

BANCA D'ITALIA

Temi di discussione

del Servizio Studi

**Redditi da lavoro dipendente:
un'analisi in termini di capitale umano**

di L. Cannari, G. Pellegrini e P. Sestito



Numero 124 - Settembre 1989

BANCA D'ITALIA

Temi di discussione

del Servizio Studi

**Redditi da lavoro dipendente:
un'analisi in termini di capitale umano**

di L. Cannari, G. Pellegrini e P. Sestito

Numero 124 - Settembre 1989

La serie «Temi di discussione» intende promuovere la circolazione, in versione provvisoria, di lavori prodotti all'interno della Banca d'Italia o presentati da economisti esterni nel corso di seminari presso l'Istituto, al fine di suscitare commenti critici e suggerimenti.

I lavori pubblicati nella serie riflettono esclusivamente le opinioni degli autori e non impegnano la responsabilità dell'Istituto.

COMITATO DI REDAZIONE: *IGNAZIO ANGELONI, FRANCESCO M. FRASCA, LUIGI GUISO, STEFANO VONA; MARIA ANTONIETTA ORIO (segretaria).*

S O M M A R I O

Nella ricerca si esamina, con riferimento all'Italia, la validità della tradizionale teoria del capitale umano per la spiegazione dei differenziali retributivi. Dopo aver considerato il problema della specificazione del modello, si valutano le differenze esistenti tra i settori di attività economica e le aree geografiche nella relazione tra retribuzioni, scolarità ed età. Alcune sperimentazioni preliminari vengono condotte anche in tema di selection bias, con riferimento all'endogeneità della scelta tra settore pubblico e privato.

L'esame metodologico compiuto evidenzia che la tradizionale formulazione del modello di capitale umano non è del tutto adeguata per spiegare i differenziali retributivi, anche se alcune indicazioni possono essere tratte dal modello. In particolare, il rendimento della scolarità non appare in Italia molto elevato ed emergono differenze non trascurabili tra i settori di attività; in quelli più dominati da meccanismi istituzionali, come il comparto pubblico e i trasporti, la rilevanza della scolarità è minore e più piatto è il pattern temporale delle retribuzioni.

I N D I C E

Introduzione.....	pag.	5
1. I dati utilizzati.....	"	6
2. Alcuni test sulla forma funzionale.....	"	10
3.1 Le stime del modello generale.....	"	15
3.2 L'impatto delle variabili geografiche.....	"	24
3.3 Settore di attività e retribuzioni.....	"	28
3.4 Settore di attività e <u>selectivity bias</u>	"	31
3.5 Analisi della stabilità temporale.....	"	37
4. Conclusioni.....	"	41
Bibliografia.....	pag.	45
Appendici		
A. Variabili utilizzate e loro definizioni.....	"	47
B. Stime della probabilità di operare nei diversi settori e con differente qualifica.....	"	51
C. Presentazione dettagliata delle stime.....	"	62

Introduzione (*)

Nella ricerca sono analizzate le determinanti delle retribuzioni, in un'ottica interpretativa basata sulla teoria del capitale umano¹, utilizzando dati cross-section tratti dall'indagine della Banca d'Italia sui bilanci delle famiglie nel 1986.

L'impostazione del lavoro è prevalentemente metodologica, in quanto si cerca di verificare la validità del modello tradizionale di capitale umano, in cui le retribuzioni sono funzione di scolarità ed esperienza lavorativa. In particolare, vengono valutate la specificazione funzionale generalmente utilizzata nella letteratura sul tema, la robustezza delle stime dei coefficienti rispetto all'inserimento di una serie di dummies che tengono conto delle differenze esistenti tra aree geografiche e settori di attività e la stabilità temporale del modello.

(*) Desideriamo ringraziare Giorgio Bodo per gli utili suggerimenti e Gabriella Palmieri per la paziente collaborazione nella stesura del testo.

1. Per una descrizione completa e aggiornata della teoria del capitale umano, si veda Willis (1986). In estrema sintesi, nella teoria del capitale umano si assume che la retribuzione degli individui dipenda dalla loro capacità produttiva, sulla quale l'esperienza lavorativa e la scolarità avrebbero un effetto positivo. Le scelte degli individui riguardo agli anni di istruzione e all'accumulazione di esperienza andrebbero pertanto interpretate in termini di scelte di investimento. Le implicazioni empiriche di tale schema sono riassumibili in tre punti: a) nel lungo periodo, le retribuzioni individuali dipendono esclusivamente, in un mercato competitivo, dal capitale umano e dai fattori compensativi delle differenze negli aspetti non salariali delle varie posizioni lavorative; b) nel breve periodo, le retribuzioni individuali possono differire dalla produttività marginale del lavoro se l'attività svolta consente un accumulo di esperienza (on the job training); c) qualora quest'ultima abbia un impatto positivo sulla produttività solo nell'azienda presso la quale l'individuo opera (specific human capital), sorge una situazione di monopolio bilaterale tra impresa e lavoratore.

L'esposizione del lavoro è organizzata nel modo seguente: il primo paragrafo descrive i dati utilizzati nell'analisi, che si riferiscono alle retribuzioni dei lavoratori dipendenti occupati a tempo pieno e continuativamente per l'intero anno. Nel secondo paragrafo si valuta la validità della specificazione abitualmente utilizzata, in base alla quale le retribuzioni, espresse in forma logaritmica, sono una funzione lineare delle variabili di capitale umano. Tale specificazione risulta essere una ragionevole approssimazione del processo statistico di generazione dei dati, per cui la stessa viene utilizzata nel seguito della ricerca.

Nel paragrafo 3 si presentano i risultati ottenuti stimando il modello, espresso in forma semilogaritmica, in funzione di un ampio insieme di regressori, inclusivo di una serie di dummies che tengono conto del settore di attività, dell'area geografica, dell'ampiezza del comune, della qualifica professionale, del sesso e, infine, della posizione familiare. In questo paragrafo sono approfondite le tematiche relative all'impatto delle aree geografiche e dei settori di attività ed esaminata la stabilità temporale del modello.

Nel paragrafo 4 sono presentate le conclusioni di tipo metodologico e alcune indicazioni di carattere economico.

1. I dati utilizzati

I dati utilizzati sono tratti dall'indagine sui bilanci delle famiglie condotta con cadenza annuale dalla Banca d'Italia. Il campione utilizzato si riferisce al 1986, l'anno più recente disponibile all'avvio della presente ricerca. Per la verifica della stabilità temporale della relazione statistica sperimentata si è fatto ricorso anche ai dati relativi al 1984, l'anno con minori differenze, quanto a struttura dell'indagine, rispetto al

1986².

I dati disponibili riguardano circa 8.000 famiglie e 13.000 percettori di reddito. La struttura del campione per condizione professionale del capofamiglia e settore di attività degli occupati, è abbastanza simile a quella rilevata dall'ISTAT nelle proprie indagini sui consumi e nelle rilevazioni sulle forze di lavoro (tavv. 1.1 e 1.2).

Le osservazioni effettivamente utilizzate nell'analisi (poco meno di 6.000) si riferiscono ai lavoratori dipendenti, di età non inferiore a 18 anni³, occupati a tempo pieno e in via continuativa per l'intero anno⁴. Questa riduzione del campione si è resa necessaria a causa dell'assenza di informazioni sulle ore lavorate⁵, per la presenza di difformità istituzionali tra lavoro autonomo e alle dipendenze, e, infine, per la possibilità che i redditi degli indipendenti siano sistematicamente distorti verso il basso a causa di fenomeni di under reporting.

La riduzione del campione non è, però, casuale e potreb-

2. Nel corso degli anni l'indagine della Banca d'Italia è stata sottoposta a numerosi cambiamenti, sia di carattere metodologico, sia rispetto alle variabili rilevate e alle definizioni utilizzate, con l'obiettivo di pervenire ad aggregati più direttamente confrontabili con la Contabilità nazionale. Gli scostamenti rispetto al reddito disponibile delle famiglie stimato da quest'ultima si sono così ridotti, pur permanendo una sottostima sistematica, dell'ordine del 10-20 per cento; si veda Pirrotta (1986). Si noti inoltre che la differenza considerata fa riferimento ai dati della vecchia Contabilità nazionale.

3. L'esclusione deriva dal fatto che si tratta principalmente di persone con forme di lavoro precario.

4. Quest'ultimo tipo di selezione ha creato alcuni problemi nell'esame della stabilità temporale, poiché nell'indagine sul 1984 l'informazione relativa al tempo pieno non era disponibile.

5. Questa variabile è spesso inserita nei modelli di capitale umano. Si veda in proposito Mincer (1958). Sulla rilevanza delle ore lavorate si vedano anche i risultati del paragrafo 3.5.

Tav. 1.1

**DISTRIBUZIONE DELLE FAMIGLIE PER CONDIZIONE
PROFESSIONALE DEL CAPOFAMIGLIA**

CONDIZIONE PROFESSIONALE	ISTAT ¹	BI ²
lavoratore dipendente	44,5	46,8
lavoratore autonomo	18,0	18,4
condizione non professionale	37,5	34,8
TOTALE	100,0	100,0

1) Istat, "La distribuzione quantitativa del reddito in Italia nelle indagini sui bilanci di famiglia, anno 1985", Collana d'informazione, n.8, 1986.

2) Banca d'Italia, "I bilanci delle famiglie italiane nel 1986", Bollettino statistico n. 1-2, 1987.

Tav. 1.2

**DISTRIBUZIONE DEGLI OCCUPATI PER SETTORE
DI ATTIVITÀ**

SETTORE DI ATTIVITÀ	ISTAT ¹	BI ²
agricoltura	10,7	7,3
industria	32,7	29,8
altri settori	56,6	62,9
TOTALE	100,0	100,0

1) Istat, Bollettino mensile di statistica n.6, giugno 1988; i dati sono relativi alla sezione 14 - Rilevazione forze di lavoro, pag. 115.

2) Banca d'Italia, "I bilanci delle famiglie italiane nel 1986", Bollettino statistico n. 1-2, 1987.

be creare delle distorsioni nella stima dei parametri a causa di fenomeni di selection bias⁶. Concentrandosi in particolare sull'esclusione degli indipendenti⁷, un primo meccanismo che può determinare distorsioni è connesso alle scelte individuali (self-selection), per cui la probabilità di lavorare come dipendente, e quindi essere inserito nel campione, è funzione della retribuzione che può essere ottenuta in tale posizione professionale. Gli individui inclusi nell'analisi sono infatti quelli che percepiscono un salario effettivo (W_i) maggiore del proprio salario d'offerta (o reservation wage, R_i). Ciò genera una distribuzione troncata dei residui, la media dei quali, nel campione, è diversa da zero, e una correlazione tra gli stessi e le variabili esplicative di W_i , qualora vi siano delle determinanti in comune per W_i e R_i .

Un secondo meccanismo che può generare fenomeni di selection bias è legato alla presenza di fenomeni di razionamento, per cui non tutti gli individui disposti a lavorare come dipendenti al salario W_i riescono a trovare una occupazione⁸. Non ne deriverebbero problemi di stima solo nel caso, poco plausibile, che la probabilità di essere razionato sia indipendente dal

6. Sui problemi di selezione non casuale del campione e sulle conseguenti distorsioni si veda Maddala (1983). Sul problema specifico della distinzione tra lavoratori dipendenti e autonomi si vedano Rees-Shah (1986) e Gill (1988).

7. Argomentazioni simili riguardano anche l'esclusione dei lavoratori a tempo parziale e degli stagionali. Quanto detto è inoltre valido per la scelta del settore di attività, trattata nel paragrafo 3.4.

8. Si sta ipotizzando il caso di disoccupazione involontaria. Peraltro, anche la disoccupazione frizionale genera situazioni in cui, nonostante non vi sia razionamento propriamente detto, l'osservazione relativa all'individuo i -esimo può non essere rilevata dall'indagine essendo quest'ultima limitata temporalmente.

vettore di variabili determinanti W_i ⁹.

Nonostante la presenza dei meccanismi sopra descritti, nelle stime non si è tenuto conto dei fenomeni di selection bias derivanti dall'esclusione degli indipendenti o dalla presenza di razionamento, sia per la complessità e arbitrarietà della correzione, sia per la mancanza di osservazioni su R_i nel campione. Viceversa, riguardo all'endogeneità della scelta tra comparto pubblico e privato, sono stati condotti alcuni esperimenti, presentati nel paragrafo 3.4.

2. Alcuni test sulla forma funzionale

La forma funzionale abitualmente adottata in letteratura è quella semilogaritmica. Questa presenta tra l'altro il vantaggio di fornire una stima dei parametri direttamente interpretabile in termini di tasso di rendimento¹⁰.

Per valutare tale scelta e selezionare la migliore forma funzionale, si è cercato di individuare quale modello, all'interno di una classe più generale, è caratterizzato da un migliore accostamento ai dati. Precedenti ricerche¹¹ hanno indotto a prescegliere la classe costituita dai modelli lineari in cui sia le retribuzioni (W_i) che le variabili di capitale umano

9. Inoltre, va sottolineato che i coefficienti stimati non indicano il rendimento delle variabili di capitale umano per un individuo casualmente tratto dalla popolazione, ma rappresentano una stima degli stessi condizionale all'assenza di razionamento.

10. Ciò è in particolare rilevante per la scolarità, il cui coefficiente dovrebbe essere prossimo al tasso di interesse reale a lungo termine, se per semplicità si tralascia il fatto che la vita lavorativa ha un orizzonte finito. Si veda in proposito Mincer (1974).

11. Si veda Heckman e Polachek (1974).

(X_i) sono espresse in termini di trasformate Box-Cox; in particolare:

$$/2.1/ \quad t_0(W_i) = T(X_i)\beta + u_i$$

dove $T(X_i) = (t_1(x_{1i}), t_2(x_{2i}), \dots, t_k(x_{ki}))$

$$e \quad t_j(s) = (s^{\tau_j} - 1) / \tau_j \quad j=0, k$$

La classe di modelli /2.1/ comprende, tra le altre, la specificazione lineare per $\tau_j=1$, $j=0, k$ e la semilogaritmica per $\tau_0=0$ e $\tau_j=1$ per $j=1, k$.

La stima dei parametri β dei modelli /2.1/ è stata condotta con il metodo dei minimi quadrati ordinari (OLS), sulla base di una griglia di valori τ_j , scelta arbitrariamente.

Al fine di non dilatare eccessivamente i tempi di elaborazione, l'analisi ha riguardato i percettori di reddito di sesso maschile, considerando soltanto le principali variabili di capitale umano: il livello di istruzione (x_{1i}) e l'esperienza lavorativa (x_{2i}), che spiegano complessivamente circa il 20 per cento della varianza delle retribuzioni. I risultati dell'esperimento presentano pertanto una validità limitata e non consentono una immediata estensione al modello più generale, trattato nel paragrafo 3; essi inducono tuttavia a ritenere la specificazione semilogaritmica una ragionevole approssimazione del processo di generazione dei dati.

Le tavole 2.1, 2.2 e 2.3 riportano i valori dell'indicatore di fitting (IF), utilizzato, per diverse combinazioni dei parametri τ_i :

$$/2.2/ \quad IF = (1/n) \sum_i [W_i - \frac{\hat{E}(W_i)}{\hat{E}(t_0^{-1} [T(X_i)\hat{\beta}])}]^2$$

L'accostamento del modello ai dati osservati non è particolarmente sensibile a variazioni dei parametri τ . Ciò conferma precedenti risultati di Heckman e Polachek (1974), che sostengono che la funzione di verosimiglianza è molto "piatta" in un intorno del massimo e relativamente insensibile rispetto a variazioni (compensate) dei parametri. I risultati di tali Autori trovano conferma anche per quanto riguarda la trasformazione della variabile dipendente; il fitting migliore, infatti, si ottiene specificando le retribuzioni in forma logaritmica, indipendentemente dalle trasformazioni delle altre variabili.

L'effetto del livello di istruzione appare approssimativamente lineare, poiché il migliore adattamento del modello si riscontra per $\tau_1=1$. Gli effetti dell'esperienza lavorativa presentano invece un andamento più complesso, dal momento che le retribuzioni crescono a ritmi decrescenti all'aumentare dell'età. Per tale variabile le stime effettuate non forniscono indicazioni univoche riguardo alla trasformazione "ottimale", che solo in taluni casi risulta la logaritmica. Si è quindi pensato di introdurre l'esperienza in forma parabolica (un termine lineare e un termine quadratico), sia per valutare le differenze rispetto al precedente modello, che per semplificare il metodo di stima. Le variabili esplicative utilizzate in quest'ultimo esperimento sono pertanto: il livello di istruzione (x_{1i}), l'esperienza (x_{2i}) e l'esperienza al quadrato (x_{3i}). Anche per tale specificazione si è calcolato l'indicatore di fitting /2.2/, che risulta pari al 75,10 per cento della varianza delle retribuzioni¹². I risulta-

12. Tale valore si confronta con il 77,17 per cento relativo al caso in cui $\tau_0=0$, $\tau_1=1$ e $\tau_2=0$ (tav. 2.2).

TAV. 2.1

INDICATORE DI FITTING PER DIVERSI VALORI DI T0, T1 E T2 (*)

PARAMETRO T1 0.5

PARAMETRO T2	INDICATORE DI FITTING					
	0.0	0.2	0.4	0.6	0.8	1.0
PARAMETRO T0						
0.0	78.39	78.38	78.74	79.26	79.87	80.51
0.2	78.57	78.51	78.85	79.37	79.97	80.61
0.4	78.77	78.66	78.99	79.50	80.10	80.74
0.6	79.01	78.86	79.16	79.67	80.27	80.91
0.8	79.23	79.11	79.40	79.90	80.50	81.14
1.0	79.94	79.49	79.76	80.26	80.86	81.50

(*) IN PERCENTUALE DELLA VARIANZA DELLE RETRIBUZIONI;
IL PARAMETRO T0 E' RELATIVO ALLE RETRIBUZIONI, T1 AL LIVELLO DI ISTRUZIONE E
T2 ALL'ESPERIENZA LAVORATIVA.

TAV. 2.2

INDICATORE DI FITTING PER DIVERSI VALORI DI T0, T1 E T2 (*)

PARAMETRO T1 1.0

PARAMETRO T2	INDICATORE DI FITTING					
	0.0	0.2	0.4	0.6	0.8	1.0
PARAMETRO T0						
0.0	77.17	77.17	77.53	78.05	78.65	79.29
0.2	77.26	77.22	77.57	78.09	78.69	79.33
0.4	77.37	77.29	77.62	78.13	78.74	79.39
0.6	77.51	77.37	77.68	78.20	78.81	79.46
0.8	77.57	77.47	77.77	78.29	78.90	79.56
1.0	78.08	77.62	77.90	78.42	79.04	79.70

(*) IN PERCENTUALE DELLA VARIANZA DELLE RETRIBUZIONI
IL PARAMETRO T0 E' RELATIVO ALLE RETRIBUZIONI, T1 AL LIVELLO DI ISTRUZIONE E
T2 ALL'ESPERIENZA LAVORATIVA.

INDICATORE DI FITTING PER DIVERSI VALORI DI T0, T1 E T2 (*)

PARAMETRO T1 1.5

PARAMETRO T2	INDICATORE DI FITTING					
	0.0	0.2	0.4	0.6	0.8	1.0
PARAMETRO T0						
0.0	77.18	77.21	77.57	78.08	78.67	79.30
0.2	77.22	77.21	77.56	78.07	78.67	79.30
0.4	77.27	77.22	77.56	78.08	78.68	79.31
0.6	77.35	77.24	77.57	78.09	78.70	79.34
0.8	77.35	77.29	77.61	78.13	78.74	79.39
1.0	77.77	77.36	77.67	78.19	78.81	79.46

(*) IN PERCENTUALE DELLA VARIANZA DELLE RETRIBUZIONI
IL PARAMETRO T0 E' RELATIVO ALLE RETRIBUZIONI, T1 AL LIVELLO DI ISTRUZIONE E
T2 ALL'ESPERIENZA LAVORATIVA.

MOMENTI DEI RESIDUI

	MODELLO SEMILOGARITMICO(1)	MODELLO MULTIPLICATIVO(2)
Media	0,00	1,04
Deviazione std.	0,30	0,32
Asimmetria	-0,65	1,75
Curtosi	5,80	7,75

(1) La specificazione adottata è:

$$w_i = \log(W_i) = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \beta_3 x_{3i} + u_i$$

(2) La specificazione adottata è:

$$W_i = v_i e^{\beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \beta_3 x_{3i}}$$

ti, tenuto conto del diverso numero di gradi di libertà (uno in meno), sono sostanzialmente equivalenti ai precedenti.

L'esperimento condotto, basato su trasformate di tipo Box-Cox, presenta alcuni limiti che derivano sia dall'estrema semplicità dell'equazione /2.1/, che include un numero limitato di regressori, sia dalla griglia prescelta di valori per τ_0 e τ_2 ; quest'ultima, in particolare, è stata limitata all'intervallo 0-1, ed esclude la possibilità di relazioni altamente non lineari.

Inoltre va considerato che, per quanto riguarda il modello che include l'esperienza lavorativa in forma quadratica, il test di Kolgomorov-Smirnov (tav. 2.4) conduce al rifiuto dell'ipotesi di normalità dei residui, sia per la formulazione semilogaritmica, sia quando il modello è stimato in forma moltiplicativa, attraverso procedure iterative. I residui, in particolare, presentano asimmetria negativa nel primo caso, positiva nel secondo¹³.

3.1 Le stime del modello generale¹⁴

Dagli esperimenti condotti nel paragrafo 2 non emergono chiare indicazioni sulla specificazione del modello; la forma semilogaritmica, pur presentando il migliore accostamento ai dati, è caratterizzata da una distribuzione non normale dei residui, che potrebbe derivare dall'esclusione di alcune variabili rilevanti. Si è pertanto stimata la relazione /3.1/ inserendo nel

13. La distribuzione dei residui stimati, nel caso del modello moltiplicativo, è ben approssimata da una funzione di densità di tipo paretiano, a code pesanti, nota come modello di Dagum; si veda Dagum (1977).

14. Nel testo sono presentati soltanto i principali risultati, rimandando all'Appendice C per maggiori dettagli.

vettore X_i , oltre alla scolarità e all'esperienza lavorativa, un elevato numero di dummies, relative al settore di attività economica (agricoltura, inclusa nella costante, industria in senso stretto, Pubblica amministrazione, commercio, trasporti, credito e costruzioni), all'area geografica (Nord Ovest, incluso nella costante, Nord Est, Centro e Sud), all'ampiezza del comune di residenza (fino a 20 mila, da 20 a 40 mila e, incluso nella costante, oltre 40 mila abitanti), alla qualifica professionale (operai, inseriti nella costante, dirigenti e impiegati direttivi, insegnanti e altri impiegati), al sesso e alla posizione familiare (capofamiglia)¹⁵ del percettore di reddito:

$$/3.1/ \quad w_i = \log(W_i) = X_i \beta + \xi_i$$

Sulla base dei risultati del precedente paragrafo, le retribuzioni percepite nell'anno, al netto di oneri fiscali e contributivi, sono state espresse in termini logaritmici; quanto all'esperienza lavorativa si è inserito un termine lineare e uno quadratico, e i prodotti tra questi e la scolarità. Inoltre, sono presenti nel modello i termini di interazione tra il settore di attività, il sesso, la posizione familiare, l'area geografica e l'ampiezza del comune, da un lato, e la scolarità e l'esperienza lavorativa (il termine lineare e quello quadratico), dall'altro. Nel caso delle variabili geografiche (ripartizioni territoriali e dimensione del comune), sia gli effetti sulla costante che le interazioni con le variabili di capitale umano riguardano tuttavia solo i dipendenti del comparto privato dell'economia. Ciò appare giustificato dal regime di eguaglianza retributiva presen-

15. Un elenco completo delle variabili introdotte e delle loro definizioni è riportato nell'Appendice A.

te nell'ambito della Pubblica amministrazione¹⁶.

Le stime OLS dei principali coefficienti e i valori dei tests statistici, sia nella versione OLS, sia a seguito della correzione per l'eteroschedasticità sulla base della procedura di White (1980)¹⁷, sono riportati nella tav. 3.1.1. Rispetto alla specificazione iniziale, le interazioni¹⁸ tra il termine quadrato dell'esperienza e la dimensione del comune di residenza sono risultate non significative¹⁹ e, quindi, escluse dall'analisi.

La capacità esplicativa del modello risulta abbastanza elevata, come evidenziato sia dagli indicatori statistici riportati nella tav. 3.1.1, sia dal confronto tra le distribuzioni dei valori effettivi e di quelli stimati delle retribuzioni (fig. 3.1.1). Si evidenzia peraltro una certa difficoltà del modello a spiegare le osservazioni situate alle estremità della distribu-

16. Alcuni differenziali retributivi tra le ripartizioni geografiche permangono anche nel settore pubblico. Questi sono però legati al fatto che nelle aree meno sviluppate del paese molti dipendenti pubblici hanno impieghi di tipo precario e non continuativo. In assenza di informazioni sulle ore lavorate, di ciò si tiene conto escludendo dall'analisi coloro che non hanno lavorato a tempo pieno per tutto l'anno e tramite la variabile relativa alla posizione familiare, che è presente e significativa per i dipendenti sia privati che pubblici.

17. Per la verifica, risultata negativa, della omoschedasticità dei residui si è utilizzato il test di Pagan, Hall e Trivedi (1983), la cui ipotesi alternativa è che la varianza dei disturbi sia legata alla componente sistematica della regressione. In particolare, si è stimata l'espressione:

$$\hat{\xi}_i^2 = \alpha_0 + X_i \alpha + v_i$$

con il metodo OLS, sottoponendo a test l'ipotesi $\alpha=0$.

18. I test sono stati condotti su gruppi di parametri.

19. Utilizzando la matrice di varianze-covarianze, ottenuta tramite la procedura di White (1980), la restrizione è accettabile al livello di significatività del 28 per cento.

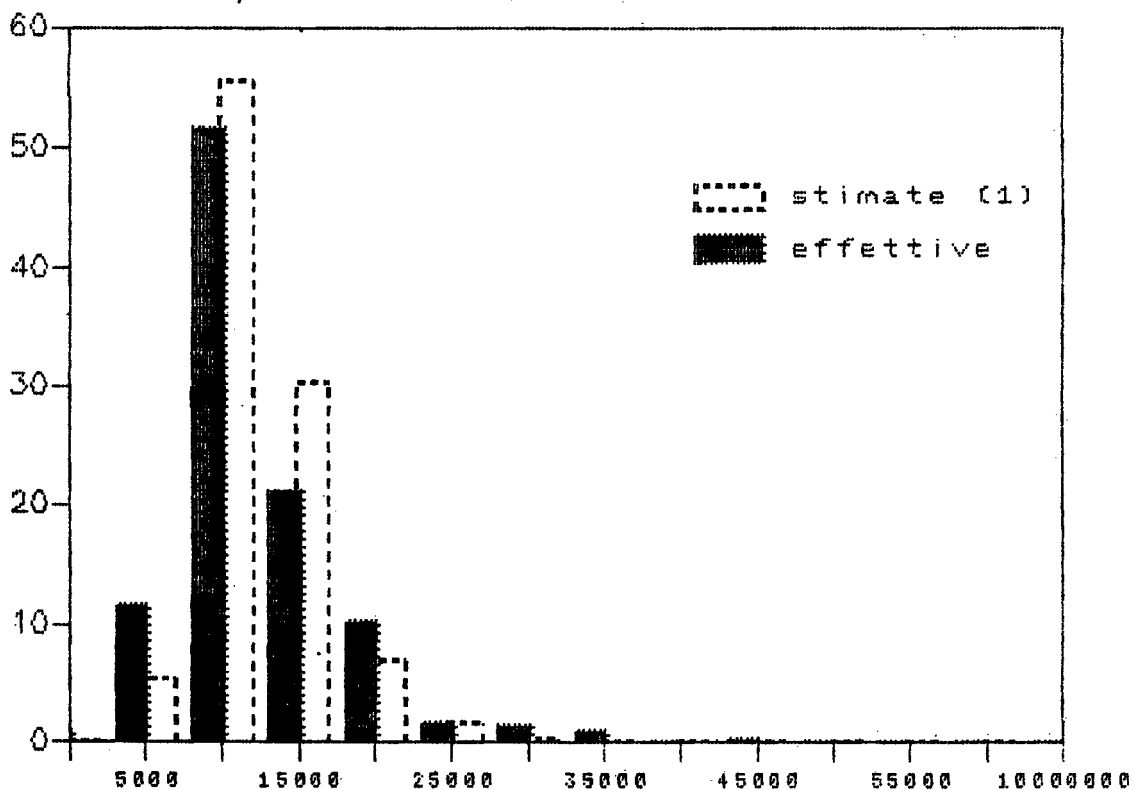
MODELLO GENERALE
(STIME OLS)

VARIABILI	COEFFICIENTE (*100)	TEST T (val.assoluto) OLS	χ^2 (val.assoluto) CORREZ.WHITE
N. EST(s.privato)	- 3.94	0.62	0.23
CENTRO(s.privato)	-12.29	2.08	3.62
SUD (s.privato)	-46.83	7.99	39.51
EDUC	4.62	7.76	35.14
ESP	4.98	7.95	31.35
ESP2	- 0.08	7.22	24.00
ESPEDUC	- 0.08	2.23	2.74
ESP2EDUC	1.6E-3	2.19	2.81
SESSO (s.privato)	-11.60	7.98	59.65
CFAM	-11.25	2.47	4.72
INDUSTRIA S.S.	31.88	4.84	9.80
PUBBLICA AMM.	37.34	4.88	10.56
COMMERCIO	35.97	4.83	11.28
TRASPORTI	70.22	7.47	32.84
CREDITO	59.00	5.52	18.32
EDILIZIA	41.55	4.45	10.78
DIRIGENTI E IMPIEG. DIRETTIVI	35.59	22.50	315.97
INSEGNANTI E ALTRI IMPIEGATI	11.02	12.21	139.26
\bar{R}^2	0.471		
F (probabilità)	0.1°/°°		
ROOT MSE	0.244		
MEDIA VAR. DIP.	9.573		
NR. OSSERVAZIONI	5650		
NR. PARAMETRI (*)	58		

(*) Oltre alla costante e ai parametri riportati nella tavola, il modello contiene due variabili relative all'ampiezza del comune di residenza e i termini di interazione tra EDUC, ESP ed ESP2 e il complesso delle dummies (eccetto quelle sulla qualifica e le interazioni tra ESP2 e l'ampiezza comunale). La definizione delle variabili è riportata nella tav. A1, il complesso dei parametri stimati nella tav. C1.

Fig. 3.1.1

Distribuzione dei redditi:
frequenze stimate ed effettive



(1) Stimate sulla base dell'equazione
riportata nella tav. C1.

zione²⁰; in particolare per le retribuzioni più basse, ciò potrebbe dipendere dalla mancanza delle ore lavorate come variabile di controllo.

Per effettuare un esame ulteriore della specificazione adottata, si è inoltre utilizzato il RESET test²¹. Inserendo tra le variabili esplicative il quadrato del valore stimato delle retribuzioni, il modello risulterebbe correttamente specificato. Includendo però anche la potenza terza, il test indica la presenza di un errore di specificazione, mentre l'equazione comprensiva della potenza quarta non è stimabile per problemi di collinearità²². Questi risultati inducono a interpretare con cautela quanto ottenuto in termini di procedura Box-Cox nel paragrafo precedente e a considerare la specificazione semilogaritmica tradizionale come una semplice approssimazione del processo di generazione dei dati.

Una parte rilevante della varianza delle retribuzioni è spiegata dalle variabili di capitale umano, come evidenziato dalla tav. 3.1.2²³. Inoltre, dal confronto di queste stime con quelle del modello completo riportate nella tav. 3.1.1 si nota che l'introduzione delle dummies settoriali e delle interazioni tra queste ultime, le variabili geografiche e la scolarità e l'esperienza lavorativa, oltre a migliorare la capacità esplica-

20. Inoltre, il test di Kolgomorov-Smirnov conferma i risultati ottenuti nel precedente paragrafo: i residui stimati presentano asimmetria negativa e caratteristiche di non normalità.

21. Tale test viene condotto verificando la significatività delle potenze (solitamente dalla seconda alla quarta) del valore stimato della variabile dipendente in una regressione che include anche il complesso delle variabili esplicative. Si vedano in proposito Pagan (1984) e Ramsey (1969).

22. Anche Wagner e Lorenz (1988) ottengono risultati simili.

23. La tavola è presentata unicamente con finalità di comparazione rispetto al modello completo e non perché le restrizioni in essa implicite siano accettabili.

Tav. 3.1.2

**MODELLO RISTRETTO ALLE SOLE VARIABILI
DI CAPITALE UMANO E DUMMIES GEOGRAFICHE**

VARIABILI	COEFFICIENTE*100	TEST T (VALORE ASSOLUTO)
N. EST (*)	- 0.75	0.56
CENTRO (*)	- 1.39	1.19
SUD (*)	- 6.64	5.62
COMUNI FINO A 20.000 ABIT. (*)	- 1.21	0.96
COMUNI TRA 20 E 40.000 ABIT. (*)	- 2.99	2.36
EDUC	5.37	11.73
ESP	5.38	12.06
ESP2	- 0.09	10.45
ESPEDUC	- 0.19	4.82
ESP2EDUC	0.0036	4.55
\bar{R}^2	0.223	
F (probabilità)	0.1°/∞∞	
ROOT MSE	0.296	
MEDIA VAR. DIP.	9.573	
NR. OSSERVAZIONI	5650	
NR. PARAMETRI,	11	

(*) Per le osservazioni relative ai dipendenti privati.

tiva del modello, ridimensiona l'entità dei coefficienti relativi al capitale umano.

Tale riduzione potrebbe dipendere dalla correlazione tra la scolarità, l'esperienza e le altre variabili di controllo inserite nel modello, in particolare quelle relative al settore di attività e alla qualifica. Si è perciò provveduto a stimare il legame tra la probabilità di operare in un determinato settore con una certa qualifica professionale e le variabili di capitale umano; i residui stimati di tali probabilità sono stati successivamente inseriti come variabili esplicative delle retribuzioni in luogo delle dummies settoriali e di qualifica. Essendo le variabili così definite approssimativamente ortogonali rispetto a quelle di capitale umano²⁴, i coefficienti di queste ultime rappresentano l'impatto complessivo della scolarità e dell'esperienza sulle retribuzioni, in quanto tengono conto anche dell'effetto indiretto connesso con la probabilità di operare in posizioni lavorative con associato un premio salariale. I coefficienti delle dummies settoriali e di qualifica, così ridefinite, continuano a rappresentare invece il premio retributivo associato a ogni posizione²⁵. La tav. 3.1.3 riporta i risultati delle stime ottenute con questa procedura. Il coefficiente relativo alla sco-

24. Approssimativamente, perché la probabilità di essere in ciascun settore/qualifica è stata stimata con una specificazione logistica e non lineare; per maggiori dettagli si rimanda all'Appendice B.

25. Tale premio può essere interpretato in diversi modi, essendo possibile che sia una pura rendita, sia dovuto a fenomeni compensativi di eventuali differenze negli aspetti non salariali delle varie posizioni lavorative (si veda in proposito Rosen, 1986), rappresenti deviazioni temporanee dalla norma competitiva - in base alla quale solo le caratteristiche produttive dell'individuo ed i sopra ricordati fattori compensativi determinerebbero i differenziali retributivi - o sia connesso a componenti non osservate di capitale umano, influenti sulla probabilità di operare in quel determinato settore o qualifica. Pertanto, il fatto che i coefficienti relativi alle dummies così ridefinite non siano pari a zero non implica, di per sé, che vi siano differenziali retributivi "non spiegati" dal capitale umano tra i vari settori/qualifiche.

MODELLO GENERALE CON UTILIZZO DEI RESIDUI
STIMATI DELLA PROBABILITA' DI OPERARE
IN CIASCUN SETTORE/QUALIFICA

VARIABILI	COEFFICIENTE*100	TEST T (VALORE ASSOLUTO)
N. EST (s.privato)	-10.87	1.69
CENTRO (s.privato)	-18.59	3.10
SUD (s.privato)	-52.46	8.76
EDUC	4.63	9.58
ESP	3.70	7.70
ESP2	- 0.06	7.11
ESPEDUC	- 0.14	3.73
ESP2EDUC	2.7E-3	3.77
SESSO (s.privato)	-10.03	6.74
CFAM	- 3.33	0.74
INDUSTRIA S.S	29.68	4.50
PUBBLICA AMM.	33.13	4.18
COMMERCIO	31.99	4.30
TRASPORTI	67.23	7.01
CREDITO	57.73	5.36
EDILIZIA	36.63	3.86
DIRIGENTI E IMPIEG. DIRETTIVI	34.60	21.34
INSEGNANTI E ALTRI IMPIEGATI	10.83	11.68
\bar{R}^2	0.464	
F (probabilità)	0.1% ₀₀	
ROOT MSE	0.246	
MEDIA VAR. DIP.	9.573	
NR. OSSERVAZIONI	5650	
NR. PARAMETRI (*)	58	

(*) Le stime complete sono nella tav. C2, mentre i modelli logit utilizzati per ridefinire le dummies di settore e qualifica sono nelle tavv. da B1 a B9 dell'Appendice B.

larità è, nel caso in esame, più elevato di quello relativo all'esperienza; quest'ultimo si è infatti ridotto rispetto alle precedenti stime (tav. 3.1.1), dalle quali risultava invece un profilo delle retribuzioni, al variare dell'età, più nettamente campanulare; la discrepanza tra i coefficienti di scolarità ed esperienza continua a essere, però, di dimensioni non particolarmente rilevanti, come per le stime riportate nella tav. 3.1.1. Riguardo all'impatto complessivo delle variabili di capitale umano, viene inoltre confermato che l'introduzione di un elevato numero di variabili di controllo riduce il valore della scolarità e dell'esperienza.

3.2 L'impatto delle variabili geografiche

L'importanza delle variabili geografiche nell'analisi delle determinanti delle retribuzioni emerge dalle stime sinora riportate. Inoltre, la presenza di una lieve autocorrelazione dei residui, quando le osservazioni sono ordinate per comune, da Nord a Sud, ha indotto a ritenere che la costante del modello potesse essere differenziata a livello comunale e non soltanto tra le quattro grandi circoscrizioni del paese. Si è perciò sperimentato il seguente modello:

$$/3.2.1/ \quad w_{ij} = \lambda_j + X_{ij}\beta + u_{ij}$$

dove λ_j è un effetto fisso costante per tutte le osservazioni rilevate nel comune j . Le stime sono state condotte sulle osser-

vazioni espresse in termini di deviazioni dalla media comunale²⁶. Per tenere conto del differente ruolo che la localizzazione geografica ha per le retribuzioni nel comparto pubblico e in quello privato, ciascun comune è stato fittiziamente suddiviso in due raggruppamenti.

I principali risultati sono riportati nella tav. 3.2.1²⁷; è da notare che nel modello così parametrizzato non è presente l'autocorrelazione dei residui²⁸.

Nell'ordinamento delle aree geografiche in base ai coefficienti delle variabili di capitale umano (tav. 3.2.2), non vi sono grosse discrepanze rispetto al modello senza effetti fissi²⁹. In entrambi i casi le maggiori differenze sono tra il Mezzogiorno e il Centro-Nord nel suo insieme; in quest'ultima circoscrizione risulta lievemente meno elevato il coefficiente della scolarità e meno campanulare il profilo delle retribuzioni al variare dell'età. Anche per il termine costante, è il Mezzogiorno a divergere maggiormente dal resto del paese, essendo quasi inesistenti le differenze tra le rimanenti aree geografi-

26. Si noti che, operando tale trasformazione, l'errore stocastico diviene $\varepsilon_{ij} = u_{ij} - E_j(u_{ij})$, con struttura eteroschedastica anche se u_{ij} fosse omoschedastico, dipendendo la varianza di ε_{ij} inversamente dalla numerosità del raggruppamento j . Essendo interessati a verificare i risultati ottenuti con le stime OLS consentendo una struttura meno restrittiva agli effetti geografici, non si è però affrontato il problema della correzione per l'eteroschedasticità.

27. Le stime presentate nella tavola fanno riferimento a un sottoinsieme da cui sono stati eliminati i comuni in cui erano rilevati meno di 10 lavoratori, onde evitare una scarsa variabilità delle osservazioni. I risultati che si ottengono con l'intero campione sono comunque simili a quelli della tav. 3.2.1.

28. Il test di Durbin-Watson, pari a 1,69 per il modello senza effetti fissi comunali, è in questo caso prossimo a 2.

29. Per quanto riguarda il livello assoluto dei coefficienti e non le differenze tra le aree, si evidenzia una lieve riduzione del rendimento della scolarità e dell'esperienza nelle stime con effetti fissi.

MODELLO CON EFFETTO FISSO COMUNALE

VARIABILI	COEFFICIENTE*100	TEST T (VALORE ASSOLUTO)
EDUC	4.04	6.02
ESP	4.00	6.16
ESP2	- 0.08	6.23
ESPEDUC	- 0.10	2.18
ESP2EDUC	2.3E-3	2.58
SESSO (s.privato)	- 7.66	4.19
CFAM	-15.11	2.83
INDUSTRIA S.S.	28.29	3.96
COMMERCIO	21.78	2.76
TRASPORTI	58.42	5.77
CREDITO	39.53	3.54
EDILIZIA	32.80	3.27
DIRIGENTI E IMPIEG. DIRETTIVI	39.89	21.58
INSEGNANTI E ALTRI IMPIEGATI	11.89	11.17
\bar{R}^2	0.488	
F (probabilità)	0.1°/°.	
ROOT MSE	0.218	
MEDIA VAR. DIP.	7.9E-15	
NR. OSSERVAZIONI	3541	
NR. PARAMETRI (*)	51	
D.W.	1.97	

(*) Rispetto al modello generale di cui alla TAV. 3.1.1, sono escluse la costante, le dummies geografiche sulla stessa e il settore pubblico. Le stime complete sono nella tav. C3.

Tav. 3.2.2

**MODELLO GENERALE:
CONFRONTO TRA AREE GEOGRAFICHE (*)
(dipendenti comparto privato)**

	N. EST	CENTRO	SUD
STIME OLS (tav. 3.1.1)			
Costante	-3.94	-12.29	-46.83
EDUC	-0.97	-0.17	0.28
ESP	0.46	0.35	2.10
ESP2	-0.01	-5.5E-3	-0.03
STIME EFFETTO FISSO (tav. 3.2.1)			
EDUC	-0.74	0.06	0.60
ESP	1.23	0.70	1.79
ESP2	-0.02	-8.4E-3	-0.02

(*) Differenze percentuali rispetto al Nord-Ovest. I coefficienti di ESPEDUC e ESP2EDUC sono stati imposti a priori come eguali a livello geografico. Nell'aggregazione, all'interno di ciascuna area, tra settori, qualifiche, sesso, ecc., si è usata la composizione del campione nazionale.

che.

Complessivamente, non emerge un legame netto tra livello di sviluppo, da un lato, e relazione tra retribuzioni e capitale umano, dall'altro. Il Mezzogiorno è l'area che diverge maggiormente dal resto del paese, ma è necessario segnalare che l'ampio differenziale stimato si riferisce esclusivamente ai dipendenti privati, e che il divario medio complessivo è attenuato dalla consistente presenza del settore pubblico nel Meridione³⁰.

Inoltre, non è determinabile quanto dei differenziali geografici sia dovuto a effettive discrepanze nelle retribuzioni, e quanto alla maggiore presenza nel Sud di forme di lavoro non continuativo, delle quali non si riesce a tenere conto in modo soddisfacente con l'esclusione di coloro che non hanno lavorato in via continuativa per l'intero anno. La rilevanza di quest'ultimo fattore è testimoniata dal fatto che, quando si includono nel campione i lavoratori a tempo parziale e gli stagionali, la dummy sulla costante relativa al Mezzogiorno risulta più ampia, in valore assoluto.

3.3 Settore di attività e retribuzioni³¹

Le stime condotte evidenziano che, oltre a esservi un effetto del comparto di attività sulla costante, è l'intera relazione tra le variabili di capitale umano e le retribuzioni che risulta non omogenea fra i vari settori.

30. Questo costituisce il 45 per cento del totale dell'occupazione dipendente nell'area meridionale, a fronte del 33,6 per cento a livello nazionale.

31. Tale problema è recentemente tornato alla ribalta, sia nella letteratura internazionale, sia in Italia. Si vedano Krueger e Summers (1988), il Rapporto della Commissione Carniti (Ministero del Lavoro, 1988), e Lucifora (1987,1988)).

Concentrando l'attenzione sui capifamiglia di sesso maschile³², la relazione tra retribuzioni, scolarità ed esperienza lavorativa, a livello settoriale, è riportata nelle tavv. 3.3.1 e 3.3.2. Nella prima si usa, per il calcolo dei vari coefficienti, la composizione degli occupati che risulta dal campione nazionale, mentre nella seconda si fa riferimento alla composizione effettiva di ciascun settore³³.

Le stime evidenziano, sia la rilevanza del premio settoriale "puro", rappresentato dal termine costante, sia l'esistenza di significative difformità nei coefficienti di esperienza e scolarità. I settori caratterizzati da un differenziale positivo sulla costante sono chiaramente individuati nei trasporti, nel credito e, in misura più limitata, nella Pubblica amministrazione; nettamente sfavorita è invece l'agricoltura.

La valutazione delle differenze esistenti tra settori riguardo al rendimento di un investimento in istruzione, è invece più complessa, dovendosi necessariamente considerare l'intero pattern temporale delle retribuzioni. Questo non è omogeneo nei vari settori, poiché l'andamento campanulare dei redditi al variare dell'età è più marcato per l'agricoltura e l'edilizia, mentre una dinamica solo lievemente crescente, e quasi senza punti di svolta, caratterizza il comparto pubblico e quello dei

32. Per semplicità, in tutto il paragrafo ci si riferirà al sottoinsieme dei dipendenti maschi capifamiglia.

33. Per maggiori riferimenti alle diverse modalità di calcolo dei differenziali tra vari sottoinsiemi dell'economia, si rimanda a Lewis (1986).

MODELLO GENERALE: COEFFICIENTI COMPENSATI PER SETTORE (1)
(stime riportate nella tav. 3.1.1)

SETTORE	COSTANTE	EDUC	ESP	ESP2	ESPDUC (2)	ESP2DUC (2)
Agricoltura	864.61	3.97	5.32	-0.09	-0.08	1.6E-3
Industria in senso stretto	896.49	3.37	3.91	-0.06	-0.08	1.6E-3
Pubblica Amm.	912.62	2.14	2.76	-0.04	-0.08	1.6E-3
Commercio	900.58	2.75	3.50	-0.05	-0.08	1.6E-3
Trasporti	934.83	1.70	2.49	-0.04	-0.08	1.6E-3
Credito	923.61	3.01	3.23	-0.06	-0.08	1.6E-3
Edilizia	906.16	2.52	3.62	-0.06	-0.08	1.6E-3
Totale Economia (3)	907.29	2.71	3.34	-0.06	-0.08	1.6E-3

MODELLO GENERALE: COEFFICIENTI NON COMPENSATI PER SETTORE (1)
(stime riportate nella tav. 3.1.1)

SETTORE	COSTANTE	EDUC	ESP	ESP2	ESPDUC (2)	ESP2DUC (2)
Agricoltura	858.96	3.86	5.41	-0.10	-0.08	1.6E-3
Industria in senso stretto	899.68	3.30	3.69	-0.06	-0.08	1.6E-3
Pubblica Amm.	915.51	2.14	2.76	-0.04	-0.08	1.6E-3
Commercio	896.03	3.00	3.59	-0.05	-0.08	1.6E-3
Trasporti	935.90	1.73	2.43	-0.04	-0.08	1.6E-3
Credito	936.41	3.17	3.03	-0.05	-0.08	1.6E-3
Edilizia	902.29	2.35	3.61	-0.06	-0.08	1.6E-3
Totale Economia (3)	907.29	2.71	3.34	-0.06	-0.08	1.6E-3

- (1) I coefficienti, tutti moltiplicati per 100, fanno riferimento ad un capofamiglia maschio e sono calcolati come media ponderata tra le diverse aree geografiche, ampiezza comunale e qualifiche. Per quelli non compensati, i pesi sono quelli relativi al sottoinsieme dato da ciascun settore, per quelli compensati i pesi sono quelli dell'intero campione nazionale.
- (2) L'eguaglianza di tali coefficienti fra i vari settori è stata imposta a priori.
- (3) Media dei coefficienti settoriali ponderati con il numero delle osservazioni per settore.

trasporti (fig. 3.3.1)³⁴.

Sembra, inoltre, esservi una sorta di trade-off tra premio settoriale "puro" rendimento marginale delle variabili di capitale umano. In particolare, il comparto dei trasporti e la Pubblica amministrazione, con un differenziale positivo per la costante, mostrano dei coefficienti ridotti per le variabili relative a esperienza e scolarità; il contrario accade nel settore agricolo. Costituisce una eccezione il credito, in cui si hanno contemporaneamente un coefficiente abbastanza elevato per la scolarità e un premio retributivo sulla costante.

In conclusione, laddove la dinamica salariale è scandita in maniera marcata da meccanismi istituzionali, come nel comparto pubblico e nei trasporti, sia l'esperienza lavorativa che il titolo di studio sembrano risultare meno rilevanti.

3.4 Settore di attività e selectivity bias

Nel valutare l'impatto del settore di attività sulle retribuzioni, oltre ai limiti, emersi nei precedenti paragrafi, riguardo alla specificazione del modello, è opportuno tenere conto dei fenomeni di selection bias connessi con l'endogeneità della scelta del comparto di attività. Infatti, chi lavora in un dato settore potrebbe trarre un vantaggio (in termini di retribuzione) dall'operare in quello specifico settore, piuttosto

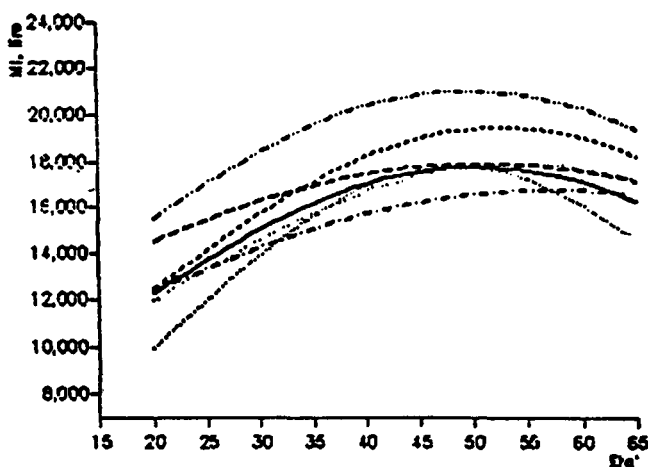
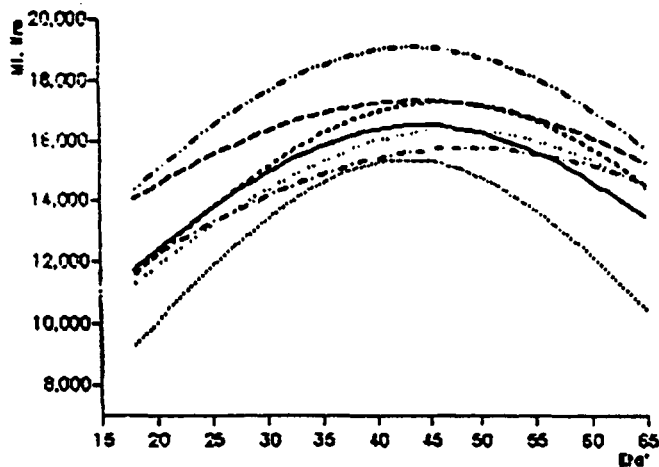
34. In proposito vanno tenuti presenti alcuni caveat interpretativi, legati al fatto che gli individui non necessariamente operano in un unico settore per tutto il proprio arco di vita lavorativa. Inoltre, nei dati cross-section gli effetti di coorte non sono scindibili da quelli legati alla posizione di ciascun individuo lungo il proprio ciclo di vita, come sottolineato anche, per l'Italia, da Faustini (1987). Infine, si deve considerare che molti dei lavoratori più anziani sono persone con bassa capacità di guadagno, ancora attivi perché non hanno maturato i minimi per la pensione.

Fig. 3.3.1

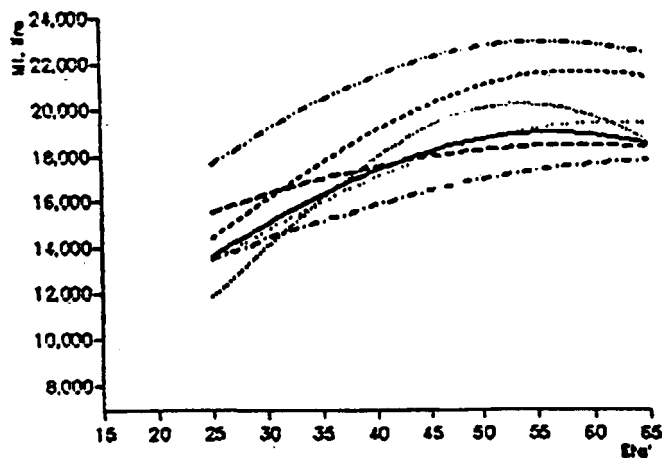
PROFILO DEI REDDITI PER SETTORE
CON DIFFERENTI LIVELLI DI SCOLARITA' (*)

DIPLOMA DI SCUOLA MEDIA INFERIORE

DIPLOMA DI SCUOLA MEDIA SUPERIORE



DIPLOMA DI LAUREA



—	Edilizia
- - -	Credito
- · - ·	Trasporti
· · ·	Commercio
- - - -	Pubb. Ammin.
· · · ·	Industria
- · - · - ·	Agricoltura

(*) Redditi per capofamiglia maschio; sulla base delle stime OLS (tav. 3.1.1); relazione in termini compensati.

che in altri. E' peraltro anche possibile che - data la eterogeneità esistente nelle preferenze dei singoli soggetti - i lavoratori di un certo comparto apprezzino particolarmente i benefici non monetari propri di quest'ultimo, e siano pertanto disposti a ricevere retribuzioni inferiori rispetto a quelle che potrebbero ottenere altrove. Infine, anche nel caso di fenomeni di razionamento, per cui non tutti riescono a trovare lavoro nel comparto preferito, possono verificarsi distorsioni nella stima dei parametri, se il razionamento stesso è effettuato non casualmente, ma sulla base di variabili influenti sulle retribuzioni.

Per tenere conto di questi fenomeni, si sono utilizzate le stime della probabilità di operare in ciascun settore, presentate con maggiore dettaglio nell'Appendice B, sperimentando una procedura a due stadi descritta in Maddala (1983). Ritenendo a priori plausibile che le maggiori discrepanze - per quanto concerne gli effetti che le variabili individuali non osservate e le caratteristiche dell'ambiente lavorativo determinano sulle retribuzioni - siano presenti nel confronto tra il settore pubblico e quello privato, si è focalizzata l'attenzione su questa specifica ripartizione delle branche di attività.

La procedura di stima adottata può essere sinteticamente presentata considerando gli effetti del selection bias in un modello a due settori (pubblico e privato), trascurando per semplicità i fenomeni di razionamento³⁵. L'ipotesi di base è la razionalità degli individui, che, al fine di massimizzare il proprio benessere, confrontano le retribuzioni e i benefici non monetari che otterrebbero, per date caratteristiche di capitale umano, lavorando nei diversi settori. L'i-esimo individuo decide-

35. Di fatto questi sono presenti, come dimostrato, tra l'altro, dallo squilibrio tra partecipanti e posti disponibili nei concorsi pubblici, che evidenzia la presenza di code all'ingresso nella Pubblica amministrazione. In proposito, le stime della probabilità di operare come dipendenti pubblici sembrano indicare che le variabili di capitale umano sono utilizzate come strumento di screening da parte della Pubblica amministrazione.

rà di lavorare nella Pubblica amministrazione se il differenziale salariale, sommato alla differenza dei benefici non monetari (quantificati in moneta), è superiore a zero; in altri termini, se:

$$/3.4.1/ \quad w_{iPA} + \xi_{iPA} + \bar{w}_{iPA} - w_{iAS} - \xi_{iAS} - \bar{w}_{iAS} > 0$$

dove w_i , ξ_i e \bar{w}_i rappresentano rispettivamente la retribuzione (espressa in termini logaritmici) che l' i -esimo individuo otterrebbe sulla base del proprio capitale umano (osservato), la remunerazione di variabili individuali non osservate e i benefici non monetari (espressi in valore sulla base delle preferenze dell'individuo i -esimo) che caratterizzano il settore (ad esempio tempo libero, responsabilità, status, ecc.)³⁶; i deponenti PA e AS indicano invece la Pubblica amministrazione e gli altri settori.

Per ogni individuo, la probabilità di lavorare nel settore pubblico risulterà pertanto pari alla probabilità che la variabile causale $z_i = (\xi_{iAS} - \xi_{iPA})$ sia minore di $(w_{iPA} - w_{iAS} + \bar{w}_{iPA} - \bar{w}_{iAS})$; esprimendo le retribuzioni nei termini del modello /3.1/, tale probabilità può essere esplicitata in funzione delle variabili di capitale umano³⁷:

36. Inoltre, \bar{w}_{iPA} e \bar{w}_{iAS} possono essere espresse in funzione di caratteristiche osservabili - proxies dei gusti individuali - e di una componente casuale che tenga conto dell'eterogeneità delle preferenze vari soggetti. Ciò significa che \bar{w}_i e w_i possono essere funzione delle stesse variabili.

37. In realtà gli individui non scelgono anno per anno in quale settore operare, per cui il modello di scelta presentato è valido solo approssimativamente e nella misura in cui il vettore β esprime il guadagno atteso sull'intero ciclo di vita dato dall'operare in un particolare settore.

$$\begin{aligned} /3.4.2/ \quad P(i \in PA) &= P(z_i < X_i \beta_{PA} - X_i \beta_{AS} + \bar{w}_{iPA} - \bar{w}_{iAS}) = \\ &= P(z_i < X_i \gamma) \end{aligned}$$

La stima OLS del modello /3.1/ risulterebbe così soggetta a problemi di selection bias, poiché i residui hanno un valore medio diverso da zero e sono correlati con le variabili X_i . In particolare, assumendo che la variabile casuale ξ_{iPA} sia distribuita secondo una normale, si ottiene, per la Pubblica amministrazione:

$$/3.4.3/ \quad E(\xi_{iPA} | i \in PA) = E(\xi_{iPA} | z_i < X_i \gamma) = K \phi[\Phi^{-1}(F(X_i \gamma))] / F(X_i \gamma)$$

dove F rappresenta la funzione di ripartizione della variabile z_i , e ϕ e Φ sono rispettivamente la funzione di densità e di ripartizione di una normale. In maniera del tutto analoga può essere ottenuta l'espressione /3.4.3/ riferita agli altri settori.

Nella procedura a due stadi utilizzata, si è inserita nel modello di capitale umano, espresso dalla /3.1/, una approssimazione della /3.4.3/ ottenuta dalla stima della probabilità di operare nel settore pubblico, per la quale si è fatto ricorso sia a una specificazione di tipo logit, che a una di tipo probit³⁸.

Sia per il comparto pubblico che per quello privato, le variabili /3.4.3/ sono risultate significative (con segno positivo) nella stima delle retribuzioni in funzione delle variabili di

38. Le probabilità stimate nei due casi risultano molto simili, anche se l'ipotesi di uguaglianza è stata rifiutata dal test sui coefficienti della regressione di F_{probit} su F_{logit} , dalla quale risulta una intercetta negativa (-0,014) e un coefficiente angolare lievemente maggiore di uno (1,024).

capitale umano. Le stime, riportate nelle tavole da C4 a C6 dell'Appendice C³⁹, presentano differenze non trascurabili rispetto ai risultati precedenti: in particolare il premio settoriale della PA non è ora significativo e per il coefficiente della dummy relativa al sesso si evidenzia una consistente riduzione. I lavoratori sembrano pertanto trarre un vantaggio dall'operare nel settore al quale effettivamente appartengono; se essi lavorassero nell'altro settore otterrebbero infatti una retribuzione inferiore (a parità di variabili di capitale umano) rispetto a quella di fatto percepita. Per quanto concerne la dummy relativa al sesso, risulta che le donne che lavorano nel settore pubblico e che hanno un elevato capitale umano potrebbero ottenere una retribuzione maggiore cambiando settore di attività. La scelta del comparto pubblico potrebbe essere così determinata sia dalla presenza di job discrimination ai loro danni nel settore privato, tale per cui esse forzatamente optano per la Pubblica amministrazione nonostante la riduzione di retribuzione che ne deriva, sia da una marcata preferenza femminile per taluni benefici non monetari propri del settore pubblico⁴⁰.

I risultati ottenuti vanno però interpretati con cautela. Innanzitutto, la capacità esplicativa dei modelli stimati per la probabilità di operare in ciascun settore non è molto elevata; sarebbe, in particolare, necessario disporre di un maggiore numero di variabili da utilizzare come proxies delle preferenze individuali. Secondariamente, l'interpretazione del coefficiente della variabile di selettività non tiene conto dei fenomeni di razionamento, a nostro avviso rilevanti per l'Italia. Ulteriori approfondimenti sembrano quindi necessari, anche riguardo all'endogeneità della scelta tra lavoro dipendente e indipendente, non considerata nel presente lavoro.

39. Per rendere più direttamente osservabili gli effetti dell'esperimento, sono stati compattati in un unico settore tutti i dipendenti privati.

40. Le due spiegazioni non sono naturalmente incompatibili.

3.5 Analisi della stabilità temporale

Una ulteriore verifica del modello di capitale umano è stata condotta esaminandone la capacità esplicativa in un diverso campione. A tal fine si è utilizzata l'indagine della Banca d'Italia relativa al 1984, che, all'epoca di avvio di questa ricerca, era l'anno con minori differenze rispetto al 1986⁴¹. Ciò nonostante, è stato necessario effettuare due aggiustamenti preliminari. Per quanto riguarda i settori di attività, si sono infatti aggregati edilizia e industria in senso stretto in un unico comparto, non essendo disponibile tale suddivisione nel 1984. Inoltre, non è stato possibile escludere dal campione i lavoratori a tempo parziale e gli stagionali.

L'analisi è stata condotta con riferimento al modello con effetti fissi a livello comunale, esaminando la stabilità dei coefficienti relativi alle variabili diverse dall'intercetta⁴². Si è consentita perciò la variabilità, tra il 1984 e il 1986, delle costanti a livello comunale e non soltanto della loro media nazionale. Le stime ottenute per il modello senza effetti fissi comunali, per brevità non riportate, pur essendo per ciascun anno simili a quelle relative al modello inclusivo di tali effetti, tendono a rigettare con maggiore evidenza l'ipotesi di stabilità

41. Appare opportuno sottolineare che eventuali modifiche della relazione tra retribuzioni e capitale umano sono riconducibili a spostamenti di domanda e offerta e la stabilità nel tempo non è quindi una condizione necessaria di validità della teoria del capitale umano.

42. La verifica della stabilità temporale considerando i soli coefficienti diversi dall'intercetta è resa possibile dal fatto che le retribuzioni sono espresse in forma logaritmica, per cui gli effetti dell'inflazione e della crescita della produttività a livello di sistema complessivo sono colti dalla variazione della costante.

temporale.

La tav. 3.5.1 riporta le stime distintamente per 1984 e 1986. Confrontando i risultati relativi a quest'ultimo anno con quelli della tav. 3.2.1, si evidenzia l'impatto dell'inclusione dei lavoratori a tempo parziale e/o stagionale. In particolare, si nota la diminuzione del coefficiente relativo all'età e l'incremento, in valore assoluto, dei coefficienti relativi alle dummies sesso, capofamiglia (da -15,11 a -72,21) e qualifica professionale. E' evidente che tali variabili, e in particolare la dummy capofamiglia, colgono in maniera spuria un effetto ore lavorate, meno rilevante nelle stime precedenti, inclusive solo dei lavoratori a tempo pieno.

Alcune variazioni si notano anche per quanto concerne le dummies relative al settore di attività; le differenze rispetto alle precedenti stime sono attribuibili in misura maggiore all'inserimento dei lavoratori stagionali e a tempo parziale, piuttosto che all'accorpamento di edilizia e industria in senso stretto. E' da notare infine il peggiore accostamento del modello ai dati quando si includono i lavoratori stagionali e a tempo parziale: l'errore standard delle stime è quasi doppio rispetto a quello riportato nella tav. 3.2.1.

Per quanto attiene alla stabilità temporale dei coefficienti, il confronto delle colonne relative al 1984 e al 1986 evidenzia alcune differenze. In particolare, nel 1984 i coefficienti relativi alle variabili di capitale umano sono lievemente più elevati, mentre la dummy relativa alla posizione familiare ha minore rilevanza; anche l'ordinamento dei settori non è perfettamente identico nei due anni. Procedendo ad un test formale sulla stabilità temporale, i risultati sono negativi⁴³ se si con-

43. Si riportano i risultati di un semplice Chow test. La discrepanza nelle varianze dei residui fra i due anni è infatti ridotta, come si può vedere dalla tav. 3.5.1.

**ANALISI STABILITA' TEMPORALE: MODELLO
CON EFFETTO FISSO COMUNALE**
(coefficienti moltiplicati per 100 e test t in valore assoluto)

VARIABILI	1984		1986	
EDUC	4.50	(2.91)	4.33	(4.21)
ESP	4.12	(3.09)	3.10	(3.22)
ESP2	- 0.08	(3.33)	- 0.06	(3.22)
ESPEDUC	0.10	(1.08)	- 0.12	(1.71)
ESP2EDUC	2.2E-3	(1.22)	2.8E-3	(2.06)
SESSO (S.PRIVATO)	-10.88	(2.49)	-10.54	(3.43)
CFAM	-62.30	(4.89)	-72.21	(8.68)
INDUSTRIA S.S. ED EDILIZIA	70.30	(5.14)	43.12	(4.35)
COMMERCIO	66.66	(4.07)	39.85	(3.43)
TRASPORTI	81.16	(4.02)	70.83	(4.52)
CREDITO	103.24	(3.65)	77.35	(4.23)
DIRIGENTI E IMP. DIRETTIVI	49.02	(7.48)	49.60	(15.71)
INSEGNANTI E ALTRI IMPIEGATI	9.56	(3.75)	18.50	(10.65)
\bar{R}^2	0.416		0.394	
F (probabilità)	0.1°/∞∞		0.1°/∞∞	
ROOT MSE	0.420		0.419	
MEDIA VAR. DIP.	5.0E-15		7.3E-15	
NR. OSSERVAZIONI	2440		5088	
NR. PARAMETRI (*)	47		47	
D.W.	2.07		2.03	

(*) Rispetto al modello con effetto fisso comunale riportato alla tav. 3.2.1, sono stati accorpati due settori e sono incluse le osservazioni relative ai lavoratori a tempo parziale e stagionale, escludendo però i comuni con meno di 10 osservazioni. Le stime complete sono riportate alle tavv. C7, per il 1986, e C8, per il 1984.

Tav. 3.5.2

**TEST STABILITA' TEMPORALE: MODELLO GENERALE
CON EFFETTO FISSO A LIVELLO COMUNALE
(stime riportate nella tav. 3.5.1)**

IPOTESI STABILITÀ TEMPORALE SU:	LIVELLO DI SIGNIFICATIVITÀ (%)	NUMERO PARAMETRI RISTRETTI
TUTTI I PARAMETRI	3.1	7
INTERAZIONI TRA VARIABILI DI CA- PITALE UMANO E <u>DUMMIES</u> GEOGRA- FICHE	1.1	13
TERMINI RELATIVI AD EDUC	66.5	16
TERMINI RELATIVI AD ESP2	27.6	12
TERMINI RELATIVI A ESP E ESP2	7.4	26
TERMINI RELATIVI AD ESP ESP2 EDUC	10.4	39
<u>DUMMIES</u> RELATIVE A SETTORI E QUA- LIFICHE SULLA COSTANTE	4.3	6
<u>DUMMIES</u> SETTO- RIALI SULLA CO- STANTE	53.2	4
TERMINI RELATIVI AI SETTORI	54.9	19
TERMINI RELATIVI AL SESSO	49.0	4
TERMINI RELATIVI ALLA POSIZIONE FAMILIARE	63.3	4

sidera il complesso dei coefficienti (tav. 3.5.2); per alcuni sottoinsiemi l'ipotesi di stabilità è invece accettata, talvolta in misura anche ampia. Ciò si verifica per le variabili di capitale umano e per l'insieme dei coefficienti relativi ai settori di attività, al sesso e alla posizione familiare. Al contrario, i termini relativi alle aree geografiche, e le interazioni tra queste e la scolarità e l'esperienza, nonché le dummies sulla qualifica professionale, portano al rifiuto dell'ipotesi di stabilità.

4. Conclusioni

La presente ricerca, condotta con finalità prevalentemente metodologiche, si è posta l'obiettivo di verificare la validità del tradizionale modello di capitale umano nel caso italiano. Pertanto, si è fatto riferimento alla specificazione abitualmente adottata nella letteratura, valutandone la qualità in termini di accostamento ai dati e analizzando l'importanza del settore di attività e delle aree geografiche come determinanti delle retribuzioni e come fattori interagenti con la scolarità e l'esperienza lavorativa.

I risultati ottenuti indicano che il tradizionale modello di capitale umano, pur caratterizzato da un discreto adattamento ai dati, non è totalmente adeguato.

I problemi di specificazione riscontrati nell'analisi attengono solo in parte alla forma funzionale semilogaritmica, che risulta accettabile sulla base dell'esame condotto in termini di trasformate di tipo Box-Cox, ma non sulla base del RESET test e dell'analisi dei residui, che indicano la necessità di sperimentare modelli diversi.

I numerosi approfondimenti che appaiono opportuni ri-

guardano i fenomeni di selectivity bias, legati all'endogeneità della scelta del settore di attività - distinguendo in particolare tra comparto pubblico e privato, date le differenze, anche normative, che li caratterizzano - e del tipo di occupazione (dipendente o indipendente); la formulazione di ipotesi sulla distribuzione dei residui non necessariamente fondate sulla normalità; la sperimentazione di forme funzionali diverse. Alcuni di questi approfondimenti richiedono tuttavia un miglioramento dei dati statistici di base. In particolare, per approfondire l'analisi dei differenziali geografici e settoriali, sarebbe necessario disporre delle ore lavorate, mentre per i fenomeni di selectivity bias occorrerebbe un maggior numero di proxies delle preferenze individuali.

Nonostante i limiti evidenziati, alcune indicazioni di natura economica emergono dall'analisi.

Nel caso italiano l'impatto dell'istruzione sulle retribuzioni non appare molto elevato. L'importanza relativa di età e scolarità, caratterizzate da coefficienti dello stesso ordine di grandezza, sembra diversa da quanto rilevato in altri paesi⁴⁴. Per un capofamiglia maschio, il rendimento di un investimento in istruzione, calcolato in termini di IRR (internal rate of return), tenendo conto dei possibili guadagni cui si deve rinunciare proseguendo gli studi oltre il livello dell'obbligo, è compreso nell'intervallo tra 1,9 e -0,2 per cento, per il confronto tra media inferiore e media superiore, e tra 1,8 e -1,0

44. Per una rassegna in proposito si vedano Willis (1986) e Psacharopoulos (1981, 1985). Con riferimento all'Italia, Antonelli (1987) ha ottenuto per l'Emilia Romagna risultati simili a quelli riportati nel presente lavoro.

per cento, per quello tra media superiore e laurea⁴⁵.

Alquanto rilevanti appaiono le differenze esistenti tra i vari settori e, in minor misura, tra le diverse aree geografiche. La presenza di discrepanze nelle stime condotte su due anni diversi (1984 e 1986) conferma anch'essa l'importanza dei fattori "istituzionali", inducendo a dubitare della possibilità di giungere a una formulazione che sia univocamente interpretabile in termini di teoria del capitale umano.

Le differenze che emergono tra i vari settori di attività riguardano l'intera relazione tra retribuzioni e variabili di capitale umano. Queste ultime appaiono meno rilevanti nei settori - quali la Pubblica amministrazione e i trasporti - maggiormente dominati da meccanismi istituzionali. Emerge inoltre un trade-off tra premio retributivo settoriale e rendimento marginale del capitale umano.

In tema di differenziali geografici i risultati ottenuti vanno valutati con cautela. E' infatti possibile che la distinzione tra le quattro grandi circoscrizioni non sia sufficiente a cogliere l'impatto delle condizioni del mercato del lavoro locale. In ogni caso emergono le seguenti indicazioni: a) l'intera relazione tra capitale umano e retribuzioni è diversa tra le aree

45. L'intervallo è dato dall'utilizzo di due diverse possibili ipotesi sulla vita lavorativa dell'individuo. Nella prima, si considera un orizzonte lavorativo di 40 anni successivo al periodo scolare, mentre nel secondo caso si ipotizza una età (anagrafica) di pensionamento di 65 anni e, quindi, una vita lavorativa tanto più breve quanto più è elevato il livello di scolarità. In entrambi i casi si astrae peraltro da due fattori che dovrebbero innalzare il rendimento della scolarità: la possibilità di essere disoccupati, con una probabilità di tale evento che è funzione di età e scolarità; il fatto che gli individui percepiscono una pensione il cui ammontare (fintanto che non sia operante il massimale sulla pensione erogata) dipende dalla retribuzione degli ultimi anni di lavoro, ed è perciò tanto più elevato quanto maggiore è il titolo di studio.

geografiche, anche se in misura inferiore rispetto a quanto evidenziato per il confronto tra i vari settori di attività; b) nel settore privato la relazione positiva tra retribuzioni e livello di sviluppo complessivo potrebbe derivare in parte dalla presenza di forme di lavoro non continuativo e precario nelle regioni meno sviluppate. In altri termini, il differenziale retributivo orario tra il Mezzogiorno e le restanti aree del paese potrebbe essere inferiore rispetto a quello rilevato in termini pro capite.

B I B L I O G R A F I A

- ANTONELLI G. (1987), Human Resources and Labour Incomes. Demand for Education, Supply of Labour and a Comparison between the Private and Public Sector, Labour, n. 2.
- DAGUM C. (1977), A New Model of Personal Income Distribution: Specification and Estimation, *Economie Appliquée*, vol.47, n. 188.
- FAUSTINI G. (1987), Età, anzianità e carriere retributive: considerazioni per una ricerca, "Rapporto sui salari, 1987" Milano, Angeli.
- GILL A. M. (1988), Choice of Employment Status and the Wages of Employees and the Self-Employed: Some Further Evidence, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 3, pp. 229-234.
- HECKMAN J. e POLACHEK S. (1974), Empirical Evidence on the Functional Form of the Earnings-Schooling Relationship, *Journal of the American Statistical Association*, vol. 69, pp.350-354.
- KRUEGER A.B. e SUMMERS L.H. (1988), Efficiency Wages and the Inter-Industry Wage Structure, *Econometrica*, vol.56, n. 2 pp. 259-293.
- LEWIS H.G. (1986), Union Relative Wage Effects, in "Handbook of Labour Economics", edited by O. Ashenfelter and R. Layard, Amsterdam, North-Holland.
- LUCIFORA C. (1987), Struttura salariale e differenziali retributivi interindustriali nell'industria italiana, in "Rapporto sui salari, 1987" Milano, Angeli.
- _____ (1988), Struttura di mercato, vincoli finanziari e determinazione del salario: un'analisi empirica dei differenziali internazionali nell'industria italiana, in "Rapporto sui salari, 1988" Milano, Angeli.
- MADDALA G.S. (1983), Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics, Cambridge, Cambridge University Press.
- MINCER J. (1958), Investment in Human Capital and Personal Income Distribution, *Journal of Political Economy*, August 1958. pp. 281-302.
- _____ (1974), Schooling Experience and Earnings, New York and London, Columbia University Press.

- MINISTERO DEL LAVORO (1988), Rapporto sul sistema Retributivo e contrattuale, mimeo.
- PAGAN A.R. (1984), Model Evaluation by Variable Addition, in "Econometrics and Quantitative Economics", edited by D.F. Hendry and K.F. Wallis, Oxford, Basil Blackwell.
- _____, HALL P. e TRIVEDI P.K. (1983), Assessing the Variability of Inflation, Working Paper 45, Australian National University.
- PIRROTTA R.A. (1986), L'indagine sui bilanci delle famiglie italiane della Banca d'Italia in "Le indagini campionarie sui bilanci delle famiglie italiane", numero speciale dei Contributi all'analisi economica, Roma, Banca d'Italia.
- PSACHAROPOULOS G. (1981), Returns to Education: an Updated International Comparison, Comparative Education, vol. 17, pp. 321-341.
- _____, (1985), Returns to Education: a Further International Updated and Implications, Journal of Human Resources, vol. 20, pp. 583-604.
- RAMSEY J.B. (1969), Test for Specification Errors in Classical Linear Least-Squares Regression Analysis, Journal of the Royal Statistical Society, vol. B31, pp. 350-371;
- REES H. e SHAH A. (1986), An Empirical Analysis of Self-Employment in the U.K., Journal of Applied Econometrics, vol. 1, pp. 95-108.
- ROSEN S. (1986), The Theory of Equalizing Differences, in "Handbook of Labour Economics", edited by O. Ashenfelter and R. Layard, Amsterdam, North-Holland.
- WAGNER J. e LORENZ W. (1988), The Earnings Function Under Test, Economics Letters, n.27, pp.95-99.
- WHITE H. (1980), A Heteroskedasticity - Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity, Econometrica, vol. 48, n. 4.
- WILLIS R. S. (1986), Wage Determinants: a Survey and Reinterpretation of Human Capital Earnings Functions, in "Handbook of Labour Economics", edited by O. Ashenfelter and R. Layard, Amsterdam, North-Holland.

Appendice A: Variabili utilizzate e loro definizioni

Nella tav. A1 si riportano i valori campionari delle variabili utilizzate. Le loro definizioni sono le seguenti:

redditi: YLLOG = logaritmo delle retribuzioni percepite nell'anno (mgl. lire), al netto di imposte e contributi sociali;

scolarità: EDUC = misurata dal minimo di anni necessari per ottenere il titolo di studio effettivamente conseguito;

esperienza lavorativa: ESP = pari a:
(età anagrafica in anni - (6+EDUC)) se $(6+EDUC) \geq 14$;
altrimenti pari a:
(età anagrafica -14).
Nelle stime si considera anche il quadrato di ESP (ESP²);

variabili geografiche: DAR_i = dummies indicanti nell'ordine il Nord-Est, il Centro e il Mezzogiorno. Il Nord-Ovest (DAR0 nella tavola A1) è inserito nella costante.
Nelle stime econometriche, le variabili geografiche sono incluse solo per chi lavora nel settore privato e sono indicate come NAR_i;

DAC_i = dummies relative all'ampiezza comunale (rispettivamente tra 0 e 20 mila abitanti - DAC1 - e tra 20 e 40 mila - DAC2).
I comuni con oltre 40 mila abitanti sono inseriti nella costante.
Come per le aree geografiche, nelle stime econometriche queste dummies sono incluse solo per chi opera nel privato e sono indicate con NAC_i;

variabili settoriali DS_i = dummies indicanti nell'ordine (a partire da 2) l'industria in senso stretto, la Pubblica amministrazione, il commercio, i trasporti, il credito e l'edilizia. L'agricoltura e gli "altri settori" (la cui rilevanza è peraltro alquanto esigua nel campione utilizzato), sono rappresentate

dalla dummy DS_1 , inclusa nella costante. Nel paragrafo 3.5, la dummy DS_2 comprende sia l'industria in senso stretto, sia l'edilizia.

Nelle stime del paragrafo 3.4 l'intero comparto privato è stato compattato, indicandolo con la dummy DN ;

qualifica

professionale: DQ_2/DQ_3 -dummies pari a uno, rispettivamente, per dirigenti e quadri direttivi e per insegnanti e impiegati d'ordine. La categoria degli operai è inserita nella costante;

posizione

familiare: DCF = dummy pari a uno per i non capofamiglia;

sex: $DSEX$ = dummy pari a uno per le femmine.

$NSEX$ = dummy pari a uno per le femmine che operano nel comparto privato.

Gli altri termini sono interazioni (ad es. $ESPS_2$ è l'interazione tra ESP e DS_2).

In fondo alla tav. A1 sono riportati inoltre dei termini di interazione, non utilizzati nell'analisi di regressione, ma utili a descrivere la composizione del campione. Essi sono i seguenti:

S_{ij} = interazioni tra DS_i (incluso DS_1) e DAR_j (incluso DAR_0);
 Q_{ij} = interazioni tra DQ_i e DAR_j ;
 F_j = interazioni tra $DSEX$ e DAR_j ;
 CF_j = interazioni tra DCF e DAR_j .

TAVOLA A1

VARIABLE	N	MEAN	STANDARD DEVIATION	MINIMUM VALUE	MAXIMUM VALUE	STD ERROR OF MEAN	SUM	VARIANCE	C.V.
YLL0G	5650	9.57298261	0.33579609	6.98471632	11.289782	0.00446736	54085.092	0.113	3.50
DAR1	5650	0.17575221	0.38064290	0.00000000	1.000000	0.00506400	993.000	0.145	216.57
DAR2	5650	0.25433628	0.43552602	0.00000000	1.000000	0.00579415	1437.000	0.190	171.24
DAR3	5650	0.27804425	0.44657606	0.00000000	1.000000	0.00594116	1554.000	0.199	162.36
DAC1	5650	0.17828319	0.38109465	0.00000000	1.000000	0.00507001	986.000	0.145	216.18
DAC2	5650	0.19599420	0.39694942	0.00000000	1.000000	0.00528094	1107.000	0.156	202.59
DSEX	5650	0.32637168	0.46892657	0.00000000	1.000000	0.00823851	1844.000	0.220	143.67
OCCF	5650	0.38725664	0.48716623	0.00000000	1.000000	0.00848116	2188.000	0.237	125.79
EDUC	5650	10.01173894	4.07923029	0.00000000	17.500000	0.05426927	56563.500	16.640	40.74
ESP	5650	22.78141593	11.42083164	0.00000000	57.000000	0.15194048	128715.000	130.435	50.13
ESP2	5650	6.940822124	561.29088243	0.00000000	32.49.000000	7.48730282	3669139.500	315047.455	86.43
O52	5650	0.27115044	0.44452922	0.00000000	1.000000	0.00591478	1532.000	0.198	163.96
O53	5650	0.33557522	0.47232295	0.00000000	1.000000	0.00628248	1896.000	0.223	140.72
O54	5650	0.10850265	0.30901879	0.00000000	1.000000	0.00411110	604.000	0.095	289.06
O55	5650	0.08548673	0.27962937	0.00000000	1.000000	0.00372013	483.000	0.078	327.10
O56	5650	0.04955752	0.21704818	0.00000000	1.000000	0.00288757	280.000	0.047	437.97
O57	5650	0.05592920	0.22980530	0.00000000	1.000000	0.00305728	316.000	0.053	410.88
O58	5650	0.0725212	0.26744178	0.00000000	1.000000	0.00355798	438.000	0.072	344.98
O59	5650	0.48300885	0.49975545	0.00000000	1.000000	0.00684865	2729.000	0.250	103.46
ESPEDUC	5650	28.66203540	120.44580830	0.00000000	743.750000	1.60236321	1178940.500	14507.120	57.72
ESP2EDUC	5650	5.96.36818584	4986.10754298	0.00000000	33913.000000	66.33418802	31449880.250	24861268.430	89.57
ESP5EX	5650	6.54556372	11.52868032	0.00000000	53.000000	0.14978592	36983.000	126.762	172.00
ESPAC1	5650	6.53796460	10.45807033	0.00000000	53.000000	0.13913210	36939.500	109.371	159.95
ESPAC2	5650	4.20920354	9.93951304	0.00000000	57.000000	0.13223331	22647.500	98.794	247.96
ESP2SEK	5650	189.58566372	369.70022215	0.00000000	49.000000	0.13250491	23782.000	99.200	236.62
ESP2CF	5650	152.0985841	332.25607059	0.00000000	2809.000000	4.91841859	958159.000	136578.254	218.00
ESPAR1	5650	3.82185841	9.62182742	0.00000000	2809.000000	4.22026801	859347.250	110394.086	218.45
ESPAR2	5650	5.85415929	11.64095013	0.00000000	51.000000	0.12800689	21593.500	92.580	251.75
ESPAR3	5650	6.33575221	12.82501386	0.00000000	55.000000	0.15486863	33136.500	135.511	198.48
ESP2AR1	5650	107.16977876	331.05859971	0.00000000	2601.000000	4.40433796	605509.250	109599.790	308.91
ESP2AR2	5650	189.86393805	413.86254288	0.00000000	3025.000000	5.50594537	959844.250	171282.204	243.61
ESP2AR3	5650	188.57699115	427.74357338	0.00000000	3249.000000	5.89061585	1065460.000	182964.565	226.82
ESP53	5650	6.33575221	11.93429657	0.00000000	49.000000	0.15677152	35797.000	142.427	188.36
ESP54	5650	7.91106195	12.82501386	0.00000000	54.000000	0.17062145	44697.500	164.481	162.11
ESP55	5650	1.96548673	6.70075508	0.00000000	51.000000	0.08914552	12256.500	44.900	340.92
ESP56	5650	2.16829204	7.69863327	0.00000000	55.000000	0.10242109	12256.500	59.269	354.89
ESP57	5650	0.96442478	4.86157927	0.00000000	51.000000	0.08467749	5449.000	23.635	504.09
ESP2S2	5650	1.38176991	6.36329371	0.00000000	49.000000	0.08465600	7807.000	40.492	460.51
ESP2S3	5650	182.54398230	413.23523890	0.00000000	2401.000000	5.48759884	1031373.500	170763.363	226.37
ESP2S4	5650	27.03676991	456.96861836	0.00000000	2916.000000	6.07942007	1282757.750	208820.318	201.07
ESP2S5	5650	48.75530973	213.07954858	0.00000000	2601.000000	2.87476815	275467.500	45402.894	437.03
ESP2S6	5650	63.96429204	261.52670918	0.00000000	3025.000000	3.47929958	361396.250	68396.220	408.86
ESP2S7	5650	24.58088486	150.81384625	0.00000000	2601.000000	2.00638450	138769.000	22744.756	614.04
EDUCSEX	5650	42.39362832	225.21386074	0.00000000	2401.000000	2.98620063	239524.000	50721.283	531.24
EDUCCF	5650	3.54000000	5.57674629	0.00000000	17.500000	0.07419193	20001.000	31.100	157.53
EDUCAC1	5650	4.14855752	5.73683399	0.00000000	17.500000	0.07631173	23445.000	32.903	138.23
EDUCAC2	5650	1.68876106	4.01045139	0.00000000	17.500000	0.05335425	9541.500	16.084	237.47
EDUCAR1	5650	1.85946903	4.14751488	0.00000000	17.500000	0.05517772	10506.000	17.202	223.04
EDUCAR2	5650	1.72362832	4.07409893	0.00000000	17.500000	0.05420101	9738.500	16.598	236.36
EDUCAR3	5650	2.54610619	4.80846158	0.00000000	17.500000	0.06397082	14385.500	23.121	188.85
EDUCS6	5650	2.79486726	5.07937093	0.00000000	17.500000	0.08757495	15791.000	25.800	181.73
EDUCS7	5650	0.6353982	2.85158767	0.00000000	17.500000	0.03793689	3579.500	8.131	450.10
EDUCS2	5650	0.41292035	1.89425050	0.00000000	17.500000	0.02520073	2333.000	3.588	458.74
EDUCS3	5650	2.31946903	4.21891354	0.00000000	17.500000	0.03612739	13105.000	17.799	181.89
EDUCS3	5650	4.00840708	6.12156820	0.00000000	17.500000	0.08144013	22647.500	37.474	152.71

VARIABLE	N	MEAN	STANDARD DEVIATION	MINIMUM VALUE	MAXIMUM VALUE	STD ERROR OF MEAN	SUM	VARIANCE	C.V
EDUCS4	5650	0.98811504	3.07867268	0.00000000	17.500000	0.04095805	5645.000	9.478	308.14
EDUCS5	5650	0.82846018	2.89162525	0.00000000	17.500000	0.03848961	4668.500	8.361	349.88
S11	5650	0.01787611	0.13251286	0.00000000	1.000000	0.00176292	101.000	0.018	741.28
S12	5650	0.02743363	0.16335773	0.00000000	1.000000	0.00272328	155.000	0.027	595.46
S13	5650	0.02687257	0.16689931	0.00000000	1.000000	0.00222040	162.000	0.028	582.08
S10	5650	0.02141593	0.14477913	0.00000000	1.000000	0.00192611	121.000	0.021	676.03
S21	5650	0.05345133	0.22495164	0.00000000	1.000000	0.00289271	302.000	0.051	420.85
S22	5650	0.06513274	0.24678178	0.00000000	1.000000	0.00328314	368.000	0.061	378.89
S23	5650	0.04819469	0.20982508	0.00000000	1.000000	0.00279280	261.000	0.044	454.43
S20	5650	0.10637168	0.30834003	0.00000000	1.000000	0.00410209	601.000	0.095	289.87
S31	5650	0.05823009	0.23418875	0.00000000	1.000000	0.00311573	329.000	0.055	402.19
S32	5650	0.08566372	0.27989160	0.00000000	1.000000	0.00372362	484.000	0.078	326.73
S33	5650	0.12389381	0.32848952	0.00000000	1.000000	0.00438346	700.000	0.109	265.94
S30	5650	0.06778761	0.25140334	0.00000000	1.000000	0.00334462	383.000	0.063	370.86
S41	5650	0.01787611	0.13251286	0.00000000	1.000000	0.00176292	101.000	0.018	741.28
S42	5650	0.02889381	0.15273186	0.00000000	1.000000	0.00203191	135.000	0.023	639.21
S43	5650	0.02872566	0.16128478	0.00000000	1.000000	0.00214583	151.000	0.026	603.52
S40	5650	0.03840708	0.19218395	0.00000000	1.000000	0.00255691	217.000	0.037	500.41
S51	5650	0.01509735	0.11370177	0.00000000	1.000000	0.00151267	74.000	0.013	868.12
S52	5650	0.02424779	0.15383114	0.00000000	1.000000	0.00204654	137.000	0.024	634.41
S53	5650	0.02159292	0.14536301	0.00000000	1.000000	0.00193388	122.000	0.021	673.19
S50	5650	0.02654867	0.16077442	0.00000000	1.000000	0.00213891	150.000	0.026	605.58
S61	5650	0.00637168	0.07957515	0.00000000	1.000000	0.00105865	36.000	0.006	1248.88
S62	5650	0.01256637	0.11140312	0.00000000	1.000000	0.00148209	71.000	0.012	886.51
S63	5650	0.01044248	0.10166249	0.00000000	1.000000	0.00135250	59.000	0.010	973.54
S60	5650	0.02017699	0.14061785	0.00000000	1.000000	0.00187075	114.000	0.020	696.92
S71	5650	0.00884956	0.09366320	0.00000000	1.000000	0.00124608	50.000	0.009	1058.39
S72	5650	0.01530823	0.12314142	0.00000000	1.000000	0.00163825	87.000	0.015	799.71
S73	5650	0.01752212	0.13121794	0.00000000	1.000000	0.00174570	99.000	0.017	748.87
S70	5650	0.0145929	0.11815785	0.00000000	1.000000	0.00157195	80.000	0.014	834.49
Q21	5650	0.01282035	0.11294103	0.00000000	1.000000	0.00150255	73.000	0.013	874.13
Q22	5650	0.01858407	0.13506270	0.00000000	1.000000	0.00179685	105.000	0.018	726.76
Q23	5650	0.02088486	0.14301187	0.00000000	1.000000	0.00190260	118.000	0.020	684.76
Q20	5650	0.02513274	0.15854208	0.00000000	1.000000	0.00208260	142.000	0.025	622.86
Q31	5650	0.08035388	0.27186448	0.00000000	1.000000	0.00361683	454.000	0.074	338.33
Q32	5650	0.11982301	0.32478320	0.00000000	1.000000	0.00432085	677.000	0.105	271.05
Q33	5650	0.13876106	0.34572762	0.00000000	1.000000	0.00459949	784.000	0.120	249.15
F1	5650	0.14407080	0.35119258	0.00000000	1.000000	0.00467220	814.000	0.123	243.76
F2	5650	0.08017699	0.23783552	0.00000000	1.000000	0.00318412	340.000	0.057	395.22
F3	5650	0.09026549	0.28658710	0.00000000	1.000000	0.00381270	510.000	0.082	317.49
F0	5650	0.07663717	0.26503842	0.00000000	1.000000	0.00353932	433.000	0.071	347.14
CF1	5650	0.09929204	0.29980818	0.00000000	1.000000	0.00387889	561.000	0.089	301.21
CF2	5650	0.07203540	0.25856940	0.00000000	1.000000	0.00343996	407.000	0.067	358.94
CF3	5650	0.10981150	0.31280710	0.00000000	1.000000	0.00418152	621.000	0.098	284.59
CF0	5650	0.08884956	0.28455166	0.00000000	1.000000	0.00378562	502.000	0.081	320.26
	5650	0.11646018	0.32080433	0.00000000	1.000000	0.00426792	656.000	0.103	275.46

Appendice B: Stime della probabilità di operare nei diversi settori e con differente qualifica

Per analizzare la probabilità di essere in ciascun settore e qualifica si è fatto ricorso ad una specificazione logit di tipo dicotomico, sperimentando anche - nel caso della Pubblica amministrazione - una specificazione di tipo probit. L'utilizzo di una logit di tipo dicotomico è naturalmente una semplificazione, essendovi, nel caso in esame, una pluralità di scelte mutualmente esclusive (i possibili diversi stati sono 7 per i settori e 3 per le qualifiche). Peraltro, non essendo questo il fulcro del lavoro, si è ritenuto che un modello logistico dicotomico potesse costituire una buona approssimazione del più corretto modello multinomiale⁴⁶.

L'interpretazione economica delle stime ottenute non è semplice, essendo i modelli probabilistici considerati delle forme ridotte che includono fenomeni di self-selection e di razionamento, secondo quanto più volte esposto nel testo. Di seguito ci si limiterà pertanto a presentare le stime ottenute, senza un esplicito commento delle stesse. Le tavv. B1 e B2 riportano le stime dei modelli per le qualifiche professionali, mentre nelle tavv. da B3 a B9 vi sono le stime logit riferite ai singoli settori (inclusa l'agricoltura). La stima probit per il solo settore pubblico, da comparare con quelle logit della tav. B5, è nella tav. B10.

46. Per una descrizione di entrambi, si rimanda a Maddala (1983).

TAVOLA B1
LOGISTIC REGRESSION PROCEDURE

DEPENDENT VARIABLE: DQ2

5650 OBSERVATIONS
5212 DQ2 = 0
438 DQ2 = 1

0 OBSERVATIONS DELETED DUE TO MISSING VALUES
-2 LOG LIKELIHOOD FOR MODEL CONTAINING INTERCEPT ONLY= 3081.23

MODEL CHI-SQUARE= 1021.42 WITH 12 D.F. (SCORE STAT.) P=0.0
CONVERGENCE IN 8 ITERATIONS WITH 0 STEP HALVINGS R= 0.545.
MAX ABSOLUTE DERIVATIVE=0.3813D-01. -2 LOG L= 2140.51.
MODEL CHI-SQUARE= 940.72 WITH 12 D.F. (-2 LOG L.R.) P=0.0

VARIABLE	BETA	STD. ERROR	CHI-SQUARE	P	R
INTERCEPT	-10.38842837	2.20934595	22.11	0.0000	
DAR1	-0.02011794	0.17187580	0.01	0.9068	0.000
DAR2	-0.23310664	0.15363722	2.30	0.1292	-0.010
DAR3	-0.40131413	0.14858312	7.30	0.0069	-0.041
DSEX	-1.47378509	0.21884366	45.35	0.0000	-0.119
DCF	-0.75349210	0.22225648	11.49	0.0007	-0.056
EDUC	0.07689343	0.51392899	0.02	0.8811	0.000
EDUC2	0.07696808	0.04533780	2.88	0.0896	0.017
EDUC3	-0.00273471	0.00127397	4.61	0.0318	-0.029
ESPEduc	-0.00773877	0.00228373	11.48	0.0007	-0.055
ESP	0.10584195	0.07092150	2.23	0.1356	0.009
ESP2	0.00311032	0.00275455	1.27	0.2588	0.000
ESP3	-0.00004910	0.00003686	1.77	0.1828	0.000

C=0.885

SOMER DYX=0.770

GAMMA=0.773

TAU-A=0.110

TAVOLA B2
LOGISTIC REGRESSION PROCEDURE

DEPENDENT VARIABLE: DQ3

5650 OBSERVATIONS
2921 DQ3 = 0
2729 DQ3 = 1
0 OBSERVATIONS DELETED DUE TO MISSING VALUES

-2 LOG LIKELIHOOD FOR MODEL CONTAINING INTERCEPT ONLY= 7826.04

MODEL CHI-SQUARE= 1622.61 WITH 12 D.F. (SCORE STAT.) P=0.0
CONVERGENCE IN 6 ITERATIONS WITH 0 STEP HALVINGS R= 0.474
MAX ABSOLUTE DERIVATIVE=0.2553D-04. -2 LOG L= 6043.87
MODEL CHI-SQUARE= 1782.16 WITH 12 D.F. (-2 LOG L.R.) P=0.0

VARIABLE	BETA	STD. ERROR	CHI-SQUARE	P	R
INTERCEPT	-6.33468146	0.64464035	96.56	.	
DAR1	-0.06741467	0.09516248	0.50	0.4787	0.000
DAR2	-0.10962663	0.08497336	1.66	0.1970	0.000
DAR3	0.09358791	0.08478741	1.22	0.2697	0.000
DSEX	0.54467427	0.09422250	33.42	0.0000	0.063
DCF	0.09187449	0.10050349	0.84	0.3606	0.000
EDUC	-0.11453878	0.13750599	0.69	0.4049	0.000
EDUC2	0.10191399	0.01258187	65.61	0.0000	0.090
EDUC3	-0.00424246	0.00038513	121.34	.	-0.123
ESPEduc	-0.00819257	0.00094883	74.55	.	-0.096
ESP	0.23474231	0.03399433	47.68	0.0000	0.076
ESP2	-0.00422164	0.00131743	10.27	0.0014	-0.033
ESP3	0.00003761	0.00001744	4.65	0.0310	0.018

C=0.810

SOMER DYX=0.620

GAMMA=0.622

TAU-A=0.310

TAVOLA B3
LOGISTIC REGRESSION PROCEDURE

DEPENDENT VARIABLE: DS1

5650 OBSERVATIONS

5111 DS1 = 0

539 DS1 = 1

0 OBSERVATIONS DELETED DUE TO MISSING VALUES

-2 LOG LIKELIHOOD FOR MODEL CONTAINING INTERCEPT ONLY= 3557.83

MODEL CHI-SQUARE= 233.34 WITH 12 D.F. (SCORE STAT.) P=0.0 .
CONVERGENCE IN 6 ITERATIONS WITH 0 STEP HALVINGS R= 0.243.
MAX ABSOLUTE DERIVATIVE=0.1055D-03. -2 LOG L= 3323.96.
MODEL CHI-SQUARE= 233.87 WITH 12 D.F. (-2 LOG L.R.) P=0.0 .

VARIABLE	BETA	STD. ERROR	CHI-SQUARE	P	R
INTERCEPT	0.46259235	0.72195222	0.41	0.5217	
DAR1	0.30165108	0.14413213	4.38	0.0364	0.026
DAR2	0.45313260	0.12992013	12.16	0.0005	0.053
DAR3	0.47638708	0.12964163	13.50	0.0002	0.057
OSEX	0.37597017	0.12780931	8.65	0.0033	0.043
DCF	-0.02336870	0.14038494	0.03	0.8678	0.000
EDUC	0.00809650	0.14779962	0.00	0.9563	0.000
EDUC2	-0.02838196	0.01473993	3.71	0.0542	-0.022
EDUC3	0.00117183	0.00049620	5.58	0.0182	0.032
ESPEduc	0.00004252	0.00146105	0.00	0.9768	0.000
ESP	-0.15247466	0.04856553	9.86	0.0017	-0.047
ESP2	0.00249696	0.00181631	1.89	0.1692	0.000
ESP3	-0.00000140	0.00002342	0.00	0.9525	0.000

C=0.694

SOMER DYX=0.389

GAMMA=0.393

TAU-A=0.067

TAVOLA B4
LOGISTIC REGRESSION PROCEDURE

DEPENDENT VARIABLE: DS2

5650 OBSERVATIONS
4118 DS2 = 0
1532 DS2 = 1
0 OBSERVATIONS DELETED DUE TO MISSING VALUES

-2 LOG LIKELIHOOD FOR MODEL CONTAINING INTERCEPT ONLY= 6603.72

MODEL CHI-SQUARE= 522.78 WITH 12 D.F. (SCORE STAT.) P=0.0 .
CONVERGENCE IN 6 ITERATIONS WITH 0 STEP HALVINGS R= 0.292.
MAX ABSOLUTE DERIVATIVE=0.2125D-03. -2 LOG L= 6018.45.
MODEL CHI-SQUARE= 585.27 WITH 12 D.F. (-2 LOG L.R.) P=0.0 .

VARIABLE	BETA	STD. ERROR	CHI-SQUARE	P	R
INTERCEPT	-0.98819858	0.58891280	2.82	0.0933	
DAR1	-0.30142995	0.08945633	11.35	0.0008	-0.038
DAR2	-0.49469561	0.08239099	36.05	0.0000	-0.072
DAR3	-1.06448187	0.08877443	143.78	.	-0.147
DSEX	-0.65525492	0.09562759	46.95	0.0000	-0.083
DCF	0.11990054	0.09981284	1.44	0.2297	0.000
EDUC	0.33571644	0.11659110	8.29	0.0040	0.031
EDUC2	-0.02758019	0.01125965	6.00	0.0143	-0.025
EDUC3	0.00050205	0.00037596	1.78	0.1818	0.000
ESPEduc	-0.00452516	0.00114084	15.73	0.0001	-0.046
ESP	-0.02302488	0.03844867	0.36	0.5493	0.000
ESP2	0.00371084	0.00147730	6.31	0.0120	0.026
ESP3	-0.00006487	0.00001972	10.83	0.0010	-0.037

C=0.696

SOMER DYX=0.393

GAMMA=0.395

TAU-A=0.155

TAVOLA B5
LOGISTIC REGRESSION PROCEDURE

DEPENDENT VARIABLE: DS3

5650 OBSERVATIONS
3754 DS3 = 0
1896 DS3 = 1
0 OBSERVATIONS DELETED DUE TO MISSING VALUES

-2 LOG LIKELIHOOD FOR MODEL CONTAINING INTERCEPT ONLY= 7210.04

MODEL CHI-SQUARE= 1278.97 WITH 12 D.F. (SCORE STAT.) P=0.0 .
CONVERGENCE IN 6 ITERATIONS WITH 0 STEP HALVINGS R= 0.435 .
MAX ABSOLUTE DERIVATIVE=0.4833D-04. -2 LOG L= 5824.66 .
MODEL CHI-SQUARE= 1385.38 WITH 12 D.F. (-2 LOG L.R.) P=0.0 .

VARIABLE	BETA	STD. ERROR	CHI-SQUARE	P	R
INTERCEPT	-8.65253883	0.74393494	135.27	.	
DAR1	0.69619526	0.09982938	48.63	0.0000	0.080
DAR2	0.57835642	0.08985073	41.43	0.0000	0.074
DAR3	1.13966656	0.08813439	167.21	.	0.151
DSEX	1.13061042	0.10076255	125.90	.	0.131
DCF	-0.15976741	0.10667106	2.24	0.1342	-0.006
EDUC	0.55078446	0.15836971	12.10	0.0005	0.037
EDUC2	-0.02171787	0.01425841	2.32	0.1277	-0.007
EDUC3	0.00073968	0.00042765	2.99	0.0837	0.012
ESPEduc	-0.00470886	0.00104964	20.13	0.0000	-0.050
ESP	0.31985858	0.03713321	74.20	.	0.100
ESP2	-0.00839885	0.00141732	35.12	0.0000	-0.068
ESP3	0.00009272	0.00001855	24.98	0.0000	0.056

C=0.783

SOMER DYX=0.565

GAMMA=0.567

TAU-A=0.252

TAVOLA B6
LOGISTIC REGRESSION PROCEDURE

DEPENDENT VARIABLE: DS4

5650 OBSERVATIONS
5046 DS4 = 0
604 DS4 = 1
0 OBSERVATIONS DELETED DUE TO MISSING VALUES

-2 LOG LIKELIHOOD FOR MODEL CONTAINING INTERCEPT ONLY= 3841.89

MODEL CHI-SQUARE= 294.36 WITH 12 D.F. (SCORE STAT.) P=0.0
CONVERGENCE IN 7 ITERATIONS WITH 0 STEP HALVINGS R= 0.264.
MAX ABSOLUTE DERIVATIVE=0.1273D-07. -2 LOG L= 3551.12.
MODEL CHI-SQUARE= 290.77 WITH 12 D.F. (-2 LOG L.R.) P=0.0

VARIABLE	BETA	STD. ERROR	CHI-SQUARE	P	R
INTERCEPT	-0.34417955	0.82303774	0.17	0.6758	
DAR1	-0.39262365	0.13190543	8.86	0.0029	-0.042
DAR2	-0.37593261	0.11967182	9.87	0.0017	-0.045
DAR3	-0.18379722	0.11653105	2.49	0.1147	-0.011
DSEX	0.34435332	0.11866559	8.42	0.0037	0.041
DCF	0.17548387	0.12937785	1.84	0.1750	0.000
EDUC	0.03877028	0.19616540	0.04	0.8513	0.000
EDUC2	0.00062687	0.01960580	0.00	0.9745	0.000
EDUC3	-0.00073605	0.00066464	1.23	0.2681	0.000
ESPEduc	0.00327800	0.00152345	4.63	0.0314	0.026
ESP	-0.09628655	0.04815963	4.00	0.0456	-0.023
ESP2	-0.00027096	0.00194681	0.02	0.8893	0.000
ESP3	0.00001781	0.00002693	0.44	0.5083	0.000

C=0.702

SOMER DYX=0.405

GAMMA=0.408

TAU-A=0.077

TAVOLA B7
LOGISTIC REGRESSION PROCEDURE

DEPENDENT VARIABLE: DS5

5650 OBSERVATIONS
5167 DS5 = 0
483 DS5 = 1
0 OBSERVATIONS DELETED DUE TO MISSING VALUES

-2 LOG LIKELIHOOD FOR MODEL CONTAINING INTERCEPT ONLY= 3299.26

MODEL CHI-SQUARE= 192.13 WITH 12 D.F. (SCORE STAT.) P=0.0 .
CONVERGENCE IN 6 ITERATIONS WITH 0 STEP HALVINGS R= 0.247.
MAX ABSOLUTE DERIVATIVE=0.1794D-02. -2 LOG L= 3073.77.
MODEL CHI-SQUARE= 225.48 WITH 12 D.F. (-2 LOG L.R.) P=0.0 .

VARIABLE	BETA	STD. ERROR	CHI-SQUARE	P	R
INTERCEPT	-6.18041975	1.08706516	32.32	0.0000	
DAR1	-0.13645874	0.15104987	0.82	0.3663	0.000
DAR2	0.11233446	0.12708099	0.78	0.3767	0.000
DAR3	-0.17620663	0.13028182	1.83	0.1762	0.000
DSEX	-1.15485146	0.18609346	38.51	0.0000	-0.105
DCF	-0.14244458	0.17601719	0.65	0.4184	0.000
EDUC	0.01539522	0.19558716	0.01	0.9373	0.000
EDUC2	0.04778960	0.01852516	6.65	0.0099	0.038
EDUC3	-0.00246495	0.00062292	15.66	0.0001	-0.064
ESPEduc	-0.00552676	0.00187282	8.71	0.0032	-0.045
ESP	0.23525435	0.07020087	11.23	0.0008	0.053
ESP2	-0.00403012	0.00259135	2.42	0.1199	-0.011
ESP3	0.00001981	0.00003288	0.36	0.5468	0.000

C=0.699

SOMER DYX=0.398

GAMMA=0.402

TAU-A=0.062

TAVOLA B8
LOGISTIC REGRESSION PROCEDURE

DEPENDENT VARIABLE: DS6

5650 OBSERVATIONS
5370 DS6 = 0
280 DS6 = 1
0 OBSERVATIONS DELETED DUE TO MISSING VALUES

-2 LOG LIKELIHOOD FOR MODEL CONTAINING INTERCEPT ONLY= 2228.48

MODEL CHI-SQUARE= 226.76 WITH 12 D.F. (SCORE STAT.) P=0.0
CONVERGENCE IN 6 ITERATIONS WITH 0 STEP HALVINGS R= 0.318
MAX ABSOLUTE DERIVATIVE=0.82200-01. -2 LOG L= 1979.81
MODEL CHI-SQUARE= 248.67 WITH 12 D.F. (-2 LOG L.R.) P=0.0

VARIABLE	BETA	STD. ERROR	CHI-SQUARE	P	R
INTERCEPT	-2.87130044	1.35131385	4.51	0.0336	
DAR1	-0.61625972	0.19969985	9.52	0.0020	-0.058
DAR2	-0.31457348	0.16023133	3.85	0.0496	-0.029
DAR3	-0.65853737	0.16889672	15.20	0.0001	-0.077
DSEX	-0.35861682	0.18490138	3.76	0.0524	-0.028
DCF	-0.17941592	0.19793615	0.82	0.3647	0.000
EDUC	-0.91711245	0.27452674	11.16	0.0008	-0.064
EDUC2	0.14731840	0.02529744	33.91	0.0000	0.120
EDUC3	-0.00513124	0.00076453	45.05	0.0000	-0.139
ESPEDUC	-0.00225731	0.00230609	0.96	0.3277	0.000
ESP	-0.06831429	0.06569430	1.08	0.2984	0.000
ESP2	0.00478797	0.00285712	2.81	0.0938	0.019
ESP3	-0.00006709	0.00004211	2.54	0.1111	-0.016

C=0.765

SOMER DYX=0.530

GAMMA=0.538

TAU-A=0.050

TAVOLA B9
LOGISTIC REGRESSION PROCEDURE

DEPENDENT VARIABLE: DS7

5650 OBSERVATIONS
5334 DS7 = 0
316 DS7 = 1
0 OBSERVATIONS DELETED DUE TO MISSING VALUES

-2 LOG LIKELIHOOD FOR MODEL CONTAINING INTERCEPT ONLY= 2436.47

MODEL CHI-SQUARE= 285.23 WITH 12 D.F. (SCORE STAT.) P=0.0
CONVERGENCE IN 7 ITERATIONS WITH 0 STEP HALVINGS R= 0.354.
MAX ABSOLUTE DERIVATIVE=0.1831D-02. -2 LOG L= 2106.91.
MODEL CHI-SQUARE= 329.55 WITH 12 D.F. (-2 LOG L.R.) P=0.0

VARIABLE	BETA	STD. ERROR	CHI-SQUARE	P	R
INTERCEPT	1.16270646	0.97656169	1.42	0.2338	
DAR1	-0.02666210	0.19031744	0.02	0.8886	0.000
DAR2	0.32996828	0.16488830	4.00	0.0454	0.029
DAR3	0.18947569	0.16094184	1.11	0.2923	0.000
DSEX	-2.27406776	0.30887622	54.20	0.0000	-0.146
DCF	-0.28864242	0.21090242	1.87	0.1711	0.000
EDUC	0.05760550	0.17430207	0.11	0.7410	0.000
EDUC2	-0.04014505	0.01832471	4.80	0.0285	-0.034
EDUC3	0.00163889	0.00065486	6.26	0.0123	0.042
ESPEduc	-0.00070528	0.00204673	0.12	0.7304	0.000
ESP	-0.26511070	0.07660717	11.98	0.0005	-0.064
ESP2	0.00930148	0.00284639	10.68	0.0011	0.060
ESP3	-0.00010529	0.00003627	8.43	0.0037	-0.051

C=0.790

SOMER DYX=0.580

GAMMA=0.586

TAU-A=0.061

PROBIT REGRESSION

NON-LINEAR LEAST SQUARES ITERATIVE PHASE

NOTE: CONVERGENCE CRITERION MET.

SAS

NON-LINEAR LEAST SQUARES SUMMARY STATISTICS

SOURCE	DF	SUM OF SQUARES	MEAN SQUARE	DEPENDENT VARIABLE	DS ²
REGRESSION	13	938.1523419	72.1655648		
RESIDUAL	5637	957.8476581	0.1699215		
UNCORRECTED TOTAL	5650	1896.0000000			
(CORRECTED TOTAL)	5649	1259.7493805			

VARIABLE	PARAMETER	ESTIMATE	ASYMPTOTIC STD. ERROR	ASYMPTOTIC 95 % CONFIDENCE INTERVAL
				LOWER UPPER
INTERCEPT	A0	-7.520801684	0.59778143799	-8.69270462229 -6.3488987457
DAR1	A1	0.429814312	0.05756689521	0.3169589954 0.5426696293
DAR2	A2	0.359417801	0.05189494522	0.2576818902 0.4611537110
DAR3	A3	0.719701071	0.05145402015	0.6188295595 0.8205725832
DSEX	A4	0.706591729	0.05920688462	0.5905211477 0.8226623111
DCF	A5	-0.079934297	0.06183260489	-0.2011521988 0.0412836039
EDUC	A6	0.939846939	0.13537991837	0.6744453826 1.2052484959
EDUC2	A7	-0.065430615	0.01172515623	-0.0884168507 -0.0424443793
EDUC3	A8	-0.001892223	0.00033516991	0.0012351487 0.0025492966
ESPEduc	A9	-0.003691644	0.00065901667	-0.0049835938 -0.0023996943
ESP	A10	0.204281878	0.02197341081	0.1612047543 0.2473590009
ESP2	A11	-0.0005123505	0.00081775849	-0.0067266558 -0.0035203549
ESP3	A12	0.0000057299	0.00001066857	0.0000363841 0.0000782139

Appendice C. Presentazione dettagliata delle stime

In questa Appendice si presentano le stime complete dei vari modelli descritti nel testo, a eccezione delle stime di probabilità già riportate nell'Appendice B.

L'elenco delle tavole presentate, che sono tutte costituite dall'output di procedure SAS, è il seguente:

- C1: stime OLS (paragrafo 3.1);
- C2: stime OLS con dummies di settore e qualifica ridefinite sulla base dei modelli logit (paragrafo 3.1);
- C3: stime a effetto fisso comunale, con campione ristretto ai comuni con più di 10 osservazioni (paragrafo 3.2);
- C4: stime OLS con compattazione del comparto privato (paragrafo 3.4);
- C5: stime come C4, con correzione per selectivity bias sulla base di un modello probit (paragrafo 3.4);
- C6: stime come C5, con utilizzo di un modello logit (paragrafo 3.4);
- C7: stime relative al 1986 con campione allargato ai lavoratori a tempo parziale e stagionale, utilizzo di un modello ad effetto fisso comunale e campione ristretto a comuni con più di 10 osservazioni (paragrafo 3.5);
- C8: stime come C7, ma relative al 1984 (paragrafo 3.5).

Per le stime dei modelli con effetto fisso, le variabili sono in termini di differenza rispetto alla media comunale.

DEP VARIABLE: VLLOG

ANALYSIS OF VARIANCE

SOURCE	DF	SUM OF SQUARES	MEAN SQUARE	F VALUE	PROB > F
MODEL	57	303.72357	5.32848369	89.412	0.0001
ERROR	5592	333.25210	0.05959444		
C TOTAL	5649	636.97567			
ROOT MSE		0.2441197	R-SQUARE		0.4768
DEP MEAN		9.572583	ADJ R-SQ		0.4715
C.V.		2.550197			

PARAMETER ESTIMATES OLS

VARIABLE	DF	PARAMETER ESTIMATE	STANDARD ERROR	T FOR HO: PARAMETER=0	PROB > T	STANDARD ERROR	CHISO	PROB > CHISO
INTERCEP	1	8.66427327	0.08547953	101.361	0.0001	0.111242	6066.31	0.000000
NAR1	1	-0.03942642	0.06357837	-0.620	0.5352	0.082276	0.23	0.631796
NAR2	1	-0.12289818	0.05919076	-2.076	0.0379	0.064603	3.67	0.057123
NAR3	1	-0.46831518	0.05859362	-7.993	0.0001	0.074502	39.51	0.000000
NAC1	1	0.20574753	0.04862321	4.231	0.0001	0.052879	15.14	0.000100
NAC2	1	0.19879275	0.04829885	4.116	0.0001	0.054553	13.28	0.000268
NSEX	1	-0.11603562	0.01488186	-7.797	0.0001	0.015024	59.65	0.000000
DCF	1	-0.11151709	0.04508512	-2.473	0.0134	0.051344	4.72	0.029859
DS2	1	0.31878945	0.06581563	4.844	0.0001	0.101812	9.80	0.001741
OS3	1	0.37342374	0.07651164	4.881	0.0001	0.114903	10.56	0.001154
OS4	1	0.35970396	0.07444505	4.832	0.0001	0.107090	11.28	0.000783
US5	1	0.70219068	0.09402324	7.468	0.0001	0.122526	32.84	0.000000
DS6	1	0.58996158	0.10694154	5.517	0.0001	0.137852	18.32	0.000019
DS7	1	0.41554565	0.09342669	4.448	0.0001	0.126563	10.78	0.001026
DQ2	1	0.35586368	0.01581890	22.497	0.0001	0.020021	315.97	0.000000
DQ3	1	0.11023412	0.009024196	12.215	0.0001	0.009341	139.76	0.000000
EDUC	1	0.04621147	0.005952978	7.763	0.0001	0.007796	35.14	0.000000
ESP	1	0.04681651	0.005892018	7.946	0.0001	0.008361	31.35	0.000000
ESP2	1	-0.000803264	0.000111186	-7.224	0.0001	0.000164	24.00	0.000001
ESPEduc	1	-0.000843375	0.000377683	-2.233	0.0256	0.000510	2.74	0.098157
ESP2EDUC	1	0.000016125	0.0000736753	2.189	0.0287	0.000010	2.81	0.093901
ESPSEX	1	-0.0001698678	0.002699003	-0.629	0.5291	0.002630	0.42	0.518316
ESPCF	1	0.000817413	0.003563741	0.229	0.8186	0.003883	0.04	0.833269
ESP2SEX	1	-0.000044512	0.000068325	-0.651	0.5148	0.000067	0.44	0.507876
ESP2CF	1	0.000029604	0.000080916	0.368	0.7145	0.000087	0.12	0.734393

PARAMETER ESTIMATES OLS

VARIABLE	DF	PARAMETER ESTIMATE	STANDARD ERROR	T FOR H0:		PROB	IT1	WHITE		STANDARD ERROR	CHISQ	PROB >CHISQ
				PARAMETER=0	IT1							
ESPAC1N	1	-0.004818967	0.001072803	-4.586	0.0001	0.0001		18.28	0.001151	0.001151	0.000019	
ESPAC2N	1	-0.004488085	0.001061663	-4.227	0.0001	0.0001		14.22	0.001190	0.001190	0.000163	
ESPAR1N	1	0.004620491	0.004186857	1.104	0.2698	0.2698		0.84	0.005053	0.005053	0.360471	
ESPAR2N	1	0.003533656	0.003899206	0.906	0.3648	0.3648		0.73	0.004126	0.004126	0.391726	
ESPAR3N	1	0.02099721	0.003928007	5.346	0.0001	0.0001		18.05	0.004942	0.004942	0.000022	
ESP2AR1N	1	-0.000105695	0.000086804	-1.218	0.2234	0.2234		1.08	0.000102	0.000102	0.298742	
ESP2AR2N	1	-0.00055184	0.000079609	-0.693	0.4882	0.4882		0.42	0.000100	0.000100	0.519141	
ESP2AR3N	1	-0.000311510	0.000080390	-3.875	0.0001	0.0001		9.70	0.000100	0.000100	0.001847	
ESP5	1	-0.01409134	0.004322896	-3.260	0.0011	0.0011		4.39	0.006722	0.006722	0.036053	
ESP53	1	-0.01919512	0.004949898	-3.878	0.0001	0.0001		7.24	0.007132	0.007132	0.007115	
ESP54	1	-0.01822483	0.005017646	-3.632	0.0003	0.0003		6.28	0.007274	0.007274	0.012223	
ESP55	1	-0.02830371	0.005930143	-4.773	0.0001	0.0001		14.09	0.007542	0.007542	0.000175	
ESP56	1	-0.02087759	0.006446186	-3.239	0.0012	0.0012		8.57	0.008142	0.008142	0.010342	
ESP57	1	-0.01697656	0.006347842	-2.674	0.0075	0.0075		4.02	0.008462	0.008462	0.044838	
ESP2S2	1	0.000296821	0.000086686	3.424	0.0006	0.0006		4.72	0.000137	0.000137	0.029783	
ESP2S3	1	0.000370492	0.000098960	3.744	0.0002	0.0002		6.88	0.000141	0.000141	0.008706	
ESP2S4	1	0.000384282	0.000105411	3.646	0.0003	0.0003		6.39	0.000152	0.000152	0.011455	
ESP2S5	1	0.000495019	0.000113960	4.344	0.0001	0.0001		11.17	0.000148	0.000148	0.000832	
ESP2S6	1	0.000372063	0.000140638	2.646	0.0082	0.0082		4.71	0.000171	0.000171	0.029937	
ESP2S7	1	0.000322397	0.000126020	2.558	0.0105	0.0105		3.59	0.000170	0.000170	0.058294	
EDUCAC1N	1	-0.01328706	0.003459165	-3.841	0.0001	0.0001		11.66	0.003890	0.003890	0.000637	
EDUCAC2N	1	-0.01632637	0.003543740	-4.607	0.0001	0.0001		16.68	0.003998	0.003998	0.000044	
EDUCAR1N	1	-0.009695651	0.003797724	-2.553	0.0107	0.0107		3.90	0.004910	0.004910	0.048305	
EDUCAR2N	1	-0.001670165	0.003297249	-0.507	0.6125	0.6125		0.21	0.003685	0.003685	0.650377	
EDUCAR3N	1	0.002762431	0.003277103	0.843	0.3993	0.3993		0.49	0.003963	0.003963	0.485804	
EDUCSEF	1	-0.000712021	0.001867847	-0.381	0.7031	0.7031		0.15	0.001859	0.001859	0.701682	
EDUCCF	1	0.000974573	0.002596605	0.375	0.7074	0.7074		0.13	0.002696	0.002696	0.717721	
FDCUS2	1	-0.006026410	0.003871153	-1.557	0.1196	0.1196		1.00	0.006022	0.006022	0.316948	
FDCUS3	1	0.02483038	0.004165569	5.961	0.0001	0.0001		15.30	0.006348	0.006348	0.000092	
FDCUS4	1	-0.01223692	0.004615585	-2.651	0.0080	0.0080		3.57	0.006480	0.006480	0.058970	
FDCUS5	1	-0.02265372	0.004883430	-4.639	0.0001	0.0001		11.29	0.006739	0.006739	0.000775	
FDCUS6	1	-0.009553107	0.006140722	-1.556	0.1198	0.1198		1.40	0.008049	0.008049	0.235295	
FDCUS7	1	-0.01445365	0.005527745	-2.615	0.0090	0.0090		3.72	0.007484	0.007484	0.053450	

DURBIN-WATSON D. 1.692
(FOR NUMBER OF OBS.) 5650
1ST ORDER AUTOCORRELATION 0.154

TAVOLA C2
 MODELLO CON RIDEFINIZIONE DUMMIES SETTORI E QUALIFICHE
 ANALYSIS OF VARIANCE

SOURCE	DF	SUM OF SQUARES	MEAN SQUARE	F VALUE	PROB>F
MODEL	57	299.01473	5.24587245	86.800	0.0001
ERROR	5592	337.96094	0.06043650		
C TOTAL	5649	636.97567			
ROOT MSE		0.2458384	R-SQUARE	0.4694	
DEP MEAN		9.572583	ADJ R-SQ	0.4640	
C.V.		2.568151			

PARAMETER ESTIMATES

VARIABLE	DF	PARAMETER ESTIMATE	STANDARD ERROR	T FOR H0: PARAMETER=0	PROB > T
INTERCEP	1	8.97101476	0.06770389	132.504	0.0001
NAR1	1	-0.10872829	0.06434668	-1.690	0.0911
NAR2	1	-0.18595233	0.05990246	-3.104	0.0019
NAR3	1	-0.52463955	0.05990495	-8.758	0.0001
NAC1	1	0.15672145	0.04838718	3.239	0.0012
NAC2	1	0.14727711	0.04807252	3.064	0.0022
NSEX	1	-0.10032193	0.01489377	-6.736	0.0001
OCF	1	-0.03325274	0.04481049	-0.742	0.4581
EDUC	1	0.04631109	0.004833637	9.581	0.0001
ESP	1	0.03700639	0.004805273	7.701	0.0001
ESP2	1	-0.000616364	0.000086679	-7.111	0.0001
DS2	1	0.29677066	0.06587859	4.505	0.0001
DS3	1	0.33125307	0.07915458	4.185	0.0001
DS4	1	0.31990308	0.07432440	4.304	0.0001
DS5	1	0.67229904	0.09587640	7.012	0.0001
DS6	1	-0.57727174	0.10778860	-5.356	0.0001
DS7	1	0.36634841	0.09479892	3.864	0.0001
OQ2	1	0.34599134	0.01621016	21.344	0.0001
OQ3	1	0.10825272	0.009270182	11.678	0.0001
ESPEduc	1	-0.001370713	0.000367167	-3.733	0.0002
ESP2EDUC	1	0.000027148	0.0000720037	3.770	0.0002
ESPSEX	1	-0.001352575	0.002693970	-0.502	0.6156
ESPCF	1	-0.004186344	0.003526963	-1.187	0.2353
ESP2SEX	1	-0.000067861	0.000068474	-0.991	0.3217
ESP2CF	1	0.000127657	0.000080347	1.589	0.1122
ESPAC1N	1	-0.004268621	0.001076352	-3.966	0.0001
ESPAC2N	1	-0.003721964	0.001063827	-3.499	0.0005
ESPAR1N	1	0.006141654	0.004304690	1.427	0.1537
ESPAR2N	1	0.005009062	0.004012550	1.248	0.2120
ESPAR3N	1	0.02117663	0.004193238	5.050	0.0001
ESP2AR1N	1	-0.000121308	0.000089759	-1.351	0.1766
ESP2AR2N	1	-0.000072744	0.000082324	-0.884	0.3769
ESP2AR3N	1	-0.000303252	0.000087082	-3.482	0.0005
EDUCSEX	1	-0.007248345	0.001855343	-3.907	0.0001
EDUCCF	1	-0.002720545	0.002583935	-1.053	0.2924
EDUCAC1N	1	-0.009025869	0.003423771	-2.636	0.0084
EDUCAC2N	1	-0.01221735	0.003515862	-3.475	0.0005
EDUCAR1N	1	-0.007623422	0.003814083	-1.999	0.0457
EDUCAR2N	1	-0.000069270	0.003303970	-0.021	0.9833

VARIABLE	DF	PARAMETER ESTIMATE	STANDARD ERROR	T FOR H0: PARAMETER=0	PROB > T
----------	----	--------------------	----------------	--------------------------	-----------

EDUCAR3N	1	0.002140996	0.003274333	0.654	0.5132
ESPS2	1	-0.01207415	0.004314899	-2.798	0.0052
ESPS3	1	-0.01727331	0.005088301	-3.395	0.0007
ESPS4	1	-0.01681148	0.005008239	-3.357	0.0008
ESPS5	1	-0.02609795	0.006024436	-4.332	0.0001
ESPS6	1	-0.01895562	0.006408874	-2.958	0.0031
ESPS7	1	-0.01496569	0.006439059	-2.324	0.0202
ESP232	1	0.000250924	0.000086656	2.896	0.0038
ESP253	1	0.000331984	0.000102122	3.251	0.0012
ESP254	1	0.000359846	0.000105393	3.414	0.0006
ESP255	1	0.000449894	0.000115609	3.892	0.0001
ESP256	1	0.000333895	0.000140171	2.382	0.0172
ESP257	1	0.000289424	0.000127971	2.262	0.0238
EDUCS2	1	-0.004309632	0.003884727	-1.109	0.2673
EDUCS3	1	-0.02322147	0.004235214	-5.483	0.0001
EDUCS4	1	-0.008435489	0.004633540	-1.821	0.0687
EDUCS5	1	-0.02031852	0.004957756	-4.098	0.0001
EDUCS6	1	-0.008469488	0.006225279	-1.360	0.1737
EDUCS7	1	-0.009920258	0.005588157	-1.775	0.0759

DURBIN-WATSON D 1.686
 (FOR NUMBER OF OBS.) 5650
 1ST ORDER AUTOCORRELATION 0.157

TAVOLA C3
 MODELLO CON EFFETTO FISSO (COMUNI CON PIU' DI 10 OSSERVAZIONI)
 ANALYSIS OF VARIANCE

SOURCE	DF	SUM OF SQUARES	MEAN SQUARE	F VALUE	PROB>F
MODEL	51	163.10857	3.19820732	67.131	0.0001
ERROR	3490	166.26771	0.04764118		
U TOTAL	3541	329.37628			
ROOT MSE		0.2182686	R-SQUARE	0.4952	
DEP MEAN		7.94263E-15	ADJ R-SQ	0.4878	
C.V.					

NOTE: NO INTERCEPT TERM IS USED. R-SQUARE IS REDEFINED.

PARAMETER ESTIMATES

VARIABLE	DF	PARAMETER ESTIMATE	STANDARD ERROR	T FOR HO: PARAMETER=0	PROB > T
FSEX	1	-0.07663258	0.01829403	-4.189	0.0001
FCF	1	-0.15106763	0.05342449	-2.828	0.0047
FDUC	1	0.04036530	0.006702863	6.022	0.0001
FSP	1	0.04001106	0.006494557	6.161	0.0001
FSP2	1	-0.000758767	0.000121857	-6.227	0.0001
FS2	1	0.28285684	0.07143265	3.960	0.0001
FS4	1	0.21776884	0.07881614	2.763	0.0058
FSS	1	0.58417455	0.10116419	5.775	0.0001
FS6	1	0.39534138	0.11167462	3.540	0.0004
FS7	1	0.32800106	0.10029583	3.270	0.0011
FQ2	1	0.39892263	0.01848928	21.576	0.0001
FQ3	1	0.11894527	0.01070039	11.116	0.0001
FSPEDUC	1	-0.000961967	0.000441147	-2.181	0.0293
FSP2EDUC	1	0.00022613	0.000875402	2.583	0.0098
FSPSEX	1	-0.005633108	0.003047757	-1.848	0.0646
FSPCF	1	0.005632324	0.004100198	1.374	0.1696
FSP2SEX	1	0.000050043	0.000077403	0.647	0.5180
FSP2CF	1	-0.000106747	0.00093238	-1.145	0.2523
FDUCSEX	1	0.000195467	0.002083958	0.094	0.9253
FDUCCF	1	0.002061742	0.003014391	0.684	0.4940
FDUCAC1	1	-0.009307151	0.003874954	-2.402	0.0164
FDUCAC2	1	-0.01429082	0.004431343	-3.225	0.0013
FDUCAR1	1	-0.007447909	0.004040683	-1.843	0.0654
FDUCAR2	1	0.000641457	0.003670695	0.175	0.8613
FDUCAR3	1	0.006029598	0.003848612	1.567	0.1173
FSPAC1	1	-0.003799428	0.001169053	-3.250	0.0012
FSPAC2	1	-0.00511093	0.001288198	-3.968	0.0001
FSPAR1	1	0.01230790	0.004351925	2.828	0.0047
FSPAR2	1	0.007019057	0.004055918	1.731	0.0836
FSPAR3	1	0.01789409	0.004662092	3.838	0.0001
FSP2AR1	1	-0.000249103	0.00089784	-2.774	0.0056
FSP2AR2	1	-0.000083598	0.000082423	-1.014	0.3105
FSP2AR3	1	-0.000246775	0.00095045	-2.596	0.0095
FSPS2	1	-0.01414716	0.004713853	-3.001	0.0027
FSPS3	1	-0.01005195	0.005767781	-1.743	0.0815
FSPS4	1	-0.01068873	0.005413485	-1.974	0.0484
FSPS5	1	-0.02551624	0.006388092	-3.994	0.0001

T FOR HO: PARAMETER=0
 PROB > |T|

FSPS6	1	-0.01165875	0.006635634	-1.757	0.0790
FSPS7	1	-0.01326010	0.006813047	-1.946	0.0517
FSP2S2	1	0.000343619	0.000094913	3.620	0.0003
FSP2S3	1	0.000234979	0.000114209	2.057	0.0397
FSP2S4	1	0.000272053	0.000115881	2.348	0.0189
FSP2S5	1	0.000494820	0.000124452	3.976	0.0001
FSP2S6	1	0.000233071	0.000145793	1.599	0.1100
FSP2S7	1	0.000273574	0.000137321	1.992	0.0464
FDUCS2	1	-0.007762245	0.004148814	-1.871	0.0614
FDUCS3	1	-0.02429550	0.004612277	-5.268	0.0001
FDUCS4	1	-0.008646931	0.004904675	-1.763	0.0780
FDUCS5	1	-0.01974826	0.005228573	-3.777	0.0002
FDUCS6	1	-0.007862152	0.006543730	-1.201	0.2296
FDUCS7	1	-0.01415553	0.006030225	-2.347	0.0190

DURBIN-WATSON D 1.966
(FOR NUMBER OF OBS.) 3541
1ST ORDER AUTOCORRELATION 0.017

DEP VARIABLE: YLLOG

ANALYSIS OF VARIANCE

SOURCE	DF	SUM OF SQUARES	MEAN SQUARE	F VALUE	PROB>F
MODEL	35	249.93147	7.14089924		
ERROR	5614	387.04419	0.06894268	103.577	0.0001
C TOTAL	5649	636.97567			
ROOT MSE		0.2625694	R-SQUARE	0.3924	
DEP MEAN		9.572583	ADJ R-SQ	0.3886	
C.V.		2.742931			

PARAMETER ESTIMATES

VARIABLE	DF	PARAMETER ESTIMATE	STANDARD ERROR	T FOR HO: PARAMETER=0	PROB > T
INTERCEP	1	8.71694676	0.07328131	118.952	0.0001
NAR1	1	-0.06824880	0.06808863	-1.002	0.3162
NAR2	1	-0.14872287	0.06308850	-2.357	0.0184
NAR3	1	-0.49743461	0.06208379	-8.012	0.0001
NAC1	1	0.19872396	0.05197482	3.823	0.0001
NAC2	1	0.17976388	0.05149471	3.491	0.0005
NSEX	1	-0.12362515	0.01576699	-7.841	0.0001
DCF	1	-0.09000863	0.04776422	-1.884	0.0596
EDUC	1	0.06880126	0.005404301	12.731	0.0001
ESP	1	0.04337919	0.005146427	8.429	0.0001
ESP2	1	-0.000669754	0.000094333	-7.100	0.0001
DS3	1	0.16384232	0.05751207	2.849	0.0044
ESPEDUC	1	-0.001463296	0.000390845	-3.744	0.0002
ESP2EDUC	1	0.000028029	0.0000761125	3.683	0.0002
ESPSEX	1	-0.001780291	0.002881983	-0.618	0.5368
ESPCF	1	0.001051681	0.003786089	0.278	0.7812
ESP2SEX	1	-0.000046582	0.000073023	-0.638	0.5236
ESP2CF	1	0.0000208881	0.000086062	0.024	0.9806
ESPAC1N	1	-0.004651365	0.001147388	-4.054	0.0001
ESPAC2N	1	-0.004116594	0.001130498	-3.641	0.0003
ESPAR1N	1	0.007317159	0.004478242	1.634	0.1023
ESPAR2N	1	0.005824098	0.004148205	1.404	0.1604
ESPAR3N	1	0.02513720	0.004141855	6.069	0.0001
ESP2AR1N	1	-0.000161988	0.000092829	-1.745	0.0810
ESP2AR2N	1	-0.000111756	0.000084639	-1.320	0.1868
ESP2AR3N	1	-0.000411866	0.000084494	-4.875	0.0001
EDUCSEX	1	-0.002249246	0.001983893	-1.134	0.2569
EDUCCF	1	-0.001201913	0.002762472	-0.435	0.6635
EDUCAC1N	1	-0.01450295	0.003697872	-3.922	0.0001
EDUCAC2N	1	-0.01667941	0.003784527	-4.407	0.0001
EDUCAR1N	1	-0.01005963	0.004065458	-2.474	0.0134
EDUCAR2N	1	-0.002274393	0.003517896	-0.647	0.5180
EDUCAR3N	1	-0.000231200	0.003462439	-0.067	0.9468
ESPS3	1	0.006770051	0.003648727	-1.855	0.0636
ESP2S3	1	0.000095687	0.000073400	1.304	0.1924
EDUCS3	1	-0.02712785	0.002909682	-9.323	0.0001

DURBIN-WATSON D 1.731
(FOR NUMBER OF OBS.) 5650

1ST ORDER AUTOCORRELATION 0.134

DEP VARIABLE: YLLOG

ANALYSIS OF VARIANCE

SOURCE	DF	SUM OF SQUARES	MEAN SQUARE	F VALUE	PROB>F
MODEL	37	248.75361	6.72307046	75.463	0.0001
ERROR	5612	499.98078	0.08909137		
C TOTAL	5649	748.73438			
ROOT MSE		0.2984818	R-SQUARE	0.3322	
DEP MEAN		9.570706	ADJ R-SQ	0.3278	
C.V.		3.118702			

PARAMETER ESTIMATES

VARIABLE	DF	PARAMETER ESTIMATE	STANDARD ERROR	T FOR H0: PARAMETER=0	PROB > T
INTERCEP	1	8.71840354	0.08612144	101.234	0.0001
NAR1	1	-0.03592769	0.07778826	-0.462	0.6442
NAR2	1	-0.11879658	0.07217758	-1.646	0.0998
NAR3	1	-0.46065512	0.07097908	-6.490	0.0001
NAC1	1	0.21646384	0.05909096	3.663	0.0003
NAC2	1	0.19241022	0.05854571	3.286	0.0010
NSEX	1	-0.18275557	0.02528226	-7.229	0.0001
DCF	1	-0.02321833	0.05617183	-0.413	0.6794
EDUC	1	0.06678011	0.006557350	10.184	0.0001
ESP	1	0.04335888	0.005851431	7.410	0.0001
ESP2	1	-0.000662743	0.00108254	-6.122	0.0001
DS3	1	-0.09654060	0.10661504	-0.906	0.3652
ESP2EDUC	1	0.000175195	0.00455137	3.900	0.0001
ESP2UC	1	0.00032241	0.000089079	3.619	0.0003
ESP2SEX	1	-0.00026893	0.003327311	0.080	0.9360
ESPCF	1	-0.002068438	0.00428575	-0.467	0.6405
ESP2SE	1	-0.000094274	0.00083998	-1.122	0.2618
ESP2CF	1	0.000056164	0.00100165	0.561	0.5750
ESPAC1N	1	-0.005011320	0.001304863	-3.840	0.0001
ESPAC2N	1	-0.004399437	0.001285360	-3.376	0.0007
ESPAR1N	1	0.00728079	0.005116949	1.510	0.1310
ESPAR2N	1	0.006636522	0.004729751	1.403	0.1606
ESPAR3N	1	0.02562451	0.004734605	5.412	0.0001
ESP2AR1N	1	-0.000196785	0.000105667	-1.862	0.0626
ESP2AR2N	1	-0.000152267	0.000096256	-1.582	0.1137
ESP2AR3N	1	-0.000456919	0.000096089	-4.755	0.0001
EDUCSE	1	-0.002071229	0.002292275	-0.904	0.3663
EDUCCF	1	-0.003633283	0.003171796	-1.145	0.2521
EDUCAC1N	1	-0.01496196	0.004203883	-3.559	0.0004
EDUCAC2N	1	-0.01712514	0.004302320	-3.980	0.0001
EDUCAR1N	1	-0.01437757	0.004750436	-3.027	0.0025
EDUCAR2N	1	-0.006416256	0.004151137	-1.546	0.1222
EDUCAR3N	1	-0.006585670	0.004321419	-1.524	0.1276
ESPS3	1	0.000199157	0.004428160	0.045	0.9641
ESP2S3	1	0.0000746802	0.000084629	0.088	0.9297
EDUCS3	1	-0.01325929	0.005433863	-2.440	0.0147
PVS	1	0.05805307	0.02637987	2.201	0.0278
PVN	1	0.15657095	0.05905695	2.651	0.0080

DURBIN-WATSON D 1.569
 (FOR NUMBER OF OBS.) 5650
 1ST ORDER AUTOCORRELATION 0.102

DEP VARIABLE: VLLOG

ANALYSIS OF VARIANCE

SOURCE	DF	SUM OF SQUARES	MEAN SQUARE	F VALUE	PROB>F
MODEL	37	248.51363	6.71658470	75.354	0.0001
ERROR	5612	500.22075	0.08913413		
C TOTAL	5649	748.73438			
ROOT MSE		0.2985534	R-SQUARE	0.3319	
DEP MEAN		9.570706	ADJ R-SQ	0.3275	
C.V		3.11945			

PARAMETER ESTIMATES

VARIABLE	DF	PARAMETER ESTIMATE	STANDARD ERROR	T FOR H0: PARAMETER=0	PROB > T
INTERCEP	1	8.72793767	0.08678592	100.569	0.0001
NAR1	1	-0.03337464	0.07790077	-0.428	0.6684
NAR2	1	-0.11602168	0.07230742	-1.605	0.1086
NAR3	1	-0.46536447	0.07082776	-6.570	0.0001
NACT	1	0.20901587	0.05913212	3.535	0.0004
NAL7	1	0.18574640	0.05859774	3.170	0.0015
NSEX	1	0.18079722	0.02603526	-6.944	0.0001
DCF	1	-0.02803353	0.05604820	-0.500	0.6170
EDUC	1	0.06573318	0.006666148	9.861	0.0001
ESP	1	0.04317256	0.005852364	7.377	0.0001
ESP2	1	-0.000669819	0.00108684	-6.163	0.0001
DS3	1	-0.06047001	0.12139645	-0.498	0.6184
ESPEDUC	1	-0.001830149	0.000460201	-3.977	0.0001
ESP2EDUC	1	0.000034451	0.0000913295	3.772	0.0002
ESPSEX	1	-0.000183038	0.003340488	-0.055	0.9563
ESPCF	1	-0.001821366	0.00410596	-0.413	0.6797
ESP2SEX	1	-0.000087129	0.000084083	-1.036	0.3001
ESP2CF	1	0.000052117	0.000099850	0.522	0.6017
ESPAC1N	1	-0.004914069	0.001304715	-3.766	0.0002
ESPAC2N	1	-0.00429516	0.001285992	-3.328	0.0009
ESPAR1N	1	0.007626836	0.005121352	1.489	0.1365
ESPAR2N	1	0.006535679	0.004733745	1.381	0.1674
ESPAR3N	1	0.02545554	0.004741358	5.369	0.0001
ESP2AR1N	1	-0.000196956	0.000105684	-1.864	0.0624
ESP2AR2N	1	-0.000152252	0.000096279	-1.581	0.1139
ESP2AR3N	1	-0.000456044	0.000096117	-4.745	0.0001
EDUCSEX	1	-0.00211004	0.002316570	-0.911	0.3622
EDUCCF	1	-0.003313517	0.003177540	-1.043	0.2971
EDUCAC1N	1	-0.01434176	0.004213293	-3.404	0.0007
EDUCAC2N	1	-0.01648125	0.004309079	-3.825	0.0001
EDUCAR1N	1	-0.01467504	0.004775809	-3.073	0.0021
EDUCAR2N	1	-0.006671867	0.004174532	-1.598	0.1100
EDUCAR3N	1	-0.000259354	0.004267644	-1.467	0.1425
ESPS3	1	0.000534331	0.004517408	0.118	0.9058
ESP2S3	1	-0.0000061727	0.000085314	-0.072	0.9423
EDUCS3	1	-0.01423878	0.005747607	-2.477	0.0133
LVS	1	0.04731831	0.03652618	1.295	0.1952
LYN	1	0.17545331	0.06536995	2.684	0.0073

DURBIN-WATSON 0
 (FOR NUMBER OF OBS.) 1.569
 1ST ORDER AUTOCORRELATION 0.102

TAVOLA C7
 REDDITI 1986: MODELLO CON EFFETTO FISSO
 ANALYSIS OF VARIANCE

SOURCE	DF	SUM OF SQUARES	MEAN SQUARE	F VALUE	PROB>F
MODEL	47	588.22511	12.51542779	71.370	0.0001
ERROR	5041	883.98428	0.17535891		
U TOTAL	5088	1472.20939			
ROOT MSE		0.4187588	R-SQUARE	0.3996	
DEP MEAN		7.29863E-15	ADJ R-SQ	0.3940	
C.V.					

PARAMETER ESTIMATES

VARIABLE	DF	PARAMETER ESTIMATE	STANDARD ERROR	T FOR H0: PARAMETER=0	PROB > T
FSEX	1	-0.10539475	0.03068781	-3.434	0.0006
FFCF	1	-0.72208297	0.08322475	-8.676	0.0001
FDUC	1	0.04326747	0.01027699	4.210	0.0001
FSP	1	0.03098953	0.009622384	3.221	0.0013
FSP2	1	-0.000579968	0.000179912	-3.224	0.0013
FS2	1	0.43119887	0.09922085	4.346	0.0001
FS4	1	0.39852812	0.11628447	3.427	0.0006
FS5	1	0.70827806	0.15678681	4.517	0.0001
FS6	1	0.77354947	0.18273679	4.233	0.0001
FQ2	1	0.49595276	0.03155060	15.719	0.0001
FQ3	1	0.18499971	0.01736448	10.654	0.0001
FSPEDUC	1	-0.001156199	0.000677226	-1.707	0.0878
FSP2EDUC	1	0.000028062	0.000013643	2.057	0.0397
FSPSEX	1	-0.01849394	0.004754221	-3.890	0.0001
FSPCF	1	0.03000869	0.006389852	4.696	0.0001
FSP2SEX	1	0.000319024	0.000119828	2.662	0.0078
FSP2CF	1	-0.000496074	0.000143553	-3.456	0.0006
FDUCSEX	1	0.005481715	0.003317174	1.653	0.0985
FDUCCF	1	0.02102044	0.004835013	4.348	0.0001
FSPAC1	1	-0.003796718	0.001773887	-2.140	0.0324
FSPAC2	1	-0.009285657	0.001800192	-5.158	0.0001
FSPAR1	1	0.01853833	0.006647025	2.789	0.0053
FSPAR2	1	0.007169260	0.006423141	1.116	0.2644
FSPAR3	1	0.02267185	0.006476307	3.501	0.0005
FSP2AR1	1	-0.000310892	0.000138229	-2.249	0.0245
FSP2AR2	1	-0.000158856	0.000130755	-1.215	0.2245
FSP2AR3	1	-0.000274233	0.000133419	-2.055	0.0399
VARIABLE	DF	PARAMETER ESTIMATE	STANDARD ERROR	T FOR H0: PARAMETER=0	PROB > T
FDUCAC1	1	-0.006004471	0.006032895	-0.995	0.3196
FDUCAC2	1	-0.01167354	0.006241020	-1.870	0.0615
FDUCAR1	1	0.008683956	0.006606285	1.314	0.1887
FDUCAR2	1	-0.003446589	0.006006040	-0.574	0.5661
FDUCAR3	1	0.02408842	0.005685980	4.236	0.0001
FSPS2	1	-0.001132338	0.006427032	-0.176	0.8602
FSPS3	1	0.01789072	0.008662197	2.065	0.0389
FSPS4	1	-0.000732250	0.007654481	-0.096	0.9238
FSPS5	1	-0.008956026	0.009830351	-0.911	0.3623
FSPS6	1	-0.007338368	0.01076934	-0.681	0.4956
FSP2S2	1	0.000030983	0.000128164	0.242	0.8090

FSP253	1	-0.000319301	0.000172315	-1.853	0.0639
FSP254	1	0.000021477	0.000161210	0.133	0.8940
FSP255	1	0.000150261	0.000189966	0.791	0.4290
FSP256	1	0.000047816	0.000239322	0.200	0.8416
FDUCS2	1	-0.02007713	0.006008393	-3.342	0.0008
FDUCS3	1	-0.03426637	0.007367219	-4.651	0.0001
FDUCS4	1	-0.02242388	0.007453311	-3.009	0.0026
FDUCS5	1	-0.03495047	0.008313287	-4.204	0.0001
FDUCS6	1	-0.02636476	0.01070727	-2.462	0.0138

DURBIN-WATSON D 2.026
(FOR NUMBER OF OBS.) 5088
1ST ORDER AUTOCORRELATION -0.013

TAVOLA C8
 REDDITI 1984: MODELLO CON EFFETTO FISSO
 ANALYSIS OF VARIANCE

SOURCE	DF	SUM OF SQUARES	MEAN SQUARE	F VALUE	PROB>F
MODEL	47	314.59561	6.69352356	38.015	0.0001
ERROR	2393	421.34602	0.17607439		
U TOTAL	2440	735.94162			
ROOT MSE 0.4196122 R-SQUARE 0.4275					
DEP MEAN 4.98781E-15 ADJ R-SQ 0.4162					
C.V.					

NOTE: NO INTERCEPT TERM IS USED. R-SQUARE IS REDEFINED.

PARAMETER ESTIMATES

VARIABLE	DF	PARAMETER ESTIMATE	STANDARD ERROR	T FOR HO: PARAMETER=0	PROB > T
FSEX	1	-0.10877842	0.04370595	-2.489	0.0129
FFCF	1	-0.62300119	0.12748496	-4.887	0.0001
FDUC	1	0.04502820	0.01545554	2.913	0.0036
FSP	1	0.04118906	0.01333760	3.088	0.0020
FSP2	1	-0.000817621	0.00245767	-3.327	0.0009
FS2	1	0.70295643	0.13668775	5.143	0.0001
FS4	1	0.66658927	0.16382819	4.069	0.0001
FSS	1	0.81160242	0.20164404	4.025	0.0001
FS6	1	1.03238580	0.28312537	3.646	0.0003
FQ2	1	0.49022692	0.06549775	7.485	0.0001
FQ3	1	0.09558285	0.02552342	3.745	0.0002
FSPEDUC	1	-0.000980813	0.00908379	-1.080	0.2804
FSP2EDUC	1	0.00022249	0.00018157	1.225	0.2206
FSPSEX	1	-0.02974993	0.006547087	-4.544	0.0001
FSPCF	1	0.0335389	0.008874679	3.781	0.0002
FSP2SEX	1	0.000556893	0.000161357	3.451	0.0006
FSP2CF	1	-0.000677692	0.000191884	-3.532	0.0004
FDUCSEX	1	0.01525642	0.004451512	3.427	0.0006
FDUCCF	1	0.01194055	0.007182611	1.662	0.0966
FSPAC1	1	0.002229081	0.002413767	0.923	0.3558
FSPAC2	1	0.002069270	0.002999445	0.690	0.4903
FSPAR1	1	0.01720555	0.009775050	1.760	0.0785
FSPAR2	1	0.03072437	0.008846094	3.473	0.0005
FSPAR3	1	0.03189810	0.009692557	3.291	0.0010
FSP2AR1	1	-0.000255831	0.000199806	-1.280	0.2005
FSP2AR2	1	-0.000580224	0.000185485	-3.128	0.0018
FSP2AR3	1	-0.000443866	0.000202341	-2.194	0.0284

VARIABLE	DF	PARAMETER ESTIMATE	STANDARD ERROR	T FOR HO: PARAMETER=0	PROB > T
FDUCAC1	1	0.006283658	0.008929083	0.704	0.4817
FDUCAC2	1	0.007646758	0.01045377	0.731	0.4646
FDUCAR1	1	0.01987872	0.01056417	1.882	0.0600
FDUCAR2	1	-0.01285150	0.009361882	-1.373	0.1700
FDUCAR3	1	0.02010694	0.009535450	2.109	0.0351
FSPS2	1	-0.02596860	0.008560414	-3.034	0.0024
FSPS3	1	0.005317789	0.01158343	0.459	0.6462
FSPS4	1	-0.01490744	0.009774041	-1.525	0.1273

FSP55	1	-0.02484408	0.01256925	-1.977	0.0482
FSP56	1	-0.03059321	0.01666282	-1.836	0.0665
FSP252	1	0.000505065	0.000170681	2.959	0.0031
FSP253	1	0.000025194	0.000238096	0.106	0.9157
FSP254	1	0.000244804	0.000203969	1.200	0.2302
FSP255	1	0.000553541	0.000248592	2.227	0.0261
FSP256	1	0.000585307	0.000377096	1.552	0.1208
FDUC52	1	-0.01704438	0.008467654	-2.013	0.0442
FDUC53	1	-0.02775759	0.01146724	-2.421	0.0156
FDUC54	1	-0.03494161	0.01102643	-3.169	0.0015
FDUC55	1	-0.02942693	0.01126419	-2.612	0.0090
FDUC56	1	-0.02652273	0.01753028	-1.513	0.1304

DURBIN-WATSON D 2.070
 (FOR NUMBER OF OBS.) 2440
 1ST ORDER AUTOCORRELATION -0.036

ELENCO DEI PIÙ RECENTI TEMI DI DISCUSSIONE (*)

- n. 101 — *Esiste una curva di Beveridge per l'Italia? Analisi empiriche della relazione tra disoccupazione e posti di lavoro vacanti (1980-1985)*, di P. SESTITO (marzo 1988).
- n. 102 — *Alcune considerazioni sugli effetti di capitalizzazione determinati dalla tassazione dei titoli di Stato*, di D. FRANCO - N. SARTOR (luglio 1988).
- n. 103 — *La coesione dello SME e il ruolo dei fattori esterni: un'analisi in termini di commercio estero*, di L. BINI SMAGHI - S. VONA (luglio 1988).
- n. 104 — *Stime in tempo reale della produzione industriale*, di G. BODO - A. CIVIDINI - L. F. SIGNORINI (luglio 1988).
- n. 105 — *On the difference between tax and spending policies in models with finite horizons*, di W. H. BRANSON - G. GALLI (ottobre 1988).
- n. 106 — *Non nested testing procedures: Monte Carlo evidence and post simulation analysis in dynamic models*, di G. PARIGI (ottobre 1988).
- n. 107 — *Completamento del mercato unico. Conseguenze reali e monetarie*, di A. FAZIO (ottobre 1988).
- n. 108 — *Modello mensile del mercato monetario*, (ottobre 1988).
- n. 109 — *Il mercato unico europeo e l'armonizzazione dell'IVA e delle accise*, di C. A. BOLLINO - V. CERIANI - R. VIOLI (dicembre 1988).
- n. 110 — *Il mercato dei contratti a premio in Italia*, di E. BARONE - D. CUOCO (dicembre 1988).
- n. 111 — *Delegated screening and reputation in a theory of financial intermediaries*, di D. TERLIZZESE (dicembre 1988).
- n. 112 — *Procedure di stagionalizzazione dei depositi bancari mensili in Italia*, di A. CIVIDINI - C. COTTARELLI (gennaio 1989).
- n. 113 — *Intermediazione finanziaria non bancaria e gruppi bancari plurifunzionali: le esigenze di regolamentazione prudenziale*, (febbraio 1989).
- n. 114 — *La tassazione delle rendite finanziarie nella CEE alla luce della liberalizzazione valutaria* (febbraio 1989).
- n. 115 — *Il ruolo delle esportazioni nel processo di crescita e di aggiustamento dei PVS*, di L. BINI SMAGHI - D. PORCIANI - L. TORNETTA (marzo 1989).
- n. 116 — *LDCs' repayment problems: a probit analysis*, di F. DI MAURO - F. MAZZOLA (maggio 1989).
- n. 117 — *Mercato interbancario e gestione degli attivi bancari: tendenze recenti e linee di sviluppo*, di G. FERRI - P. MARULLO REEDTZ (giugno 1989).
- n. 118 — *La valutazione dei titoli con opzione di rimborso anticipato: un'applicazione del modello di Cox, Ingersoll e Ross ai CTO*, di E. BARONE - D. CUOCO (giugno 1989).
- n. 119 — *Cooperation in managing the dollar (1985-87): interventions in foreign exchange markets and interest rates*, di E. GAIOTTI - P. GIUCCA - S. MICOSSI (giugno 1989).
- n. 120 — *The US current account imbalance and the dollar: the issue of the exchange rate pass-through*, di C. MASTROPASQUA - S. VONA (giugno 1989).
- n. 121 — *On incentive-compatible sharing contracts*, di D. TERLIZZESE (giugno 1989).
- n. 122 — *The adjustment of the US current account imbalance: the role of international policy coordination*, di G. GOMEL, G. MARCHESI - J. C. MARTINEZ OLIVA (luglio 1989).
- n. 123 — *Disoccupazione e dualismo territoriale*, di G. BODO - P. SESTITO (agosto 1989).

(*) I «Temi» possono essere richiesti alla Biblioteca del Servizio Studi della Banca d'Italia.

