

1994 - 2000:
PRIMI ELEMENTI PER UNA ANALISI DELLE TRASFORMAZIONI
DEL SSN DAL PUNTO DI VISTA DELLA DOMANDA

DANIELE FABBRI

pubblicazione internet realizzata con contributo della



1994 - 2000:
PRIMI ELEMENTI PER UNA ANALISI DELLE
TRASFORMAZIONI DEL SSN DAL PUNTO DI VISTA DELLA
DOMANDA

Daniele Fabbri*

Dipartimento di Scienze Economiche, Università di Bologna, Italy and CHILD

VERSIONE INCOMPLETA E PRELIMINARE

NON CIRCOLARE, NON CITARE

7 Settembre, 2006

* Corresponding author: Daniele Fabbri, Dipartimento di Scienze Economiche, Università di Bologna, Piazza Scaravilli 2 - 40126 Bologna, Italy. E-mail: dfabbri@economia.unibo.it

1 INTRODUZIONE

Molti studiosi hanno esaminato ed illustrato le radicali trasformazioni cui è stato recentemente sottoposto il Servizio Sanitario Nazionale (SSN). Le analisi si sono tuttavia pressoché esclusivamente concentrate sul lato dell'offerta, in particolare per quanto concerne gli esercizi di misurazione empirica. Al contrario una analisi delle trasformazioni in atto attraverso i riflessi avuti sulla domanda e sui consumi sanitari pare opportuna e, per certi versi, necessaria. In effetti conosciamo come si è modificato l'assetto istituzionale mentre in merito alla attuazione degli interventi, in particolare per quanto riguarda le modalità effettive di razionamento della domanda, il quadro pare molto disomogeneo e in vari tratti oscuro. Ad oggi ad esempio non si hanno dati attendibili sul razionamento con liste d'attesa.

In questo lavoro confrontiamo l'accesso ai servizi sanitari in Italia fra il 1994 e il 2000. L'intento è quello di trarre implicazioni indirette circa l'operatività e l'efficacia del cambiamento nei meccanismi di razionamento intercorsi, misurando opportunamente la variazione nei consumi effettuati. Utilizziamo, limitatamente agli individui in età compresa fra i 50 e i 75 anni, i dati delle due indagini ISTAT "Condizioni di salute e ricorso ai servizi sanitari" condotte nei rispettivi anni.

Nel periodo intercorso fra le due rilevazioni si collocano i principali interventi normativi e attuativi di riforme che hanno radicalmente modificato l'assetto del nostro SSN: aziendalizzazione e regionalizzazione, modifica del regime di esenzione dalla compartecipazione alla spesa, ridefinizione del nomenclatore delle prestazioni e relativi tariffari, riforme del prontuario farmaceutico Non è necessario qui entrare nel merito di ciascuno di tali "passaggi" visto che sono stati approfonditamente esaminati altrove. Rispetto agli obiettivi dell'analisi ci limitiamo ad osservare che nel 1994 l'esenzione dalla compartecipazione alla spesa per le prestazioni di specialistica, diagnostica strumentale e assistenza farmaceutica, veniva accordata in base ad un puro criterio di bisogno. Questo veniva colto, fatte salve le prestazioni direttamente connesse alle cosiddette patologie rare (ex dm 1-2-1991), dalla età anagrafica dell'individuo. Nel 2000 il regime di esenzione si presenta molto più articolato prevedendo l'esclusione dalla compartecipazione sulla base di criteri di puro bisogno (esenzione per invalidità, condizioni croniche e patologie rare), di condizione economica (titolarità di pensione sociale; stato di disoccupazione se il reddito familiare non supera un limite previsto) con estensione ai familiari a carico, e misti (età superiore ai 65 anni associato ad un reddito familiare inferiore ad un limite previsto; titolarità di pensione minima con età superiore a 60 in presenza di un limite sul reddito familiare).

Il passaggio menzionato ha sensibilmente ridotto la platea di cittadini esenti e reso più selettivo il riconoscimento del diritto all'esenzione. Questo, lo ricordiamo, viene, dal 1995, accordato su istanza della parte interessata laddove nel 1994 la regola di esenzione veniva automaticamente applicata nella fase della fatturazione. Per effetto di tale articolato passaggio, fra il 1994 e il 2000 molti cittadini ultra sessantenni si sono visti revocare il diritto all'esenzione precedentemente accordato, mentre nel contempo non pochi cittadini fra i 50 e i 60 anni si sono visti accordare tale diritto. Le transizioni fra la condizione di esenzione e quella di non esenzione, se adeguatamente rilevate, offrono allo studioso l'opportunità di misurare l'effetto causale del razionamento monetario sui consumi sanitari. Nell'ipotesi di invarianza dei meccanismi di razionamento (tariffe, tempi di attesa, criteri di priorità), sarebbe infatti sufficiente misurare opportunamente la variazione dei consumi individuali intercorsa a seguito della transizione. Nella fonte che qui utilizziamo questa possibilità ci è preclusa. Nel lasso di tempo che intercorre fra la prima e la seconda indagine per effetto delle riforme dell'SSN tutti i meccanismi di razionamento si modificano, sia nel pubblico che nel privato.

2 I DATI

I dati che utilizziamo provengono dalle due indagini ISTAT "Condizioni di salute e ricorso ai servizi sanitari" condotte rispettivamente nel 1994 e nel 2° semestre 1999/1° semestre 2000 su campioni rappresentativi della popolazione italiana. Per comodità ci riferiremo d'ora in poi a quest'ultima indicandola convenzionalmente come indagine 2000. Qui limitiamo la nostra analisi agli individui in età compresa fra i 50 e i 75 anni, per un totale di 17296 osservazioni provenienti dalla prima indagine e 42189 dalla seconda.

Nell'indagine 1999/2000 all'intervistato viene richiesto di qualificare il proprio stato di esenzione (**exempt**) dalla compartecipazione alla spesa, specificando se per motivi di salute (**exempt_h**) o per altri motivi (**exempt_o**). In base all'informazione così raccolta possiamo valutare che nel 2000 il 35% della popolazione italiana fra i 50 e i 75 anni si dichiara esente dalla compartecipazione alla spesa sanitaria. Analoga domanda non è stata rivolta agli intervistati nell'indagine precedente. All'epoca l'esenzione operava in modo automatico sulla base dell'età anagrafica. Ci dobbiamo quindi limitare a quantificare gli eligibili, gli ultra sessantenni nel nostro caso. Si tratta del 52% della popolazione di riferimento. Pertanto abbiamo solo la possibilità di raffrontare una misura relativa alla "awareness" con una misura relativa alla "eligibility".

La rilevazione dei comportamenti di consumo sanitario formulata nelle due indagini è molto dettagliata, esauriente e soprattutto coerente. Ciascun intervistato viene richiesto di indicare il numero di visite e di accertamenti diagnostici effettuati nelle quattro settimane precedenti l'intervista e il numero di ricoveri ospedalieri relativi agli ultimi tre mesi. In merito alla esatta natura del fornitore una indicazione precisa viene raccolta solo rispetto all'ultimo servizio consumato in ciascuna categoria. Visto che è nostro interesse formulare valutazioni in merito alla evoluzione dei consumi che rientrano nell'ambito del finanziamento pubblico, abbiamo classificato i servizi come **privati (PRI)** se forniti da un professionista privato non accreditato, mentre abbiamo ricompreso nella categoria **pubblico (PUB)** anche il privato accreditato. Questa scelta ci ha portato anche a optare per una misura di accesso piuttosto che di conteggio. In sostanza abbiamo rilevato per ciascun individuo, nella rispettiva indagine, se, nelle ultime quattro settimane, aveva fatto ricorso a ciascuno dei seguenti servizi: visita generica (**GP**), visita specialistica pubblica (**PUB SPE**), visita specialistica privata (**PRI SPE**), accertamento diagnostico in struttura pubblica (**PUB DIA**), accertamento diagnostico in struttura privata (**PRI DIA**). Infine, relativamente agli ultimi tre mesi, se aveva subito almeno un ricovero ospedaliero (**HOS**).

3 ANALISI DESCRITTIVA

Per leggere le elaborazioni sugli indicatori di consumo possiamo notare come HOS sia la misura di consumo che esprime il minor grado di elettività espresso dal paziente nel contesto di una condizione di malattia. All'estremo opposto, il ricorso al GP, al PRI SPE e, in misura minore, alla PRI DIA si connotano come fortemente legati all'iniziativa del paziente. Infine l'accesso alle prestazioni di PUB SPE e PUB DIA, richiedendo, nella maggioranza dei casi il referral da parte del GP, riflettono una iniziativa individuale mediata dal consulente di prima istanza.

Dall'analisi dei dati contenuti nella Tabella 1 si evince che nel periodo esaminato i consumi sanitari individuali rientranti nell'area pubblica si sono ridotti sensibilmente per la sola componente delle visite generiche (-6%), quella più elettiva, sono rimasti pressoché inalterati per quanto attiene il ricovero ospedaliero (-2%) e la specialistica pubblica (-1,7%), accrescendosi invece nella componente dei servizi di diagnostica strumentale e di laboratorio (+3%). In questo frangente l'accesso alla specialistica privata si riduce in misura cospicua mentre resta invariato quello alla diagnostica privata. Osserviamo quindi che nel quinquennio considerato si misurano contrazioni non trascurabili nell'accesso ai servizi più elettivi.

A questa prima lettura pare opportuno sovrapporre la considerazione degli incentivi individuali espressi nelle scelte elettive. Sul ricorso al GP opera un razionamento legato al tempo di attesa “fisico” e ai costi di accesso non monetari. La complementarità fra il ricorso al GP e l’accesso ad altre prestazioni pubbliche indotto dal processo di referral e di prescrizione può tuttavia ingenerare sui consumi di visite generiche effetti di razionamento indiretti, che trovano cioè la loro origine nei meccanismi di razionamento operanti sui consumi prescrivibili. Per quanto riguarda l’accesso alla specialistica e alla diagnostica possiamo ritenere che operino principalmente il razionamento con tempi di attesa e il razionamento monetario, tramite ticket nel pubblico e onorari professionali nel privato. E’ del tutto evidente che per gli individui esentati dalla compartecipazione alla spesa gli effetti di razionamento, diretto su SPE e DIA e indiretto sul ricorso a GP, sono limitati al solo operare dei meccanismi non monetari.

Per progredire nell’analisi pare quindi interessante distinguere l’evoluzione nei consumi di popolazioni esentate e popolazioni non esenti dalla compartecipazione. Un primo tentativo in questo senso consiste nel dividere la popolazione in classi di età usando come discriminante la soglia di eleggibilità stabilita nel 1994. Il gruppo degli ultra sessantenni, interamente esente nel 1994, presenta una quota di non esenti pari al 49% nel 2000. Al contrario il gruppo di età compresa fra i 50 e 60 anni, precedentemente non esente, presenta una quota di esenti pari al 17% nel 2000. Dai dati sembra di poter concludere che l’entità delle variazioni è eterogenea fra le due classi individuate ma non appare molto differente la tendenza evolutiva: contenimento nelle cure generiche, lieve aumento nella diagnostica pubblica, invarianza nella specialistica, contrazione del ricorso alla specialistica privata. Nelle categorie di servizi pubblici più esposte all’iniziativa del paziente non si leggono variazioni coerenti con la riduzione della quota di esenti, e quindi con l’incremento del razionamento monetario, fra gli ultra sessantenni, o con l’incremento della quota di esenti, e quindi il ridursi del razionamento monetario, fra gli ultra sessantenni. Questo risultato può essere attribuito alla variazione compositiva delle popolazioni ricomprese nelle due classi di età ma anche alla compensazione fra impatti eterogenei all’interno delle classi di età. Possiamo in sostanza ritenere che l’ultra sessantenne del 1994 sia diverso dal suo analogo rilevato nel 2000 e pertanto nella variazione aggregata l’effetto della modifica nel regime di esenzione venga coperto dall’effetto compositivo. In aggiunta possiamo attenderci che l’impatto delle riforme nei meccanismi di razionamento fra il 1994 e il 2000 abbia influito in modo diverso sui comportamenti di consumo dell’ultrasessantenne esente rispetto al suo analogo non esente. Pertanto la misurazione dell’effetto sul gruppo possa finire per produrre una compensazione che nasconde tale eterogeneità.

Nell'ultima sezione della tabella raffrontiamo sulle due cross-section i consumi degli esenti e non esenti definiti in base al regime stabilito nei rispettivi periodi. In questo raffronto rileviamo che il gruppo degli esenti, identificati e rilevati nel 2000, consuma con maggiore probabilità tutte le tipologie di servizio pubblico rispetto a quanto faceva il gruppo di esenti definiti e rilevati nel 1994. Esattamente l'opposto accade al gruppo dei non esenti. In particolare il segno opposto nelle variazioni delle probabilità di accesso ospedaliero ci fa ritenere che gran parte dell'effetto misurato sia da ascrivere alla più precisa identificazione della condizione di bisogno nel processo di riconoscimento dello stato di esenzione. L'analisi di impatto su esenti e non esenti condotta in questo modo viene pertanto distorta dalla maggiore "fragilità" degli esenti identificati nel 2000. Poiché riteniamo che le riforme nei meccanismi di razionamento fra il 1994 e il 2000 abbiano influito in modo diverso sui comportamenti di consumo individuale a seconda della condizione di esenzione nella sezione che segue delineiamo un metodo per condurre una analisi di impatto che non risenta di questo problema.

4 UN MODELLO DI MATCHING

Per effettuare il confronto e misurare l'impatto sui consumi procediamo in due stadi. Nel primo stadio identifichiamo e associamo a ciascun individuo osservato nel 2000, separatamente per gli esenti e i non esenti, il suo più simile corrispondente nel campione 1994. Nel secondo stadio misuriamo per ciascuna coppia costituita la differenza fra i consumi sanitari effettuati e aggregiamo ottenendo la misura dell'impatto ricercata.

Il primo stadio viene condotto utilizzando un procedura di matching statistico multivariato, diffuso in statistica medica, chiamato "Mahalanobis-metric matching" (Rubin, 1980). Ogni individuo del campione 2000 viene accoppiato all'individuo del campione 1994 del medesimo sesso e che ha espresso la medesima valutazione della propria salute (self-rated health) che è più vicino in base alla distanza di Mahalanobis:

$$d(X_i, X_j) = (X_i - X_j)^T C^{-1} (X_i - X_j)$$

dove X_i e X_j sono vettori di variabili che descrivono il generico individuo rispettivamente nel campione 2000 e nel campione 1994 e C è la matrice di covarianza di X sul campione 2000. Al procedere della selezione gli accoppiamenti vengono fatti con sostituzione ovvero il medesimo soggetto nel campione 1994 può essere il "closest match" di più individui del campione 2000. Le variabili individuali inserite nel vettore sono, oltre all'età e al Body Mass Index, le dummy per la presenza delle seguenti condizioni: appartenenza a 1 fra 5 classi di reddito, laureato, non coniugato, ritirato dal lavoro, fumatore, invalido, cieco, sordo, handicap mentale, handicap motorio, diabete,

ipertensione, tumore, infarto, malattia del cuore, angina, bronchite, artrosi, osteoporosi, ernia, cirrosi, calcolosi renale. Abbiamo inoltre inserito variabili relative al luogo di residenza: popolazione del comune, dummy ruralità e capoluogo, dummy per le 5 ripartizioni geografiche. Infine abbiamo inserito anche le caratteristiche del capofamiglia, qualora presente: se ultra 65enne, se ritirato dal lavoro e gli anni di istruzione scolastica. La scelta di queste variabili è volta a rendere massima similitudine fra individui osservati nel 2000 e individui osservati nel 1994 soprattutto per quanto riguarda le caratteristiche osservabili e misurate che portano al riconoscimento dello status di esenzione. L'imposizione del "matching perfetto" sulla misura di self-rated health vuole viceversa cogliere la possibilità, riscontrata in letteratura, che l'invecchiamento della popolazione si associ ad un miglioramento delle condizioni di salute dei marginal survivors.

Un approccio che non abbiamo potuto seguire è quello recentemente adottato da Pudney, Zantomio e Hancock (2006) ovvero di stabilire la eleggibilità alla esenzione per gli individui osservati nel 1994 in base ai criteri vigenti nel 2000 e quindi procedere al matching in base alla distanza di Mahalanobis relativa alle misure di "entitlement" individuale pre e post riforma. In effetti nel nostro caso lo stato di esenzione misurato nel 2000 è uno stato percepito e quindi la proiezione dei criteri di eleggibilità sulle osservazioni del 1994 sarebbe incoerente. In secondo luogo l'indagine non offre una descrizione sufficientemente dettagliata delle condizioni individuali tali da consentire una simulazione dello stato di eleggibilità, nel 2000 e tantomeno nel 1994. Si consideri, a titolo esemplificativo, che non viene rilevata alcuna misura di reddito individuale o familiare¹ e non è dato sapere se l'individuo è titolare di pensione sociale.

Una volta associati agli individui esenti e a quelli non esenti del campione 2000 i loro più vicini corrispondenti nel campione 1994, è possibile procedere alla stima dell'impatto sui consumi ascrivibile alla variazione del sistema di razionamento intercorso nel periodo esaminato. La misura che utilizziamo qui è la più semplice, quella cosiddetta di *closest match*:

$$I = \frac{1}{N_{00}} \sum_{i \in S_{00}} [Y_i - Y_i^*] \quad [1]$$

dove N_{00} è il numero di individui appartenente al campione 2000, S_{00} , Y_i e Y_i^* sono misure del consumo sanitario individuale effettuato dall'individuo e dal suo più vicino corrispondente nel campione 1994. Assumendo che le misure di consumo siano

¹ La misura di reddito disponibile che includiamo nel nostro modello (in classi definite sulle rispettive distribuzioni cross-section) è stata ottenuta da un esercizio di imputazione condotto dall'ISTAT.

indipendenti fra individui appartenenti ad indagini diverse è agevole ottenere la varianza dello stimatore [1]:

$$Var(I) = \frac{1}{(N_{00})^2} \left[\sum_{i \in S_{00}} var(Y_i) + \sum_{i \in S_{00}} var(Y_i^*) \right] = \frac{1}{N_{00}} [var(Y) + var(Y^*)]$$

5 RISULTATI

I risultati del nostro esercizio di matching sono presentati nella tabella 2. In essa sono riportate le differenze nella probabilità di ricorso a ciascun servizio, esaminato isolatamente, intercorsa fra il 1994 e il 2000 per i gruppi di individui identificati dalla combinazione delle caratteristiche di sesso, classe di età e stato di esenzione nel 2000. Le stime ottenute emergono dal confronto di ciascun gruppo di individui rilevato nel 2000 con un gruppo di individui rilevato nel 1994 di simile composizione nelle variabili osservabili.

Nella parte superiore della tabella, quella che si riferisce agli individui in età compresa fra i 50 e i 60 anni, sono contenute le differenze nella probabilità di accesso degli individui osservati nel 2000 rispetto agli individui loro più simili osservati nel 1994. Questi individui “controfattuali” sono tutti, nell’anno di rilevazione, non esenti. L’opposto accade per la parte bassa della tabella, dove i “controfattuali”, essendo tutti ultra 65enni, nel 1994 sono esenti. Per cercare una chiave di lettura dei risultati pare utile quindi tracciare la corrispondenza fra i meccanismi di razionamento prevalenti per ciascun gruppo rilevato nel 2000 e il gruppo, suo omologo compositivo, rilevato nel 1994. Nel diagramma che segue indichiamo con M_{yy} e NM_{yy} l’insieme di tutti i meccanismi di razionamento rispettivamente monetari e non monetari operanti in ciascun anno rilevato. L’assunto che adottiamo è che non vi sia una applicazione eterogenea di ciascun meccanismo di razionamento fra i gruppi di esenti e non esenti nelle rispettive classi di età.

	1994			2000	
50enni (50-60)					
Esenti	M94	NM94	→	-	NM00
Non esenti	M94	NM94	→	M00	NM00
 Anziani (65-75)					
Esenti	-	NM94	→	-	NM00
Non esenti	-	NM94	→	M00	NM00

Dai dati della tabella 2 riscontriamo un aumento generale nel ricorso alle prestazioni pubbliche da parte del gruppo dei 50enni (50-60) esenti. Il risultato per tale gruppo è atteso e coerente con il venir meno, nel periodo considerato, del razionamento monetario non contrastato, in base all'evidenza, da un sufficiente inasprimento del razionamento non monetario. Fra gli anziani (65-75) non esenti misuriamo il prevalere di una riduzione nei consumi rispetto al gruppo omologo (esente) rilevato nel 1994. Tale variazione potrebbe essere ascritta, oltre che alla introduzione, su questo gruppo, del razionamento monetario, all'inasprimento del razionamento non monetario. Tale possibilità viene palesemente smentita dalla variazione positiva osservata sui consumi degli anziani esenti. Su questo gruppo operano, tanto nel 2000 che nel 1994, solo meccanismi di razionamento non monetario che pertanto non possono essersi inaspriti nel volgere del quinquennio esaminato, ma casomai allentati. A riconferma di questa deduzione è interessante notare che i consumi meno elettivi, i ricoveri ospedalieri, sui quali vige un razionamento puramente non monetario su tutto il periodo considerato fanno registrare variazioni positive su tutti i gruppi considerati. Per quanto riguarda i consumi di prestazioni private conoscono, con poche eccezioni, variazioni negative in particolare per quanto concerne le visite specialistiche.

In un esercizio ulteriore, i cui risultati sono presentati nella tabella 3, abbiamo provveduto a stimare la variazione dei consumi specifica rispetto al criterio generale di esenzione riferito dall'intervistato: motivi di salute e altri motivi. Vengono, come si vede, confermate le implicazioni generali circa il ruolo del razionamento monetario fra i non esenti e l'apparente allentamento dei meccanismi di razionamento non monetario. È interessante notare che le variazioni nei consumi pubblici fra esenti per motivi di salute ed esenti per altri motivi sono molto simili, in particolare fra gli anziani, tanto nella parte dei consumi elettivi che in quella di ricoveri ospedalieri.

6 CONCLUSIONI

7 BIBLIOGRAFIA

Pudney, S., Zantomio, F., and R. Hancock, 2006, "Estimating the impact of a policy reform on welfare participation", ISER working paper n° 21, University of Essex.

Rubin, D., 1980, "Bias reduction using Mahalanobis-metric matching", *Biometrika* 36, 293-298.

Tables

Table 1: The evolution of access to healthcare in Italy: 1994-2000, individuals in age class 50 - 75.

PERIOD	n° obs	GP	PUB SPE	PUB DIA	HOSP	PRI SPE	PRI DIA
ALL							
1994	17296	0.231	0.086	0.156	0.052	0.067	0.015
2000	42189	0.217	0.087	0.161	0.051	0.048	0.015
Rel. variation		-0.061	0.017	0.032	-0.023	-0.275	-0.006
Individuals below 60							
1994	8455	0.186	0.067	0.130	0.038	0.062	0.015
2000	19745	0.163	0.068	0.132	0.039	0.047	0.017
Rel. variation		-0.124	0.006	0.020	0.031	-0.237	0.151
Individuals above 60							
1994	8841	0.272	0.103	0.181	0.064	0.071	0.014
2000	22444	0.264	0.105	0.187	0.060	0.049	0.012
Rel. variation		-0.028	0.017	0.034	-0.058	-0.307	-0.152
exempted individuals							
1994	8841	0.272	0.103	0.181	0.064	0.071	0.014
2000	15035	0.309	0.132	0.236	0.078	0.058	0.012
Rel. variation		0.135	0.279	0.301	0.210	-0.188	-0.164
Not exempted individuals							
1994	8455	0.186	0.067	0.130	0.038	0.062	0.015
2000	27154	0.167	0.064	0.121	0.036	0.043	0.016
Rel. variation		-0.102	-0.058	-0.063	-0.059	-0.302	0.061

Source: Our elaboration on ISTAT "ISMF", surveys 1994 and 1999-2000. The table contains averages weighted with sample weights.

Table 2: The evolution of access to healthcare in Italy: matching estimator, accounting for male/female heterogenous impacts.

	GP		PUB SPE		PUB DIA		HOS		PRI SPE		PRI DIA		
	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F	
Age 50-60													
Not exempt in 2000	-0.021 ^a		-0.010 ^a	0.007 ^b	-0.011 ^a				0.004 ^b	-0.005 ^b	-0.007 ^b		0.011 ^a
Exempt in 2000		0.035 ^a	0.018 ^b	0.059 ^a	0.035 ^a	0.076 ^a	0.030 ^a	0.018 ^a	-0.020 ^a			-0.010 ^a	
ALL	-0.015 ^a	0.009 ^b	-0.005 ^b	0.016 ^a		0.014 ^a	0.006 ^b	0.006 ^a	-0.008 ^a	-0.007 ^b			0.009 ^a
Age 65-75													
Not exempt in 2000	-0.016 ^c	-0.017 ^c	-0.012 ^b		-0.019 ^b	-0.025 ^a			0.009 ^c			-0.015 ^a	
Exempt in 2000	0.037 ^a	0.024 ^a	0.037 ^a	0.033 ^a	0.050 ^a	0.032 ^a	0.018 ^a	0.017 ^a	-0.009 ^b	-0.014 ^a			-0.003 ^c
ALL	0.016 ^b		0.018 ^a	0.024 ^a	0.023 ^a	0.010 ^c	0.008 ^b	0.014 ^a	-0.006 ^c	-0.014 ^a			-0.003 ^b

a, b, c denote significance at 1%, 5% and 10% levels respectively. Non sono stati riportati gli effetti non significativi.

Il matching è stato effettuato separatamente per il campione dei maschi e quello delle femmine nelle due rispettive classi di età. La stima dell'impatto è stata successivamente effettuata distinguendo lo stato di esenzione dell'individuo osservato nel 2000.

Table 3: The evolution of access to healthcare in Italy: matching estimator accounting for type of exemption status.

	GP	PUB SPE	PUB DIA	HOS	PRI SPE	PRI DIA
age 50-60						
Not exempt	-0.009 ^a		-0.007 ^b	0.003 ^c	-0.007 ^a	0.006 ^a
Exempt for OTHER			0.044 ^a	0.026 ^a		-0.007 ^c
Exempt for HEALTH	0.045 ^a	0.054 ^a	0.079 ^a	0.023 ^a		
age 65-75						
Not exempt	-0.015 ^b		-0.022 ^a	0.006 ^c	-0.008 ^b	-0.004 ^b
Exempt for OTHER	0.027 ^a	0.030 ^a	0.039 ^a	0.012 ^a	-0.011 ^a	
Exempt for HEALTH	0.042 ^a	0.049 ^a	0.059 ^a	0.030 ^a		

a, b, c denote significance at 1%, 5% and 10% levels respectively. Non sono stati riportati gli effetti non significativi.

Il matching è stato effettuato separatamente per i sottocampioni relativi alle due rispettive classi di età. L'esercizio è stato condotto associando agli individui per ciascuna categoria di esenzione l'osservazione più vicina rilevata sull'intero sottocampione "donatore".

Table : The evolution of fees and waits for accessing specialist visits and diagnostic checks

	1994			2000			Relative Change		
	PUB	PRI	ALL	PUB	PRI	ALL	PUB	PRI	ALL
Specialist Visits									
Fee	12,62	59,20	42,67	20,22	74,84	50,03	37%	8%	1%
Wait	12,31	6,31	9,31	13,21	5,53	9,95	7%	-12%	7%
Lab. & Diagn. checks									
Fee	22,41	53,03	27,99	22,79	56,68	28,37	-13%	-8%	-13%
Wait	8,88	5,09	8,44	8,61	5,64	8,29	-3%	11%	-2%

Source: Our elaboration on ISTAT "ISMF", surveys 1994 and 1999-2000. Fees are expressed in EUC. Waits are expressed in number of days. Relative changes for fees are net of inflation.

APPENDIX

Table A1: The evolution of the demand for physician care in Italy: 1994-2000

FEMALES

	NOBS	GP	PUB SPE	PUB DIA	HOS	PRI SPE	PRI DIA
age 50-60							
All	10055	0.009 <i>1.702</i> 5.1%	0.016 <i>4.359</i> 24.4%	0.014 <i>2.868</i> 10.3%	0.006 <i>2.541</i> 20.6%	-0.007 <i>-2.166</i> -10.6%	0.009 <i>5.236</i> 65.0%
exempt	1786	0.035 <i>2.380</i> 13.6%	0.059 <i>5.716</i> 73.5%	0.076 <i>5.667</i> 42.9%	0.018 <i>2.409</i> 40.7%	-0.008 <i>-0.898</i> -9.8%	0.003 <i>0.626</i> 19.3%
not exempt	8269	0.004 <i>0.632</i> 2.5%	0.007 <i>1.754</i> 11.2%	0.000 <i>0.072</i> 0.0%	0.004 <i>1.471</i> 15.7%	-0.007 <i>-1.976</i> -11.0%	0.011 <i>5.537</i> 86.4%
		-0.031	-0.052	-0.076	-0.014	0.001	0.008
age +65							
All	7725	0.009 <i>1.174</i> 3.2%	0.024 <i>5.059</i> 29.2%	0.010 <i>1.607</i> 5.5%	0.014 <i>3.631</i> 28.6%	-0.014 <i>-3.785</i> -20.7%	0.001 <i>0.389</i> 10.0%
exempt	4781	0.024 <i>2.540</i> 8.1%	0.033 <i>5.328</i> 36.9%	0.032 <i>3.859</i> 16.5%	0.017 <i>3.329</i> 30.8%	-0.014 <i>-2.758</i> -18.3%	0.003 <i>1.288</i> 33.8%
not exempt	2944	-0.017 <i>-1.481</i> -6.8%	0.008 <i>1.151</i> 11.1%	-0.025 <i>-2.778</i> -15.0%	0.009 <i>1.571</i> 22.9%	-0.015 <i>-2.656</i> -27.2%	-0.003 <i>-1.005</i> -24.0%
		-0.041	-0.025	-0.057	-0.008	-0.001	-0.006

Table B1: The evolution of the demand for physician care in Italy: 1994-2000

MALES

	NOBS	GP	PUB SPE	PUB DIA	HOS	PRI SPE	PRI DIA
age 50-60							
All	9690	-0.015	-0.005	-0.003	0.006	-0.008	-0.001
		-2.902	-1.609	-0.626	2.155	-2.885	-0.552
		-9.8%	-8.5%	-2.6%	15.8%	-18.6%	-8.0%
exempt	1677	0.018	0.018	0.035	0.030	-0.020	-0.010
		1.244	1.719	2.655	3.166	-2.469	-2.486
		8.1%	18.8%	19.8%	35.8%	-25.5%	-58.9%
not exempt	8013	-0.021	-0.010	-0.011	0.001	-0.005	0.001
		-4.068	-3.119	-2.348	0.370	-1.884	0.617
		-15.2%	-19.5%	-10.6%	3.5%	-14.3%	8.7%
		-0.039	-0.028	-0.046	-0.029	0.015	0.011
Age +65	NOBS						
All	6511	0.016	0.018	0.023	0.008	-0.006	-0.003
		2.065	3.392	3.455	1.695	-1.475	-1.777
		5.9%	19.1%	13.0%	12.0%	-10.9%	-25.7%
exempt	3948	0.037	0.037	0.050	0.018	-0.009	-0.003
		3.609	5.209	5.578	2.939	-1.765	-1.383
		12.9%	37.0%	26.4%	27.2%	-15.3%	-25.8%
not exempt	2563	-0.016	-0.012	-0.019	-0.008	-0.001	-0.003
		-1.416	-1.698	-2.012	-1.151	-0.130	-1.115
		-6.6%	-13.8%	-11.9%	-11.8%	-2.0%	-25.5%
		-0.053	-0.049	-0.069	-0.026	0.008	0.000

Table B3: Descriptive statistics: 1994-2000

PERIOD	n° obs	exempt	insured	female	age	edu_h	unmarried	retired	bmi	srh_b	srh_vg	income_e
ALL												
1994	17296	0.520	-	0.533	61.409	0.049	0.240	0.446	25.688	0.179	0.051	1.098
2000	42189	0.350	0.109	0.527	61.574	0.055	0.228	0.468	25.969	0.123	0.039	1.307
Rel. variation		-0.328		-0.010	0.003	0.111	-0.052	0.049	0.011	-0.312	-0.241	0.190
below 60												
1994	8455	0.000	-	0.512	54.874	0.055	0.167	0.239	25.720	0.120	0.068	1.110
2000	19745	0.171	0.159	0.511	54.819	0.075	0.162	0.256	25.894	0.078	0.054	1.392
Rel. variation				-0.003	-0.001	0.366	-0.034	0.070	0.007	-0.347	-0.209	0.255
above 60												
1994	8841	1.000	-	0.552	67.437	0.044	0.307	0.638	25.658	0.234	0.035	1.087
2000	22444	0.508	0.064	0.542	67.564	0.037	0.286	0.657	26.036	0.163	0.025	1.231
Rel. variation		-0.492		-0.018	0.002	-0.165	-0.068	0.030	0.015	-0.302	-0.283	0.132
non exempt												
1994	8455	0.000	-	0.512	54.874	0.055	0.167	0.239	25.720	0.120	0.068	1.110
2000	27154	0.000	0.134	0.517	59.381	0.071	0.194	0.389	25.774	0.071	0.051	1.371
Rel. variation				0.008	0.082	0.290	0.155	0.629	0.002	-0.406	-0.257	0.235
exempt												
1994	8841	1.000	0.000	0.552	67.437	0.044	0.307	0.638	25.658	0.234	0.035	1.087
2000	15035	1.000	0.062	0.548	65.651	0.025	0.292	0.615	26.332	0.220	0.016	1.188
Rel. variation		0.000		-0.008	-0.026	-0.438	-0.051	-0.035	0.026	-0.060	-0.536	0.093

