



Munich Personal RePEc Archive

# **Political Electoral Cycles and Evolution of Italian Health Care System Financing: a Long Run Perspective**

Lucarelli, Stefano

Università di bergamo

2008

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/28009/>

MPRA Paper No. 28009, posted 11 Jan 2011 08:56 UTC

AIES 13° Convegno Annuale  
*I PRIMI 30 ANNI DEL SERVIZIO SANITARIO NAZIONALE E IL CONTRIBUTO DELL'ECONOMIA  
SANITARIA*  
*Matera, 9-10 ottobre 2008*

Proposta di presentazione orale  
Sessione: *Successi e fallimenti del SSN dalla legge n. 833 del 1978 ad oggi*

Stefano Lucarelli♦  
Università di Bergamo e OPERA

*Cicli politici elettorali ed evoluzione del finanziamento della sanità italiana:  
uno studio di lungo periodo*

---

♦ Stefano Lucarelli (Marsciano PG, 8 dicembre 1975), Dipartimento “Hyman P. Minsky” di Scienze Economiche, Università di Bergamo, Via dei Canina 2, 24124, Bergamo; [stefano.lucarelli@unibg.it](mailto:stefano.lucarelli@unibg.it), 3405519225.

## **Introduzione**

Una caratteristica persistente della sanità in Italia è l'incoerenza tra la dinamica della spesa sanitaria e quella delle fonti autonome di finanziamento. Il sistema sanitario in Italia presenta un processo di indebitamento strutturale. A questo si aggiunge la persistenza della copertura straordinaria *ex post* dei disavanzi a livello regionale (Ministero dell'Economia, vari anni dal 1980 al 2005; Fattore 1999; Anessi Pessina, Cantù e Jommi, 2001).

Alcuni studiosi di finanza pubblica hanno ipotizzato che la vicenda degli stanziamenti annuali volti a finanziare il sistema sanitario italiano sia una testimonianza di una distorsione delle procedure decisionali in materia di finanza pubblica: a fronte di una spesa sanitaria crescente si ha un finanziamento inadeguato da parte del Governo Centrale, insieme all'irresponsabilità finanziaria delle Regioni (Artoni 2003, pp. 354-355; Reviglio 1999, pp. 92-95).

Le analisi delle dinamiche di finanziamento della sanità in Italia si sono concentrate sulla sostenibilità delle regole di finanziamento. E' stato in particolare affrontato il problema della differenza di obiettivi tra Governo Centrale e Regioni (Bordignon e Turati, Mapelli 2002, Turati 2003, Bordignon e Turati 2003, 2005). Tali analisi hanno posto l'attenzione 1) sul *budget dressing* del bilancio da parte del settore statale; 2) sulla tendenza a riequilibrare con i trasferimenti *ex-post* e sulla base della spesa effettiva, i trasferimenti decisi *ex-ante* 3) sull'incapacità del Governo centrale di produrre stime affidabili sulle esigenze effettive di spesa delle singole Regioni, in dipendenza delle specifiche caratteristiche regionali nella struttura di produzione dei servizi e dai bisogni differenziati della popolazione; 4) sulle caratteristiche strutturali del *bailing out* dei deficit regionali.

Le verifiche empiriche si sono avvalse di dati che non precedono l'anno 1990 (Bordignon e Turati 2003).

L'obiettivo del lavoro che qui si presenta è fornire una spiegazione originale dell'instabilità delle regole relative al finanziamento del sistema sanitario nazionale attraverso un modello teorico di ciclo politico elettorale (Persson e Tabellini 2000, Alesina e Roubini 2004). Una prima versione del modello spiega le decisioni di spesa della Regione in prossimità delle elezioni. Un'estensione dello stesso modello spiega le conseguenze che il ciclo elettorale opportunistico, innescato dal Governo Regionale, determina sulle scelte di finanza pubblica del Governo Centrale. Si giunge alle seguenti conclusioni:

- L'aumento della quantità offerta di servizi sanitari rappresenta una leva che il governatore regionale può azionare a fini elettorali (segnalandosi al cittadino in

prossimità delle elezioni). Questo implicherà la necessità di reperire risorse per aumentare i fondi destinati alla sanità.

- Dato il comportamento di spesa delle Regioni, per il Governo Centrale è razionale diminuire, per l'anno in cui si tengono le elezioni regionali, il finanziamento del sistema sanitario regionale.
- In presenza di disavanzi pregressi che interessano le Regioni, data la necessità di rispettare il proprio vincolo di bilancio, è altrettanto razionale per il Governo Centrale accompagnare la diminuzione del finanziamento ordinario con operazioni di ripiano dei disavanzi pregressi.

E' opinione diffusa che la teoria del ciclo politico elettorale non pervenga a una spiegazione esauriente dello scambio politico, d'altro canto molte ricerche empiriche non confermano del tutto le sue conclusioni. Può però considerarsi un buon punto di partenza per studiare le dinamiche delle democrazie moderne; essa contribuisce infatti a spiegare perché in occasione delle elezioni spesso la spesa pubblica non rifletta pienamente la rappresentanza degli interessi generali<sup>1</sup>. La nostra analisi integra nello schema di ciclo politico elettorale alcune specifiche caratteristiche istituzionali che sinora sono state trascurate: in particolare l'influenza di un ciclo elettorale regionale sulle scelte di bilancio del Governo centrale.

I risultati teorici sono sottoposti ad analisi econometriche riferendosi al caso italiano. L'indagine empirica appare coerente con il modello teorico presentato: in particolare la presenza di elezioni regionali spiega decisamente l'aumento delle spese sanitarie regionali, mentre l'aspettativa di elezioni regionali spiega decisamente la riduzione dei finanziamenti ordinari stanziati dal Governo Centrale.

---

<sup>1</sup> cfr. Reviglio 2007, p. 159. Tuttavia Alesina e Roubini sostengono che le teorie sui cicli politici più recenti basate sui paradigmi di scelta razionale troverebbero maggior conferma empirica delle precedenti (Alesina e Roubini 2004, p. 3).

## *Il ripiano dei disavanzi in un modello di ciclo politico elettorale*

Il fatto che la storia del SSN sia caratterizzata da episodi di copertura straordinaria *ex post* dei disavanzi fa sorgere un sospetto: la vicenda degli stanziamenti annuali al FSN è una significativa testimonianza di una distorsione delle procedure decisionali in materia di finanza pubblica, che consente alle Regioni di accusare il governo di manipolazione dei conti pubblici e al governo di accusare le Regioni di irresponsabilità finanziaria<sup>2</sup>. Ci proponiamo di giungere ad una spiegazione dei comportamenti di Stato e Regioni rispetto al problema del finanziamento di un SSN, ispirandosi al caso italiano: in un contesto in cui la gestione finanziaria del SSN rientra per lo più nelle responsabilità del Governo centrale, ma le decisioni di spesa sono prese dalle Regioni, l'aumento della spesa sanitaria può rappresentare una leva che la Regione può azionare per segnalarsi ai cittadini in prossimità delle elezioni. La manovra di ripiano dei disavanzi da parte del Governo centrale appare così condizionata dalla presenza delle elezioni regionali<sup>3</sup>.

Si presenta innanzitutto un modello Regione-elettorato, in cui la Regione decide l'ammontare di spesa sanitaria. Il modello prevede anche che la Regione stabilisca il finanziamento del SSR. L'esposizione sarà divisa in due parti ben distinte. Prima di descrivere il ciclo politico elettorale all'interno di un ambiente caratterizzato da asimmetria informativa, si descrive una situazione di ottimo paretiano: l'informazione di cui godono gli elettori è allora perfetta.

Il sistema economico è caratterizzato dalla presenza di un ampio numero di cittadini identici *ex ante*. L'utilità del singolo cittadino dipende in positivo dal consumo di beni reali e dal consumo pro capite del bene sanità, e in negativo dall'incremento annuale del disavanzo riferito alla sanità. Si ipotizza che il cittadino non sia danneggiato tanto dalla quantità di debito, ma dal peggioramento del debito da un anno all'altro. In altri termini si suppone che la stabilizzazione del debito non comporti disutilità al cittadino. Il livello assoluto del disavanzo è considerato dal cittadino come una grandezza data a partire dalla quale basare le scelte

---

<sup>2</sup> Si tratta di un problema posto da studiosi italiani di finanza pubblica facenti capo a tradizioni teorico-politiche molto diverse: cfr. Artoni, pp. 354-355, citato *infra* p. 27, ma anche Reviglio 1999, pp. 92 – 95: «A fronte di una spesa sanitaria tendenzialmente crescente troviamo un finanziamento inadeguato e insieme l'irresponsabilità finanziaria di fatto delle Regioni. [...] La formazione dei disavanzi nella gestione della Sanità delle Regioni è una caratteristica ricorrente probabilmente destinata a interessare anche i prossimi anni. [...] L'insufficienza del finanziamento della spesa sanitaria delle Regioni permane, nonostante le profonde riforme del finanziamento. »

<sup>3</sup> In un contesto in cui anche le Regioni vengono maggiormente responsabilizzate per quanto riguarda l'approvvigionamento delle risorse necessarie al finanziamento delle spese sanitarie, l'incentivo all'aumento della spesa in prossimità delle elezioni tenderà a perdere rilevanza. Soprattutto se il problema dei disavanzi pregressi viene affrontato dal Governo centrale in un momento ben distante dal periodo delle elezioni regionali. Sembra questa la situazione che si è venuta a creare nell'ultimo quinquennio, dopo la riforma del titolo V della Costituzione.

relative ai consumi. La variazione da un anno all'altro di questa grandezza genera una disutilità per il cittadino poiché implica la necessità di modificare le scelte di consumo. L'elettore rappresentativo è interessato al valore atteso della propria funzione di utilità,  $E^P_t(\Gamma_t)$ , dove il pedice indica il tempo,  $E^P$  indica le aspettative basate sull'insieme di informazioni disponibili pubblicamente, infine

$$(1) \quad \Gamma_t = \sum_{s=t}^{\dots T} [U(c_s, G_s) - V(D_s - D_{s-1})] \beta^{s-t}, \text{ dove } 0 < \beta < 1$$

Nell'equazione (1),  $c$  è il consumo di beni reali da parte del cittadino rappresentativo,  $G$  è il consumo (pro capite) del livello dei servizi sanitari,  $D_s - D_{s-1}$  rappresenta l'incremento annuale del disavanzo riferito alla sanità in termini pro capite.  $U$  è una funzione regolare strettamente concava, omogenea di grado 1, con  $U_c, U_g > 0$ ;  $V$  è una funzione regolare strettamente convessa con  $V' > 0$ .

$\beta < 1$  è il tasso di sconto del cittadino rappresentativo, e  $T$  è il suo orizzonte temporale, che può anche essere infinito.

Il debito che viene a formarsi in ogni periodo è descritto dalla seguente equazione

$$(2) \quad D_{t+1} = D_t + (1 - \lambda_t) p_{Gt} G_t;$$

$\lambda_t p_{Gt} G_t$  rappresenta le risorse del bilancio regionale stanziare a copertura della spesa sanitaria, mentre  $p_{Gt} G_t$  rappresenta la spesa necessaria del sistema sanitario;  $\lambda_t$  rappresenta la quota di spesa coperta dai contributi;  $p_{Gt}$  dipende tanto dalle caratteristiche del politico in carica (ciò che nella letteratura sui cicli politici viene comunemente definita *competenza amministrativa*), quanto dallo stato del mondo, e nel nostro caso può essere interpretato come un indice di efficienza nel fornire servizi sanitari; può in effetti essere considerato un vero e proprio prezzo, in quanto frutto di una contrattazione fra Regione e fornitori dei servizi destinati al sistema sanitario.

$\lambda_t p_{Gt} G_t$  rappresenta l'insieme del prelievo fiscale al periodo  $t$ . Possiamo allora scrivere la seguente definizione contabile:

$$(3) \quad \tau_t = \lambda_t p_{Gt} G_t$$

da cui

$$(4) \quad c_t = y - \tau_t.$$

La (2) può anche essere riscritta come

$$(2 \text{ bis}) \quad (D_{t+1} - D_t) + \lambda_t p_{Gt} G_t = p_{Gt} G_t$$

che può essere facilmente interpretata come un'equazione di bilancio: per finanziare la spesa sanitaria  $p_{Gt} G_t$ , si ricorre alla fiscalità generale ( $\lambda_t p_{Gt} G_t$ ), ma la necessità di reperire risorse aggiuntive comporta la formazione del disavanzo  $D_{t+1}-D_t$ .

Vale l'ipotesi di *piena informazione*, pertanto il politico massimizza la funzione di utilità del cittadino rappresentativo ( $\Gamma_t$ ), scegliendo per ogni periodo il livello dei servizi ( $G$ ) e la quota di spesa sanitaria coperta dai contributi ( $\lambda$ ) opportuni. Dove:

$$(1) \quad \Gamma_t = \sum_{s=t} \dots T [U(c_s, G_s) - V(D_s - D_{s-1})] \beta^{s-t}$$

$$(2) \quad D_{t+1} = D_t + (1-\lambda_t) p_{Gt} G_t \geq 0$$

$$(3) \quad \tau_t = \lambda_t p_{Gt} G_t \geq 0$$

$$(4) \quad c_t = y - \tau_t \geq 0$$

Scegliere  $G_t$  e  $\lambda_t$  per ogni  $t$ , equivale a massimizzare in ogni periodo  $t$  la funzione di utilità istantanea (5)  $W = U(c, G) - \beta V$ .

Possiamo risolvere la massimizzazione di  $W$  ponendo le seguenti condizioni:

$$(6) \quad V' \text{ è crescente in } D_{s-t+1}$$

$$\delta W_t / \delta G_i = W_G$$

$$\delta W_t / \delta \lambda_i = W_\lambda$$

$$\delta U / \delta c = U_c$$

$$\delta U / \delta G = U_G$$

$$\delta V / \delta D_{s-t+1} = V'$$

Le condizioni del primo ordine conducono ai calcoli esposti nella tabella seguente:

|                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                      |                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                  |
|----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|--------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| $W_G = 0;$<br>$(\delta U / \delta c_i) (\delta c / \delta \tau_i) (\delta \tau / \delta G_i) + (\delta U / \delta G_i) - \delta V (D_s - D_{s-1}) \beta / \delta G_i = 0;$<br>$U_c (-p_{Gi} \lambda_i) + U_G - V' (\delta D_{s-t+1} / \delta G_i) \beta = 0$<br>Poiché<br>$\delta D_{s-t+1} / \delta G_i = (1-\lambda_i) p_{Gi}$<br>si ha<br>$U_c (-p_{Gi} \lambda_i) + U_G - V' (1-\lambda_i) p_{Gi} \beta = 0;$<br>$U_G = V' (1-\lambda_i) p_{Gi} \beta + U_c (p_{Gi} \lambda_i)$<br><br>Sostituendo $U_c$ con $V' \beta$ si ha,<br>$U_G = \beta V' [(1-\lambda_i) p_{Gi} + (p_{Gi} \lambda_i)] = \beta V' p_{Gi}$ | $W_\lambda = 0;$<br>$(\delta U / \delta c_i) (\delta c / \delta \tau_i) (\delta \tau / \delta \lambda_i) + 0 - \delta V (D_s - D_{s-1}) \beta / \delta \lambda_i = 0$<br>$U_c (-p_{Gi} G_i) - V' (\delta D_{s-t+1} / \delta \lambda_i) \beta = 0$<br>Poiché<br>$\delta D_{s-t+1} / \delta \lambda_i = -p_{Gi} G_i$<br>si ha<br>$U_c (-p_{Gi} G_i) + V' p_{Gi} G_i \beta = 0$<br>$U_c = V' \beta$ |
|----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|--------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|

Tabella 1 *Le condizioni del primo ordine per max  $W_t$*

Si ottengono allora

$$(8) \quad U_G(G, \lambda) = \beta V' p_G \text{ e}$$

$$(9) \quad U_c(G, \lambda) = V' \beta$$

dove  $V'$  indica il valore marginale del disavanzo. Le condizioni del primo ordine indicano la necessità di indirizzare le risorse del bilancio per finanziare il SSN fino al punto in cui il saggio marginale di sostituzione fra  $G$  e  $c$  non è pari a  $p_G$ .

Pertanto  $G^*, \lambda^*$  sono i valori che soddisfano il sistema composto dalle equazioni (8) e (9).<sup>4</sup>

Si dimostra che c'è un unico  $[G^*, \lambda^*]$  che soddisfa (8) e (9). Infatti  $U$  e  $V$  sono funzioni strettamente concave e l'insieme dei vincoli è convesso.

Per studiare il modo in cui la variazione di  $p_G$  influisce sulle condizioni di equilibrio del sistema, è necessario svolgere un esercizio di statica comparata. Lo studio dei differenziali totali di (8) e (9) ci porta a concludere che:

$$dG/d p_G \text{ è sempre } < 0$$

Dal modello, attraverso lo studio del differenziale totale, si evince dunque che un aumento di  $p_G$  – cioè un aumento dell'indice di efficienza nel fornire i servizi sanitari – comporta una riduzione del livello di risorse destinate al sistema sanitario. Ciò significa anche che il politico è tanto più capace quanto meno spende. Il risultato indica inoltre la presenza di un effetto sostituzione fra  $G$  e  $c$ : se il prezzo del bene  $G$  aumenta, allora a parità di risorse disponibili per il sistema sanitario regionale è necessario ridurre il consumo del bene  $c$ . Sappiamo poi che il valore ottimale di  $\lambda$  presenta un massimo; ciò significa che è sempre conveniente avere un po' di disavanzo<sup>5</sup>. Infine è possibile individuare una relazione che intercorre tra  $G$  e  $\lambda$ : per ogni  $p_G$  esiste uno e un solo  $G$ , e per ogni  $G$  esiste un solo  $\lambda$ . Tuttavia per ogni valore di  $\lambda$  può esistere più di un valore di  $G$ .

---

<sup>4</sup> Dal sistema composto dalle equazioni (8) e (9) si ha anche  $U_G(c, G) = p_G U_c(c, G)$ , il che implica che  $U_G/U_c = p_G$ .

<sup>5</sup> Non abbiamo imposto che nel lungo periodo il disavanzo debba essere annullato. D'altronde non è nemmeno quanto impone l'Unione Europea.



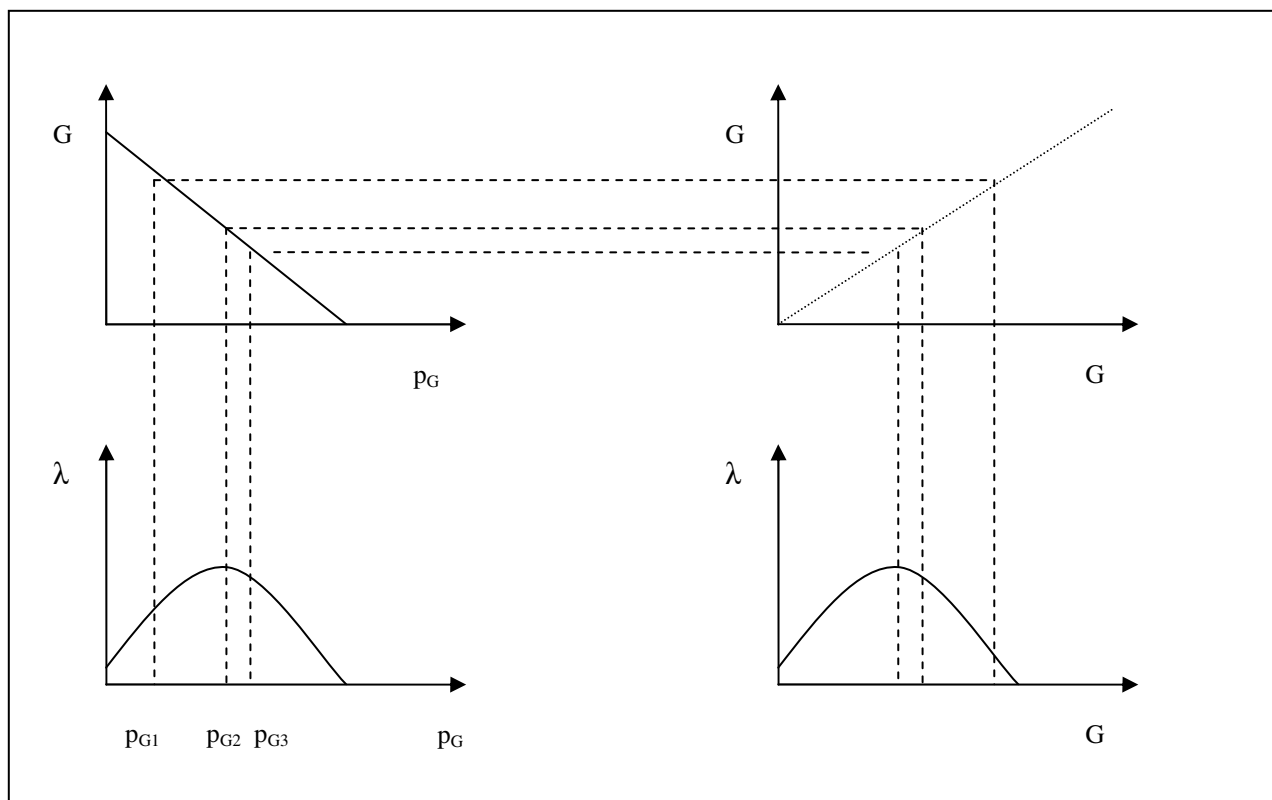


Grafico 1

Come mostra il grafico 1, dato un certo livello di  $p_G$  esiste un solo punto di ottimo ( $G^*, \lambda^*$ ) che non dipende dal ciclo elettorale.

Nel caso di informazione asimmetrica occorre definire esplicitamente la funzione di utilità del politico in carica (*incumbent*). Occorre inoltre definire il processo secondo cui evolve la competenza amministrativa che rende diverso il politico in carica da qualsiasi altro cittadino. Infine è necessario descrivere le informazioni disponibili per l'elettorato nel corso del tempo, distinguendo il periodo pre-elettorale ed il periodo post-elettorale.

Un politico è nel nostro contesto un cittadino con una particolare abilità amministrativa. Pertanto la funzione di utilità del politico può essere definita a partire dalla funzione di utilità di un cittadino comune. Anche l'utilità del politico dipende in positivo dal consumo di beni reali e dal consumo pro capite del bene sanità, e in negativo dall'incremento annuale del disavanzo riferito alla sanità. Tuttavia poiché l'incarico governativo è considerato un risultato di grande prestigio, l'*incumbent* riceve un "ego rent" addizionale, pari a  $X$ , per il periodo in cui resta in carica. Pertanto ciascun *incumbent* sceglie in ogni periodo  $G$  e  $\lambda$  massimizzando la seguente funzione di utilità istantanea:

$$(11) \quad W^I = W(p_{Gt}) + X\pi.$$

dove  $I$  indica l'*incumbent* e  $W$  è data dall'equazione (5).  $\pi$  rappresenta la probabilità che l'*incumbent* sia in carica.

E' importante fare alcune considerazioni a proposito della "ego rent", poiché a seconda del valore che essa assume, il politico sarà incentivato a tenere comportamenti diversi: se la rendita  $X$  fosse 0, il politico in carica non avrebbe alcun guadagno addizionale rispetto ai cittadini comuni, e proprio per questo motivo un'esplicita dichiarazione della propria capacità di governare sarebbe credibile. Di conseguenza la Regione non avrebbe motivo di segnalare la propria competenza amministrativa variando l'allocazione delle risorse nell'imminenza delle elezioni. L'esplicita dichiarazione della propria competenza diventa invece sempre meno credibile al crescere di  $X$ . Ne consegue che per  $X > 0$  la Regione è incentivato alla segnalazione indiretta della propria competenza.

La rendita  $X$  assume inoltre un ruolo fondamentale nell'efficacia del segnale. Più  $X$  è alto, più il politico deve rafforzare i segnali indiretti della propria competenza amministrativa, cambiando l'allocazione delle risorse. Questo ha un impatto negativo sull'utilità dei cittadini, compresa quella del politico in carica. Tuttavia quando  $X$  è molto alta, l'impatto negativo sulla funzione di utilità del politico in carica, causato dal cambiamento nell'allocazione delle risorse, è più che compensato dal valore della "ego rent".

Per ciascun individuo  $i$ , quindi anche per il politico in carica, è possibile associare un indice di efficienza che evolve secondo un processo stocastico in media mobile definito come segue:

$$(12) \quad p_{Gt}^i = \alpha_t^i + \alpha_{t-1}^i,$$

l'efficienza dell'individuo  $i$  – interpretabile anche come il prezzo che egli è in grado di contrattare per i servizi sanitari – dipende da due indici di efficienza, uno per l'anno corrente ( $\alpha_t^i$ ), l'altro per l'anno precedente ( $\alpha_{t-1}^i$ ). Ciascun  $\alpha$  dipende dallo stato del mondo e dalla competenza amministrativa<sup>6</sup>, pertanto dato uno stato del mondo, più un individuo è competente più l'indice di efficienza  $\alpha$  è basso. Tutti gli agenti presenti nel sistema economico sono teoricamente in grado di ricoprire il ruolo di leader politico. Tuttavia, in ciascun momento, esistono delle differenze nelle abilità amministrative individuali. Pertanto ciascuno di questi indici  $\alpha$  è distribuito come una variabile casuale di Bernoulli con  $\rho := \text{prob}(\alpha = \alpha^H)$  e  $1 - \rho := \text{prob}(\alpha = \alpha^L)$ ,  $\alpha^H > \alpha^L > 0$ . Gli  $\alpha$  sono indipendenti tra gli agenti e nel tempo. L'assunzione che l'indice di efficienza segua una processo a media mobile è giustificabile sottolineando come questo dipende oltre che da eventi assolutamente casuali,

---

<sup>6</sup> La competenza amministrativa può essere interpretata come la capacità propria del politico di implementare piani sanitari efficienti e di contrattare con i fornitori dei servizi.

anche dalla competenza amministrativa; quest'ultima pur cambiando nel tempo, non si modifica in maniera repentina. L'assunzione che la memoria degli eventi passati sia limitata solo a un periodo [processo MA(1)] semplifica la nostra analisi senza farci perdere di generalità. Detto in altri termini il modello è de-trendizzato rispetto all'apprendimento.

Le elezioni si tengono ad intervalli regolari. Il politico in carica può partecipare alle elezioni un numero indefinito di volte. Il candidato dell'opposizione (*opponent*) è scelto casualmente all'interno della popolazione. Data la struttura informativa, la differenza fondamentale tra l'*incumbent* e l'*opponent* sta nel fatto che solo il primo può segnalare la propria competenza agli elettori: l'elettorato può inferire qualcosa sull'abilità amministrativa dell'*incumbent*, mentre non conoscendo l'abilità dell'*opponent* gli assegnano in media un'abilità pari alla media delle abilità della popolazione. Per gli elettori la scelta sta fondamentalmente tra rieleggere l'*incumbent* o selezionare del tutto casualmente un'agente dalla popolazione.

Gli elettori al tempo  $t$  osservano le tasse  $\tau_t$  e il livello dei servizi sanitari  $G_t$  e utilizzano questa informazione per fare inferenza riguardo al livello del disavanzo [ $D_{t+1}-D_t$ ] e sul valore dell'indice di efficienza  $\alpha_t^I$  da attribuire al politico in carica. Eppure essi non possono avere conferma di queste previsioni fino al periodo seguente. Nel periodo  $t+1$  il livello del disavanzo stabilito dalla Regione al periodo  $t$  si realizza e gli elettori osservano  $\alpha_t^I$ . L'*incumbent* ha un vantaggio informativo rispetto agli elettori perché conosce l'indice di efficienza  $\alpha_t^I$  in anticipo.

La plausibilità di questa struttura informativa può essere giustificata sottolineando come sia costoso per un individuo monitorare e valutare la *performance* del governo. In equilibrio ciascun individuo può inferire l'indice di efficienza per l'anno corrente  $\alpha_t$  da  $G_t$  e  $\tau_t$ : tanto le tasse, quanto le spese sostenute per il SSN sono variabili che gli individui hanno bisogno di conoscere e che possono osservare abbastanza facilmente. D'altra parte può invece essere più complesso per il singolo cittadino conoscere il livello corrente dell'indice di efficienza  $p_{G_t}$  e quindi del disavanzo.

Chiaramente se alcuni gruppi di cittadini fossero in grado di monitorare la Regione e trasmettessero informazioni credibili e in media poco costose per gli altri cittadini, allora nell'analisi seguente non si potrebbero avere cicli economico-politici, e saremmo nella situazione di piena informazione precedentemente descritta. E' chiaro che né l'*opponent*, né

l'*incumbent* possono svolgere questo compito informativo, dal momento che le loro dichiarazioni potrebbero essere prive di credibilità, dato un "ego rent"  $X > 0$ <sup>7</sup>.

|                                                                                |                                                                                          |
|--------------------------------------------------------------------------------|------------------------------------------------------------------------------------------|
| L' <i>incumbent</i> osserva $\alpha_t$ e fissa $\tau_t$ ,<br>$G_t$ e $D_{t+1}$ | Gli elettori prima osservano $\tau_t$ , $G_t$ ,<br>$D_t$ , $\alpha_{t-1}$<br>poi votano. |
|--------------------------------------------------------------------------------|------------------------------------------------------------------------------------------|

Fig. 1 Il Timing degli Eventi

Gli elettori non conoscono l'indice di efficienza  $\alpha_t^I$ , né hanno modo di inferire  $\alpha_t^O$  e  $\alpha_t^I$  ( $O$  all'apice indica che si tratta della competenza riferita all'*opponent*,  $I$  all'apice si riferisce invece all'*incumbent*). Tutto quel che gli elettori conoscono rispetto al candidato dell'opposizione è la distribuzione di probabilità di  $\alpha$  nei due periodi.

|                  |              |                  |  |                                                        |
|------------------|--------------|------------------|--|--------------------------------------------------------|
| <i>Incumbent</i> |              |                  |  | <i>Cittadino/elettore rappresentativo</i>              |
| Conosce          | $\alpha_t^I$ | $\alpha_{t-1}^I$ |  | Conosce $\alpha_{t-1}^I$                               |
| Non conosce      | $\alpha_t^O$ | $\alpha_{t-1}^O$ |  | Non conosce $\alpha_t^I$ $\alpha_t^O$ $\alpha_{t-1}^O$ |

Fig. 2 Indici di efficienza noti e non noti

Per decidere chi votare, l'elettore rappresentativo confronta la propria utilità attesa di avere al governo l'*incumbent* con quella di avere al governo l'*opponent*. Indico con  $W^C$  la funzione di utilità attesa del cittadino/elettore rappresentativo la cui struttura conoscitiva è quella precedentemente descritta (vedi figura 2) dal momento che non ritiene credibili le dichiarazioni dell'*incumbent*.

<sup>7</sup> Se  $X > 0$ , l'*incumbent* per farsi rieleggere offre un mix di politiche sub-ottimali  $(G, \lambda)$ , se la perdita di utilità che si ha in questo caso è minore di  $X$ .  
Se  $X = 0$ , l'*incumbent* è incentivato a comportarsi come un qualsiasi cittadino; quindi se ai cittadini conviene cambiare governo, allora conviene anche all'*incumbent*.

Si devono distinguere due casi: la figura 3 riporta i valori di  $W^C$  nel periodo elettorale e nel periodo non elettorale.

| <u>Periodo elettorale</u>                                                                                 | <u>Periodo al di fuori dalle elezioni</u> |
|-----------------------------------------------------------------------------------------------------------|-------------------------------------------|
| $W^C =$<br>$E(W   \alpha^I_{t-1})$ se elegge l' <i>incumbent</i><br>$E(W^O)$ se elegge l' <i>opponent</i> | $W^C = E(W   \alpha^I_{t-1})$             |

Fig. 3 Funzione di utilità attesa dell'elettore

La figura 4 riporta invece i valori assunti dalla funzione di utilità del politico in carica nel periodo elettorale e nel periodo in cui non ci sono elezioni.

| <u>Periodo elettorale</u>                                     | <u>Periodo al di fuori dalle elezioni</u> |
|---------------------------------------------------------------|-------------------------------------------|
| $W^I =$<br>$W(p_G^I) + X$ se eletto<br>$E(W^O)$ se non eletto | $W^I = W^*(p_G^I) + X$                    |

Fig. 4 Funzione di utilità dell'incumbent

E' importante notare che il valore della funzione di utilità dell'*incumbent* assume valori ottimali nel periodo in cui non si tengono le elezioni; infatti in questo periodo le dichiarazioni dell'*incumbent* sono credibili. Invece nel periodo elettorale le dichiarazioni dell'*incumbent* potrebbero essere non credibili, pertanto vale che  $W^*(p_G^I) \geq W(p_G^I)$ . Dal momento che fuori dal periodo elettorale le dichiarazioni dell'*incumbent* sono credibili, l'utilità dei cittadini è  $W^C = W^*(p_G^I)$ . Se i cittadini sono razionali vale allora quanto descritto nella figura seguente.

| <u>Periodo elettorale</u>                                                                                 | <u>Periodo al di fuori dalle elezioni</u> |
|-----------------------------------------------------------------------------------------------------------|-------------------------------------------|
| $W^C =$<br>$E(W   \alpha^I_{t-1})$ se elegge l' <i>incumbent</i><br>$E(W^O)$ se elegge l' <i>opponent</i> | $W^C = W^*(p_G^I)$                        |

Fig. 3 bis

Nel caso in cui si è in presenza di informazione asimmetrica, l'*incumbent* competente, per segnalare la propria competenza, può pervenire ad un equilibrio sub-ottimale. Infatti dato il livello di efficienza  $p_{G2}$ , l'*incumbent* offre un livello di servizi sanitari  $G_3$  e un livello di contribuzione  $\lambda_3$ , invece di offrire  $G_2$  e  $\lambda_2$ .

Quando la Regione non è nel periodo elettorale sceglie in modo ottimale e l'equilibrio coincide con il caso di piena informazione.

Gli equilibri del sistema ai quali si può pervenire nel periodo elettorale dipendono in questo caso dai valori che  $p_G$  può assumere. Si possono avere tre casi:

- (a)  $p_{G1}$  tale che  $\alpha_t$  e  $\alpha_{t-1}$  assumono entrambe valori alti (*incumbent* non competente)
- (b)  $p_{G2}$  tale che  $\alpha_t$  e  $\alpha_{t-1}$  assumono l'una un valore alto e l'altra un valore basso<sup>8</sup>.
- (c)  $p_{G3}$  tale che  $\alpha_t$  e  $\alpha_{t-1}$  assumono entrambe valori bassi (*incumbent* competente)

| Utilità del cittadino in caso di vittoria di |                 |            |
|----------------------------------------------|-----------------|------------|
| Opponent                                     | Incumbent       |            |
|                                              | poco efficiente | efficiente |
| $E(W^0)$                                     | $W^C_H$         | $W^C_L$    |

Fig. 5 Utilità del cittadino a seconda dell'esito delle elezioni

L'utilità del cittadino in caso di vittoria dell'*opponent* è  $E(W^0)$ , interpretabile come una media tra  $W^*(p_{G1})$ ,  $W^*(p_{G2})$ ,  $W^*(p_{G3})$ . Si ha infatti:

*utilità del cittadino nel caso di vittoria dell'opponent*

$$E(W^0) = W^*(p_{G1}) \rho^2 + W^*(p_{G2}) 2\rho(1-\rho) + W^*(p_{G3}) (1-\rho)^2$$

$$\text{con, } W^*(p_{G1}) < W^*(p_{G2}) < W^*(p_{G3}) \text{ e } W^*(p_{G1}) < E(W^0) < W^*(p_{G3})$$

Invece, l'utilità del cittadino nel caso di vittoria dell'*incumbent* di cui non si conosce  $\alpha_t$ , cambia a seconda della natura dell'*incumbent*. Sempre riferendoci alla figura 5 si potranno allora avere due casi:

<sup>8</sup> Risulta ininfluenza quale  $\alpha$  assume il valore alto, data l'ipotesi sulla forma del processo stocastico.

*utilità del cittadino nel caso di vittoria dell'incumbent poco efficiente*

$$W_H^C = \rho W(\alpha_t^H + \alpha_{t-1}^H) + (1-\rho)W(\alpha_t^L + \alpha_{t-1}^H) = \rho W(p_{G1}) + (1-\rho)W(p_{G2})$$

*utilità del cittadino nel caso di vittoria dell'incumbent efficiente*

$$W_L^C = \rho W(\alpha_t^H + \alpha_{t-1}^L) + (1-\rho)W(\alpha_t^L + \alpha_{t-1}^L) = \rho W(p_{G2}) + (1-\rho)W(p_{G3})$$

Analizziamo il caso in cui l'*incumbent* è incentivato alla segnalazione alla luce dei *pay off* assegnati al cittadino (Fig. 5). Le considerazioni che seguono pongono a confronto i criteri di scelta del politico in carica - che deve decidere se segnalarsi o meno ai cittadini aumentando il livello di spesa sanitaria - con i criteri di scelta dell'elettore, che si trova ad esprimere la sua preferenza sul futuro governo regionale.

$$(a) W(p_{G2}) - E(W^0) > 0$$

(a.1) Discutiamo il caso di un *incumbent* incompetente nel periodo  $t-1$  ( $\alpha_{t-1}^H$ ), ma competente nel periodo delle elezioni  $t$  ( $\alpha_t^L$ ). Se questo si segnala raggiungendo un livello di servizi sanitari  $G$  maggiore rispetto al quantitativo associato ad un livello di efficienza pari a  $p_{G2}$ , non risulterà credibile. Infatti i cittadini sanno che al massimo la sua efficienza può raggiungere il livello  $p_{G2}$ .

Assumiamo allora che l'*incumbent* si segnali con una quantità associata ad un livello di efficienza pari a  $p_{G2}$ . Anche in questo caso i cittadini sanno che questa segnalazione potrebbe essere falsa. Quindi il *pay off* atteso dai cittadini sarà quello associato all'*incumbent* poco efficiente,  $W_H^C$  che risulta minore di  $E(W^0)$ . Pertanto l'*incumbent* non sarà eletto, quindi non sarà incentivato a segnalarsi.

*In sintesi poiché la common knowledge conduce a non considerare credibile l'incumbent, si ha  $W(p_{G2}) \Rightarrow W_H^C < E(W^0)$*

(a.2) Un *incumbent* competente nel periodo  $t-1$  ( $\alpha_{t-1}^L$ ), ma incompetente nel periodo delle elezioni  $t$  ( $\alpha_t^H$ ), non ha alcun incentivo a segnalarsi, ma in questo caso i cittadini poiché percepiscono il politico in carica come un governatore competente interpreteranno il livello dei servizi sanitari associati a  $p_{G2}$  come una segnalazione, dunque lo voteranno. L'*incumbent*

offrirà allora un livello di servizi sanitari associato al livello di efficienza  $p_{G2}$ , che è esattamente quanto è in grado di offrire. *In sintesi si ha  $W(p_{G2}) > E(W^0)$*

(b) Se  $W(p_{G2}) - E(W^0) < 0$

(b.1) Un *incumbent* incompetente nel periodo  $t-1$  ( $\alpha^H_{t-1}$ ), ma competente nel periodo delle elezioni  $t$  ( $\alpha^L_t$ ), potrebbe segnalarsi raggiungendo il livello di efficienza  $p_{G2}$ , ma in questo caso comunque i cittadini – in base all’osservazione del periodo pre-elettorale – non lo voterebbero, pertanto in questo caso l’*incumbent* non si segnala. *In sintesi si ha  $E(W^0) > W(p_{G2})$*

(b.2) Un *incumbent* competente nel periodo  $t-1$  ( $\alpha^L_{t-1}$ ), ma incompetente nel periodo delle elezioni  $t$  ( $\alpha^H_t$ ), è incentivato a segnalarsi, offrirà allora il livello di servizi sanitari associato a  $p_{G3}$ . Si tratta proprio del caso in cui aumentano le risorse destinate ai servizi sanitari, senza però che si verifichi un aumento dell’efficienza (cioè una riduzione del prezzo). *Si ha  $W(p_{G3}) > E(W^0)$ .*

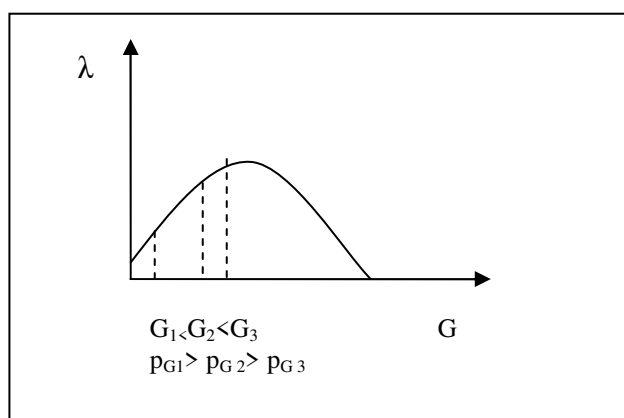


Grafico 2

Dal grafico si deduce che se ci troviamo nel tratto crescente della parabola di coordinate  $\lambda$ ,  $G$ , (dove  $\lambda$  è la quota di spesa coperta dai contribuiti, mentre  $G$  è il livello dei servizi sanitari) vale che all’aumentare del prezzo  $p_G$ , sia la quantità del bene sanità, che la copertura per le spese ( $G$  e  $\lambda$ ) diminuiscono<sup>9</sup>. Se c’è segnalazione - cioè nel caso in cui vale la condizione (b),  $W(p_{G2}) - E(W^0) < 0$  - questo comporta maggiori spese per la sanità a livello

<sup>9</sup> Dal punto di vista analitico ciò significa che  $(\lambda_3 - \lambda_2) / \lambda_2 + (G_3 - G_2) / G_2 > 0$ .



regionale. Tuttavia, se ci troviamo nel tratto decrescente della medesima curva all'aumentare del prezzo  $p_G$ ,  $G$  diminuisce, ma  $\lambda$  aumenta. In questo caso, in presenza di segnalazione non possiamo sapere se si ha uno stanziamento maggiore o minore di quanto sarebbe ottimale:  $G$  aumenterebbe ma  $\lambda$  diminuirebbe, pertanto non sapremmo come varia  $G\lambda$ .

Dal modello si può dunque evincere che nei periodi elettorali la spesa sanitaria a livello regionale ( $p_G G$ ) risulta maggiore del livello ottimale; tuttavia non possiamo trarre alcuna conclusione riguardo all'insieme dei contributi regionali destinati al finanziamento della sanità ( $\lambda p_G G$ ).

Possiamo concludere che: se un *incumbent* è competente nel periodo pre-elettorale, ma incompetente nel periodo delle elezioni allora egli è incentivato a segnalarsi. Si segnalerà aumentando nel periodo elettorale la quantità offerta di servizi sanitari al di sopra del livello ottimale. Questo implicherà la necessità di reperire risorse per aumentare i fondi destinati alla sanità.

Il modello mostra allora come nei periodi elettorali vi possa essere un incentivo all'aumento dei fondi destinati alla sanità da parte della Regione, dunque un aumento del debito, per opportuni valori di  $\lambda$ . Data la struttura della funzione di utilità del cittadino rappresentativo, per evitare una diminuzione del livello di utilità dei suoi elettori, la Regione se crea disavanzo deve assumersi anche l'onere di ottenere un incremento del trasferimento destinato alla sanità.

### ***Il modello Stato-Regioni***

Il modello appena proposto appare adatto a spiegare una situazione del tipo Regione-elettori, in cui le Regioni hanno una propria autonomia finanziaria. Anche in un contesto del genere in occasione delle elezioni possono crearsi le condizioni per un aumento del debito. Passiamo ora a studiare le conseguenze che il ciclo elettorale opportunistico innescato dal governatore regionale determina sulle scelte di bilancio dello Stato. Si potranno così le basi per fare alcune considerazioni sui comportamenti tenuti dal Governo centrale e dalle Regioni in Italia tanto nel contesto successivo alla prima riforma del SSN (D.Lgs. 502/1992, integrato dal D.Lgs. 517, 1993), quanto nel contesto successivo alla seconda riforma del SSN (D. Lgs. 229/99)<sup>10</sup>. Nel ragionamento che segue ipotizziamo che le Regioni si comportino come un unico agente interagendo con il Governo centrale.

---

<sup>10</sup> La prima riforma prevede la funzione di programmazione del SSN resti accentrata, ma conduce all'aumento delle competenze regionali. La seconda riforma del SSN rafforza l'autonomia delle Regioni, cui spetta la

Possiamo assumere che l'obiettivo del Governo centrale consista nel controllo dell'entità del disavanzo:

$$(I) \quad D_{t+1} = D_t + D_t i + (1-\lambda) p_G G N$$

dove:

$D_{t+1}$  indica il debito che viene a formarsi in ogni periodo;

$N$  rappresenta il numero delle Regioni; dal momento che consideriamo le diverse Regioni come un'unica coalizione, poniamo  $N = 1$

$G$  indica la quantità pro capite del bene sanità;

$p_G$  indica il prezzo del bene sanità;

$\lambda$  rappresenta la quota di copertura delle spesa sanitaria che la Regione ha a disposizione; la Regione non ha qui alcuna autonomia fiscale, pertanto la quota di copertura della spesa sanitaria che il Governo destina al SSR, proviene esclusivamente dalla fiscalità generale ( $\lambda p_G G = \tau$ ) e può non coprire l'intero ammontare delle spese sanitarie regionali. Pertanto  $1-\lambda$  rappresenta la quota dei servizi sanitari che va ad accrescere il debito.

$i$  rappresenta il tasso di interesse sul debito accumulato; porremmo  $i$  pari a 0. Questa assunzione semplifica l'analisi senza perdere capacità esplicativa considerato l'oggetto della nostra indagine.

Date le ipotesi appena fatte possiamo riscrivere l'equazione (I) nella forma seguente:

$$(I.1) \quad D_{t+1} = D_t + (1-\lambda) p_G G$$

Possiamo indicare il vincolo alle scelte finanziarie del Governo centrale riferendoci al rapporto debito/PIL, ( $D_t/Y_t$ ):

$$(II) \quad D_t/Y_t \leq \gamma$$

da cui  $\Delta D_t/\Delta Y_t \leq \gamma$  ;

$$\Delta D_t \leq \gamma \Delta Y_t$$

Si può pensare al vincolo espresso dall'equazione (II) semplicemente come all'applicazione di quanto il Trattato di Maastricht del 1992 prevede.

Concentriamoci su  $\Delta D_t$  . Esso è uguale a  $D_{t+1} - D_t$ . Pertanto si ha che:

---

responsabilità di gestire e organizzare l'offerta dei servizi e le coinvolge nella responsabilità di definire con il governo il PSN e il fabbisogno complessivo del SSN.

$$\Delta D_t = (1-\lambda) p_G G.$$

Possiamo allora scrivere il tutto senza specificare l'indice temporale t:

$$(1-\lambda) p_G G \leq \gamma \Delta Y, \text{ da cui}$$

Sostituendo  $\gamma$  con  $D/Y$ , si ottiene:

$$(III) \quad (1-\lambda) p_G G \leq \frac{D}{Y} (\Delta Y)$$

Si può allora ottenere il valore di  $\lambda$  che garantisce l'obiettivo dello Stato:

$$(IV) \quad \lambda \geq 1 - \frac{D\dot{y}}{p_G G}$$

dove  $\Delta Y/Y = \dot{y}$ , che indica il tasso di crescita del PIL che si assume esogeno e costante. Il livello ottimale  $\lambda^*$  può allora essere scelto<sup>11</sup>:

$$(V) \quad \lambda^* = 1 - \frac{D(\dot{y})}{p_G G}$$

Il Governo centrale fissa  $\lambda$  ma è incerto – proprio come i cittadini – sui valori di  $p_G$  e di  $G$ . Proprio come gli elettori descritti nelle pagine precedenti il Governo centrale cerca di inferire  $p_G$  osservando il livello di  $G$ .

Scriviamo la funzione di utilità che descrive il comportamento della Regione:

$$(5.1) \quad W = U(y - \tau, G) - \beta V(D_{t+1} - D_t) [(1-\lambda) p_G]$$

dove

$y - \tau = c$  indica il consumo pro capite di beni reali

$\tau = \lambda p_G G$  indica l'insieme delle risorse ottenute per finanziare il bene sanità ( $G$ )

$p_G$  indica il prezzo del bene sanità

$D_{t+1} = D_t + (1-\lambda) p_G G$  indica il debito che viene a formarsi in ogni periodo

Posto  $(1-\lambda) p_G G = D_{t+1} - D_t = \Delta$ , possiamo scrivere la funzione di utilità della Regione nel modo seguente:

$$(5.2) \quad W = U(y - \lambda p_G G) - \beta V(\Delta)$$

Andiamo ora a massimizzare la funzione di utilità della Regione. A fronte di un dato  $\lambda$  fissato dal Governo centrale, le condizioni del primo ordine si limitano a:

<sup>11</sup> Se  $i$  fosse diverso da 0 il valore di  $\lambda^*$  cambierebbe nel modo seguente:  $\lambda^* = 1 - \frac{D(\dot{y} - i)}{p_G G}$ . Occorrerebbe dunque valutare le implicazioni nel campo della politica monetaria.

$$W_G = 0$$

$$(U_c)(-\lambda p_G) + U_G - \beta V' (1 - \lambda) p_G = 0$$

da cui

$$(VI) \quad U_G = [\lambda U_c + \beta (1 - \lambda) V'] p_G$$

L'equazione (IV) indica una relazione positiva e decrescente fra  $G$  e  $p_G$ .  $V$  è infatti una funzione di disutilità lineare, pertanto  $V'$  è costante. Supponiamo che le variazioni di  $G$  siano meno che proporzionali rispetto al variare di  $p_G$ . Ne consegue che all'aumentare di  $p_G$ ,  $G$  diminuisce

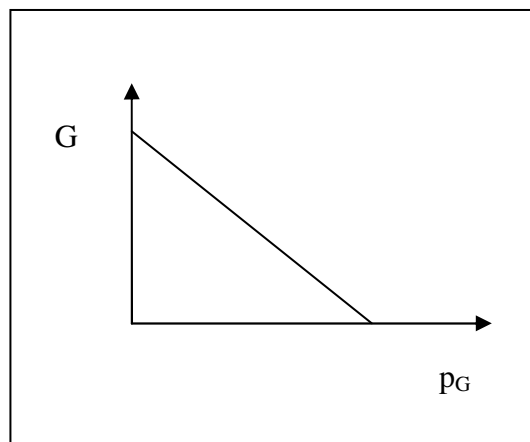


Grafico 3

Per ogni dato  $\lambda$  fissato dal governo si può dunque definire una funzione di reazione per la Regione,  $G = R(p_G, \lambda)$ .

Tuttavia il comportamento della Regione risente del ciclo politico elettorale.

Se la Regione non si trova in un periodo elettorale, la relazione che intercorre fra la quantità di bene sanità ( $G$ ) e il suo prezzo ( $p_G$ ) non presenta anomalie: all'aumentare del

prezzo,  $G$  diminuisce (meno che proporzionalmente) e viceversa:  $\frac{dG}{dp_G} \frac{p_G}{G} \leq 1$ .

Il Governo centrale fissa  $\lambda$  dopo aver osservato la quantità dei servizi sanitari ( $G$ ) erogati dalla Regione: a seguito dell'aumento di  $G$ , il Governo si aspetta che tale aumento avvenga perché  $p_G$  è diminuito. Da ciò inferisce una riduzione della spesa sanitaria ( $p_G G$ ) e la possibilità di ridurre la quota di copertura  $\lambda^*$ . Viceversa, nel caso si assista ad una diminuzione di  $G$ , il

comportamento ottimale del Governo centrale - descritto dalla (IV)  $\lambda \geq 1 - \frac{Dy}{p_G GN}$  - consiste

in un aumento di  $\lambda^*$ .

Nell'anno in cui si tengono le elezioni regionali, invece, la Regione ha convenienza ad aumentare il livello dei servizi sanitari offerti per ragioni legate al ciclo politico piuttosto che per ragioni conseguenti ad un'effettiva riduzione dei costi di erogazione dei servizi offerti, pertanto  $G$  aumenta<sup>12</sup>. Se l'aumento di  $G$  avviene per ragioni legate alla riduzione dei costi - a seguito di una reale capacità amministrativa del politico in carica - la spesa sanitaria ( $p_G G$ ) diminuisce. La riduzione di  $\lambda$  da parte del Governo centrale rappresenterebbe una scelta ottimale.

Se invece l'aumento del livello di prestazioni sanitarie avviene senza che ci sia un aumento dell'efficienza (dunque una riduzione di  $p_G$ ), la spesa sanitaria ( $p_G G$ ) aumenterebbe. Tuttavia, il Governo centrale non riesce a discernere se  $G$  aumenta per ragioni di efficienza o per ragioni legate al ciclo. Lo Stato osserva un aumento del livello dei servizi sanitari, ma non sa se  $G$  aumenta per ragioni legate al ciclo politico oppure perché il Governo regionale è davvero efficiente e riesce a spuntare un prezzo migliore nella fornitura dei servizi sanitari. Posto di fronte a questa situazione è razionale per il Governo centrale interpretare come veritiero il segnale proveniente dalla Regione e ridurre la quota di copertura  $\lambda$  destinata al SSR. Siccome è probabile che in prossimità delle elezioni regionali l'aumento di  $G$  non corrisponda ad una diminuzione di  $p_G$ , la quota di copertura ( $\lambda$ ) potrebbe rivelarsi insufficiente. Il sottofinanziamento del SSR troverebbe così una spiegazione lineare.

Il sottofinanziamento crea debito e lo Stato rischia di non rispettare il vincolo cui deve sottostare ( $D_t/Y_t > \gamma$ ). Le operazioni di ripiano dei disavanzi pregressi in prossimità delle elezioni regionali appaiono allora come un intervento volto a compensare l'aumento del debito. E' dunque razionale per un Governo centrale promettere alle Regioni delle risorse aggiuntive attraverso l'emanazione di un decreto per il ripiano dei disavanzi pregressi. L'alternativa per il Governo centrale sta nel rinunciare al ripiano dei disavanzi pregressi concedendo un aumento dei finanziamenti: ma questa scelta farebbe esplodere le spese, inducendo la Regione ad aumentare la quantità di servizi sanitari anche in un periodo non elettorale, il che condurrebbe ad una situazione inefficiente incompatibile con il vincolo al quale lo Stato è soggetto.

### *Un commento ai risultati teorici*

---

<sup>12</sup> Il modello di ciclo politico elettorale precedentemente illustrato mostra infatti che l'aumento dei servizi sanitari rappresenta una scelta ottimale per un politico in carica che è stato competente durante il suo mandato ma - successivamente ad uno shock esogeno - è divenuto incompetente nell'anno delle elezioni.

La situazione può essere descritta nei seguenti termini: con la chiusura della legge finanziaria relativa all'anno in cui si tengono le elezioni regionali, il Governo centrale si trova a dover scegliere che tipo di finanziamento mettere a disposizione delle Regioni. Il Governo centrale sa che la Regione nell'anno in cui si tengono le elezioni amministrative è incentivata comunque a spendere di più di quanto avrà a disposizione. Pertanto non è detto che un aumento della quantità dei servizi sanitari offerti dalla Regione corrisponda ad una riduzione dei costi del servizio. L'obiettivo dello Stato è preservare gli equilibri finanziari, pertanto appare obbligata la scelta di concedere alla Regione un finanziamento minore rispetto al trend passato. Tuttavia questo sottofinanziamento comporta la creazione di debito. Al Governo centrale spetta dunque una scelta ulteriore: stabilire se far accompagnare o meno questo sottofinanziamento ad un ripiano dei disavanzi pregressi. La scelta di non ripianare i disavanzi pregressi ha delle ricadute sull'esercizio futuro. Significa semplicemente che nell'esercizio successivo il Governo centrale si troverebbe di fronte ad un debito ancora maggiore, dato dai disavanzi pregressi sommati al nuovo disavanzo che la Regione nell'anno delle elezioni amministrative genera. La Regione ha quindi il vantaggio della prima mossa: una volta che ha contratto debiti o ha iniziato progetti pluriennali di spesa, si trova di fatto nella condizione di costringere il Governo centrale a saldare i debiti o a finanziare questi progetti. Nell'assenza di un vincolo che responsabilizzi la Regione – per esempio condizionando l'operazione di ripiano ad una compartecipazione della Regione attraverso risorse proprie – il Governo centrale preferisce ripianare.

In prossimità delle elezioni regionali è probabile che si assista ad una riduzione dei finanziamenti alla Regione da parte del Governo centrale, ad un aumento della spesa sanitaria da parte della Regione e ad un ripiano dei disavanzi pregressi da parte del Governo centrale. Questo è quanto cercheremo di analizzare sotto il profilo empirico.

### ***L'analisi empirica: i dati***

Le analisi empiriche di seguito proposte utilizzano innanzitutto i dati ISTAT sul Conto Economico degli Enti sanitari locali per gli anni che vanno dal 1980-2005. In particolare si presterà attenzione a:

- l'andamento nel tempo del disavanzo ( $Dis_t$ ). Il disavanzo è qui calcolato come differenza tra il totale delle entrate correnti e il totale delle uscite complessive (al netto dei contributi da enti pubblici per gli investimenti).
- l'andamento nel tempo della spesa sanitaria, o più precisamente all'andamento della

variazione da un anno all'altro delle uscite correnti degli Enti sanitari locali (Y)<sup>13</sup>;

Osservando la variazione percentuale dell'uscite del Conto Economico degli Enti sanitari fra il 1980 e il 2005, si nota in prossimità delle scadenze elettorali 1985, 1990, 2000 e 2005, una diminuzione dei valori. Questa osservazione sembra in linea con quanto sostenuto dall'analisi sinora svolta: per il Governo centrale è razionale diminuire per l'anno elettorale il finanziamento del sistema sanitario regionale

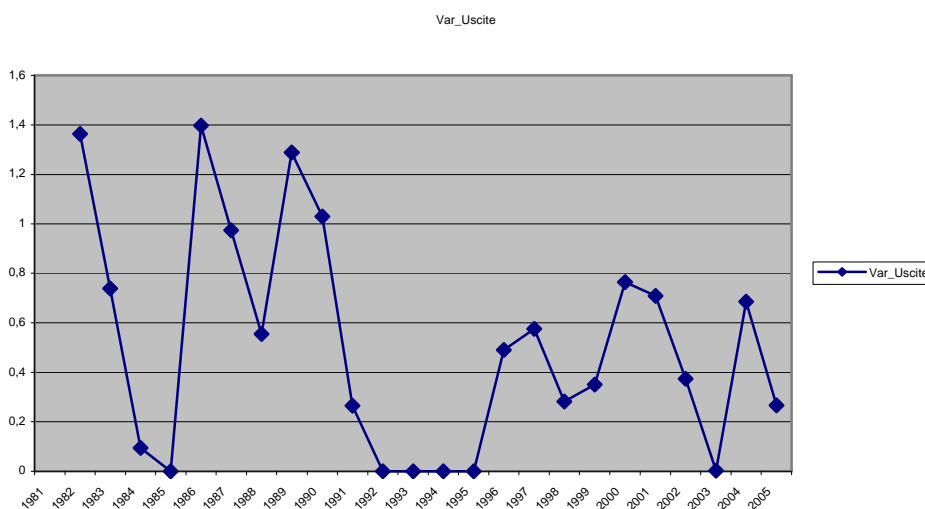


Grafico 4 - *Variazione percentuale delle uscite*  
(dati ISTAT, Conto Economico degli Enti sanitari locali, anni 1980-2005 )

Le analisi empiriche condotte da altri studiosi sulla spesa sanitaria hanno dimostrato che il suo andamento è spiegabile a partire dall'andamento della popolazione anziana (over 65), dal numero di medici per 1000 abitanti, dal numero medio di posti letto per ospedale (cfr.

<sup>13</sup> Per analizzare la spesa corrente totale è necessario considerare le spese per beni e servizi erogate direttamente dall'istituzione pubblica (servizi ospedalieri e servizi medici ambulatoriali), le spese erogate in regime di convenzione (assistenza farmaceutica, assistenza medico generica, assistenza ospedaliera in case di cura private, assistenza protesica e balneotermale e altra assistenza costituita principalmente da assistenza integrativa e domiciliare), la spesa per i servizi amministrativi e per gli interessi passivi, le imposte e le tasse, i premi di assicurazione e le contribuzioni diverse a carico delle istituzioni pubbliche. I dati sono stati rilevati dall'Istat a livello regionale (secondo il sistema dei conti europei SEC 95): per le Aziende sanitarie locali e le Aziende ospedaliere è stata utilizzata la rilevazione dei conti economici curata dal Ministero della salute; per gli Istituti di ricovero e cura a carattere scientifico e per i Policlinici universitari un'indagine di natura censuaria sui flussi di bilancio condotta dall'Istat; per gli Enti di assistenza le informazioni sono state acquisite direttamente dagli enti titolari; per l'Amministrazione statale si dispone dei flussi di bilancio messi a disposizione del Ministero dell'economia e delle finanze, analizzati secondo una classificazione economico-funzionale a partire dalla quale è possibile individuare la spesa sostenuta nel campo della sanità; per le Amministrazioni territoriali si dispone di indagini Istat sui rendiconti in cui la spesa è analizzata secondo una classificazione economico funzionale. I dati ISTAT sarebbero tuttavia viziati da un errore (volontario) nella contabilità del Ministero della salute. Pertanto la spesa sanitaria per il 2000 risulterebbe sottostimata (Reviglio 2001, p. 19). Nelle elaborazioni che seguono tuttavia non abbiamo apportato alcuna correzione ai dati che l'ISTAT ci ha messo a disposizione.

ad esempio Bordignon e Turati 2005, p. 31-32). Purtroppo nell'arco temporale che interessa le analisi empiriche che qui presentiamo abbiamo a disposizione i soli dati ISTAT sull'andamento nel tempo della popolazione (Pop) e della popolazione anziana (Pop65), per il periodo 1982-2005.

I modelli econometrici che sottoporremo a stima saranno costruiti a partire da queste variabili.

Definiremo inoltre delle variabili *dummy* per dar conto dei fenomeni politico-istituzionali rilevanti per il nostro studio, quali la presenza o l'aspettativa delle elezioni, la maggiore o minore responsabilità delle Regioni nella gestione finanziaria, la stringenza dei vincoli posti dall'Unione Europea alla finanza pubblica.

Passiamo ora ad osservare la relazione che intercorre fra l'andamento del disavanzo e i periodi elettorali. Il grafico 5 visualizza gli anni in cui avvengono le elezioni nazionali, mentre il successivo grafico 6 quelli in cui avvengono le elezioni regionali.

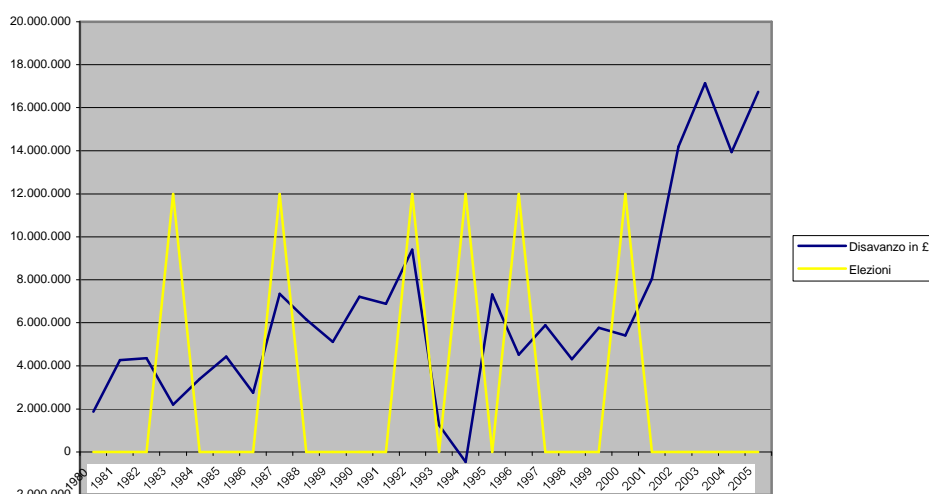


Grafico 5

*Andamento del disavanzo ed elezioni nazionali*

(valori in lire correnti, dati ISTAT, Conto Economico degli Enti sanitari locali, anni 1980-2005 )



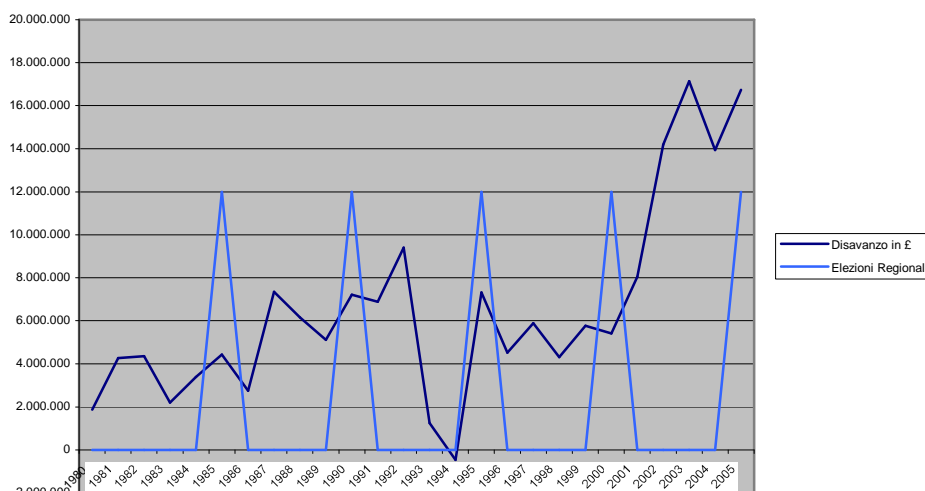


Grafico 6

*Andamento del disavanzo ed elezioni regionali*

(valori in lire correnti, dati ISTAT, Conto Economico degli Enti sanitari locali, anni 1980-2005 )

La presenza delle elezioni regionali avviene in concomitanza con un picco dell'andamento del disavanzo. Fa eccezione l'anno 2000 in cui si riscontra un lieve calo del disavanzo, subito però seguito da una crescita rapida e consistente<sup>14</sup>. Solo in due casi su sei in presenza delle elezioni nazionali si assiste ad un fenomeno analogo (1987 e 1992). Nel caso italiano lo studio dell'influenza delle elezioni nazionali sull'andamento del disavanzo degli Enti sanitari appare complicato dalla concentrazione di ben tre appuntamenti elettorali nel periodo che va dal 1992 al 1996. Si tratta di un periodo che segna la rottura del compromesso sociale che aveva caratterizzato la prima Repubblica e l'inizio della così detta seconda Repubblica (Palombarini 2001). Le elezioni regionali della maggior parte delle Regioni a statuto ordinario avvengono invece con regolarità, segno di una maggiore stabilità dei governi locali. Anche per questo motivo nell'analisi che segue ci concentreremo innanzitutto sull'influenza delle elezioni regionali sull'andamento del disavanzo degli Enti sanitari.

***Analisi empirica del modello di ciclo politico elettorale: le stime***

Dal modello teorico presentato si evince che nei periodi elettorali mentre l'aumento del livello dei servizi sanitari da parte delle Regioni conduce ad un aumento della spesa sanitaria, lo Stato abbasserà il livello dei finanziamenti ordinari indirizzati alle Regioni. Inoltre il modello mostra in che condizioni nei periodi elettorali possa aumentare l'aspettativa

<sup>14</sup> Sulla spesa dell'anno 2000 si vedano però le considerazioni di Reviglio 2001.

di un ripiano dei disavanzi. Il grafico 7 mostra l'andamento della variazione percentuale delle uscite (Y) insieme all'attesa di elezioni regionali (EleR<sub>t-1</sub>).

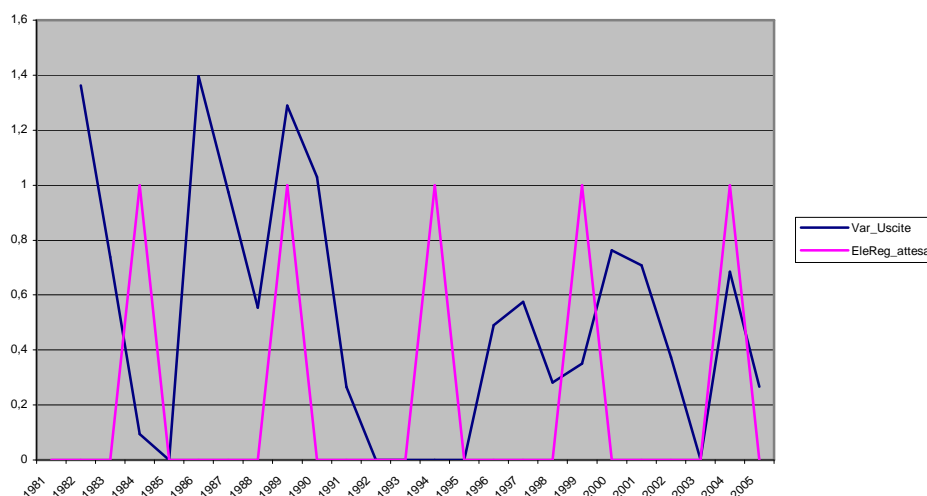


Grafico 7 - *Variazione percentuale delle uscite ed attesa delle elezioni regionali.*  
(dati ISTAT, Conto Economico degli Enti sanitari locali, anni 1981-2005 )

### *L'attesa delle elezioni influenza la variazione percentuale della spesa sanitaria pubblica*

Per testare empiricamente se l'aspettativa delle elezioni regionali possa o meno spiegare le variazioni della spesa sanitaria impostiamo innanzitutto la seguente regressione:

$$(1) \quad Y = \alpha + \beta_1 \text{Var\_Dis} + \beta_2 \text{SisReg} + \beta_3 \text{EleR}_{t-1} + \beta_4 \text{SisReg} * \text{EleR}_{t-1} + \varepsilon$$

---

|                              |                                                                                                                                                                     |
|------------------------------|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| Y                            | indica la variazione percentuale delle Uscite <sup>15</sup> ;                                                                                                       |
| Var_Dis                      | indica la variazione percentuale del disavanzo da un anno all'altro;                                                                                                |
| SisReg                       | indica la differenza fra l'assetto istituzionale prima e dopo il '92                                                                                                |
| EleR <sub>t-1</sub>          | indica una variabile che vale 1 nell'anno che precede le elezioni regionali. Essa dà allora conto dell'aspettativa delle elezioni regionali nella spiegazione di Y. |
| SisReg * EleR <sub>t-1</sub> | indica invece l'interazione tra le due variabili                                                                                                                    |

---

Come si vede dalla tabella qui sotto, i risultati delle stime sono buoni<sup>16</sup>:

<sup>15</sup>Tra la variabile Uscite e la Variabile Spese correnti degli Enti sanitari sia presente una forte collinearità; così come tra la variazione percentuale delle Uscite e la variazione percentuale delle Spese correnti (*Appndice*).

Tabella 2 – Risultati regressione (1)

| Regressore                 | Coefficiente | Significatività |
|----------------------------|--------------|-----------------|
| SisReg                     | -0.096950    | ***             |
| EleR <sub>t-1</sub>        | -0.061400    | *               |
| Var_Dis                    | +0.005341    | **              |
| Sisreg*EleR <sub>t-1</sub> | +0.057754    | No              |

N = 22, R<sup>2</sup> = 0,6923

La regressione include una costante positiva e significativamente diversa da 0  
 Livelli di significatività \*\*\* = 1%, \*\* = 5%, \* = 10%

Il modello (1) risulta nel complesso significativo. La variabile dipendente risulta spiegata in modo molto significativo dalla variabile *dummy* SisReg (pvalue: 7.25e-05); anche la variabile Var\_Dis presenta una buona significatività (pvalue: 0.0344). EleR<sub>t-1</sub> presenta invece una significatività lieve, ma per nulla trascurabile (pvalue: 0,0614).

Sia SisReg che EleR<sub>t-1</sub> presentano con Y una relazione negativa. Per quanto riguarda SisReg si tratta di un risultato facilmente interpretabile: in un contesto istituzionale in cui le Regioni assumono un ruolo attivo nella gestione del SSN è meno probabile che la spesa sanitaria cresca oltre la media. Come interpretare invece la relazione negativa tra EleR<sub>t-1</sub> e Y? Questo risultato significa che l'anno precedente ad un appuntamento elettorale che interessa le Regioni è probabile che la spesa sanitaria cresca con un tasso di crescita inferiore al suo valore medio. Ciò potrebbe significare che il Governo centrale sta sotto-finanziando le Regioni<sup>17</sup>. Si tratta di un risultato che sembra confermare le conclusioni alle quali ci ha condotto il modello di ciclo politico elettorale presentato nel secondo capitolo: nel periodo elettorale si dovrebbe assistere ad una riduzione dei finanziamenti alla Regione da parte del Governo centrale.

Per avere conferma di questa nostra interpretazione dobbiamo allora testare empiricamente l'influenza che l'aspettativa di elezioni regionali ha sui finanziamenti dei SSR.

---

<sup>16</sup> I dettagli delle regressioni che d'ora in poi presenteremo sono riportati nell'*Appendice*

<sup>17</sup> Esiste infatti una correlazione positiva tra variazione della spesa totale e variazione dei trasferimenti.

\*\*\*

Nonostante nel corso dell'analisi condotta nel secondo capitolo abbiamo preso in considerazione l'effetto delle sole elezioni regionali sulle dinamiche del finanziamento del SSN, logicamente anche una campagna elettorale per il rinnovo del Parlamento, di conseguenza dell'esecutivo nazionale, potrebbe avere delle conseguenze sulle relazioni che incorrono tra Governo e Regioni per quanto attiene il finanziamento della sanità. Può dunque essere interessante sottoporre a stima un modello che tenga conto non solo dell'aspettativa delle elezioni regionali, ma anche dell'aspettativa delle elezioni nazionali. Impostiamo la seguente regressione:

$$(1 \text{ bis}) \quad Y = \alpha + \beta_1 \text{Var\_Dis} + \beta_2 \text{SisReg} + \beta_3 \text{EleTot}_{t-1} + \beta_4 \text{SisReg} * \text{EleTot}_{t-1} + \varepsilon$$

---

|                                |                                                                                                                                                 |
|--------------------------------|-------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| Y                              | indica la variazione percentuale delle Uscite;                                                                                                  |
| Var_Dis                        | indica la variazione percentuale del disavanzo da un anno all'altro;                                                                            |
| SisReg                         | indica la differenza fra l'assetto istituzionale prima e dopo il '92                                                                            |
| EleTot <sub>t-1</sub>          | indica una variabile che vale 1 nell'anno che precede le elezioni. Essa dà allora conto dell'aspettativa delle elezioni nella spiegazione di Y. |
| SisReg * EleTot <sub>t-1</sub> | indica invece l'interazione tra le due variabili                                                                                                |

---

Tabella 3 – Risultati regressione (1 bis)

| Regressore                   | Coefficiente | significatività |
|------------------------------|--------------|-----------------|
| SisReg                       | -0.105031    | ***             |
| EleTot <sub>t-1</sub>        | -0.068170    | **              |
| Var_Dis                      | +0.004016    | *               |
| Sisreg*EleTot <sub>t-1</sub> | +0.041926    | No              |

N = 22, R<sup>2</sup> = 0,7659

La regressione include una costante positiva e significativamente diversa da 0  
Livelli di significatività \*\*\* = 1%, \*\* = 5%, \* = 10%

I risultati che si ottengono sono interessanti. Il modello diventa nel complesso maggiormente significativo. Il segno della variabile che descrive l'aspettativa delle elezioni resta negativo, la sua significatività è rilevante. Rispetto al modello precedente (regressione 1), la significatività della variabile che descrive la variazione percentuale del disavanzo (Var\_Dis) diminuisce. Questo risultato significa che l'anno precedente ad un appuntamento elettorale è probabile che la spesa sanitaria cresca con un tasso di crescita inferiore al suo valore medio. Pertanto, non solo in prossimità delle elezioni regionali, ma in ogni periodo elettorale si dovrebbe assistere ad una riduzione dei finanziamenti alla Regione da parte del Governo centrale.

*Studio del ciclo elettorale, del livello dei servizi sanitari delle Regioni e del finanziamento dei SSR: modelli panel*

Abbiamo visto come nell'anno in cui si tengono le elezioni regionali, la Regione ha convenienza ad aumentare il livello dei servizi sanitari offerti per ragioni legate al ciclo politico. Tuttavia è razionale per il Governo centrale ridurre la quota di copertura  $\lambda$  destinata al SSR.

Utilizzeremo qui un insieme di dati relativi alle 15 Regioni italiane a statuto ordinario per un periodo di tempo che va dal 1981 al 2003. I dati riguardano le seguenti variabili:

*la spesa sanitaria pro capite:* per quanto concerne il periodo che va dal 1990 al 2003 la fonte è *Saniteia* che ha elaborato dati del Ministero dell'Economia e delle Finanze (Tesoro), del Ministero della Salute (Sanità) e della *RG*; per quanto riguarda il periodo che va dal 1981 al 1989 si tratta di elaborazioni nostre su dati raccolti a partire dalla *RG* (Dottori 2005);

*il finanziamento pro capite:* per quanto concerne il periodo che va dal 1990 al 2003 la fonte è *Saniteia* che ha elaborato dati del Ministero dell'Economia e delle Finanze (Tesoro), del Ministero della Salute (Sanità) e della *RG*;  
per quanto riguarda il periodo che va dal 1981 al 1989 si tratta di elaborazioni nostre sui dati relativi alla spesa sanitaria per lo stesso periodo.  
La logica prevalente prima della riforma del 1992-1993 prevedeva assegnazioni a preventivo che si basavano tipicamente sulla spesa storica<sup>18</sup>;

---

<sup>18</sup> Dato l'applicazione del criterio della spesa storica, i sistemi di finanziamento non potevano che assumere un ruolo di aggiustamento e ratifica contabile dei risultati prodotti. Detto in altri termini l'evoluzione della spesa sanitaria regionale determinava quella dei finanziamenti, così che il rapporto tra spesa e finanziamento in ogni

il disavanzo sanitario regionale;

la quota di popolazione over 65  
sulla popolazione totale:

nostra elaborazione su dati ISTAT

EleR, SisReg:

le variabili dummy già definite.

SisReg1:

variabile dummy che indica la differenza fra l'assetto  
istituzionale prima e dopo il '94

Innanzitutto sottoponiamo a verifica empirica la prima affermazione ricavata dal modello: le elezioni regionali determinano un aumento del livello pro capite dei servizi sanitari, senza che ciò sia accompagnato da una riduzione dei prezzi. Pertanto le elezioni regionali determinano un aumento della spesa sanitaria regionale.

Ci avvaliamo di un metodo di stima *OLS pooled* e di un metodo di stima *panel* ad effetti fissi<sup>19</sup> applicati alla stessa specificazione del modello.

$$(2) \quad Y_{it} = \alpha + \beta_1 \text{Dif\_Dis}_{it} + \beta_2 \text{Pop65/Pop}_{it} + \beta_3 \text{Dis}_{it-1} + \beta_4 Y_{it-1} + \beta_5 \text{SisReg1}_{it} + \beta_6 \text{EleR}_{it} + \varepsilon_{it}$$

con  $i = 1 \dots 15$ ,  $t = 1981 \dots 2003$

---

|                         |                                                                                     |
|-------------------------|-------------------------------------------------------------------------------------|
| $Y_{it}$                | indica la variazione delle spese correnti pro capite all'anno t per ogni Regione;   |
| $Y_{it-1}$              | indica la variazione delle spese correnti pro capite all'anno t-1 per ogni Regione; |
| $\text{Dif\_Dis}_{it}$  | indica la variazione del disavanzo da un anno all'altro per ogni Regione;           |
| $\text{Dis}_{it-1}$     | indica l'entità del disavanzo nell'anno t-1 per ogni Regione;                       |
| $\text{Pop65/Pop}_{it}$ | indica la quota di popolazione anziana sulla popolazione totale per ogni Regione    |

---

anno si manteneva costante. Pertanto abbiamo ricostruito la serie dei dati mancanti relativi ai finanziamenti 1981-1989 ricavando dalla serie completa della spesa dei valori indice in grado di misurare la variazione percentuale della spesa da un anno all'altro. Abbiamo sfruttato questi valori per ricostruire a ritroso i dati mancanti della serie dei finanziamenti.

<sup>19</sup> I dati *panel* sono i dati che risultano dall'unione di più *cross section* – osservazioni relative a più unità statistiche nel medesimo istante di tempo – riferite a diversi istanti temporali. Una formulazione generale per rappresentare i dati *panel* è  $y_{it} = \alpha + x_{it}\beta + \varepsilon_{it}$ ,  $i=1 \dots N$ ,  $t=1 \dots T$ . Vi sono  $N*T$  osservazioni della variabile dipendente  $y$ , ciascuna delle quali assumiamo spiegata da una costante  $\alpha$ , da  $k$  regressori ( $x_{it}$  è di dimensione  $k*1$ ) e da un termine di errore. Il modello assume la costanza del vettore dei parametri  $\beta$  (di dimensione  $k*1$ ) sia nella dimensione temporale che *cross section*. Si suppone che l'errore corrispondente a una unità in un dato istante, sia dato dalla somma di un termine che è proprio di quell'unità ( $\mu_i$ ), non osservabile e costante nel tempo, e di un termine idiosincratico puro ( $v_{it}$ ). Quindi  $\varepsilon_{it} = \mu_i + v_{it}$ .

Nel caso *OLS pooled* si suppone che la componente individuale del termine di errore sia uguale per tutti; il modello econometrico viene specificato come segue  $y_{it} = (\alpha + \mu) + x_{it}\beta + v_{it}$ .

Il metodo di stima *panel* ad effetti fissi assume che il termine di errore non osservabile individuale e costante nel tempo sia un parametro fisso, e il termine di errore idiosincratico puro sia distribuito in modo identico e indipendente con media nulla e varianza uguale  $\sigma^2$ . Si assume inoltre che le variabili esplicative siano indipendenti dal termine di errore  $v_{it}$  per ogni  $i$  e per ogni  $t$ . Il modello con effetti fissi  $p$  rappresentabile come segue:  $y_{it} = \alpha + x_{it}\beta + \mu_i + v_{it}$ .

SisReg<sub>1it</sub>        indica la differenza fra l'assetto istituzionale prima e dopo il '94;  
 EleR<sub>it</sub>            indica una variabile che vale 1 nell'anno delle elezioni regionali

La prima stima effettuata è una stima *OLS pooled*. Questo metodo non riesce a dare conto della variabilità individuale presente nei dati, però si ricavano alcune indicazioni interessanti su quelli che potranno essere i risultati delle stime panel. I risultati sono riportati nella prima metà della tabella 3.6. I parametri superano quasi tutti i test di significatività al 10%, tranne quelli relativi all'ammontare del disavanzo ritardato di un periodo e alla quota di popolazione anziana. La variabile *dummy* SisReg 1 – che descrive la rottura istituzionale perpetuata a partire dal 1994 – supera il test di significatività al 5%. Le ipotesi teoriche sui segni delle relazioni vengono confermate: in particolare *la presenza di elezioni amministrative spiega una variazione positiva delle spese pro capite destinate alla sanità*; la rottura istituzionale che accompagna un processo normativo volto alla responsabilizzazione finanziaria delle Regioni ha invece segno negativo.

Alla stessa specificazione del modello è stato applicato poi un metodo di stima *panel* a effetti fissi (FE). I parametri superano tutti i test di significatività al 10%. Le ipotesi teoriche sui segni delle relazioni vengono confermate. I risultati sono riportati nella seconda metà della tabella 4.

Tabella 4 – Risultati della stima del modello 2

| Regressore            | OLS pooled   |                 | FE           |                 |
|-----------------------|--------------|-----------------|--------------|-----------------|
|                       | Coefficiente | significatività | Coefficiente | significatività |
| Uscite <sub>t-1</sub> | 0,0757111    | ***             | -0,146083    | ***             |
| Dif_Dis               | -0,379221    | ***             | -0,39999     | ***             |
| Dis <sub>t-1</sub>    | -0,0615523   | No              | -0,177321    | ***             |
| Pop65/Pop             | 1,4426       | No              | 40,6854      | ***             |
| SisReg1               | -26,0097     | **              | -69,4366     | ***             |
| EleR                  | 23,5872      | ***             | 16,169       | ***             |
| Numero osservazioni   | 329          |                 | 329          |                 |
| R <sup>2</sup>        | 0,205571     |                 | 0,407568     |                 |

Livelli di significatività \*\*\* = 1%, \*\* = 5%, \* = 10%

Il test F sulla significatività delle differenze nel modello con effetti fissi mostra come esistano effetti fissi individuali significativi: la stima *OLS pooled* non riesce a dar conto di questo aspetto, quindi la stima FE è sicuramente da preferire agli *OLS pooled*.

\*\*\*

Sottoponiamo a verifica empirica la seconda affermazione ricavata dal modello teorico presentato in precedenza: l'aspettativa di elezioni regionali spiega la scelta da parte dello Stato di ridurre la quota di copertura  $\lambda$  destinata al SSR. Ci avvaliamo ancora di un metodo di stima *OLS pooled* e di un metodo di stima *panel* ad effetti fissi applicati alla stessa specificazione del modello.  $\lambda$  rappresenta la quota di copertura della spesa sanitaria che lo Stato mette a

disposizione delle Regioni. Si tratta di un valore che è condizionato in modo determinante dalle tante riforme avvenute nel corso degli anni Novanta. Pertanto nella scelta del modello da sottoporre a stima utilizzeremo come *proxy* della quota di copertura della spesa sanitaria, la variazione dei finanziamenti ordinari pro-capite dei SSR.

$$(3) \text{Fin}_{it} = \alpha + \beta_1 \text{Dif\_Dis}_{it} + \beta_2 \text{Pop65/Pop}_{it} + \beta_3 \text{Dis}_{it-1} + \beta_4 \text{Fin}_{it-1} + \beta_5 \text{SisReg1}_{it} + \beta_6 \text{EleR}_{it-1} + \varepsilon$$

con  $i = 1 \dots 15$ ,  $t = 1981 \dots 2003$

---

|                         |                                                                                           |
|-------------------------|-------------------------------------------------------------------------------------------|
| $\text{Fin}_{it}$       | indica la variazione dei finanziamenti ordinari pro capite all'anno t per ogni Regione;   |
| $\text{Fin}_{it-1}$     | indica la variazione dei finanziamenti ordinari pro capite all'anno t-1 per ogni Regione; |
| $\text{Dif\_Dis}_{it}$  | indica la variazione del disavanzo da un anno all'altro per ogni Regione;                 |
| $\text{Dis}_{it,t-1}$   | indica l'entità del disavanzo nell'anno t-1 per ogni Regione;                             |
| $\text{Pop65/Pop}_{it}$ | indica la quota di popolazione anziana sulla popolazione totale per ogni Regione          |
| $\text{SisReg1}_{it}$   | indica la differenza fra l'assetto istituzionale prima e dopo il '94;                     |
| $\text{EleR}_{it-1}$    | indica una variabile che vale 1 nell'anno che precede le elezioni regionali               |

---

Anche in questo caso la prima stima effettuata è una stima *OLS pooled*. I risultati sono riportati nella prima metà della tabella 5. I parametri superano quasi tutti i test di significatività al 10%. La variabile *dummy* *SisReg 1* – che descrive la rottura istituzionale perpetuata a partire dal 1994 – e la quota di popolazione anziana *Pop65/Pop*, superano il test



di significatività all'1%. Le ipotesi teoriche sui segni delle relazioni vengono confermate: in particolare *l'aspettativa di elezioni amministrative spiega una variazione negativa dei finanziamenti pro capite dei SSR*; la rottura istituzionale che accompagna il processo normativo volto alla responsabilizzazione finanziaria delle Regioni ha invece segno negativo. Alla stessa specificazione del modello è stato applicato poi un metodo di stima *panel* a effetti fissi (FE). I parametri superano tutti i test di significatività al 10%, ad eccezione dell'ammontare del disavanzo ritardato di un periodo ( $Dis_{t-1}$ ). Le ipotesi teoriche sui segni delle relazioni vengono confermate. I risultati sono riportati nella seconda metà della tabella 5.

Tabella 5 – Risultati della stima del modello 3

| Regressore          | OLS pooled   |                 | FE           |                 |
|---------------------|--------------|-----------------|--------------|-----------------|
|                     | Coefficiente | significatività | Coefficiente | significatività |
| Dif_Dis             | 0,621964     | ***             | 0,593501     | ***             |
| Dis <sub>t-1</sub>  | -0,16036     | ***             | -0,0629978   | no              |
| Pop65/Pop           | 1,70087      | *               | 41,843       | ***             |
| Fin <sub>t-1</sub>  | 0,0612099    | ***             | -0,163925    | ***             |
| SisReg1             | -18,7867     | *               | -63,0282     | ***             |
| EleR <sub>t-1</sub> | -28,9891     | ***             | -28,8249     | ***             |
| Numero osservazioni | 329          |                 | 329          |                 |
| R <sup>2</sup>      | 0,435299     |                 | 0,594096     |                 |

Livelli di significatività \*\*\* = 1%, \*\* = 5%, \* = 10%

Il test F sulla significatività delle differenze nel modello con effetti fissi mostra come esistano effetti fissi individuali significativi: la stima *OLS pooled* non riesce a dar conto di questo aspetto, quindi la stima FE è sicuramente da preferire agli *OLS pooled*.

### Conclusioni

Al termine delle nostre analisi perveniamo dunque ad una spiegazione dell'instabilità delle regole relative al finanziamento del sistema sanitario nazionale italiano che può essere sintetizzata come segue:

- esistono dei motivi teoricamente fondati perché l'aumento oltre misura della spesa sanitaria possa dipendere dal ciclo politico-elettorale;
- nell'attuale contesto istituzionale caratterizzato da una riforma del SSN (pensata per accompagnare una riforma in senso federalista dello Stato italiano ad oggi incompleta) l'imminenza delle elezioni regionali può costituire tanto un incentivo al sottofinanziamento dei SSR quanto un incentivo al ripiano dei disavanzi pregressi;
- inoltre l'analisi empirica ci porta a concludere che l'aspettativa delle elezioni regionali (EleRt-1) spiega decisamente sia l'aumento della spese sanitarie regionali che la riduzione dei finanziamenti ordinari stanziati dallo Stato.

La nostra analisi integra nello schema di ciclo politico elettorale le relazioni che intercorrono tra diversi livelli di governo e si concentra sull'influenza di un ciclo elettorale regionale sulle scelte di bilancio del Governo centrale. In tal modo - a differenza di quanto avviene per una buona parte dei modelli di ciclo politico elettorale sottoposti a verifica empirica (cfr. Besley 2007, p. 553) - giunge a risultati empirici incoraggianti, che possono essere rafforzati a partire da un ulteriore raffinamento dei dati a disposizione. I dati sulla contabilità regionale raccolti a partire dalla *RG* sono talora confusi e in parte inattendibili (cfr. Reviglio 2001, Turati 2003 p.32.). Le indicazioni di *policy* che possono essere tratte dall'indagine vanno interpretate con prudenza e non possono considerarsi definitive. Tuttavia è possibile sostenere che solo una maggiore chiarezza relativa alle competenze che Stato e Regioni devono avere in tema di sanità può ridurre l'instabilità che il ciclo politico elettorale trasmette al sistema di finanziamento del SSN. Infatti una separazione netta delle competenze fra Stato e Regione è condizione necessaria per definire le responsabilità circa i volumi di spesa, quindi circa i potenziali disavanzi futuri. L'instabilità delle regole relative al finanziamento del sistema sanitario nazionale italiano resta quindi un rischio reale. Il fatto che la nuova disciplina costituzionale non delinea con chiarezza un modello preciso dei rapporti Stato-Regioni rende ancor più complicata la risoluzione di questi problemi.

## *Appendice*

### *Matrice di correlazione*

|           | Pop       | Dis_t     | Correnti  | Ccapitale | Uscite    |
|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| Pop       | 1.0000000 | 0.7315879 | 0.8037931 | 0.3745861 | 0.8214417 |
| Dis_t     | 0.7315879 | 1.0000000 | 0.6668478 | 0.4620358 | 0.7216462 |
| Correnti  | 0.8037931 | 0.6668478 | 1.0000000 | 0.6755879 | 0.9970977 |
| Ccapitale | 0.3745861 | 0.4620358 | 0.6755879 | 1.0000000 | 0.6748043 |
| Uscite    | 0.8214417 | 0.7216462 | 0.9970977 | 0.6748043 | 1.0000000 |

La matrice di correlazione mette in luce un'alta correlazione della variabile Uscite (Y), oltre che con la variabile che descrive le spese correnti, anche con la variabile Pop e Dis\_t; anche le variabili Pop e Dis\_t presentano un alto grado di correlazione fra di loro. Questo significa che non potremo utilizzare contemporaneamente queste variabili come esplicative all'interno di una stessa regressione, per problemi di collinearità.

\*\*\*

### Modello 1 (OLS)

| Residuals:                                                                                                                                                                  |           |            |          |              |
|-----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----------|------------|----------|--------------|
| Min                                                                                                                                                                         | 1Q        | Median     | 3Q       | Max          |
| -0.077371                                                                                                                                                                   | -0.019614 | -0.004843  | 0.027367 | 0.053796     |
| Coefficients:                                                                                                                                                               |           |            |          |              |
|                                                                                                                                                                             | Estimate  | Std. Error | t-value  | Pr(> t )     |
| (Intercept)                                                                                                                                                                 | 0.153394  | 0.014514   | 10.569   | 3.79e-09 *** |
| Sisreg                                                                                                                                                                      | -0.096950 | 0.018957   | -5.114   | 7.25e-05 *** |
| EleR <sub>t-1</sub>                                                                                                                                                         | -0.061400 | 0.030774   | -1.995   | 0.0614       |
| Var_Dis                                                                                                                                                                     | 0.005341  | 0.002334   | 2.288    | 0.0344 *     |
| Sisreg*EleR <sub>t-1</sub>                                                                                                                                                  | 0.057754  | 0.039727   | 1.454    | 0.1632       |
| Signif. Codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1                                                                                                               |           |            |          |              |
| Residual standard error: 0.03838 on 18 degrees of freedom<br>Multiple R-Squared: 0.6923, Adjusted R-squared: 0.624<br>F-statistic: 10.13 on 4 and 18 DF, p-value: 0.0001786 |           |            |          |              |

\*\*\*

### Modello 1 bis (OLS)

| Residuals:                                                                                                                                                                   |           |            |          |              |
|------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----------|------------|----------|--------------|
| Min                                                                                                                                                                          | 1Q        | Median     | 3Q       | Max          |
| -0.044338                                                                                                                                                                    | -0.027572 | 0.001875   | 0.020219 | 0.060332     |
| Coefficients:                                                                                                                                                                |           |            |          |              |
|                                                                                                                                                                              | Estimate  | Std. Error | t value  | Pr(> t )     |
| (Intercept)                                                                                                                                                                  | 0.170294  | 0.014993   | 11.358   | 1.22e-09 *** |
| Sisreg                                                                                                                                                                       | -0.105031 | 0.019091   | -5.502   | 3.18e-05 *** |
| EleTot <sub>t-1</sub>                                                                                                                                                        | -0.068170 | 0.022474   | -3.033   | 0.00715 **   |
| Var_Dis                                                                                                                                                                      | 0.004016  | 0.002184   | 1.839    | 0.08244 .    |
| Sisreg*EleTot2                                                                                                                                                               | 0.041926  | 0.029550   | 1.419    | 0.17303      |
| Signif. Codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1                                                                                                                |           |            |          |              |
| Residual standard error: 0.03348 on 18 degrees of freedom<br>Multiple R-Squared: 0.7659, Adjusted R-squared: 0.7139<br>F-statistic: 14.72 on 4 and 18 DF, p-value: 1.668e-05 |           |            |          |              |

\*\*\*

## Modello 2 (Pooled OLS)

usando 329 osservazioni, incluse 15 unità cross section; lunghezza serie storiche: minimo 21, massimo 22  
Variabile dipendente: Y

| Variabile             | Coefficiente | Errore Std. | Statistica t | p-value  |     |
|-----------------------|--------------|-------------|--------------|----------|-----|
| Const                 | -37,6134     | 13,8535     | -2,7151      | 0,00698  | *** |
| Uscite <sub>t-1</sub> | 0,0757111    | 0,0186782   | 4,0535       | 0,00006  | *** |
| Dif_Dis               | -0,379221    | 0,0583925   | -6,4943      | <0,00001 | *** |
| Dis <sub>t-1</sub>    | -0,0615523   | 0,0592658   | -1,0386      | 0,29978  |     |
| Pop65/Pop             | 1,4426       | 0,972232    | 1,4838       | 0,13884  |     |
| SisReg1               | -26,0097     | 10,9687     | -2,3713      | 0,01832  | **  |
| EleR                  | 23,5872      | 6,45357     | 3,6549       | 0,00030  | *** |

Media della variabile dipendente = 42,1581  
Scarto quadratico medio della variabile dipendente = 50,3976  
Somma dei quadrati dei residui = 661833  
Errore standard dei residui = 45,3363  
R<sup>2</sup> = 0,205571  
R<sup>2</sup> corretto = 0,190768  
Statistica F (6, 322) = 13,8871 (p-value < 0,00001)  
Log-verosimiglianza = -1718,13

Criterio di informazione di Akaike = 3450,27  
Criterio bayesiano di Schwarz = 3476,84  
Criterio di Hannan-Quinn = 3460,87  
R<sup>2</sup> corretto = 0,190768  
Statistica F (6, 322) = 13,8871 (p-value < 0,00001)  
Log-verosimiglianza = -1718,13  
Criterio di informazione di Akaike = 3450,27  
Criterio bayesiano di Schwarz = 3476,84  
Criterio di Hannan-Quinn = 3460,87

\*\*\*

## Modello 2 (Stime Effetti Fissi)

usando 329 osservazioni, incluse 15 unità cross section; lunghezza serie storiche: minimo 21, massimo 22  
Variabile dipendente: Y

| Variabile             | Coefficiente | Errore Std. | Statistica t | p-value  |     |
|-----------------------|--------------|-------------|--------------|----------|-----|
| Uscite <sub>t-1</sub> | -0,146083    | 0,0285995   | -5,1079      | <0,00001 | *** |
| Dif_Dis               | -0,39999     | 0,0549164   | -7,2836      | <0,00001 | *** |
| Dis <sub>t-1</sub>    | -0,177321    | 0,0652701   | -2,7167      | 0,00697  | *** |
| Pop65/Pop             | 40,6854      | 4,07515     | 9,9838       | <0,00001 | *** |
| SisReg1               | -69,4366     | 11,176      | -6,2130      | <0,00001 | *** |
| EleR                  | 16,169       | 5,74686     | 2,8135       | 0,00521  | *** |

Media della variabile dipendente = 42,1581  
Scarto quadratico medio della variabile dipendente = 50,3976  
Somma dei quadrati dei residui = 493551  
Errore standard dei residui = 40,0305  
R<sup>2</sup> = 0,407568  
R<sup>2</sup> corretto = 0,369098  
Statistica F (20, 308) = 10,5945 (p-value < 0,00001)  
Statistica Durbin-Watson = 1,5528  
Log-verosimiglianza = -1669,87

Criterio di informazione di Akaike = 3381,74  
Criterio bayesiano di Schwarz = 3461,46  
Criterio di Hannan-Quinn = 3413,55  
Test per la differenza delle intercette di gruppo  
-  
Ipotesi nulla: i gruppi hanno un'intercetta comune  
Statistica test: F(14, 308) = 7,50118  
con p-value = P(F(14, 308) > 7,50118) = 1,53793e-013

\*\*\*

### Modello 3 (Pooled OLS)

usando 329 osservazioni, incluse 15 unità cross section; lunghezza serie storiche: minimo 21, massimo 22  
Variabile dipendente: Fin

| Variabile          | Coefficiente | Errore Std. | Statistica t | p-value  |     |
|--------------------|--------------|-------------|--------------|----------|-----|
| Const              | -27,7212     | 13,7278     | -2,0193      | 0,04428  | **  |
| Dif_Dis            | 0,621964     | 0,057785    | 10,7634      | <0,00001 | *** |
| Dis <sub>t-1</sub> | -0,16036     | 0,0571732   | -2,8048      | 0,00534  | *** |
| Pop65/Pop          | 1,70087      | 0,961718    | 1,7686       | 0,07791  | *   |
| Fin <sub>t-1</sub> | 0,0612099    | 0,0185823   | 3,2940       | 0,00110  | *** |
| SisReg1            | -18,7867     | 10,9329     | -1,7184      | 0,08669  | *   |
| EleRt-1            | -28,9891     | 6,44642     | -4,4969      | <0,00001 | *** |

Media della variabile dipendente = 47,4484  
Scarto quadratico medio della variabile dipendente = 59,1737  
Somma dei quadrati dei residui = 648559  
Errore standard dei residui = 44,8794  
R<sup>2</sup> = 0,435299

R<sup>2</sup> corretto = 0,424777  
Statistica F (6, 322) = 41,3689 (p-value < 0,00001)  
Log-verosimiglianza = -1714,8  
Criterio di informazione di Akaike = 3443,6  
Criterio bayesiano di Schwarz = 3470,18  
Criterio di Hannan-Quinn = 3454,2

\*\*\*

### Modello 3 (Stime Effetti Fissi)

usando 329 osservazioni, incluse 15 unità cross section; lunghezza serie storiche: minimo 21, massimo 22  
Variabile dipendente: Fin

| Variabile           | Coefficiente | Errore Std. | Statistica t | p-value  |     |
|---------------------|--------------|-------------|--------------|----------|-----|
| Dif_Dis             | 0,593501     | 0,053389    | 11,1165      | <0,00001 | *** |
| Pop65/Pop           | 41,843       | 3,92613     | 10,6576      | <0,00001 | *** |
| Dis <sub>t-1</sub>  | -0,0629978   | 0,0673834   | -0,9349      | 0,35056  |     |
| Fin <sub>t-1</sub>  | -0,163925    | 0,0275551   | -5,9490      | <0,00001 | *** |
| EleR <sub>t-1</sub> | -28,8249     | 5,60324     | -5,1443      | <0,00001 | *** |
| SisReg1             | -63,0282     | 10,9488     | -5,7567      | <0,00001 | *** |

Media della variabile dipendente = 47,4484  
Scarto quadratico medio della variabile dipendente = 59,1737  
Somma dei quadrati dei residui = 466180  
Errore standard dei residui = 38,9047  
R<sup>2</sup> = 0,594096  
R<sup>2</sup> corretto = 0,567739  
Statistica F (20, 308) = 22,54 (p-value < 0,00001)  
Statistica Durbin-Watson = 1,55547  
Log-verosimiglianza = -1660,49  
Criterio di informazione di Akaike = 3362,97  
Criterio bayesiano di Schwarz = 3442,69  
Criterio di Hannan-Quinn = 3394,78

con p-value = P(F(14, 308) > 8,60681) = 9,59042e-016

Test per la differenza delle intercette di gruppo -  
Ipotesi nulla: i gruppi hanno un'intercetta comune  
Statistica test: F(14, 308) = 8,60681

## Bibliografia

- Alesina A. e Roubini N. (2004)  
*Economia elettorale. Tra promesse e realtà*, con la collaborazione di Gerald Cohen, Milano, Egea.
- Anessi Pessina E., Cantù E. e Jommi C. (2001)  
“New Funding Arrangements in the Italian National Health Service”, *International Journal of Health Planning and Management*, n. 16: 347-68.
- Artoni R. (2003)  
*Lezioni di scienza delle finanze*, IV edizione, Bologna, Il Mulino.
- Besley T. (2007)  
“The New Political Economy”, *The Economic Journal*, n. 117: pp. 540-567.
- Bordignon M, Mapelli V., Turati G. (2002)  
“Fiscal Federalism and National Health Service in the Italian System of Governments”, in *Monitoring Italy*, ISAE, Roma.
- Bordignon M. e Turati G. (2003)  
“Fiscal federalism and soft budget constraints in the Italian national health service”, in Franco D. e Zanardi A. (a cura di), *I sistemi di welfare tra decentramento regionale e integrazione europea*, Milano, Franco Angeli, pp. 91-122.
- Bordignon M. e Turati G. (2005)  
“Bailing Out Expectations and Health Expenditure in Italy: an empirical approach”, mimeo, Cesifo, Revised Version.
- Corte dei Conti (vari anni)  
*Relazione sulla gestione finanziaria delle Regioni*, Roma.
- Fattore G. (1999)  
*Cost containment and health care reforms in the Italian National Health Service*, in Mossialos E, Le Grand J. (a cura di), *Health care and Cost Containment in the European Union*, London, Adershot: Ashgate
- Lorenzini S., Petretto A. e Sciclone N. (2003)  
“Il processo di decentramento sanitario tra passato e futuro”, in Fiorentini G. (a cura di), *I servizi sanitari in Italia*, Bologna, il Mulino.
- Ministero dell’Economia (vari anni dal 1980 al 2005)  
*Relazione generale sulla situazione economica del Paese*, Roma.
- Palombarini S. (2003)  
*Dalla crisi politica alla crisi sistemica. Interessi sociali e mediazione pubblica nell’Italia contemporanea*, Milano, Franco Angeli.
- Reviglio F. (1999)  
*Sanità. Senza vincoli di spesa?*, Bologna, Il Mulino.
- Reviglio F. (2001)  
“Health Care and Its Financing in Italy: Issues and Reform Options”. *Rivista di diritto finanziario e scienza delle finanze* 1: 3-28.
- Rogoff K. (1990)  
“Equilibrium politica budget cycles”. *American Economic Review* 80: 21-36.
- Turati G. (2003)  
“L’evoluzione della spesa, del finanziamento, dei disavanzi e degli interventi di ripiano nella gestione della sanità

regionale italiana”. *Politiche Sanitarie*, vol. 4, n. 2: 31-48.

Vineis P. e Dirindin N. (2004)

*In buona salute. Dieci argomenti per difendere la sanità pubblica*. Torino, Einaudi.