Spesa sanitaria, austerità e "malattia dei costi" di Baumol

Matteo Samarani - 28/04/2020 [papers]

Abstract

This work highlights the cuts and definitions that have characterized the recent history of the National Health System. It is difficult to argue that fiscal consolidation policies have not had a significant and permanent impact on the availability of resources available to Italian public health. Secondly, through a regression analysis, the main variables that influence the differentials in the number of beds in the various countries are estimated. Even if the estimates reveal a negative relationship between the cost per bed and the number of beds, it is difficult to maintain that this relationship has a causal relationship that goes from the first to the second. The reverse is much more likely to be true.

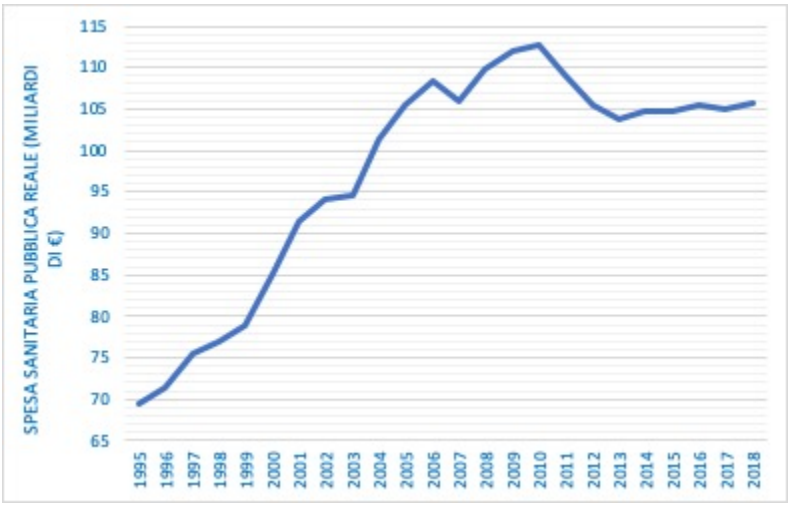
Introduzione

Alcuni autori, nelle ultime settimane, hanno sostenuto che il *Sistema Sanitario Nazionale* (SSN) non è affetto da alcuna malattia causata da tagli e definanziamenti. In particolare, Leonzio Rizzo e Riccardo Secomandi in un'interessante analisi per *Lavoce.info* hanno sostenuto che "*non è vero che la spesa sanitaria in Italia è diminuita negli ultimi anni"* infatti, dato che la spesa sanitaria pubblica in termini reali è aumentata dal 2000-2018 del 58 per cento, non vi è evidenza di alcuna riduzione dell'aggregato. Tale affermazione ha importanti implicazioni dal punto di vista della politica economica e sanitaria in quanto, se ritenuta coerente alla realtà, abilita la percorrenza di una strada caratterizzata da una preoccupante continuità con quella percorsa negli anni passati.

Spesa sanitaria e austerità: alcune considerazioni

In realtà dalla *Figura 1* – che mostra l'evoluzione della spesa sanitaria pubblica a prezzi costanti dal 1995 sino al 2018 – si evince che tale indicatore, dopo un periodo (1995-2009) in cui è cresciuto ad un tasso abbastanza sostenuto, ha visto un forte rallentamento nel periodo successivo (2010-2018). In particolare, la spesa sanitaria pubblica in termini reali, che è cresciuta ad un tasso medio annuo del 3,3 per cento circa nel primo periodo, ha presentato un tasso medio annuo di decrescita del -0,8 per cento circa nel periodo successivo. Negli anni che vanno dal 2011 al 2013 – gli anni dell'*austerity* - la spesa sanitaria pubblica ha visto una contrazione con pochi precedenti nella storia del SSN[1].

Figura 1: evoluzione della spesa sanitaria pubblica (prezzi costanti) 1995-2018

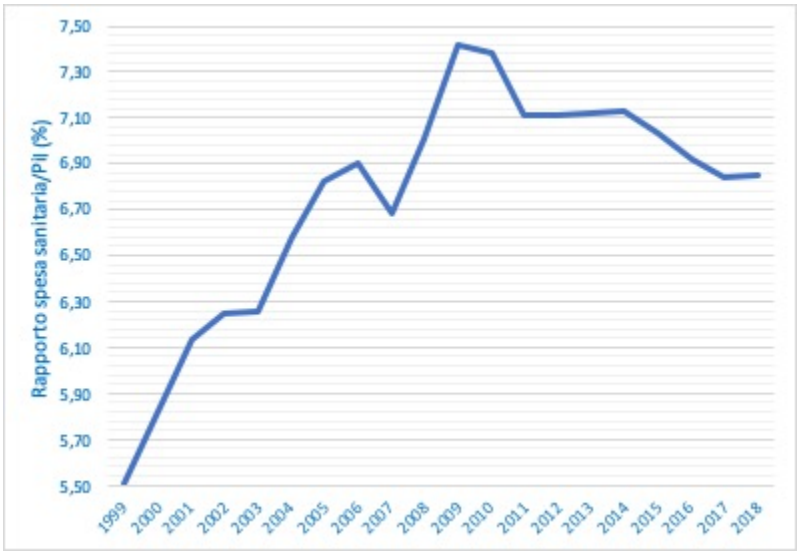


Fonte: Ocse

Nello specifico, vi è stata una riduzione del 3,3 per cento nel 2011 e nel 2012 e del 1,63 per cento nel 2013, portando ad una riduzione cumulata per il periodo pari a 8,2 per cento circa. L'*austerity* ha dunque contribuito in modo abbastanza marcato al progressivo definanziamento del SSN, come evidenziato anche da uno studio condotto da GIMBE che afferma che **"** *nel decennio 2010-2019 tra tagli e definanziamenti al SSN sono stati sottratti circa € 37 miliardi*"[2].

Anche osservando l'evoluzione della spesa sanitaria pubblica in rapporto al Pil, il risultato è più o meno lo stesso come mostra la *Figura 2*.

Figura 2: evoluzione del rapporto spesa sanitaria/Pil (1999-2018)



Fonte: elaborazione dati Istat

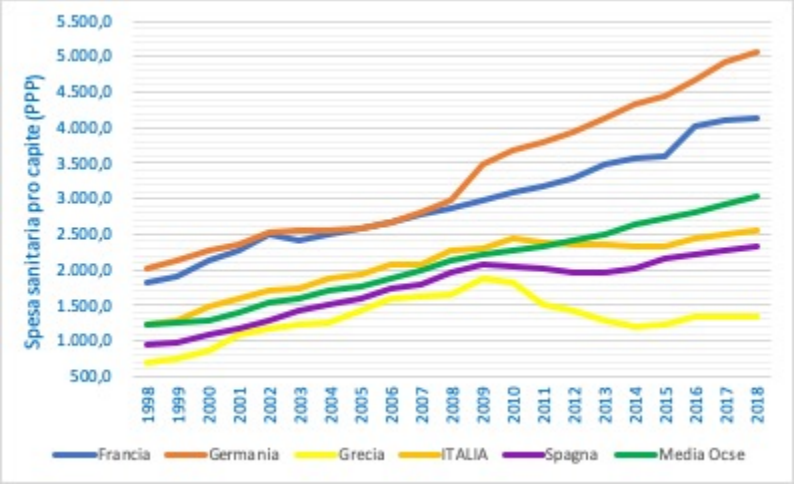
L'indicatore cresce costantemente dal 1999 sino a toccare un massimo, pari a 7,4 per cento circa, nel 2010 per poi decrescere sino al 6,85 per cento circa nel 2018. Anche qui l'inversione di marcia si è vista nel periodo dell'*austerity* ed è proseguita negli anni successivi indipendentemente dal "colore" dell'esecutivo, come evidenziato anche dagli studiosi di GIMBE nel *report* citato sopra. In particolare, il *report* mostra minuziosamente la cronistoria del definanziamento del SSN nel periodo 2010-2019 evidenziando come i fondi sono stati tagliati in maniera lineare dai governi Monti (8 miliardi tra la finanziaria 2012 e quella 2013), Letta (8,4 miliardi di tagli nella finanziaria 2014) e Renzi (meno 8 miliardi nel 2015), mentre tra le leggi di bilancio 2015 e

2017 il governo dell'attuale leader di Italia Viva si è reso responsabile di 8,4 miliardi di euro di mancati aumenti della dotazione del SSN. Analogamente, l'esecutivo guidato da Paolo Gentiloni (con la finanziaria 2018) e il primo governo di Giuseppe Conte (M5S-Lega) hanno bloccato degli aumenti programmati per complessivi 3,7 miliardi di euro (3,1 il primo, 0,6 il secondo) prima che nell'ultima legge di bilancio un aumento di risorse di 2 miliardi di euro trovasse finalmente il modo di concretizzarsi[3].

I dati sembrerebbero dunque scoraggiare ogni tipo di affermazione che neghi l'esistenza di problemi di sottofinanziamento del SSN: è vero che se si considera l'intero arco temporale (1995-2019) la spesa sanitaria in termini reali è cresciuta di circa 52 punti percentuali, ma è altresì vero che se si guarda all'andamento pregresso della spesa sanitaria (1995-2010) questa avrebbe dovuto crescere sino ad arrivare a circa 135 miliardi nel 2018[4], cifra ben diversa dai 105 miliardi effettivamente contabilizzati in quell'anno.

Il fenomeno di riduzione della spesa sanitaria pubblica si può cogliere anche attraverso un confronto internazionale. La *Figura 3* mostra l'evoluzione della spesa sanitaria pubblica pro capite dal 1998 sino al 2018 a parità di potere d'acquisto, confrontando l'Italia con alcuni paesi dell'area Ocse e con la spesa media dell'intera area.

Figura3: evoluzione della spesa sanitaria pro capite a parità di potere d'acquisto (1998-2018)



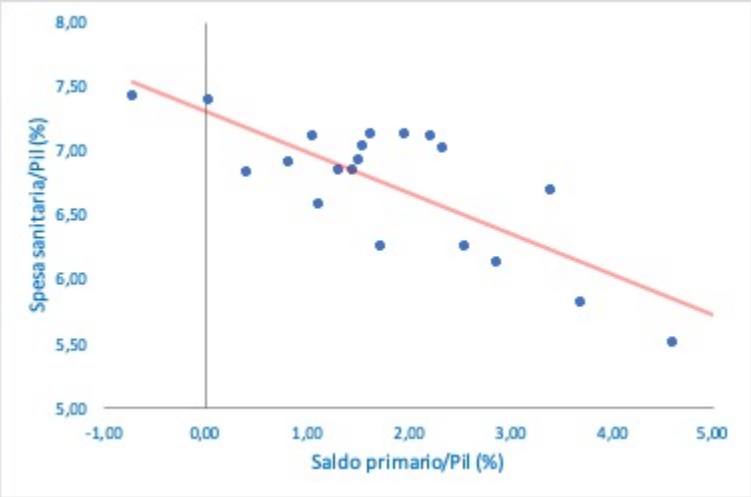
Fonte: Ocse

I dati evidenziano come Italia, Grecia e Spagna – che appartengono ai cosiddetti *Piigs*[5] – dopo un periodo di costante crescita della spesa sanitaria pro capite, hanno fatto segnare un'inversione di tendenza a partire dal 2010. Spagna e Grecia, che si trovavano già al di sotto della media Ocse, si sono distanziati ulteriormente allargando il *gap* con i principali paesi avanzati. L'Italia, che prima del 2010 si trovava al di sopra della media Ocse, dopo il 2010 è finita al di sotto di tale media. I nostri principali *partner* europei – Francia e Germania – sono largamente al di sopra della media Ocse e fanno registrare una costante crescita della spesa sanitaria pro capite. Dai dati emerge chiaramente come i tagli alla spesa sanitaria si sono verificati principalmente nei paesi soggetti a politiche di consolidamento più dure. Se analizziamo la variazione annua della spesa sanitaria pro capite per Italia, Grecia e Spagna rispetto a quella della media Ocse, riusciamo meglio ad inquadrare il *trend*. Nel periodo che va dal 1999 sino al 2009 la spesa sanitaria pro capite di Italia, Grecia e Spagna è cresciuta, in media, rispettivamente del 6%, del 9,54% e del 7,48%, tassi di crescita superiori rispetto a quello medio dell'area Ocse che è stato, in quel periodo, pari a 5,52%. Nel periodo successivo (2010-2018) la variazione è stata del 1,13% per l'Italia, del -3,42% per la Grecia e del 1,45% per la Spagna, tassi di crescita inferiori a quello medio dell'area Ocse che è stato pari a 3,55%. Se consideriamo il periodo che va dal 2011 al 2013 – il periodo dei consolidamenti fiscali più duri – i dati dicono che il Paese più colpito è stato la Grecia, con una decrescita della spesa sanitaria pro capite cumulata pari a circa il 30,9%. Anche Italia e Spagna hanno fatto registrare, seppur in misura minore, una decrescita della spesa pro capite nel suddetto periodo, pari al

3,55% per la prima e al 3,67% per la seconda.

È interessante, giunti a questo punto, chiedersi quanto sono "dolorose" le politiche di consolidamento fiscale in termini di tagli e definanziamenti al SSN. In primis, è bene definire cosa si intende per consolidamento fiscale e, in questo senso, la definizione più diffusa è quella che guarda al *saldo primario*[6] in rapporto al Pil. Tale definizione vede un'espansione fiscale come una riduzione del saldo primario, mentre un consolidamento fiscale come un suo incremento. È ragionevole supporre che, in presenza di un consolidamento fiscale, anche la spesa sanitaria venga in un qualche modo "sforbiciata" e per indagare qual è l'entità che hanno assunto tali tagli nel corso delle varie manovre restrittive, l'autore ha svolto un'analisi di regressione per il periodo che va dal 1999 sino al 2018. La *Figura 4* mostra il diagramma di dispersione di tale analisi.

Figura 4: relazione tra saldo primario/Pil e spesa sanitaria/Pil



Fonte: elaborazione dati Ocse (saldo primario) e Istat (spesa sanitaria)

Sull'asse delle ascisse abbiamo il rapporto saldo primario/Pil, che rappresenta il regressore. Sull'asse delle ordinate abbiamo, invece, il rapporto spesa sanitaria/Pil, che rappresenta la variabile dipendente. Per stimare la relazione esistente tra le suddette variabili si è scelto di utilizzare il modello dei minimi quadrati ordinari (Ols). La relazione viene ipotizzata lineare e rappresentata attraverso la seguente equazione:

$$(G_s/Y)_i = \beta_0 + \beta_1\left(S_p/Y\right)_i + u_i \qquad [1]$$

Dove $(G_s/Y)_i$ rappresenta la spesa sanitaria su Pil della *i*-esima osservazione; $(S_p/Y)_i$ rappresenta il saldo primario su Pil della *i*-esima osservazione; u_i rappresenta il residuo della *i*-esima osservazione, che contiene tutte le altre variabili che incidono sul valore della variabile dipendente; B_0 rappresenta l'intercetta di regressione; B_1 il coefficiente di regressione e può essere rappresentato come:[7]

$$\beta_1 = \frac{\Delta(G_s/Y)}{\Delta\left(S_p/Y\right)}$$

La *Tabella 1* mostra i risultati delle stime dei parametri B_0 e B_1 e le rispettive verifiche d'ipotesi.

Tabella 1: stima dei coefficienti di regressione [1]

	Coefficiente	Errore std.	Rapporto t	P-value $(H_0: \widehat{\beta} = 0)$
$\widehat{\beta_0}$	7,30456	0,133397	54,76	1,78e − 021
$\widehat{\beta_1}$	−0,315173	0,0736694	−4,278	0,0005

Dai risultati esposti all'interno della *Tabella 1* è possibile risalire all'equazione della retta teorica[8] che rappresenta la stima della relazione tra il rapporto saldo primario/Pil e il rapporto spesa sanitaria/Pil:

$$\overline{(G_s/Y)} = 7{,}30456 - 0{,}315173\overline{(S_p/Y)} \qquad [2]$$

La stima del coefficiente di regressione (B_1) mostra che – per il periodo che va dal 1999 al 2018 – ogni volta che si è incrementato il saldo primario/Pil di un punto percentuale, il rapporto spesa sanitaria/Pil si è ridotto, in media, di circa 0,3 punti percentuali. In altre parole, ad ogni consolidamento fiscale della sopraindicata entità, si è assistito ad un taglio della spesa sanitaria per circa 4,6 miliardi.

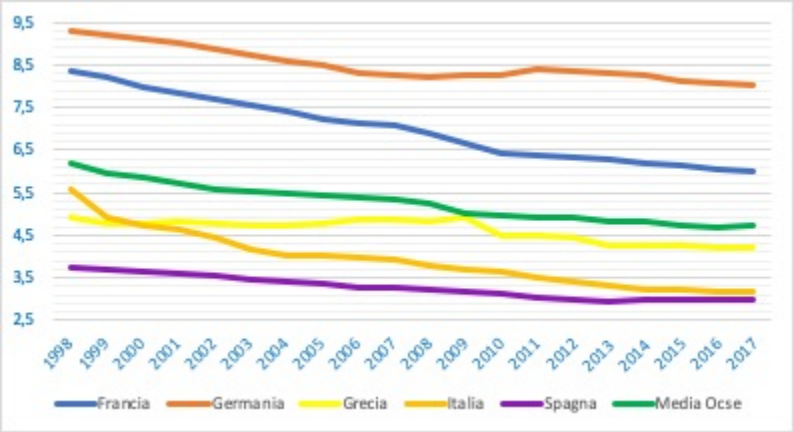
Numeri di posti letto: è veramente una questione di costi?

Il dibattito su livello e variazione della spesa sanitaria rischia di diventare sterile se non si considera l'obbiettivo ultimo che deve porsi un sistema sanitario pubblico: la distribuzione indiscriminata del bene pubblico sanità su tutto il territorio nazionale. Con questa dicitura si vuole evidenziare la necessità di garantire non solo l'accesso ai servizi a tutti i cittadini, ma altresì che tali servizi siano dotati di elevati *standard* in termini qualitativi. Tra i fattori che possono influenzare la qualità complessiva delle cure erogate è importante analizzare la struttura dell'offerta[9], in cui rientrano il numero di medici, infermieri e, più in generale, di operatori sanitari e la dotazione di posti letto.

Riguardo alla dotazione di posti letto, nelle ultime settimane, si è acceso un forte dibattito tra chi sostiene che i tagli alla spesa sanitaria, visti nei paragrafi precedenti, abbiano inciso sulla loro riduzione e chi, al contrario, afferma che il *trend* decrescente non sia causato dalla riduzione della spesa ma da altri fattori. In particolare, nell'intervento apparso su *Lavoce.info*, citato sopra, gli autori sostengono che "*se in Italia un posto letto costasse come in Germania […] potremmo disporre quasi del doppio di quelli che abbiamo oggi*". Dall'affermazione si può intuire come gli autori sostengano che la disponibilità di posti letto venga a dipendere dal loro costo medio, calcolato come il rapporto tra la spesa per servizi ospedalieri e numero di posti letto. È interessante a questo punto indagare sulle determinanti dei posti letto per capire in che misura questa affermazione trovi riscontro nella realtà.

In primis è doveroso mostrare la *Figura 5* che rappresenta l'evoluzione dei posti letto ospedalieri ogni mille abitanti dal 1999 al 2017. Dal confronto emerge che Italia, Grecia e Spagna sono ben al di sotto, nel 2017, alla media Ocse (4,73), facendo registrare 3,18 letti ospedalieri ogni mille abitanti in Italia, 2,97 letti ospedalieri ogni mille abitanti in Spagna e 4,21 letti ospedalieri ogni mille abitanti in Grecia. Anche in questo caso, i nostri principali *partner* europei – Francia e Germania – sono davanti a noi. La prima fa registrare, nel 2017, 5,98 posti letto ospedalieri ogni mille abitanti, mentre la seconda, sempre in quell'anno, circa 8 posti letto ospedalieri ogni mille abitanti.

Figura 5: evoluzione posti letto ospedalieri ogni 1000 abitanti (1998-2017)



Fonte: Ocse

Per comprendere le determinanti che cercano di spiegare le differenze nei posti letto tra i vari paesi si è deciso di analizzare un *dataset panel* che considera trentadue paesi[10] per il periodo che va dal 2010 sino al 2017.

A livello teorico la funzione dei posti letto ( ) è ipotizzata in questo modo:

$$PL = f\underset{[-]}{(C_{pl}}\ \underset{[+]}{G_s}\ \underset{[+]}{D}\ \underset{[+]}{Y}\ \underset{[+]}{A_{vita}}\ \underset{[+]}{P)} \qquad [3]$$

Dove PL è il numero dei posti letto. C_{pl} rappresenta il costo di un singolo posto letto, calcolato come il rapporto tra la spesa per cure ospedaliere e riabilitative[11] e il numero di posti letto. Questa variabile entra con segno meno nella funzione che determina il numero dei posti letto seguendo così l'approccio proposto da Leonzio Rizzo e Riccardo Secomandi: al diminuire del costo per posto letto, a parità di altre condizioni, il loro numero complessivo vede un incremento. G_S rappresenta la spesa sanitaria ed è legata al numero dei posti letto da una relazione positiva: al crescere della spesa sanitaria ci si aspetta che anche i posti letto facciano lo stesso. *D* rappresenta il numero di dimissioni e può essere considerata come una misura dei ricoveri ospedalieri. Anche le dimissioni sono legate ai posti letto da una relazione positiva, infatti ci si aspetta che nei paesi caratterizzati da un maggior numero di ricoveri si renda necessario un maggior numero di posti letto. *Y* rappresenta il Prodotto Interno Lordo in termini nominali. rappresenta l'aspettativa di vita e ci si attende che ad aspettative di vita più elevate corrisponda, *ceteris paribus*, un numero più elevato di posti letto. A_{vita} rappresenta la popolazione e anche qui ci si attende un'influenza positiva sul numero dei posti letto.

Si è deciso di svolgere un'analisi di regressione attraverso il cosiddetto *modello between*, ossia un modello econometrico che stima la relazione tra la variabile dipendente e i regressori, utilizzando come osservazioni le medie dei gruppi, che nel nostro caso sono rappresentati dai diversi paesi. La scelta del modello *between* può essere giustificata dal tentativo di elidere le possibili distorsioni temporali: nel periodo osservato infatti i posti letto seguono un *trend* decrescente nella maggior parte dei paesi analizzati, mentre la spesa sanitaria tende a crescere. Tutto ciò porta a possibili distorsioni in quanto se si utilizzasse un modello *panel* ad effetti fissi, con molta probabilità, il modello andrebbe a cogliere una relazione negativa tra la spesa sanitaria e i posti letto. Sarebbe quindi utile ricorrere a variabili strumentali per capire in quale misura il tasso di crescita della spesa sanitaria può essere definito "normale" e in quale misura è determinato invece dalla variazione dei posti letto. Tuttavia, anche se con il metodo appena descritto sarebbe possibile ottenere stime più precise e ben consapevoli dei limiti del *modello between* , quest'ultimo può comunque fornirci buone indicazioni sulle determinanti dei posti letto.

La funzione di regressione è ipotizzata logaritmica ed espressa dalla seguente equazione:

$$(\ln PL)_i = \delta_0 + \delta_1(\ln C_{pl})_i + \delta_2(\ln G_s)_i + \delta_3(\ln D)_i + \delta_4(\ln Y)_i + \delta_5(\ln A_{vita})_i + \delta_6(\ln P)_i + u_i \ [4]$$

Dove le variabili assumono il significato descritto sopra; il pedice *i* indica che la variabile si riferisce alla media dell' *i*-esimo gruppo; u_i rappresenta il termine d'errore della regressione che contiene tutte le variabili non osservate che incidono sul valore della variabile dipendente e il vettore

$$\delta = \begin{bmatrix} \delta_0 \\ \dots \\ \delta_6 \end{bmatrix},$$

contiene tutti i coefficienti di regressione delle variabili indipendenti.

La *Tabella 2* mostra i risultati delle stime[12] del suddetto vettore, ossia

$$\hat{\delta} = \begin{bmatrix} \widehat{\delta_0} \\ \dots \\ \widehat{\delta_6} \end{bmatrix}.$$

Tabella 2: stima dei coefficienti di regressione [4]

Variabile	$\hat{\delta}$	Coefficiente	Errore std.	Rapporto t	P-value $(H_0: \hat{\delta} = 0)$
Costante	$\widehat{\delta_0}$	−10,7125	4,43357	−2,416	0,0233
C_{pl}	$\widehat{\delta_1}$	−0,829104	0,0593840	−13,96	$2{,}62e-013$
G_s	$\widehat{\delta_2}$	0,585290	0,0905218	6,466	$9{,}02e-07$
D	$\widehat{\delta_3}$	0,497489	0,0761455	6,533	$7{,}64e-07$
Y	$\widehat{\delta_4}$	0,0118808	0,0110386	1,076	0,2921
A_{vita}	$\widehat{\delta_5}$	3,11837	0,946918	3,293	0,0030
P	$\widehat{\delta_6}$	−0,0760627	0,0816588	−0,9315	0,3605

Un primo risultato che viene messo in luce dalle stime è la conferma della relazione negativa tra costo per posto letto (C_{pl}) e numero di posti letto (PL). Infatti, la stima del coefficiente di regressione è negativo (?_1) ? e statisticamente significativo. Tuttavia, è utile avanzare delle ipotesi sul rapporto di causalità tra le due variabili: è il costo che influenza il numero o è vero il viceversa? Secondo Rizzo e Secomandi è il costo ad influenzare il numero cosicché paesi che, grazie ad una maggiore efficienza, riescono ad avere posti letto ad un costo minore possono permettersene di più. In realtà, è probabile che tale risultato derivi da delle economie di scala: al crescere del numero di posti letto si abbassa anche il costo medio degli stessi instaurando così la relazione negativa osservata empiricamente. Inoltre - come evidenziato da Stefania Gabriele in un suo contributo qualche giorno orsono su queste colonne – quando le cure sono maggiormente incentrate nell'ospedale, ovvero vengono assicurate più spesso attraverso i ricoveri, probabilmente il livello medio di complessità delle prestazioni erogate ai pazienti ricoverati è minore, e di conseguenza lo è anche il costo medio del ricovero. Più in generale, potremmo dire che tale risultato potrebbe essere fortemente influenzato dalle grandi eterogeneità tra i vari sistemi sanitari e, in questo senso, sarebbe interessante indagare più a fondo sull'intensità e sulla significatività della relazione provando, per esempio, a svolgere un'analisi dividendo i vari paesi in gruppi i cui partecipanti sono caratterizzati da somiglianze nei sistemi sanitari. È difficile

quindi sostenere un rapporto di causalità che veda il numero di posti letto dipendere dal loro costo. Possiamo invece ragionevolmente sostenere che la generalizzata riduzione dei posti letto osservata negli ultimi anni, nei paesi analizzati, abbia spinto al rialzo il loro costo medio.

Un secondo risultato interessante è la conferma della relazione positiva tra numero di posti letto (PL) e spesa sanitaria (G_S), la stima del coefficiente di regressione è infatti positiva e statisticamente significativa (?_2) ?. Sul rapporto di causalità tra le due variabili è bene dire che esso potrebbe essere bilaterale: da un lato al crescere dei posti letto, aumenta il costo complessivo e quindi aumenta anche la spesa, dall'altro, dato che l'aggregato spesa sanitaria contiene anche gli investimenti fissi lordi, è molto probabile che un incremento della spesa porti a incrementare il numero di posti letto. Alla luce di questo risultato è possibile sostenere con un certo grado di ragionevolezza che una parte della riduzione dei posti letto a cui abbiamo assistito negli ultimi anni è stata guidata dai tagli alla spesa. Infatti, in molte circostanze, la crisi finanziaria, economica e fiscale ha spinto i governi a ridurre il numero di posti letto complessivi per contenere la spesa sanitaria pubblica[13]. Inoltre, una parte del differenziale tra i posti letto nei vari paesi può essere spiegata dalle differenti dotazioni di spesa sanitaria.

Dalle stime viene confermata anche la relazione positiva tra il numero di dimissioni (D) e il numero complessivo di posti letto (PL): la stima del coefficiente di regressione è positiva e statisticamente significativa (?_3) ?. Il rapporto di causalità è in questo caso unilaterale ed è ragionevole supporre che sia il numero di dimissioni ospedaliere ad influenzare il numero di posti letto. Quindi, la riduzione dei posti letto a cui abbiamo assistito negli ultimi anni può essere stata influenzata dall'introduzione di tecnologie mediche che hanno permesso di trattare alcune patologie in *setting* ambulatoriale e in regime di *day-hospital****[14]***. Inoltre, i differenziali osservati tra i vari paesi possono essere influenzati dalle varie eterogeneità nelle strategie di gestione dei sistemi sanitari. La notevole offerta di posti letto in Germania può essere influenzata, per esempio, da un elevato numero di dimissioni ospedaliere[15], indice di un sistema incentrato maggiormente sull'ospedale[16].

Per quanto riguarda invece le relazioni tra Pil nominale (Y) e posti letto (PL) e quella tra popolazione (P) e posti letto (PL) possiamo dire che, dall'analisi svolta, non risultano statisticamente significative: i *p-value* relativi alle stime dei coefficienti (?_4) ? e (?_6) ? rispettivamente di 0,29 e 0,36 obbligandoci ad accettare, per ogni ragionevole livello di significatività, l'ipotesi nulla (H_0) così da doverli considerare uguali a zero dal punto di vista statistico.

Infine, viene confermata anche la relazione positiva tra l'aspettativa di vita (A_{vita}) e il numero complessivo di posti letto (PL): la stima del coefficiente è positiva e significativamente diversa da zero (?_5) ?. Anche in questo caso è ragionevole ipotizzare un rapporto di causalità unilaterale che dall'aspettativa di vita influenza il numero di posti letto. Infatti, al crescere dell'aspettativa di vita la popolazione invecchia e si rendono necessarie un maggior numero di prestazioni sanitarie che potrebbero richiedere l'ospedalizzazione. È interessante osservare che, nel corso degli ultimi anni, sebbene la popolazione sia generalmente invecchiata, il numero di posti letto si è comunque ridotto, segno che gli effetti dei tagli alla spesa e della de-ospedalizzazione sono stati maggiori rispetto a quello descritto da questa variabile.

"Malattia dei costi" di Baumol e crescita della spesa sanitaria

Anche se, come abbiamo visto, negli ultimi anni la spesa sanitaria ha subito tagli e definanziamenti, se allarghiamo l'orizzonte ad un periodo che va dal secondo dopoguerra ad oggi la spesa sanitaria e, più in generale, la spesa pubblica hanno visto un costante incremento. Una delle svariate spiegazioni del fenomeno[17] è quella elaborata da Baumol e nota in letteratura come "malattia dei costi"[18].

Secondo l'economista statunitense è possibile suddividere le attività economiche in due settori: i) settore *progressivo*; ii) settore *non progressivo*. Il primo è caratterizzato da un costante aumento della produttività cosicché, al crescere dei salari, i costi restano costanti (si pensi, per esempio, all'attività manifatturiera). Il secondo è caratterizzato invece da produttività stagnante sicché, dato che i salari nei due settori si muovono assieme a causa della mobilità del lavoro che si ha nel lungo periodo, quando questi ultimi crescono anche i costi sono destinati a crescere. Nella pubblicazione del 1967 Baumol inserisce nel

settore a produttività stagnate perlopiù servizi pubblici come istruzione, assistenza sanitaria, attività culturali, manutenzione delle città e così via.

Nel settore *non progressivo* rientra dunque anche quello della sanità pubblica in quanto è caratterizzato da aumenti di produttività moderati ed è dunque affetto dalla "malattia dei costi". Con questa affermazione non si vuole sostenere che non vi sia progresso tecnico nel settore sanitario, ma bensì che questo ha un impatto differente sulla produttività rispetto ad altri settori. Nel settore sanitario, infatti, l'utilizzo di una nuova tecnologia non sostituisce il lavoro degli operatori sanitari nella produzione del servizio ma li aiuta a erogare una prestazione migliore.

Per verificare se il settore sanitario è veramente affetto dalla "malattia dei costi" si è svolta una stima empirica prendendo come riferimento il modello proposto da Bates e Santerre[19] e utilizzando un *dataset panel* che comprende trentadue[20] paesi per il periodo 1995-2017.

Il modello proposto dai suddetti autori e su cui si è eseguita la stima è il seguente:

$$Os_{it}\Delta\log(Gs_{it}) = \omega_0 + \omega_1[\Delta\log(W_{it}) - \Delta\log(\pi_{it})] + \Delta\log(Z_{it}) + \alpha_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad [5]$$

Dove Os_{it} è l'occupazione nel comparto sanitario per l' *i*-esimo paese nel *t*-esimo periodo; ? log?(Gs_it) la differenza logaritmica della spesa sanitaria per l' i-esimo paese nel t-esimo periodo; ?_0 la costante; ?_1 il coefficiente di Baumol; ? log?(W_it)è la differenza logaritmica del salario medio annuale (prezzi correnti) per l' *i*-esimo paese nel *t*-esimo periodo; ? log?(?_it) è la differenza logaritmica della produttività per l' *i*-esimo paese nel *t*-esimo periodo; ? log?(Z_it) è la differenza logaritmica della variabile che contiene la percentuale della popolazione con età maggiore o uguale a 65 anni e il tasso di disoccupazione per l' *i*-esimo paese nel *t*-esimo periodo; ?_i rappresenta l'effetto individuale; ?_t rappresenta l'effetto temporale e ?_it è l'errore.

La variabile rilevante ai fini della nostra analisi è la cosiddetta "variabile di Baumol" ([? log?(W_it)-? log?(?_it)]) che rappresenta il differenziale tra il tasso di crescita dei salari e i guadagni di produttività nell'economia. Per avere una conferma del modello di Baumol servirebbe dunque che la stima del suo coefficiente, (?_1) ?, sia statisticamente significativa e positiva. Le stime[21] della suddetta variabile vengono riportate nella *tabella 3*.

Tabella 3: stima del coefficiente di Baumol [5]

	Coefficiente	Errore std.	Rapporto t	P-value ($H_0: \hat{\omega} = 0$)
$\widehat{\omega_0}$	0,00861899	0,00198512	4,342	0,0001 ***
$\widehat{\omega_1}$	0,0323629	0,00698689	4,632	6,15e − 05 ***

Dalle stime emerge che il coefficiente di Baumol (?_1) ? è positivo e significativamente diverso da zero[22]: viene confermata dunque la relazione teorica descritta dall'economista statunitense. I settori sanitari dei principali paesi Ocse sono dunque affetti dalla cosiddetta "malattia dei costi". La validità della legge di Baumol ha delle implicazioni non banali: se è vero che i salari del settore sanitario crescono ad un ritmo maggiore rispetto alla sua produttività, allora i costi sono destinati a incrementare costantemente. Questo significa che, nel mercato sanitario, per garantire un livello di *output* costante è necessario incrementare costantemente la spesa sanitaria. Se così non fosse e la disponibilità di risorse dovesse rimanere invariata nel tempo il risultato sarebbe quello di erogare una sempre minor quantità di servizi sanitari. Tutto ciò può aiutare a comprendere il motivo per cui, diversamente da altri settori, nella sanità pubblica ogni euro di mancato aumento o adeguamento di spesa è da considerare un taglio *tout court*[23].

Osservazioni conclusive

Anche se è complesso addentrarsi sul terreno scivoloso dei confronti internazionali in un settore ampio, articolato e caratterizzato da vaste eterogeneità tra paesi come quello sanitario - il che implica la necessità di interpretare con un certo grado di cautela i risultati e le loro implicazioni – l'analisi svolta nei paragrafi precedenti ci ha condotto a dei risultati interessanti.

In primo luogo, sono stati messi in luce i tagli e i definanziamenti – di cui si sono resi responsabili tutti gli esecutivi indipendentemente dal "colore" – che hanno caratterizzato la recente storia del SSN. È difficile infatti sostenere che le politiche di consolidamento fiscale non abbiano impattato in modo significativo e permanente sulla disponibilità di risorse a disposizione della sanità pubblica italiana. In secondo luogo, attraverso un'analisi di regressione, sono state stimate le principali variabili che influenzano i differenziali di dotazione di posti letto nei vari paesi. Anche se dalle stime emerge una relazione negativa tra il costo per posto letto e il numero di posti letto è difficile sostenere che tale relazione abbia un rapporto di causalità che va dalla prima alla seconda. È molto più probabile che sia vero il contrario. Inoltre, le suddette stime confermano l'influenza positiva della spesa sanitaria, delle dimissioni e dell'aspettativa di vita sui differenziali di posti letto nei vari paesi. Infine, grazie all'evidenza empirica, si è appreso che i sistemi sanitari dei principali paesi Ocse sembrano essere affetti dalla cosiddetta "malattie dei costi" postulata da Baumol nel 1967.

Tali risultati hanno delle implicazioni di *policy* non indifferenti che spingono ad instaurare una riflessione che risulta indispensabile data l'emergenza sanitaria che ci troviamo a dover fronteggiare in questi mesi. In linea con le *teorie dell'egualitarismo dei beni**[24]* - secondo le quali l'accesso ad alcuni beni che vengono considerati "superiori" non può dipendere dalla disponibilità di reddito – la nostra carta costituzionale sancisce all'*art. 32* il diritto alla salute come "*fondamentale diritto dell'individuo e interesse della collettività*". In questo senso, i "padri costituenti" hanno voluto ribadire la necessità di diffondere indiscriminatamente le prestazioni sanitarie su tutto il territorio nazionale. I tagli e i definanziamenti al SSN a cui abbiamo assistito negli ultimi anni non si possono di certo ritenere in linea con il suddetto principio una volta compreso le peculiarità che distinguono il settore sanitario dagli altri settori dell'economia. Come abbiamo visto, all'interno del comparto sanitario vale la "legge di Baumol" e non quella della produttività, motivo per cui è indispensabile garantire, *ceteris paribus*, una costante crescita della spesa sanitaria nel corso del tempo per evitare delle perdite in termini di prestazioni sanitarie. In questo senso, per fronteggiare l'emergenza sanitaria, serve immettere tutte le risorse necessarie nel sistema sanitario al fine di garantire il minor danno possibile in termini di vite umane. Inoltre, tali risorse non devono essere viste come risorse *una tantum* ma è indispensabile che le disponibilità aggiuntive vengano destinate al sistema in modo strutturale e permanente. Purtroppo, non va in questo senso la *Legge sanità n.14* del 9 marzo scorso che apre la porta – per i ventimila medici e infermieri che verranno assunti per fronteggiare l'emergenza – a soluzioni contrattuali precarie che prevedono contratti di un anno senza possibilità di rinnovo[25].

Bibliografia

Armeni P., Costa F. e Furnari A. (2017), "Il confronto dei sistemi sanitari in una prospettiva internazionale", in CERGAS (a cura di), *Rapporto OASI 2017*, Milano, EGEA.

Bartoloni M. (2020), "In trincea con contratti precari: ecco le 20mila assunzioni a rischio nella Sanità", in *Il Sole 24*, 11 marzo.

Bates L.J., Santerre R.E. (2013). "Does the US health care sector suffer from Baumol's cost disease? Evidence from the 50 states". *Journal of Health Economics* [online], volume 32, pp. 386-391.

Baumol W.J. (1967), "Macroeconomics of unbalanced growth: the anatomy of urban crisis", in *The American Economic Review* [online], volume 57 n. 3, pp. 415-426.

Cartabellotta N., Cottafava E., Luceri R., Mosti M. (2019), in *Report Osservatorio GIMBE n. 7/2019*. "Il definanziamento 2010-

2019 del Servizio Sanitario Nazionale". *Fondazione GIMBE*: Bologna, settembre 2019. Disponibile a: www.gimbe.org/definanziamento-SSN.

Caruso E., Dirindin N. (2019), in *Salute ed economia. Questioni di economia e politica sanitaria*, Il Mulino, Bologna.

Eurostat (2020), "Health statistics". *Eurostat database*.

Gabriele S. (2020), "Il costo dei posti letto e i rischi dei confronti internazionali", in *economiaepolitica* 17 aprile.

Gayer T., Rosen H.S. (2018), *Scienza delle finanze*, *edizione italiana* a cura di Rapallini C., Mc Graw Hill, New York.

ISTAT (2020), "Conti nazionali", http://www.istat.it/it/conti-nazionali.

Marelli E., Signorelli M. (2019), in *Politica economica: le politiche del nuovo scenario europeo e globale*, Giapichelli, Torino.

Muratore A. (2020), "Il massacro del sistema sanitario", in *InsideOver* 15 Aprile.

Niskanen W. (1971), in *Bureaucracy and representative government*. Chicago, Aldine.

Nitti F.S. (1903), in *Principi di Scienza delle Finanze*. Napoli, Pierro.

OECD (2020), "OECD Health Data: Health care resources", *OECD Health Statistics* (database).

Peacock A., Wiseman J. (1961), in *The growth of public expenditures in the U.K. Princeton*, Princeton University Press.

Rizzo L. e Secomandi R. (2020), "Posti letto: perché in Italia costano di più", in *Lavoce.info* 3 Aprile.

Tobin J. (1970), "Money and income: post hoc ergo propter hoc", in *Quarterly Journal of Economics*, 84.

Wagner A. (1883), in *Finanzwissenschaft*, Leipzig, riprodotto in inglese in Musgrave R - Peacock A., 1958, *Classics in the theory of public finance*, London, MacMillan.

---

[1] Uno di questi precedenti è quello relativo al periodo 1991-1994, periodo caratterizzato da forti consolidamenti fiscali volti a ridurre la spesa pubblica in vista dell'adesione all'Unione Monetaria Europea.

[2] *Report* GIMBE 2019.

[3] A. Muratore (2020).

[4] Se si considera un tasso di crescita medio di circa 3,3 punti percentuali anche per i sette anni che vanno dal 2010 al 2018 - seguendo quindi il *trend* del periodo precedente (1995-2010) - si dovrebbe giungere ad una cifra vicina a quella indicata nel testo (135 miliardi).

[5] Portogallo, Italia, Irlanda, Grecia e Spagna. Questo raggruppamento di paesi è quello che ha risentito maggiormente della cosiddetta *Crisi dell'Eurozona* e in conseguenza di ciò è stato costretto a significative politiche di consolidamento fiscale.

[6] Per saldo primario si intende la differenza tra le entrate e le uscite della pubblica amministrazione al netto degli interessi sul debito pubblico.

[7] In altre parole, ci dice di quanto varia il rapporto spesa sanitaria/Pil al variare del rapporto saldo primario/Pil.

[8] Si riportano di seguito i principali indici che mostrano la bontà dell'analisi svolta:

Media var. dipendente	6,743241	**SQM var. dipendente**	0,509528
Somma quadr. residui	1,949184	**E.S. della regressione**	0,329071
R-quadro	0,604848	**R-quadro corretto**	0,582896
F(1, 18)	18,30308	**P-value(F)**	0,000452
Log-verosimiglianza	−5,095556	**Criterio di Akaike**	14,19111
Criterio di Schwarz	16,18258	**Hannan-Quinn**	14,57987
rho	0,70326	**Durbin-Watson**	0,531025

[9] P. Armeni *et al.* (2017).

[10] Australia, Austria, Belgio, Canada, Repubblica Ceca, Danimarca, Estonia, Finlandia, Francia, Germania, Grecia, Ungheria, Islanda, Irlanda, Italia, Giappone, Corea, Lettonia, Lituania, Lussemburgo, Messico, Olanda, Norvegia, Polonia, Portogallo, Slovacchia, Slovenia, Spagna, Svezia, Svizzera, Regno unito e Stati Uniti.

[11] In termini nominali e a parità di potere d'acquisto.

[12] Si riportano di seguito i principali indici che mostrano la bontà dell'analisi svolta:

Media var. dipendente	10,94257	**SQM var. dipendente**	1,662649
Somma quadr. residui	0,317370	**E.S. della regressione**	0,112671
R-quadro	0,996297	**R-quadro corretto**	0,995408
F(6, 25)	1120,920	**P-value(F)**	3,94e-29
Log-verosimiglianza	28,40874	**Criterio di Akaike**	−42,81748
Criterio di Schwarz	−32,55733	**Hannan-Quinn**	−39,41653

[13] P. Armeni *et al.* (2017).

[14] P. Armeni *et al.* (2017).

[15] P. Armeni *et al.* (2017).

[16] E. Caruso e N. Dirindin (2019).

[17] Tra queste si vedano, per esempio, F.S Nitti (1903), A. Wagner (1883), A. Peacock e J. Wiseman (1961) e W. Niskasen (1971).

[18] Si veda Baumol (1967).

[19] (2013).

[20] Australia, Austria, Belgio, Canada, Repubblica Ceca, Danimarca, Estonia, Finlandia, Francia, Germania, Grecia, Ungheria, Islanda, Irlanda, Italia, Giappone, Corea, Lettonia, Lituania, Lussemburgo, Messico, Olanda, Norvegia, Polonia, Portogallo, Slovacchia, Slovenia, Spagna, Svezia, Svizzera, Regno unito e Stati Uniti.

[21] Si riportano di seguito i principali indici che mostrano la bontà dell'analisi svolta:

Media var. dipendente	0,005248	**SQM var. dipendente**	0,004463
Somma quadr. residui	0,005720	**E.S. della regressione**	0,003182
R-quadro LSDV	0,536008	**R-quadro intra-gruppi**	0,297132
Log-verosimiglianza	2714,242	**Criterio di Akaike**	−5318,485
Criterio di Schwarz	−5074,850	**Hannan-Quinn**	−5223,782
Rho	0,007514	**Durbin-Watson**	1,948399

[22] In linea con i risultati di Bates e Santerre (2013) che stimavano tale coefficiente per il settore sanitario statunitense.

[23] A. Muratore (2020).

[24] Si veda J. Tobin (1970).

[25] Si veda M. Bartoloni (2020).