

Strategie multi-prodotto nei servizi di pubblica utilità: effetti della diversificazione e della densità dell'utenza

Giovanni FRAQUELLI, Massimiliano PIACENZA, Davide VANNONI



Working Paper 2, 2003

© Hermes
Real Collegio Carlo Alberto
Via Real Collegio, 30
10024 Moncalieri (To)
011 640 27 13 - 642 39 70
info@hermesricerche.it
<http://www.hermesricerche.it>

I diritti di riproduzione, di memorizzazione e di adattamento totale o parziale con qualsiasi mezzo (compresi microfilm e copie fotostatiche) sono riservati.

PRESIDENTE

Giovanni Fraquelli

SEGRETARIO

Cristina Piai

SEGRETERIA OPERATIVA

Giovanni Biava

COMITATO DIRETTIVO

Giovanni Fraquelli (*Presidente*)
Cristina Piai (*Segretario*)
Guido Del Mese (ASSTRA)
Carla Ferrari (Compagnia di San Paolo)
Giancarlo Guiati (ATM S.p.A.)
Mario Rey (Università di Torino)

COMITATO SCIENTIFICO

Tiziano Treu (*Presidente*, Università "Cattolica del Sacro Cuore" di Milano e Senato della Repubblica)
Giuseppe Caia (Università di Bologna)
Roberto Cavallo Perin (Università di Torino)
Carlo Corona (CTM S.p.A.)
Graziella Fornengo (Università di Torino)
Giovanni Fraquelli (Università del Piemonte Orientale "A. Avogadro")
Carlo Emanuele Gallo (Università di Torino)
Giovanni Guerra (Politecnico di Torino)
Marc Ivaldi (IDEI, Université des Sciences Sociales de Toulouse)
Carla Marchese (Università del Piemonte Orientale "A. Avogadro")
Luigi Prosperetti (Università di Milano "Bicocca")
Alberto Romano (Università di Roma "La Sapienza")
Paolo Tesauo (Università di Napoli "Federico" II)

**Strategie multi-prodotto nei servizi di pubblica utilità:
effetti della diversificazione e della densità dell'utenza***

GIOVANNI FRAQUELLI ^a

(Università del Piemonte Orientale "A. Avogadro" e HERMES)

MASSIMILIANO PIACENZA ^b

(Ceris-CNR e HERMES)

DAVIDE VANNONI ^c

(Università di Torino e HERMES)

Febbraio 2003

ABSTRACT

In the paper we study the cost structure of a sample of Italian utilities providing in combination gas, water and electricity. The estimates from a *Composite* cost function model highlight that costs are lower when multi-utilities operate in high-density areas and when they are diversified also in other services (heating, sewerage, waste water treatment). However, global *scope* and *scale* economies are present only for multi-utilities operating at low levels of user density (usually small-sized firms in rural areas), whereas they are absent for firms facing a high user density (usually larger-scale companies in urban areas). The fact that utilities in the latter group do not benefit from cost synergies across services suggests that their diversification might be due to managerial and/or market power motivations.

KEYWORDS: diversification of utilities, scope and scale economies, user density.

JEL CODE: L97, L5, L21, C3.

* Versioni preliminari di questo lavoro sono state presentate al *29esimo Convegno Annuale della European Association for Research in Industrial Economics (EARIE)*, Madrid, 5-8 settembre 2002, alla *XIV Riunione Scientifica della Società Italiana di Economia Pubblica (SIEP)*, Pavia, 4-5 ottobre 2002 e alla *XLIII Riunione Scientifica della Società Italiana degli Economisti (SIE)*, Ferrara, 25-26 ottobre 2002. Gli autori desiderano ringraziare Luigi Benfratello, Marc Ivaldi, Diego Piacentino, Paolo Polidori, Enrico Santarelli e Alessandro Sembenelli, per i preziosi suggerimenti e commenti. Si ringrazia inoltre Fabrizio Erbetta per la collaborazione prestata nella costruzione del database e il Centro di Ricerca HERMES per il supporto finanziario alla ricerca.

1. Introduzione

Le imprese che forniscono servizi di pubblica utilità (*public utilities*) negli ultimi anni si sono dirette sempre più verso strategie multi-prodotto. Il gruppo British Gas (UK) è attivo nei settori del gas, telecomunicazioni ed elettricità, mentre RWE (Germania), oltre alle sue divisioni produttive nel comparto chimico e petrolifero, fornisce servizi di elettricità, gas e smaltimento rifiuti. Endesa (Spagna), Lyonnaise des Eaux (Francia) e le sue controllate, Electrabel e Tractabel (Belgio), Enron (USA) e VEBA (Germania), per citare altri esempi, combinano elettricità, gas, acqua e telecomunicazioni. Anche le imprese italiane non fanno eccezione a questo processo generale di integrazione orizzontale della struttura produttiva, distributiva e di vendita: ENEL ed Edison forniscono congiuntamente elettricità, acqua, gas e servizi di telecomunicazione, mentre ENI è attiva nel gas, nell'acqua e nelle telecomunicazioni.

Una possibile spiegazione dell'emergere e della progressiva diffusione del modello d'impresa *multi-utility* può essere rintracciata nei processi di privatizzazione e liberalizzazione del settore dei servizi pubblici avviati, con tempi e modalità differenti, dai governi di tutti i paesi industrializzati. Da un lato, i monopolisti *incumbent* entrano in settori collegati, in un'ottica difensiva al fine di controbilanciare la riduzione nelle quote di mercato conseguente alla perdita della precedente posizione di monopolio, e in un'ottica aggressiva ricercando nuove opportunità di profitto; dall'altro lato, i nuovi entranti hanno la possibilità di diventare offerenti di servizi che in passato erano riservati di regola ai monopoli statali. L'avvio (o il rafforzamento) di processi di diversificazione può risultare attraente anche per le *utilities* a carattere locale, a struttura proprietaria sia pubblica che privata; queste ultime, infatti, possono trasformare la propria struttura produttiva fino ad assumere la forma di *multi-utility network*, in parte come reazione alle limitate prospettive di crescita del loro *core business*, in parte spinte dal desiderio di imitare il comportamento degli *incumbent* operanti su scala nazionale.

Un altro motivo che favorisce tali strategie è da ricercarsi nella crescente convergenza tra i mercati delle diverse industrie a rete. Nella fase di produzione, ad esempio, il gas sarà il combustibile principale utilizzato per la nuova

generazione di elettricità. Nella fase di distribuzione, invece, diventa cruciale la capacità di saper offrire una vasta gamma di servizi all'utenza, e in tale senso alcune *multi-utilities* hanno già cominciato ad offrire i diversi servizi sotto forma di pacchetti integrati (*bundles*).

La ristrutturazione/riorganizzazione dell'attività produttiva attualmente in corso nell'industria dei servizi a rete può generare benefici dal lato delle tariffe e della qualità del servizio offerto. Sfruttando le sinergie di costo esistenti tra le diverse *utilities*, le imprese multi-prodotto possono infatti offrire alla clientela un servizio migliore ad un prezzo più basso. Tuttavia, non va trascurata la possibilità che tali strategie, soprattutto se perseguite dai monopolisti *incumbent* in fasi in cui i mercati interessati sono solo parzialmente aperti alla concorrenza, abbiano l'effetto di accrescere il potere di mercato delle *utilities* diversificate, riducendo quindi i potenziali guadagni in termini di benessere sociale.

Questo lavoro, pur inserendosi nel contesto generale sopra descritto, si focalizza sullo studio dettagliato delle proprietà della funzione di costo per le imprese multi-servizio. L'attenzione verrà quindi incentrata sulla presenza e sull'entità dei vantaggi di costo che possono derivare dal fornire insieme più servizi a rete, mentre i potenziali riflessi anti-competitivi e gli interessanti aspetti di regolamentazione non saranno oggetto diretto dell'analisi empirica. Il dataset fa riferimento ad un campione di *utilities* italiane, operanti a livello locale negli anni dal 1994 al 1996 nei settori del gas, dell'acqua e dell'elettricità. Includendo sia imprese specializzate che unità bi-prodotto e tri-prodotto, la base dati è particolarmente adatta per indagare sulla presenza di economie da produzione congiunta per le *utilities* multi-servizio.¹ Dal punto di vista metodologico, si è scelto di adottare la funzione di costo *Composite* di recente introdotta da Pulley e Braunstein (1992), che sembra essere maggiormente adatta per le nostre finalità rispetto alle altre forme funzionali più comunemente utilizzate in letteratura.

Il resto del lavoro è organizzato come segue. La sezione 2 passa brevemente in rassegna la letteratura teorica sulla diversificazione e i pochi studi

¹ In letteratura il termine multi-servizio ha un'accezione leggermente diversa ed è impiegato in un senso più ampio rispetto al termine *multi-utility*. Con esso si fa infatti riferimento ad imprese focalizzate principalmente sulle fasi di vendita del servizio, che sfruttano sinergie commerciali e cercano di fidelizzare la clientela, offrendo quindi anche servizi di tipo *non-utility* (Vaccà, 2002). Data la natura del nostro campione e gli anni presi in esame (1994-1996), tuttavia, in questa sede i due termini vengono utilizzati come sinonimi.

empirici disponibili sulla struttura di costo di imprese multi-prodotto operanti in servizi a rete. Nella sezione 3 viene presentato il modello di funzione di costo, sul quale si basa la successiva analisi econometrica. La sezione 4 illustra le principali caratteristiche del campione e presenta alcune statistiche descrittive relative alle variabili incluse nel modello. La sezione 5 presenta i risultati della stima, con riferimento sia alle economie di scala che alle economie di varietà, mentre la sezione 6 contiene le osservazioni conclusive.

2. Strategie di diversificazione delle *public utilities*

In letteratura sono stati evidenziati tre principali motivazioni sottostanti alle strategie di diversificazione (Vannoni 1999 e 2000). Secondo la *resource theory* (Penrose, 1959), l'entrata in nuovi settori industriali è motivata dallo sfruttamento di *asset* specifici dell'impresa accumulati in passato. La proprietà di indivisibilità che caratterizza tali risorse spinge le imprese a ripartirne l'utilizzo tra più attività collegate, qualora esistano vincoli alla crescita nel settore *core* e i costi di transazione siano tali da rendere svantaggiosa la vendita sul mercato delle quantità eccedenti. A differenza della *resource theory*, che vede la diversificazione come una strategia che consente all'impresa di sfruttare le economie di gamma presenti nella struttura produttiva, la *teoria manageriale* individua nel desiderio dei manager di accrescere il proprio potere e prestigio il principale fattore all'origine della diversificazione (Marris, 1964). Questi ultimi, godendo di un vantaggio informativo rispetto agli azionisti, possono decidere di utilizzare i flussi di cassa generati dall'impresa (*free-cash-flow*) per finanziare l'ingresso in nuovi settori (Jensen, 1986), anche se ciò andasse contro l'interesse degli azionisti. Infine, secondo la *teoria del potere di mercato*, la diversificazione consentirebbe alle imprese di consolidare e accrescere il loro potere di mercato. Operando in diverse industrie è possibile mettere in atto pratiche anti-competitive quali, ad esempio, la sussidiatura incrociata, il raggiungimento di accordi collusivi con imprese aventi una struttura di diversificazione analoga, con le quali si compete simultaneamente in più mercati (ipotesi *multimarket contact*; Bernheim e Whinston, 1990), comportamenti di tipo predatorio, ecc.

Esaminando più da vicino la diversificazione delle imprese operanti nei servizi di pubblica utilità, è possibile osservare come la fornitura congiunta di servizi quali gas, acqua, telecomunicazioni ed elettricità richieda infrastrutture simili (tubature, fili conduttori) e capacità professionali analoghe (manutenzione e gestione della rete). Il raggruppamento delle diverse basi clienti, inoltre, consente sinergie dal punto di vista della gestione dell'utenza (lettura contatori, fatturazione, *call centres*), e permette una più ampia ripartizione delle spese pubblicitarie e promozionali e dei costi di amministrazione. Oltre ad ammortizzare maggiormente gli *asset* utilizzati nel core business, le imprese *multi-utility* possono gradualmente acquisire esperienza e affinare le modalità di gestione dei servizi a rete (*cross-utility learning*). Per le imprese diversificate, infine, dovrebbe essere più agevole reperire i fondi necessari a finanziare gli investimenti programmati.² Sebbene le imprese possano concretamente beneficiare delle sinergie sopra menzionate, non si possono tuttavia escludere altre motivazioni sottostanti la scelta di diversificazione. Data la struttura proprietaria in prevalenza pubblica che ha caratterizzato tali *utilities* in passato, la strategia multi-servizio potrebbe infatti anche essere guidata dall'interesse manageriale verso la costituzione e la gestione di imprese di grandi dimensioni, soprattutto laddove sia possibile utilizzare le consistenti riserve di liquidità accumulate precedentemente. Inoltre, i vantaggi di cui sopra fanno riferimento ad un contesto ideale di concorrenza, dove ogni impresa è libera di scegliere il proprio percorso di diversificazione. In contesti in cui i diversi servizi a pubblica utilità presentano un differente grado di liberalizzazione, la strategia *multi-utility* di imprese che muovono da mercati protetti per entrare in nuovi settori più aperti alla concorrenza può essere un modo per acquisire potere di mercato (Polo, 2001). Ad esempio, in Italia il settore del gas si aprirà alla concorrenza a decorrere dal 1/1/2003 mentre il mercato dell'elettricità resterà parzialmente chiuso fino al 2030. Ne consegue che, mentre le imprese titolari di una concessione di

² Inoltre, nel caso specifico delle singole *utilities* italiane, occorre considerare che nel settore idrico e del gas sono presenti unità di dimensioni estremamente ridotte e prive singolarmente di uno specifico valore di mercato. In alcuni casi l'aggregazione di differenti attività consente di raggiungere una dimensione economica tale da suscitare l'interesse degli operatori privati.

distribuzione di elettricità possono liberamente entrare in nuovi settori, la possibilità di entrata nel mercato elettrico è preclusa.³

L'evidenza empirica sui vantaggi di costo associati alle *multi-utilities* è assai limitata. Scarpa (2001) cita degli studi, basati largamente su aspettative e su valutazioni di tipo contabile, che prevedono risparmi di costo tra il 17% e il 25%, principalmente grazie al migliore sfruttamento di *skills* professionali, alla condivisione della clientela e all'integrazione della struttura organizzativa. Indicazioni più rigorose possono invece derivare dallo studio della funzione di costo 'duale', che permette di analizzare con precisione l'entità delle economie di varietà eventualmente presenti nella struttura produttiva. Questo tipo di informazione è particolarmente utile per valutare l'impatto futuro sul consumatore, in termini di variazioni dei livelli delle tariffe e della qualità del servizio, delle recenti ondate di acquisizioni e fusioni tra *utilities*. Inoltre, lo studio empirico della struttura di costo rappresenta un importante strumento di supporto ai processi decisionali delle autorità di regolamentazione, dal momento che esso fornisce una guida su delicate questioni di *policy* riguardanti, ad esempio, il livello ottimo di sussidi o l'introduzione di concorrenza in un determinato mercato. La maggior parte dei contributi in letteratura relativi ad imprese multi-prodotto nel settore delle *utilities*, tuttavia, si focalizza sulla presenza dell'impresa nei diversi stadi del processo produttivo (es., produzione, trasmissione e distribuzione di elettricità), o in differenti segmenti del mercato (es., utenti domestici e utenti industriali, energia a basso e ad alto voltaggio). Tra le poche eccezioni, Sing (1987) stima una funzione di costo Translog Generalizzata per un campione di *utilities* statunitensi che forniscono la combinazione gas-elettricità, rilevando la presenza di diseconomie di varietà per l'impresa che opera a livelli produttivi medi, mentre per le altre combinazioni di output emergono sia economie che diseconomie da diversificazione. Inoltre, i risultati a livello di impresa media evidenziano economie di scala specifiche di prodotto per l'elettricità e diseconomie di scala specifiche di prodotto per il gas. L'autore conclude quindi che "l'esistenza di imprese multi-servizio è da attribuire a fattori diversi dai risparmi di costo" (pag. 393). Qualche evidenza empirica sulla combinazione

³ Inoltre, le imprese elettriche che gestiscono simultaneamente le attività di distribuzione (data in concessione) e di vendita (liberalizzata) sono avvantaggiate rispetto a chi opera solo nella fase

elettricità-acqua è offerta invece da Yatchew (2000), il quale stima una versione semi-parametrica della funzione di costo Translog per un campione di *utilities* canadesi distributrici di elettricità. Includendo tra i regressori una variabile dummy per le *utilities* diversificate (principalmente nei servizi di distribuzione acqua e fognari), si ottiene un coefficiente negativo che indica la presenza di economie di gamma variabili tra il 7% e il 10%. Sulla base delle nostre conoscenze della letteratura, il presente lavoro rappresenta il primo tentativo di studiare la funzione di costo di *public utilities* che forniscono congiuntamente tre servizi quali gas, acqua ed elettricità. Data l'importanza crescente del fenomeno delle *multi-utilities*, questo lavoro intende colmare una lacuna presente nella letteratura empirica e fornire indicazioni circa la presenza di vantaggi di costo derivanti da tali strategie.

3. Il modello econometrico di funzione di costo

La disponibilità di dati sulla struttura dei costi e sulle quantità di fattori produttivi e di output per un campione di imprese italiane attive nei settori del gas, dell'acqua e dell'elettricità ha permesso di condurre uno studio dettagliato della funzione di costo delle imprese *multi-utility*, al fine di indagare sulla presenza di economie di scala e di gamma a livello aggregato e per singolo servizio.

Le specificazioni tradizionalmente utilizzate in letteratura quali la *Translogaritmica Standard* (TS) e la *Translogaritmica Generalizzata* (o *Box-Cox*, TG), presentando una struttura log-additiva nelle variabili di output, comportano dei problemi qualora si intenda stimare i costi in corrispondenza di livelli di produzione pari a zero. Alcuni recenti studi empirici (es. Pulley e Braunstein, 1992; McKillop et al., 1996) hanno infatti rilevato che i valori stimati per le economie di gamma e le economie di scala specifiche a ciascun prodotto risultano poco realistici e/o piuttosto instabili. Per superare queste difficoltà, Pulley e Braunstein (1992) hanno proposto una forma funzionale alternativa per le tecnologie multi-prodotto denominata *Composite* (PB), che combina una struttura log-quadratica per i prezzi dei fattori produttivi con una struttura quadratica per le

della vendita (Boitani e Petretto, 2002).

variabili di output.⁴ Questa caratteristica rende la specificazione PB preferibile ad altre forme quadratiche che impongono la separabilità in senso stretto tra inputs e outputs (si veda ad esempio Rölller, 1990). La funzione di costo suggerita da Pulley e Braunstein (1992) è la seguente:

$$\begin{aligned} \ln C = & \ln \left[\alpha_0 + \sum_i \alpha_i Y_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \alpha_{ij} Y_i Y_j + \sum_i \sum_r \delta_{ir} Y_i \ln P_r \right] \\ & + \sum_r \beta_r \ln P_r + \frac{1}{2} \sum_r \sum_l \beta_{rl} \ln P_r \ln P_l + \psi_C, \end{aligned} \quad [1]$$

dove C è il costo totale di produzione, Y_i rappresenta la quantità offerta dei vari servizi (nel nostro caso a tre output $i, j = G, A, E$), P_r indica il prezzo dei vari fattori produttivi (nel nostro caso a due input $r, l = L, D$) e ψ_C è un termine di errore con una certa distribuzione che riflette la struttura stocastica del modello di costo.

Le corrispondenti equazioni di quota di costo (*cost-share*) dei fattori si ottengono applicando il *Lemma di Shephard* alla [1]⁵

$$\begin{aligned} S_r = & \left(\sum_i \delta_{ir} Y_i \right) \left[\alpha_0 + \sum_i \alpha_i Y_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \alpha_{ij} Y_i Y_j + \sum_i \sum_r \delta_{ir} Y_i \ln P_r \right]^{-1} \\ & + \beta_r + \sum_l \beta_{rl} \ln P_l + \psi_r, \end{aligned} \quad [2]$$

dove S_r è la quota di costo relativa all'input r e ψ_r è il termine di errore associato all'equazione di cost-share r -esima.

Assunte valide le condizioni di regolarità richieste dalla teoria del duale, la specificazione PB non impone nessun'altra restrizione a priori sulle caratteristiche della tecnologia sottostante, per cui essa può essere considerata una forma flessibile nell'accezione di Diewert (1974).⁶

⁴ La struttura quadratica per gli output è particolarmente adatta per valutare l'andamento dei costi in corrispondenza di livelli di produzione nell'intorno di zero (Baumol, Panzar e Willig, 1982), mentre la struttura log-quadratica per i prezzi degli input può essere facilmente vincolata a rispettare la proprietà di omogeneità lineare della funzione di costo.

⁵ La cost-share per ciascun fattore produttivo è calcolata come $S_r = (X_r P_r)/C$, dove X_r è la domanda di input r . Dal Lemma di Shephard si ottiene: $X_r = \partial C / \partial P_r$, per cui $S_r = \partial \ln C / \partial \ln P_r$.

⁶ L'ipotesi teorica di minimizzazione dei costi richiede che le espressioni [1] e [2] soddisfino la condizione di simmetria ($\alpha_{ij} = \alpha_{ji}$ e $\beta_{rl} = \beta_{lr}$ per tutte le coppie i, j e r, l) e le cinque proprietà seguenti: a) costi stimati non negativi; b) costi marginali stimati rispetto agli output non negativi; c) omogeneità di grado uno della funzione di costo rispetto ai prezzi degli input ($\sum_r \beta_r = 1$ e $\sum_l \beta_{rl} =$

In letteratura l'utilizzo della specificazione PB per l'analisi delle economie di scala e di varietà associate alla struttura produttiva è limitato e ha riguardato soprattutto il settore bancario (es. Pulley e Braunstein, 1992, per gli USA e McKillop et al., 1996, per il Giappone) e l'industria delle telecomunicazioni (es. Braunstein e Pulley, 1998, per gli USA e Bloch et al., 2001, per l'Australia). In questo lavoro verranno presentati i risultati della stima di una funzione di costo *Composite per utilities* italiane operanti nei settori del gas, dell'acqua e dell'elettricità e le relative analisi circa la presenza e la dimensione delle economie di scala e di varietà. Tale scelta è giustificata dal fatto che, posta a confronto con i risultati della stima degli altri modelli comunemente utilizzati in letteratura (funzioni di costo TS, TG e quadratica separabile), la specificazione PB mostra valori più elevati della *log-likelihood* di sistema e stime maggiormente stabili per le economie di varietà e di scala.⁷

4. Descrizione della base dati

La base dati utilizzata nell'analisi riguarda un panel di 90 *utilities* Italiane attive nei settori del gas, dell'acqua e dell'elettricità negli anni dal 1994 al 1996, per un totale di 270 osservazioni *pooled*.

La composizione del campione per varietà di servizi offerti e dimensione d'impresa è presentata nella tabella 1a. 39 imprese sono *utilities* specializzate (19 nel gas, 16 nell'acqua e 4 nell'elettricità), 37 operano in due settori (31 combinazioni gas-acqua, 1 combinazione gas-elettricità, 5 combinazioni acqua-elettricità) e le rimanenti 14 imprese sono *multi-utilities* che forniscono congiuntamente i tre tipi di servizio. Per quanto concerne la dimensione produttiva, misurata in termini di numero medio di addetti nel 1996, il campione include 30 imprese che operano su piccola scala (meno di 50 addetti), 42 unità di media dimensione ($50 \leq \text{addetti} \leq 250$) e 18 operatori medio-grandi (più di 250 addetti).

0 per tutti gli r ; $\sum_r \delta_r = 0$ per tutti gli i); d] costi stimati non decrescenti nei prezzi degli input; e] concavità della funzione di costo nei prezzi degli input. La simmetria e l'omogeneità lineare nei prezzi degli input vengono imposte *a priori* nella procedura di stima, mentre le altre condizioni di regolarità sono verificate *ex-post*.

⁷ Per un approfondimento metodologico a supporto della scelta del modello econometrico stimato in questo studio, si rimanda a Fraquelli et al. (2002).

La tabella 1b riporta invece informazioni sulla composizione del campione a seconda della forma giuridica, della struttura proprietaria e della diversificazione dell'attività produttiva dell'impresa anche in settori differenti da quelli studiati (servizi fognari e di depurazione, teleriscaldamento, altro). Soltanto un terzo delle imprese opera come società di capitali (SpA o Srl), mentre la restante parte è ancora disciplinata secondo le forme di *governance* tradizionalmente prevalenti nel settore dei servizi pubblici (azienda municipalizzata o speciale, servizio comunale in economia, azienda consortile). Per quanto riguarda la struttura proprietaria, la maggioranza degli operatori (86%) è a proprietà pubblica, con una quota residua di gestori privati per lo più rappresentata da imprese mono-servizio attive nel settore del gas (9 su 13). Infine, il 70% delle aziende diversifica la propria produzione in servizi diversi dai tre presi in esame in questo studio; questa tendenza è assai più marcata per le imprese che già operano in due settori e interessa tutte quelle che forniscono congiuntamente gas, acqua e elettricità.

I dati relativi a voci di costo, quantità di servizi offerti, prezzi dei fattori produttivi, livelli di densità ambientale e quote di diversificazione nei vari servizi sono stati ottenuti integrando le informazioni disponibili nei bilanci annuali con informazioni aggiuntive ricavate attraverso questionari compilati dai responsabili tecnici e amministrativi di ciascuna impresa. Le principali statistiche descrittive sono riportate nella tabella 2. Il costo totale di lungo periodo (C) è calcolato come somma dei costi del lavoro, delle quote di ammortamento e delle spese per combustibile, materiali e servizi vari. Le variabili di output includono: metri cubi annui di gas erogato (Y_G), metri cubi annui d'acqua erogata (Y_A), chilowattora annui di elettricità erogata (Y_E). Come input vengono considerati il fattore lavoro (L) e l'insieme degli altri fattori ($D =$ capitale fisico, combustibili, materiali e servizi). Il prezzo del lavoro per ciascuna *utility* (P_L) è dato dal rapporto tra spese salariali complessive e numero di addetti; per le imprese multi-servizio esso viene ottenuto come media ponderata dei prezzi del lavoro in ciascun settore, utilizzando come pesi le quote di costo del lavoro relative a ciascun servizio sul costo del lavoro totale. Il prezzo per l'insieme degli altri fattori (P_D) è calcolato dividendo il relativo costo per la lunghezza della rete (espressa in chilometri). Per

le imprese multi-servizio il prezzo medio è ottenuto seguendo la stessa procedura adottata per il prezzo del lavoro.⁸

Al fine di tenere conto dell'impatto che le caratteristiche ambientali della produzione possono esercitare sulla struttura di costo, è stato definito un indice di densità, calcolato, per ogni servizio in cui l'impresa è attiva, dividendo il numero totale di utenti per i rispettivi chilometri di rete. Siccome i dati relativi alla densità evidenziano per il gas dei valori medi e mediani nettamente superiori rispetto agli altri due servizi, nella stima della funzione di costo si è proceduto inserendo due variabili alternative che catturano l'effetto complessivo della densità ambientale. La prima è stata costruita come media ponderata dei valori di densità per i diversi servizi attivati dalle imprese, mentre la seconda è una variabile di tipo *dummy* (*DEN*) che assume valore 1 nel caso di densità superiore alla mediana in ciascun servizio e zero altrove⁹. Infine, per valutare l'effetto sui costi associato alla diversificazione in altri servizi, è stata introdotta la variabile *DIVER*, calcolata come quota di ricavi derivanti dalla vendita di servizi diversi da gas, acqua ed elettricità sul totale dei ricavi dell'impresa.

5. Stima e risultati empirici

Il modello di funzione di costo *composite* [1] è stato stimato congiuntamente alle relative equazioni di *cost-share* degli input [2]. Dal momento che le due quote di costo sommano a uno, al fine di evitare problemi di singolarità della matrice di varianza-covarianza dei residui, l'equazione di *cost-share* riferita ai fattori produttivi diversi dal lavoro (S_D) è stata eliminata e si è stimato un sistema che include la sola quota di costo del fattore lavoro (S_L). Tutte le variabili del modello sono state normalizzate ai rispettivi valori mediani del campione. Le stime dei parametri sono state ottenute adottando il metodo GLS non lineare (NLSUR), che

⁸ Data la necessità di utilizzare medie ponderate per il computo dei prezzi dei fattori, si è deciso di considerare due soli input. In particolare, la specificazione della materia prima acquistata per la rivendita (gas, acqua ed elettricità) come fattore separato avrebbe comportato forti asimmetrie. Dal momento che le *utilities* attive nel gas sono essenzialmente distributrici, mentre per quelle operanti nell'elettricità e nell'acqua assume un peso rilevante anche l'attività di produzione, l'introduzione di tale input aggiuntivo provocherebbe una distorsione nella stima dei costi totali delle imprese multi-prodotto.

⁹ Sebbene le implicazioni, per le proprietà di costo stimate, delle due diverse misure di densità siano simili, nel paragrafo 5.2 verranno presentate soltanto le stime ottenute includendo la variabile *dummy*, dal momento che essa risente in misura minore dell'asimmetria rilevata tra i valori mediani dei diversi servizi.

può essere interpretato come la versione non lineare della tecnica di stima SUR iterata di Zellner, la quale garantisce che i valori stimati per i coefficienti siano invarianti rispetto alla quota di costo che viene ad essere eliminata dal sistema (Zellner, 1962).

I risultati sono riportati nella tabella 3.¹⁰ I coefficienti stimati per il MODELLO BASE, la cui specificazione include esclusivamente le variabili di output e i prezzi dei fattori produttivi, sono tutti significativamente diversi da zero, ad eccezione dei termini quadratici per gli output (α_{GG} , α_{AA} , α_{EE}) e delle relative interazioni (α_{GA} , α_{GE} , α_{AE}). Dai valori riportati per il coefficiente di determinazione (R^2) si deduce che le variabili indipendenti inserite nel modello riescono a spiegare l'86% della variabilità osservata nel livello dei costi totali di produzione e quasi il 53% della variabilità della quota di costo del fattore lavoro. L'indice di McElroy ($R_*^2 = 0.79$) conferma la bontà esplicativa del sistema NLSUR nel suo complesso.¹¹

Data la forma funzionale non lineare adottata, il calcolo delle elasticità dei costi rispetto agli output ($\varepsilon_{CY_i} = \partial \ln C / \partial \ln Y_i; i = G, A, E$) e rispetto al prezzo dei fattori produttivi ($\varepsilon_{P_r} = \partial \ln C / \partial \ln P_r = S_r; r = L, D$) per l'impresa 'mediana' del campione¹² è meno intuitivo rispetto al caso in cui vengano impiegati modelli tradizionali quali le funzioni Translog o Box-Cox.¹³ Per il servizio gas, ad esempio, la stima si ottiene applicando la formula seguente:

¹⁰ Per la stima è stato utilizzato il software LIMDEP Versione 7. Dal momento che abbiamo un *panel* di 90 imprese osservate per tre anni, si è provveduto ad aggiungere al modello un effetto di tempo fisso per ciascun anno o, in alternativa, una variabile di trend. La non significatività dei relativi parametri ci ha portato ad accettare l'ipotesi nulla di costanza nel tempo dell'intercetta della funzione di costo. Di conseguenza, si è optato per una regressione basata sulle 270 osservazioni *pooled*.

¹¹ La funzione di costo PB stimata soddisfa anche ciascuna delle condizioni di regolarità rispetto ad output e prezzi degli input per il 90% delle osservazioni campionarie. Più precisamente, i costi stimati sono sempre non negativi e non decrescenti nei prezzi dei fattori (le quote di costo degli input stimate risultano positive per tutte le osservazioni); la concavità della funzione di costo rispetto ai prezzi dei fattori è soddisfatta per tutto il campione (la matrice Hessiana basata sulle quote di costo degli input stimate è sempre semi-definita negativa); i costi marginali stimati rispetto a ciascun output sono non negativi per 244 osservazioni su 270.

¹² L'impresa 'mediana' (il punto di normalizzazione delle variabili) corrisponde ad un'ipotetica impresa che opera ad un livello di produzione mediano per ciascun output e acquista gli input a valori mediani dei prezzi.

¹³ Per queste specificazioni i valori delle elasticità rispetto agli output e rispetto ai prezzi degli input per l'impresa 'mediana', data la normalizzazione adottata, corrispondono semplicemente alle stime dei coefficienti di primo ordine, α_G , α_A e α_E , β_L e β_D .

$$\varepsilon_{CY_G} = \frac{(\alpha_G + \alpha_{GG} + \alpha_{GA} + \alpha_{GE})}{\left(\alpha_0 + \alpha_G + \alpha_A + \alpha_E + \frac{1}{2}\alpha_{GG} + \frac{1}{2}\alpha_{AA} + \frac{1}{2}\alpha_{EE} + \alpha_{GA} + \alpha_{GE} + \alpha_{AE} \right)}. \quad [3]$$

In modo simile si ottengono i valori delle elasticità rispetto agli altre due output. Da queste tre stime, rispettivamente pari a $\varepsilon_{CY_G} = 0.25$ (errore standard 0.062), $\varepsilon_{CY_A} = 0.17$ (0.044) e $\varepsilon_{CY_E} = 0.49$ (0.049), si deduce il maggiore impatto sui costi associato ad un incremento della quantità erogata di elettricità, probabilmente dovuto alla tecnologia più *capital-intensive* (e quindi più costosa) utilizzata per produrre questo servizio.

Con calcoli analoghi è possibile anche derivare le stime delle *cost-share* dei fattori produttivi per l'impresa 'mediana':

$$S_r = \beta_r + \frac{(\delta_{Gr} + \delta_{Ar} + \delta_{Er})}{\left(\alpha_0 + \alpha_G + \alpha_A + \alpha_E + \frac{1}{2}\alpha_{GG} + \frac{1}{2}\alpha_{AA} + \frac{1}{2}\alpha_{EE} + \alpha_{GA} + \alpha_{GE} + \alpha_{AE} \right)}. \quad [4]$$

I valori, pari a 0.28 (0.016) per l'input lavoro ($r = L$) e 0.72 (0.016) per gli altri fattori ($r = D$), risultano abbastanza prossimi alle corrispondenti mediane campionarie riportate in tabella 2, il che supporta ulteriormente la buona capacità esplicativa del modello PB. Siccome le elasticità di costo rispetto agli output e al prezzo dei fattori produttivi (nonché gli indicatori di economie di scala e di varietà presentati nel prossimo paragrafo e in Appendice) sono funzioni non lineari dei parametri del modello, gli errori standard sono stati calcolati utilizzando il metodo 'delta', che si basa sulla matrice stimata di varianza-covarianza dei coefficienti.¹⁴

5.1. Economie di scala e di varietà

Utilizzando le stime dei parametri riportate nella tabella 3 è possibile calcolare le economie di scala e di varietà aggregate (o globali), per ciascun servizio e per coppie di servizi (si veda l'Appendice). La tabella 4 presenta i valori di questi indicatori in corrispondenza delle mediane campionarie degli output $Y^* = (Y^*_G, Y^*_A, Y^*_E)$ e per quantità ottenute espandendo radialmente fino a tre volte e riducendo fino ad un quinto i tre valori mediani (λY^* ; $\lambda = 0.2, 0.33, 0.67, 1.5, 3$).

¹⁴ Si veda Greene (1997), pag. 278-280.

I valori positivi dell'indice SC indicano la presenza di economie di gamma globali, suggerendo che le *utilities* integrate beneficiano di risparmi di costo derivanti dallo sfruttamento di input indivisibili comuni ai tre settori, quali, ad esempio, la lettura contatori, la fatturazione e i servizi di engineering. Per le imprese multi-servizio operanti su piccola scala i vantaggi associati alla diversificazione sono nell'ordine del 33%, mentre si registra una riduzione progressiva fino a $\lambda = 1.5$ (12.6%) ed una risalita per le imprese con output tre volte superiori ai valori mediani (18.9%). Tuttavia, da un'analisi degli errori standard delle stime emerge che soltanto i primi tre valori riportati nella seconda colonna della tabella 4 risultano significativamente diversi da zero al livello di confidenza del 5%. Ciò porta a concludere che per le *multi-utilities* che operano su scala maggiore di quella mediana (corrispondente a circa 71 milioni di m^3 di gas, 11 milioni di m^3 d'acqua e 221 milioni di chilowattora di elettricità) non sembrano emergere né benefici né svantaggi associati alla diversificazione produttiva.

Per quel che riguarda le stime dei rendimenti di scala a livello aggregato, $SL = 1/(\varepsilon_{CY_G} + \varepsilon_{CY_A} + \varepsilon_{CY_E})$, l'espressione utilizzata per il computo dell'indicatore in corrispondenza della produzione 'mediana' è:

$$SL = \frac{\left(\alpha_0 + \alpha_G + \alpha_A + \alpha_E + \frac{1}{2}\alpha_{GG} + \frac{1}{2}\alpha_{AA} + \frac{1}{2}\alpha_{EE} + \alpha_{GA} + \alpha_{GE} + \alpha_{AE} \right)}{(\alpha_G + \alpha_A + \alpha_E + \alpha_{GG} + \alpha_{AA} + \alpha_{EE} + 2\alpha_{GA} + 2\alpha_{GE} + 2\alpha_{AE})}. \quad [5]$$

Essa risulta pari a 1.10 (0.073), suggerendo quindi l'esistenza di deboli economie di scala globali. Tuttavia, dalla tabella 4 si può notare che, pur essendo tutti i valori statisticamente diversi da zero e maggiori dell'unità, soltanto per i livelli di produzione inferiori alla mediana si hanno stime significativamente superiori ad uno. In breve, i rendimenti crescenti di scala decrescono da 1.21 a 1.10 passando da imprese cinque volte più piccole di quella 'mediana' a imprese di dimensioni mediane. Per le *multi-utilities* che operano su scala maggiore, invece, i risultati non consentono di rifiutare l'ipotesi nulla di rendimenti costanti di scala.

La tabella 4 include anche le stime per le economie di diversificazione specifiche a ciascun servizio (ultime tre colonne). I valori sono molto simili tra gas, acqua ed elettricità, e oscillano tra il 16%-17% per le piccole *utilities* fino al

5%-9% per l'impresa 'mediana'. Come per i risultati relativi a SC e SL , anche in questo caso la significatività viene raggiunta solo per le imprese più piccole della 'mediana' (fino a $\lambda = 2/3$ per SC_A e SC_G e fino a $\lambda = 1/3$ per SC_E). Quindi, un'impresa che combina tutti e tre i servizi avrebbe risparmi di costo nell'ordine del 9%-17% rispetto alla somma dei costi di un'impresa presente solo nell'acqua e nell'elettricità con quelli di un'impresa specializzata nel servizio gas. Risparmi leggermente più ridotti possono essere raggiunti dalle *utilities* operanti nelle coppie gas-elettricità (7%-17%) e gas-acqua (5%-16%) che decidono di attivare il terzo servizio (acqua ed elettricità, rispettivamente). Il fatto di rilevare vantaggi più marcati per i casi di diversificazione nel gas (SC_G) e nell'acqua (SC_A), suggerisce inoltre che la combinazione gas-acqua sia quella caratterizzata da un maggior risparmio di costi.

I risultati per le economie di scala specifiche di prodotto (SL_i) e per coppie di prodotti (SL_{ij}), che non vengono riportati per ragioni di spazio, indicano valori statisticamente diversi da zero ma non significativamente diversi da 1. Ne consegue che non è possibile ravvisare economie o diseconomie di scala specifiche di prodotto. E' bene evidenziare che questo risultato non indica necessariamente la presenza di rendimenti di scala costanti per le imprese mono-prodotto.¹⁵ Infatti (si veda l'Appendice), gli indicatori di economie di scala specifiche di prodotto (o per una coppia di prodotti), derivando dal confronto tra i costi di una impresa attiva nei tre servizi e quelli di una impresa operante solo negli altri due servizi (nell'altro servizio), fanno riferimento ad imprese già diversificate. La tabella 5 presenta i costi stimati per le imprese mono-prodotto e per quelle attive nei tre servizi sotto diverse ipotesi dimensionali e aiuta a chiarire le relazioni tra le economie di scala delle imprese mono-prodotto e le economie di scala aggregate delle imprese diversificate. Muovendosi lungo le prime tre righe è possibile osservare che, all'aumentare della dimensione, le imprese mono-prodotto sono caratterizzate da aumenti di costo meno che proporzionali, e quindi sono presenti rendimenti di scala crescenti, mentre dall'ultima riga si evince che le imprese diversificate nei tre servizi godono di economie di scala globali.

¹⁵ Si veda Fabbri e Fraquelli (2000) per uno studio sui distributori italiani di gas e Fabbri, Fraquelli e Giandrone (2000) per un'analisi della struttura di costo delle imprese italiane attive nel servizio idrico.

Muovendosi lungo le colonne, invece, confrontando la somma dei costi delle imprese mono-prodotto con i valori di costo delle imprese *multi-utility*, è possibile apprezzare la presenza di economie di varietà aggregate. I valori riportati suggeriscono che, raddoppiando la dimensione rispetto alle produzioni mediane, gli operatori specializzati sopportano un aumento dei costi in aggregato da 77.5 a 145.9 miliardi di lire. Tuttavia, riunendo le proprie attività e trasformandosi in una *multi-utility*, essi beneficerebbero di un ulteriore risparmio di costi di 18.1 miliardi.

5.2. *Estensioni del modello: forma di governance, densità ambientale e diversificazione in altri servizi*

L'evidenza empirica emersa dall'analisi della sezione precedente ha messo in luce l'esistenza di risparmi di costo per le imprese multi-servizio rispetto alle *utilities* specializzate nell'ordine del 14%-33%; inoltre, espandendo la dimensione produttiva fino ai valori mediani, è possibile ottenere aumenti dei costi meno che proporzionali. Nonostante le stime per le imprese di dimensioni maggiori della mediana suggeriscano la presenza di economie di gamma e di scala aggregata, la presenza di elevati errori standard non permette in tali regioni di output di rifiutare l'ipotesi nulla di assenza di vantaggi derivanti dalla diversificazione. La possibilità di beneficiare di economie di varietà sembrerebbe quindi esistere solo per le piccole *utilities*. Al fine di approfondire ulteriormente l'analisi, sfruttando appieno la ricchezza della base dati, abbiamo aggiunto al MODELLO BASE (all'interno delle parentesi quadre delle equazioni [1] e [2]) tre nuove variabili. Esse permettono di tenere conto degli effetti sui costi della forma di *governance* dell'impresa (forma giuridica), del livello di densità che caratterizza l'ambiente operativo (numero di utenti per km di rete) e della diversificazione dell'attività produttiva in altri servizi pubblici (teleriscaldamento, servizi fognari e di depurazione, altro). Più precisamente, l'impatto della forma giuridica e della densità ambientale è misurato attraverso due variabili dummy, *FG* e *DEN*, che assumono valore 1 nel caso in cui l'azienda sia una società di capitali (SpA o Srl) e operi in un contesto ad elevata densità dell'utenza, rispettivamente. L'effetto sui

costi associato all'eventuale diversificazione in settori diversi da gas, acqua ed elettricità è invece catturato dalla variabile *DIVER*.¹⁶

I risultati sono riportati nella terza colonna della tabella 3 (MODELLO ESTESO). In generale, la nuova stima tende a supportare la robustezza dei risultati sopra esposti circa il peso delle diverse *utilities* sulla formazione dei costi di produzione. In particolare, emerge una sostanziale stabilità per i coefficienti di primo ordine associati alle variabili di output (α_G , α_A e α_E), come pure per le stime delle elasticità dei costi rispetto alla quantità erogata di gas (ε_{CY_G}), acqua (ε_{CY_A}) ed elettricità (ε_{CY_E}), rispettivamente pari a 0.27 (0.043), 0.18 (0.034) e 0.48 (0.042). E' confermata inoltre la buona capacità esplicativa del modello rispetto ai dati reali osservati; i valori dell'indice di McElroy e del coefficiente di determinazione per la funzione di costo e per l'equazione di *cost-share* risultano leggermente superiori a quelli calcolati per il MODELLO BASE.

Per quanto riguarda le stime dei parametri associati alle nuove variabili inserite nella specificazione della funzione di costo, γ_{FG} , γ_{DEN} e γ_{DIVER} , emergono risultati di un certo interesse. I coefficienti stimati hanno tutti il segno atteso e, ad eccezione di *FG*, risultano statisticamente significativi: l'erogazione dei servizi in contesti ambientali ad elevata densità dell'utenza e una quota più elevata di diversificazione in altri servizi comportano una riduzione del livello dei costi di fornitura delle *multi-utilities*.¹⁷ L'assenza di significatività statistica per il parametro che riflette l'impatto di forme di *governance* più vincolanti dal punto di vista dell'utilizzo delle risorse finanziarie, probabilmente è da imputarsi al numero ridotto di imprese nel campione aventi la struttura di società di capitali e al fatto

¹⁶ Dal momento che la maggior parte delle *utilities* elettriche nel campione è attiva sia nella fase produttiva che in quella distributiva, si è provato anche ad inserire una variabile *dummy* (*ENPROD*) per tenere conto dell'eventuale impatto sulla struttura di costo associato all'attività di produzione di energia elettrica. Il segno del coefficiente, seppure negativo, è risultato tuttavia non significativo e privo di influenza sulla stima delle economie di scala e di varietà. Per tale ragione la variabile è stata eliminata dalla specificazione finale del modello.

¹⁷ L'impatto riduttivo sui costi associato ad una densità ambientale più elevata è largamente supportato dalla letteratura empirica sui servizi a rete. In particolare, per l'Italia si veda Fabbri et al. (2000) e Fabbri e Fraquelli (2000). Per quel che riguarda invece l'effetto della diversificazione in altri servizi, è sensato attendersi un ulteriore riduzione di costi per le imprese che decidono di intensificare gli sforzi in questa direzione, data la maggiore possibilità di sfruttare le economie di varietà.

che quasi la metà di esse è caratterizzata da un regime di proprietà pubblica, il che potrebbe vanificare gli incentivi ad una gestione efficiente delle risorse.¹⁸

Per comprendere meglio le implicazioni di questi effetti dal punto di vista della misura delle proprietà di costo, nella tabella 6 vengono riportate le stime delle economie di scala e di varietà per un'impresa che è caratterizzata da valori mediani di output, prezzi degli input e quota di diversificazione in altri settori, ma che opera in corrispondenza di diverse combinazioni della forma giuridica e della densità ambientale. Le formule di riferimento sono quelle riportate nella sezione precedente e in Appendice, opportunamente modificate per tener conto dei nuovi coefficienti, γ_{FG} , γ_{DEN} e γ_{DIVER} . L'aspetto più interessante che emerge dall'analisi è il ruolo fondamentale svolto dalla densità dell'utenza. Sembra infatti che solo nei casi in cui l'impresa si trovi ad operare in contesti territoriali a bassa densità (prime due righe) esista la possibilità di sfruttare economie di costo legate alla scala (SL) o alla diversificazione produttiva (SC , SC_G , SC_A , SC_E). Tali vantaggi, inoltre, persistono sino a livelli di output pari a 1.3 volte i valori mediani. Per elevati valori della densità ambientale (terza e quarta riga), invece, a prescindere dalla forma di *governance*, le misure calcolate per i diversi indicatori non risultano statisticamente significative. L'assenza di benefici di costo associati a variazioni della scala o della gamma di produzione è riscontrata anche per espansioni radiali al di sopra e al di sotto dei valori di output mediani.¹⁹ L'ultima riga fa riferimento alla combinazione 'media' campionaria [$FG = 0.29$; $DEN = 0.48$]²⁰, i cui valori sono direttamente confrontabili con quelli del MODELLO BASE riportati in tabella 4 (riga $\lambda = 1$). Le stime riferite alle economie di scala e di varietà globali e per singolo prodotto, pur presentando valori leggermente inferiori, sono simili e confermano la robustezza dei risultati ottenuti per il MODELLO BASE.²¹

¹⁸ Dalla tabella 1b si evince che la base dati non consente l'inserimento nel modello da stimare di una variabile che tenga conto adeguatamente degli effetti sui costi legati alla struttura proprietaria. Infatti, le poche imprese private sono in larga parte *utilities* specializzate nella fornitura di gas.

¹⁹ Per non appesantire la presentazione, le misure delle economie di scala e di varietà calcolate per i diversi valori di λ non vengono riportati nella tabella 6.

²⁰ Trattandosi di variabili *dummy* che assumono come unici valori zero ed uno, essi equivalgono alla percentuale di osservazioni caratterizzate, rispettivamente, da una struttura di società di capitali e da un contesto ad alta densità dell'utenza.

²¹ Si noti inoltre che $SL = 1.078$ è significativo al 10%.

In sintesi, l'evidenza che emerge dalla stima del MODELLO ESTESO permette di puntualizzare meglio le argomentazioni avanzate nel precedente paragrafo in merito alla presenza di economie di gamma per le imprese italiane multi-servizio che operano su piccola scala. Più che la dimensione produttiva, infatti, il vero 'spartiacque' della convenienza a diventare una *multi-utility* sembra essere rappresentato dal contesto ambientale in cui l'impresa fornisce il servizio. In particolare, le aziende mono-servizio che operano in ambiti urbani, tipicamente caratterizzati da una maggiore densità dell'utenza, è probabile che riescano a sfruttare più intensamente la propria dotazione di fattori produttivi indivisibili, non lasciando pertanto spazio a benefici da produzione congiunta di più servizi. Al contrario, gli operatori collocati in contesti rurali, a più bassa densità abitativa, possono trovare nella diversificazione produttiva la possibilità di una migliore saturazione dei fattori produttivi, e quindi un risparmio di costi non conseguibile attraverso la semplice espansione dell'attività specializzata. A ciò si aggiunga la considerazione che la maggior parte delle *utilities* ad elevata densità sono imprese di dimensioni medio-grandi, mentre quelle caratterizzate da bassa densità sono solitamente aziende di piccole dimensioni. Ciò può aiutare a conciliare i risultati empirici basati sul MODELLO ESTESO con l'evidenza ottenuta per il MODELLO BASE, nel quale non si tiene conto degli effetti sui costi associati alla densità ambientale.

6. Conclusioni

Negli ultimi anni molte *utilities* in Europa hanno intrapreso strategie di diversificazione produttiva indirizzate verso la fornitura di una pluralità di servizi a rete, dando luogo al diffondersi di un nuovo modello di impresa denominato *multi-utility*. Al fine di comprendere i potenziali vantaggi di costo associati a tali strategie, questo lavoro ha presentato lo studio della struttura di costo di un campione di imprese italiane attive, come unità specializzate o come operatori integrati che combinano diversi servizi di pubblica utilità, nei settori del gas, dell'acqua e dell'elettricità durante il triennio 1994-1996. L'analisi empirica, basata sulla stima del modello di funzione di costo *Composite* recentemente introdotto da Pulley e Braunstein (1992), rivela l'esistenza di economie di gamma globali e specifiche a ciascun servizio, come pure di rendimenti crescenti di scala

a livello aggregato. Un'analisi più approfondita consente di evidenziare come tali effetti siano presenti in misura marcata nelle imprese di piccola-media dimensione che operano in contesti territoriali a bassa densità dell'utenza (per lo più aree rurali), mentre sono assenti per quegli operatori, generalmente caratterizzati da una scala produttiva più elevata, che forniscono i servizi nelle zone ad elevata densità (per lo più le aree urbane). Nel secondo caso, infatti, l'alto valore stimato per gli errori standard degli indicatori di economie di scala e di varietà non permette di respingere l'ipotesi nulla di rendimenti costanti e di assenza di benefici di costo associati alla diversificazione dell'attività produttiva.

Da questo insieme di risultati è possibile trarre alcune indicazioni di *policy* di un certo interesse dal punto di vista dell'evoluzione della struttura di mercato dei tre settori studiati. Le *utilities* che operano su piccola scala nelle aree rurali sono in grado di ridurre in maniera significativa il livello dei costi di produzione trasformandosi in imprese multi-servizio che forniscono congiuntamente diversi servizi a rete quali gas, acqua ed elettricità; a questo riguardo, la coppia gas-acqua sembra essere la combinazione che genera il maggiore risparmio di costi. Gli sforzi recenti effettuati da alcune aziende municipali per trasformarsi in *network multi-utilities* devono quindi essere visti con favore da parte delle autorità di regolamentazione, considerate le plausibili ripercussioni positive sui livelli delle tariffe. A ciò si aggiungano i benefici addizionali per gli utenti derivanti dal progressivo avanzamento del processo di liberalizzazione in questi settori, attraverso forme di apertura dirette (concorrenza *nel mercato*) o mediante il ricorso a meccanismi di gara per l'affidamento dei servizi (concorrenza *per il mercato*).

Passando alle imprese di dimensioni più elevate, i dati non supportano l'esistenza di sinergie positive di costo associate alla struttura produttiva *multi-utility*, soprattutto se quest'ultima opera in contesti urbani ad alta densità dell'utenza. In questi casi, le strategie di diversificazione potrebbero essere spiegate da fattori diversi dall'efficienza di costo, legati per esempio a motivazioni di tipo manageriale o a tentativi di conseguire potere di mercato. In attesa di ulteriori riscontri empirici a supporto del modello *multi-utility* (o *multi-service*), che potrebbero evidenziare su un campione di imprese osservate in periodi più recenti significativi risparmi di costo per tutti i livelli dimensionali, i

nostri risultati suggeriscono una certa cautela nell'attendersi miglioramenti significativi in termini di benessere collettivo a seguito della diversificazione dei grandi operatori.

Appendice: misure delle economie di scala e di varietà

Si assuma che la funzione di costo multi-prodotto sia rappresentata mediante l'espressione $C = C(Y;P)$, dove $Y = (Y_G, Y_A, Y_E)$ e $P = (P_L, P_D)$. Seguendo Baumol et al. (1982), una misura delle *economie di scala globali* o *aggregate*, che descrivono l'andamento dei costi quando la produzione di tutti gli output aumenta di una data proporzione, è la seguente:

$$SL(Y;P) = \frac{C(Y;P)}{\sum_i Y_i CM_i} = \frac{1}{\sum_i \varepsilon_{CY_i}}, \quad [A1]$$

dove $CM_i = \partial C(Y;P) / \partial Y_i$ e $\varepsilon_{CY_i} = \partial \ln C(Y;P) / \partial \ln Y_i$ indicano rispettivamente il costo marginale di produzione e l'elasticità di costo rispetto all'output i -esimo.

Poiché il mix di prodotti difficilmente rimane costante al variare dei livelli di output, è possibile anche valutare l'andamento dei costi rispetto alla scala facendo riferimento ad indicatori di *economie di scala specifiche di prodotto*. Queste ultime riflettono la variazione dei costi qualora, mantenendo fisse le quantità prodotte degli altri output, venga attivata la produzione aggiuntiva di uno (SL_i) o di due output (SL_{ij}). Le *economie di scala specifiche di prodotto* per la coppia di output ($i, j, i \neq j$) sono definite dall'espressione

$$SL_{ij}(Y;P) = \frac{CI_{ij}}{Y_i CM_i + Y_j CM_j} = \frac{CI_{ij}}{[\varepsilon_{CY_i} + \varepsilon_{CY_j}] C(Y;P)}, \quad [A2]$$

dove $CI_{ij} = C(Y;P) - C(Y_{-ij};P)$ rappresenta il costo incrementale associato alla coppia (i, j) mentre $C(Y_{-ij};P)$ indica il costo di produzione di tutti gli altri prodotti diversi da i e j . In modo analogo, la misura delle economie di scala specifiche al prodotto i -esimo è data da

$$SL_i(Y;P) = \frac{CI_i}{Y_i CM_i} = \frac{CI_i}{\varepsilon_{CY_i} C(Y;P)}, \quad [A3]$$

dove $CI_i = C(Y;P) - C(Y_{-i};P)$ è il costo incrementale relativo all'output i -esimo e $C(Y_{-i};P)$ è il costo di produzione di tutti gli output escluso l' i -esimo. I rendimenti di scala definiti attraverso le espressioni [A1], [A2] e [A3] sono detti crescenti,

costanti o decrescenti a seconda che il valore assunto da $SL(Y; P)$, $SL_{ij}(Y; P)$ e $SL_i(Y; P)$, rispettivamente, sia maggiore, uguale o inferiore ad uno.

Il secondo concetto rilevante nell'analisi della struttura di costo delle imprese multi-prodotto è quello delle economie di gamma o di varietà. Con questo termine si è soliti fare riferimento alle situazioni in cui il costo associato alla produzione congiunta di un dato insieme di output è inferiore alla somma dei costi di produzione di ciascun output preso singolarmente o di sottogruppi di output. Le economie (diseconomie) di varietà si traducono quindi in risparmi (sprechi) di costo derivanti dalla produzione combinata di diversi output. La misura delle *economie di varietà globali o aggregate* per il caso a tre *utilities* da noi analizzato è definita da

$$SC(Y; P) = \frac{[C(Y_G, 0, 0; P) + C(0, Y_A, 0; P) + C(0, 0, Y_E; P) - C(Y; P)]}{C(Y; P)}, \quad [A4]$$

in cui $SC(Y; P) > 0$ (< 0) indica la presenza di economie (diseconomie) di gamma globali.

L'indicatore per le *economie di varietà specifiche* all'output i è invece

$$SC_i(Y; P) = \frac{[C(Y_i; P) + C(Y_{-i}; P) - C(Y; P)]}{C(Y; P)}, \quad [A5]$$

dove $C(Y_i; P)$ è il costo di produzione del solo output i -esimo, mentre $SC_i(Y; P) > 0$ (< 0) sta ad indicare uno spreco (risparmio) di costo associato alla produzione 'isolata' dell'output i -esimo. E' bene far notare che, nel nostro caso a tre output, la misura delle economie di gamma specifiche alla coppia di prodotti (i, j) coincide con quella definita per il restante output k ($SC_k = SC_{-ij}$):

$$SC_k(Y; P) = SC_{-ij}(Y; P) = SC_{ij}(Y; P) = \frac{[C(Y_{ij}; P) + C(Y_{-ij}; P) - C(Y; P)]}{C(Y; P)}. \quad [A6]$$

Tabella 1a. Composizione del campione: varietà di servizi offerti e dimensione d'impresa*

	Totale	Piccole	Medie	Grandi
<i>Mono-servizio</i>				
Gas	19	12	6	1
Acqua	16	5	9	2
Elettricità	4	2	0	2
<i>Due servizi</i>				
Gas e Acqua	31	6	18	7
Gas e Elettricità	1	0	0	1
Acqua e Elettricità	5	2	2	1
<i>Tre servizi</i>				
Gas, Acqua e Elettricità	14	3	7	4
Totale	90	30	42	18

* Le diverse classi dimensionali sono state costruite sulla base del numero medio di addetti (n.a.) impiegati dalle imprese nel 1996: *piccola* per n.a. < 50; *media* per n.a. ∈ [50, 250]; *grande* per n.a. > 250.

Tabella 1b. Composizione del campione: forma giuridica, proprietà e diversificazione in altri settori*

	Forma giuridica		Proprietà		Altra diversificazione	
	SpA / Srl	Altro**	Privata	Pubblica	Si	No
<i>Mono-servizio</i>						
Gas	12	7	9	10	7	12
Acqua	5	11	1	15	6	10
Elettricità	0	4	0	4	3	1
<i>Due servizi</i>						
Gas e Acqua	9	22	3	28	27	4
Gas e Elettricità	1	0	0	1	1	0
Acqua e Elettricità	0	5	0	5	5	0
<i>Tre servizi</i>						
Gas, Acqua e Elettricità	0	14	0	14	14	0
Totale	27	63	13	77	63	27

* La classificazione delle imprese del campione in base a queste caratteristiche fa riferimento all'anno 1996.

** La categoria 'Altro' comprende le seguenti forme giuridiche: azienda municipalizzata o speciale, servizio comunale in economia, azienda consortile.

Tabella 2. Statistiche descrittive

	Media	Dev. St.	Minimo*	Mediana**	Massimo
<i>Costo totale (10⁶ lire)</i>	72,542	135,357	1793.05	31,265	860,570
<i>Servizi erogati</i>					
Gas (10 ⁶ metri cubi)	94.54	179.10	4.60	71.20	1,287.00
Acqua (10 ⁶ metri cubi)	18.86	52.72	0.31	10.55	435.26
Elettricità (10 ⁶ chilowattora)	163.87	621.58	2.30	221.24	4,535.60
<i>Prezzi dei fattori</i>					
Prezzo del lavoro (10 ⁶ lire)	73.32	9.48	50.41	71.59	104.13
Prezzo degli altri input (10 ⁶ lire)	44.61	28.21	4.10	43.40	115.09
<i>Quote di costo dei fattori</i>					
Lavoro (10 ⁶ lire)	0.24	0.14	0.01	0.20	0.62
Altri input (10 ⁶ lire)	0.76	0.14	0.38	0.80	0.99
<i>Densità (utenti per km di rete)</i>					
Gas	93,95	48,16	11,19	90,02	277,06
Acqua	62,18	36,78	13,33	48,94	171,19
Elettricità	57,38	42,34	10,17	45,45	201,70
<i>Diversificazione</i>					
quota di ricavi da gas	0.50	0.38	0.12	0.58	1.00
quota di ricavi da acqua	0.24	0.34	0.01	0.10	1.00
quota di ricavi da elettricità	0.15	0.28	0.27	0.00	1.00
quota di ricavi da altri servizi	0.11	0.15	0.001	0.04	0.80

* Per le quantità di output (gas, acqua ed elettricità) e per le quote di diversificazione (gas, acqua, elettricità, altri servizi) il valore riportato è il minimo tra i valori diversi da zero.

** Per le quantità di output (gas, acqua ed elettricità) la mediana è calcolata con riferimento ai valori diversi da zero.

Tabella 3. Stime NLSUR per il modello di funzione di costo PB

Coefficienti ^a	MODELLO BASE		MODELLO ESTESO	
	Parametri	Errori Standard	Parametri	Errori Standard
α_0	0.0859***	(0.0179)	0.2166***	(0.0337)
α_G	0.6259***	(0.0671)	0.6424***	(0.0812)
α_A	0.4442***	(0.0321)	0.4352***	(0.0302)
α_E	1.1704***	(0.1706)	1.1716***	(0.1627)
α_{GG}	0.0422	(0.0758)	0.0234	(0.0773)
α_{AA}	-0.0065	(0.0082)	-0.0059	(0.0060)
α_{EE}	-0.0724	(0.2163)	-0.0845	(0.1545)
α_{GA}	-0.0725	(0.0585)	-0.0366	(0.0592)
α_{GE}	-0.0386	(0.1475)	-0.0074	(0.0970)
α_{AE}	0.0101	(0.0952)	0.0127	(0.0652)
δ_{GL}	-0.0726**	(0.0284)	0.0367*	(0.0209)
δ_{AL}	0.0935***	(0.0258)	0.1319***	(0.0235)
δ_{EL}	0.1368***	(0.0517)	0.2393***	(0.0637)
δ_{GD}	0.0726**	(0.0284)	-0.0367*	(0.0209)
δ_{AD}	-0.0935***	(0.0258)	-0.1319***	(0.0235)
δ_{ED}	-0.1368***	(0.0517)	-0.2393***	(0.0637)
β_L	0.2103***	(0.0397)	0.0857**	(0.0370)
β_D	0.7897***	(0.0397)	0.9143**	(0.0370)
β_{LL}	0.0254**	(0.0126)	0.0717***	(0.0141)
β_{DD}	0.0254**	(0.0126)	0.0717***	(0.0141)
β_{LD}	-0.0254**	(0.0126)	-0.0717***	(0.0141)
γ_{FG}	-	-	-0.0319	(0.0342)
γ_{DEN}	-	-	-0.2062***	(0.0333)
γ_{DIVER}	-	-	-0.0073**	(0.0036)
<i>Log-likelihood</i> ^b	85.14		116.76	
<i>R</i> [*] ² di McElroy ^c	0.7926		0.8181	
<i>R</i> ² della <i>funzione di costo</i>	0.8600		0.8735	
<i>R</i> ² della <i>quota lavoro</i>	0.5297		0.5760	

^a I pedici dei coefficienti indicano: *G* = gas, *A* = acqua, *E* = elettricità, *L* = lavoro, *D* = altri input, *FG* = forma giuridica, *DEN* = densità, *DIVER* = quota di diversificazione in altri servizi.

^b I valori riportati si riferiscono alla log-verosimiglianza per il sistema di equazioni [1]-[2].

^c La bontà della stima per i sistemi NLSUR è misurata dall'indice *R*^{*}² di McElroy (1977).

*** Significativo al livello dell'1 percento in un test a due vie.

** Significativo al livello del 5 percento in un test a due vie.

* Significativo al livello del 10 percento in un test a due vie.

Tabella 4. Stime delle economie di scala globali (SL) e delle economie di varietà globali (SC) e specifiche di prodotto (SC_G, SC_A, SC_E) per output inferiori e superiori ai valori mediani (a prezzi degli input mediani)*

Parametro di riduzione/espansione:	SL	SC	SC_G	SC_A	SC_E
$\lambda = 0.20$	1.207 (0.049)	0.332 (0.070)	0.171 (0.036)	0.167 (0.035)	0.164 (0.037)
$\lambda = 0.33$	1.138 (0.033)	0.223 (0.053)	0.120 (0.031)	0.113 (0.026)	0.109 (0.035)
$\lambda = 0.67$	1.100 (0.046)	0.142 (0.063)	0.089 (0.048)	0.074 (0.033)	0.065 (0.058)
$\lambda = 1$ (output mediani)	1.103 (0.073)	0.124 (0.093)	0.089 (0.074)	0.067 (0.049)	0.052 (0.088)
$\lambda = 1.5$	1.126 (0.123)	0.126 (0.145)	0.106 (0.116)	0.071 (0.077)	0.047 (0.138)
$\lambda = 3$	1.254 (0.370)	0.189 (0.333)	0.189 (0.270)	0.113 (0.177)	0.060 (0.308)

* Gli errori standard asintotici stimati sono riportati in parentesi. Il parametro λ si riferisce al coefficiente utilizzato per ridurre ($\lambda = 0.20, 0.33, 0.67$) ed espandere ($\lambda = 1.5, 3$) i valori mediani dei tre output.

Tabella 5. Costi stimati (10^6 lire) per imprese specializzate e multi-servizio in corrispondenza di riduzioni ed espansioni dei valori mediani degli output (a prezzi degli input mediani)*

	$\lambda = 0.5$	$\lambda = 1$	$\lambda = 2$
SPECIALIZZATE:			
$C(Y_G, 0, 0)$	12,635	22,914	44,462
$C(0, Y_A, 0)$	9,605	16,473	30,058
$C(0, 0, Y_E)$	20,700	38,147	71,348
SOMMA COSTI	42,490	77,534	145,868
MULTI-SERVIZIO:			
$C(Y_G, Y_A, Y_E)$	36,781	69,009	127,866

* Il parametro λ si riferisce al coefficiente utilizzato per dimezzare ($\lambda=0.5$) e raddoppiare ($\lambda=2$) le quantità mediane dei tre output.

Tabella 6. Stime delle economie di scala globali (SL) e delle economie di varietà globali (SC) e specifiche di prodotto (SC_G , SC_A , SC_E) per diverse combinazioni di forma giuridica e densità ambientale (a livelli di output e prezzi degli input mediani)*

Forma giuridica	Densità ambientale	SL	SC	SC_G	SC_A	SC_E
$FG = 0$	$DEN = 0$	1.129 (0.052)	0.188 (0.068)	0.106 (0.051)	0.097 (0.037)	0.085 (0.059)
$FG = 1$	$DEN = 0$	1.114 (0.050)	0.163 (0.066)	0.094 (0.050)	0.085 (0.035)	0.073 (0.059)
$FG = 0$	$DEN = 1$	1.032 (0.045)	0.017 (0.066)	0.021 (0.052)	0.012 (0.037)	-0.001 (0.061)
$FG = 1$	$DEN = 1$	1.017 (0.046)	-0.012 (0.070)	0.007 (0.053)	-0.002 (0.039)	-0.016 (0.063)
$FG = 0.29$	$DEN = 0.48$	1.078 (0.047)	0.102 (0.065)	0.063 (0.050)	0.054 (0.035)	0.042 (0.059)

* Gli errori standard asintotici stimati sono riportati in parentesi. FG assume valore 1 quando l'impresa è una società di capitali (SpA o Srl), mentre $DEN = 1$ indica un'elevata densità dell'utenza per km di rete. I valori di FG e DEN dell'ultima riga corrispondono alla media campionaria delle due variabili, ovvero, alla percentuale di osservazioni che operano, rispettivamente, come società di capitali e in un contesto ad alta densità. Tutti i valori degli indicatori per le economie di scala e di varietà sono stati calcolati assumendo una quota di ricavi da diversificazione in altri servizi pari al valore mediano (0.04).

Bibliografia

BAUMOL W. J., PANZAR J. C. E WILLIG R. D. (1982), *Contestable Markets and the Theory of Industry Structure*, New York: Harcourt Brace Jovanovich.

BERNHEIM D. E WHINSTON M. (1990), "Multimarket Contact and Collusive Behaviour", *Rand Journal of Economics*, 21, 1-26.

BLOCK H., MADDEN G. E SAVAGE S. J. (2001), "Economies of Scale and Scope in Australian Telecommunications", *Review of Industrial Organisation*, 18, 219-227.

BOITANI A. E PETRETTO A. (2002), "I servizi pubblici locali tra governance locale e regolazione economica", in ROBOTTI L., *Competizione e regole nel mercato dei servizi pubblici locali*, Il Mulino, Bologna.

BRAUNSTEIN Y. M. E PULLEY L. B. (1998), "Economies of Scale and Scope in Telephony: Applying the Composite Cost Function to Bell System Data", in *Communication and Trade: Essays in Honor of Merhoo Jussawalla*, New Jersey: Hampton Press, 181-192.

DIEWERT, W. E. (1974), "Applications of Duality Theory", in M. D. Intriligator and D.A. Kendrick (eds.), *Frontiers in Quantitative Economics*, Vol II, 106-71, Amsterdam: North-Holland

FABBRI P. E FRAQUELLI G. (2000), "Costs and Structure of Technology in the Italian Water Industry", *Empirica*, 1, 65-82.

FABBRI P., FRAQUELLI G. E GIANDRONE R. (2000), "Costs, Technology and Ownership of Gas Distribution in Italy", *Managerial and Decision Economics*, 21, 71-81.

FRAQUELLI G., PIACENZA M. E VANNONI D. (2002), *Scope and Scale Economies in Multi-utilities: Evidence from Gas, Water and Electricity Combinations*, Quaderno del Dipartimento di Scienze Economiche e Finanziarie "G. Prato", Università degli Studi di Torino, 64, settembre 2002.

GREENE W.H. (1997), *Econometric Analysis*, terza edizione, Prentice Hall, New Jersey.

JENSEN M. C. (1986), "Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance and Takeovers", *American Economic Review*, 76, 323-29.

MARRIS R. (1964), *The Economic Theory of Managerial Capitalism*, New York Free Press

MC ELROY M. (1977), "Goodness of Fit for Seemingly Unrelated Regressions: Glahn's R^2 and Hooper's \bar{R}^2 ", *Journal of Econometrics*, 6, 381-87.

MCKILLOP D. G., GLASS C. J. E MORIKAWA Y. (1996), "The Composite Cost Function and Efficiency in Giant Japanese Banks", *Journal of Banking and Finance*, 20, 1651-1671.

PENROSE E. (1959), *The Theory of the Growth of the Firm*, Basil Blackwell.

POLO M. (2001), "Le dinamiche concorrenziali in presenza di operatori multiutility", in E. Bruti Liberati e M. Fortis, *Le imprese multi-utility. Aspetti generali e prospettive dei settori a rete*, Il Mulino, Bologna, Capitolo 7, 129-146.

PULLEY L. B. E BRAUNSTEIN Y. M. (1992), "A Composite Cost Function for Multiproduct Firms with an Application to Economies of Scope in Banking", *Review of Economics and Statistics*, 74, 221-230.

RÖLLER L. H. (1990), "Proper Quadratic Cost Functions with an Application to the Bell System", *Review of Economics and Statistics*, 72, 202-210.

SCARPA C. (2001), "Imprese multiprodotto: aspetti generali", in E. Bruti Liberati e M. Fortis, *Le imprese multi-utility. Aspetti generali e prospettive dei settori a rete*, Il Mulino, Bologna, Capitolo 1, 31-30.

SING M. (1987), "Are Combination Gas and Electric Utilities Multiproduct Natural Monopolies?", *Review of Economics and Statistics*, 392-398.

VACCÀ S. (2002), *Problemi e prospettive dei servizi locali di pubblica utilità in Italia*, Franco Angeli, Milano.

VANNONI D. (1999), "Empirical Studies on Corporate Diversification", *Rivista Italiana degli Economisti*, 1, 107-136.

VANNONI D. (2000), "The Diversified Firm: Non Formal Theories versus Formal Models", *Economia e Politica Industriale*, 106, 85-104.

YATCHEW A. (2000), "Scale Economies in Electricity Distribution: A Semiparametric Analysis", *Journal of Applied Econometrics*, 15, 187-210.

ZELLNER A. (1962), "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regression and Test for Aggregation Bias" *Journal of the American Statistical Association*, 58, 348-68.