



**STUDIO DELLA DOMANDA DI SERVIZI DI PUBBLICA UTILITÀ  
UN'ANALISI PANEL DEI CONSUMI RESIDENZIALI DI ACQUA**

**Vania Statzu**

**Elisabetta Strazzera**

# QUADERNI DI LAVORO

---



**2008/03**

**CENTRO RICERCHE ECONOMICHE NORD SUD  
(CRENoS)  
UNIVERSITÀ DI CAGLIARI  
UNIVERSITÀ DI SASSARI**

Il CRENoS è un centro di ricerca istituito nel 1993 che fa capo alle Università di Cagliari e Sassari ed è attualmente diretto da Raffaele Paci. Il CRENoS si propone di contribuire a migliorare le conoscenze sul divario economico tra aree integrate e di fornire utili indicazioni di intervento. Particolare attenzione è dedicata al ruolo svolto dalle istituzioni, dal progresso tecnologico e dalla diffusione dell'innovazione nel processo di convergenza o divergenza tra aree economiche. Il CRENoS si propone inoltre di studiare la compatibilità fra tali processi e la salvaguardia delle risorse ambientali, sia globali sia locali.

Per svolgere la sua attività di ricerca, il CRENoS collabora con centri di ricerca e università nazionali ed internazionali; è attivo nell'organizzare conferenze ad alto contenuto scientifico, seminari e altre attività di natura formativa; tiene aggiornate una serie di banche dati e ha una sua collana di pubblicazioni.

**www.crenos.it**  
**info@crenos.it**

CRENoS – CAGLIARI  
VIA SAN GIORGIO 12, I-09100 CAGLIARI, ITALIA  
TEL. +39-070-6756406; FAX +39-070- 6756402

CRENoS - SASSARI  
VIA TORRE TONDA 34, I-07100 SASSARI, ITALIA  
TEL. +39-079-2017301; FAX +39-079-2017312

**Titolo: STUDIO DELLA DOMANDA DI SERVIZI DI PUBBLICA UTILITÀ: UN'ANALISI PANEL DEI  
CONSUMI RESIDENZIALI DI ACQUA**

ISBN: 978-88-8467-454-8

Prima Edizione: Aprile 2008

© CUEC 2008  
Via Is Mirrionis, 1  
09123 Cagliari  
Tel./Fax 070291201  
www.cuec.it

# **Studio della Domanda di Servizi di Pubblica Utilità Un'analisi Panel dei Consumi Residenziali di Acqua**

**Vania Statzu**

**Elisabetta Strazzera**

*DRES and CRENoS, University of Cagliari*

## **Abstract**

Questo lavoro analizza le determinanti della domanda d'acqua per usi residenziali nei comuni della Sardegna. Lo studio è condotto con dati aggregati, utilizzando un panel di 240 comuni sardi per un periodo di 6 anni. L'analisi consente di misurare il valore dell'elasticità al prezzo ed al reddito della domanda d'acqua, e di determinare l'influenza di diverse caratteristiche socioeconomiche, abitative, geografiche, produttive e climatiche sui consumi idrici. Viene inoltre esaminata l'influenza delle prassi di gestione messe in atto dalle diverse società dell'acqua potabile operanti nel periodo analizzato. L'analisi econometrica viene effettuata con stimatori standard per modelli panel statici e con uno stimatore recentemente proposto in letteratura, il FEVD (Fixed Vector Error Decomposition). I risultati ottenuti permettono di mettere in evidenza alcuni aspetti importanti per l'elaborazione delle politiche e pratiche di gestione future.

Parole chiave: consumi idrici, analisi panel, tariffe, elasticità, regolamentazione

Codici JEL: Q21, Q25, C23

*Un ringraziamento doveroso va alla Dott.ssa Belardinelli, al Geom. S. Olla ed al Geom. M. Marrocu dell'ESAF, al Dott. A. Maieli della SIINOS, al Dott. D.R. Mulas ed al Geom. D. Beccbere del Consorzio di Bonifica del Govossai, al Sig. G. Zedda e all'Ing. A. Luridiana della SIM, al Dott. A. Motroni del SAR, alla Dott.ssa P. Orrù ed alla Dott.ssa M. Tosi dell'ISTAT per la cortese e preziosa collaborazione.*

## 1. Introduzione

Il presente lavoro si pone l'obiettivo di individuare le determinanti dei consumi idrici nel settore domestico residenziale al fine di:

- misurare i valori dell'elasticità al prezzo e al reddito;
- verificare quali variabili socioeconomiche (dimensione familiare, età della popolazione, titolo di studio, ecc.), strutturali (caratteristiche delle abitazioni, degli impianti ecc.), geografiche, legate alla specializzazione turistica, e climatiche influenzino i consumi e in che maniera;
- capire se le recenti politiche effettuate e/o proposte siano state o possano essere utili nel ridurre i consumi ed eventualmente mettere in evidenza gli elementi sui quali sarebbe opportuno basare la costruzione di tali politiche.

L'analisi viene condotta su dati aggregati relativi ai consumi domestici per utenza di 240 comuni della Sardegna, per un periodo di 6 anni (2000-2005).

Il nostro lavoro presenta alcuni importanti elementi di interesse sia empirico che metodologico. Il caso studio selezionato può fornire indicazioni utili ad ambiti simili, particolarmente dell'area del Mediterraneo, caratterizzati da deficit idrico, bassa densità abitativa e forte specializzazione turistica. L'analisi econometrica (di tipo statico, data l'esiguità della serie temporale) confronta i risultati ottenuti con le metodologie di stima più comuni (pooled OLS, Fixed Effect, Random Effect) con quelle diffuse più recentemente (Hausman-Taylor e Amemiya-MaCurdy Instrumental Variable Approach, e FEVD). Vedremo che lo stimatore FEVD (Fixed Effect Vector Decomposition), proposto da Plumper e Troeger (2007), consente di ottenere stime efficienti anche in presenza di variabili che non variano nel tempo o che variano raramente, senza incorrere nel problema della discrezionalità della scelta delle variabili correlate con l'eterogeneità individuale non osservata, che è presente nei modelli a variabili strumentali.

Il lavoro è articolato come segue: la sezione 2 analizza i principali riferimenti presenti in letteratura; successivamente si descriverà il contesto oggetto dell'indagine (sezione 3) e si analizzeranno le questioni metodologiche proprie dell'analisi economica ed econometrica (sezione 4); l'analisi empirica dei consumi idrici è contenuta nella sezione

5; infine la sezione 6 conclude il lavoro con alcuni suggerimenti di policy che emergono dall'analisi dei risultati.

## 2. Rassegna della letteratura

L'analisi econometrica della domanda di acqua per usi residenziali è stata condotta utilizzando, prevalentemente, dati disaggregati sui consumi delle singole famiglie, raccolti attraverso apposite indagini. Lo scopo di queste analisi era calcolare il valore dell'elasticità al prezzo ed al reddito per ottenere informazioni utili alla costruzione di strutture tariffarie ottimali. Una parte della letteratura si concentra, infatti, sul confronto tra differenti sistemi tariffari e sulle conseguenze dell'adozione dell'uno o dell'altro sistema. Numerosi studi (quali: Billings e Agthe (1980); Schefter e David (1985); Nieswiadomy e Molina (1989); Nieswiadomy (1992); Dandy et al. (1997); Wimpenny (1994); Briscoe (1996); Hewitt e Hanemann (1995); Renwick e Green (2000); Liu et al. (2003); Olmstead et al. (2005)) mostrano come il sistema tariffario a scaglioni crescenti sia il più efficiente nell'incentivare i consumatori ad una riduzione dei consumi. Un numero inferiore, ma in crescita, di studi utilizza dati aggregati. L'uso di dati aggregati permette di comprendere l'effetto delle caratteristiche regionali di tipo geografico, climatico e socioeconomico sul consumo idrico e gli effetti più ampi delle politiche attuate: queste analisi sarebbero possibili su scala individuale solo ricorrendo a costose indagini, ripetute nel tempo, su contesti territoriali vasti. Gli studi che utilizzano dati aggregati si concentrano sull'analisi dell'influenza del prezzo, del reddito e delle altre determinanti sul consumo o sull'analisi dell'impatto di diversi strumenti di gestione dell'acqua in periodi di siccità.

Hoglund (1999) analizza il consumo di 282 città svedesi per 12 anni. L'autrice confronta i risultati di numerosi modelli per dati panel (OLS, Effetti Fissi, Effetti Casuali con stimatore Between ed Effetti Casuali – GLS e 2SLS). Il valore dell'elasticità al prezzo medio varia da  $-0.033$  a  $-0.204$ .

Nauges e Thomas (2000b) analizzano il consumo domestico di 116 comuni francesi gestiti dalla stessa società. La struttura tariffaria è la medesima per tutte le città, ma il livello del prezzo varia sulla base dei costi di produzione e distribuzione. Anche in questo caso l'analisi è condotta utilizzando diversi stimatori. I due autori si soffermano, in particolare, sull'analisi dei risultati ottenuti con i modelli a variabili strumentali formulati da Hausman-Taylor (1978), Amemiya - MaCurdy

(1986), e Breusch, Mizon and Schmidt (1989). Il valore dell'elasticità al prezzo medio nel modello preferito è pari a  $-0.215$ .

Martínez-Espiñeira (2002) analizza un panel bilanciato di 122 città del Nord Est della Spagna per 23 mesi. Le città erano gestite da diverse società e le tariffe applicate differivano per struttura (numero e dimensioni degli scaglioni) e per il livello del prezzo marginale associato agli scaglioni. I risultati ottenuti col modello ad Effetti Fissi e con quello ad Effetti Casuali sono confrontati con quelli ottenuti con i modelli a Variabili Strumentali. I valori dell'elasticità al prezzo marginale variano, nelle varie specificazioni, tra 0.12 e  $-0.70$ .

Mazzanti e Montini (2006) sono i primi autori, per quanto risulta dalle nostre ricerche, ad aver condotto un'analisi panel sulle determinanti dei consumi idrici in Italia. Gli autori analizzano nell'analisi stimatori ad Effetti Fissi e Casuali. La variabile dipendente è il consumo pro capite in 125 città dell'Emilia Romagna. Il valore dell'elasticità rispetto al valore medio della tariffa applicata varia tra  $-0.99$  e  $-1.33$ .

Tutti gli studi analizzati inseriscono come variabili esplicative variabili socioeconomiche (dimensione familiare, reddito, caratteristiche della popolazione) e variabili climatiche. Ci si aspetta che il coefficiente della variabile del reddito sia positiva, poiché l'acqua è un bene normale, come ampiamente dimostrato nella letteratura precedente (Arbués et al., 2004). Il coefficiente della variabile che indica la dimensione familiare è generalmente positivo, poiché ci si aspetta che le famiglie numerose consumino più delle famiglie con un numero di componenti inferiore. Tuttavia, vista l'esistenza di economie di scala, l'aumento del consumo di acqua associato ad un aumento della dimensione familiare dovrebbe essere meno che proporzionale: questo risultato viene ottenuto nella maggior parte degli studi, ma non da Cavanagh (2002).

Le variabili climatiche vengono inserite per tener in considerazione gli effetti del clima sia sui consumi interni all'abitazione che esterni (giardino, cortile). Le variabili più utilizzate sono la temperatura – che influenza positivamente i consumi – ed il livello delle precipitazioni – che ci si attende influenzi negativamente il livello dei consumi complessivi, quando sono presenti degli usi esterni (Nauges e Thomas (2000a); Moncur (1987); Corral (1998); etc.), mentre solo alcuni studi utilizzano come variabile climatica il tasso di evapotraspirazione (Billings e Agthe (1980), Billings (1982), Agthe et al. (1986), Nieswiadomy e Molina (1988), e Hewitt e Hanemann (1995)). Negli studi più recenti, vengono spesso inserite un numero maggiore di variabili esplicative, tra le quali variabili che indicano l'età della popolazione, l'età

dell'abitazione e la frequenza della bollettazione. Le variabili sull'età della popolazione vengono inserite per tenere in considerazione il fatto che si ritiene che la popolazione giovane abbia consumi superiori a quella anziana, come mostrano Nauges e Thomas (2000b). Le caratteristiche dell'abitazione ed in particolare l'età vengono inserite perché si ritiene che le abitazioni più recenti siano associate a consumi inferiori, dovuti alla presenza di infrastrutture ed impianti più efficienti (Nauges e Thomas 2000b; *contra*: Olmstead et al., 2007).

La frequenza della fatturazione è una delle prassi di gestione che viene inserita tra le esplicative dei consumi, poiché si ritiene che gli utenti che ricevono le bollette con maggiore frequenza siano più consapevoli della struttura tariffaria e delle relazioni tra uso dell'acqua e ammontare pagato (Nieswiadomy and Molina (1991); Martínez-Espiñeira (2002); Gaudin (2006)).

Infine, la specializzazione turistica può indurre notevoli incrementi di consumo idrico nel settore residenziale, se questo è parte importante della ricettività turistica. Questa è un'ipotesi di lavoro esplicitamente posta da Martínez-Espiñeira (2002), ma non compiutamente verificata a causa di carenze nei dati a sua disposizione. Un'altra parte della letteratura si focalizza sull'analisi degli strumenti e delle politiche di gestione delle risorse idriche in periodi di siccità. Principalmente questi studi analizzano i differenti impatti degli strumenti tariffari e di quelli non tariffari adottati durante i periodi di siccità per ridurre i consumi. Gli strumenti tariffari mirano a ridurre i consumi utilizzando una variazione della struttura tariffaria o del livello del prezzo, gli strumenti non tariffari sono finalizzati al raggiungimento del medesimo obiettivo razionando la quantità di acqua utilizzata o vietando determinati usi esterni.

Moncur (1987) è il primo autore ad analizzare esplicitamente le differenze nel comportamento dei consumatori durante la siccità e in periodi di precipitazioni normali. Per tenere in considerazione il fatto che l'acqua veniva distribuita per alcune ore al giorno soltanto, egli inserisce una variabile dummy che risulta essere significativa e col segno atteso, così come la variabile sulle precipitazioni. Corral et al. (1998) esaminano l'influenza del prezzo e di vari strumenti non tariffari nell'analisi panel dei consumi di tre città della baia di San Francisco. Martínez-Espiñeira e Nauges (2004) analizzano gli effetti dell'introduzione di restrizioni orarie all'erogazione e del divieto di determinati usi adottato nella città di Siviglia per ridurre i consumi durante un periodo di siccità. Essi sono i primi a modellare la presenza di restrizioni con una variabile continua

che tiene in considerazione la percentuale di ore di erogazione effettive. Renwick e Green (2000) studiano il comportamento delle famiglie che vivono nelle città servite da otto delle Water Utilities Agency della California, e trovano che le restrizioni all'erogazione sono più efficienti se applicate contemporaneamente all'aumento del prezzo, mentre le campagne pubbliche di informazione ed educazione risulterebbero meno efficienti, ai fini del contenimento dei consumi idrici, rispetto agli strumenti tariffari o di regolamentazione.

### **3. Contesto di mercato**

L'analisi delle politiche di gestione adottate dalle diverse società per l'acqua potabile operanti in Sardegna prima dell'introduzione del gestore unico fornisce una chiave di lettura fondamentale per comprendere alcuni dei comportamenti dei consumatori. Le politiche di gestione differivano su elementi importanti, quali la struttura tariffaria ed il prezzo per scaglione e la frequenza di fatturazione.

La Sardegna è un'area caratterizzata da un fenomeno costante di deficit idrico dovuto in parte al regime delle precipitazioni, in parte alle carenze gestionali. Nell'Isola erano presenti circa 43 enti che, con compiti e competenze diverse, si occupavano della gestione delle risorse idriche. Questo frazionamento ha comportato differenze nella struttura della tariffazione proposta e nella frequenza della fatturazione. Sebbene in tutti i comuni fosse presente una tariffa a blocchi crescenti, il numero degli scaglioni, la dimensione, il prezzo marginale associato, la presenza di un costo fisso o di un minimo garantito e la dimensione di quest'ultimo, nonché i prezzi dei servizi integrati, fognatura e depurazione variavano tra i comuni.

La nostra analisi si basa su dati forniti dai seguenti gestori: ESAF (Ente Sardo Acquedotti e Fognature), che gestiva il 62% dei comuni dell'Isola; il Consorzio di Bonifica del Govossai, che gestiva il servizio idrico in 18 comuni della Provincia di Nuoro; SIM, gestore del servizio idrico del Comune di Cagliari; e SIINOS, gestore del servizio idrico del Comune di Sassari.

L'ESAF era un ente strumentale della Regione Sardegna, sul cui bilancio generale andavano a pesare i deficit di bilancio ed i costi di gestione dell'ESAF. Il Consorzio di Bonifica del Govossai era un ente pubblico finalizzato alla gestione e vendita dell'acqua per uso agricolo, oltre che per il settore domestico. SIM era una società del Comune di Cagliari, mentre SIINOS, nata come società mista pubblico-privato, con

il 50% del capitale in mano al Comune di Sassari, diventava successivamente totalmente privata.

Nella maggior parte dei casi le gestioni erano fortemente deficitarie sia dal punto di vista infrastrutturale che finanziario. Le perdite di sistema erano molto elevate: a livello regionale circa il 60% di quanto erogato non veniva fatturato (Sistu, 2004; Autorità di Vigilanza sulle Risorse Idriche e sui Rifiuti, 2006). I dati sui bilanci degli enti e comuni gestori, presenti nel Piano d'Ambito della Regione Sardegna (2000), riportavano entrate inferiori ai costi per tutti i gestori, tranne qualche rara eccezione, e soprattutto per i gestori dei comuni più popolosi.

Dopo decenni di politiche deficitarie dettate dall'emergenza, negli ultimi anni si è finalmente avviata la riforma del settore: nel 2004 è stato portato a compimento il processo di attuazione della riforma del settore idrico promossa dalla Legge nazionale 36/1994 (Legge Galli). L'obiettivo principale della Legge Galli era rendere più efficiente il settore idrico, creando aree omogenee di gestione (gli Ambiti Territoriali Ottimali), che permettessero di garantire il raggiungimento dei criteri di efficienza, efficacia ed economicità. Ciò si prevedeva potesse avvenire attraverso la riduzione del numero dei gestori e l'adozione di un sistema tariffario tale da garantire il recupero dei costi. L'elemento più importante della applicazione della riforma in Sardegna è stata l'individuazione di un solo ATO all'interno della Regione, e la conseguente adozione di un gestore unico per il Servizio Idrico Integrato (SII) con l'applicazione di un sistema tariffario uguale per tutti i comuni della Regione.

Nel 2005, la gran parte delle precedenti gestioni sono confluite in ABBANOA, gestore del SII. ABBANOA è una società per azioni con capitale totalmente pubblico: attualmente tutte le azioni sono possedute dai Comuni e dalle Province, e la Regione mantiene un ruolo di controllo e coordinamento sulla qualità del servizio offerto ai cittadini.

La tariffa imposta dal nuovo gestore, in vigore dal 2005, presenta scaglioni di dimensione minore e prezzi marginali più elevati per alti livelli di consumo rispetto alle precedenti tariffe in vigore nell'Isola; inoltre introduce un regime tariffario separato e più oneroso per le abitazioni non occupate da residenti. Successivamente, a partire dal 2006, è stata introdotta anche una tariffa agevolata per le famiglie numerose che allarga i primi scaglioni di consumo per le famiglie con più di 5 componenti (tabelle 1 e 2).

Per capire meglio come ha agito la riforma introdotta è utile commentare il grafico 1 (tariffe residenti, non agevolate). La tariffa introdotta da ABBANOA ha un numero superiore di scaglioni, rispetto alle tariffe precedentemente in vigore, e l'ampiezza del singolo scaglione è inferiore. Inoltre, si nota come il prezzo marginale, per gli scaglioni di consumo associati a consumi inferiori, non sia molto diverso da quelli precedentemente in vigore, mentre il prezzo marginale per i consumi superiori è molto più elevato rispetto alla situazione precedente. È interessante fare alcune considerazioni sui sistemi tariffari adottati da SIM e SIINOS, gestori delle città di più grandi.

SIM, gestore della città di Cagliari, presentava una tariffa con quattro scaglioni la cui dimensione è molto ampia, rispetto a quella degli scaglioni imposti dagli altri gestori. Inoltre i prezzi marginali associati agli scaglioni sono più bassi rispetto a quelli degli altri gestori.

SIINOS fissava anch'essa una tariffa a quattro scaglioni, ma di dimensione inferiore a quelli della struttura tariffaria adottata dalla SIM. Inoltre, i prezzi marginali associati erano superiori a quelli applicati da SIM e, per lo scaglione di consumo superiore, il prezzo era più elevato rispetto a quello applicato dagli altri gestori.

Un altro elemento di differenziazione, tra le precedenti gestioni, è relativo alle pratiche di fatturazione. Tutti i gestori avevano una fatturazione semestrale, tranne SIM che aveva una tariffazione annuale. ESAF, GOVOSSAI e SIINOS garantivano la regolarità della frequenza della fatturazione, mentre SIM era piuttosto inefficiente e per molti anni non ha emesso fatture.

I consumi idrici mostrano una leggera riduzione media dei consumi nel 2005 (grafico 2), anno in cui ha iniziato ad operare la nuova società di gestione ABBANOA. La riduzione dei consumi, verificatasi nel primo anno di introduzione della nuova tariffa, sembrerebbe comprovare l'efficacia delle tariffe introdotte, considerata anche la presenza di restrizioni idriche negli anni precedenti. In realtà, è possibile che siano intervenuti anche altri fattori, quali il fatto che alcuni gestori hanno recuperato nell'ultimo periodo le fatturazioni degli anni precedenti: ciò ha comportato una forte pressione sulle famiglie, superiore a quella che sarebbe stata determinata dal solo nuovo schema di fatturazione. A ciò si deve anche aggiungere una comunicazione quasi allarmistica da parte della stampa circa gli incrementi tariffari imposti dalla nuova società: i due fattori insieme possono avere indotto un comportamento di particolare attenzione nei consumi, che potrebbe però essere solo di breve periodo. Al momento non sono disponibili dati

relativi agli anni successivi al 2005 che ci permettano di trarre conclusioni più certe.

L'analisi dei dati mostra come non vi sia stato un andamento costante di crescita associato all'aumento della dimensione comunale. Il grafico mette in evidenza come in questo caso i comuni di dimensione maggiore siano associati a consumi superiori seguiti, però, da quelli di dimensione inferiore e da quelli con popolazione compresa tra 5001 e 15000 abitanti (grafico 3).

Come già menzionato, tra il 1998 ed il 2003, la Sardegna è stata colpita da un periodo prolungato di forte siccità. Per farvi fronte, il Commissario Governativo per l'Emergenza Idrica ha introdotto delle restrizioni all'erogazione dell'acqua (nel periodo compreso tra il 20 aprile del 1999 ed il 31 dicembre 2003) allo scopo di ridurre la domanda d'acqua a dei livelli compatibili con le disponibilità idriche degli invasi e dei bacini dell'Isola. I consumatori hanno adottato delle strategie per fronteggiare le restrizioni idriche, installando cisterne per l'approvvigionamento idrico; in numerosi comuni, tra i quali Cagliari, le nuove costruzioni devono obbligatoriamente prevedere la riserva idrica. Attualmente non sono in vigore restrizioni all'erogazione, se non in alcuni comuni durante le ore notturne, per ridurre le perdite dovute alle pessime condizioni della rete idrica (tabella 3).

#### **4. Modelli econometrici**

L'uso di dati panel permette di acquisire maggiori informazioni rispetto ai dati solamente cross section o solamente time series. Le caratteristiche di tali dati permettono di spiegare perché le singole unità si comportano diversamente, ma anche di rappresentare il meccanismo che induce tali unità a variare il loro comportamento nel corso del tempo.

I dati panel possono avere strutture diverse: in presenza di molte unità cross section, cioè molti individui o comuni ( $N$ ) e poche unità temporali ( $T$ ), abbiamo un panel di tipo statico, mentre quando le caratteristiche sono opposte – cioè  $T$  grande rispetto a  $N$  – abbiamo un panel di tipo dinamico. L'approccio statico consente di dare maggiore importanza alle differenze tra individui nel tempo piuttosto che, alla dimensione temporale, come accade nei panel dinamici.

I panel possono essere, inoltre, bilanciati (quando abbiamo il medesimo numero di osservazioni per ogni variabile individuale) o non bilanciati (quando abbiamo un numero di osservazioni diverse tra le variabili individuali).

I nostri dati hanno una struttura panel di tipo bilanciato, con N (240 comuni) di gran lunga maggiore di T (6 anni), per cui la nostra analisi sarà di tipo statico. L'equazione da stimare è di tipo lineare nei logaritmi: tutte le variabili continue sono state trasformate nel corrispondente logaritmo.

Il modello può essere scritto come:

$$DEPVAR_{it} = \beta X_{it} + \gamma Z_i + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad [1]$$

in cui  $i$  indica gli individui e  $t$  il tempo,  $DEPVAR_{it}$  è la variabile dipendente,  $X_{it}$  è un vettore  $1 \times K$  che contiene le variabili che variano nel tempo e  $Z_i$  è un vettore  $1 \times G$  che contiene i regressori che non variano nel tempo.  $\alpha_i$  è la componente di errore specifica per l'individuo e che non varia nel tempo, che si assume essere  $iid N(0, \sigma_\alpha^2)$ , mentre  $\varepsilon_{it}$  è l'errore classico  $iid N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ .  $\beta_1$  e  $\beta_2$  sono vettori di parametri associati con i regressori.  $\alpha_i$  è la componente della variazione della variabile dipendente che non è spiegata dall'equazione. Ovvero, essa indica ogni caratteristica specifica di ogni singolo individuo che non è stata catturata dalle variabili inserite come regressori. Tale errore potrebbe essere correlato con i regressori, sia quelli che variano nel tempo sia quelli che non variano nel tempo.  $\varepsilon_{it}$  si assume che sia non correlato né con i regressori né con  $\alpha_i$ .

I modelli statici possono essere stimati facendo ricorso a diversi stimatori, basati su assunzioni diverse rispetto all'eterogeneità individuale. Qui di seguito effettueremo una rassegna degli stimatori utilizzati più frequentemente in letteratura, soffermandoci su quelli adottati nella nostra stima empirica.

Il modello più semplice è il pooled OLS. Tale modello

$$DEPVAR_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \gamma Z_i + \varepsilon_{it} \quad [2]$$

in cui  $\varepsilon_{it}$  è  $iid N(0, \sigma^2)$

assume che  $\alpha_i$  sia identica per ogni individuo e, di conseguenza, che tutta l'eterogeneità individuale sia spiegata dai regressori e dal termine di errore  $\varepsilon_{it}$ . Se queste assunzioni sono rispettate, il modello Pooled OLS produce stime non distorte e consistenti. Tale stimatore diventa inefficiente se gli errori sono correlati tra gli individui.

Date le sue caratteristiche, il modello Pooled non consente di analizzare in maniera esplicita, se presente, l'eterogeneità tra le unità individuali. Per tenere in considerazione l'eterogeneità individuale dobbiamo utilizzare dei modelli panel specifici.

Se assumiamo che l'effetto individuale è fisso per ogni città, possiamo applicare la trasformazione within. Tale trasformazione consiste nello stimare il modello utilizzando la deviazione dal valore medio individuale per ogni variabile. Il modello ad Effetti Fissi può essere così scritto come

$$\Delta DEPVAR_{it} = \alpha_i + \beta \Delta X_{it} + \gamma \Delta Z_i + \Delta \varepsilon_{it} \quad [3]$$

in cui  $\varepsilon_{it} = iid N(0, \sigma_\varepsilon^2)$

e dove  $\Delta DEPVAR_{it} = (DEPVAR_{it} - \overline{DEPVAR}_i)$ ,  $\Delta X_{it} = (X_{it} - \overline{X}_i)$ ,  $\Delta Z_i = (Z_i - \overline{Z}_i)$  e  $\Delta \varepsilon_{it} = (\varepsilon_{it} - \overline{\varepsilon}_i)$ .

Nel modello ad Effetti Fissi gli effetti individuali sono indicati nelle intercette che variano tra le osservazioni, per cui avremo un'intercetta diversa per ogni osservazione.

Le stime ottenute con questo modello sono consistenti e non distorte anche se le variabili dipendenti sono correlate con l'errore individuale, ma la trasformazione within elimina dal modello tutte le variabili che non variano nel tempo.

Poiché spesso i dati socioeconomici di tipo microeconomico sono variabili che non hanno una dimensione temporale o che sono disponibili solo per certe date nel tempo e dunque risultano invariati nel database utilizzato, tale modello elimina parte del potere esplicativo dei regressori inseriti.

Un modello alternativo che pone rimedio a questo problema è il modello ad Effetti Casuali stimato con una procedura GLS. Tale modello può essere indicato come

$$DEPVAR_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \gamma Z_i + (\alpha_i + \varepsilon_{it}) \quad [4]$$

in cui l'effetto individuale viene specificato come una variabile casuale e l'eterogeneità individuale non osservata viene spiegata per mezzo di un secondo termine di errore  $\alpha_i$ ,  $iid N(0, \sigma_\alpha^2)$ , mentre  $\varepsilon_{it}$  è l'errore idiosincratico  $iid N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ . Si assume che  $\alpha_i$  e  $\varepsilon_i$  siano reciprocamente indipendenti e indipendenti dai regressori. Il modello ad Effetti Casuali GLS è consistente e più efficiente di quello ad Effetti Fissi, se non vi è

correlazione tra gli  $\alpha_i$  ed i regressori, mentre in presenza di tale correlazione sono non consistenti.

In presenza di correlazione tra regressori e eterogeneità individuale non osservata, i modelli ad Effetti Casuali sono non consistenti. Tuttavia, rinunciare a tale stimatore in favore dello stimatore ad Effetti Fissi significa penalizzare la capacità esplicativa del modello, se le variabili importanti non variano nel tempo. In letteratura, la soluzione proposta più frequentemente è l'utilizzo di modelli a variabili strumentali come Hausman – Taylor (HT, 1978), Amemiya and MaCurdy (AM, 1986) e il Breusch, Mizon and Schmidt (BMS, 1989).

Lo stimatore di Hausman e Taylor assume che alcuni dei regressori (sia di quelli che variano nel tempo che di quelli che non variano) siano correlati con la variabile casuale che indica l'eterogeneità individuale, ma che nessuna variabile sia correlata con il termine di errore generale.

Il modello da stimare è il seguente:

$$DEPVAR_{it} = \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \gamma_1 Z_{1i} + \gamma_2 Z_{2i} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad [5]$$

in cui  $X_{1it}$  e  $Z_{1i}$  sono le variabili non correlate, che rispettivamente variano e non variano nel tempo, e  $X_{2it}$  e  $Z_{2i}$  sono quelle correlate, che rispettivamente variano e non variano nel tempo.

Gli stimatori di Amemiya – MaCurdy e Breusch, Mizon and Schmidt richiedono più stringenti assunzioni sull'esogeneità rispetto all'Hausman – Taylor. Lo stimatore HT è altrettanto preciso dello stimatore ad Effetti Fissi, tuttavia l'uso di tali modelli richiede che si identifichino le variabili correlate con l'effetto individuale non osservato, sia tra i regressori che variano nel tempo che in quelli che non variano. Tali procedure, perciò, sono soggette a tutte le problematiche relative all'individuazione dello strumento ed alla sua efficacia e soffrono di una certa discrezionalità nella scelta delle variabili da trattare come correlate con gli effetti individuali non osservati.

L'intuizione sulle variabili potenzialmente correlate spetta al ricercatore. Per capire se la scelta delle variabili esogene e dei relativi strumenti è legittima e corretta per il dataset analizzato, gli autori suggeriscono di effettuare il test di Hausman per confrontare i risultati del modello ad Effetti Fissi con quello di Hausman – Taylor.

Recentemente Plumper e Troeger (2007) hanno proposto un modello che fornisce una soluzione all'alternativa all'uso delle variabili strumentali. Essi partono dalla considerazione che occorre trovare un modello che stimi correttamente sia le variabili che non variano nel

tempo, che quelle che presentano variazioni minime nel corso del tempo. Il loro stimatore, denominato FEVD (Fixed Effect Vector Decomposition), parte dall'assunto che lo stimatore ad Effetti Fissi non solo elimina dal modello le variabili che non variano nel tempo, ma stima in maniera inefficiente le variabili con pochi cambiamenti nel corso del tempo (p.es. variabili istituzionali, o anche variabili demografiche se vengono misurate solo in determinati intervalli temporali, come quelle censuarie).

I due autori mostrano, con un'analisi Monte Carlo, come tale stimatore abbia una performance almeno altrettanto buona del modello Pooled OLS, dello stimatore ad Effetti Casuali e dello stimatore Hausman-Taylor in assenza di correlazione tra le variabili varianti ed invarianti rispetto al tempo e gli effetti fissi; ed in presenza di tale correlazione ha una performance migliore degli altri modelli. Inoltre, è più efficiente dello stimatore ad effetti fissi nello stimare i coefficienti delle variabili che variano raramente nel corso del tempo.

La correzione dell'eteroschedasticità nel FEVD può avvenire in due modi: o utilizzando uno stimatore robusto o correggendo contemporaneamente per eteroschedasticità e correlazione contemporanea (Wooldridge, pag. 308). Il FEVD permette inoltre di correggere per la correlazione seriale attraverso la trasformazione Cochrane – Orcutt proposta da Prais – Winsten.

La selezione della corretta specificazione si può basare su alcuni test che permettono di valutare quale modello, date le sue assunzioni, è più adatto ai dati analizzati. Il test di Breusch – Pagan (1980) ci permette di confrontare il modello Pooled OLS e quello ad Effetti Casuali. Il test verifica se l'ipotesi di nullità della varianza del termine di errore che misura l'eterogeneità non osservata è corretta. Se l'ipotesi nulla viene rigettata significa che la varianza non è nulla, dunque esistono degli effetti casuali che rendono il modello OLS inefficiente. In questo caso va preferito l'uso del modello ad effetti casuali.

Un test utile per confrontare due modelli è il test di Hausman (1978). Tale test viene spesso utilizzato per confrontare il modello ad Effetti Fissi con quello ad Effetti Casuali, ma può essere esteso a qualunque confronto tra due modelli, purché uno sia efficiente.

Il test di Hausman si basa sull'idea che sotto l'ipotesi di assenza di correlazione, sia il modello ad Effetti Fissi che il modello ad Effetti Casuali - GLS sono consistenti, ma gli Effetti Fissi sono inefficienti, mentre sotto l'ipotesi alternativa, gli Effetti Fissi sono consistenti ma gli Effetti Casuali GLS non lo sono. Sotto l'ipotesi nulla, i due stimatori non

dovrebbero presentare differenze sistematiche nei coefficienti. La presenza di differenze sistematiche tra i coefficienti nei due modelli può essere interpretato come presenza di correlazione tra l'eterogeneità individuale non osservata e i regressori. Se il test rigetta l'ipotesi nulla, significa che questa correlazione è presente e che dobbiamo rinunciare al modello ad effetti casuali, poiché inconsistente.

Se gli Effetti Casuali hanno varianza superiore agli Effetti Fissi se, cioè, non sono efficienti a causa della correlazione tra regressori ed eterogeneità individuale non osservata, il test di Hausman non è in grado di darci una risposta attendibile. Quando ciò accade è possibile utilizzare un test alternativo, proposto da Wooldridge (2002; pp. 290 – 291).

## **5. Analisi empirica**

Le variabili utilizzate per l'individuazione delle determinanti dei consumi sono molto numerose. L'analisi della letteratura e del contesto ci forniscono delle indicazioni circa le tipologie di variabili che influenzano i consumi idrici: variabili sociodemografiche (dimensione del nucleo familiare, caratteristiche dei componenti, reddito ecc.), caratteristiche dell'abitazione, variabili geografiche e legate alla specializzazione economica del comune, variabili climatiche e variabili legate alle pratiche di gestione.

Per quanto riguarda le variabili indicanti la specializzazione economica e quelle climatiche abbiamo utilizzato variabili nuove o poco utilizzate in letteratura, quali la variabile che indica la specializzazione turistica e la variabile climatica. La variabile turistica è una dummy categoriale con valori compresi tra zero e quattro, a partire da comune non turistico, fino a comune con elevata specializzazione turistica, ovvero con un'elevata presenza di non residenti nel periodo estivo. La presenza di turisti nelle seconde case non viene rilevata nelle indagini ufficiali. Sistu (2008) propone un metodo per stimarne il numero, che consiste nel considerare la variazione della produzione di rifiuti solidi urbani nei mesi estivi rispetto a quelli invernali: la nostra variabile categoriale è basata sulle stime contenute in tale studio (si veda anche (RAS, 2007).

La variabile climatica utilizzata è il tasso di evapotraspirazione estivo. Tale variabile indica il fabbisogno idrico dell'ambiente determinato dall'interazione tra le caratteristiche climatiche e quelle della vegetazione. Tale variabile consente di tenere in considerazione le ripercussioni sui consumi idrici esterni (irrigazione) ed interni. Infatti,

essa rappresenta le interazioni tra la temperatura e le altre variabili meteorologiche e permette di tenere in considerazione il clima percepito di un'area: a tassi crescenti di evapotraspirazione corrispondono, infatti, caratteristiche climatiche associate a temperature più elevate e dunque, in particolare nel periodo estivo, condizioni climatiche meno tollerabili.

Per quanto riguarda le variabili che indicano le pratiche di gestione abbiamo utilizzato una variabile che tiene in considerazione le restrizioni all'erogazione imposte da ogni gestore. Contrariamente alla maggior parte della letteratura, con l'eccezione di Martínez-Espiñeira e Nauges (2004), non abbiamo utilizzato una variabile dummy che indica solo la presenza o meno di restrizioni, ma una variabile continua che indica esattamente il numero medio di ore annue di erogazione per comune e per anno.

Le caratteristiche e la descrizione delle variabili utilizzate sono riassunte nella tabella 4 in appendice. La selezione finale ottenuta utilizzando procedure standard (Wald test, F-test) è la seguente:

- La variabile dipendente è il consumo di acqua [consumo medio annuo per utenza per 240 comuni espresso in metri cubi (WATCON)].
- Le variabili inserite come covariate sono:
- il prezzo medio dell'acqua [calcolato ex post come rapporto tra fatturato annuo totale per il consumo di acqua ed il numero di metri cubi (AP)]
- il reddito imponibile medio annuo [INCOME]
- variabili sociodemografiche [la dimensione media del nucleo familiare (HHSIZE), la proporzione delle non forze di lavoro (NLF)],
- variabili legate alle caratteristiche dell'abitazione [la quota di case di proprietà (OWNERS), la quota di abitazioni che non sono state ristrutturate nel periodo 1991-2001 (NORENOV)]
- variabili geografiche [l'altitudine dei comuni (ALT)] e legate a certe caratteristiche produttive (una variabile che indica il livello di specializzazione turistica (TOUR)]
- variabili climatiche [tasso di evapotraspirazione estivo (SUMEVATRA)]
- le dummy che indicano le utilities del settore (SIM, SIINOS E GOVOSSAI)
- la variabile che indica le ore effettive di erogazione nel periodo analizzato (HOURS)

- le dummy temporali (YEAR 2001, YEAR 2002, YEAR 2003, YEAR 2004, YEAR 2005)

I risultati sono mostrati nella tabella 5. L'equazione da stimare è di tipo lineare e tutte le variabili continue sono state trasformate nel corrispondente logaritmo:

$$\begin{aligned} \text{Log}(WATCON_{it}) = & \text{intercept} + \beta_1 \log(AP_{it}) + \beta_2 \log(INCOME_{it}) + \beta_3 \log(HHSIZE_{it}) + \\ & \beta_4 \log(NLF_{it}) + \beta_5 \log(OWNERS_{it}) + \beta_6 \log(NORENOV_{it}) + \beta_7 \log(ALT_{it}) + \beta_8 (TOUR_{it}) + \\ & \beta_9 \log(SUMEVATRA_{it}) + \beta_{10} \log(HOURS_{it}) + \beta_{11} (SIM_{it}) + \beta_{12} (SIINOS_{it}) + \\ & \beta_{13} (GOVOSSAI_{it}) + \beta_{14} (YEAR2001_{it}) + \beta_{15} (YEAR2002_{it}) + \beta_{16} (YEAR2003_{it}) + \\ & \beta_{17} (YEAR2004_{it}) + \beta_{18} (YEAR2005_{it}) + u_{it} \end{aligned}$$

in cui  $u_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it}$

Tutte le stime sono state effettuate utilizzando STATA 9.2 (tabella 3). Abbiamo iniziato la nostra analisi partendo dal modello più semplice, il pooled OLS, e confrontandolo con il modello ad Effetti Casuali, il modello ad Effetti Fissi, i modelli strumentali di Hausman-Taylor ed il Modello FEVD. Abbiamo effettuato una serie di test per verificare la bontà dei modelli e selezionare il modello più adatto. Il test di Breusch-Pagan (test: 384.23; p-value: 0.000) sulla presenza di effetti casuali rigetta l'ipotesi nulla, per cui il modello pooled OLS risulta inefficiente ed è corretto preferirgli il modello ad effetti casuali.

Per confrontare il modello ad effetti casuali con il modello ad effetti fissi occorre utilizzare un test di Hausman per verificare la presenza di correlazione tra i regressori e l'eterogeneità individuale non osservata nel modello ad Effetti Casuali. Il test di Hausman (test: 18.44, p-value: 0.103) non rigetta l'ipotesi nulla di differenze non sistematiche tra i regressori, però, la matrice dei quadrati delle differenze delle varianze dei coefficienti è definita non positiva e questo non ci consente di trarre nessuna conclusione definitiva. Il test di Wooldridge indica che le variabili calcolate come scostamento delle variabili che variano nel tempo dalle medie individuali sono congiuntamente uguali a zero, e dunque questo ci porterebbe a non rigettare il modello ad Effetti Casuali.

Contemporaneamente abbiamo condotto alcuni test per verificare la presenza di eteroschedasticità e correlazione seriale nei dati (Breusch-Pagan test per eteroschedasticità: test: 0.01, p-value: 0.942; Wooldridge test per la correlazione seriale di ordine 1: test: 9.284, p-value: 0.003; DW = 1.62) i quali hanno indicato l'assenza di

eteroschedasticità e la presenza di una leggera correlazione seriale. Come nota Wooldridge (2002, pag. 274), la presenza di correlazione seriale può essere un problema quando vi è una forte correlazione seriale e quando  $T$  diviene grande. In presenza di una lieve correlazione e di  $T$  piccolo non vi è la medesima necessità di introdurre una correzione per la correlazione seriale.

Abbiamo stimato i modelli di Hausman-Taylor e di Amemiya-MaCurdy per confrontarli con i precedenti e correggere il problema segnalato dal test di Hausman. Valutando la correlazione tra la parte variabile degli effetti individuali ed i regressori, nel modello ad Effetti Fissi, abbiamo constatato che la correlazione è probabilmente attribuibile alla variabile del prezzo medio e del reddito. I test di Hausman (test: 14.51, p-value: 0.270) e Wooldridge (test: 5.18, p-value: 0.270) accettano entrambi la rispettiva ipotesi nulla, per cui i modelli con variabili strumentali possono essere accettati (tabella 6). Non riportiamo i risultati del modello di Amemiya- MaCurdy perché identici a quelli dello stimatore di Hausman – Taylor.

La recente proposta di Plumper e Troeger (2007) consente di calcolare un modello la cui performance è pari a quella del modello ad Effetti Casuali e degli stimatori a Variabili Strumentali. In presenza di correlazione tra i regressori e l'eterogeneità individuale, il FEVD ha una performance migliore di tali stimatori e non è soggetto alla discrezionalità legata all'indicazione delle variabili correlate, come accade nei modelli a variabili strumentali. Il FEVD, inoltre, permette di stimare in maniera più efficiente rispetto a quanto accade nel modello ad Effetti Fissi le variabili che variano raramente nel tempo.

Possiamo notare come i coefficienti delle variabili che variano nel tempo siano molto simili nel modello ad Effetti Fissi e nel FEVD, tranne che per le dummy che indicano le gestioni. Tale differenza è dovuta al fatto che queste variabili variano raramente nel tempo e dunque sono stimate in maniera più efficiente nel FEVD. I coefficienti delle variabili che non variano nel tempo sono invece molto simili nei modelli a variabili strumentali e nel FEVD.

L'analisi dei risultati del modello FEVD mostra che il prezzo marginale è significativo e col segno negativo atteso. Il valore dell'elasticità è pari a -0.139, un valore inferiore a quello trovato in altri lavori della letteratura che utilizzano la variabile del prezzo medio e stime panel con dati aggregati (Hoglund (1999), -0.20; Nauges e Thomas, (2000b), -0.22).

La variabile del reddito è significativa e con segno positivo, come atteso. Il valore del coefficiente è pari +0.105. Mazzanti e Montini (2006) trovano valori molto più elevati rispetto al nostro (da +0.40 a +0.71), mentre Musolesi e Nosvelli (2007) trovano un valore di -0.18. Il valore trovato non è però dissimile dai risultati verificati in letteratura.

La variabile indicante la dimensione familiare è significativa e con segno positivo, così come ampiamente verificato in letteratura. Il valore del coefficiente (+0.957) indica che i consumi aumentano in maniera più che proporzionale all'aumento della dimensione familiare. Il valore individuato è molto più elevato rispetto ai risultati di Mazzanti e Montini (2006; +0.0117), Musolesi e Nosvelli (2007; 0.342) che presentano invece economie di scala.

La proporzione di non forze di lavoro è significativa e con segno negativo: nei comuni con una percentuale maggiore di popolazione non attiva vi è un consumo minore di acqua. Probabilmente questo è dovuto al fatto che, nel contesto analizzato, tali categorie non hanno abitudini e stili di vita che influenzano positivamente i consumi. Come notano Liao e Chang (2002) in altro contesto, la riduzione dei consumi idrici è probabilmente legata alla riduzione della vita sociale che deriva dall'assenza o dalla ridotta attività lavorativa. Un'ulteriore spiegazione di questo risultato potrebbe essere legata anche al fatto che stando più tempo a casa, tali categorie hanno una gestione diretta, costante e più attenta dell'abitazione e questo potrebbe portare a ridurre sprechi volontari ed involontari.

La maggiore presenza di case di proprietà, rispetto a quelle in affitto, è significativa ed è associata a consumi inferiori. Questo si può spiegare con il fatto che, spesso, le spese idriche sono comprese nell'affitto, e quindi l'affittuario non ha la percezione di come i suoi consumi idrici possano influire sulla sua spesa per l'abitazione. Un altro elemento che influenza i livelli di consumo è lo stato di efficienza degli impianti interni ed esterni alle abitazioni: i comuni nei quali è stata superiore la percentuale di case che non hanno subito ristrutturazione agli impianti negli anni compresi tra il 1991 ed il 2001 sono associati a consumi superiori.

La variabile relativa alla specializzazione turistica dei comuni è significativa e con segno positivo. Questo significa che nei comuni nei quali vi è un'elevata presenza turistica nelle seconde case affittate durante i mesi estivi, vi sono maggiori consumi idrici. Ciò potrebbe essere legato al fatto i turisti sono poco attenti ad un uso conservativo dell'acqua (valgono qui le stesse considerazioni svolte per gli affittuari).

L'analisi delle caratteristiche geografiche dei comuni mostra come all'aumentare dell'altitudine diminuiscano i consumi. Questo fatto può essere legato alle tipologie edilizie: nelle zone con altitudine maggiore le case hanno meno frequentemente giardini, o li hanno di dimensione inferiore, rispetto alle zone di pianura. Sfortunatamente non abbiamo dati relativi alla presenza e dimensione del giardino nelle abitazioni, e dunque l'ipotesi non è direttamente controllabile.

Per quanto riguarda l'aspetto climatico, la variabile indicante il tasso di evapotraspirazione estiva ci dice che nei comuni nei quali è presente un maggiore tasso di evapotraspirazione estiva vi sono consumi maggiori. In questi comuni il clima è più secco (le precipitazioni sono inferiori) e la temperatura più elevata: tali elementi rendono il clima percepito meno tollerabile. Questo induce un maggiore consumo idrico sia interno (legato al maggior utilizzo di acqua per le docce), sia esterno (per l'innaffiamento dei giardini), sebbene, ancora una volta, l'assenza di dati precisi sulla diffusione di case con giardino non ci permetta di controllare direttamente questo aspetto.

Se passiamo ad analizzare le variabili legate alle prassi di gestione, vediamo come la variabile sulle ore di erogazione non sia significativa. Questo risultato significa che l'effetto delle restrizioni idriche imposte è stato solo parziale nel contenere i consumi. Tale risultato può essere diretta conseguenza del fatto che, dopo un primo periodo di reale efficacia (anno 2000), la progressiva diffusione delle cisterne e dei serbatoi abbia notevolmente ridotto i disagi e attenuato gli effetti della mancata erogazione.

Se osserviamo le dummy temporali vediamo come esse indichino che, rispetto al 2000, i consumi negli anni successivi siano sempre superiori. L'anno che presenta il maggiore incremento è il 2001, sebbene fossero presenti delle restrizioni, che sono durate fino al 2003. Coefficienti inferiori sono associati al 2004 ed al 2005, anni in cui vi era un'erogazione regolare del servizio idrico. Il 2005 presenta il coefficiente più basso: tale anno è caratterizzato dalla assenza di restrizioni ma dall'entrata in vigore della riforma tariffaria promossa da ABBANOVA.

Le variabili dummy che indicano le diverse società dell'acqua potabile ci dicono che gli utenti gestiti dalla società SIM hanno consumi statisticamente più elevati degli utenti ESAF, mentre gli utenti SIINOS hanno consumi statisticamente inferiori agli utenti ESAF. Le differenti strutture tariffarie (in particolare, il numero e l'ampiezza dei blocchi della struttura tariffaria adottata dalla SIINOS penalizzavano i consumi elevati più di quanto non accadesse con la tariffa imposta dalla SIM) oltre alle

diverse pratiche di bollettazione (la SIM per un lungo periodo non ha corrisposto le bollette agli utenti) spiegano questo risultato.

## **6. Conclusioni ed indicazioni di policy**

L'analisi congiunta dei risultati ci permette di effettuare alcune considerazioni sui trend di consumo futuri. Le aree costiere e sub-costiere sono le aree più popolate dell'Isola, caratterizzate da un numero maggiore di abitazioni in affitto e da una rilevante presenza turistica.

Se lo sviluppo turistico prosegue nella direzione di una ricettività residenziale avremo un crescente stress idrico in queste aree già caratterizzate da consumi elevati.

Il progressivo e generalizzato aumento del valore dell'evapotraspirazione indica un peggioramento del clima. Questo ha conseguenze sia sul lato dell'offerta, che su quello della domanda: dal punto di vista dell'offerta, lascia presupporre una crescente difficoltà di approvvigionamento, mentre, per quanto riguarda la domanda, una crescente richiesta idrica sia per usi interni che esterni. Infatti, l'evapotraspirazione indica il fabbisogno idrico dell'ambiente e, dunque, l'aumento del suo valore indica maggiore richiesta di acqua per innaffiare. Tuttavia, tale variabile è anche una proxy del clima percepito: un aumento dell'evapotraspirazione significa l'aumento della temperatura, dunque un peggioramento, in termini di tollerabilità del clima da parte delle persone. Questo potrebbe condurre ad un aumento dei consumi legati all'igiene personale (col caldo aumenta il numero di docce): considerato l'impatto elevato della dimensione del nucleo familiare sui consumi idrici, il peggioramento del clima potrebbe determinare incrementi rilevanti dei consumi. Tale fenomeno avrà conseguenze importanti soprattutto nelle aree costiere, poiché andrà a sommarsi agli altri elementi che già conducono ad un maggior consumo idrico, determinando un aggravarsi della situazione. Probabilmente conseguenze meno pesanti potrebbero esserci nei comuni con maggiore altitudine, visto che sono associati negativamente con i consumi. Ciò potrebbe essere legato alle caratteristiche edilizie legate alla progressiva riduzione della dimensione dei giardini all'aumentare dell'altitudine dei comuni. Se tale considerazione è corretta, sarebbe opportuno implementare politiche che regolamentano la gestione dei giardini nei comuni delle aree di pianura e costiere quali la tipologia della vegetazione, il tipo di irrigazione (a goccia o nebulizzazione), norme di corretta irrigazione (innaffiare nelle ore serali), l'uso di acque reflue depurate per l'irrigazione.

Sarebbe opportuno, inoltre, incentivare l'adozione di impianti che consentono il risparmio idrico e la loro manutenzione anche nelle abitazioni in affitto: abbiamo visto, infatti, che le case che hanno subito interventi di manutenzione in periodi recenti sono associate a consumi inferiori e, soprattutto, che le case di proprietà sono associate a consumi inferiori. Accanto a ciò, è necessario promuovere ulteriori politiche che incentivino la riduzione dei consumi idrici nelle abitazioni che vengono affittate ai turisti durante il periodo estivo. Una prima azione in questo senso è già stata intrapresa dall'attuale gestore, con l'adozione di una struttura tariffaria con prezzi marginali più elevati per i non residenti – ovvero coloro che possiedono un'utenza attivata per un'abitazione diversa da quella nella quale hanno la residenza anagrafica. Precedentemente solo alcuni gestori applicavano tale differenziazione di prezzo (SIINOS). Attualmente è in corso un programma, coordinato dalla Regione Sardegna, finalizzato alla creazione di un registro che contenga l'elenco delle abitazioni affittate durante l'estate e le loro caratteristiche. Questa azione può essere un elemento importante nello sviluppo di un'azione concordata, omogenea e duratura con i proprietari delle abitazioni.

Dall'analisi dei risultati emerge come non solo il prezzo, ma anche le altre differenze esistenti tra le precedenti gestioni influenzano i consumi. Nel nostro caso le differenze significative, in termini di struttura e pratiche di fatturazione hanno avuto una probabile influenza sui consumi: la SIM, che presenta consumi significativamente più elevati, non solo aveva un sistema tariffario con scaglioni molto più ampi, ma per molto tempo non ha fatturato. Questo risultato avvala la posizione di chi ritiene che non si debba agire solo sul livello del prezzo come strumento di contenimento dei consumi, ma anche sulla corretta costruzione della struttura tariffaria e sulla frequenza della fatturazione.

I risultati della variabile del reddito e di quella relativa alla dimensione familiare permettono di effettuare alcune riflessioni sulla decisione della società di gestione ABBANOA di adottare strutture tariffarie che agevolino l'acquisto per le famiglie a basso reddito o numerose. Tali tariffe sono state introdotte per rendere economicamente meno gravoso l'acquisto dell'acqua necessaria ai fabbisogni primari da parte di categorie economicamente svantaggiate. Per quanto riguarda il reddito, l'agevolazione riguarda solo i livelli di consumo fino a 140 metri cubi, dopo i quali le famiglie a basso reddito pagano lo stesso prezzo di quelle che non hanno avuto agevolazioni. Questa decisione permette di agevolare l'acquisto della quantità d'acqua considerata un bene primario,

penalizzando però eventuali sprechi che potrebbero essere indotti da una tariffa agevolata. Per quanto riguarda le famiglie numerose (più di cinque componenti) il discorso è più complesso: la tariffa introdotta prevede scaglioni più ampi e prezzi più bassi, a parità di consumo, rispetto alle famiglie con dimensione inferiore. I nostri risultati mostrano che all'aumentare della dimensione del nucleo familiare corrisponde un aumento più che proporzionale (benché di poco) dei consumi idrici: dato che dovrebbero esistere delle economie di scala nei consumi idrici casalinghi, questo fa pensare che vi siano dei consumi eccessivi ed impropri dell'acqua. Un sistema tariffario di agevolazione dei consumi delle famiglie numerose potrebbe indurre ulteriori sprechi.

Come accennato in precedenza, il dato relativo all'anno 2005 sembra mostrare un'effettiva riduzione dei consumi in concomitanza con l'entrata in vigore della riforma tariffaria: con i dati in possesso non è possibile capire se si tratti di una riduzione strutturale o di un "effetto annuncio". L'introduzione di restrizioni orarie all'erogazione sembra, invece, non essere stata in grado di raggiungere lo scopo in maniera duratura, in quanto compensata da altre prassi. Questi elementi potrebbero far riflettere sulla necessità di costruire politiche strutturali di lungo periodo che riducano i consumi idrici piuttosto che tentare di ridurli forzatamente con interventi di tipo emergenziale.

## **Bibliografia**

- Agthe, D.E., Billings, R.B., Dobra, J.L., Rafiee, K., (1986). A simultaneous equation demand model for block rates. *Water Resources Research* 22 (1), 1–4.
- Amemiya T., MaCurdy T., (1986). Instrumental – Variable estimation of an Error Components models. *Econometrica* 54, 869-881.
- Arbues, F., Martínez-Españeira, R., García-Valiñas M. A., (2003). Estimation of Residential Water Demand: A State of the Art Review. *Journal of Socio-Economics* 32(1), 81-102.
- Autorità di Vigilanza sulle Risorse Idriche e i Rifiuti (2006). Relazione annuale al Parlamento sullo stato dei servizi idrici - Anno 2005. disponibile su: [www.minambiente.it](http://www.minambiente.it)
- Billings, R.B., (1982). Specification of block rate price variables in demand models. *Land Economics* 58(3), 386–393.
- Billings, R.B., Agthe, D.E., (1980). Price elasticities for water: a case of increasing block rates. *Land Economics* 56(1), 73–84.

- Breusch, T., Pagan A., (1980). A simple test for heteroskedasticity and random coefficient variation. *Econometrica* 47, 1287-1294.
- Breusch, T., Mizon, G., Schmidt, P., (1989). Efficient estimation using panel data. *Econometrica* 57,695-700
- Cavanagh, S. M., Hanemann, W. Michael and R.N. Stavins, (2002). Muffled price signals: household water demand under increasing-block prices. June. FEEM Working Paper No.40.2002.
- Corral, L., Fisher, A.C., Hatch, N., (1998). Price and non-price influences on water conservation: an econometric model of aggregate demand under nonlinear budget constraint. Working Paper No. 881, Department of Agricultural and Resource Economics and Policy, University of California at Berkeley.
- Dandy, G., Nguyen, T., Davies, C., (1997). Estimating residential water demand in the presence of free allowances. *Land Economics* 73(1), 125–139
- Gaudin S. (2006). Effect of price information on residential water demand. *Applied Economics* 8(4), 383-393
- Hausman J., (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica* 46, 1251-1271
- Hausman J., Taylor W., (1981). Panel data and unobservable individual effect. *Econometrica* 49(6), 1377-1398
- Hewitt, J.A., Hanemann, W.M., 1995. A discrete/continuous choice approach to residential water demand under block rate pricing. *Land Economics* 71(2), 173–192
- Höglund, L., (1999). Household demand for water in Sweden with implications of a potential tax on water use. *Water Resources Research* 35(12), 3853–3863.
- ISTAT (2001). *Censimento della Popolazione e delle Abitazioni*. ISTAT, Roma.
- ISTAT (2006). *Indagine sui consumi delle famiglie – Anno 2005*. ISTAT, Roma.
- Liao, H.C., Chang, T.F., (2002). Space-heating and water-heating energy demands of the aged in the US. *Energy Economics* 24, 267–284.
- Liu, J., Savenije, H. H.G., Xu, J. (2003). Water as an economic good and water tariff design. Comparison between IBT-con and IRT-cap. *Physics and Chemistry of the Earth* 28, 209–217
- Martinez-Espiñeira, R., (2002). Residential water demand in the Northwest of Spain. *Environmental and Resource Economics* 21(2), 161–187.

- Martinez-Espiñeira, R., Nauges, C., (2004). Is all domestic water consumption sensitive to price control. *Applied Economics* 36, 1697–1703
- Mazzanti, M., Montini, A., (2006). The Determinants of Residential Water Demand. *Applied Economics Letters* 13, 107-111
- Moncur, J., (1987). Urban water pricing and drought management. *Water Resources Research* 23(3), 393–398.
- Musolesi A., Nosvelli M. (2007). Dynamics of residential water consumption in a panel of Italian municipalities. *Applied Economics Letters* 14(6), 441 – 444
- Nauges, C., Thomas, A., (2000a). Dynamique de la consommation d'eau potable des ménages: une étude sur un panel de communes françaises. *Economie & Prevision*, numéro 143 -144, avril – juin, 2000/2-3
- Nauges, C., Thomas, A., (2000b). Privately-operated water utilities, municipal price negotiation, and estimation of residential water demand: the case of France. *Land Economics* 76(1), 68–85
- Nieswiadomy, M.L., (1992). Estimating urban residential demand: effects of price structure, conservation and education. *Water Resources Research* 28(3), 609–615.
- Nieswiadomy, M.L., Molina, D.J., (1988). Urban water demand estimates under increasing block rates. *Growth and Change* 19(1), 1–12.
- Nieswiadomy, M.L., Molina, D.J., (1989). Comparing residential water estimates under decreasing and increasing block rates using household data. *Land Economics* 65(3), 280–289.
- Nieswiadomy, M.L., Molina, D.J., (1991). A note on price perception in water demand models. *Land Economics* 67(3), 352–359.
- Olmstead, S. M., Hanemann W. M., Stavins R. N. (2005). Do Consumers React to the Shape of Supply? Water Demand under Heterogeneous Price Structures. Discussion Paper 05–29, Resource For the Future, Washington D.C.
- Olmstead, S. M., Hanemann, W. M., Stavins R. N. (2007). Water demand under alternative price structures. *Journal of Environmental Economics and Management* 54, 181–198
- Plumper T., Troeger V. E. (2007). Efficient estimation of time-invariant and rarely changing variables in finite sample panel analyses with unit fixed effects. *Political Analysis* 15, 124–139
- Regione Autonoma della Sardegna (2001). Piano d'Ambito della Regione Sardegna.
- Regione Autonoma della Sardegna (2006). Piano Regionale degli Acquedotti

- Regione Autonoma della Sardegna (2007). Piano Regionale per il Turismo Sostenibile.
- Renwick, M.E., 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* 40(1), 37–55.
- Schefter, J.E., David, E.L., (1985). Estimating residential water demand under multi-tariffs using aggregate data. *Land Economics* 61(3), 272–280.
- Sistu G. (2004). L'emergenza di comodo: politiche dell'acqua in Sardegna, WP 04\_01, CRENoS. Disponibile su <http://www.crenos.it/working/listwpse.php>
- Sistu G. (2008). Vagamondo. Turismi e turisti in Sardegna (a cura di), in *Temi Economici della Sardegna*, CRENoS. CUEC Cagliari.
- Wooldridge J., (2002). *Econometric of Cross Section and Panel Data*. MIT Press.

**Tabella 1. Struttura tariffaria e prezzi per scaglione (2000 – 2004)**

Ampiezza degli scaglioni (metri cubi)	Prezzi marginali (in centesimi di euro)					
	2000	2001	2002 <sup>A</sup>	2003	2004	
<b>ESAF</b>						
<b>0 – 84</b>	0.25	0.25	0.28	0.295	0.295	
<b>85 – 124</b>	0.45	0.45	0.49	0.517	0.517	
<b>125 – 164</b>	0.64	0.64	0.695	0.738	0.738	
<b>Oltre 165</b>	0.76	0.76	0.825	0.886	0.886	
<b>CONSORZIO DI BONIFICA DEL GOVOSSAI</b>	2000	2001	Scaglioni in metri cubi	2002 <sup>B</sup>	2003 <sup>C</sup>	2004 <sup>D</sup>
<b>0 – 90</b>	0.21	0.21	<b>0 – 60</b>	0.22	0.26	0.28
<b>91 – 180</b>	0.47	0.47	<b>61 – 120</b>	0.51	0.57	0.62
<b>181 – 300</b>	0.53	0.53	<b>121 – 200</b>	0.54	0.63	0.69
<b>Oltre 300</b>	0.71	0.71	<b>Oltre 200</b>	0.67	0.85	0.96
<b>SIINOS</b>	2000	2001	2002	2003	2004	
<b>0 – 120</b>	0.276	0.290	0.290	0.290	0.290	
<b>121 – 180</b>	0.516	0.542	0.542	0.542	0.542	
<b>181 – 240</b>	0.705	0.740	0.740	0.740	0.740	
<b>Oltre 240</b>	0.930	0.976	0.976	0.976	0.976	
<b>SIM</b>	2000	2001	2002	2003	2004	
<b>0 – 100</b>	0.25	0.25	0.25	0.25	0.25	
<b>101 – 150</b>	0.42	0.42	0.42	0.42	0.42	
<b>151 – 200</b>	0.51	0.51	0.50	0.50	0.50	
<b>Oltre 200</b>	0.63	0.63	0.63	0.63	0.63	

A) I valori riportati sono una media dei valori applicati nel 2002 B), C), D) i valori riportati sono medie dei valori applicati negli anni 2002, 2003 e 2004

Fonte: ESAF, GOVOSSAI, SIINOS, SIM

**Tabella 2.**  
**Struttura tariffaria e prezzi applicati nel 2005 - ABBANOA**

Ampiezza degli scaglioni in metri cubi	Prezzi marginali
<b>Tariffa domestico residenziale</b>	
<b>0 – 70</b>	0.25
<b>71 – 140</b>	0.55
<b>141 – 200</b>	0.90
<b>201 – 250</b>	1.30
<b>oltre 250</b>	1.80
<b>Tariffa domestica non residenti</b>	
<b>0 – 140</b>	0.55
<b>141 – 200</b>	0.90
<b>201 – 250</b>	1.30
<b>Oltre 250</b>	1.80
<b>Tariffa domestica residenti – Famiglie a basso reddito</b>	
<b>0 – 70</b>	0.1250
<b>71 – 140</b>	0.2750
<b>141 – 200</b>	0.90
<b>201 – 250</b>	1.30
<b>Oltre 250</b>	1.80

Fonte: ABBANOA

**Tabella 3. Restrizioni orarie all'erogazione 2000 - 2005**

<b>Comuni interessati</b>	<b>Ore di distribuzione regolare (% per anno)</b>					
<b>ESAF</b>	<b>2000</b>	<b>2001</b>	<b>2002</b>	<b>2003</b>	<b>2004</b>	<b>2005</b>
<b>Tutti i comuni</b>	50	42	26	71	100	100
<b>CONSORZIO DI BONIFICA DEL GOVOSSAI</b>	<b>2000</b>	<b>2001</b>	<b>2002</b>	<b>2003</b>	<b>2004</b>	<b>2005</b>
<b>Nuoro</b>	100	100	52	52	85	100
<b>Sarule, Orani, Oniferi</b>	100	100	84	52	75	75
<b>Orotelli</b>	100	100	84	52	75	88
<b>Ottana</b>	100	100	84	72	100	100
<b>Dorgali</b>	100	100	100	92	100	100
<b>Orgosolo</b>	100	100	55	40	97	100
<b>SIINOS</b>	<b>2000</b>	<b>2001</b>	<b>2002</b>	<b>2003</b>	<b>2004</b>	<b>2005</b>
<b>Sassari</b>	50	42	26	71	81	81
<b>SIM</b>	<b>2000</b>	<b>2001</b>	<b>2002</b>	<b>2003</b>	<b>2004</b>	<b>2005</b>
<b>Cagliari</b>	50	42	26	71	81	81

Fonte: gestori del servizio idrico e ordinanze regionali

Grafico 1. Strutture tariffarie per gestore

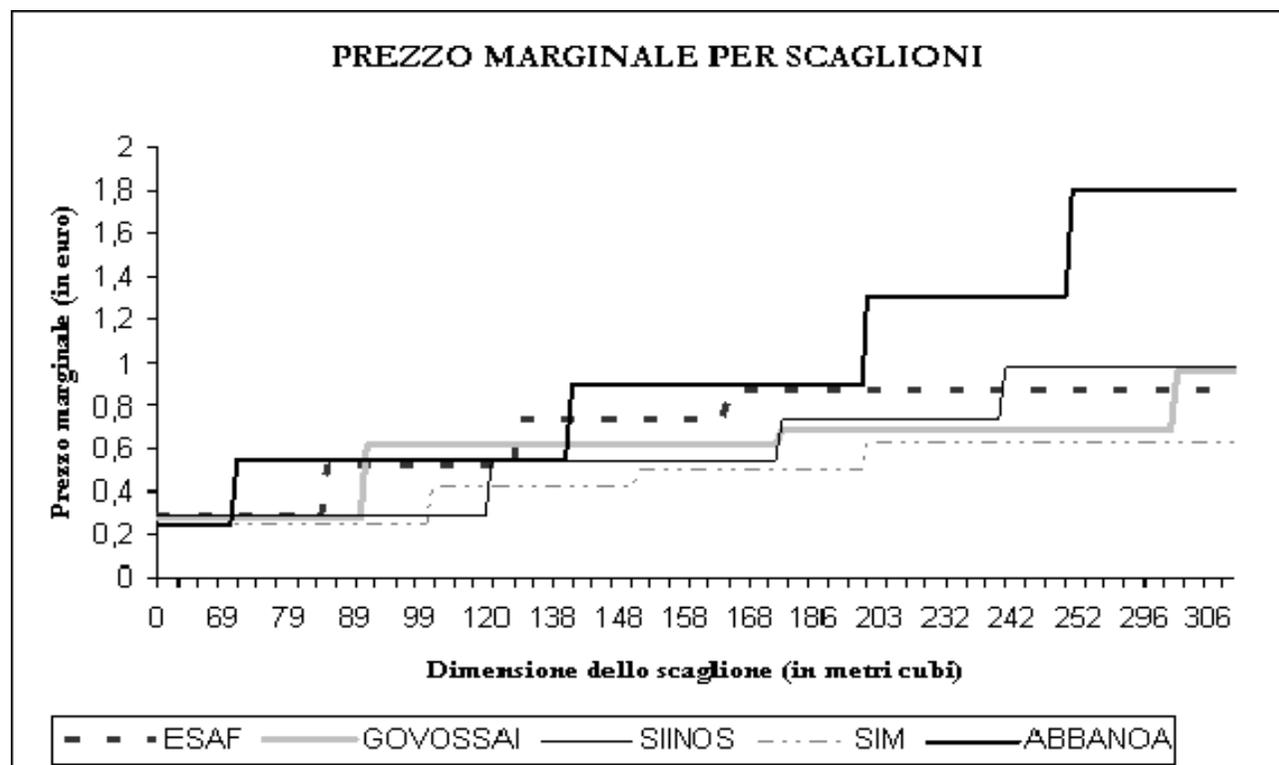


Grafico 2. Consumo medio annuo nei comuni della Sardegna nel periodo 2000 - 2005

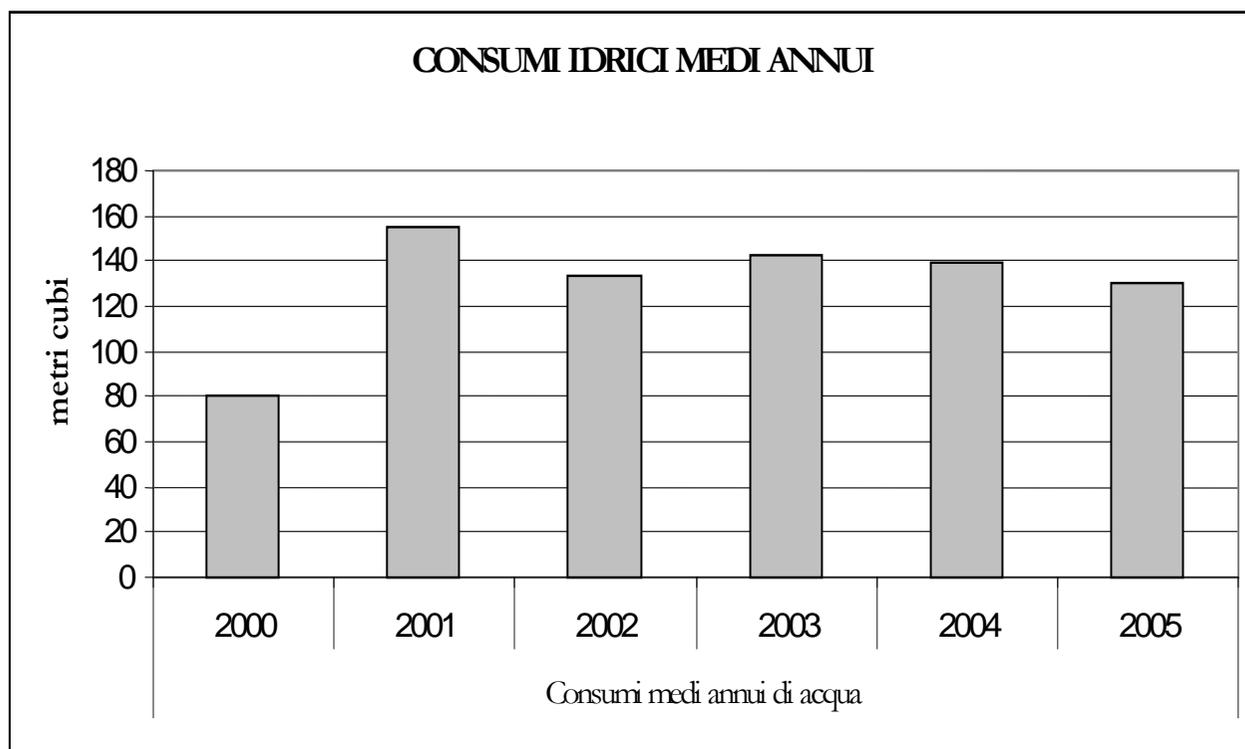
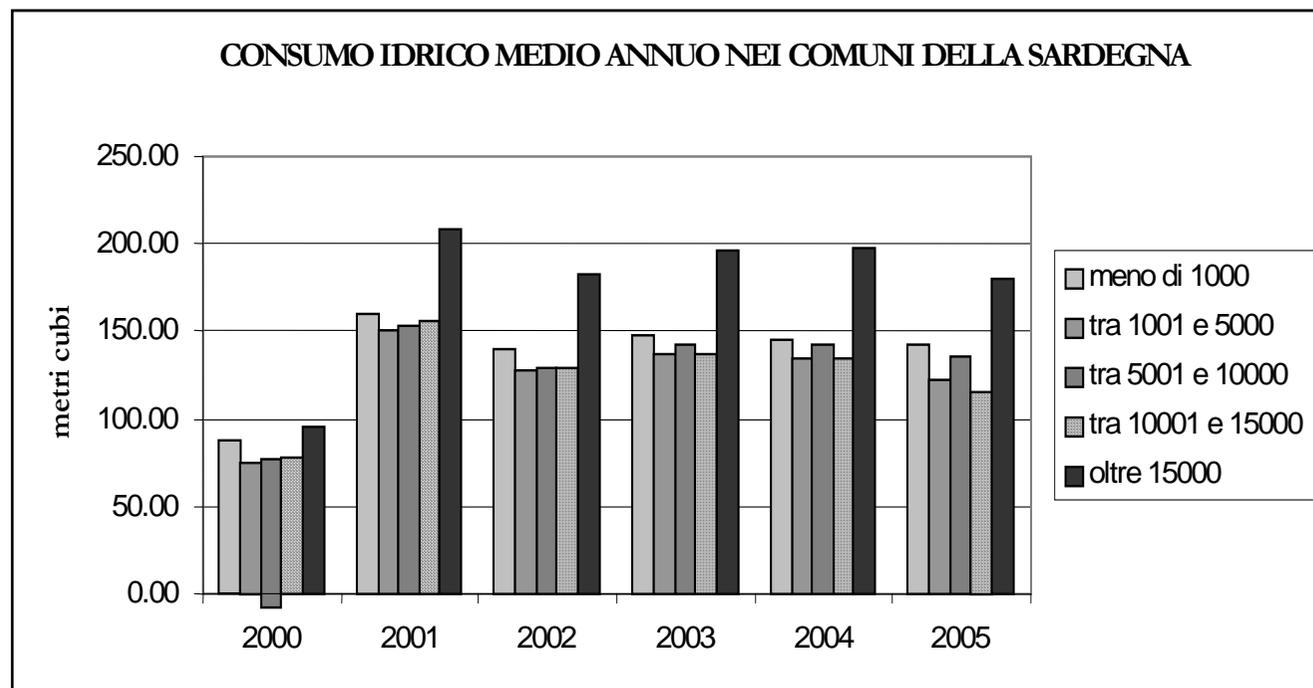


Grafico 3. consumi medi annui per classe di dimensione comunale



**Tabella 4. Tassonomia della variabili** *(continua pagina successiva)*

	<b>Media</b>	<b>Std. Dev.</b>	<b>Tipo di dato</b>	<b>Descrizione</b>	<b>Fonte</b>
WATCON	130.08	49.134	CS-TS (cross section – time series)	Consumo medio comunale per utenza per anno (2000 – 2005)	ESAF, Govossai, SIINOS, SIM
AP	1.06	0.957	CS-TS	Prezzo medio per comune per anno (2000 –2005)	ESAF, Govossai, SIINOS, SIM
INCOME	9540.77	2559.70	CS-TS	Reddito imponibile medio per comune per anno (2000-2005)	Ministero delle Finanze
HHSIZE	2.74	0.234	CS (cross section)	Dimensione media del nucleo familiare per comune	ISTAT (2001)
NLF	0.572	0.054	CS	Quota non forze di lavoro per comune	ISTAT (2001)
OWNERS	0.854	0.066	CS	Quota abitazioni di proprietà	ISTAT (2001)
NORENOV	0.749	0.060	CS	Quota di abitazioni ristrutturate: impianti idrico, elettrico ed infissi	ISTAT (2001)
TOUR	0.312	0.870	Variabile categoriale con valori da 0 a 4	Variabile che indica il livello di specializzazione turistica dei comuni.	RAS (2006)
SUMEVATRA	151.132	16.169	CS-TS	Tasso di evapotraspirazione estivo per comune e per anno (2000-2005)	SAR

HOURS	5877.99	2471.71	CS-TS	Ore di erogazione idrica regolare per comune per anno (2000-2005)	ESAF, Govossai, SIINOS, SIM e RAS
SIM	0.003	0.059	Dummy binaria – CS - TS	Dummy che indica i comuni gestiti da SIM nel periodo 2000 - 2005	Nostra elaborazione
SIINOS	0.003	0.059	Dummy binaria - CS - TS	Dummy che indica i comuni gestiti da SIINOS nel periodo 2000 - 2005	Nostra elaborazione
GOVOSSAI	0.062	0.242	Dummy binaria - CS - TS	Dummy che indica i comuni gestiti da GOVOSSAI nel periodo 2000 - 2005	Nostra elaborazione
YEAR 2001	0.167	0.373	Dummy binaria	Dummy temporale	Nostra elaborazione
YEAR 2002	0.167	0.373	Dummy binaria	Dummy temporale	Nostra elaborazione
YEAR 2003	0.167	0.373	Dummy binaria	Dummy temporale	Nostra elaborazione
YEAR 2004	0.167	0.373	Dummy binaria	Dummy temporale	Nostra elaborazione
YEAR 2005	0.167	0.373	Dummy binaria	Dummy temporale	Nostra elaborazione

Tabella 5. Risultati delle stime (continua pagina successiva)

	OLS	FIXED EFFECT	RANDOM EFFECT - GLS	HT <sup>1</sup>	FEVD
INTERCEPT	0.342 (0.59)	2.50*** (3.35)	0.712 (1.20)	1.007 (1.46)	1.267*** (2.67)
AP	-0.161*** (-7.53)	-0.139*** (-6.49)	-0.152*** (-7.82)	-0.148*** (-7.45)	-0.139*** (-7.94)
INCOME	0.199*** (5.91)	0.105 (1.61)	0.167*** (3.75)	0.130** (2.07)	0.105*** (3.82)
HHSIZE	1.063*** (12.54)	-	1.076*** (7.78)	1.096*** (7.55)	1.119*** (16.18)
NLF	-0.265*** (-3.26)	-	-0.291** (2.18)	-0.309** (2.21)	-0.311*** (-4.70)
OWNERS	-0.463*** (-4.65)	-	-0.493*** (-3.00)	-0.513*** (-2.99)	-0.519*** (-6.40)
NORENOV	0.168** (1.97)	-	0.135 (0.96)	0.117 (0.80)	0.130* (1.88)
ALT	-0.024*** (-4.28)	-	-0.026*** (-2.88)	-0.027*** (-2.88)	-0.026*** (-5.81)
TOUR	0.054*** (6.01)	-	0.053*** (3.60)	0.054*** (3.54)	0.058*** (7.94)
SUMEVATRA	0.154*** (2.66)	0.083 (1.41)	0.106* (1.92)	0.106* (1.93)	0.083* (1.76)
HOURS	0.031 (0.62)	0.052 (1.24)	0.045 (1.09)	0.045 (1.10)	0.052 (1.27)
SIM	0.642*** (5.78)	0.086 (0.40)	0.455*** (3.11)	0.449*** (3.01)	0.679*** (7.50)
SIINOS	-0.288*** (-2.59)	0.154 (0.73)	-0.117 (-0.80)	-0.097 (-0.66)	-0.232*** (-2.60)
GOVOSSAI	0.062 (1.47)	-0.046 (-0.80)	0.025 (0.57)	0.021 (0.48)	0.057* (1.68)
YEAR 2001	0.664*** (27.89)	0.677*** (33.50)	0.669*** (33.87)	0.673*** (33.60)	0.677*** (34.90)
YEAR 2002	0.514*** (13.64)	0.551*** (16.23)	0.532*** (16.58)	0.540*** (16.25)	0.551*** (17.94)
YEAR 2003	0.551*** (19.67)	0.574*** (20.72)	0.558*** (22.58)	0.567*** (21.02)	0.574*** (25.12)
YEAR 2004	0.511*** (12.79)	0.531*** (13.81)	0.515*** (14.73)	0.526*** (13.96)	0.531*** (16.32)
YEAR 2005	0.471*** (11.00)	0.480*** (11.18)	0.470*** (12.36)	0.482*** (11.66)	0.480*** (13.76)
N	1440	1440	1440	1440	1440
R-squared	0.62	0.43	0.62	0.62	0.74
Rho	-	0.59	0.34	0.37	-
Corr ( $\bar{X}_{it}$ , $u_i$ )	-	0.0783	-	-	-

Nelle parentesi: t statistics per OLS, FE, RE-GLS and FEVD, z statistics per gli stimatori a variabili strumentali;

\* 10 di significatività, \*\* 5 di significatività e \*\*\* 1 di significatività.

1 = prezzo medio e reddito sono considerati correlati con l'eterogeneità individuale non osservata

**Tabella 6. Risultati dei test**

Test	Valore della statistica del test	p- value
Breusch – Pagan test l'assenza di eteroschedasticità nei Pooled OLS	0.01	0.9425
Wooldridge test per la presenza di autocorrelazione negli Effetti Fissi	9.284	0.026
Durbin Watson test for la correlazione seriale	1.62	Lower DW bound: circa 1.89
Breusch Pagan LM Test per l'assenza di Effetti Casuali	384.23	0.000
Hausman test per l'assenza di differenze sistematiche nei coefficienti tra Effetti Fissi ed Effetti Casuali	18.44	0.1029
Hausman test per l'assenza di differenze sistematiche nei coefficienti tra Effetti Fissi e lo stimatore di Hausman - Taylor	14.51	0.2693
Hausman test per l'assenza di differenze sistematiche nei coefficienti tra Effetti Fissi e lo stimatore di Amemiya - MaCurdy	16.04	0.1893
Wooldridge test per l'assenza di differenze sistematiche nei coefficienti tra Effetti Fissi ed Effetti Casuali	5.24	0.2637
Wooldridge test per l'assenza di differenze sistematiche nei coefficienti tra Effetti Fissi e lo stimatore di Hausman - Taylor	5.18	0.2697
Wooldridge test per l'assenza di differenze sistematiche nei coefficienti tra Effetti Fissi e lo stimatore di Amemiya - MaCurdy	5.18	0.2697

## ULTIMI Contributi di Ricerca CRENoS

I Paper sono disponibili in: <http://www.crenos.it>

- 08/02 *Andrea Corsale, Monica Iorio* “Musei di Identità e Processi di Sviluppo del Turismo Culturale L’esperienza del Museo delle Maschere Mediterranee di Mamoiada Sardegna”
- 08/01 *Stefano Renoldi* “Le Agenzie Regionali di Promozione Economica e i Processi di Internazionalizzazione: verso un Benchmarking del caso Sardegna”
- 07/02 *Antonio Sassu* “Assetti Proprietari Sviluppo Economico: il Caso del Banco di Sardegna”
- 07/01 *Matteo Bellinzas* “Previsioni demografiche dei comuni della Sardegna 2006-2016”
- 06/02 *Emanuele Cabras, Immacolata Lovicu, Alessandro Lutzù, Angela Pisano, Giovanni Sistu* “L’ecolabel europeo per i servizi di ricettività turistica in Sardegna. Indagine conoscitiva sul posizionamento delle strutture ricettive rispetto ai criteri dell’ecolabel”
- 06/01 *Rinaldo Brau, Davide Cao, Sandro Fabio Mingoia* “Sostenibilità e stagionalità nelle preferenze dei turisti in Sardegna: un’indagine empirica”
- 05/01 *Emanuele Cabras, Marco Caredda, Giovanni Sistu,* “La certificazione di qualità in Sardegna. Secondo rapporto”
- 04/04 *Monica Iorio,* “Musei, siti archeologici e turismo in Sardegna: alla ricerca di un’integrazione”
- 04/03 *Emanuele Cabras, Marco Caredda, Giovanni Sistu,* “L’innovazione organizzativa in Sardegna: la certificazione di qualità. Prima indagine conoscitiva”
- 04/02 *Giovanni Sistu,* “L’emergenza di comodo: politiche dell’acqua in Sardegna”
- 04/01 *Simone Atzeni, Barbara Dettori, Stefano Usai,* “L’econometria delle indagini territoriali. Appunti metodologici e un’applicazione alla Sardegna”

Finito di stampare nel mese di Aprile 2008  
Presso Editoria&Stampa  
Zona Industriale Predda Niedda str. n. 10  
07100 Sassari

[www.crenos.it](http://www.crenos.it)