W.M., (1995), A Discrete/Continuous Choice Approach to Residential Water Demand under Block Rate Pricing, *Land Economics*, vol. 71, n.2, pp.173-192
- Hoglund, L., (1999), Estimation of Household Demand for Water in Sweden and its Implications for a Potential Tax on Water Price, *Water Resources Research*, forthcoming
- Kallis, G., Nijkamp, P., (1999), Evolution of EU Water Policy: a Critical Assessment and a hopeful Perspective, Tinbergen Institute Discussion paper, 121/3, Amsterdam
- Kanazawa, M.T., (1994), Water Subsidies, Water Transfers and Economic Efficiency, *Contemporary Economic Policy*, vol.12, n.2, pp.112-22
- Kim, C.S., Schaible, G., (2000), Economic Benefits Resulting from Irrigation Water Use: Theory and an Application to Groundwater Use, *Environmental and Resource Economics*, vol. 17, pp.73-87.
- Maddala, G.S., Trost, R.P., Li, H., Joutz, F., (1997), Estimation of Short run and Long run Elasticities of Energy Demand from Panel Data using Shrinkage Estimators, *Journal of Business and Economic Statistics*, vol.15, pp.90-100.
- Malaman, R., Prosperetti, L., (1995), “I prezzi dell’acqua”, in Malaman, R., (a cura di), *La gestione delle risorse idriche*, Il Mulino, Bologna.
- Martinez-Espineira, R., (2002a), Residential Water Demand in the North-West of Spain, *Environmental and Resource Economics*, vol.21, pp.161-87
- (2002b), Estimating Water Demand under Increasing Block Tariffs. Using Aggregate Data and Proportions of Users per Block, in Pashardes, P., Swanson, T., Xepapadeas, A., (eds.), *Current Issues in the Economics of Water Resource Management: Theory and Policy*, Kluwer, Amsterdam, ch.2, pp.27-46.
- Martinez-Espineira, R., Nauges, C. (2001), Residential Water Demand: An Empirical Analysis using Co-Integration and Error Correction Techniques, St Francis Xavier University, Working Paper Series (<http://www.stfx.ca/people/rmespi/departement/COINTEGRATIONNOV2001.pdf>).

- Massarutto, A., (2002), Irrigation Water Demand in Europe: the Impact of Agenda 2000 and the Water Framework Directive, working paper-01-02, Dipartimento di Scienze Economiche, Università degli studi di Udine.
- (2001), Water Institutions and Management in Italy, working paper-01-01, Dipartimento di Scienze Economiche, Università degli studi di Udine.
- (2000), Achille e la tartaruga, *Equilibri*, n.1, Il Mulino, Bologna.
- (1998), Le tariffe dei servizi idrici, *Economia delle fonti di energia e dell'ambiente*, n.2
- (1994), La legge Galli: una rivoluzione per i servizi idrici?, *Economia delle fonti di energia e dell'ambiente*, n.1
- (1998), La regolazione del settore dei servizi idrici: le ragioni per l'istituzione di un'authority, *Economia delle fonti di energia e dell'ambiente*, n.1
- Mazzanti, M., Montini, A., (2001), Valutazione economica multi-attributo mediante esperimenti di scelta. Un'analisi critica degli aspetti metodologici, *Rivista di Economia Agraria*, n.2
- Michalland, B., (1996), Evaluation de la fonction de demande en eau d'irrigation et application de la methode des prix hedonistes, *Cahiers d'economie et sociologie rurale*, n.39-40
- Michelsen, A., Taylor, R.G., Huffaker, R., McGukin, J.T., (1999), Emerging Agricultural Water Conservation Price Incentives, *Journal of Agricultural and Resource Economics*, vol. 24, n.1, pp. 222-38
- Moran, D., (1999), Benefit Transfer and low Flow Alleviation: what Lessons for Environmental Valuation in the UK?, *Journal of Environmental Planning and Management*, vol. 42, n.3, pp. 425-36
- Nieswadomy, M.L., Molina, D.J., (1989), Comparing Residential Water Demand Estimates under Decreasing and Increasing Block Rates, *Land Economics*, vol.65, n.3, pp. 281-89
- Nauges, C., Reynaud, A., (2001), Estimation de la demande domestique d'eau potable en France, *Revue Economique*, vol. 52, n.1, pp.167-185.
- Nauges, C., Thomas, A., (2000), Efficient Estimation of Residential Water Demand with panel data: the Case of France, *Land Economics*, vol. 76, n.1, pp.66-85
- OECD, (2002), *Transition to Full-cost Pricing for Irrigation Water in Agriculture in OECD Countries*, Environment Directorate, Paris
- (1999a), *Agricultural Water Pricing in OECD Countries*, Working Party on Economic and Environmental Policy Integration, Paris
- (1999b), *Household Water Pricing in OECD Countries*, Working Party on Economic and Environmental Policy Integration, Paris
- (1999c), *Industrial Water Pricing in OECD Countries*, Working Party on Economic and Environmental Policy Integration, Paris
- (1999d), *The Price of Water-trends in OECD countries*, Paris
- (1999e), *Water Subsidies and the Environment*, Working Party on Economic and Environmental Policy Integration, Paris.

- Opaluch, J., (1982), Urban Residential Demand for Water in the United States: further Discussion, *Land Economics*, vol.58, n.2, pp.225-27.
- Pezzey, J., Mill, G., (1998), *A Review of Tariffs for Public Water Supply*, A Report to the Environment Agency, National Water Demand Management Centre, West Sussex, England.
- Pint, E.M., (1999), Household Responses to Increased Water Rates during the California Drought, *Land Economics*, vol.75, n.2, pp.246-66.
- Press, J., Soderqvist, T., (1998), On Estimating the Benefits of Groundwater protection: a Contingent valuation Study in Milan, Beijer reprint series n.107, *mimeo*.
- Renwick, M., Archibald, S., (1998), Demand Side Management Policies for Residential Water Use: who bears the Conservation Burden? *Land Economics*, vol.74, n.3, pp.343-59.
- Renwick, M., Green, R., (2000), Do Residential Water Demand Side Management Policies Measure up? An Analysis of Eight California Water Agencies, *Journal of Environmental Economics and Management*, vol. 40, pp. 37-55
- Renwick, M., Green, R., McCorkle, C., (1998), Measuring the Price responsiveness of Residential Water Demand in California's Urban Areas, A report prepared for the California Department of Water Resources, *mimeo*.
- Renzetti, S., (2002), *The Economics of Water Demands*, Kluwer, Dordrecht.
- Roseta-Palma, C., (2002), Groundwater Management when Water Quality is Endogenous, *Journal of Environmental Economics and Management*, vol. 44, pp. 93-105
- Sabbaghi, (1994), *From Regulation to Privatization*, Kluwer, Dordrecht.
- Thomas, J.F., Syme, G.J., (1988), Estimating Residential Price Elasticity of Demand for Water: a Contingent Valuation Approach, *Water Resources Research*, vol.24, n.11, pp.1847-57.
- Tisdell, C., (1996), The Price of Irrigation Water, *Economic Analysis and Policy*, vol.26, n.1, pp.95-104.
- Varela-Ortega C., Sumpsi J.M., Garrido A., Blanco M., Iglesias E. (1998), Water pricing policies, public decision making and farmers' response: implication for water policy, *Agricultural Economics* 19, pp.193-202.
- Viju, C.I., Baghwati, S.B., (2002), Chicago's Water Market: Dynamics of Demand, Prices and Scarcity Rents, *Applied Economics*, vol.34, pp.2157-2163.