



Università
Ca' Foscari
di Venezia

Dipartimento di Scienze economiche
S. Giobbe - Cannaregio 873
30121 Venezia

La scelta dell'aliquota dell'ICI: il caso dei Comuni Udinesi nel 1993

DINO RIZZI
rizzi.dino@unive.it

NOTA DI LAVORO n. 2000.03

Giugno 2000

Riassunto

LA SCELTA DELL'ALIQUTA DELL'ICI: IL CASO DEI COMUNI UDINESI NEL 1993

Questo lavoro si propone di analizzare le determinanti della scelta dell'aliquota dell'imposta comunale sugli immobili (ICI), introdotta per la prima volta in Italia a partire dal 1993, in quanto il legislatore ha lasciato ai comuni un margine di discrezionalità nella scelta dell'aliquota.

Dopo una parte teorica iniziale, in cui viene presentato un modello in cui un comune ha il compito di scegliere l'aliquota dell'imposta patrimoniale in presenza trasferimenti da altri enti e di altre imposte legate al reddito della popolazione, viene effettuata un'analisi econometrica relativa alle scelte effettuate dai Comuni della Provincia di Udine nel 1993.

Il risultato più rilevante dell'analisi econometrica sembra essere il legame tra il livello dell'aliquota scelta e le variabili che incorporano la struttura del bilancio comunale, mentre le altre variabili considerate esplicitamente (di tipo socio-demografico e relative alla composizione politica delle giunte comunali al momento della scelta dell'aliquota), che avrebbero dovuto rappresentare eventuali differenze nelle preferenze delle comunità locali, non si sono dimostrate determinanti.

Summary

THE CHOICE OF THE MUNICIPAL REAL PROPERTY TAX RATE: THE CASE OF THE MUNICIPALITIES OF THE PROVINCE OF UDINE IN 1993

This paper aims to analyse the determinants of the choice of the tax rate of the municipal real property tax (ICI), introduced for the first time in Italy since 1993, as local governments have been given some discretionary power in the choice of the tax rate.

The first part of the paper presents a theoretical model in which a municipality chooses the rate of the real property tax in the presence of transfers from other institutions and local income taxes. The second part contains an econometric analysis of the choices made by the Municipalities in the Province of Udine in 1993.

The most interesting result of the econometric analysis seems to be the link between the level of the tax rate and the variables that represent the structure of the town budget, while other variables (socio-demographic variables and the political composition of the towns government), that should represent the preferences of the local communities, have not proven conclusive.

Keywords: ICI, comuni, imposte locali

JEL-code: H24, H71

Desidero ringraziare la prof. Rosella Levaggi e il dott. Vincenzo Rebba per gli utili commenti ad una versione precedente del lavoro.

Indice

| | |
|--|-----------|
| 1. Introduzione | 1 |
| 2. Un modello stilizzato del comportamento del comune | 2 |
| 3. Confronto tra le scelte di comuni con caratteristiche diverse..... | 5 |
| <i>Comuni con diverse risorse esogene</i> | <i>5</i> |
| <i>Comuni con diverso valore complessivo di patrimonio</i> | <i>6</i> |
| <i>Comuni con diverso valore complessivo del reddito.....</i> | <i>7</i> |
| <i>Comuni con diversi valori complessivi di reddito e di patrimonio.....</i> | <i>7</i> |
| <i>Comuni con diversa distribuzione del reddito.....</i> | <i>8</i> |
| <i>Comuni con diversa distribuzione del patrimonio.....</i> | <i>9</i> |
| <i>Comuni con rilevante patrimonio posseduto da non residenti</i> | <i>10</i> |
| 4. La struttura dei bilanci dei Comuni udinesi | 10 |
| 5. Bilanci comunali e composizione politica delle giunte | 13 |
| 6. Le determinanti dei livelli di spesa nei comuni | 15 |
| 7. La scelta dell'aliquota dell'ICI per il 1993 | 17 |
| APPENDICE: I dati utilizzati | 22 |
| Riferimenti bibliografici..... | 23 |

1. Introduzione

Questo lavoro si propone di analizzare le determinanti della scelta dell'aliquota dell'imposta comunale sugli immobili (ICI), introdotta per la prima volta in Italia a partire dal 1993. L'argomento risulta interessante in quanto il legislatore, introducendo l'ICI, ha permesso ai comuni di raggiungere livelli di autonomia tributaria molto maggiori rispetto a quelli determinatisi in seguito alla riforma tributaria dei primi anni '70.

Ai comuni è stato lasciato, fin dal primo anno di applicazione, un margine di discrezionalità nella scelta dell'aliquota, per cui tutti comuni d'Italia si sono esercitati nel 1992 nel compito nuovo e difficile di dover determinare un'autonoma pressione fiscale sui propri cittadini.

La prima parte del lavoro (par. 2 e 3) presenta un modello in cui un comune ha il compito di scegliere l'aliquota dell'imposta patrimoniale in presenza trasferimenti da altri enti e di altre imposte legate al reddito della popolazione. Le preferenze collettive sono rappresentate da una funzione di benessere sociale, costruita a partire da funzioni di utilità individuali. Tale analisi permette di evidenziare i diversi comportamenti dei comuni nella scelta dell'aliquota di un'imposta patrimoniale variando le variabili esogene del modello. La particolare formulazione adottata permette, a differenza di altri modelli presenti in letteratura, di evidenziare anche effetti legati alla variazione della distribuzione dei redditi e dei patrimoni all'interno della collettività.

I paragrafi successivi sono dedicati all'analisi empirica, con lo studio delle scelte effettive fatte in materia di aliquota ICI per il 1993 dai comuni della provincia di Udine.

Il risultato più rilevante dell'analisi econometrica sembra essere il legame tra il livello dell'aliquota scelta e le variabili che incorporano la struttura del bilancio comunale nei periodi antecedenti l'introduzione dell'imposta, mentre le altre variabili considerate esplicitamente (di tipo socio-demografico e relative alla composizione politica delle giunte comunali al momento della scelta dell'aliquota), che avrebbero dovuto rappresentare eventuali differenze nelle preferenze delle comunità locali, non si sono dimostrate determinanti.

2. Un modello stilizzato del comportamento del comune

Ipotizziamo che in un comune vi siano H individui, ognuno con una funzione di utilità:

$$(1) \quad U^h(y_h, v_h, G)$$

per $h=1, \dots, H$, definita sul valore del reddito disponibile y_h , sul valore del patrimonio posseduto v_h e sul valore della spesa pubblica del comune G . Assumiamo che le utilità marginali individuali siano sempre positive e decrescenti. Ipotizziamo l'esistenza di due imposte locali, di tipo proporzionale, rispettivamente sul reddito individuale z_h , con aliquota t_z , e sul patrimonio individuale v_h , con aliquota t_v . Complessivamente l'ammontare di imposte locali pagate da un individuo è pari a:

$$(2) \quad T_h = t_z z_h + t_v v_h$$

Il reddito disponibile dell'individuo h è dato dalla differenza tra il reddito lordo (al netto delle imposte statali), z_h , e l'imposta locale, per cui:

$$(3) \quad y_h = z_h - T_h = z_h - t_z z_h - t_v v_h$$

Il comune massimizza la funzione del benessere sociale (con le usuali proprietà):

$$(4) \quad W = W(U^1, \dots, U^h, \dots, U^H)$$

soggetta al vincolo di bilancio:

$$(5) \quad G = R + t_z Z + t_v V$$

in cui R è l'ammontare di risorse non derivanti da imposte locali (trasferimenti, prestiti, introiti tariffari), $Z = \sum_h z_h$ è la somma dei redditi e $V = \sum_h v_h$ è la somma dei patrimoni soggetti alle imposte comunali.

Data l'aliquota dell'imposta sul reddito, questo vincolo di bilancio può essere rappresentato graficamente (figura 1) nello spazio (t_v, G) come una retta con intercetta pari a $R + t_z Z$ e pendenza pari a V . A partire dalla funzione di benessere sociale (4) è possibile ricavare una curva di indifferenza sociale nello spazio (t_v, G) nel caso in cui sia mantenuta costante l'aliquota dell'imposta sul reddito. Dal differenziale totale di:

$$(6) \quad \bar{W} = W(U^1, \dots, U^h, \dots, U^H)$$

si ottiene

$$(7) \quad 0 = \left[\sum_h W_h U_y^h \frac{\partial y_h}{\partial t_v} \right] dt_v + \left[\sum_h W_h U_G^h \right] dG$$

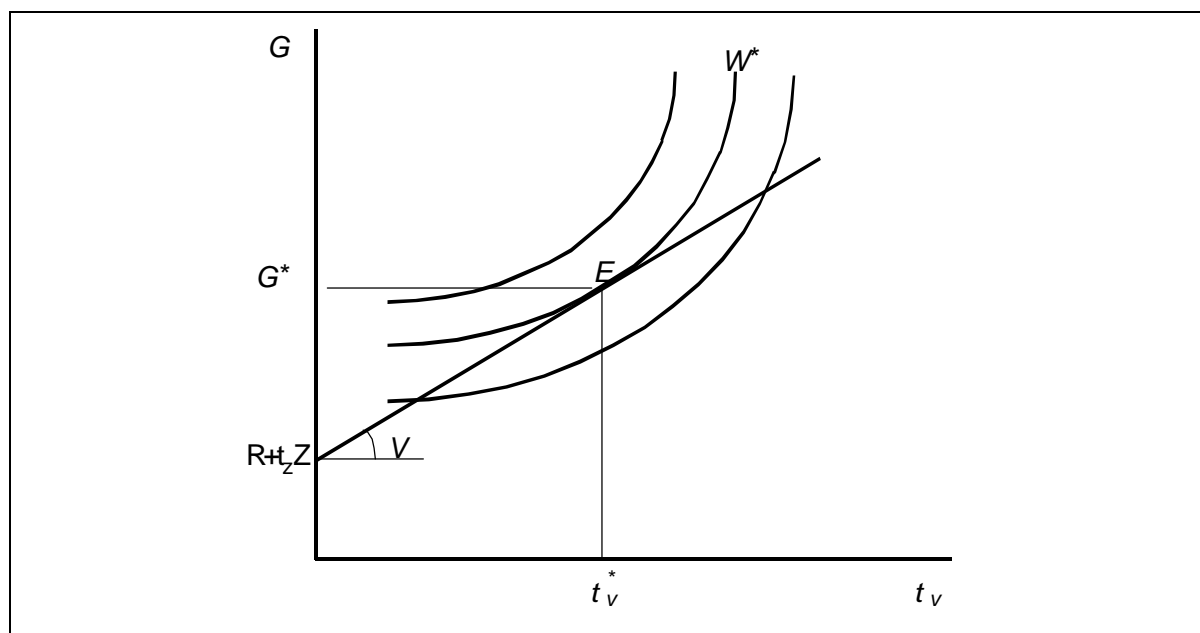
in cui $U_y^h = \partial U^h / \partial y_h$ e $U_G^h = \partial U^h / \partial G$ sono rispettivamente le utilità marginali del reddito e della spesa pubblica dell'individuo h , mentre $W_h = \partial W / \partial U^h$ rappresenta il benessere sociale marginale relativo all'individuo h .

Dalla definizione del reddito disponibile individuale (3) sappiamo che $\frac{\partial y_h}{\partial t_v} = -v_h$ per cui, dalla (7), la pendenza della curva di indifferenza sociale tra t e G è la seguente:

$$(8) \quad \frac{dG}{dt} = V \frac{\sum_h W_h U_y^h w_h}{\sum_h W_h U_G^h}$$

in cui $w_h = v_h / V$ è la quota di patrimonio posseduta dall'individuo h . Tale pendenza risulta sempre positiva in quanto sono sempre positive, per definizione, le utilità marginali individuali rispetto al reddito netto e alla spesa del comune. Se l'aliquota dell'imposta tende a zero la spesa comunale tende al valore minimo (pari a $R+t_z Z$), quindi il reddito netto dei residenti resta elevato essendo gravato solo dall'imposta sul reddito. In questo caso U_G^h tenderà ad essere elevata e, all'opposto, U_y^h sarà piuttosto bassa. La pendenza della curva di indifferenza sociale tenderà a valori molto bassi. Nel caso contrario, spesa elevata e aliquota elevata, mentre l'utilità marginale della spesa diminuisce l'utilità del reddito disponibile aumenta, quindi la pendenza della curva di indifferenza tra G e t_v tenderà ad essere più elevata.

Figura 1 – Scelta ottima del comune tra spesa (G) e aliquota (t_v)



Queste considerazioni portano a disegnare la curva di indifferenza sociale della figura 1. Inoltre, se a parità di aliquota aumenta la spesa otteniamo un benessere sociale più elevato, quindi curve di indifferenza più lontane dall'ascissa identificano livelli maggiori di benessere sociale.

Il Comune massimizza il benessere sociale $W(U^1, \dots, U^H)$, tenendo conto del vincolo di bilancio (5) e dei vincoli di bilancio individuali (3). Ipotizziamo che il Comune non svolga un'esplicita funzione redistributiva (quindi escludiamo la possibilità di trasferimenti in somma fissa e di imposte negative) e che non vari l'aliquota dell'imposta locale sul reddito, per cui la massimizzazione del benessere sociale diventa:

$$(9) \quad \max_{t_v, G} \Lambda = W(U^1, \dots, U^H) + \lambda [R + t_v V - G]$$

Derivando per t_v e G , le condizioni del primo ordine sono:

$$(10) \quad \sum_h W_h U_y^h v_h = \lambda V$$

$$(11) \quad \sum_h W_h U_G^h = \lambda$$

da cui si ottiene la condizione di ottimo sociale:

$$(12) \quad \frac{\sum_h W_h U_y^h w_h}{\sum_h W_h U_G^h} = 1$$

Con la notazione di Atkinson e Stiglitz (1986), la condizione di ottimo sociale può essere espressa come una condizione di Samuelson di *second best* per la fornitura del bene pubblico finanziato da un'imposta proporzionale sul patrimonio:

$$(13) \quad \sum_h \frac{b_h}{\tilde{b}(w)} SMS_{y,G}^h = 1$$

in cui la somma ponderata dei saggi marginali di sostituzione individuali tra reddito netto (utilizzabile per beni privati) e bene pubblico deve uguagliare l'ultima lira spesa. I pesi di ponderazione sono dati dal rapporto tra le valutazioni sociali marginali del reddito disponibile, $b_h = W_h U_y^h$, e la loro media ponderata con le quote di patrimonio: $\tilde{b}(w) = \sum_h b_h w_h$.

Usando la condizione di ottimo (12) si ottiene che nel punto di ottimo sociale la pendenza della curva di indifferenza sociale (8) deve essere pari a V , per cui il risultato è l'usuale tangenza della più alta curva di indifferenza sociale al vincolo di bilancio. Nella figura 1 la tangenza identifica l'aliquota ottima t_v^* e la spesa ottima G^* , date le preferenze individuali, le

risorse esogene R , i redditi lordi z_h e i patrimoni v_h di ciascun individuo e l'aliquota dell'imposta locale sul reddito.

Il modello delineato è molto simile a quello utilizzato, ad esempio, da Barnett, Levaggi e Smith (1991, 1992) per lo studio dei comportamenti di spesa dei governi locali della Gran Bretagna. Barnett, Levaggi e Smith ipotizzano delle preferenze del governo locale definite direttamente sui valori di spesa pubblica e sull'aliquota dell'imposta locale. In effetti, non è molto importante ai fini dell'analisi che segue ipotizzare che le curve di indifferenza della figura 1 derivino dall'aggregazione delle preferenze individuali, oppure siano le preferenze dei governanti locali, o preferenze dell'elettore mediano¹. La particolare formulazione qui adottata permette, a differenza di altri modelli, di evidenziare anche effetti legati alla variazione della distribuzione dei redditi e dei patrimoni individuali.

3. Confronto tra le scelte di comuni con caratteristiche diverse

Comuni con diverse risorse esogene

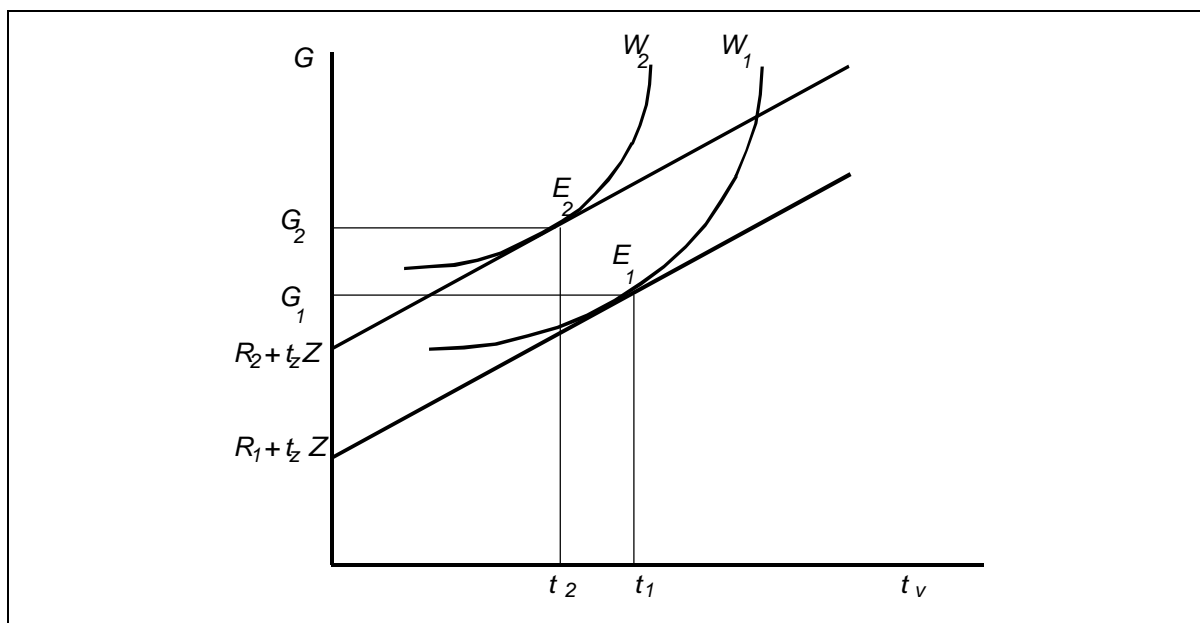
E' possibile utilizzare lo schema delineato per confrontare le scelte ottimali di due comuni, indicati con 1 e 2, dotati di due livelli diversi di risorse esogene, a parità di qualsiasi altra condizione. Nella figura 2 sono rappresentati i punti di ottimo E_1 e E_2 dei due comuni in corrispondenza a due valori diversi delle entrate esogene, con $R_2 > R_1$. Dati i redditi lordi, l'imposta locale sul reddito e la mappa di curve di indifferenza sociale, i due comuni sceglieranno due livelli diversi di aliquota sul patrimonio e di spesa.

Rispetto al comune 1, il comune 2, dotato di maggiori risorse esogene, sceglie un'aliquota meno elevata, mentre la spesa pubblica tende ad essere superiore. Se il reddito e la spesa comunale si comportano come beni normali nelle preferenze individuali, allora un più elevato livello di risorse esogene si traduce in un aumento sia di spesa comunale sia di reddito disponibile, attraverso una diminuzione dell'aliquota dell'imposta locale. Quello che risulta è dunque il cosiddetto *Other People Money Effect*, più volte ipotizzato nel caso delle spese locali².

¹ Wilde (1968, 1971) è il primo riferimento che si rintraccia nella letteratura riguardo all'utilizzo di preferenze dei governi locali.

² Si vedano, ad esempio, Rey (1990) e le stime econometriche di Barnett (1986).

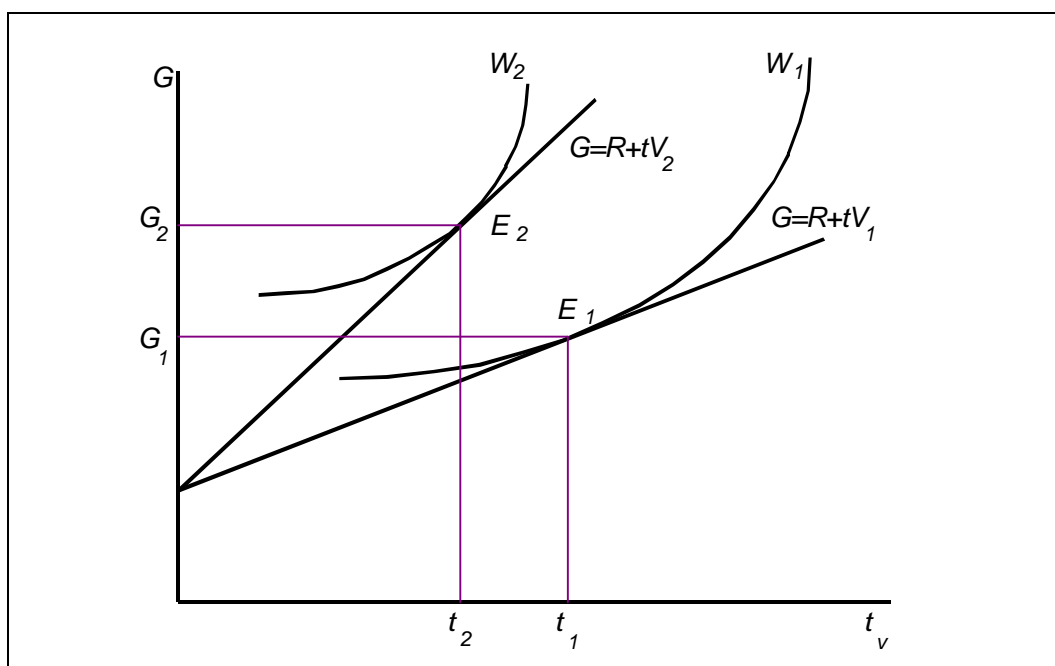
Figura 2 – Scelta ottima di comuni che si differenziano per le entrate esogene ($R_2 > R_1$)



Comuni con diverso valore complessivo di patrimonio

Se i due comuni differiscono per il valore complessivo del patrimonio, $V_2 > V_1$, lasciando invariata la sua distribuzione tra gli individui e quindi le quote w_h , il vincolo di bilancio del comune 2 con più elevato patrimonio risulta più ripido, ruotando intorno all'intercetta (figura 3).

Figura 3 – Scelta ottima di comuni con diversi livelli di patrimonio complessivo ($V_2 > V_1$)



L'effetto è simile a quello descritto per la variazione delle risorse esogene, in quanto la maggior base imponibile genera sia una minor aliquota dell'imposta che un aumento della spesa pubblica.

Comuni con diverso valore complessivo del reddito

Un altro esercizio di statica comparata può essere effettuato confrontando due comuni con livelli diversi di reddito totale, $Z_2 > Z_1$, ipotizzando che rimanga costante la distribuzione dei redditi tra i cittadini e a parità di tutte le altre condizioni. In questo caso si possono definire due effetti distinti dovuti alla diversa dotazione di redditi. In primo luogo, nel comune con maggior reddito complessivo le utilità marginali del reddito saranno più basse per tutti gli individui. Per ristabilire la condizione di ottimo (12) dovranno essere più basse anche le utilità marginali della spesa pubblica locale, che dovrà quindi essere aumentata. Con la solita ipotesi di beni normali, ne risulta anche un'aliquota più elevata. Il punto di ottimo sociale, quindi, si sposta verso destra, assieme all'intera mappa di curve di indifferenza sociale, lungo il vincolo di bilancio.

Un secondo effetto, però, si verifica in quanto redditi individuali più elevati portano ad un maggior gettito dell'imposta locale sui redditi. Nel vincolo di bilancio del comune questo implica una maggiore disponibilità di risorse non dovuta all'imposta patrimoniale, quindi nello spazio (t, G) questo effetto si può evidenziare come uno spostamento verso l'alto del vincolo di bilancio. Il risultato è analogo a quello dovuto ad un maggiore valore del patrimonio complessivo (figura 2), per cui si avranno aliquote meno elevate dell'imposta patrimoniale e spesa pubblica più elevata nel comune con reddito complessivo maggiore.

Comuni con diversi valori complessivi di reddito e di patrimonio

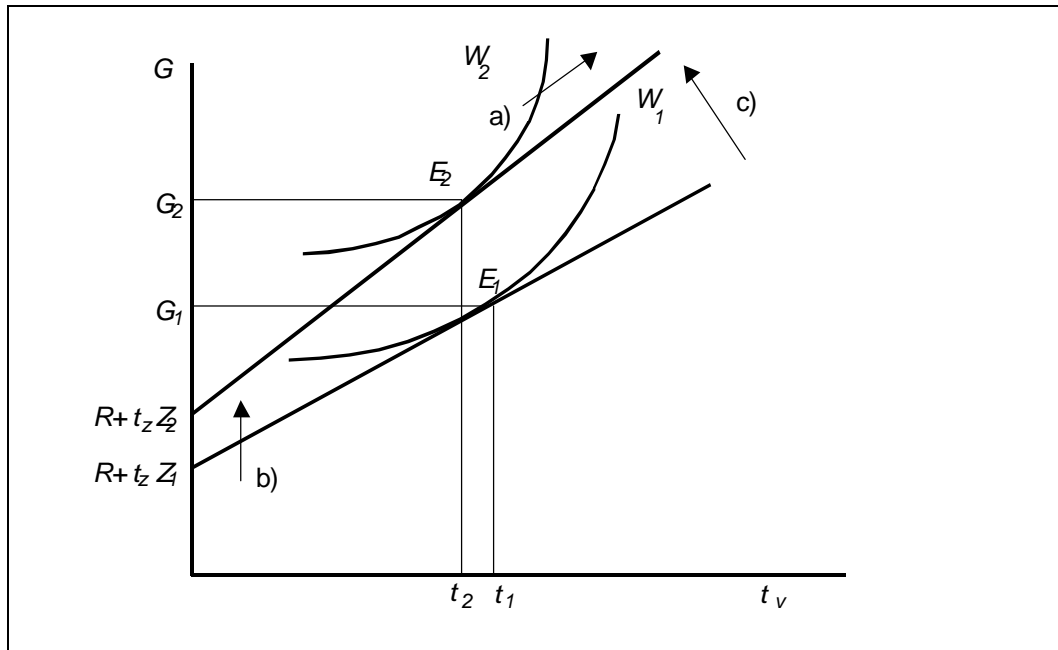
In generale, si può inoltre ipotizzare una relazione tra il valore complessivo del reddito e il valore complessivo del patrimonio. Infatti, se si assume che i patrimoni derivino dall'accumulazione nei periodi precedenti della parte di redditi individuali risparmiati, allora è possibile che redditi più elevati siano presenti in comuni con patrimoni più elevati, da cui deriva una pendenza più elevata del vincolo di bilancio del comune.

Mettendo assieme i tre effetti evidenziati in relazione alla diversa dotazione di redditi e di patrimonio, al passare da un comune più povero ad uno più ricco avremo allo stesso tempo:

- a) una spostamento della mappa di curve di indifferenza sociale verso destra;
- b) un vincolo di bilancio con intercetta più elevata;
- c) un vincolo di bilancio con pendenza più elevata.

Per quanto riguarda l'aliquota, i due effetti b) e c) sono di segno opposto rispetto all'effetto del punto a), quindi a priori non è possibile indicare in quale comune l'aliquota dell'imposta patrimoniale sarà più elevata (nella figura 4 è esemplificato un caso in cui risulta $t_1 > t_2$).

Figura 4 – Scelta ottima di comuni che si differenziano per sia per reddito complessivo ($Z_2 > Z_1$) che per patrimonio complessivo ($V_2 > V_1$)



Comuni con diversa distribuzione del reddito

La distribuzione dei redditi è inclusa nella condizione di ottimo sociale (12) attraverso il valore delle utilità marginali individuali. Se la distribuzione del patrimonio e il valore complessivo del reddito rimangono costanti, all'aumentare della disuguaglianza dei redditi il numeratore della condizione (12) aumenta³ e, di conseguenza, deve aumentare anche il denominatore attraverso una diminuzione della spesa G . Con la solita ipotesi di beni normali diminuisce anche l'aliquota dell'imposta. Quindi, nel comune con maggiore disuguaglianza dei redditi la collettività reagisce diminuendo la fornitura di bene pubblico, per aiutare i più poveri che si trovano ad avere un reddito basso ma imposte commisurate al patrimonio, per ipotesi uguale a quello dell'altro comune.⁴

³ Data l'ipotesi di utilità marginale del reddito decrescente, per gli individui che diventano più poveri l'utilità marginale del reddito aumenta di più di quanto non diminuisca l'utilità marginale di quelli che diventano più ricchi. Si veda anche il principio dei trasferimenti di Dalton (1920).

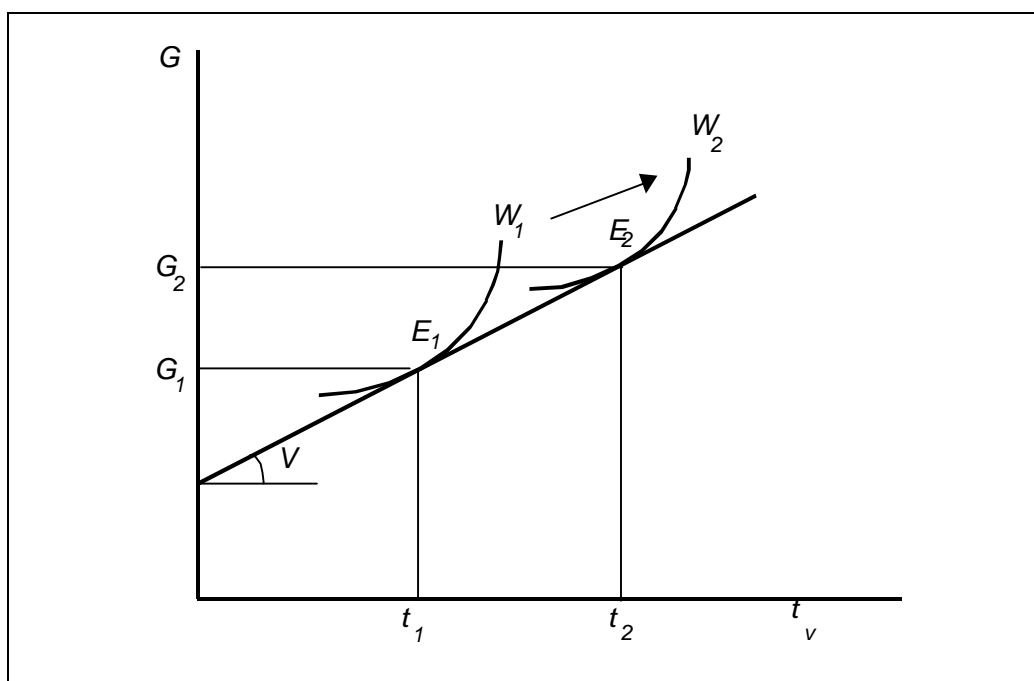
⁴ Un altro modo per tener conto della disuguaglianza dei redditi senza diminuire la spesa pubblica locale è l'introduzione di imposte progressive, che sfruttano la maggior disponibilità a pagare dei più ricchi esentando i

Comuni con diversa distribuzione del patrimonio

Se invece i due comuni si differenziano in base alla distribuzione dei patrimoni, *ceteris paribus*, allora il risultato finale dipende dalla distribuzione congiunta di redditi e patrimoni individuali. Ipotizziamo che i redditi e i patrimoni siano correlati positivamente, cosicché gli individui più dotati di reddito sono anche i più dotati di patrimonio. Come primo effetto, una maggiore disuguaglianza dei patrimoni comporta una minor quota di patrimonio per i più poveri e quindi una diminuzione delle loro imposte sul patrimonio. Inoltre, il numeratore della condizione di ottimo sociale (12) si riduce in quanto sono maggiori i pesi w_h delle utilità marginali dei ricchi (più basse) e viceversa.

Per controbilanciare questa riduzione bisogna ridurre le utilità marginali U_G^h del denominatore attraverso un aumento di G . Lo stesso effetto implica anche una maggiore aliquota dell'imposta sul patrimonio, poiché ora l'imposta viene pagata proporzionalmente di più dai ricchi. Il risultato è simile al primo effetto ottenuto ipotizzando un aumento del reddito complessivo, con uno spostamento verso destra della mappa di curve di indifferenza sociale (figura 5).

Figura 5 – Scelta ottima di comuni che si differenziano per la distribuzione del patrimonio (disuguaglianza maggiore nel comune 2)



più poveri. Si potrebbero trovare quindi aliquote più elevate associate a più elevate detrazioni fisse, che rendono l'imposta progressiva. Nel modello presentato, però, sono ipotizzate solo imposte proporzionali. Nel primo anno di applicazione dell'ICI, inoltre, i Comuni non avevano la facoltà di variare la detrazione dall'imposta.

Comuni con rilevante patrimonio posseduto da non residenti

E' interessante analizzare, infine, il possibile comportamento di un comune con un rilevante patrimonio immobiliare posseduto da non residenti, come succede spesso nei comuni ad elevata vocazione turistica. In questo caso una buona parte del gettito dell'imposta patrimoniale non ricade sugli elettori del governo locale, per cui si può ipotizzare un interesse a sfruttare la base imponibile di persone che non possono di fatto esprimere le loro preferenze se non "votando con i piedi", cosa non facile in presenza di patrimoni immobiliari.

Si può quindi prevedere un'aliquota più elevata in questo tipo di comuni, anche a scapito del patrimonio immobiliare dei residenti, che possono però essere compensati da più elevati livelli di spesa pubblica, maggiori servizi e da aliquote minori su altre imposte locali pagate principalmente dai residenti.

Quest'effetto può inoltre venire rafforzato in presenza di maggiori spese sostenute dall'ente locale in relazione all'attività di soggiorno dei non residenti.

4. La struttura dei bilanci dei Comuni udinesi

Prima di concentrarci sulla scelta dell'aliquota dell'ICI da parte dei 137 comuni della provincia di Udine, è utile dare uno sguardo alla situazione che ha determinato quella scelta. I dati che vengono utilizzati si riferiscono in massima parte al 1991 e sono descritti nell'Appendice.

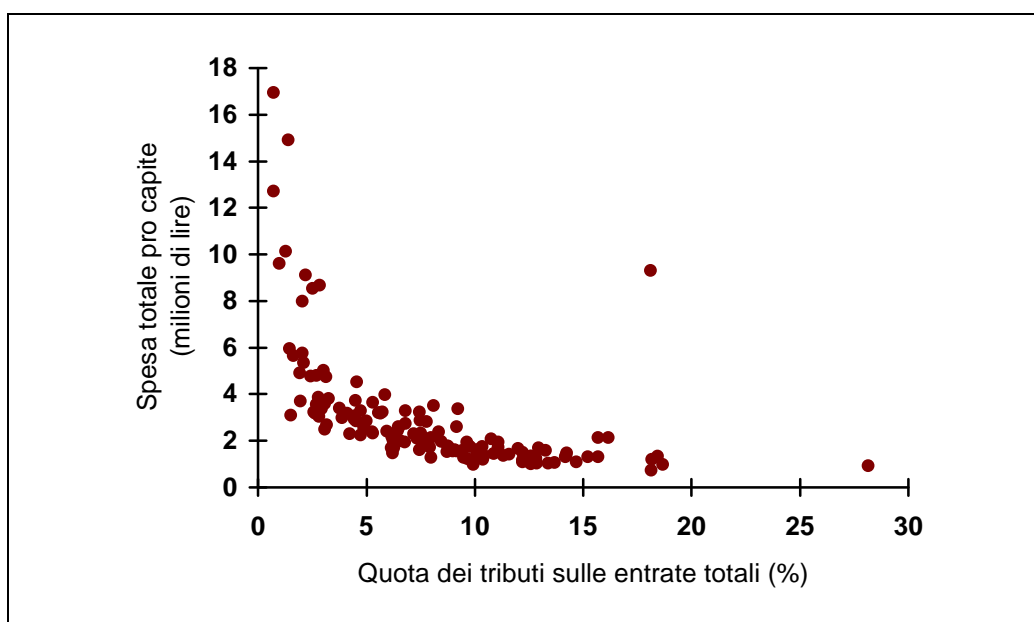
Per prima cosa, osserviamo che la popolazione media per comune è pari a 3.814 residenti, ma togliendo Udine, che ha quasi 100.000 abitanti, la media si abbassa a 3.100 circa. Dopo il comune capoluogo, il comune che registra il numero più elevato di abitanti è Codroipo con 14.257. Si tratta quindi di comuni molto piccoli. Inoltre, dal punto di vista geografico, questi coprono un'area che va dalle Alpi (confini con l'Austria e la Slovenia) al mare Adriatico (l'altezza media sul livello del mare varia da 2 a 1400 metri). L'ISTAT classifica nella zona altimetrica *montagna interna* il 38% dei comuni, il 6% nella zona *collina interna* e il rimanente in *pianura*.

A parte Udine e alcuni centri sparsi, tutta la provincia risulta poco industrializzata: il rapporto tra il numero di addetti all'industria sul totale degli addetti varia tra lo 0,5% e il 22%. La spesa totale *pro capite* dei comuni è in media di circa 3 milioni di lire, con un minimo di 726.000 lire ed un massimo di quasi 17 milioni. La spesa corrente, invece, varia da 578.000 a 2.909.000 lire, con una media di 903.000 lire.

Risulta molto variabile anche la quota dei tributi sul totale delle entrate, con un minimo del 7 per mille, un massimo del 28% e una media del 7,8%. Allo stesso modo i mutui sono presenti in percentuale variabile dallo zero al 20% delle entrate, con una media del 5,3%. Il ricorso al mercato, infine, è in media il 22% delle entrate totali.

Alcune semplici elaborazioni sui bilanci comunali possono permetterci di verificare, seppur in modo grossolano, alcune delle ipotesi e dei risultati del modello precedentemente esposto.

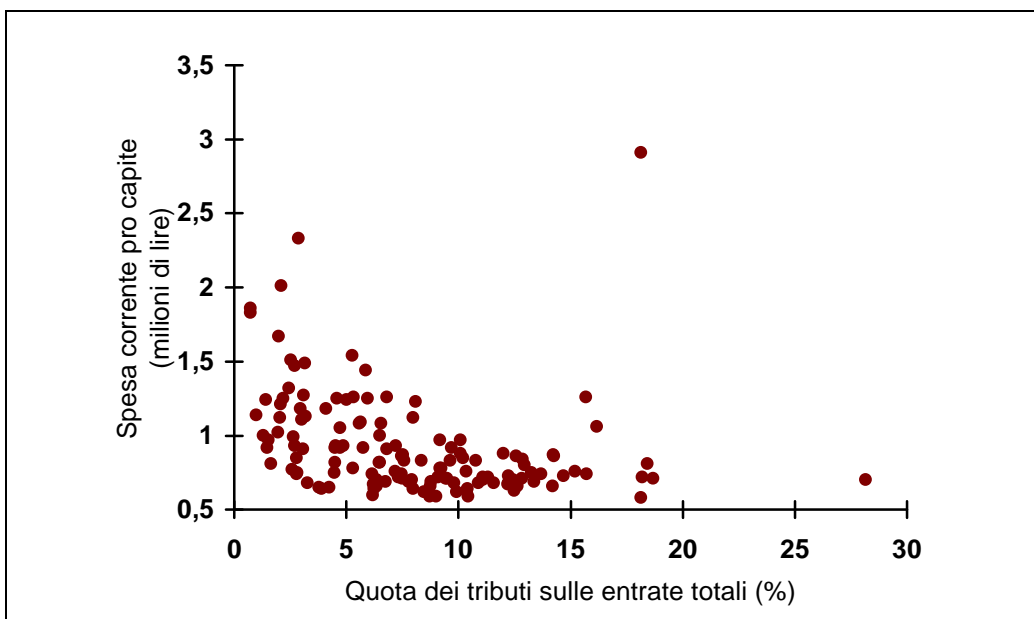
Figura 6 - Quota delle entrate tributarie e spesa totale *pro capite* nei comuni udinesi (bilanci di previsione 1992)



A conferma dell'*Other People Money Effect*, possiamo notare, innanzi tutto, la forte relazione inversa tra la quota dei tributi sul totale delle entrate e la spesa pro capite (figura 6). Anche la relazione tra quota dei tributi e spesa corrente *pro capite* mostra una relazione inversa simile alla precedente (figura 7)⁵.

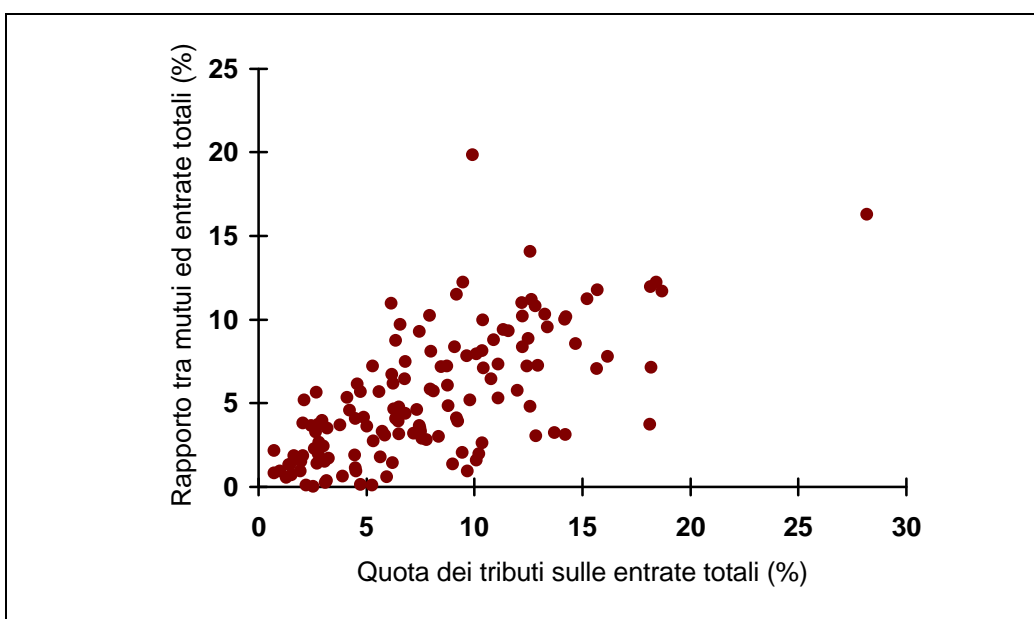
⁵ Nelle figure 6 e 7 un comune mostra una quota molto elevata di entrate tributarie rispetto agli altri, soprattutto in relazione all'elevata spesa pro capite. Si tratta di Lignano, unico comune della provincia con economia prevalentemente turistica.

Figura 7 - Quota delle entrate tributarie e spesa corrente *pro capite* nei comuni udinesi (bilanci di previsione 1992)



Se mettiamo in relazione, invece, la quota dei tributi con il rapporto tra mutui ed entrate totali otteniamo una relazione diretta (figura 8). Si può spiegare questa relazione con la rigidità delle fonti di entrata dei comuni. Sembra che i comuni con scarsi trasferimenti da enti di livello superiore abbiano ovviato alla mancanza di fondi sia aumentando la quota dei tributi sia ricorrendo in modo maggiore al finanziamento esterno.

Figura 8 - Quota delle entrate tributarie e rapporto tra mutui e entrate totali nei comuni udinesi (bilanci di previsione 1992)



5. Bilanci comunali e composizione politica delle giunte

E' ormai tradizionale un'analisi delle performance degli enti locali basata anche su considerazioni politiche. In particolare, la presenza o meno di alcuni partiti o movimenti politici nelle giunte è stata portata a giustificazione dei livelli di spesa e della composizione delle entrate degli enti locali. Senza alcuna pretesa di completezza, si possono citare alcuni esempi: Giarda e Sironi (1967), Giarda (1968), Brosio (1975), Frascini (1978), Aiken e Martinotti (1982), Barnett (1986), Brosio, Maggi e Piperno (1986), Maltinti (1987).

La tabella 1 mostra la composizione delle giunte nel 1991 nei comuni della provincia di Udine. E' evidente una prevalenza delle giunte di centro, con la Democrazia Cristiana presente nel 66% delle giunte e per quasi il 30% dei comuni in giunte monocolore. Al secondo posto appare il Partito Socialista, con 65 presenze (47,4%), di cui una in giunta monocolore. Il PSI governa nel 23,4% delle giunte assieme alla DC e nel 14,6% con il PDS (tabella 2). Le liste civiche, di varia tendenza politica, governano in 38 comuni (27,7%), riuscendo in 11 casi a formare giunte monocolore. Il PDS colleziona 28 presenze in giunta (20,4%), di cui 20 in giunte comprendenti altri partiti ma non la DC. In nessun caso il PDS riesce a governare da solo. Ancora importante appare la presenza del Partito Socialdemocratico, con 26 presenze, e dei Verdi con 11.

Tabella 1 - Composizione delle giunte dei comuni udinesi nel 1991

| <i>Partiti</i> | <i>Presenze in giunta</i> | | <i>Giunte monocolore</i> | |
|------------------------------------|---------------------------|----------|--------------------------|----------|
| | <i>Numero</i> | <i>%</i> | <i>Numero</i> | <i>%</i> |
| Democrazia Cristiana | 91 | 66,4 | 40 | 29,2 |
| Partito Socialista Italiano | 65 | 47,4 | 1 | 0,1 |
| Liste civiche | 38 | 27,7 | 11 | 8,0 |
| Partito Democratico della Sinistra | 28 | 20,4 | - | - |
| Partito Socialdemocratico Italiano | 26 | 19,0 | - | - |
| Verdi | 11 | 8,0 | - | - |
| Partito Repubblicano Italiano | 6 | 4,4 | - | - |
| Movimento Friuli | 3 | 2,2 | - | - |
| Totale comuni | 137 | 100,0 | 52 | 37,9 |

Tabella 2 – Popolazione e valori medi di alcune variabili economico-finanziarie per tipo di giunta

| <i>Tipo di giunta</i> | <i>Numero di giunte</i> | | <i>Popolazione al 1991</i> | <i>Spesa totale pro capite</i> | <i>Spesa corrente pro capite</i> |
|--|---------------------------------|--------|-------------------------------|---|----------------------------------|
| Monocolore DC | 40 | 29,2% | 2.509 | 2.987 | 901 |
| <i>Centro</i> : DC, PSI e altri, senza PDS | 32 | 23,4% | 6.411 | 2.665 | 876 |
| <i>Sinistra</i> : PSI, PDS e altri, senza DC | 20 | 14,6% | 4.025 | 2.127 | 876 |
| Solo Liste Civiche | 11 | 8,0% | 2.206 | 2.419 | 986 |
| Altre giunte | 34 | 24,8% | 3.299 | 3.956 | 1.004 |
| Totale Comuni | 137 | 100,0% | 3.814 | 2.981 | 924 |
| <i>Tipo di giunta</i> | <i>Tributi/entrate totali %</i> | | <i>Mutui/entrate totali %</i> | <i>Ricorso mercato/entrate totali %</i> | <i>Aliquota ICI %</i> |
| Monocolore DC | 7,6 | | 5,4 | 22,6 | 4,6 |
| <i>Centro</i> : DC, PSI e altri, senza PDS | 8,1 | | 5,9 | 17,7 | 4,6 |
| <i>Sinistra</i> : PSI, PDS e altri, senza DC | 9,1 | | 6,1 | 21,4 | 4,7 |
| Solo Liste Civiche | 7,7 | | 4,9 | 16,5 | 4,8 |
| Altre giunte | 7,2 | | 4,4 | 27,8 | 4,8 |
| Totale Comuni | 7,9 | | 5,3 | 22,1 | 4,7 |
| Nota: spese in migliaia di lire | | | | | |

Nella tabella 2 sono illustrati i valori medi di alcune variabili di bilancio e della popolazione in relazione al tipo di giunta che governa il comune. Riguardo alla popolazione media, si può notare che non ci sono sostanziali differenze in relazione alla giunta: la media più elevata si riscontra per le giunte di *centro* (6.411 residenti), mentre i comuni più piccoli sono governati da monocolori DC (2.509) e da liste civiche (2.206). La spesa totale *pro capite* è più elevata nei comuni governati da *Altre giunte* (quasi 4 milioni), mentre le giunte di sinistra e le giunte composte da sole liste civiche registrano i valori più bassi (poco più di 2 milioni).

Diverso è il quadro per le spese correnti *pro capite*, dove le liste civiche e le *Altre giunte* hanno valori poco superiori alla media, mentre nei comuni con giunte di centro e di sinistra si trovano i valori medi più bassi, 876.000 lire.

Le giunte di sinistra hanno valori più elevati per il rapporto tributi/entrate totali e per il rapporto mutui/entrate totali. Infine, la media delle aliquote ICI applicate nei comuni udinesi è molto simile per tutti i tipi di giunta, con una media del 4,7 per mille in totale e nelle giunte di sinistra, un minimo del 4,6 per mille nelle giunte con la DC e un massimo di 4,8 nelle altre.

6. Le determinanti dei livelli di spesa nei comuni

Un'analisi econometrica può evidenziare la relazione tra i livelli di spesa comunale e variabili socio-demografiche, variabili politiche e variabili finanziarie derivate dalla composizione dei bilanci comunali.

Nella tabella 3 sono riportati i risultati della stima relativa alla spesa corrente comunale. Le variabili sono espresse in logaritmi, tranne le variabili *dummies* e la variazione percentuale della popolazione, per cui i valori stimati hanno il significato di elasticità o di semi-elasticità della spesa corrente⁶.

La regressione mostra un elevato adattamento ai dati, evidenziato dagli elevati valori dell' R^2 (96%) e del test F. Il modello selezionato deriva dall'eliminazione progressiva di variabili con una significatività inferiore al 40%.

E' da evidenziare una elasticità pari all'unità per la popolazione, mentre il reddito disponibile pro capite non risulta significativo. Questi risultati derivano probabilmente dal metodo di riparto dei finanziamenti degli enti di livello superiore. Il segno del reddito, comunque, sarebbe positivo, per cui potrebbe esistere una blanda correlazione positiva tra reddito disponibile e spesa corrente comunale.

Tra le variabili che rimangono nel modello selezionato, sono da segnalare i coefficienti negativi relativi ai tributi propri e ai mutui, che indicano che i comuni che hanno più bisogno di finanziarsi con risorse proprie sono meno propensi a spendere (v. la fig. 6 del par. 4). Questi enti ricevono probabilmente dei trasferimenti relativamente scarsi rispetto ai loro bisogni, per cui aumentano il ricorso ai tributi e ai mutui, ma senza raggiungere i livelli di spesa dei comuni più dotati.

Il rapporto tra addetti e popolazione mostra un coefficiente significativo e positivo. Si può interpretare questo rapporto come un indicatore di una più elevata attività economica e di maggiore ricchezza (è infatti molto correlato con il reddito disponibile), le quali inducono a preferire maggiori servizi e quindi una più elevata spesa comunale a parità di altre variabili.

Il rapporto tra addetti all'industria e il totale addetti, invece, ha un segno negativo. Una maggiore presenza di addetti all'industria potrebbe essere correlata con una maggiore disuguaglianza dei redditi, per cui secondo le indicazioni del modello di scelta elaborato nel paragrafo 2 ci sarebbe una preferenza per livelli meno elevati di spesa comunale.

⁶ La stima delle determinanti della spesa totale porta a risultati qualitativamente molto simili.

Il tasso di occupazione delle abitazioni, la densità della popolazione e la quota di alunni delle scuole elementari (quest'ultimo correlato con l'anzianità della popolazione) portano tutti a preferire minor spesa comunale. La spiegazione potrebbe risiedere in economie di scala per le prime due variabili e nella necessità di minori servizi (o di servizi meno costosi) in presenza di una popolazione più giovane.

Per quanto riguarda l'effetto dei partiti, le variabili inserite misurano le differenze rispetto ad una giunta monocolore DC. Solo la presenza in giunta del PSDI e di altri partiti (PRI, Verdi, M.F.) risulta significativa, con l'effetto di far aumentare debolmente la spesa comunale.

Tabella 3 – Stima della relazione tra spesa corrente comunale e variabili finanziarie, economiche, socio-demografiche e politiche

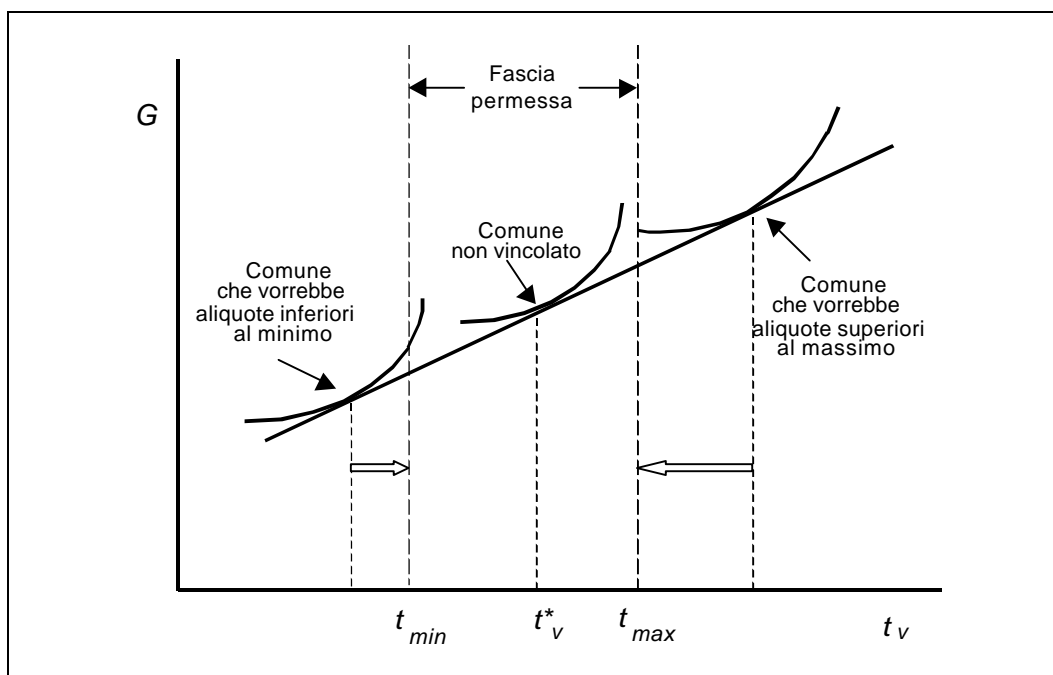
| | <i>Modello completo</i> | | <i>Modello selezionato</i> | |
|---|-------------------------|---------------|----------------------------|---------------|
| | <i>Coefficiente</i> | <i>Test t</i> | <i>Coefficiente</i> | <i>test t</i> |
| Tributi/entrate totali | -0,11664 | -3,137 | -0,11111 | -3,592 |
| Mutui/entrate totali | -0,03458 | -1,923 | -0,04032 | -2,601 |
| Ricorso al mercato/entrate totali | -0,00651 | -0,498 | | |
| Reddito disponibile <i>pro capite</i> | 0,22666 | 1,149 | | |
| Addetti/popolazione | 0,04973 | 1,141 | 0,06707 | 1,797 |
| Addetti industria/addetti | -0,05652 | -2,427 | -0,05778 | -2,710 |
| Popolazione/stanze | 0,05512 | 0,309 | | |
| Tasso occupazione case | -0,57469 | -8,742 | -0,55116 | -9,506 |
| Estimo catastale A2 | -0,04966 | -0,426 | | |
| Popolazione | 1,02126 | 30,935 | 1,01712 | 37,243 |
| Var. % popolazione 1981/91 | -0,05042 | -0,168 | | |
| Densità (abitanti/kmq) | -0,04630 | -1,465 | -0,04568 | -2,005 |
| Alunni elementari/popolazione | -0,16629 | -2,950 | -0,19366 | -3,903 |
| Zona agricola* | 0,01088 | 0,869 | | |
| Comune montano* | 0,05426 | 0,870 | | |
| Altitudine s.l.m.* | 0,00705 | 0,318 | | |
| PDS* | 0,01058 | 0,245 | | |
| PSI* | -0,02213 | -0,627 | | |
| PSDI* | 0,04621 | 1,089 | 0,05847 | 1,492 |
| Altri partiti* | 0,08536 | 1,646 | 0,09318 | 2,033 |
| Liste civiche* | -0,02228 | -0,590 | | |
| Costante | -1,03580 | -1,674 | -0,66177 | -2,480 |
| Numero di osservazioni | 137 | | 137 | |
| Numero di regressori | 22 | | 11 | |
| R ² | 0,966 | | 0,965 | |
| R ² corretto | 0,960 | | 0,963 | |
| F(21,115) e F(10,126) | 157,560 | | 351,330 | |
| Note: Stima ottenuta con i minimi quadrati ordinari. Variabili in logaritmi, tranne le <i>dummies</i> (*) e la variazione % della popolazione. Modello selezionato con una procedura <i>stepwise backward</i> , eliminando una alla volta le variabili con una significatività del test t inferiore al 40%. | | | | |

7. La scelta dell'aliquota dell'ICI per il 1993

Sulla base del modello teorico delineato nel paragrafo 2 e delle considerazioni svolte sui dati utilizzati per i comuni udinesi, in questo paragrafo è presentata una stima della relazione tra l'aliquota ICI determinata dai comuni e le variabili finanziarie, politiche e socio-demografiche.

Secondo la normativa vigente nell'anno di prima applicazione dell'imposta, il 1993, i comuni avevano la possibilità di scegliere l'aliquota tra un minimo del 4‰ ed un massimo del 6‰, con la possibilità di elevare il limite massimo al 7‰ per straordinarie esigenze di bilancio. La figura 9 mostra i casi in cui i comuni che vorrebbero decidere un'aliquota inferiore al 4‰ o superiore al 6‰ sono invece vincolati a scegliere un'aliquota nell'intervallo consentito.

Figura 9 – Scelta dell'aliquota dell'imposta locale in presenza di valori minimi e massimi



Inoltre, nel primo di anno applicazione dell'imposta tutto il gettito derivante da un'aliquota al 4 ‰ era destinato allo Stato, mentre rimaneva ai comuni l'eventuale eccedenza di gettito derivante da un'apposita decisione comunale di elevare l'aliquota oltre il 4‰.

Era inoltre prevista una detrazione d'imposta di 180.000 sulla casa di abitazione. Nel primo anno di applicazione i comuni non potevano deliberare una detrazione diversa, mentre

negli anni successivi hanno avuto la possibilità sia di differenziare le aliquote sia di diversificare le detrazioni per tipologie di contribuente⁷.

Nella tabella 4 è riportata la distribuzione delle aliquote scelte dai Comuni udinesi per il 1993. Si noti come sia stato utilizzato tutto lo spettro di aliquote disponibile, con una concentrazione in corrispondenza dei numeri “interi” (4, 5, 6 per mille) e del 4,5‰.

Tabella 4 - Numero di comuni per aliquota ICI

| <i>Aliquota ICI (‰)</i> | <i>Numero di Comuni</i> | <i>% sul totale Comuni</i> |
|-------------------------|-------------------------|----------------------------|
| 4,0 | 46 | 33,6% |
| 4,2 | 1 | 0,7% |
| 4,5 | 22 | 16,1% |
| 4,7 | 1 | 0,7% |
| 4,8 | 2 | 1,5% |
| 5,0 | 39 | 28,5% |
| 5,2 | 1 | 0,7% |
| 5,3 | 2 | 1,5% |
| 5,5 | 5 | 3,6% |
| 6,0 | 18 | 13,1% |
| Totale Comuni | 137 | 100,0% |

Al fine di ottenere una stima econometrica delle determinanti dell’aliquota ICI per il 1993 si pongono i seguenti problemi:

- a) in base al modello teorico, la scelta dell’aliquota dell’ICI dovrebbe essere simultanea rispetto alla scelta del livello di spesa pubblica locale e al livello di aliquota sul reddito, dati i trasferimenti dallo stato e i redditi e i patrimoni individuali;
- b) la scelta dell’aliquota è vincolata ad un intervallo compreso tra il 4 e il 6‰. Il minimo corrisponde alla volontà degli amministratori di non partecipare al gettito dell’imposta, mentre il massimo corrisponde alla volontà del comune di ottenere un gettito pari al 2‰ dell’imponibile, che corrisponde al 50% del gettito ottenuto dallo stato.

La stima presentata nella tabella 5 non tiene conto della simultaneità delle decisioni del comune in quanto nell’anno di introduzione dell’imposta non era possibile per i comuni rideterminare i livelli di spesa, né mutare drasticamente le aliquote degli altri tributi locali che possono essere ipotizzati correlati al reddito complessivo prodotto nel comune. Le aliquote dei tributi locali, inoltre, risultavano in larga misura determinati a livello centrale e poco

⁷ Per una prima analisi dell’esercizio della discrezionalità da parte dei comuni e della relazione tra i livelli delle aliquote e delle detrazioni, si veda lo studio di Todero (1999) relativo ai Comuni del Veneto.

manovrabili dai comuni. Dal punto di vista politico, poi, in questa occasione era evidentemente meno costoso partecipare al gettito di una nuova imposta, addossando la colpa allo stato centrale, che aumentare le aliquote di imposte di stretta competenza comunale. Problemi di simultaneità delle decisioni dovrebbero venire considerati, piuttosto, in caso di analisi della scelta dell'aliquota dell'ICI in anni successivi al primo. In ogni caso, i dati di bilancio utilizzati si riferiscono al 1992, quindi fotografano la situazione nel momento in cui è stata decisa l'aliquota ICI per il 1993 ma ancora i bilanci non ne potevano tenere conto.

Il vincolo sulla scelta dell'aliquota, invece, è stato considerato esplicitamente mediante una stima di tipo *tobit* in quanto la variabile dipendente appartiene ad un intervallo chiuso. I risultati sono riportati nella tabella 5, che mostra un discreto adattamento ai dati (pseudo R^2 superiore al 30%).

Considerando il modello selezionato, tra i risultati più interessanti troviamo la conferma che i comuni con più elevati tributi propri e ricorso ai mutui sono quelli più vincolati dal lato delle risorse disponibili, per cui approfittano dell'introduzione della nuova imposta per incrementare le entrate.

La significatività e il segno positivo della spesa totale pro capite indicano che anche i comuni con spesa più elevata hanno scelto aliquote più elevate, probabilmente a causa di preferenze locali per maggiori spese anche a costo di maggiori imposte.

Come nel caso della stima della spesa corrente, il reddito disponibile pro capite non risulta significativo, mentre il ruolo di variabile legata alla ricchezza del territorio è colto dal rapporto tra addetti e popolazione che, avendo un segno negativo, indica una minor necessità di aliquote elevate sul patrimonio, in quanto altri tributi legati all'attività economica fruttano già un gettito consistente.

La variabile "estimo catastale cat. A2", che mostra un segno positivo, descrive probabilmente uno spostamento verso destra della mappa di indifferenza sociale, come illustrato nella figura 5.

Non risultano significativi, invece, l'indice di densità della popolazione per stanza, il tasso di occupazione delle case, né altre variabili legate alla struttura e dinamica della popolazione.

Tra le variabili politiche, risulta significativa solo la presenza in giunta del PDS, che fa aumentare l'aliquota dell'ICI a parità di altre condizioni⁸.

⁸ Barnett (1986, pag. 159) "Gli enti locali controllati dal partito laburista erano diventati più pronti, rispetto a quelli non laburisti, ad imporre incrementi nella tassazione locale ..."

Tabella 5 – Stima *tobit* della relazione tra aliquota ICI e variabili finanziarie, economiche, socio-demografiche e politiche

| | <i>Modello completo</i> | | <i>Modello selezionato</i> | |
|--|-------------------------|---------------|----------------------------|---------------|
| | <i>Coefficiente</i> | <i>test t</i> | <i>Coefficiente</i> | <i>test t</i> |
| Tributi/entrate totali | 0,27214 | 2,855 | 0,27003 | 3,170 |
| Mutui/spesa totale | 0,04999 | 1,958 | 0,04326 | 1,901 |
| Ricorso al mercato/spesa tot. | -0,00500 | -0,314 | | |
| Spesa totale <i>pro capite</i> | 0,26444 | 2,867 | 0,27948 | 3,376 |
| Reddito disponibile <i>pro capite</i> | -0,00603 | -0,023 | | |
| Addetti/popolazione | -0,17210 | -2,860 | -0,16785 | -2,892 |
| Addetti industria/addetti | -0,03314 | -1,090 | -0,02995 | -1,039 |
| Popolazione/stanze | -0,07293 | -0,324 | | |
| Tasso occupazione case | -0,12226 | -0,779 | | |
| Estimo catastale A2 | 0,22106 | 1,478 | 0,24777 | 1,801 |
| Popolazione | -0,05493 | -1,285 | -0,03654 | -1,198 |
| Var. % popolazione 1981/91 | -0,62392 | -1,614 | -0,63754 | -1,876 |
| Densità | 0,04690 | 1,045 | | |
| Zona agricola* | 0,00778 | 0,490 | | |
| Comune montano* | 0,09251 | 1,150 | | |
| Altitudine s.l.m.* | -0,02704 | -0,945 | -0,02510 | -1,781 |
| PDS* | 0,11021 | 1,960 | 0,08859 | 1,831 |
| PSI* | -0,00949 | -0,213 | | |
| PSDI* | -0,00702 | -0,126 | | |
| Liste civiche* | -0,08233 | -0,795 | | |
| Colore lista civica | 0,06555 | 1,170 | 0,02429 | 0,991 |
| Altri partiti* | -0,02811 | -0,433 | | |
| Costante | 0,50156 | 0,635 | 0,44350 | 0,699 |
| Numero di osservazioni | 137 | | 137 | |
| Numero di regressori | 23 | | 12 | |
| Log likelihood | -39,207 | | -40,875 | |
| Pseudo R ² | 0,364 | | 0,337 | |
| Note: | | | | |
| <ul style="list-style-type: none"> • Variabili in logaritmi, tranne le <i>dummies</i> (*) e la variazione % della popolazione. • Modello selezionato con una procedura <i>stepwise backward</i>, eliminando una alla volta le variabili con una significatività del test t inferiore al 40%. | | | | |

8. Conclusioni

In questo primo tentativo di analizzare le determinanti della scelta dell'aliquota dell'ICI per il primo anno di applicazione, il risultato più interessante sembra essere il legame tra il livello dell'aliquota e le variabili che incorporano la struttura del bilancio comunale nei periodi antecedenti l'introduzione dell'imposta. Al contrario, le variabili che più dovrebbero rappresentare le diverse preferenze locali non trovano spazio nella spiegazione delle scelte effettuate, tranne quelle che in qualche modo catturano il livello di benessere della popolazione.

La scelta non sembra quindi determinata dalle preferenze della collettività ma, piuttosto, dalle condizioni esogene in cui i comuni si sono trovati, determinate dalla condizione di scarsa possibilità di condizionare i trasferimenti e di fissare i parametri fondamentali delle imposte locali. Questa condizione si riflette anche nella scarsa influenza delle variabili politiche nella scelta dell'aliquota, in quanto solo la presenza di giunte comprendenti il PDS è risultata un fattore di differenziazione.

L'introduzione dell'ICI e l'evoluzione della normativa successiva (possibilità di differenziazione di aliquote e detrazioni) hanno indotto però un notevole aumento di gradi di libertà nella politica tributaria dei comuni, per cui ci si aspetta che negli anni più recenti i Comuni abbiano imparato ad utilizzare gli strumenti a disposizione per tener conto maggiormente delle preferenze delle collettività locali.

APPENDICE: I dati utilizzati

| <i>Variabile</i> | <i>Fonte</i> | <i>Descrizione</i> | |
|--|--------------|---|---|
| Tributi, Mutui, Ricorso al mercato, Entrate totali, Spesa corrente, Spesa totale | BC | Voci del bilancio preventivo del comune | |
| Reddito disponibile <i>pro capite</i> | R | Reddito disponibile per abitante | |
| Addetti | I | Totale degli addetti nel territorio comunale | |
| Addetti industria | I | Addetti all'industria nel territorio comunale | |
| Stanze | I | Numero di stanze totali, in abitazioni occupate e non occupate | |
| Tasso occupazione case | I | Tasso di occupazione delle unità abitative | |
| Estimo catastale A2 | GU | Estimo catastale della classe A2, abitazione di tipo civile. Il valore utilizzato è quello della classe centrale (o la media delle classi centrali) | |
| Popolazione | I | Popolazione residente | |
| Var. % popolazione 81/91 | I | Variazione della popolazione dal 1981 al 1991 | |
| Densità | I | Popolazione residente per km ² | |
| Zona agricola | I | Indice ISTAT da 1 a 11 che indica la consistenza di terreni coltivabili | |
| Comune montano | I | Zona altimetrica ISTAT (1 = Montagna interna) | |
| Altitudine s.l.m. | I | Altezza del comune sul livello del mare (metri) | |
| PDS | E | 1 = presente in giunta | 0 = non in giunta |
| PSI | E | 1 = presente in giunta | 0 = non in giunta |
| PSDI | E | 1 = presente in giunta | 0 = non in giunta |
| Liste civiche | E | 1 = presente in giunta | 0 = non in giunta |
| Colore lista civica | E | Se lista civica in giunta | 1 = lista civica di centro 2 = lista civ. di centro-sinistra 3 = lista civica di sinistra |
| Altri partiti | E | 1 = presente in giunta | 0 = non in giunta |

Fonti dei dati:

BC = Bilanci preventivi 1992 dei Comuni della Provincia di Udine

E = Ufficio elettorale della Prefettura di Udine

GU = G.U. del 31/12/1993

I = Censimenti Istat 1981 e 1991

R = Banco del S. Spirito, 1991

Riferimenti bibliografici

- ATKINSON A.B., J.E. STIGLITZ (1986) *Public Economics*, McGraw Hill, London.
- AIKEN M. e MARTINOTTI G. (1982) "Sistema urbano, governo della città e giunte di sinistra nei grandi comuni italiani", *Quaderni di sociologia*, XXX, 2-3-4, pp. 177-248.
- BARNETT R.R. (1986) "Controllo della spesa pubblica locale: una valutazione dell'esperienza britannica dal 1979", in FRASCHINI A. e R. ROBOTTI (a cura di) *La finanza locale: Italia ed Inghilterra a confronto*, F. Angeli, Milano, pp. 141-166.
- BARNETT R.R., R. LEVAGGI e P. SMITH (1991) "Does the flypaper model stick? A test of the relative performance of the flypaper and conventional models of local government budgetary policy", *Public Choice*, 69, pp. 1-18.
- BARNETT R.R., R. LEVAGGI e P. SMITH (1992) "Local Authority Expenditure Decisions: A Maximum Likelihood Analysis of Budget Setting in the Face of Piecewise Linear Budget Constraints", *Oxford Economic Papers*, 44, pp. 113-134.
- BROSIO G. (1975) "Composizione politica e comportamento di spesa degli enti locali italiani", *Economia Pubblica*, 5, 10, pag. 17-25.
- BROSIO G., M. MAGGI e S. PIPERNO (1987) "Un'analisi della crescita della spesa locale in un contesto regionale", in MALTINTI G. e A. PETRETTO, *Finanziamento ed efficienza della spesa pubblica locale*, Giappichelli Editore, Torino, pag. 243-275.
- DALTON H. (1920) "The Measurement of the Inequality of Incomes", *The Economic Journal*, 30, 119, pp. 348-361.
- FRASCHINI A. (1978) "Determinanti di spesa: il ruolo del colore delle giunte e del comprensorio di appartenenza", in GERELLI E. e A. MAJOCCHI, *La crisi della finanza locale. L'esempio pavese*, F. Angeli, Milano, pag. 217-234.
- GIARDA P.D. (1968) "Spese ed imposte degli enti locali: verifica empirica di un modello di comportamento", *Rivista di diritto finanziario e scienza delle finanze*, 4, pag. 741.
- GIARDA P.D. e SIRONI G. (1967) "Un'analisi statistica sui determinanti delle spese pubbliche degli enti locali del piano intercomunale milanese", *Rivista internazionale di scienze sociali*, 6, pag. 578.
- MALTINTI G. (1987) "Il comportamento fiscale dei Comuni italiani negli anni Ottanta", in MALTINTI G. e A. PETRETTO, *Finanziamento ed efficienza della spesa pubblica locale*, Giappichelli Editore, Torino, pag. 277-313.
- REY M. (1990) "Il finanziamento degli enti sub-centrali di governo: verso una revisione della teoria del federalismo fiscale?", *Rivista di diritto finanziario e scienza delle finanze*, XLIX, 1, pp. 3-35.
- TODERO S. (1999) *L'applicazione dell'ICI nei Comuni del Veneto nel 1998*, Tesi di laurea, Facoltà di Economia, Università Ca' Foscari di Venezia.
- WILDE J.A. (1968) "The expenditure effects of grant-in-aid programs", *National Tax Journal*, XXI, 3, pp. 340-348.
- WILDE J.A. (1971) "Grant-in-aid: the analytics of design and response", *National Tax Journal*, XXIV, 2, pp. 143-155.