

**DIRITTO ED ECONOMIA DELL'ASSICURAZIONE**

Anno LIII Fasc. 3 - 2011

Cinzia Di Novi

---

**SELEZIONE AVVERSA E MERCATO  
ASSICURATIVO PRIVATO:  
UN'ANALISI EMPIRICA SUI DATI USA**

---

Estratto



Milano • Giuffrè Editore

# Selezione avversa e mercato assicurativo privato: un'analisi empirica su dati USA

di CINZIA DI NOVI\*

## *Sommario*

1. Introduzione. 2. Il sistema sanitario americano. 2.1. Selezione avversa e mercato americano. 3. Modello empirico. 3.1. Dati. 3.2. Metodologia. 3.3. Modello bivariato per l'assicurazione e la spesa in servizi sanitari. 3.4. Equazione strutturale. 4. Conclusioni. *References.*

### 1. *Introduzione.*

Si deve ad Akerlof (1970) il primo studio pionieristico che ha per oggetto la selezione avversa. Akerlof considera uno scenario estremamente semplificato: un mercato delle automobili usate dove le auto si differenziano per buona e cattiva qualità (*lemons*). Mentre al venditore sono note le caratteristiche delle auto, il potenziale acquirente, non disponendo di nessun strumento per osservare la qualità dell'automobile *ex ante*, non è in grado di distinguere le vetture in buono stato da quelle usurate. La presenza di asimmetria infor-

(\*) Dipartimento di Politiche Pubbliche e Scelte Collettive, Università del Piemonte Orientale; Istituto di Economia delle Imprese e del Lavoro, Università Cattolica del Sacro Cuore. E-mail: [cinzia.dinovi@sp.unipmn.it](mailto:cinzia.dinovi@sp.unipmn.it).

L'autore ringrazia Luigi Buzzacchi, Ugo Colombino, Gianfranco Forte, Massimiliano Piacenza, Gilberto Turati, Ray Kuntz, lo staff dell'Agency for Healthcare Research Quality, e i partecipanti alla conferenza annuale dell'Associazione Italiana di Economia Sanitaria (Bergamo, 2009) per aver contribuito con utili suggerimenti alla versione finale di questo articolo.

mativa implica che, in equilibrio, le auto debbano essere vendute allo stesso prezzo che rifletterà la qualità media. Tale prezzo, tuttavia, risulterà remunerativo solo per i venditori di auto di cattiva qualità. In equilibrio, il prezzo medio indurrà l'uscita dal mercato delle auto di buona qualità pregiudicando l'efficienza del tradizionale modello concorrenziale. L'esempio di Akerlof, nella sua semplicità, mostra come, in presenza di asimmetria informativa, il mercato dei beni di qualità superiore possa collassare. Questo fenomeno è definito dalla letteratura selezione avversa poiché il risultato di tale asimmetria è che la parte meno informata finisce per trattare con la tipologia di beni che avrebbe preferito evitare.

Nell'ambito del mercato assicurativo, le asimmetrie informative ed i conseguenti fenomeni di selezione avversa si traducono nella difficoltà, da parte degli assicuratori di valutare correttamente *ex ante* il grado di rischio dei potenziali assicurati. La compagnia assicurativa, non è in grado di distinguere tra i diversi profili e quindi di stabilire un premio da far pagare a ciascun assicurato in modo personalizzato. Il premio tenderà a rispecchiare la rischiosità media. Tuttavia, a tale premio una parte della clientela potrebbe rinunciare alla sottoscrizione della polizza e la rinuncia riguarderebbe la parte degli assicurati che con meno probabilità incorreranno nell'evento che dà luogo al rimborso. L'assicurazione, che avrebbe interesse a garantirsi una clientela meno rischiosa e meno costosa, finisce pertanto per ottenere il risultato opposto.

Il problema della selezione avversa è particolarmente interessante nelle assicurazioni sanitarie dove l'informazione asimmetrica riguarda lo stato di salute del potenziale assicurato che potrebbe incidere fortemente sui costi a carico della compagnia assicurativa. Il risultato dell'asimmetria informativa potrebbe essere duplice: una possibilità è che il premio «medio» sia conveniente solo per i più cagionevoli di salute inducendo i meno cagionevoli ad uscire dal mercato; un'altra possibilità è che si assicurino entrambe le categorie di individui ma coloro che presentano un profilo a basso rischio scelgano polizze con una copertura limitata per cui occorrerebbe pagare un premio inferiore mentre gli individui con un profilo a rischio elevato scelgano polizze più generose con un più ampio grado di copertura (Rothschild e Stiglitz, 1976).

Nonostante questo problema abbia dato sviluppo ad un'ampia letteratura teorica, l'evidenza empirica resta ancora scarsa. L'obiettivo di questo lavoro è testare la presenza di selezione avversa nel

mercato statunitense dove la copertura sanitaria non obbligatoria può rendere questo problema particolarmente insidioso.

Il dataset utilizzato si basa sulla *Medical Expenditure Panel Survey* (MEPS) condotta dall'*Agency for Healthcare Research Quality* (AHRQ) - USA nel 2003-2004 in congiunzione con la *National Health Interview Survey* (NHIS) condotta nel 2002.

Il test è simile a quello contenuto nel seminale lavoro di Cardon ed Hendel (2001): gli individui consapevoli di essere caratterizzati da un profilo ad alto rischio sottoscriverebbero contratti più generosi con un maggior grado di copertura per quanto riguarda l'acquisto di farmaci, visite specialistiche ospedaliere ed extra ospedaliere. Poiché, in questo lavoro, la generosità del contratto assicurativo è misurata attraverso il rimborso delle spese sanitarie da parte della compagnia assicurativa come *share* della spesa totale, e questo indicatore può essere osservato solo per coloro che sottoscrivono una polizza e sostengono una spesa sanitaria maggiore di zero, emerge un problema di *sample selection bias* (distorsione generata dalla selezione non casuale del campione). Il *paper* tenta di risolvere questo problema con riferimento al modello econometrico di Wooldridge (1995) che permette di utilizzare dati panel e risolvere al tempo stesso il problema di selezione e di eterogeneità non osservata.

Il resto del lavoro è organizzato come segue. La sezione 2 descrive il *background* istituzionale che caratterizza il sistema sanitario americano con cenni al problema della selezione avversa. La sezione 3 presenta i dati e la metodologia seguita nell'analisi empirica, i cui risultati sono presentati e discussi nella sezioni 3.3 e 3.4. La sezione 4 conclude il lavoro con la discussione dei risultati. In Appendice A vengono riportate le equazioni dei modelli probit preliminari. Le tabelle con la definizione delle variabili e con i risultati empirici sono riportate in Appendice B.

## 2. Il sistema sanitario americano.

Il 21 di marzo 2010 la Camera dei rappresentanti degli Stati Uniti ha approvato con 219 voti a favore e 212 voti contrari la riforma sanitaria «Obamacare». Il 23 di marzo 2010 il presidente Barack Obama ha introdotto la più importante riforma di *social po-*

*licy* dell'ultimo secolo: un voto storico per gli americani. La riforma, considerata un «sogno realizzato» per i democratici che inseguivano questo risultato da oltre mezzo secolo è stata accolta con scetticismo dai conservatori e dalle lobby delle grandi case farmaceutiche. Una riforma contrastata che ha richiesto molti compromessi e la rinuncia alla «*public option*» rappresentata dal *New National Health Plan*: il piano assicurativo pubblico previsto dal testo approvato dalla Camera dei rappresentanti a novembre 2009. Il nuovo piano doveva essere destinato principalmente a coloro che non rientrano nella copertura dei programmi pubblici *Medicaid* o *Medicare* e che non possono permettersi una copertura sanitaria privata. Il piano assicurativo pubblico doveva essere caratterizzato da prezzi più contenuti e avrebbe dovuto entrare in competizione con le assicurazioni private. La riforma verrà realizzata invece attraverso l'introduzione di un sistema complesso di norme, incentivi, sussidi, obblighi e divieti (tra cui obbligo per tutti i datori di lavoro di assicurare i propri dipendenti e il divieto per le compagnie di rifiutare la copertura assicurativa per condizioni pre-esistenti). Tuttavia, il *Patient Protection and Affordable Care Act* (PPACA), trasformato in legge il 23 di marzo 2010, non ha riformato completamente il sistema sanitario americano, che continuerà ad essere caratterizzato dalla forte presenza delle grandi compagnie assicurative private affiancate, in misura nettamente inferiore, dalla componente assicurativa pubblica.

Negli USA le grandi compagnie assicurative private costituiscono la maggiore componente del sistema sanitario; il canale più diffuso di assicurazione privata è quello basato sull'impiego. Al settore privato si affianca, anche se in misura nettamente minore, la componente assicurativa pubblica, finanziata dal Governo federale e statale: *Medicare* (programma pubblico federale di assistenza per coloro che hanno un'età superiore a 65 anni di età, disabili e pazienti affetti da ESRD acronimo di *End-Stage Renal Disease*, o da sclerosi laterale amiotrofica), *Medicaid* (programma pubblico gestito dai singoli Stati con un contributo federale che copre e rivolto ad alcune categorie di poveri) e *Military Health Care* (programma pubblico federale di assistenza ai militari e ai veterani).

Negli ultimi quaranta anni il sistema sanitario statunitense ha subito un forte cambiamento. Fino alla nascita del piano *Managed Care*, il piano più diffuso era il *fee-for-service* o *traditional health insurance plan*. Per i piani tradizionali, il fornitore della prestazione

sanitaria (medico o ospedale) scelto direttamente dal paziente riceve per ogni servizio un compenso (da qui la qualifica «tariffa a prestazione») che la compagnia assicurativa rimborsa all'assicurato sulla base delle caratteristiche della polizza. Il paziente partecipa alla spesa per l'erogazione del servizio sanitario attraverso il *deductible* (la franchigia che esclude dal rimborso le spese per servizi sanitari inferiori ad un determinato ammontare) e in misura proporzionale sulla base del *coinsurance rate* stabilito nella polizza (l'ammontare di spesa per servizi sanitari proporzionale alla spesa totale sostenuta dal paziente).

Oggi molti americani (circa il 50% degli individui che possiedono un'assicurazione sanitaria) sono iscritti a piani *Managed Care*, istituite negli anni '70, la cui principale caratteristica è quella di poter usufruire, ad un costo ridotto rispetto ai piani tradizionali, di un limitato numero di medici di famiglia e di strutture specialistiche e ospedaliere rigorosamente indicate dal piano stesso, convenzionate o di proprietà della stessa organizzazione. Buona parte dei piani *Managed Care* sono caratterizzati dai *formulary*: una lista di farmaci indicati nel piano e inclusi nella polizza. L'utilizzo di farmaci diversi da quelli elencati nel formulario non è rimborsabile dal piano assicurativo. Esistono tre diversi tipi di piano *Managed Care*:

- HMOs (*Health Maintenance Organizations*);
- PPOs (*Preferred Provider Organizations*);
- POS (*Point-of-service plan*).

L'HMO presenta una rete di strutture erogatrici di servizi sanitari ridotta: a fronte di una quota fissa annuale è possibile usufruire di un *network* ristretto di medici stipendiati dal piano stesso e di ospedali e strutture di proprietà del piano. Il rimborso da parte dei piani HMO avviene in natura (*reimbursement-in-kind*): l'assicurazione fornisce direttamente le prestazioni sanitarie di cui il paziente fa richiesta.

Più flessibili i PPOs e i POS che combinano caratteristiche del tradizionale *fee for-service plan* e dell'HMOs. Nei piani PPOs e POS, i medici, gli ospedali non sono esclusivi di un solo piano ma partecipano a più piani e la rete di strutture tende ad essere più estesa; da questo deriva una maggiore flessibilità per i pazienti a fronte, tuttavia, di un premio più elevato. Per quanto riguarda in particolare i piani POS il paziente ha la possibilità di scegliere servizi forniti da una struttura che non appartiene al *network* tuttavia, in questo ultimo caso al paziente può essere richiesto di partecipare

in misura proporzionale alla spesa sanitaria e di anticipare la spesa per il servizio che solo in seguito verrà rimborsata dall'assicurazione: una caratteristica tipica dei piani tradizionali.

Il Governo federale fornisce servizi sanitari a circa il 23% della popolazione (US Bureau Census): anziani, disabili, famiglie indigenti, dipendenti del governo federale e appartenenti alle forze armate. La componente assicurativa pubblica si snoda principalmente attraverso *Medicare* e *Medicaid*.

*Medicare* rappresenta un sistema assicurativo uniforme gestito a livello nazionale (*Health Care Financing Administration*) istituito nel 1965 dal governo di Lyndon Johnson e finanziato parzialmente dagli introiti del fisco in particolare da un contributo di circa il 3% del salario dei lavoratori dipendenti. A tale istituto possono aderire tutti i cittadini americani *over 65* che abbiano versato almeno da dieci anni contributi per il piano assistenziale; possono inoltre iscriversi a *Medicare* i disabili e i pazienti affetti da patologia renale permanente o da sclerosi laterale amiotrofica anche se con meno di sessantacinque anni di età. I servizi coperti da *Medicare* sono raggruppati in quattro «parti»: assicurazione ospedaliera — parte A; parte B che copre visite mediche specialistiche e assistenza extraospedaliera. La parte D (introdotta nel gennaio 2006) è rivolta alla copertura della spesa per l'acquisto di farmaci con prescrizione; *Medicare* parte C (introdotta nel 1997 e in precedenza nominata *Medicare + Choice*) dà l'opportunità di ricevere i benefici del *Medicare* parte A, B, D da piani assicurativi privati come le HMOs o PPOs o piani *fee-for-service*. Questo tipo di copertura è nota come *Medicare Advantage*. Rispetto al piano *Medicare* originale (parte A e B), quest'ultimo offre una maggiore flessibilità e a volte la possibilità di usufruire di *benefits* extra come una più estesa copertura ospedaliera. Al fine di accedere al *Medicare Advantage* il paziente deve essere iscritto ad un piano *Medicare* parte A e B, e pagare un premio per i *benefits* extra.

Poiché *Medicare* parte A e B copre solo una parte delle spese per servizi sanitari (non copre interamente, ad esempio, le spese mediche o i costi di molte degenze o cure prolungate) coloro che non aderiscono al *Medicare Advantage*, possono acquistare un piano integrativo privato: il *Medigap*. Il *Medigap* fornisce sussidi analoghi a quelli offerti dal *Medicare Advantage* ad esempio giorni di ricovero in più oltre a quelli coperti dall'assistenza *Medicare*.

*Medicaid* fornisce copertura ospedaliera e medica a persone con reddito basso e risorse economiche scarse o nulle. I requisiti

per aver diritto all'assistenza sanitaria (che sono fissate dai singoli Stati) sono particolarmente rigide: molte famiglie nonostante abbiano un reddito basso non sono abbastanza povere per potersi iscrivere a *Medicaid* e non possono, tuttavia, permettersi assicurazioni private. Per queste famiglie esiste, almeno per quanto riguarda la copertura sanitaria dei bambini, il programma *State Children's Health Insurance Program-SHIP*. SHIP è stato creato dal Congresso nel 1997 e come *Medicaid*, è un programma pubblico gestito dai singoli Stati con un contributo federale. Anche i requisiti per aver diritto all'assistenza SHIP e la copertura sanitaria variano da Stato a Stato. In alcuni Stati *Medicaid* e SHIP sono combinati, in altri Stati invece operano come programmi separati. Anche se i benefici variano a secondo dello Stato di appartenenza, è previsto che ogni Stato fornisca gli stessi servizi sanitari di base: *well-baby* e *well-child care*, *immunization*, *emergency services*. Il programma copre circa sette milioni di minori, la sua estensione è oggi oggetto della riforma Obama.

### 2.1. *Selezione avversa e mercato americano.*

Se la selezione avversa minaccia di portare all'inefficienza e alla distruzione dei mercati, in alcuni casi, ci aspetteremmo che i consumatori, i fornitori, e gli assicuratori, ricorrano ad altri espedienti economici per contribuire a mitigare il problema. Nella pratica si osserva, nel mercato delle auto usate descritto da Akerlof nel 1970, la diffusione di varie forme di garanzia da parte delle case costruttrici o dei concessionari. Nei mercati delle assicurazioni sanitarie le compagnie assicurative cercano di ottenere informazioni attraverso questionari complessi che riguardano lo stato di salute, le malattie contratte e la presenza di patologie di natura ereditaria. Più spesso, tuttavia, le imprese assicurative tentano di distorcere la loro offerta facendo «*risk selection*» ossia creando piani assicurativi che attraggono solo gli individui meno rischiosi. Questa pratica viene definita anche *cherry-picking* o più comunemente *cream skimming* e si traduce ad esempio in polizze che prevedono un numero fisso di visite specialistiche, che non includono determinati tipi di farmaci richiesti comunemente da individui che soffrono di particolari patologie che indurrebbero l'assicurazione a sostenere costi rilevanti; infine, l'assicurazione può attrarre individui a «basso ri-



schio» fornendo forme di servizi utilizzati da individui che godono di buona salute (es. abbonamenti in fitness club) o può allontanare gli individui ad «alto rischio» fornendo loro un servizio di bassa qualità. Inoltre, oggi le compagnie assicurative applicano altre pratiche al limite della legalità rifiutando di assicurare qualcuno sulla base di condizioni pre-esistenti, o imponendo limiti di età o rifiutando il rinnovo ad una persona malata. Queste pratiche sono oggi oggetto della Riforma Obama che prevede tra l'altro il divieto per le compagnie di rifiutare la copertura assicurativa per *pre-existing conditions*.

L'assicurazione di gruppo, molto diffusa negli Stati Uniti, può essere un meccanismo utile per ridurre problemi di asimmetria informativa. La maggior parte dei dipendenti e delle famiglie americane è assicurata con assicurazioni cumulative stipulate attraverso il datore di lavoro, piuttosto che con polizze individuali: poiché i dipendenti hanno solitamente scelte limitate sia all'interno che tra i piani, non possono sfruttare appieno il loro vantaggio informativo.

I problemi di asimmetria informativa, inoltre, hanno portato alla nascita di organizzazioni come le HMO. Se l'utente sottoscrive una polizza fornita da una HMO (oggi decisamente più diffusa negli USA dei piani assicurativi tradizionali anche grazie al premio meno elevato) accetta di usufruire di servizi solo da medici e farmacie che appartengono alla rete della compagnia assicurativa. Se si ricevono cure al di fuori del *network* di fornitori pre-approvati dall'HMO, potrebbe essere necessario sostenere l'intero costo del servizio fatte salve alcune eccezioni per l'assistenza d'emergenza. In questo modo, diventa possibile tenere sotto controllo la spesa sanitaria evitando problemi di opportunismo pre e post-contrattuale. Ciò che non trova soluzione nei piani HMO è invece la pratica di *risk selection*. Per i piani HMO i costi dipendono dalla salute media della clientela, quindi risulterà vantaggioso praticare *creaming*: rifiutare i pazienti con un profilo più rischioso o creare offerte poco attraenti per coloro che presentano uno stato di salute cagionevole, permetterebbe alle HMO di migliorare la qualità media del paziente e di trarre profitti.

Le prossime sezioni saranno dedicate test empirico che verifica la presenza di selezione avversa nel mercato assicurativo statunitense il cui carattere privato produce degli effetti distorsivi di notevole ampiezza, con conseguenze negative sia in termini di efficienza, che in termini di equità.

### 3. Modello empirico.

#### 3.1. Dati.

Il data set utilizzato per il test di selezione avversa si basa sulla *Medical Expenditure Panel Survey (MEPS)* condotta dall'*Agency for Healthcare Research Quality (AHRQ)* - USA nel 2003-2004 in congiunzione con la *National Health Interview Survey (NHIS)* condotta nel 2002. I data set MEPS e NHIS contengono informazioni dettagliate sulle caratteristiche demografiche e socio-economiche dell'intervistato: sesso, età, stato maritale, reddito, condizione lavorativa, istruzione e informazioni sullo stato di salute dell'intervistato. Il data set MEPS, in particolare, contiene informazioni sul consumo di servizi sanitari e sul tipo di piano assicurativo scelto dall'intervistato. Il campione è composto da 992 osservazioni: 496 adulti di età compresa tra i 18 e i 65 anni, seguiti per due anni, che possiedono un'assicurazione sanitaria privata ottenuta attraverso il mercato privato individuale o attraverso il proprio datore di lavoro o altre organizzazioni (sindacati, associazione professionali o altri gruppi). Negli USA è piuttosto comune che il datore di lavoro faciliti la scelta del piano assicurativo per i propri impiegati offrendo agli stessi solo un piano o la possibilità di scegliere tra una serie di pacchetti assicurativi (in realtà spesso limitati a 3-4 soluzioni al massimo), che offrono copertura e condizioni economiche molto diverse. Tra coloro che beneficiano di piani assicurativi offerti dai datori di lavoro (*employers-sponsored private coverage*) sono inclusi nel campione solo gli individui che hanno la possibilità di scegliere tra diversi piani assicurativi. L'idea chiave dell'applicazione, infatti, è testare se esiste una correlazione significativa tra la scelta di un polizza assicurativa generosa (che offre un numero maggiore di servizi sanitari) e il profilo a rischio del paziente.

La Tabella 1 riporta alcune statistiche descrittive delle variabili. Il campione è composto da 992 individui suddivisi tra assicurati e non assicurati. Circa l'8% del campione non possiede una polizza sanitaria. Come mostra la Tabella 1, i non assicurati sono di poco più giovani ma presentano un reddito nettamente inferiore rispetto alla controparte assicurata. La spesa sanitaria è importante rispetto al reddito, circa l'8% per gli assicurati contro il 13% per i non assicurati. La spesa media per l'intero campione è 3,500 \$. La

distribuzione della spesa è asimmetrica. Gli assicurati spendono circa il 40% in più rispetto ai non assicurati (3592\$ vs 2357 \$).

La Tabella 1 mostra che il 16% dei non assicurati presenta un profilo ad alto rischio (la definizione di profilo ad alto rischio verrà fornita in seguito) contro il 7% tra gli assicurati. Tra gli assicurati, il 92% possiede un'assicurazione di gruppo.

### 3.2. Metodologia.

Poiché la generosità del contratto assicurativo è misurata attraverso il logaritmo naturale del rimborso delle spese sanitarie da parte della compagnia assicurativa in rapporto alla spesa totale per servizi sanitari, e questo indicatore può essere osservato solo per coloro che sottoscrivono una polizza e sostengono una spesa sanitaria maggiore di zero, emerge un problema di *selection bias*. Wooldridge (1995), sulla scia di Heckman (1979, 1981), ha definito un modello che corregge gli effetti distorsivi che possono derivare dal problema di selezione nei dati panel che risolve al tempo stesso *sample selection* e *unobserved heterogeneity*. Il modello di Wooldridge, così come il modello di Heckman, dimostra che se si stimasse la correlazione tra stato di salute individuale e generosità del piano assicurativo con il semplice metodo dei minimi quadrati ordinari (OLS) ad un solo stadio, non si controllerebbe per un problema di endogenità e ciò comporterebbe di ottenere parametri distorti. In questo lavoro la stima della correlazione si baserà sull'estensione del modello di Wooldridge's (1995) a due meccanismi di selezione per la cui intera discussione si rimanda a Di Novi (2009):

$$\begin{aligned}
 d_{it_1}^* &= z_{it_1} \gamma_1 + \mu_{i_1} + u_{it_1} \\
 (1) \quad d_{it_1} &= 0 \quad \text{if } d_{it_1}^* \leq 0 \\
 d_{it_1} &= 1 \quad \text{if } d_{it_1}^* > 0
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 d_{it_2}^* &= z_{it_2} \gamma_2 + \mu_{i_2} + u_{it_2} \\
 (2) \quad d_{it_2} &= 0 \quad \text{if } d_{it_2}^* \leq 0 \\
 d_{it_2} &= 1 \quad \text{if } d_{it_2}^* > 0
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 y_{it}^* &= x_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \\
 (3) \quad y_{it} &= y_{it}^* \text{ if } d_{it} = 1 \\
 & y_{it} \text{ not observed otherwise}
 \end{aligned}$$

Il modello è composto da tre equazioni. La prima e la seconda equazione sono note come equazioni di selezione. La prima stima la probabilità di essere assicurati mentre la seconda stima la probabilità di incorrere in una spesa per servizi sanitari maggiore di zero. La terza equazione rappresenta l'equazione strutturale:  $y_{it}$  denota il logaritmo naturale del rimborso da parte della compagnia assicurativa come share della spesa totale in beni e servizi sanitari.  $y_{it}$  è osservato solo per coloro per cui vale  $d_{it_1} = 1$  and  $d_{it_2} = 1$ .  $z_{it_1}$ ,  $z_{it_2}$  e  $x_{it}$  sono vettori di variabili esogene con possibili elementi in comune. I termini  $\mu_{i_1}$ ,  $\mu_{i_2}$  e  $\alpha_i$  sono effetti fissi.  $\mu_{it_1}$ ,  $\mu_{it_2}$  e  $\varepsilon_{it}$  sono disturbi non osservabili che possono essere tra loro correlati. La procedura prevederebbe al primo stadio la stima attraverso modelli *probit* bivariati *cross-section* dei parametri che entrano nella determinazione dei fattori di correzione. Successivamente, sarebbe possibile calcolare i fattori di correzione da utilizzare nella stima della retta di regressione per il rimborso da parte della compagnia assicurativa che verrebbe realizzata mediante il metodo dei minimi quadrati ordinari (OLS) (si veda l'Appendice A).

### 3.3. *Modello bivariato per l'assicurazione e la spesa in servizi sanitari.*

Nel modello *probit* bivariato, la variabile dipendente impiegata per prevedere la probabilità di affrontare una spesa sanitaria positiva è una variabile binaria che assume valore 1 se gli individui hanno sostenuto una spesa sanitaria maggiore di zero durante l'anno in cui sono stati intervistati, 0 in caso opposto. Le variabili indipendenti impiegate, la cui definizione è riportata nella Tabella 2, possono essere raggruppate in tre dimensioni: bisogno di cure (necessità di essere visitati da uno specialista, necessità di sottoporsi a test e/o trattamenti), predisposizione ad utilizzare servizi sanitari (età, sesso, razza) e fattori che «abilitano alla spesa» (grado di istruzione, condizione lavorativa, reddito, copertura assicurativa, area metropolitana). Tra i fattori che abilitano alla spesa sanitaria

consideriamo la copertura assicurativa che riducendo il prezzo delle cure sanitarie, potrebbe incoraggiarne il consumo addizionale. In questa applicazione, la situazione è ulteriormente complicata dall'endogeneità della copertura sanitaria: la probabilità di acquistare una polizza sanitaria potrebbe essere influenzata a sua volta dalla spesa sanitaria attesa. Per questo motivo utilizziamo per la stima un modello bivariato ricorsivo rimandando all'Appendice A per la sua trattazione completa.

La variabile dipendente utilizzata per predire la probabilità di essere assicurati è ancora una variabile binaria con valore 1 se l'intervistato è assicurato durante l'anno dell'intervista, 0 in caso opposto. Il vettore di variabili esplicative  $z_{it}$  impiegate per predire la probabilità di essere assicurati include variabili esogene che, al tempo stesso, sono determinanti della spesa in servizi sanitari e attributi personali che influenzano la scelta di acquistare una polizza sanitaria (condizione lavorativa, iscrizione al sindacato, attitudine verso l'assicurazione). Le equazioni e i processi relativi al modello bivariato vengono descritti nel dettaglio in Appendice A. Grazie ai risultati di stima riportati in Appendice A è possibile procedere calcolando i termini di correzione da utilizzare nella stima dell'equazione strutturale. In Appendice B sono riportate le Tabelle 3 e 4 che contengono i parametri stimati con il modello probit bivariato. È interessante notare che la spesa sanitaria è influenzata, innanzitutto, dalle variabili demografiche: in particolare l'età dell'intervistato che ha un effetto positivo sulla probabilità di incorrere in una spesa maggiore di zero. Tra i fattori che abilitano alla spesa sanitaria, risultano statisticamente significativi la copertura sanitaria con un segno positivo e la necessità di visite/ trattamenti variabili che catturano al tempo stesso aspetti dello stato di salute individuale dell'intervistato. Per quanto riguarda la probabilità di essere assicurati, come era facile aspettarsi, tra le variabili socioeconomiche, oltre all'istruzione, gioca un ruolo cruciale il reddito.

### 3.4. *Equazione strutturale.*

Per completare il test di correlazione tra salute individuale e estensione della polizza, classifichiamo gli intervistati come individui con profilo ad alto rischio e a basso rischio, impiegando un indicatore di benessere/malessere psicofisico, noto con l'acronimo SAH (self-assessed-health), misurato su una scala ordinale a 5 posizioni dove

1 indica lo stato di salute peggiore e 5 il migliore. Data l'assenza di equidistanza tra le 5 posizioni (O'Donnell et al., 2008), è stata costruita una variabile binaria «healthy/non-healthy» indicata con «alto rischio» con valore 0 se l'intervistato ha dichiarato durante la survey di godere di salute ottima, molto buona o buona e con valore 1 se l'intervistato ha riportato che la salute che percepisce è sufficiente o scarsa (si vedano Contoyannis and Jones, 2004; Balia and Jones, 2008; Di Novi, 2010) (1). Anche se questa semplificazione comporta delle perdite di informazioni, aiuta ad evitare l'imposizione di scale (Wagstaff and van Doorslaer, 1994). Oltre alla salute percepita, tra le variabili indipendenti utili a controllare per le differenze nell'estensione della polizza (per la cui definizione si rimanda alla Tabella 2), inseriamo indicatori demografici (sesso e età), variabili socioeconomiche (grado di istruzione e reddito) misure di preferenza per il piano assicurativo, caratteristiche della polizza (premio annuale, copayment, estensione della polizza per quanto riguarda le spese per farmaci e l'assicurazione dentale, se si tratta di un piano *employer o union-sponsored private coverage*) (2), rischi osservabili (se l'individuo soffre di disabilità o di limitazioni nelle attività della vita quotidiana). Inoltre, controlliamo per la spesa rimborsata da fondi di investimento o da altri enti assistenziali.

Per migliorare l'identificazione dei parametri anche questa volta consideriamo alcune «restrizioni di esclusione» che impongono che almeno una delle variabili presenti nella forma strutturale non compaia tra i regressori del modello probit bivariato (si vedano Maddala, 1983; Vella, 1993; 1998); in assenza di tali restrizioni il modello strutturale soffrirebbe di multicollinearità.

Il dataset MEPS contiene una sezione *self-administered questionnaire* (SAQ) con domande relative alle attitudini verso la propria salute; agli intervistati viene chiesto di dichiarare se sono in accordo o in disaccordo con le seguenti affermazioni: «*Health insurance is not worth the money it costs*» and «*I am more likely to take risks than the average person*». La prima affermazione è collegata alle preferenze individuali per l'assicurazione sanitaria: viene chie-

(1) Molti studi rivelano come la salute percepita risulti altamente correlata alla mortalità, alla morbilità (Idler e Benjamini 1997, Kennedy et al., 1998) e ad altre misure oggettive e indici complessi di salute come le limitazioni funzionali.

(2) Non inseriamo nel modello strutturale, tra le variabili di controllo, condizione lavorativa e iscrizione al sindacato poiché strettamente correlati alle variabili che indicano se l'intervistato possiede un *employer o una union-sponsored private coverage*.

sta una valutazione dell'assicurazione sanitaria rispetto al suo costo. La seconda affermazione, invece, fornisce una misura indiretta di attitudine individuale verso l'acquisto di una polizza sanitaria. Assumiamo che l'attitudine verso l'acquisto di una polizza sanitaria influenzi la probabilità di acquistare la polizza, mentre la misura di preferenza intervenga nel secondo stadio sulla decisione relativa all'estensione della polizza stessa. Quindi, includiamo il primo indicatore nel modello *probit* bivariato e la seconda misura, di preferenza, come regressore nel modello strutturale.

La Tabella 5 mostra i coefficienti per il modello strutturale di rimborso della compagnia assicurativa, stima realizzata mediante il metodo dei minimi quadrati ordinari. Il coefficiente per la variabile «alto rischio» è statisticamente significativo: esiste una correlazione significativa tra il profilo ad alto rischio dell'intervistato e l'estensione della polizza. Il test empirico mostra che gli individui rischiosi tenderebbero ad acquistare polizze più generose; questo risultato è coerente con la presenza di selezione avversa (3).

Tra i risultati, interessante notare che, mentre la variabile «reddito» incide positivamente sulla probabilità di acquistare una polizza sanitaria, essa ha un'influenza negativa sulla generosità del piano. L'evidenza empirica suggerisce che buono stato di salute e abitudini salutari non sono distribuite in maniera casuale: esse tendono a concentrarsi tra gli individui che presentano determinate caratteristiche socio-economiche, in particolare tra coloro che possiedono un grado di istruzione e un reddito più elevato (Contoyannis e Jones, 2004). Sono gli individui con basso reddito o appartenenti a gruppi familiari a basso reddito, che risentono di più difficoltà economiche, che diventano estremamente vulnerabili a livello di salute. Gli individui a reddito elevato potrebbero avere meno interesse ad acquistare polizze generose potendo godere di uno stato di salute migliore e quindi di aspettative di spesa sanitaria meno elevate.

(3) A prima vista il risultato potrebbe sembrare in disaccordo con il test empirico basato sul *probit* bivariato riportato in Appendice A. Infatti, il test in appendice mostra che l'acquisto di una polizza sanitaria non è endogeno e quindi non è influenzato dalla probabilità di incorrere in una spesa sanitaria positiva.

Il sintomo di selezione avversa, tuttavia, suggerisce una correlazione positiva tra l'aspettativa di un'elevata spesa sanitaria e acquisto della polizza. Per eseguire il test in appendice è stato fissato un *cut-off* molto basso sul livello di spesa pari a zero e non su un livello di spesa elevato: qui si può trovare la causa di un coefficiente di correlazione non statisticamente significativo.

I termini di correzione IMR (*Inverse Mills Ratio*), calcolati al primo stadio mediante il metodo *probit* e che misurano l'effetto di selezione dovuto alla mancanza di osservazione sui non assicurati e su coloro che non hanno avuto spese per beni e servizi sanitari, sono anch'essi significativi. Queste variabili devono essere statisticamente significative per giustificare l'uso del metodo di Wooldrige a due stadi.

#### 4. Conclusioni.

Questo lavoro, il cui *framework* teorico fa riferimento al seminale paper di Cardon ed Hendel (2001), testa la presenza di selezione avversa nel mercato Statunitense dove la prevalenza delle assicurazioni private e la copertura non obbligatoria può rendere questo problema particolarmente insidioso. Il test è basato sulla correlazione positiva tra rischiosità del paziente e completezza della polizza assicurativa: gli individui che presentano condizioni di salute tali da ipotizzare un'elevata spesa sanitaria tendono ad acquistare polizze più complete.

Il test è basato sui dati *Medical Expenditure Panel Survey* condotta dall'*Agency for Healthcare Research Quality* (AHRQ) - USA tra il 2003 e il 2004. Basandosi sulla SAH (*Self-Assessed Health*), che risulta essere un ottimo indicatore dello stato di salute individuale e un buon predittore di morbilità, vengono definiti con profilo ad alto rischio tutti coloro che dichiarano di percepire uno stato di salute sufficiente o scarso. Il *paper* utilizza come *proxy* della generosità della polizza una esplicita caratteristica del contratto assicurativo: l'entità del rimborso delle spese sanitarie da parte della compagnia assicurativa. A parità di condizioni, una polizza che prevede un rimborso più elevato, può essere ritenuta più «generosa». Il *paper* mostra che esiste una correlazione significativa con segno positivo tra profili ad alto rischio e generosità del piano. Tale risultato è consistente con l'ipotesi di selezione avversa.

L'asimmetria informativa, che non consente alla compagnia assicurativa di riconoscere il grado di rischio individuale, obbliga a fissare un premio sufficientemente alto da coprire i costi generati dagli individui più rischiosi, ma anche abbastanza alto da incitare i



clienti meno rischiosi a sottoassicurarsi con polizze incomplete. L'equilibrio raggiunto sarà inferiore a quello ottenibile in un contesto di informazione completa: gli individui ad alto rischio risulterebbero totalmente coperti, mentre la copertura degli individui a basso rischio sarebbe incompleta con una distribuzione del rischio non ottimale. Se da un canto la selezione avversa impedisce una ottimale allocazione dei gruppi ai fini della massimizzazione del benessere sociale, d'altro canto spinge i manager delle compagnie assicurative a ricercare i rischi migliori, ignorando i rischi peggiori.

Negli Stati Uniti, il mercato privato per le assicurazioni sanitarie produce degli effetti distortivi di notevole ampiezza: se le compagnie assicurative non riescono a controllare adeguatamente l'asimmetria informativa che genera problemi di selezione avversa, escludono del tutto una copertura di mercato, ossia raggruppano i soggetti ad altissimo rischio in classi di auto-assicurati, inducendoli a sostenere personalmente l'onere delle spesa sanitaria. Oltre all'asimmetria informativa e al conseguente comportamento opportunistico delle imprese assicurative, il sistema sanitario Americano soffre di altri importanti problemi. La WHO considera le Nazioni dell'Ovest europeo come quelle aventi il migliore sistema sanitario del mondo. In media, spendono molto meno rispetto agli USA per la copertura sanitaria e hanno risultati di qualità. Gli USA spendono per la sanità più di qualsiasi altra nazione dell'Ovest europeo e nonostante ciò ci sono 46 milioni di americani, circa il 16% della popolazione, che non hanno alcun tipo di copertura medico-sanitaria. Mentre è la Francia a detenere il primato nella classifica mondiale dei sistemi sanitari (seconda l'Italia), gli USA sono al trentasettesimo posto, davanti a Cuba e alla Slovenia. La pesante crisi economica ha fatto emergere, da tempo, la consapevolezza tra gli americani che il sistema sanitario necessita di una importante riforma. Ciò nonostante la Riforma Obama che ha come oggetto anche quello di regolare il comportamento opportunistico delle lobby assicurative, sta incontrando notevoli ostacoli.

### *References*

- [1] G. AKERLOF (1970), *The Market for « Lemons »: Quality, Uncertainty and the Market Mechanism*, in *Quarterly Journal of Economics*, 84: 488-500.

- 
- [2] AGENCY FOR HEALTHCARE RESEARCH QUALITY (AHRQ), America's Health Insurance Plans. «Questions and Answers About Health Insurance: A Consumer Guide».
- [3] M.J. BROWNE, H.I. DOERPINGHAUS (1993), *Information Asymmetries and Adverse Selection in the Market for Individual Medical Expense Insurance*, in *The Journal of Risk and Insurance*, 60: 300-312.
- [4] L. CAPPELLARI, S.P. JENKINS (2003), *Multivariate Probit Regression Using Simulated Maximum Likelihood*, in *The State Journal*, 3: 278-294.
- [5] J.H. CARDON, I. HENDEL (2001), *Asymmetric Information in Health Insurance: Evidence from the National Medical Expenditure Survey*, in *The RAND Journal of Economics*, 32: 408-42.
- [6] G. CHAMBERLAIN (1980), *Analysis with Qualitative Data*, in *Review of Economic Studies*, 47: 225-238.
- [7] P.A. CHIAPPORI, B. SALANIÉ (2000a), *Testing Contract Theory: A Survey of Some Recent Work*, invited lecture World Congress of the Econometric Society Seattle, August 2000.
- [8] P.A. CHIAPPORI, B. SALANIÉ (2000b), *Testing for Asymmetric Information in Insurance Markets*, in *The Journal of Political Economy*, 108: 56-78.
- [9] D.M. CUTLER, R.J. ZECKHOUSER (2000), *The Anatomy of Health Insurance*, Handbook of Health Economics. A.J. Culyer and J. P. Newhouse. North Holland, Elsevier Science B.V. 1A: 563-643.
- [10] C. DI NOVI (2009), *Sample Selection Correction in Panel Data Models When Selectivity Is Due to Two Sources*, in *Economics Bulletin*, 29: 2967-2980.
- [11] C. DI NOVI (2010), *The Influence of Traffic-related Pollution on Individuals' Life-Style: Results from the BRFSS*, in *Health Economics*, 19: 1318-1344.
- [12] DUSTMANN C. and M.E. ROCHINA-BARRACHINA (2000), *Selection Correction in Panel Data Models: an Application to Labour Supply and Wages*, in *IZA Discussion Paper 162* (IZA, Bonn).
- [13] DUSTMANN C. and M.E. ROCHINA-BARRACHINA (2007), *Selection Correction in Panel Data Models: an Application to the Estimation of Females' Wage Equation*, in *Econometric Journal*, 10: 263-293.
- [14] J. HECKMAN (1979), *Sample Selection Bias as a Specification Error*, in *Econometrica*, 47: 153-61.
- [15] E.L. IDLER, Y. BENYAMINI (1997), *Self-Rated Health and Mortality: A Review of Twenty-Seven Community Studies*, in *Journal of Health and Social Behavior*, 38: 21-37.
- [16] KEELER E.B., J.P. NEWHOUSE and C.E. PHELPS (1977), *Deductibles and the Demand for Medical Care Services: The Theory of a Consumer Facing a Variable Price Schedule Under Uncertainty*, in *Econometrica*, 4: 641-656.

- [17] B.P. KENNEDY et al. (1998), *Income Distribution, Socio-Economic Status, and Self Rated Health in the United States: Multilevel Analysis*, in *British Medical Journal*, 317: 917-921.
- [18] G.S. MADDALA (1983), *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press.
- [19] M.V. PAULY (1974), *Overinsurance and Public Provision of Insurance: The Roles of Moral Hazard and Adverse Selection*, in *Quarterly Journal of Economics*, 88: 44-62.
- [20] M. ROCHINA-BARRACHINA (1999), *A New Estimator for Panel Data Sample Selection Models*, in *Annales d'Economie et de Statistique*, 55/56.
- [21] M. ROTHSCHILD, J. STIGLITZ (1976), *Equilibrium in Competitive Insurance Markets: An Essay on the Economics of Imperfect Information*, in *The Quarterly Journal of Economics*, 90: 629-649.
- [22] A.L. UNDON, S. ELOFSSON (2006), *Do Different Factors Explain Self-Rated Health in Men and Women?*, in *Gender Medicine*, 3, No 4.
- [23] F. VELLA (1993), *A Simple Estimator for Models with Censored Endogenous Regressors*, in *International Economic Review* 34: 441-57.
- [24] F. VELLA (1998), *Estimating Models with Sample Selection Bias: A Survey*, in *The Journal of Human Resources*, 33: 127-169.
- [25] J. WOOLDRIDGE (1995), *Selection Correction for Panel Data Models under Conditional Mean Independence Assumptions*, in *Journal of Econometrics*, 68: 115-132.

## PART I

## APPENDICE A

Il test di correlazione che dovrebbe individuare la presenza di selezione avversa si basa sull'estensione del modello di Wooldridgés (1995) a due meccanismi di selezione per la cui intera discussione si rimanda a Di Novi (2009):

$$\begin{aligned}
 d_{it_1}^* &= z_{it_1} \gamma_1 + \mu_{i_1} + u_{it_1} \\
 (4) \quad d_{it_1} &= 0 \quad \text{if } d_{it_1}^* \leq 0 \\
 d_{it_1} &= 1 \quad \text{if } d_{it_1}^* > 0
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 d_{it_2}^* &= z_{it_2} \gamma_2 + \mu_{i_2} + u_{it_2} \\
 (5) \quad d_{it_2} &= 0 \quad \text{if } d_{it_2}^* \leq 0 \\
 d_{it_2} &= 1 \quad \text{if } d_{it_2}^* > 0
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (6) \quad & y_{it}^* = x_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \\
 & y_{it} = y_{it}^* \text{ if } d_{it} = 1 \\
 & y_{it} \text{ not observed otherwise}
 \end{aligned}$$

Il modello è composto da tre equazioni. La prima e la seconda equazione sono note come equazioni di selezione. La prima stima la probabilità di essere assicurati ( $d_{it_1}$  è una variabile non osservata che denota la partecipazione ad una polizza sanitaria) mentre la seconda stima la probabilità di incorrere in una spesa per servizi sanitari maggiore di zero ( $d_{it_2}$  è una variabile non osservata che denota la partecipazione alla spesa in servizi sanitari). La terza equazione rappresenta l'equazione strutturale:  $y_{it}$  denota il logaritmo naturale del rimborso da parte della compagnia assicurativa come share della spesa totale in beni e servizi sanitari.  $y_{it}$  è osservato solo per coloro per cui vale  $d_{it_1} = 1$  and  $d_{it_2} = 1$ .  $z_{it_1}$ ,  $z_{it_2}$  e  $x_{it}$  sono vettori di variabili esogene con possibili elementi in comune. I termini  $\mu_{i_1}$ ,  $\mu_{i_2}$  e  $\alpha_i$  sono effetti fissi.  $u_{it_1}$ ,  $u_{it_2}$  e  $\varepsilon_{it}$  sono disturbi non osservabili che possono essere tra loro correlati. La selezione fa riferimento a due criteri e il metodo di stima si basa essenzialmente sul rapporto tra gli errori delle equazioni di selezione 1 e 2. In particolare dipende dalla potenziale correlazione tra i due errori. Se la correlazione tra i due errori non è statisticamente significativa è possibile estendere facilmente il metodo di Wooldridge a due stadi a questo modello. La procedura prevederebbe al primo stadio la stima attraverso modelli probit bivariati cross-section dei parametri che entrano nella determinazione dei fattori di correzione. Successivamente, sarebbe possibile calcolare i fattori di correzione da utilizzare nella stima della retta di regressione per il rimborso da parte della compagnia assicurativa che verrebbe realizzata mediante il metodo dei minimi quadrati ordinari (OLS).

Nel caso opposto, in cui la correlazione tra i due errori risulti essere statisticamente significativa l'espressione ne risulterebbe disordinata e poco maneggevole (si vedano Maddala, 1983; Di Novi, 2009). Al fine di testare la potenziale endogeneità della copertura assicurativa e allo stesso tempo testare la potenziale correlazione tra gli errori delle equazioni di selezione, stimiamo per ogni anno due cross-sectional bivariate probit ricorsivi, un metodo di stima che sfrutta equazioni simultanee (si veda Cappellari e Jenkins, 2003). Assumiamo così per ciascun periodo gli errori delle due equazioni di selezione siano distribuiti con distribuzione bivariata con media zero e matrice di varianza-covarianza  $\Sigma$ .  $\Sigma$  ha valore 1 sulla diagonale principale e valori  $\rho_{12} = \rho_{21}$  fuori dalla diagonale principale dove  $\rho_{ij}$  indica la correlazione tra gli errori delle equazioni di selezione:

$$(7) \quad \begin{pmatrix} \text{errore equazione di selezione 1} \\ \text{errore equazione di selezione 2} \end{pmatrix} \sim IIDN \left( \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12} \\ \rho_{21} & 1 \end{bmatrix} \right)$$

Se  $\rho_{ij}$  non è statisticamente significativo, l'acquisto dell'assicurazione non è endogeno (ossia non è influenzato dalla probabilità di affrontare una spesa maggiore di zero) è possibile procedere stimando le equazioni di selezione con due *probit* separati e calcolare i termini di correzione.

La stima di un *probit* ricorsivo bivariato richiede alcune considerazioni dal punto di vista dell'identificazione dei parametri dei modelli: almeno uno dei regressori contenuti nell'equazione che predice la probabilità di assicurarsi non deve essere inclusa nell'equazione che predice la probabilità di incorrere in una spesa sanitaria maggiore di zero (si veda Maddala, 1983). Seguendo l'approccio di Maddala, includiamo nella prima delle due equazioni una misura di attitudine verso l'assicurazione, lo stato lavorativo e l'eventuale iscrizione al sindacato dell'intervistato, variabili che dovrebbero avere un'influenza positiva sulla probabilità di assicurarsi.

La Tabella qui di seguito mostra i coefficienti di correlazione  $\rho_{ij}$  calcolati per ogni singolo anno: l'ipotesi nulla di covarianza uguale a zero non è rigettata quindi è possibile procedere calcolando i termini di correzione con singoli modelli *probit*. Le Tabelle 3 e 4, in Appendice B, mostrano i coefficienti ottenuti dalle stime *probit*.

Coefficienti di Correlazione tra gli Errori delle Equazioni di Selezione calcolati con *Probit* Bivariato

<i>Variabili Dipendenti</i>	<i>rho</i>	<i>p-value</i>
Spesa sanitaria / Copertura Assicurativa 2003	-0.1340	0.893
Spesa sanitaria / Copertura Assicurativa 2004	-0.3727	0.446

Campione N=496 per ogni anno.

PART II  
APPENDICE B

TABELLA 1  
STATISTICHE DESCRITTIVE

	Tutti	Assicurati	Non Assicurati
Età	44	44.04	43.61
Maschio	0.3306	0.3333	0.2973
Reddito	42519.25	44452.26	18539.39
Spesa Sanitaria Totale	3500.09	3592.092	2357.689
Copayment		879.3203	
Assicurazione di gruppo		0.9223	
Premio Annuale		1821.522	
Nord-Est	0.1532	0.1634	0.0270
Sud	0.3679	0.2897	0.5676
Ovest	0.1966	0.3518	0.2162
Midwest	0.2823	0.1949	0.1892
Bianco	0.8568	0.8758	0.6216
Nero	0.0968	0.0806	0.2973
Altra Razza	0.0464	0.0436	0.0810
Area Metropolitana	0.8145	0.83	0.6216
Alto Rischio	0.0776	0.0708	0.1622
Limitazioni Fische	0.2520	0.2462	0.3243
Bassa attitudine assicurazione	0.2218	0.2233	0.2027
Bassa preferenza assicurazione	0.2429	0.2321	0.3783
<b>Numero di Osservazioni</b>	992	918	74

TABELLA 2  
DEFINIZIONE DELLE VARIABILI

<i>Variables Name</i>	<i>Variables Definition</i>
età	età espressa in anni
maschio	1 se maschio, 0 se femmina
bianco	1 se bianco, 0 se non bianco
nero	1 se nero, 0 se non nero
altra razza	1 se altra razza, 0 in caso opposto
nord est	1 se vive in una regione del Nord- Est, 0 in caso opposto
midwest	1 se vive in una regione del Midwest, 0 in caso opposto
ovest	1 se vive in una regione dell'Ovest, 0 in caso opposto
sud	1 se vive in una regione del Sud, 0 in caso opposto
area metropolitana	1 se vive in area metropolitana, 0 in caso opposto
reddito	reddito annuale
sindacato	1 se iscritto a sindacato, 0 in caso opposto
impiegato	1 se impiegato, 0 in caso opposto
istruzione	1 if se laureato, se master o dottorato , 0 se grado di istruzione inferiore
spesa sanitaria	spesa sanitaria annuale
dimensione famiglia	numero di componenti della famiglia
alto rischio	1 se la salute percepita è sufficiente o scarsa, 0 se ottima, molto buona, buona
limitazioni fisiche	1 se soffre di limitazioni fisiche, 0 in caso opposto
cure mediche	1 se ha avuto bisogno di cure durante l'anno dell'intervista, 0 in caso opposto
visite specialistiche	1 se ha avuto bisogno di visite specialistiche durante l'anno dell'intervista, 0 in caso opposto
assicurato	1 se assicurato, 0 se non assicurato
bassa preferenza assicurazione	1 se d'accordo con l'affermazione "Health insurance is not worth the money it costs", 0 in caso opposto
attitudini verso l'assicurazione	1 se d'accordo con l'affermazione "I am more likely to take risks than the average person", 0 in caso opposto
copertura assicurativa dentale	1 se il piano fornisce assicurazione dentale, 0 se non la fornisce
copertura assicurativa farmaci	1 se il piano copre le spese per farmaci, 0 se non la copre
assicurazione di gruppo	1 se possiede un'assicurazione di gruppo, 0 se individuale
premio	premio annuale
copayment	copartecipazione alla spesa sanitaria
mills1	mills ratio per la probabilità di assicurarsi
mills2	mills ratio per la probabilità di sostenere una spesa maggiore di zero

TABELLA 3  
COEFFICIENTI PROBIT BIVARIATO PER IL 2003

(p-value in parentesi)

<i>Variabili Predittive</i>	<i>Spesa Sanitaria 2003</i>	<i>Copertura Assicurativa 2003</i>
intercetta	0.5013 (0.659)	
età	0.0264 (0.075)	0.0076(0.378)
maschio	-1.1982(0.000)	0.0939(0.699)
nero	-0.3491(0.449)	-0.9542(0.000)
altra razza	-0.2243(0.754)	-0.5702(0.204)
dimensione famiglia	-0.1871(0.109)	0.2500(0.012)
area metropolitana	-0.0803(0.849)	0.6041(0.007)
nord-est	0.0537(0.893)	0.7778(0.113)
midwest	0.5476(0.224)	0.0891(0.741)
ovest	1.1711(0.082)	-0.0963(0.721)
assicurato	1.2838(0.485)	
reddito	4.0600(0.453)	0.0001(0.008)
sindacato		0.3602(0.486)
impiegato		0.4195(0.149)
istruzione	0.0765(0.908)	0.7719(0.009)
cure mediche	-0.2017(0.560)	
visite specialistiche	0.8533(0.160)	
attitudine verso l'assicurazione		0.4376(0.068)

Campione N = 496.



TABELLA 4  
COEFFICIENTI PROBIT BIVARIATO PER IL 2004

(p-value in parentesi)

<i>Variabili Predittive</i>	<i>Spesa Sanitaria 2004</i>	<i>Copertura Assicurativa 2004</i>
intercetta		
età	0.0112(0.041)	0.0133(0.137)
maschio	-1.4139(0.000)	-0.0372(0.880)
nero	-0.3407(0.472)	-0.9401(0.001)
altra razza	0.5758(0.448)	-0.6887(0.129)
dimensione famiglia	-0.2696(0.012)	0.2954(0.002)
area metropolitana	-0.0089(0.981)	0.6012(0.014)
nord-est	-0.4157(0.406)	0.9329(0.061)
midwest	-0.3945(0.367)	0.1165(0.664)
ovest	-0.5889(0.177)	-0.0947(0.733)
assicurato	1.0708(0.056)	
reddito	4.9400(0.306)	0.0002(0.000)
sindacato		0.3671(0.449)
impiegato		0.3262(0.270)
istruzione	0.1199(0.827)	0.6830(0.030)
cure mediche	0.8899(0.010)	
visite specialistiche	-1.1089(0.061)	
attitudine verso l'assicurazione		-0.2287(0.410)

Campione N = 496.

TABELLA 5  
COEFFICIENTI REGRESSIONE OLS

Variabile dipendente: logaritmo naturale del rimborso assicurativo come share spesa sanitaria  
Variabile di interesse: alto rischio misurato attraverso la salute percepita

<i>Variabili Predittive</i>	<i>Coefficienti</i>	<i>p-values</i>
intercetta	0.5309	0.000
età	0.0007	0.167
uomo	-0.0029	0.830
area metropolitana	-0.0245	0.094
nord-est	0.0044	0.781
midwest	0.0264	0.042
ovest	-0.0102	0.488
nero	-0.0016	0.944
altra razza	-0.0285	0.248
istruzione	-0.0265	0.274
reddito	-4.64e-07	0.008
assicurazione di gruppo	0.07812	0.000
premio	-8.42e-07	0.689
copayment	-0.0384	0.000
spesa sanitaria rimborsata da altre associaz.	-0.0160	0.003
copertura assicurativa dentale	0.0439	0.000
copertura assicurativa farmaci	0.0917	0.000
alto rischio	0.0776	0.000
limitazioni fisiche	0.0406	0.001
bassa preferenza assicurazione	-0.0462	0.000
mills1	-0.1566	0.034
mills2	-0.0899	0.079

Note: Campione N = 895;  $R^2 = 0.2505$ ; Adjusted  $R^2 = 0.2325$