

AIEL 24 settembre 2009

SICKNESS ABSENCE IN ITALY: A MICROECONOMETRIC ANALYSIS OF A PRIVATE AND A PUBLIC SECTOR COMPANY

ALESSANDRA DEL BOCA

MARIA LAURA PARISI

SERGIO VERGALLI

Università di Brescia

Abstract

The problem of absenteeism has taken the centre of the stage of public attention when the Public Employment Ministry Renato Brunetta launched a reform of the public sector which started with a law on absenteeism. One year after the law was passed, the first evidence collected showed an average drop of 47% in the sick absence.

This paper plans to investigate the effects of the law 133/2008 and labor supply characteristics in a private and public sector companies. The relationship between skills and individual characteristics, such as wage, gender, age, tenure, education in relation with the labor-leisure decision made by workers. We estimate a model on micro-data from a panel of a large private company, operating all over Italy in the security sector, and one public sector institution, the Brescia city council. The results indicate a remarkable reaction in the absenteeism behavior to the law.

Il problema dell'assenteismo si è spostato al centro del dibattito pubblico quando il Ministro della Funzione Pubblica, Renato Brunetta ha lanciato un progetto di riforma del settore pubblico il cui primo passo è stata una legge sull'assenteismo. A un anno di distanza dall'approvazione della legge, la prima evidenza secondo i dati amministrativi raccolti dal ministero mostra una riduzione media del 47% nell'assenza per malattia.

Questo lavoro si propone di investigare gli effetti della legge 133/2008 in relazione alle caratteristiche dell'occupazione in un'impresa privata e in un'istituzione pubblica. Le caratteristiche individuali, come retribuzione, genere, età, avanzamento di carriera, capacità, istruzione, verranno messe in relazione con la decisione lavoro-tempo libero da parte dei lavoratori.

Ci proponiamo di stimare un modello di durata su un panel di 6 anni di una grande impresa, la Fidelitas che opera nel settore della sicurezza, e di una pubblica istituzione, il comune di Brescia.

Il piano del nostro lavoro è : Rassegna della letteratura, Un modello di assenteismo, Un analisi empirica dei dati, Conclusioni. Presentiamo solo i punti principali di alcuni paragrafi.

1. L'assenteismo nei modelli teorici tradizionali

Al fenomeno dell'assenteismo viene dedicato ampio spazio dalla letteratura internazionale quasi nessuna attenzione nella letteratura italiana dove contiamo circa 5-6 lavori. Gran parte dei contributi in materia parte da un approccio quasi esclusivamente di *supply-side*. L'assenteismo è studiato, infatti, all'interno dal modello di offerta di lavoro, limitando la discussione empirica alle caratteristiche personali quali variabili esplicative dei tassi di assenza.

Solo a partire dalla metà degli anni '90 l'attenzione si sposta sul lato della domanda. Barmby, Orme, Treble concentrano i loro studi sulla struttura contrattuale e sui meccanismi di controllo usati dalle imprese, riscontrando che lavoratori con contratti diversi, correlati alla natura delle tecnologie e alle caratteristiche della forza lavoro disponibile nel mercato locale, si comportano diversamente rispetto alle loro assenze dal lavoro. Schematizzando, possono essere identificate cinque determinanti principali dell'assenteismo:

- **Le istituzioni, i *sickness benefits*, ovvero i sistemi di assicurazione di malattia**, che agiscono in modo diretto e hanno un impatto significativo sul fenomeno delle assenze. È stato stimato, ad esempio, che circa il 10 per cento di riduzione del tasso di copertura salariale netto in Svezia avrebbe ridotto di un 1 - 2 punti percentuali il tasso di assenteismo. I sistemi di protezione del reddito invece agiscono in modo opposto: l'assenza si riduce quando le imprese pagano costi più elevati di *sickness insurance*, oneri che hanno un chiaro impatto negativo.

- **Gli accordi contrattuali e la flessibilità organizzativa, misurata come quota del part time e presenza di contratti atipici.** Barmby et al. (1995) riscontrano che l'assenteismo risponde più agli accordi contrattuali che non alle caratteristiche dei lavoratori.
- **Le caratteristiche individuali della forza lavoro, ovvero le diversità del comportamento delle donne e degli uomini sia genetiche che comportamentali o economiche.** La salute – approssimata dall'aspettativa di vita – e il livello di partecipazione, ad esempio, riducono l'assenteismo.
- **La cultura, che naturalmente incide sulla propensione all'assenza.** A titolo di esempio basti pensare come il comportamento del lavoratore sia influenzato da aspetti quali i livelli di disoccupazione, la qualità del management, il background individuale, gli effetti di interazione di gruppo (ovvero: se lo fanno tutti lo posso certo fare anch'io). Ichino e Maggi, (2000) riscontrano che, a parità di condizioni individuali e di mercato, al sud la probabilità di assenza è maggiore rispetto al nord.
- **Le condizioni di mercato, ovvero l'effetto pro-ciclico dell'*unemployment gap* sull'assenteismo.** L'*unemployment gap* è in linea con l'ipotesi che il mercato eserciti un effetto disciplinante sull'assenza (Shapiro e Stiglitz, 1984). Tale azione “moralizzatrice” è meno incisiva nel caso di politiche di protezione dell'occupazione (EPL), approssimate dal tasso di sindacalizzazione. Tali politiche, infatti, possono ridurre la capacità dell'impresa di imporre una maggiore presenza sul lavoro. Esse hanno un impatto significativamente positivo sul tasso di assenza, coerentemente con quanto evidenziato per l'Italia da Ichino e Riphon (2004).

Recentemente il fenomeno dell'assenteismo è stato affrontato sulla base di nuovi schemi teorici. Ci riferiamo, in particolare, al contributo di Markussen del 2007, che trova che più bassi tassi di assenteismo si registrano nei paesi in cui la generosità dei sistemi di welfare state si colloca a livello intermedio; i sistemi più generosi presentano una forte presenza di assenteismo di lunga durata (alta intensità e scarsa frequenza); i regimi rigidi conducono a un eccesso di assenteismo di breve durata (bassa intensità e alta frequenza). I nodi da risolvere riguardano il modo in cui la salute e l'assenza per malattia sono influenzate dalle variabili di policy quali, ad esempio, la retribuzione dei giorni di malattia e la normativa a protezione dell'occupazione.

Una parte della letteratura, in particolare quella che si occupa del fenomeno del *presenteeism*, si concentra sui possibili problemi per la salute e per la produttività dei lavoratori che derivano dall'essere presenti sul luogo di lavoro anche quando ammalati [Chatterji e Tilley (2002)]. La preoccupazione deriva dal fatto che riducendo i benefit allo scopo di ridurre il “fenomeno fannulloni”, aumenta il *“presenteeism”*, ovvero la presenza sul lavoro di persone malate. Il problema è dunque quello di individuare la politica ottima, ovvero il giusto compromesso tra il “fenomeno dei fannulloni” e quello del *“presenteeism”*.

La letteratura delle relazioni industriali ha documentato la particolarità del settore pubblico e sostenuto che spesso nelle *employment relations* del settore pubblico il problema non è tanto l'opportunismo degli agenti ma la debolezza del principale. Questa debolezza impedisce l'applicazione di meccanismi di governance nel settore pubblico e di anticipare gli effetti potenzialmente perversi dei suoi precetti. Tale debolezza contribuisce in parte a spiegare le difficoltà di molte riforme della pubblica amministrazione a mantenere la promessa di rinnovare il settore pubblico, migliorandone l'efficienza e la qualità dei servizi. È necessario un approccio più sofisticato, basato su meccanismi meno unilaterali di quelli che vengono presi in prestito dalla teoria del *moral hazard*. Il settore pubblico, infatti, non soltanto ha bisogno di incentivi monetari e di controlli di mercato, ma della costruzione di rapporti di fiducia, di cooperazione, di professionalità condivisa, spingendo alla crescita di un'etica del settore pubblico e alla disponibilità di opzioni di voice per gli utenti.

2. Un modello di assenteismo

Una modalità di analisi relativa al trade-off casa-lavoro, potrebbe consistere nello studio della duration del fenomeno osservato. Recentemente, un nuovo approccio (Belke e Gocke, 2004; Foote, e Folta, 2002; Jacob, 2007) consiste nello studiare il comportamento ottimale di ogni lavoratore in condizioni di incertezza. In questo contesto, la scelta lavorativa viene concepita come una scelta di investimento e viene interpretata utilizzando la metodologia delle opzioni reali qualora l'agente rappresentativo debba sostenere dei costi irrecuperabili (sunk) ed abbia l'opzione di procrastinare la propria scelta. Anche se tale framework nasce e si sviluppa come implementazione nel campo del reale della analisi finanziaria (estendendo appunto la letteratura inerente le opzioni finanziarie), di recente parecchi paper hanno mutuato la modellistica in un contesto altresì legato alle scelte umane ed al mercato del lavoro. In merito abbiamo lavori inerenti le scelte migratorie (Burda, 1985; Khwaja, 2002; Anam et al., 2007; Moretto e Vergalli, 2008), scelte comportamentali (Strobel, 2003), analisi relative alle politiche del lavoro (Feist, 1998). L'approccio delle opzioni reali assurge ad essere sia una approccio totalmente innovativo per quel che concerne l'ambito del mercato del lavoro, sia uno strumento utile per spiegare taluni fenomeni che emergono nel Labour Market. In tal contesto, per esempio, ampio risalto viene dato all'analisi dei processi di isteresi che si verificano sia in campo finanziario che reale. Il processo di isteresi consta in un periodo di latenza che avviene qualora si verificano particolari condizioni economiche. E' possibile mostrare che tale accadimento, se contestualizzato nel mercato del lavoro, è riconducibile ad un processo di duration. Alla luce di ciò si vuole cercare di costruire un modello strutturale che adotti tale nuovo approccio metodologico e che cerchi di spiegare in questo contesto le variabili chiave che spingono i lavoratori ad assentarsi temporaneamente dal proprio lavoro, sostenendo dei costi non recuperabili. Introduciamo adesso le assunzioni del modello.

1. Esista un agente rappresentativo (lavoratore) in grado di decidere quando e se esercitare la propria opzione di rimanere temporaneamente a casa dal lavoro.
2. Esistono due status del lavoratore: uno status 1, in cui il lavoratore lavora e percepisce il salario s , e lo status 0 in cui il lavoratore decide di rimanere a casa dal lavoro.
3. Se il lavoratore decide di rimanere a casa dal lavoro, percepisce un benessere che è commisurato rispetto al proprio salario di riferimento (s). Il benessere che percepisce può essere definito come ϵ .
4. Se il lavoratore decide di lavorare sostiene un costo sunk, denominato K , che può rappresentare tutti i costi che l'individuo sostiene sul lavoro: costi di trasporto, pranzi, etc.;
5. Se il lavoratore decide di stare a casa dal lavoro sosterrà un costo E che rappresenta la penale che deve pagare in caso di assenza;
6. Si consideri inoltre che il beneficio nello stare a casa dipende da quanti altri individui hanno adottato lo stesso comportamento ed ha una funzione U-shaped¹, $u(n)$, dove n è il numero di lavoratori. La funzione segue le seguenti regole: è crescente per $n \in [0, n^*]$ e decrescente per $n \in [n^*, N]$, dove N rappresenta il massimo numero di persone che possono assentarsi.
7. Ogni individuo massimizza la propria funzione di beneficio.

Nell'ambito del modello che stiamo descrivendo esistono due forme di aleatorietà che influenzano le scelte decisionali degli individui. La prima è una incertezza inerente il benessere

¹ L'assunzione di una funzione U-shaped rispetto al numero di individui, considera che nel primo tratto maggiore è il numero di persone che adottano il mio medesimo comportamento, maggiore è il mio beneficio nello stare a casa. In tal caso si veda Bokenblom and Ekblad (2007), e De Paola (2008). Tuttavia si può assumere che l'aumentare eccessivo del numero di persone assenti, riduca il beneficio. Ciò motiva la parte decrescente della $u(n)$.

da tempo libero relativo rispetto al salario percepito. La seconda è una incertezza politica che agisce sul salario (le possibili modificazioni alla penale applicata sul livello di assenteismo). I due processi possono essere formalizzati secondo la seguente modalità.

8. Si ipotizzi ora che il benessere relativo di andare a lavorare sia definito dalla variabile x^2 . Si assuma che tale variabile sia stocastica e segua il seguente processo browniano:

$$d\theta = \alpha\theta dt + \sigma\theta dw \quad (1)$$

dove dw è un processo di Wiener definito come $dw(t) = \varepsilon(t)\sqrt{dt}$, $\varepsilon(t) \sim N(0,1)$ è un processo stocastico definito come white noise. La componente di Wiener dw è perciò normalmente distribuito con media zero e varianza pari a: $dw \sim N(0,dt)$. Da queste assunzioni e dalla (1) è possibile mostrare che $E[dw]=0$; $E[d\theta]=\alpha\theta dt$.

9. Incertezza politica:

$$dI = Idq \quad (2)$$

dove dq è l'incremento di un processo di Poisson con media γ (Dixit e Pindyck, 1994). Assumeremo che se un "evento" (l'adozione di una politica) avviene, q si reduce di una percentuale fissa con probabilità pari a 1.

In un primo framework è possibile studiare il problema senza introdurre l'incertezza politica e studiando solo il processo di isteresi. In tal caso ciascun individuo massimizza la seguente funzione, che rappresenta il flusso di benefici che è in grado di percepire al netto dei costi sunk necessari per passare da uno status ad un altro:

$$V(x, n) = E_0 \left[\int_0^\infty (x - \theta u(n)) e^{-\rho t} | n_0 = n, \theta_0 = \theta, x_0 = x \right] \quad (3)$$

In questo primo contesto è possibile mostrare che esistono due valori soglia (x^L ; x^H) che agiscono da trigger sia nello stare a casa (la soglia di trigger più bassa x^L) che nell'andare a lavorare (la soglia più alta x^H). All'interno di questi due valori, l'individuo decide di rimanere nello status che sta adottando. Per trovare le soluzioni, bisogna risolvere la seguente equazione differenziale inerente la condizione di status 0:

$$\frac{1}{2}\sigma^2 x^2 V_0''(x) + \alpha x V_0'(x) - \rho V_0(x) = 0 \quad (4)$$

essa ha soluzione:

$$V_0(x) = A_1 x^{\beta_1} + A_2 x^{\beta_2} \quad (5)$$

dove A_1 e A_2 sono costanti che devono essere determinate e :

² Pertanto $x = s - \varepsilon$

$$\beta_1 = \frac{1}{2} - \frac{\alpha}{\sigma^2} + \sqrt{\left[\frac{\alpha}{\sigma^2} - \frac{1}{2}\right]^2 + 2\frac{\rho}{\sigma^2}} > 1 \quad (6)$$

$$\beta_2 = \frac{1}{2} - \frac{\alpha}{\sigma^2} - \sqrt{\left[\frac{\alpha}{\sigma^2} - \frac{1}{2}\right]^2 + 2\frac{\rho}{\sigma^2}} < 0 \quad (7)$$

da cui è possibile mostrare che:

$$V_0(x) = A_1 x^{\beta_1} \quad (8)$$

Il secondo step consta nel risolvere l'equazione differenziale inerente lo status 1:

$$\frac{1}{2}\sigma^2 x^2 V_1''(x, n) + \alpha x V_1'(x, n) - \rho V_0(x, n) + x - \theta u(n) = 0 \quad (9)$$

da cui:

$$V_1(x, n) = B_1 x^{\beta_1} + B_2 x^{\beta_2} + \frac{x}{\rho - \alpha} - \frac{\theta u(n)}{\rho} \quad (10)$$

Le due equazioni possono poi essere risolte attraverso le consuete boundary condition:

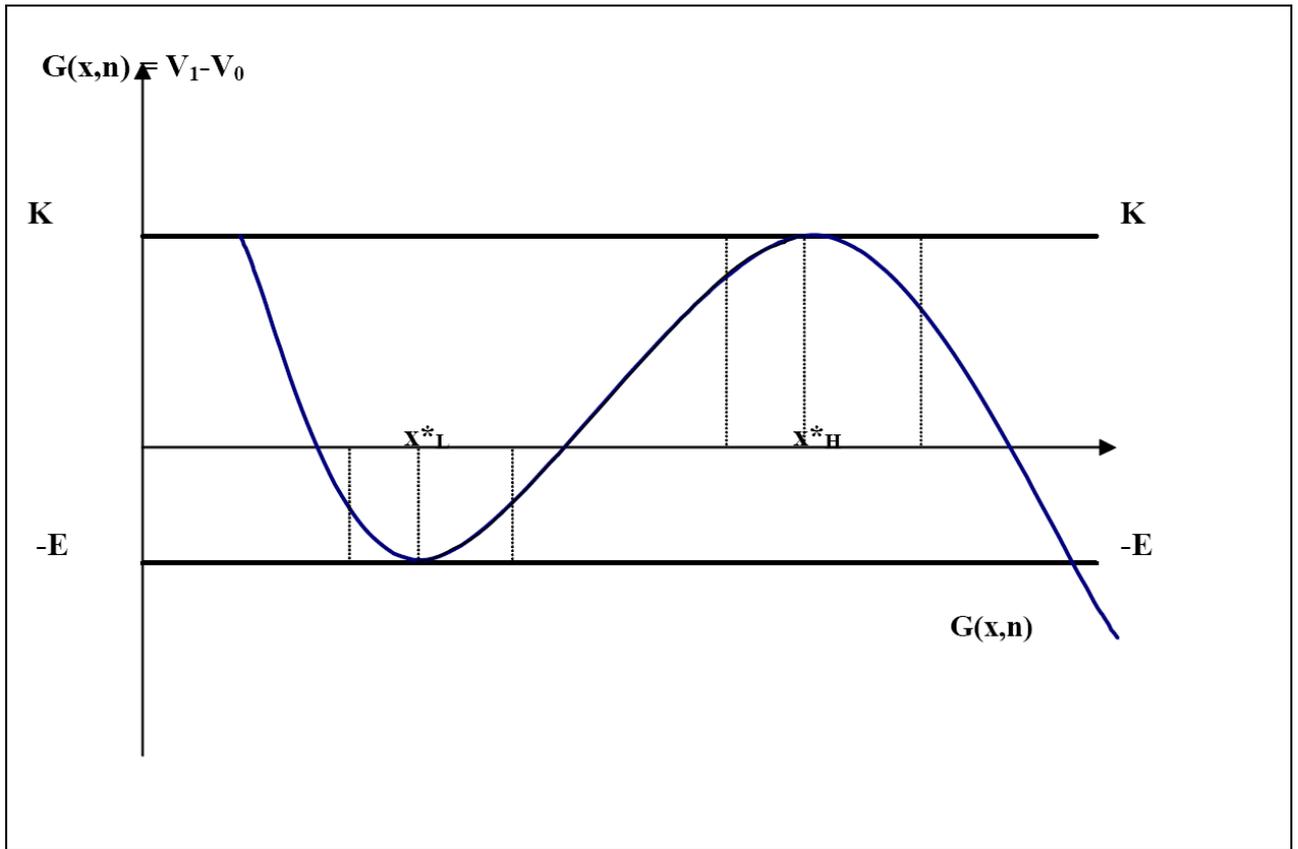
$$V_0(x_H) = V_1(x_H) - K \quad (12)$$

$$V_0'(x_H) = V_1'(x_H) \quad (13)$$

$$V_1(x_L) = V_0(x_L) - E \quad (14)$$

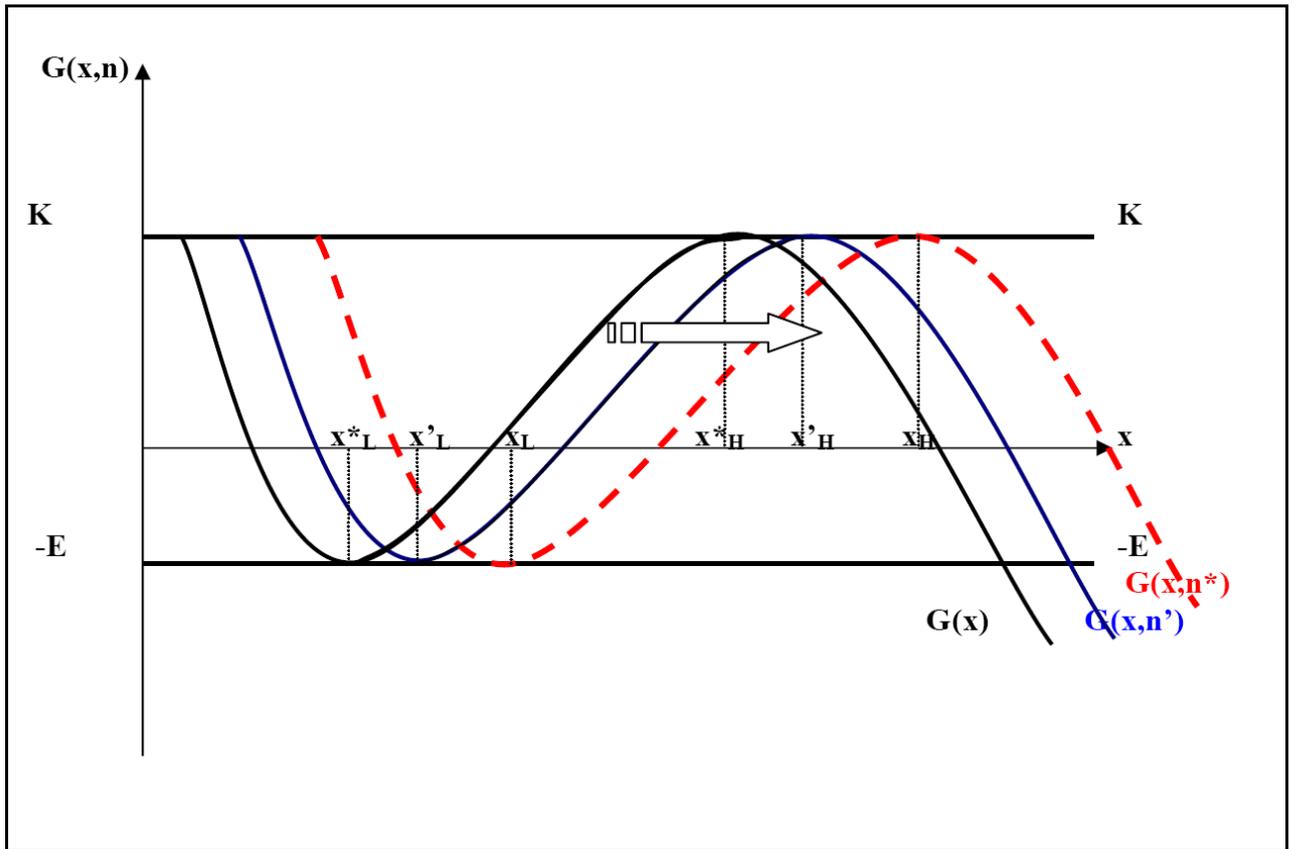
$$V_1'(x_L) = V_0'(x_L) \quad (15)$$

Se V_0 rappresenta il valore di stare a casa e V_1 rappresenta il valore dello andare al lavoro, è ora possibile definire una funzione $G(x, n)$ che rappresenta il valore incrementale derivante dall'effettuare una scelta anziché l'altra. Se si assume che $G(x, n) = V_1 - V_0$, stiamo studiando il valore incrementale derivante dall'andare al lavoro. E' possibile, in prima analisi, mostrare che la nostra $G(x, n)$ ha la seguente rappresentazione grafica.



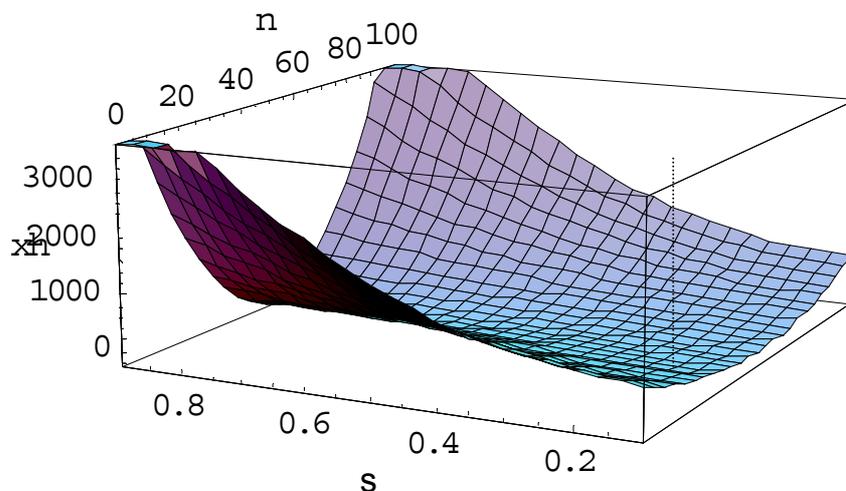
Dove la curva rappresenta il valore derivante dal lavoro e mostra i due valori soglia inerenti. In particolare si mostra che se il differenziale di benessere x , che è una variabile stocastica, tocca i valori soglia ottimali x^* gli individui decidono di adottare il proprio status. Nel dettaglio, se x tocca la soglia x^*_L (il valore più basso), ciò significa che il valore incrementale derivante dall'andare a lavorare rispetto allo stare a casa, è così basso che alla persona conviene, in termini di benessere, stare a casa. Invece se x tocca la soglia più alta, x^*_H , alla persona conviene andare a lavorare perché ottiene un beneficio più alto. Nel caso in cui x sia compreso fra le due soglie, nulla muta.

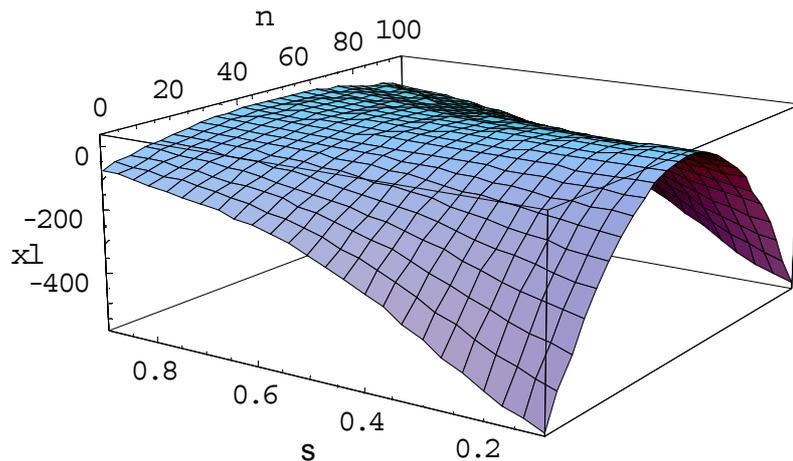
Osserviamo ora qual è il peer effect per ciò che concerne le condizioni di entry-exit da uno status all'altro. Osserviamo ora la seguente figura che considera l'effetto della $u(n)$ rispetto alla figura precedente:



In questo caso, se non si tiene in considerazione il peer effect, allora stiamo osservando la curva nera. Nel caso in cui aumenti il numero di individui, da 0 fino a n^* , e se si considera il peer effect, l'effetto "trascinamento" delle altre persone, mi induce a stare più facilmente a casa, spostando la funzione $G(x,n)$ verso destra. Ciò implica che è necessario uno shock più basso affinché io non venga a lavorare e, al contrario, è richiesto un salario (beneficio del lavoro) più elevato per indurmi a lavorare. Il ragionamento diventa speculare qualora si consideri l'intervallo da n^* a N . In tal caso, dato che c'è un numero eccessivo di persone che sta a casa, il beneficio marginale si riduce, spostando la $G(x, n)$ verso sinistra.

E' possibile effettuare altresì analisi di statica comparata in merito al livello di incertezza nel mercato:





Nelle figure si mostra rispettivamente il valore soglia x^H e x^L rispetto alla varianza ed di individui che si assentano dal lavoro.

3. Un'analisi empirica dei dati

Per l'analisi empirica usiamo una banca dati di una grande impresa di servizi privata italiana, che fornisce servizi di vigilanza e sicurezza al settore bancario. L'impresa ha filiali dislocate in molte regioni del Nord e Centro Italia. La banca dati contiene informazioni per 2795 dipendenti osservati dal 2004 al 2009 in un panel non bilanciato. Sono state rilevate le caratteristiche socio-demografiche degli individui (tra cui il genere, stato civile, età, anzianità di servizio e titolo di studio) e le loro caratteristiche professionali, quali l'iscrizione ad un sindacato, il tipo di contratto e il trattamento economico fondamentale e accessorio. Di seguito riportiamo le statistiche descrittive dei motivi di assenza per malattia (paragrafo 3.1) e per altri motivi (paragrafo 3.2) condizionate alle diverse caratteristiche degli individui. Costruiamo la variabile dipendente sulla scelta della durata e frequenza delle assenze in ciascun anno che viene utilizzata nel modello di regressione multinomiale del paragrafo 3.3.

3.1 Assenza per motivi di salute

Dettagliati sono i dati delle assenze, misurate come numero di giorni per ogni mese dell'anno di osservazione per ciascun individuo, suddiviso per categorie di assenza: ferie, malattia (di due tipi), maternità, permessi di uscita (in giorni), permessi sindacali e sciopero. In questo paragrafo concentriamo l'analisi descrittiva sui dati delle assenze per motivi di salute codificati in due voci: "malattia generica" e "malattia per infortuni, patologie gravi o causa di servizio". Definiamo "malattia totale" la somma dei giorni di assenza per malattia generica più infortuni per ciascun individuo per ogni anno osservato.

Nella tabella 1 è riportato per ogni anno il numero di individui totale e suddiviso tra chi si è assentato almeno un giorno (Si) e coloro che non hanno riportato alcuna assenza (No) per motivi di salute. Sotto ciascuna frequenza viene riportata la corrispondente percentuale riferita al totale dell'anno di riferimento.

Tabella 1. Distribuzione delle assenze per malattia totale

Anno	No	Si	Totale
2004	647 36.15	1,143 63.85	1,790 100.00
2005	677 33.25	1,359 66.75	2,036 100.00
2006	707 36.15	1,249 63.85	1,956 100.00
2007	650 35.56	1,178 64.44	1,828 100.00
2008	635 37.84	1,043 62.16	1,678 100.00
2009	815 56.25	634 43.75	1,449 100.00
Total	4,131 38.47	6,606 61.53	10,737 100.00

Mediamente circa il 38% dei dipendenti non fa mai assenze per malattia, circa il 62% fa qualche tipo di assenza. Tra questi il 30% si assentano 1 giorno, il 10% 4 giorni, mentre solo 1% fa assenze superiori a 10 giorni (vedere Tabella 4). Il trend cambia nel 2009, di cui osserviamo per ora solo i primi 4 mesi, perché tra i 1449 individui osservati si assenta solo il 44% circa. Questo fatto potrebbe essere spiegato dalla presenza di assenteisti di “bassa” durata (vedere Tabella 6) mentre gli assenteisti usi ad assentarsi per lunghi periodi non hanno ancora avuto modo di mostrare questo dato. Alternativamente, il rovesciamento della percentuale di assenti/presenti nel 2009 rispetto agli anni precedenti potrebbe essere dovuto ad un effettivo cambiamento nel comportamento.

Tabella 2. Statistiche descrittive della malattia generica per anno.

Anno	Frequenza	Media	Dev. Standard	Max	95° pc
2004	1,103	18.03086	25.5335	215.64	64
2005	1,335	18.07766	24.30287	200.36	63.86
2006	1,220	18.16578	23.41132	195.69	65.86
2007	1,146	17.87743	22.96547	186	69.07
2008	1,010	18.48947	26.11032	186	76.23
2009	608	8.585164	10.89689	81	28

La Tabella 2 riporta la media, deviazione standard, il massimo e il 95° percentile della distribuzione delle assenze per “malattia generica”, in ciascun anno di osservazione. Chi sceglie di assentarsi per questo motivo lo fa mediamente 18 giorni l’anno, eccetto per il 2009 che ha come naturale circa la metà delle osservazioni precedenti. Confrontando il 95° percentile con il massimo risulta che

pochissimi individui hanno un tasso di assenteismo piuttosto elevato (la distribuzione è decisamente asimmetrica a destra).

Tabella 3. Statistiche descrittive delle assenze per infortunio.

Anno	Frequenza	Media	Dev.Standard	Max	95° pc
2004	201	29.39269	29.77005	154.94	87.49
2005	239	33.60151	36.1656	175.87	119.59
2006	217	26.60452	30.60909	259.85	85
2007	158	30.45614	37.43692	249.34	99.74
2008	137	31.20635	43.36894	266	108
2009	49	35.43041	30.01739	102.96	96

La Tabella 3 riporta - analogamente alla Tabella 2 - le statistiche descrittive per anno delle assenze per “malattia per infortuni, patologie gravi o causa di servizio”. Le osservazioni di questo tipo di assenza sono circa 1/5 rispetto alla “malattia generica”, ma il numero di giorni di assenza medio è pari a 30 con una maggiore variabilità.

Tabella 4. Numero di episodi di assenza totale in un anno

Episodi	Frequenza	Percentuale	Cumulata
0	4,131	38.47	38.47
1	1,981	18.45	56.92
2	1,352	12.59	69.52
3	875	8.15	77.67
4	691	6.44	84.10
5	452	4.21	88.31
6	354	3.30	91.61
7	259	2.41	94.02
8	195	1.82	95.84
9	158	1.47	97.31
10	145	1.35	98.66
11	93	0.87	99.53
12	51	0.47	100.00
Totale	10,737	100.00	

Per i dipendenti che si sono assentati dal lavoro almeno una volta in un anno (qualunque) mostriamo la distribuzione delle osservazioni e la percentuale degli episodi di assenza per malattia totale (generica + infortunio) da 1 a 12 volte l’anno (Tabella 4 e Tabella 5).

Tabella 5. Episodi di assenza per malattia totale solo per chi fa assenze

Episodi	Frequenza	Percentuale	Cumulata
1	1,981	29.99	29.99
2	1,352	20.47	50.45
3	875	13.25	63.70
4	691	10.46	74.16
5	452	6.84	81.00
6	354	5.36	86.36
7	259	3.92	90.28
8	195	2.95	93.23
9	158	2.39	95.63
10	145	2.19	97.82
11	93	1.41	99.23
12	51	0.77	100.00
Totale	6606	100.00	

Gli anni presi in considerazione variano dal 2004 al 2009 (per quest'ultimo, come già menzionato, solo i primi 4 mesi). Dato che il 63.7% delle osservazioni uomo-anno sono caratterizzate da 3 o meno episodi di assenza, prendiamo questa soglia per costruire uno "stato" di assenza con BASSA frequenza (minore o uguale a 3 episodi) o ALTA frequenza (più di 3 episodi in un anno).

Tabella 6. Distribuzione percentuale degli stati di assenza: frequenza-durata

	Bassa	Alta	Totale
Durata			
Breve	23.61	2.19	25.81
Lunga	40.08	34.11	74.19
Totale	63.70	36.30	100.00

Breve = al massimo 3 gg in un mese

Lunga = più di 3 gg in un mese

Bassa = al massimo 3 episodi in un anno

Alta = più di 3 episodi in un anno

La Tabella 6 mostra la distribuzione percentuale degli stati di assenza misurati nella loro DURATA e FREQUENZA degli episodi. Possiamo costruire una variabile qualitativa "STATO DI ASSENZA" combinando la DURATA delle assenze in giorni e la frequenza degli episodi in mesi-anno. Le caratteristiche di questa variabile quindi sono: NESSUNA: non ci sono episodi di assenza per l'individuo in alcun mese dell'anno; BREVE – BASSA: durata massima 3 giorni al mese per non più di 3 volte l'anno; BREVE – ALTA: durata massima 3 giorni al mese per più di 3 volte l'anno; LUNGA – BASSA: durata maggiore di 3 giorni al mese per non più di 3 volte l'anno; LUNGA – ALTA: durata maggiore di 3 giorni al mese per più di 3 volte l'anno.

Quello che emerge dalla tabella è **una concentrazione della frequenza in periodi lunghi e meno frequenti**. 74% preferisce la lunga e 63.7% bassa durata minima alta e breve.

La Tabella 7 illustra la distribuzione marginale dello STATO DI ASSENZA in cui compaiono coloro non fanno assenze che sono circa il 38%. Poco più del 45% delle osservazioni sono caratterizzate da assenza di LUNGA durata. La Tabella 8 mostra la distribuzione condizionata a ciascun anno di osservazione delle frequenze (%) della variabile “STATO DI ASSENZA”.

Tabella 7. Distribuzione marginale dello STATO DI ASSENZA

STATO DI ASSENZA	Frequenza	Percentuale	Cumulata
Nessuna	4,131	38.47	38.47
Breve Bassa	1,560	14.53	53.00
Breve Alta	145	1.35	54.35
Lunga Bassa	2,648	24.66	79.02
Lunga Alta	2,253	20.98	100.00
Total	10,737	100.00	

Tabella 8. Distribuzione condizionata % dello STATO DI ASSENZA

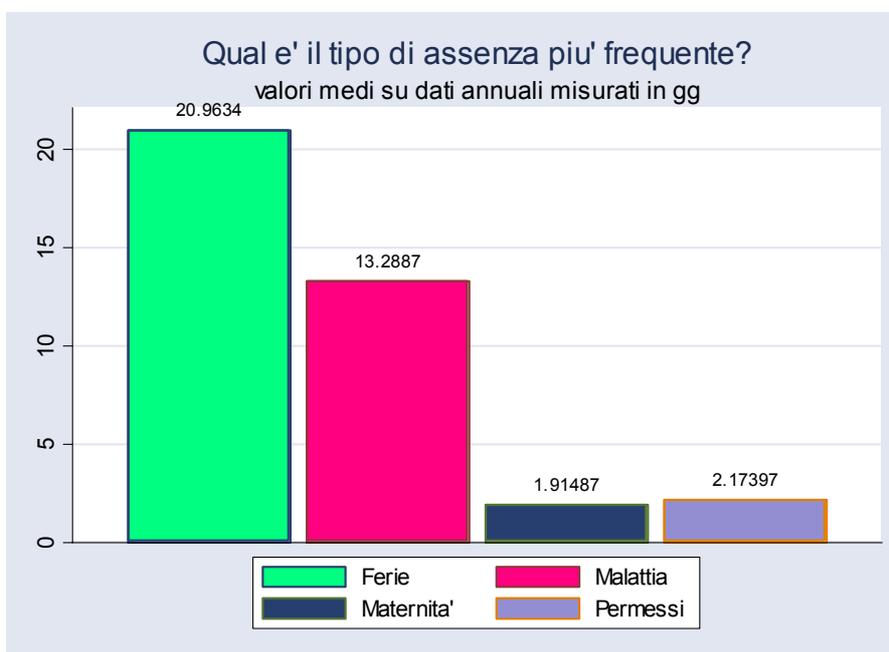
Anno	Breve Bassa	Breve Alta	Lunga Bassa	Lunga Alta	Totale
2004	21.08	2.10	42.17	34.65	100.00
2005	20.24	1.55	39.44	38.78	100.00
2006	23.06	2.32	36.11	38.51	100.00
2007	22.58	2.97	38.62	35.82	100.00
2008	23.68	2.88	38.16	35.28	100.00
2009	38.33	0.95	51.42	9.31	100.00
Total	23.61	2.19	40.08	34.11	100.00

La tabella 8 mostra come cambia nel tempo la scelta tra i 4 stati e **come aumenta la percentuale di coloro che riducono il periodo di assenza. La riduzione delle assenze in questi dati si vede meglio dalla riduzione delle assenze mese per mese, che si vede dalla Figura 9, dove il confronto mese su mese di ottobre 2007-2008 mostra una riduzione del 63% . La tendenza alla riduzione è confermata dai dati di agosto appena pervenuti. (To be Added.)**

3.2 Confronto tra motivi di assenza diversi

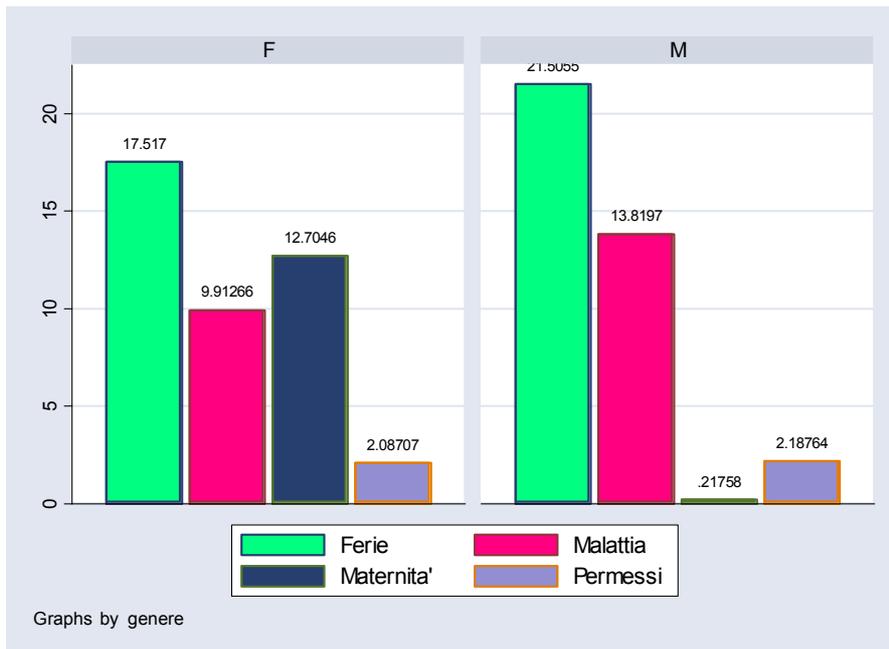
Attraverso l'elaborazione descrittiva dei dati completi è possibile rispondere alla domanda: Qual è il tipo di assenza più frequente? Le variabili, che indicano assenza misurata come numero di giorni (positivo) per anno, comprendono le ferie totali (quelle dell'anno precedente e le festività sopresse sono pari a zero per tutti gli individui in ogni anno); le assenze per malattia totali (di tipo 2, "malattia generica" e di tipo 3 "causa di servizio, patologie gravi, infortuni sul lavoro, day hospital"); assenze per maternità totale ("tutte le altre causali", mentre non ci sono valori per "malattia figlio"); permessi dal lavoro totali ("permesso non retribuito", permesso retribuito di tipo 4 "motivi famigliari/personali", permesso retribuito di tipo 6 "tutte le altre causali").

Figura 1. Media delle assenze per tipo



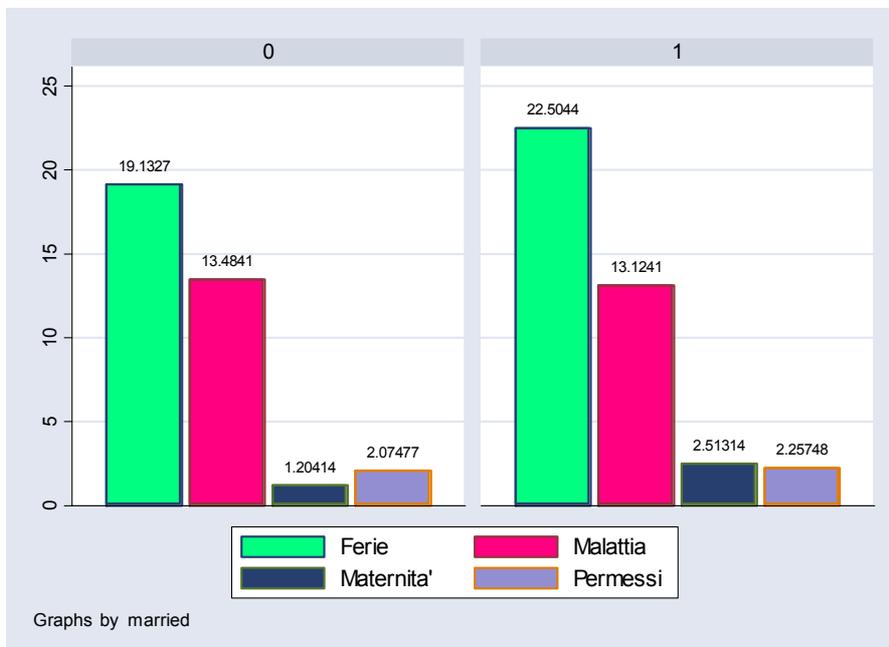
Le ferie sono il tipo di assenza più frequente con 20.96 (13.7 st.dev.) giorni l'anno, seguite da assenza per malattia con 13.29 giorni in media all'anno (26 gg la deviazione standard). La maternità fa in media assentare i dipendenti per 1.91 (17.2 st.dev.) giorni (gli anni di osservazione variano tra il 2004 e il 2009) e 2.17 giorni (8.8 st.dev.) sono invece non lavorati per permessi (di vario tipo).

Figura 2. Qual è il tipo di assenza più frequente? per genere



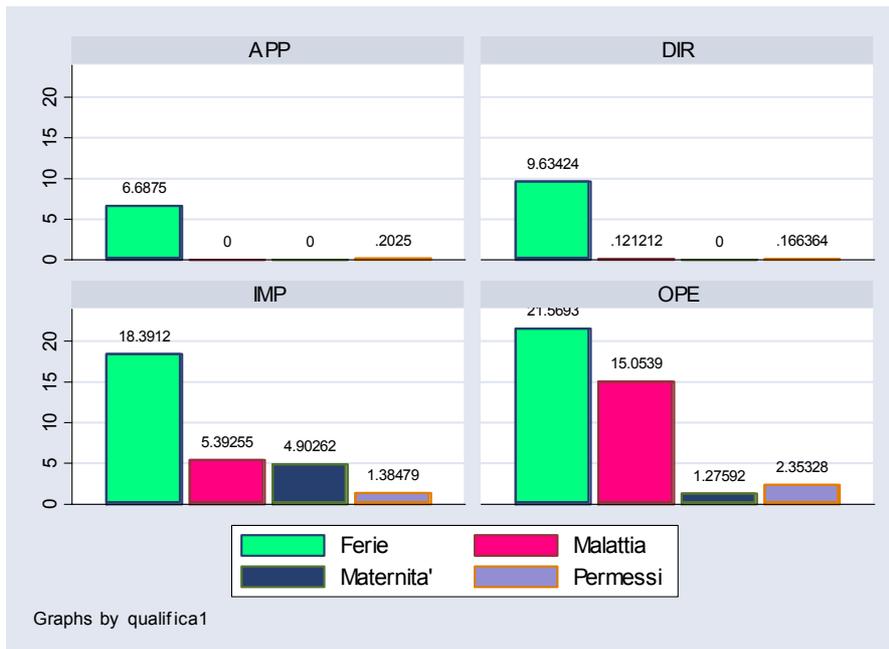
Gli uomini vanno in ferie per 21.5 giorni l'anno in media (13.5 st.dev.) contro 17.5 giorni delle donne (14.1 st.dev.). Si ammalano più spesso in media per 13.8 giorni (26.6 giorni) contro 9.9 giorni delle donne (21.5 st.dev.). Ovviamente le donne richiedono la maternità più spesso 12.7 giorni in media (44 giorni st.dev.) contro 0.22 giorni degli uomini (3.8 st.dev.). Infine i permessi sono bilanciati per genere con una media di 2 giorni circa sia per gli uomini che per le donne.

Figura 3. Qual è l'assenza più frequente? Sposati (1) Single (0)



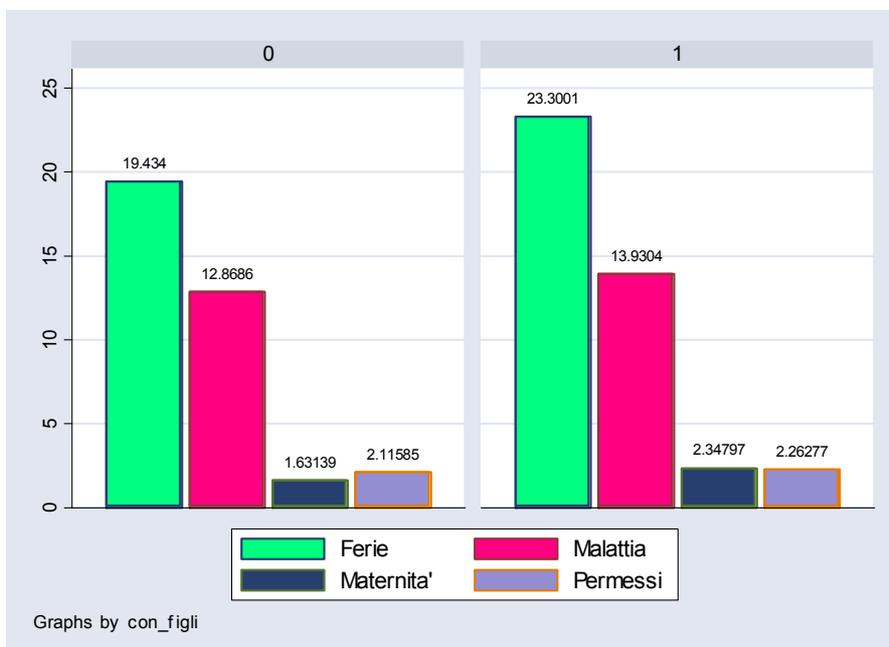
Le persone sposate richiedono 22.5 giorni di ferie in media l'anno contro 19.1 giorni per i single. Hanno una media molto simile per la malattia (13 giorni circa), gli sposati in media si assentano per maternità 1.3 giorni in più, e chiedono permessi di lavoro per 2.25 giorni (0,25 giorni in più rispetto ai single).

Figura 4. Qual è l'assenza più frequente? Qualifica professionale



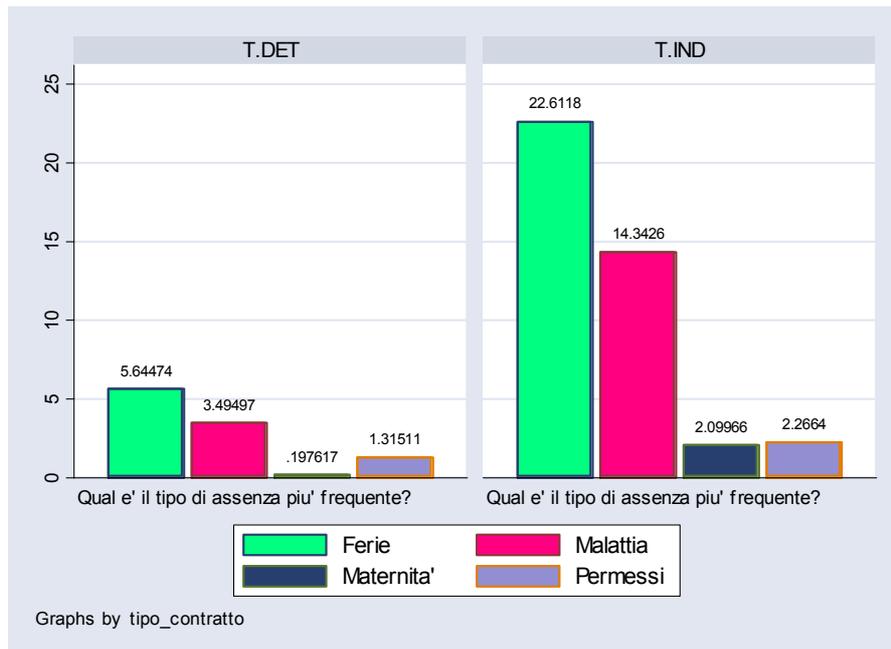
Gli operai vanno in ferie 21.6 (13.3 st.dev.) giorni l'anno contro i 9.6 (16.5 st.dev.) dei dirigenti. Chiedono la malattia per 15 giorni (27.9 st.dev.) l'anno in media, mentre le altre categorie si ammalano molto meno: gli impiegati 5.4 giorni in media, i dirigenti 0.12 giorni.

Figura 5. Qual è l'assenza più frequente? con figli (1) senza figli (0)



I dipendenti con figli chiedono in media 4 giorni di ferie in più l'anno (con uguale variabilità, 13 giorni circa) ma 1 solo giorno in più per assentarsi a causa di una malattia (con una deviazione standard pari a circa 26 giorni). Richiedono in media 2.3 giorni l'anno per la maternità (18.4 dev. St.) contro 1.6 giorni per chi non ha figli (16.4 giorni deviazione standard), mentre hanno un equivalente valore medio per i permessi di lavoro, di qualunque tipo, che in media fanno assentare per circa 2 giorni (con 10.4 dev. Standard per chi ha figli, 7.7 per chi non ha figli).

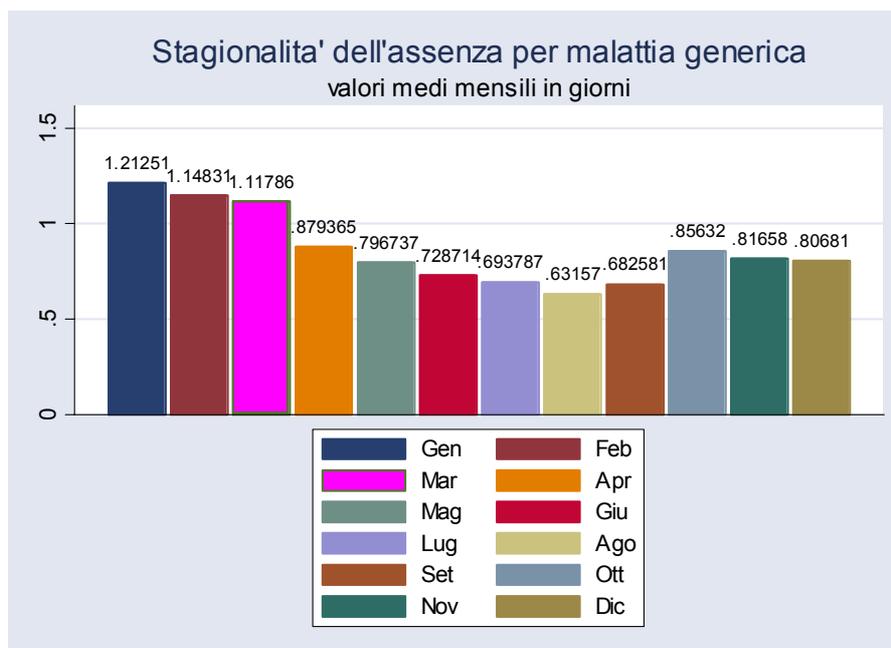
Figura 6. Qual è l'assenza più frequente? tipo di contratto



Al di là della sproporzione delle frequenze tra i dipendenti a tempo indeterminato (90%) e quelli a tempo determinato (10%), la tabella indica che i dipendenti a tempo determinato si assentano decisamente meno. Questo fenomeno ha riscontro nella letteratura e anche nei risultati delle nostre regressioni.

La seconda domanda che ci siamo posti è se esiste una stagionalità nella richiesta di assenze per malattia. La Figura 7 mostra l'andamento medio dell'assenza per malattia generica in ogni mese per tutti gli anni di osservazione. I mesi più freddi Gennaio Febbraio e Marzo sono caratterizzati da una media più alta.³

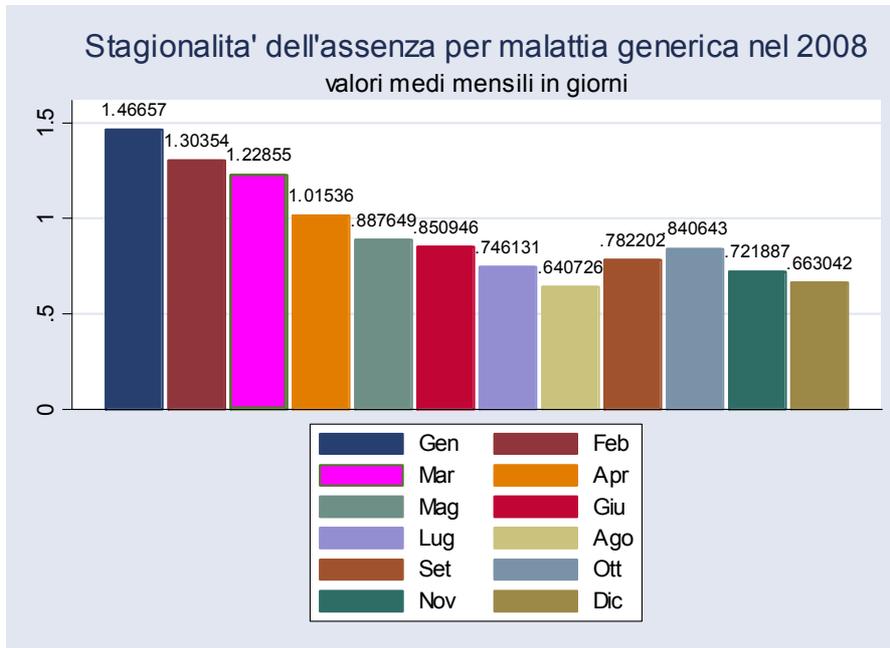
Figura 7. Esiste stagionalità nell'assenza per malattia generica?



³ Abbiamo prodotto analogamente i grafici della variabilità delle assenze per ogni mese dell'anno. La deviazione standard della distribuzione delle assenze per malattia generica è omogenea tra i mesi.

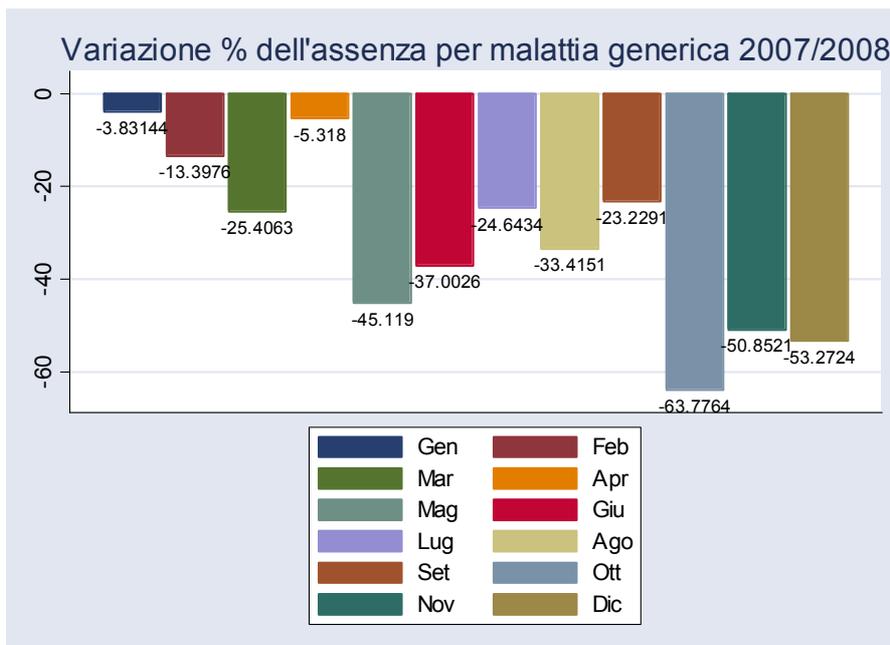
La stagionalità è evidente particolarmente per l'anno 2008, quando in giugno entra in vigore la legge 133/2008, pur non riguardando il settore privato.

Figura 8. Esiste stagionalità delle assenze nel 2008?



La variazione percentuale tra mesi corrispondenti dell'anno 2007 e 2008 è rappresentata nella Figura 9. Rispetto all'anno precedente, nel 2008 vi è stata una progressiva riduzione dell'assenteismo per malattia generica. Segnaliamo in particolare la riduzione del 60% in Ottobre 2008.

Figura 9. Differenziale mensile tra 2007 e 2008 nei giorni medi di malattia



4. Determinanti dell'assenza per malattia

Da una prima evidenza dell'analisi di regressione tobit, applicata al panel, possiamo misurare la correlazione esistente tra le caratteristiche individuali e le assenze denominate "malattia generica". Per robustezza applichiamo lo stesso metodo di stima anche per spiegare la variabile "malattia totale", che vede sommate le assenze per malattie generiche con le malattie causate dal servizio di lavoro, infortuni, day hospital o patologie gravi. La prima analisi è illustrata nella Tabella 10 mentre l'analisi di robustezza viene riportata in Tabella 11.

La Tabella 10 riporta le stime dei coefficienti ottenuta attraverso una metodologia di tipo "tobit random effects model" che è applicabile in un contesto panel, quando la variabile endogena ha una distribuzione con massa sullo zero, come accade alla nostra variabile endogena "numero di giorni in un anno di assenza per malattia generica".

La colonna 11 include il termine quadratico per l'età, che potrebbe avere una relazione non lineare con la decisione di assentarsi. Dalle stime si evince che questo non è il nostro caso. La colonna 3 differisce dalle prime due perché esclude il termine quadratico mentre include l'interazione tra la variabile "età" dell'individuo e la sua "esperienza" in termini di anni di servizio prestati all'interno dell'azienda che invece è significativa. **In tutte le regressioni non è significativo l'effetto dell'età mentre ha un impatto negativo e significativo l'anzianità di servizio, maggiore è la permanenza in questa azienda e minore il tasso di assenteismo per malattia.** Gli uomini hanno una tendenza a non assentarsi (ma questo potrebbe essere dovuto ad un effetto di composizione della forza lavoro, che risulta prevalentemente maschile). Chi ha figli debolmente riduce l'assenza per malattia, solo nella prima colonna.

La qualifica professionale bassa o intermedia spinge i dipendenti ad assentarsi maggiormente rispetto alla categoria dei dirigenti. Avere un titolo di studio elementare ha una correlazione positiva con l'assenteismo, mentre dalla Tabella 1 nessuno dei coefficienti per i titoli di studio più elevati risulta precisamente stimato, tanto da risultare statisticamente non significativi. Infine le caratteristiche professionali sono statisticamente molto correlate con l'assenteismo. Essere iscritti ad un sindacato ed avere un lavoro a tempo indeterminato produce maggiore incentivo ad assentarsi. Viceversa ricevere un trattamento accessorio in percentuale al proprio salario base più elevato spinge i lavoratori ad assentarsi meno. Le filiali del Nord sono caratterizzate da minore assenteismo rispetto al Centro.

La Tabella 11 riporta i risultati delle regressioni tobit quando la variabile endogena è la malattia totale (i.e. la somma dei giorni di assenza per qualunque tipo di malattia). In giallo e in verde sono evidenziate le differenze delle stime rispetto alle stesse variabili della Tabella 10. **L'interazione tra età ed esperienza in questo caso conta positivamente:** a parità di anni di servizio con l'età si tende ad assentarsi maggiormente. **Si conferma che chi ha figli si assenta meno, come anche chi ha un diploma di scuola superiore.** Infine lavorare nel Nord Est non riduce significativamente il tasso di assenteismo per malattia totale rispetto al Centro, come accade per la sola categoria delle malattie generiche.

Tabella 10. Determinanti dell'assenza per malattia generica

Variable	xtobit_1	xtobit_2	xtobit_3
endogena = giorni assenza per malattia generica			
età	-.0326	-.1371	-.0791
esperienza	-.3611***	-.3639***	-.8333*
età ²		.0013	
esper*età			.0097
sposati	.4273	.4366	.448
maschi	-3.078*	-3.084*	-3.018*
con figli	-1.632*	-1.570	-1.385
operai	164.9***	165.2***	165.3***
impiegati	155.3***	155.5***	155.8***
elementare	5.134°	5.079°	5.007°
media	-.1726	-.1617	-.0984
diploma	-1.585	-1.595	-1.626
laurea	-3.43	-3.386	-3.631
sindacato	7.834***	7.84***	7.913***
NordOvest	-4.960***	-4.973***	-5.114***
NordEst	-3.521*	-3.531*	-3.782*
tempo_indet	19.19***	19.26***	19.65***
te_lordo_acc	-.5147***	-.51***	-.5151***
costante	-165.1***	-163.5***	-163.9***
statistiche			
$\sigma(u)$	17.57***	17.6***	17.53***
$\sigma(\epsilon)$	21.29***	21.30***	21.30***
rho	.4050	.4049	.4037
N	10756	10756	10756
N_g	2795	2795	2795
ll	-32457.3	-32457.2	-32456.2

legenda: ° p<0.1 * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001

Tabella 11. Determinanti dell'assenza per malattia (totale)

Variable	xtobit_1	xtobit_2	xtobit_3
var. endogena = giorni assenza per malattia totale			
età	-.0567	-.2395	-.1220
esperienza	-.514***	-.5184***	-1.178***
età^2		.0023	
esper*età			.0136°
sposati	.4463	.4610	.4764
maschi	-1.347	-1.357	-1.246
con figli	-2.434*	-2.324	-2.092°
operai	206.5***	207.0***	207.065***
impiegati	191.6***	192.0***	192.302***
elementare	3.294	3.197	3.137
media	-.5885	-.566	-.4792
diploma	-2.867°	-2.8809	-2.913°
laurea	-5.616	-5.5328	-5.893
sindacato	10.54***	10.54***	10.646***
NordOvest	-6.163***	-6.183***	-6.393***
NordEst	-1.740	-1.7556	-2.106
tempo_indet	23.83***	23.945***	24.478***
te_lordo_acc	-.7983***	-.79864***	-.7987***
costante	-203.8***	-200.99***	-202.12***
statistiche			
$\sigma(u)$	21.91***	21.91***	21.85***
$\sigma(\epsilon)$	26.05***	26.05***	26.06***
rho	.414	.414	.413
N	10756	10756	10756
N_g	2795	2795	2795
ll	-34576.5	-34576.4	-34575.1

legenda: ° p<0.1; * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001;

giallo: i coefficienti risultano significativi rispetto alla Tabella 10

verde: i coefficienti perdono significatività rispetto alla Tabella 10

Tabella 12.a Regressione multinomiale dello STATO di ASSENZA, anno 2007

Numero di osservazioni = 1828
 LR chi2(100) = 492.45
 Prob > chi2 = 0.0000
 Pseudo R2 = 0.0956

Log likelihood = -2328.4379

Stato assenza	Odds ratio	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf.	Interval]
Nessuna (base)						
Breve Bassa						
Età (15-29)						
30-39	1.017	.247	0.07	0.943	.632128	1.637684
40-49	.540**	.148	-2.24	0.025	.31529	.9260757
50-59	.356***	.119	-3.09	0.002	.1852365	.6861508
60+	.450	.318	-1.13	0.259	.1127805	1.799457
Titolo (nessuno)						
Elementari	2.162*	.985	1.69	0.091	.8844277	5.284422
medie	.943	.222	-0.25	0.804	.593977	1.497521
Diploma	1.011	.251	0.05	0.963	.6217406	1.645464
laurea	.633	.295	-0.98	0.328	.2536774	1.581001
Famiglia (single)						
coppie con figli	1.053	.208	0.26	0.794	.7139024	1.553523
coppie senza figli	1.052	.242	0.22	0.823	.6708398	1.652694
genitore unico	1.399	.461	1.02	0.308	.7329477	2.672139
Lavoro (tempo det)						
manuale	1.394	.410	1.13	0.259	.7833534	2.481032
non manuale	2.589***	.869	2.83	0.005	1.341061	5.00121
Nascita (nord ovest)						
Centro	1.847*	.685	1.65	0.098	.892768	3.824533
Estero	1.228	.555	0.45	0.650	.5060286	2.981224
Nord Est	.705	.326	-0.76	0.450	.2847434	1.746315
Sud Isole	1.029	.209	0.14	0.885	.6917521	1.532833
Filiale (nord ovest)						
NordEst_f	1.147	.530	0.30	0.766	.4637881	2.839199
Centro_f	1.593	.585	1.27	0.205	.7753156	3.273958
Iscrizione						
sindacato	1.205	.213	1.06	0.291	.8521236	1.705989
Reddito annuale						
meno di €5200	3.058*	2.045	1.67	0.095	.8247196	11.34207
fino a €10200	3.535***	1.679	2.66	0.008	1.393257	8.97112
fino a €16100	2.794**	1.358	2.11	0.035	1.0777	7.246453
fino a €18000	4.084***	1.776	3.24	0.001	1.741359	9.579546
fino a €20000	4.803***	2.114	3.57	0.000	2.027119	11.38255

Note: nella categoria Breve_Bassa vi sono 266 osservazioni nel 2007 (14.55%).

Tabella 12.b Continua

Stato assenza	Odds ratio	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf.	Interval]
Nessuna (base)						
Breve Alta						
Età (15-29)						
30-39	.714	.393	-0.61	0.541	.2427012	2.10215
40-49	.457	.290	-1.23	0.217	.1320358	1.585184
50-59	.348	.287	-1.28	0.202	.0689838	1.75939
60+	2.27e-07	.001	-0.01	0.995	0	.
Titolo (nessuno)						
elementari	8.92e-07	.001	-0.01	0.994	0	.
medie	.9674	.624	-0.05	0.959	.2729948	3.42859
diploma	3.708**	2.316	2.10	0.036	1.090641	12.61318
laurea	1.268	1.574	0.19	0.848	.1114946	14.43949
Famiglia (single)						
coppie con figli	1.501	.683	0.89	0.372	.6150463	3.664606
coppie senza figli	.413	.330	-1.10	0.269	.0865708	1.979514
genitore unico	1.051	.860	0.06	0.951	.2113969	5.232377
Lavoro (tempo determ)						
manuale	1.438	1.259	0.42	0.678	.2584784	8.006598
non manuale	2.498	2.313	0.99	0.323	.4070581	15.33892
Nascita (nord ovest)						
Centro	3.244	2.538	1.50	0.132	.7002989	15.03372
Estero	.795	.893	-0.20	0.838	.0879869	7.18753
Nord Est	.134	.189	-1.42	0.155	.0085226	2.132605
Sud Isole	.762	.406	-0.51	0.612	.2684593	2.168474
Filiale (nord ovest)						
NordEst_f	3.002	3.163	1.04	0.297	.3807676	23.67836
Centro_f	1.498	1.186	0.51	0.609	.3178543	7.068228
Iscrizione						
sindacato	2.117*	.939	1.69	0.091	.8882114	5.050153
Reddito annuale						
meno di €5200 (10°)	1.986	6149.507	0.00	1.000	0	.
fino a €10200 (25°)	2.228	4625.673	0.00	1.000	0	.
fino a €16100 (50°)	1.18e+07	2.04e+10	0.01	0.992	0	.
fino a €18000 (75°)	1.28e+07	2.21e+10	0.01	0.992	0	.
fino a €20000 (90°)	1.21e+07	2.10e+10	0.01	0.992	0	.

Note: Il numero di osservazioni in questa categoria è 35 (1.91% del totale), un campione esiguo per fornire stime significative. In particolare le classi di reddito hanno coefficienti non interpretabili dato il numero estremamente piccolo di osservazioni in ciascuna di esse.

Tabella 12.c Continua

Stato assenza	Odds ratio	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf.	Interval]
Nessuna (base)						
Lunga Bassa						
Età (15-29)						
30-39	1.308	.295	1.19	0.233	.8406125	2.037951
40-49	.911	.223	-0.38	0.707	.5640433	1.474181
50-59	.866	.240	-0.52	0.605	.5026418	1.492851
60+	.431	.300	-1.21	0.228	.1102137	1.69161
Titolo (nessuno)						
elementari	.792	.334	-0.55	0.581	.3458116	1.813969
medie	.825	.159	-0.99	0.321	.5657351	1.205102
diploma	.797	.166	-1.08	0.279	.5294653	1.20107
laurea	.356**	.185	-1.99	0.047	.1291582	.9858832
Famiglia (single)						
coppie con figli	1.073	.178	0.43	0.670	.7745052	1.488315
coppie senza figli	1.038	.202	0.19	0.847	.7087405	1.521389
genitore unico	1.405	.395	1.21	0.227	.8092429	2.440106
Lavoro (tempo determ)						
manuale	3.023***	.822	4.07	0.000	1.773623	5.153777
non manuale	3.966***	1.275	4.28	0.000	2.111432	7.44997
Nascita (nord ovest)						
Centro	1.081	.358	0.24	0.813	.5646233	2.072462
Estero	.632	.284	-1.02	0.308	.2620076	1.527103
Nord Est	.817	.301	-0.55	0.585	.3967862	1.683996
Sud Isole	1.208	.199	1.15	0.251	.8743648	1.670581
Filiale (nord ovest)						
NordEst_f	1.353	.488	0.84	0.401	.6675636	2.744069
Centro_f	1.898**	.596	2.04	0.041	1.025068	3.514651
Iscrizione						
sindacato	1.785***	.258	4.00	0.000	1.344133	2.37278
Reddito annuale						
meno di €5200 (10°)	3.665***	2.048	2.32	0.020	1.225934	10.95792
fino a €10200 (25°)	3.946***	1.454	3.73	0.000	1.916982	8.125333
fino a €16100 (50°)	2.933***	1.088	2.90	0.004	1.417964	6.068956
fino a €18000 (75°)	2.614***	.869	2.89	0.004	1.362449	5.017944
fino a €20000 (90°)	2.311**	.778	2.49	0.013	1.195084	4.471402

Note: nella categoria Lunga_Bassa vi sono 455 osservazioni.

Tabella 12.d Continua

	Odds ratio	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf.	Interval]
Stato assenza						
Nessuna (base)						
Lunga_Alta						
Età (15-29)						
30-39	1.222	.311	0.79	0.429	.7428286	2.013534
40-49	.826	.225	-0.70	0.485	.4835429	1.412007
50-59	.853	.261	-0.52	0.606	.4687848	1.555395
60+	.726	.492	-0.47	0.638	.192093	2.746352
Titolo (nessuno)						
elementari	1.639	.687	1.18	0.238	.7211223	3.728043
medie	.903	.190	-0.48	0.629	.5982254	1.364526
diploma	1.011	.234	0.05	0.959	.642093	1.594606
laurea	.655	.387	-0.71	0.475	.2052929	2.090922
Famiglia (single)						
coppie con figli	.948	.170	-0.30	0.766	.6670105	1.347415
coppie senza figli	1.030	.218	0.14	0.886	.6803111	1.562212
genitore unico	2.133***	.590	2.74	0.006	1.24	3.671104
Lavoro (tempo determ)						
manuale	7.772***	3.831	4.16	0.000	2.957963	20.42484
non manuale	7.115***	3.869	3.61	0.000	2.45087	20.6595
Nascita (nord ovest)						
Centro	1.965**	.681	1.95	0.051	.995777	3.878858
Estero	.455	.248	-1.44	0.150	.1559312	1.328817
Nord Est	.530	.221	-1.52	0.129	.2342087	1.201756
Sud Isole	1.497**	.268	2.25	0.024	1.05329	2.128327
Filiiale (nord ovest)						
NordEst_f	2.659**	1.023	2.54	0.011	1.251532	5.65244
Centro_f	2.045**	.675	2.17	0.030	1.070291	3.908987
Iscrizione						
sindacato	2.443***	.387	5.64	0.000	1.791091	3.333177
Reddito annuale						
meno di €5200 (10°)	2637091	1.42e+09	0.03	0.978	0	.
fino a €10200 (25°)	4553319	2.45e+09	0.03	0.977	0	.
fino a €16100 (50°)	1.50e+07	8.08e+09	0.03	0.976	0	.
fino a €18000 (75°)	1.29e+07	6.97e+09	0.03	0.976	0	.
fino a €20000 (90°)	6149548	3.31e+09	0.03	0.977	0	.

Note: nella categoria Lunga_Alta vi sono 422 osservazioni.

Note alla Tabella 12: Le caratteristiche tra parentesi accanto a ciascun tipo di variabile sono le categorie di base. La Condizione di lavoro è categorizzata in manuale a tempo indeterminato, non manuale a tempo indeterminato, lavoro a tempo determinato (categoria base).

Le classi di reddito sono costruite in base ai percentili della distribuzione del reddito lordo annuale. La classe base è il 5° percentile (circa €4500). Nel 2007 l'1% più alto dei dipendenti percepiva un reddito maggiore di €39000.

Stato di assenza nel 2007: Nessuna = 650 osservazioni, Breve_Bassa = 266, Breve_Alta = 35, Lunga_Bassa = 455, Lunga_Alta = 422.

* = significatività statistica al 10%, ** = 5%, *** = 1%.

L'Analisi delle determinanti dello STATO di assenza così come definito sopra è condotta attraverso l'applicazione di un modello logit multinomiale dove la variabile dipendente è lo STATO di ASSENZA, mentre le variabili esplicative sono le caratteristiche socio-demografiche ed economico-professionali degli individui. L'analisi per il momento sfrutta solo una dimensione cross-section del panel, il 2007.

Nella Tabella 12 mostriamo i risultati e di seguito l'interpretazione dei coefficienti statisticamente significativi.

Interpretazione dei risultati:

i coefficienti statisticamente significativi si interpretano nel seguente modo:

Classe di età: la chance di compiere un'assenza Breve_Bassa (rispetto a non fare assenze) è la metà (0.54 volte) per chi ha 40-49 anni rispetto a chi ne ha 15-29.

La chance di compiere una Breve_Bassa assenza è 1/3 (0.35 volte) per chi ha 50-59 anni rispetto a chi ha 15-29 anni.

SINDACATO: la chance di compiere un'assenza Lunga_Bassa è 1.79 volte maggiore per chi è iscritto al sindacato rispetto a chi non è iscritto.

La chance di compiere un'assenza Lunga_Alta aumenta a 2.44 volte per chi è iscritto al sindacato.

TITOLO DI STUDIO: la chance di compiere un'assenza Breve_Bassa (rispetto a non fare assenze) è 2.16 volte per chi ha il titolo ELEMENTARE rispetto a chi non indica il titolo o non ha titolo.

La chance di compiere un'assenza Breve_Alta è 3.7 volte per chi ha il DIPLOMA.

La chance di compiere un'assenza Lunga_Bassa è 0.35 volte per chi ha la LAUREA.

TIPO DI FAMIGLIA: la chance di compiere un'assenza Lunga_Alta è 2.13 volte più elevata per le FAMIGLIE MONOGENITORIALI rispetto ai Single.

TIPO DI LAVORO: la chance di compiere un'assenza Lunga_Bassa è 3 volte più grande per chi è operaio a tempo indeterminato rispetto a chi lavora a tempo determinato. La chance di compiere un'assenza Lunga_Alta aumenta a 7.77 volte per la stessa categoria.

La chance di compiere un'assenza Breve_Bassa è 2.59 volte per chi ha un lavoro non manuale a tempo indeterminato rispetto a chi lavora a tempo determinato. La chance di scegliere Lunga_Bassa passa a 3.97 volte per la stessa categoria e a 7.11 volte se la scelta cade su Lunga_Alta rispetto a chi lavora a tempo determinato.

FILIALE: la chance di compiere un'assenza Lunga_Bassa è 1.9 volte maggiore per chi lavora nelle filiali del Centro rispetto al Nord Ovest. La chance di scegliere Lunga_Alta per chi lavora al Centro è 2.045 volte.

CLASSI DI REDDITO: la chance di compiere un'assenza Breve_Bassa è sempre maggiore di 1 per tutte le classi di reddito rispetto alla classe più bassa (sotto il 5° percentile), aumentando più o meno da 3.0 a 4.8 al crescere delle classi (anche se la categoria mediana ha odds = 2.7).

La scelta di Lunga_Bassa assenza ha chance maggiori di 1 per tutte le classi di reddito rispetto alla prima classe, ma la chance si riduce da 3.6 volte a 2.3 volte al crescere delle classi.

Per le altre due categorie di assenza i coefficienti non sono interpretabili per il basso numero di osservazioni.

Infine ai coefficienti non statisticamente significativi non possiamo dare interpretazione certa.

BIBLIOGRAFIA

- Anam, M., S. H. Chiang and L. Hua, (2007), "Uncertainty and International Migration: an Option cum Portfolio Model", Journal of Labor Research, Springer New York
- Andersen T.E., 2003, "Challenges to the Scandinavian welfare model", European Journal of Political Economy, vol. 20, n. 3.
- Arai M. e Skogman T., 2001, "Incentives and selection in cyclical absenteeism", Labour Economics, vol. 12, n. 2.
- Aronsson T. e Walker J. R., 1997, The Effects of Sweden's Welfare State on Labor Supply. Incentives. In The Welfare State in Transition - Reforming the Swedish Model, in Richard Freeman, Birgitta Swedenborg e Robert Topel, University of Chicago Press.
- Askildsen J.E., Bratberg E. Nilsen Ø.A., 2002, "Unemployment, Labour Force Composition and Sickness Absence: A Panel Data Study", IZA Discussion Paper, n. 466, aprile.
- Barmby T., Orme C.D. e Treble J., 1991, "Worker Absenteeism: An Analysis Using Microdata, CEPR Discussion Papers, n. 434.
- Barmby T., Orme C.D. e Treble J., 1995, "Worker absence histories: a panel data study", Labour Economics, vol. 2, n. 1.
- Barmby T., Ercolani M. e Treble J., 2003, "Sickness Absence: an International Comparison", The Economic Journal, n. 112.
- Barmby T., Ercolani M. e Treble J., 2004, Sickness Absence in the UK: 1984-2002, Paper presentato a The Economic Council of Sweden's Conference Sickness Absence: Diagnoses and Cures.
- Belke a., and M., Gocke, (2004), "Real Options Effects on Employment: Does Exchange Rate Uncertainty Matter for Aggregation?", IZA Working Paper,
- Bonato L. e Lusinyan L., 2004, "Work Absence in Europe", IMF Working Paper, European Department.
- Bordogna L., 2008, Moral Hazard, "Transaction Costs and the Reform of Public Service Employment Relations", European Journal of Industrial Relations, forthcoming dicembre 2008.
- Broström G., Johansson P. e Palme M., 2001, "Causal effects of Economic Incentives on Absence from Work: A Duration Analysis Using Fixed Effects, SSE/EFI" Working Paper Series in Economics and Finance.

- Brown S. e Sessions J.G., 1996, “The Economics of Absence: Theory and Evidence”, *Journey of Economic Surveys*, vol. 10, n. 1.
- Burda, M. C., (1995), "Migration and the Option Value of Waiting", *The Economic and Social Review*, 27, pp. 1-19
- De Paola M., 2008, “Absenteeism and Peer Interaction Effects: Evidence from an Italian Public Institute”, MPRA Paper n. 11.425.
- Dixit, A. and R. S. Pindyck, (1994), "Investment under Uncertainty", Princeton (NJ): Princeton University Press
- Dionne G. e Dostie B., 2005, “New Evidence on the Determinants of Absenteeism Using Linked Employer-Employee Data”, CIRPEE Working Paper, n. 05-21.
- Drago R. e Wooden M., 1992, The determinants of labor absence: Economic factors and workgroup norms across countries, *ILR Review*, ILR School, Cornell University.
- Dunn L.F. e Youngblood S.A., 1986, “Absenteeism as a Mechanism for Approaching on Optimal Labour Market Equilibrium: An Empirical Study”, *Review of Economics and Statistics*.
- Feist, H., (1998), "Wage-distance Regulation in Social-welfare Programs: an Option-theory Perspective", *Journal of Economics*, 68, pp. 271-293
- Foote, D.A and T., Folta, (2002), "Temporary workers as real options", *Human Resource Management Review*, Volume 12, Issue 4, Pages 579-597
- Gilleskie D., 1998, “A Dynamic Stochastic Model of Medical Care Use and Work Absence,” *Econometrica*, vol. 66, n. 1.
- Henrekson, M. e Persson M., 2004, “The Effects on Sick Leave of Changes in the Sickness Insurance System”, *Journal of Labor Economics*, vol. 22, n. 1.
- Khwaja, Y., (2002), "Should I Stay or Should I Go? Migration Under Uncertainty: A Real Option Approach", *Brunel University Public Policy Discussion Papers*, n. 02-10
- Ichino A. e Maggi G., 2000, “Work Environment and Individual Background: Explaining Regional Shirking Differentials in a Large Italian Firm”, *The Quarterly Journal of Economics*.
- Ichino A. e Riphahan R., 2004, “Absenteeism and employment protection: Three case studies”, *Swedish Economic Policy Review*.
- Ichino A. e Moretti E., 2008, “Biological Gender Differences, Absenteeism and the Earning Gap”, *CEPR Discussion Papers 5785*, *American Economic Journal: Applied Economics*, forthcoming.
- Istat, vari anni, Rilevazione sulle forze di lavoro.
- Jacob, B., (2007), “Real Options and Human Capital Investment”, *Labour Economics*, Volume 14, Issue 6, Pages 913-925
- Johansson P. e Brännäs K., 1998, “A Household Model for Work Absence, *Applied Economics*”, *Taylor and Francis Journals*, vol. 30, n. 11.
- Johansson P. e Palme M., 1996, “Do economic incentives affect work absence? Empirical evidence using Swedish micro data”, *Journal of Public Economics*
- Johansson P. e Palme M., 2002, “Assessing the Effect of Public Policy on Worker Absenteeism”, *Journal of Human Resources*.

- Johansson P. e Palme M., 2005, “Moral hazard and sickness insurance”, *Journal of Public Economics*, vol. 89.
- Killingsworth M.R. e Heckman J.J., 1986, “Female Labor Supply: A Survey”, *Handbook of Labour Economics*, O. Aschenfelder e R. Layard Ed., vol. 1.
- Leigh P. J., 1985, “The Effect of Unemployment and the Business Cycle on Absenteeism”, *Journal of Economics and Business*, n. 37.
- Leontaridi R.M. e Ward M.E, 2002, “Work-Related Stress, Quitting Intentions and Absenteeism”, IZA, paper n. 93.
- Lindbeck, Mårten Palme e Persson M., 2006, “Job Security and Work Absence: Evidence from a Natural Experiment”, IFN Working Paper, n. 660.
- Markussen S., 2007, Trade-offs between health and absenteeism in welfare states: striking the balance.
- Monojit C. e Tilley C.J., 2002, “Sickness, absenteeism, presenteeism, and sick pay”, *Oxford Economic Papers*, n. 54.
- Moretto, M., and S., Vergalli, (2008), "Migration Dynamics", *Journal of Economics*, 93, Vol. 3, pp. 223 - 265
- Ose S.O., 2005, “Working conditions, compensation and absenteeism”, *Journal of Health Economics*, n. 24.
- Paringer L., 1983, “Women and Absenteeism: Health or Economics”, *American Economic Review*, vol. 73, n. 2, pp. 123-127.
- Ragioneria Generale dello Stato, vari anni, Conto annuale.
- Shapiro C. e Stiglitz Joseph E., 1984, “Equilibrium Unemployment as a Discipline Device”, *American Economic Review*, vol. 74.
- Skogman T. P., 2004, “Reporting sick: are sporting events contagious?”, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 19, n. 6.
- Strobel, F., (2003), “Marriage and the Value of Waiting”, *Journal of Population Economics*, *Journal of Population Economics*, 2003, **16**, (3), 423-430
- Ziebarth N.R., 2008, Long-Term Absenteeism And Moral Hazard-Evidence From a Natural Experiment, Mimeo, TU Berlin.