

ECONOMIA, SOCIETA' E ISTITUZIONI

QUADRIMESTRALE

Diretta da Paolo Savona, Fabio Gobbo e Gian Maria Gros-Pietro

Paola Fersini e Gennaro Olivieri

Alcune considerazioni sul fondo trattamento di fine rapporto, come fondo a prestazione definita, nello IAS 19

Michele Battisti

Dualismo tra occupati: evidenze empiriche per il caso italiano

Andrea Beccarini

Analisi econometrica sui tassi di interesse a breve termine dell'area euro: un'applicazione con cambiamenti di regime

Stefano Di Colli

Scheduled and unscheduled news' effect on the pound exchange rates

Valentino Lenza

Potere di mercato e differenziazione verticale: un'analisi degli effetti sul benessere complessivo

Roberto Ippolito

The Structure of Executive Compensation and Firm-Specific Human Capital

Anno XVII/ n. 2 Maggio - Settembre 2005

Luiss University Press

ECONOMIA, SOCIETA' E ISTITUZIONI

QUADRIMESTRALE

Diretta da Paolo Savona, Fabio Gobbo
e Gian Maria Gros-Pietro

Anno XVII/ n. 2 Maggio - Settembre 2005

Luiss University Press

ECONOMIA, SOCIETA' E ISTITUZIONI

RIVISTA QUADRIMESTRALE DELLA LUISS GUIDO CARLI
Diretta da Paolo Savona, Fabio Gobbo e Gian Maria Gros-Pietro

Comitato Scientifico

Marcella Corsi
Daniela Di Cagno
Giorgio Di Giorgio
Giuseppe Di Taranto
Massimo Egidi
John Denis Hey
Paolo Garonna
Fausto Gozzi
Antonio Martino
Fabio Neri
Gennaro Olivieri
Luciano Palermo
Giovanni Palmerio
Pietro Reichlin
Giuseppe Sacco
Carlo Scognamiglio
Rolando Valiani

Direttore Responsabile

Daniela Di Cagno

Sede redazionale

Luiss Guido Carli
Via Oreste Tommasini, 1- 00162 Roma
Tel. 06/85 225 744
Fax 06/85 225 513

Editore

Luiss University Press
Viale Pola, 12- 00186 Roma
Tel. 06/85 225 229
Fax 06/88 447 34

Stampa

Partenone S.r.l.
Via Leonardo Da Vinci, 285 - 00145 Roma
Tel. 06/54 14 008

Finito di stampare nel mese di Novembre 2005

SOMMARIO

STUDI

- Paola Fersini e Gennaro Olivieri, **Alcune considerazioni sul fondo trattamento di fine rapporto, come fondo a prestazione definita, nello IAS 19** p. 191
- Michele Battisti, **Dualismo tra occupati: evidenze empiriche per il caso italiano** p. 199
- Andrea Beccarini, **Analisi econometrica sui tassi di interesse a breve termine dell'area euro: un'applicazione con cambiamenti di regime** p. 229
- Stefano Di Colli, **Scheduled and unscheduled news' effect on the pound exchange rates** p. 251
- Valentino Lenza, **Potere di mercato e differenziazione verticale: un'analisi degli effetti sul benessere complessivo** p. 287
- Roberto Ippolito, **The Structure of Executive Compensation and Firm-Specific Human Capital** p. 300

COMMENTI E RECENSIONI

- Silvia di Giacomantonio e Chiara Oldani, **La banca etica: riflessioni** p. 327

STUDI

**ALCUNE CONSIDERAZIONI SUL FONDO TRATTAMENTO DI
FINE RAPPORTO, COME FONDO A PRESTAZIONE DEFINITA,
NELLO IAS 19**

Paola Fersini[•] e Gennaro Olivieri^{*}

JEL Classification: C63, C88, G23, M41, M52

Parole chiave: post employment benefits, projected unit credit method, defined benefit obligation, actuarial valuation

Il passaggio agli IAS/IFRS comporterà significativi cambiamenti all'interno delle società interessate, non solo in termini di *reporting*, ma anche in termini di organizzazione e processi aziendali.

Sembra giustificato, quindi, il fermento intellettuale intorno a tale passaggio alle soglie del 2005, anno entro il quale tutte le società quotate dovranno essere in grado di fornire dei bilanci 'IAS compliant'.

In tale ambito, le differenze e i contrasti tra IAS e codice civile, così pure, in maniera più accentuata, tra IAS e TUIR, e le difficoltà di far conciliare le finalità del bilancio IAS, che vedono preferire le esigenze informative degli investitori, con le finalità del bilancio civilistico, che mirano a tutelare, genericamente, gli interessi delle parti interessate, non devono indurre a mettere in discussione la validità degli stessi IAS/IFRS, né, tanto meno, a ipotizzare nuove, più comode, versioni dei principi contabili internazionali.

Tentativi di *restyling* stanno interessando, soprattutto, quegli standard internazionali che presentano maggiori divergenze con le regole civilistiche italiane.

In tale contesto, il principio internazionale IAS 19, che definisce la valutazione e contabilizzazione dei compensi per i dipendenti, da parte del datore di lavoro, ivi comprese le indennità di fine rapporto, è stato oggetto di non poche critiche circa la sua applicabilità al Trattamento di Fine Rapporto (TFR), istituto esistente in Italia e in pochi altri paesi.

L'IFRIC, a seguito di una specifica richiesta dalla professione contabile italiana, nell'aprile 2002, ha chiarito che la contabilizzazione delle passività relative al trattamento di fine rapporto di lavoro (TFR) secondo il principio italiano, che prevede l'iscrizione in bilancio dell'importo corrispondente a

[•] Titolare di contributo di ricerca alla Luiss Guido Carli.

^{*} Ordinario di Matematica Finanziaria alla Luiss Guido Carli e dottore commercialista – attuario.

quello maturato, nell'ipotesi che tutti i dipendenti cessino dal rapporto stesso alla data di bilancio stesso, non è accettabile e che la misura di tale passività doveva essere fatta secondo i principi contenuti nello IAS 19.

Ci sono state, fin dalla prima emissione del principio contabile, numerose interpretazioni intese a far rientrare il TFR nell'ambito delle prescrizioni dello IAS 19 relative alla valutazione dei 'programmi a contribuzione definita', le cui modalità di calcolo e di registrazione ricalcano, grosso modo, la prassi contabile utilizzata dalle imprese italiane.

In questa nota, invece, si vogliono portare argomenti a supporto della tesi che la prescrizione dello IAS 19 relativa ai *post-employment benefit* è del tipo a prestazione definita.

L'istituto del TFR va, a nostro avviso, considerato un *post-employment benefit* del tipo a 'prestazione definita' (*defined benefit plan*), in quanto:

1. viene promesso al lavoratore che, al momento della cessazione del rapporto di lavoro, riceverà un importo calcolato *in base* all'anzianità, alle retribuzioni da esso via via godute e in base all'indice di inflazione.
2. *è nota solo la regola di calcolo dell'importo* da versare al dipendente che lascia l'azienda, ma *non è noto l'importo* in quanto non si conosce né la data alla quale dovrà essere versato tale importo, né le varie retribuzioni, né gli indici di inflazione, che concorreranno a formare l'importo effettivo da versare.
3. La società assicura la prestazione stabilita, accollandosi il rischio che le previsioni, nelle valutazioni effettuate durante la vita lavorativa del dipendente in azienda, non corrispondano alla realtà sia in termini di previsioni demografiche e retributive sia in termini di previsione economica-finanziaria (tassi di investimento e tassi di inflazione). Così come stabilito nel paragrafo 49 dello IAS, "*l'impresa, sostanzialmente, si fa carico dei rischi attuariali*".
4. Il Documento EITF 88-1, emesso dall'Emerging Issues Task Force (EITF) del Financial Accounting Standards Board (FASB), pur ammettendo che possa essere utilizzato l'approccio civilistico italiano, purché "disclosed", è intestato: "EITF 88-1: Determination of Vested Benefit Obligation for a Defined Benefit Pension Plan" chiarendo, così, definitivamente già dal 1988, che l'istituto italiano del TFR vada considerato un Piano a Prestazioni Definite.

Il Fondo per il TFR deve essere, perciò, valutato, prima del momento del pagamento al lavoratore che lascia l'azienda, applicando le norme stabilite

nello IAS 19, per i *'defined benefit plan'*, che richiedono una valutazione attuariale e un trattamento contabile piuttosto complesso.

Con la valutazione attuariale si *determina la quota parte, in base all'anzianità maturata alla data del Bilancio*, della somma che, *presumibilmente*, ogni dipendente riceverà alla *presumibile* data di uscita dall'azienda.

Una volta determinati, con la valutazione attuariale, la somma che, *presumibilmente*, ogni dipendente riceverà alla *presumibile* data di uscita dall'azienda tali valori devono essere spalmati, secondo lo IAS 19, mediante il *"Projected Unit Credit Method"* (PUCM).

Il PUCM serve a spalmare durante tutto il *presumibile* periodo di permanenza del dipendente in azienda il *presumibile* importo dovuto alla data di cessazione del rapporto di lavoro. L'intervento attuariale serve a valutare le quantità "presumibili", mentre il PUCM è un metodo mediante il quale si distribuisce *in modo uniforme* una somma dovuta a una determinata scadenza e di competenza di più esercizi precedenti a tale scadenza.

Questa ripartizione uniforme è da intendersi come un insieme di mattoncini da mettere, annualmente, uno sopra l'altro, in modo da formare l'importo finale. Il PUCM, però, stabilisce che ogni mattoncino, uguale a tutti gli altri, in termini nominali, deve essere messo nella pila, ogni anno, in misura tale che, opportunamente investito lo si renda, alla *presumibile* data di uscita del dipendente dall'azienda, uguale, appunto, a tutti gli altri.

Il tasso di investimento è quel tasso, della curva dei tassi adottata, per il calcolo dei valori attuali, che corrisponde alla durata residua fino al *presumibile* momento del versamento della somma. L'importo da appostare in Bilancio è quanto di quella pila di mattoncini è stato costruito fino alla data del Bilancio stesso.

C'è da aggiungere che per questa sua natura di essere un Fondo a prestazione definita l'importo che va iscritto a bilancio, secondo lo IAS 19 può essere considerato una sorta di "Riserva Matematica" di tale Fondo, valutata, adottando un modello attuariale, basi tecniche opportune e il PUCM.

Tale "Riserva Matematica" esprime, in sostanza, quanto, in base alle informazioni disponibili alla data del Bilancio, in base alle ipotesi che, sempre a tale data, è ragionevole porre alla base delle elaborazioni, in base ad un sofisticato modello matematico attuariale e mediante il metodo di ripartizione PUCM, è opportuno appostare.

Si rifletta, anche, sul fatto che, sempre in base allo IAS 19, bisogna prevedere i fenomeni demografici, finanziari ed economici, che hanno impatto sull'importo da liquidare all'atto della cessazione del rapporto, fino a quando l'ultimo lavoratore in servizio, alla data del bilancio, lascerà l'azienda.

La "Riserva Matematica" dovrà essere di una misura tale che:

- in base alla curva dei tassi utilizzati per effettuare il valore attuale,
- in base al “*projected unit credit method*”, evocato dallo IAS 19,

permetterà, *in senso attuariale*, di costituire le somme che verranno versate, alla cessazione dal servizio, a tutti coloro che, alla data di bilancio, sono in servizio, *in base all’anzianità maturata a tale data*.

E’ noto che il TFR, *nella legislazione italiana*, è un importo, calcolato su base individuale, pari al risultato dei successivi accantonamenti che vengono effettuati durante la vita lavorativa del lavoratore (ogni anno viene accantonato un importo pari allo stipendio utile ai fini del calcolo diviso 13.5) e della rivalutazione dell’accantonamento esistente alla fine dell’anno precedente, effettuata in base ad un tasso composto dell’1,5% (fisso) più il 75% dell’indice dell’inflazione. In questo calcolo va poi tenuto conto dell’imposta dell’11% sulle rivalutazioni e dei versamenti a Fondi esterni. Inoltre, nella legislazione italiana, c’è la possibilità, con alcune regole, che venga concessa, ai dipendenti che ne fanno richiesta, un’anticipazione. Tutti questi elementi devono essere tenuti in conto per arrivare a stimare, prima della scadenza, la somma da versare al dipendente che lascia l’azienda.

Se si riflette sul calcolo del TFR da liquidare al dipendente alla data di uscita dall’azienda e sul modo come esso viene registrato tra le passività secondo la legislazione italiana o secondo i principi dello IAS 19 ci si rende immediatamente conto della diversità delle ipotesi sottostanti.

Infatti, nella legislazione italiana, nel fare la registrazione, si *ipotizza* che tutti i dipendenti *lascino il servizio dalla data del Bilancio* mentre, nella registrazione secondo lo IAS 19, si determina, in un opportuno modo, *la quota parte, in base all’anzianità maturata alla data del Bilancio*, della somma che, *presumibilmente*, ogni dipendente riceverà alla *presumibile* data di uscita dall’azienda.

In un regime di maggiore trasparenza, di tutela di tutti gli “*shareholders*” attuali e futuri e, quindi, di corrispondenza tra fenomeni e registrazione nei conti aziendali dei loro valori economico-finanziari che sono alla base dei principi IAS è evidente che il *calcolo fatto secondo lo IAS 19 sia più aderente alla realtà*.

Il fatto che il calcolo effettuato secondo la legislazione italiana sia “obiettivo” mentre quello secondo lo IAS 19 sia “soggettivo” in quanto basato su ipotesi e stime, significa semplicemente che nel primo caso si può “non pensare” mentre nel secondo, va fatta una “valutazione” consapevole, ragionata, basata su ipotesi razionali e attendibili e con un modello matematico attuariale consistente. Ma ciò non giustifica il fatto che il primo metodo sia “obiettivo” e quindi *migliore* del secondo, “soggettivo”.

E' evidente a tutti che ci si sta muovendo verso bilanci con sempre più poste "valutate" piuttosto che con poste semplicemente "riportate" e della maggiore aderenza alla realtà che questo comporta.

Chiunque abbia esperienza di applicazioni di IAS 19 ad aziende di qualsiasi comparto, dimensione e forma può riportare l'effetto benefico che, su tali aziende, ha la riflessione sulla gestione del personale, in termini di turnover, di promozioni, di incrementi salariali previsti, di andamento delle richieste di anticipazioni e loro concessioni, dell'andamento dei versamenti a Fondi Pensione esterni, ecc., che sono alla base delle ipotesi adottate in sede di valutazione.

Lo IAS 19 ha chiarito che il TFR va considerato un *post-employment benefit* del tipo a prestazione definita (*defined benefit plan*) in quanto, come abbiamo visto, viene promesso al lavoratore che, al momento della cessazione del rapporto di lavoro, riceverà un importo calcolato in base all'anzianità, alle retribuzioni da esso via via godute e in base all'indice di inflazione.

Ciò non significa che si debba iscrivere a Bilancio quanto, di tale importo, è maturato alla data di Bilancio né il suo semplice valore attuale tenuto conto del tempo che resta fino alla data dell'effettivo pagamento (tra l'altro aleatoria).

Si rifletta sul fatto che il calcolo dell'importo del TFR da versare al dipendente che lascia l'azienda è cosa ben diversa dalla metodologia di valutazione della posta che va messa in Bilancio al fine di 'trovarsi pronti' a far fronte a tale evento.

La normativa civilistica italiana ha, da sempre, fatto coincidere l'ammontare del Fondo TFR appostato alla data di Bilancio con la somma necessaria, in tale data, a soddisfare la richiesta di *tutti i dipendenti* di uscire dall'azienda ricevendo la corrispondente Indennità di fine rapporto.

D'altra parte, perché calcolare mese per mese l'importo del TFR "maturato" da versare al dipendente che lascia l'azienda, se, tale calcolo potrebbe essere effettuato solo in occasione di tale evento utilizzando le retribuzioni via via godute (e opportunamente conservate) e i vari indici di inflazione (ai fini TFR) comunicati annualmente dall'INPS?

Svincolandosi da preconcetti di calcolo, così detti "obiettivi", si evita di cadere nell'errore di credere che il calcolo mese per mese del "maturato" sia funzionale alla *costituzione* del Fondo appostato in Bilancio a fine anno, o di pensare che la determinazione del Fondo, rispettando la regola di calcolo stabilita per la corresponsione del TFR, garantisca la 'matematica' certezza di avere effettivamente a disposizione le somme necessarie per soddisfare le future richieste dei dipendenti.

La metodologia di valutazione della posta da iscrivere in Bilancio, indicata dallo IAS 19 risulta, invece, indipendente dal metodo di calcolo del

TFR da corrispondere al momento dell'uscita dall'azienda, la cui regola rimane invariata.

Inoltre, anche il fatto che il metodo utilizzato secondo la legge civilistica italiana sia accettato secondo gli U.S. GAAP non significa che l'utilizzo dello IAS 19 (nell'interpretazione sopra data) sia errato. E' a tutti noto che gli U.S. GAAP siano meno restrittivi degli IAS. Lo stesso Documento EITF88 chiarisce che il metodo dell'attualizzazione attuariale è senz'altro preferibile perché più consistente con gli intenti dello FASB 87 e che il metodo della legislazione italiana è semplicemente ammesso, purché "*disclosed*".

Inoltre, come opportunamente recita il paragrafo 68 dello IAS 19, sono proprio le tecniche attuariali che danno affidabilità alle valutazioni in modo da giustificare il riconoscimento delle passività così valutate¹. Il fatto che i calcoli debbano essere effettuati utilizzando ipotesi e cercando di valutare dei parametri non toglie affidabilità alla valutazione stessa come tra l'altro si fa, correntemente, quando si cerca di esprimere, in ambito professionale, il "valore" di una azienda.

¹ Rientra tra queste valutazioni la misura delle differenze tra previsioni e successive realizzazioni (Actuarial Gain/Loss) che, come è noto, misurano oltre queste differenze anche i cambiamenti di ipotesi dovute a nuove, diverse informazioni.

BIBLIOGRAFIA

ASSIREVI (2002), "Il trattamento del TFR nei bilanci redatti secondo gli Ias (IFRS)".

COPPINI, M.A. (1984), *Lezioni di tecnica delle assicurazioni sociali*, Edizioni VESCHI, Roma.

FASB Emerging Issues Task Force (EITF) (1988), "Determination of Vested Benefit Obligation for a Defined Benefit Pension Plan".

KPMG's Professional Practice Department, Accountingalert (2002) – SSAP 34 "Employee benefits", issue 41.

International Accounting Standard IAS 19.

IASB, "News from the IFRIC", n. 20, aprile 2002.

OLIVIERI, G. (1970), "Sullo studio effettuato mediante un calcolatore elettronico, dell'andamento nei successivi esercizi annuali, di un fondo per l'assicurazione invalidità vecchiaia e superstiti" – *Pubblicazioni dell'Istituto di Matematica finanziaria e attuariale dell'Università degli studi di Roma*, n. 2.

OLIVIERI, G. (1978), "Un modello matematico per lo studio dell'istituto dell'indennità di anzianità. Valutazione degli oneri nella situazione attuale e di alcune proposte di modifica" – *Pubblicazioni dell'Istituto di Matematica finanziaria e attuariale dell'Università degli studi di Roma*, n. 9.

OLIVIERI, G. (1982), "Considerazioni economico-attuariali riguardanti i fondi pensione" – *Pubblicazioni dell'Istituto di Statistica e Matematica dell'Istituto Universitario Navale di Napoli*, n. 5.

SCORDINO, P. (2004), "Per la sfida Ias le società saltano gli allenamenti", *Italia Oggi*, n. 26.

SCORDINO, P. (2004), "Ias, un passo indietro", *Italia Oggi*, n. 16.

DUALISMO TRA OCCUPATI: EVIDENZE EMPIRICHE PER IL CASO ITALIANO

Michele Battisti*

JEL Classification: J42, J41, C29

Parole chiave: mercati duali, capitale umano, misture di regressione

1. Introduzione

L'idea di dualismo nel mercato del lavoro ha sempre ricevuto una grande attenzione tra gli economisti, sotto il profilo dell'analisi teorica e di quella empirica¹.

Durante la seconda metà del secolo scorso una corrente di pensiero usò i concetti di dualismo per sfidare la visione standard del mercato del lavoro usualmente descritta dal versante *mainstream*². Più generalmente l'idea di una struttura duale riguarda non solo il mercato del lavoro, ma l'intera economia di un dato paese o regione, per esempio caratterizzata da settori tradizionali e moderni.

L'Italia è stata spesso vista come un caso di studio interessante, ma le evidenze econometriche sono poche, con qualche eccezione come lo studio di Cipollone (Cipollone, 2001).

Questo lavoro cerca di misurare il dualismo tra settori alti e bassi del mercato del lavoro usando lo strumento delle misture di regressione. Ciò permette di evitare definizioni ad hoc dei segmenti (come un'allocazione a priori di lavoratori o settore) che potrebbe influenzare pesantemente i risultati.

Il lavoro è organizzato come segue: nella seconda sezione è presentata una rassegna sul concetto della segmentazione nella teoria economica e sui test empirici; nella terza c'è l'analisi sulla presenza di più componenti nelle regressioni salariali dei lavoratori dipendenti. Infine lo studio termina con alcune considerazioni conclusive.

* Dottore di ricerca, Università Luiss Guido Carli, Roma, Indirizzo e – mail: mbattisti@luiss.it

¹ Alcune considerazioni al riguardo sono espresse già in A. Pigou (1944) e per esempio M. Leontaridi (1998) trova spunti in Mill e Cairnes.

² Rassegne teoriche recenti sono quelle di M. Leontaridi (1998) e G. Guidetti (2001).

2. Segmentazione del mercato del lavoro

2.1. *Filoni teorici*

Si parte da un concetto generico: c'è un processo di segmentazione quando un mercato è composto da diverse nicchie, ognuna delle quali con una diversa dinamica di formazione dei prezzi ed allocazione dei fattori. Nel caso del mercato del lavoro dobbiamo considerare maggiori o minori facilità nell'accedere a nicchie privilegiate, progressioni salariali (e di carriera) lente o veloci, risposte non uniformi di salari ed occupazione ai cambiamenti nella domanda per i prodotti di diverse aziende ed asimmetrie nei flussi tra gli stati di occupato, disoccupato e non partecipante.

Secondo Ryan (Ryan, 1984) abbiamo la formazione di “...*different groups of participants in the labour market which is evoked by the concepts of non competing groups and balkanisation or by the practice of apartheid*”.

La rassegna di Guidetti (Guidetti, 1994) illustra una sostanziale differenza tra almeno due modi di vedere il problema: il primo è affrontato dalla Scuola Istituzionalista degli anni '70 (che prosegue nel solco della tradizione americana di Dunlop e Kerr degli anni '50) che spiega le differenze tra gruppi di lavoratori con fattori sociali, ma soprattutto con realtà specifiche di singoli mercati divisi ad esempio da barriere geografiche, ma anche da fenomeni di cambiamento strutturale che favoriscono divaricazione tra settori o industrie. L'altro è il punto di vista basato su fondazioni neoclassiche³, che nasce nella prima metà degli anni '80 e che considera il potere contrattuale nel mercato del lavoro come interferenza al libero operare del mercato causata da potere delle imprese o di gruppi di lavoratori. In questo ambito due famose classi di modelli sono salari d'efficienza e dicotomie insider – outsider.

È importante sottolineare che le differenze individuali tra lavoratori, sia derivanti da fattori suscettibili di valutazione economica come nella teoria del capitale umano⁴ sia da fattori discriminatori⁵, non sono un elemento necessario in queste visioni della segmentazione, cosicché l'attenzione è concentrata sulla differenza come caratteristica dei lavori e non dei lavoratori.

L'approccio istituzionalista all'analisi del mercato del lavoro nasce o comunque si sviluppa più diffusamente a partire dai lavori della Scuola americana durante gli anni '50 (Kerr, 1954 e Dunlop, 1957): Dunlop

³ Questo lavoro segue questa terminologia anche se può non esserci accordo sull'uso del termine neoclassico per salari d'efficienza o modelli insider – outsider. A. Lindbeck (1992) attribuisce il sorgere di queste teorie al bisogno di dare microfondazioni alla teoria Keynesiana.

⁴ L'attenzione è concentrata su ragioni economiche come rendimenti dell'addestramento, della scolarizzazione, della formazione e i pionieri moderni sono G. Becker (1962) e J. Mincer (1962).

⁵ La referenza classica per la discriminazione come “gusto” (*taste*) di datori, consumatori o lavoratori è nel libro di G. Becker (1971), mentre una moderna survey che contiene cause statistiche è in J. Altonji e R. Blanck (1999).

enfatisza le differenze tra quello che è il mercato descritto dagli economisti e quella che è la realtà. Questa differenza è definita da Kerr (Kerr, 1954) con due termini: il *wage market* è il posto che vedono gli economisti dove c'è un singolo tasso salariale deciso dal mercato, mentre il *job market* è una zona ben delineata geograficamente e industrialmente dove i lavoratori si muovono liberamente, a differenza di quanto possano fare tra due job markets diversi.

Dopo circa venti anni c'è il famoso lavoro di Doeringer e Piore (Doeringer e Piore, 1971) sui mercati interni del lavoro (ILMs): il mercato è un mix tra due realtà che sono il mercato interno e quello esterno. Il primo è “..An administrative unit, such as a manufacturing plant, within which the pricing and allocation of labor is governed by a set of administrative rules and procedures..”, mentre il secondo è il luogo dove vale la teoria economica convenzionale.

I principali fattori che favoriscono la formazione di un ILM sono la specificità di lavoro, tecnologia e convenzioni, laddove i primi due causano un incremento del costo del turnover che amplia le distanze tra i partecipanti al mercato del lavoro ed è la base dell'approccio neoclassico, mentre il terzo è un fattore ambientale. Secondo la struttura dell'ILM nello stesso impianto o industria possono convivere gruppi di lavoratori differenti. L'accesso al settore primario è razionato (c'è una coda) attraverso “porti di entrata” e c'è un sistema di promozioni a scala.

Il punto di partenza istituzionalista⁶ è l'osservazione della realtà in esame, non il comportamento ottimizzante degli agenti economici, per cui occorre una conoscenza specifica dei mercati analizzati, così di solito non vengono usati strumenti econometrici standard perché gli individui non sono omogenei (sono preferibili interviste dirette altamente strutturate con gli appartenenti al mercato).

I mercati interni danno un'idea del funzionamento microeconomico di queste realtà, mentre Piore (Piore, 1980 nn.1 e 2) spiega la macroeconomia del dualismo.

L'idea è che nel settore primario ci sia meno possibilità di adattare lo stock di lavoro per fluttuazioni cicliche perché le relazioni sono più formali e ci sono maggiori garanzie per il lavoratori, ma anche perché nel settore primario c'è maggior formazione che aumenta i costi di turnover, irrigidendo lo status occupazionale⁷. A questo punto è il settore secondario che può permettere di rispondere a fluttuazioni cicliche.

⁶ All'interno di questa categoria ci sono due spiegazioni: teorie sul dualismo economico con settori a più alta intensità di capitale e settori tradizionali a maggior intensità di lavoro (M.Piore, 1980 nn.1 e 2); teorie marxiste (M. Reich, D.M. Gordon e R.C. Edwards (1973)) dove l'industrializzazione crea classi in conflitto per dividere la forza lavoro.

⁷ W. Oi (1962) suppose che ci fosse una funzione di produzione con tre fattori: capitale, lavoro rigido e lavoro flessibile e che nel progettare il processo di produzione i primi due fattori

Da queste premesse è chiaro che il segmento inferiore è meno stabile, remunerativo e che c'è meno rendimento del capitale umano, tanto che il training in questo settore è pensato come negativo (depauperamento delle abilità individuali⁸) perché il lavoro richiesto è inesperto e i compiti sono generalmente manuali.

L'altro modo di affrontare le differenze di trattamento in lavoratori comparabili è considerare un'impresa massimizzante i profitti in presenza di imperfetta informazione o di potere di mercato di alcuni lavoratori.

Dall'inizio degli anni '80 alcune teorie cercano di spiegare la disoccupazione involontaria usando questi argomenti. Nelle strutture insider – outsider viene concesso potere di mercato a lavoratori esperti e non a disoccupati o giovani lavoratori.

L'ipotesi base è che gli insider scelgano il massimo livello di salario reale fino al punto in cui si evitino licenziamenti (ma anche nuove assunzioni) e, in un secondo stadio, i datori decidano l'occupazione⁹.

Invece in un'impresa dove si pagano salari d'efficienze c'è un premio salariale rispetto al livello di salario di concorrenza perfetta, concesso per massimizzare i profitti.

Questo argomento è proposto ad esempio da Solow (Solow, 1979) e spesso viene distinto secondo le ragioni del premio di volta in volta individuate in costi di turnover, comportamento scansafatiche, selezione avversa, scambio di doni tra lavoratori e imprese¹⁰. Qualora si considerano le economie in via di sviluppo ci sono anche motivi di miglior nutrizione e conseguentemente di maggior produttività se si concedono salari più alti. Naturalmente ci sono visioni critiche che sottolineano i difetti di queste teorie (rispettivamente per i salari d'efficienza, Carmichael, 1990 e per le teorie insider, Burkett, 1994).

In linea ipotetica generale l'argomento del ruolo non competitivo del settore secondario non è contrastante con alcune considerazioni di premio salariale per selezione avversa e con modelli dicotomici con lavoratori protetti da unioni che prevedano la presenza di un settore non sindacalizzato.

fossero sostanzialmente immutabili. All'estremo la funzione di produzione di breve periodo ha solo il lavoro secondario come fattore flessibile.

⁸ Per esempio si vedano P. Taubman e M.L. Wachter (1986).

⁹ Due possibilità contrastanti concernono la possibilità o meno che gli outsiders abbiano la possibilità di essere assunti scegliendo un salario molto basso e che sopportino le "molestie" dei lavoratori esperti per diventare insider dopo qualche periodo (versione insider – outsider) oppure che non abbiano questa possibilità di scelta (versione insider – membership). Queste ipotesi sono contenute rispettivamente in A. Lindbeck e D.J. Snower (1988) e in O. Blanchard e L.H. Summers (1986) (una rassegna generale recente è quella di A. Lindbeck e D.J. Snower (2001)).

¹⁰ Le referenze sono S. Salop (1981), C. Shapiro e J. Stiglitz (1984), G. Akerlof (1984) e J. Yellen (1984).

Un possibile punto di compromesso è considerare che nel settore primario ci siano barriere economiche date da queste teorie e nel settore secondario ci sia perfetta competizione (quindi il salario è a livello d'equilibrio di mercato). Questo *trait d'union* è stato proposto nel modello di Bulow e Summers (Bulow e Summers, 1986)¹¹ dove c'è un modello a là Shapiro – Stiglitz nel mercato primario dell'economia, mentre c'è perfetta competizione nel settore residuale così da avere equilibrio salariale tra i settori e diverso pagamento per lavoratori identici.

Queste idee di dualismo sembrano poter essere utili per descrivere il mercato del lavoro Italiano. Anzitutto Piore (Piore, 1980 n.1) guarda all'Italia come il più chiaro esempio di dualismo dei paesi industrializzati, in quanto dagli anni '70 in poi la conquista di nuovi diritti per sindacati e lavoratori avrebbe favorito lo sviluppo di un settore inferiore come via d'uscita all'impossibilità di adattare il settore stabile del mercato. L'argomento è rinforzato dai cambiamenti strutturali dell'economia italiana degli anni '70 (minor crescita, shock internazionali avversi e crescita delle forze di lavoro) e acquista ancora maggior rilievo tenendo presente la forte componente di economia sommersa¹², specialmente nel meridione che è tradizionalmente più povero e strutturalmente più debole.

2.2. Strumenti per misurare il dualismo

Sono stati usati molti strumenti per testare la presenza di mercati duali, partendo dalla semplice considerazione che se conoscessimo i segmenti sarebbe immediato testare i rendimenti del capitale umano per persone con caratteristiche comparabili che lavorano in parti diverse del mercato, attraverso l'uso di semplici regressioni basate su equazioni alla Mincer.

È importante sottolineare come i risultati di queste analisi possano essere influenzati dalla presenza di endogeneità e abilità inosservata. In genere il problema dell'endogeneità è stato trattato con variabili strumentali quindi il problema era quello di trovare un buon strumento, ma complessivamente l'abilità inosservata è in genere non calcolabile se non per approssimazioni¹³.

¹¹ Un numero di scenari e implicazioni di policy derivanti dalla presenza di segmentazione è mostrato in G. Saint – Paul (1996).

¹² M. Bovi e L. Castellucci (2001) evidenziano un settore sommerso di tipo stabile e strutturale, proporzionalmente molto più grande nel Sud.

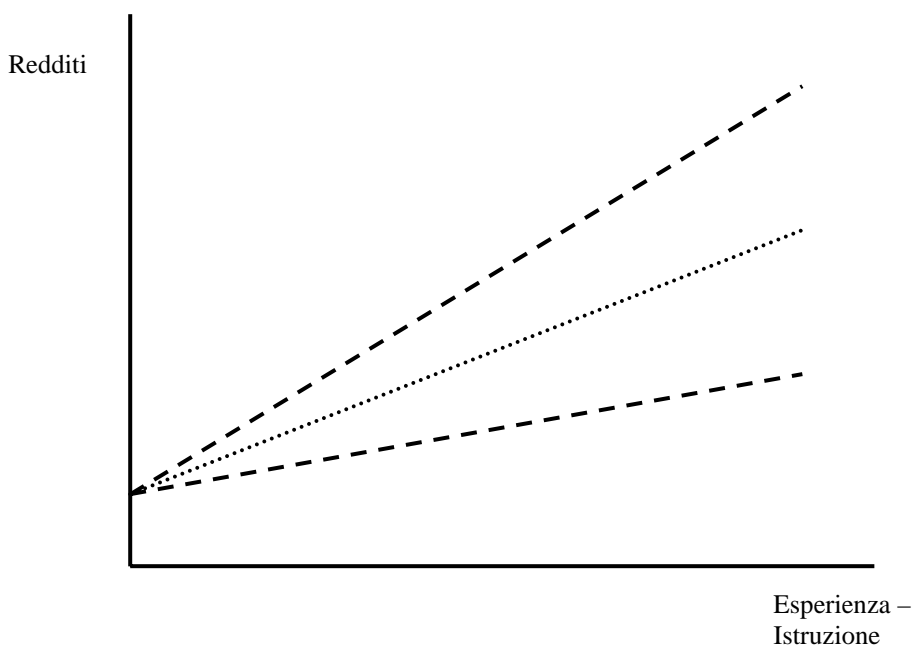
¹³ Soluzioni possibili sono approssimazioni per abilità inosservata come test di intelligenza o test di qualifica in corpi militari, ma ad esempio studi su gemelli non danno evidenze univoche e la domanda che ci si pone è che dati due gemelli realmente uguali perché i loro investimenti in capitale umano dovrebbero differire? Più promettente sembra l'uso di esperimenti naturali. J.D. Angrist e A.B. Krueger (2001) hanno usato persone nate prima e dopo un evento esogeno come una legge che cambi l'obbligo scolastico oppure la lotteria per le partenze del Vietnam (Angrist e Krueger, 1998). In questo caso andare in guerra dipendeva dal numero assegnato alla data specifica, a meno che si rimanesse nel college. Per esempio ragazzi nati con un

Per esempio se la scolarizzazione di un individuo è correlata positivamente con l'abilità inosservata (ad esempio una persona più intelligente ha bisogno di meno anni per un corso di studi quindi di meno spese) la causa dei maggiori redditi potrebbe essere l'abilità, ma il risultato della regressione sarà un maggior rendimento della scolarizzazione.

Per cui il bias derivante dall'abilità individuale potrebbe essere importante nella stima dell'effetto dell'educazione sui redditi, altrimenti il rischio è sopravvalutare alcuni coefficienti (come accade per variabili significative omesse in regressioni a minimi quadrati). Da questa considerazione i risultati del lavoro saranno osservati più in termini di proporzione tra i segmenti che come rendimenti assoluti¹⁴.

Come si è già detto, un indizio di dualismo consiste nel trovare equazioni salariali con profili diversi capitale umano – redditi, come nella figura che segue dove la linea intermedia è quella relativa all'intero mercato.

Fig. 1



giorno di distanza (8 e 9 Luglio) avevano rispettivamente il 13 e il 277 e ci furono chiamate fino al 195 (prima data 14 Settembre) ma non ci sono altre ragioni apparenti per pensare che le loro scelte circa l'istruzione dovessero essere sistematicamente differenti.

¹⁴ Comunque nello studio di Cipollone trattare l'endogenità non sembra alterare i risultati in termini di dualismo, ma semmai rafforzarli.

Sfortunatamente è troppo arbitrario scegliere i segmenti¹⁵ guardando demarcazioni¹⁶ settoriali e reddituali ed è importante il ruolo delle scelte volontarie per cui è utile scegliere gruppi omogenei.

Metodi che non soffrono di scelte a priori che sono stati usati per verificare la presenza di dualismo sono:

1. *Analisi cluster*

L'obiettivo è trovare sottogruppi omogenei rispetto ad un numero di variabili, così il vantaggio è non costringere gli individui ad entrare in un numero fisso di gruppi. Questa tecnica non permette di testare ipotesi specifiche su equazioni che tentino di spiegare il salario per i gruppi.

2. *Analisi fattoriali*

Viene usata per ridurre la dimensione delle variabili di una popolazione attraverso l'identificazione di un ridotto numero di fattori usati per rappresentare relazioni più complesse per un insieme di variabili interrelate.

Per confermare l'ipotesi di dualismo bisognerebbe trovare fattori differenti per dividere le persone in sottoinsiemi.

3. *Regressioni switching*

Questo strumento permette inferenza separata per i segmenti senza predeterminare l'appartenenza così potenzialmente le persone sono trattate come sconosciute in relazione ai segmenti cui appartengono.

La struttura di un modello di regressione switching con due regimi può essere rappresentata dal seguente set di equazioni:

$$Y_1^* = \beta_1 X_1 + \varepsilon_1 \quad (2.1)$$

$$Y_2^* = \beta_2 X_2 + \varepsilon_2 \quad (2.2)$$

¹⁵ Anche il numero dei segmenti è una scelta difficile: per esempio R.W. Rumberger e M. Carnoy (1980) ne usano tre, mentre L. Osberg, R. Apostle e D. Clairmont (1987) ne determinano un numero maggiore.

¹⁶ P. Taubman e M.L. Wachter (1986) danno alcune avvertenze per i rischi di bias con queste separazioni a priori. K. Lang e W.T. Dickens (1992) criticano divisioni basate sui quantili per il problema di *truncation bias*: se la maggioranza dei lavoratori sono nella parte del mercato con alti redditi è normale ottenere un rendimento maggiore in quel settore.

$$Y_3^* = \beta_3 X_3 + \varepsilon_3 \quad (2.3)$$

Le prime due equazioni sono le equazioni dei segmenti (per esempio salari di un lavoratore che è membro di un sindacato o no) e la terza equazione è quella di partecipazione con Y_3^* che è la variabile latente che determina la soglia di partecipazione.

Usando Y_3^* come soglia osserveremo:

$$Y_1 = Y_1^* \text{ se } Y_3^* > 0 \quad \text{e}$$

$$Y_2 = Y_2^* \text{ se } Y_3^* \leq 0$$

Con una procedura simile ai modelli di selezione *à la Heckman* noi possiamo stimare il modello, partendo con un probit per la soglia e poi regredendo le equazioni, rispettivamente per un valore più basso o più alto della soglia per l'individuo i – esimo.

Questa metodologia è stata applicata per testare mercati duali in una serie di lavori da Dickens e Lang a partire dal 1985.

Il loro test (Dickens e Lang, 1985) ha due obiettivi: primo mostrare che due equazioni possono spiegare la realtà meglio di una e che in quella del settore secondario ci sono ritorni del capitale umano quasi nulli. Secondo, verificare che barriere non economiche possono prevenire lavoratori secondari dal raggiungere un lavoro primario.

L'approccio alternativo proposto in questo lavoro è l'uso di modelli di regressione di mistura che non sono molto popolari in lavori empirici di economia, come lo sono in altre discipline come ad esempio le ricerche di mercato¹⁷. L'ipotesi è che la vera funzione di densità che descrive un fenomeno sia data dalla mistura di più funzioni, una per ogni segmento, pesata dalla probabilità di appartenere a diverse parti dell'insieme di riferimento.

Se la popolazione è divisa in K parti, la membership è sconosciuta e le probabilità sommano ad uno, allora la funzione di distribuzione condizionata sarà (secondo il teorema delle probabilità totali):

$$f(y_n / \varphi) = \sum_{s=1}^K p p_s f_s(y_n / \theta_s) \quad (2.4)$$

¹⁷ Il riferimento generale è M. Wedel e W.A. Kamakura (1999) e, più specificamente per le misture di densità, D.M. Titterton, A.F.M. Makov e U.E. Smith (1985).

con y variabili dipendenti, K numero di segmenti, pp probabilità di appartenere (a priori) ad una componente, ϕ vettore dei parametri e θ probabilità di s .

Dopo stimato ϕ noi possiamo calcolare la probabilità a posteriori che l'osservazione $-i$ viene da s , dal teorema di Bayes:

$$p_{ns} = \frac{pp_s f_s(y_n / \theta_s)}{\sum_{s=1}^K pp_s f_s(y_n / \theta_s)} \quad (2.5)$$

Se la funzione è normale, la densità condizionale di appartenere al gruppo k sarà:

$$f(y_i / s = k; \theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_k} e^{\left(\frac{-(y_i - \mu_k)^2}{2\sigma_k^2}\right)} \quad (2.6)$$

Data la regola di Bayes possiamo estrarre la probabilità di y per s uguale a k come una probabilità congiunta, che è il prodotto della condizionata e della probabilità di membership del segmento.

Con questa probabilità pari a π_k la congiunta è:

$$\pi_k \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_k} e^{\left(\frac{-(y_i - \mu_k)^2}{2\sigma_k^2}\right)}$$

Se sommiamo tutti i valori di k , il risultato è la densità non condizionale di y_i .

Nell'esempio di due segmenti:

$$f(y_i; \theta) = \pi_1 \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_1} e^{\left(\frac{-(y_i - \mu_1)^2}{2\sigma_1^2}\right)} + \pi_2 \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_2} e^{\left(\frac{-(y_i - \mu_2)^2}{2\sigma_2^2}\right)} \quad (2.7)$$

L'incognita è θ che contiene anche i pesi π_i ed una possibile soluzione è trovare un valore iniziale dei parametri, calcolare la densità per questi parametri e ricalcolare i θ finali attraverso una massimizzazione della verosimiglianza (qui si userà l'algoritmo EM) o routine di ottimizzazione numerica.

La log verosimiglianza ha una forma del tipo:

$$LnL = \sum_{i=1}^n \ln \left(\pi_1 \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_1}} e^{\left(\frac{-(y_i - \mu_1)^2}{2\sigma_1^2}\right)} + \pi_2 \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_2}} e^{\left(\frac{-(y_i - \mu_2)^2}{2\sigma_2^2}\right)} \right) \quad (2.8)$$

Un problema potenziale è che la massimizzazione della verosimiglianza potrebbe convergere in un ottimo locale per cui c'è bisogno di molte prove con probabilità iniziali diverse e con la scelta del valore maggiore della verosimiglianza.

Con riguardo a questo test, si cerca di determinare le regressioni alla Mincer come mistura di due o più regressioni, quindi vengono usate regressioni pesate per la probabilità di appartenere a s, in modo da ottenere le medie μ_i (come predittori lineari dati dai coefficienti della regressione) e le varianze σ_i^2 per le funzioni di densità dell'individuo - i, per tutti i possibili regimi della nostra specificazione.

L'algoritmo ha un andamento alternato, cioè calcola le probabilità attraverso funzioni e parametri e torna a pesare le regressioni con le nuove probabilità, con un criterio di stop deciso secondo la convergenza della log verosimiglianza.

La scelta di un numero di segmenti maggiore di due verrà testata ma l'idea di partire da due si lega a considerazioni teoriche sui mercati duali.

La differenza con le regressioni switching è che non c'è vincolo ad entrare in un dato segmento attraverso una soglia, ma un lavoratore potrebbe stare proporzionalmente in tutti i segmenti.

3. Test sul dualismo in Italia negli anni '90

I dati usati sono quelli dell'indagine sui bilanci delle famiglie della Banca d'Italia. Le interviste hanno una frequenza biennale e vanno dal 1989 al 2002 (mentre dal 1977 c'è un archivio storico con un minor numero di informazioni). Per esempio l'indagine 2000 contiene 8001 famiglie (delle quali metà sono panel) e 13814 percettori di reddito.

La variabile dipendente è il reddito orario (reddito annuale diviso un numero di ore annuali dato dalle ore settimanali, i mesi di lavoro e il numero di settimane). All'inizio si testa la mistura su un campione più piccolo e poi vengono rilassati alcuni vincoli per osservare il cambiamento nella forbice tra i segmenti.

La scelta del campione risponde all'esigenza di far sì che i risultati non siano influenzati da scelte volontarie¹⁸. Guardando alla prospettiva temporale, usiamo più indagini per osservare se il fenomeno sia stabile o meno nel tempo. I dati sui lavoratori sono trovati incrociando le informazioni contenute nei seguenti archivi:

- ❑ CARCOM Caratteristiche personali
- ❑ RPER Redditi individuali
- ❑ LAVORO Informazioni specifiche sul lavoratore
- ❑ ALLb1 Informazioni circa la condizione lavorativa

Il campione iniziale estratto dall'indagine 2002 usa lavoratori maschi tra 20 e 65 anni, capifamiglia, dipendenti di settori privati non agricoli che lavorino almeno 20 ore alla settimana¹⁹.

Delle stime preliminari si ha che regressioni interquantili in base al reddito (35% più alto contro più basso) con variabili indipendenti istruzione, esperienza, dimensione impresa, dimensione città e dummy geografica (pari ad 1 se si vive nelle regioni meridionali) danno coefficienti dell'esperienza e dell'istruzione estremamente superiori (più di 5 volte) per il primo gruppo di lavoratori.

Questi risultati mostrano ciò che ci si attende ma i problemi sono quelli visti in precedenza oltre al fatto che la soglia è arbitraria, infatti cambiandola abbiamo risultati sensibilmente differenti.

Come si è detto l'algoritmo usa due passi alternati, cioè definizione delle funzioni e massimizzazione della logverosimiglianza. I criteri scelti sono quelli di un numero di iterazioni tra 20 e 200 ed uscita dalla procedura quando l'incremento nella logverosimiglianza è più piccolo di 0.001²⁰.

La tabella n.1 mostra i risultati ottenuti usando due segmenti comparati con la regressione a minimi quadrati per l'intero campione (1156 osservazioni).

¹⁸ Per esempio può essere plausibile che in media le donne lavorino meno degli uomini per trascorrere più tempo con i figli ed in questo modo rinuncino a migliori possibilità di carriera. A questo punto un minor rendimento salariale dell'investimento in capitale umano è una scelta volontaria e non un vincolo (anche se ad esempio la scelta può essere in una certa misura influenzata dall'aspettativa di non trovare lavori all'altezza per motivi discriminatori di genere).

¹⁹ I criteri sono gli stessi di Cipollone, sebbene lì fosse usata la survey 1995. Ci sono osservazioni eliminate per logaritmo del salario orario non compreso tra 0 e 4, anche qui per omogeneità ed evitare outliers. Ad esempio il logaritmo di un salario orario uguale a 5 per una persona che lavori 35 ore a settimana dà un reddito maggiore ai 20000 euro per mese, quindi è arduo assimilare questa situazione a quella del classico lavoratore dipendente cui ci riferiamo in questa analisi.

²⁰ Questa è la regola generalmente adottata, ma quando il numero di iterazioni non soddisfa la riduzione richiesta nella verosimiglianza o quando il massimo è raggiunto prima delle venti iterazioni, allora si usano altri criteri.

Tab. 1 - Risultati modello di mistura survey 2002

	Segmento 1				Segmento 2				OLS			
Costante	1.377	1.431	1.442	1.558	1.561	1.592	1.620	1.629	1.469	1.492	1.516	1.564
Istruzione	0.191	0.166	0.154	0.152	0.101	0.075	0.070	0.070	0.139	0.116	0.111	0.109
Esperienza Potenziale	0.009	0.009		0.013	0.008	0.006		0.007	0.009	0.008		0.010
Anni contributi			0.013				0.006				0.010	
Dimensione Impresa		0.049	0.030	0.029		0.044	0.038	0.038		0.044	0.034	0.034
Dummy Sud		-0.266	-0.218			-0.001*	0.006*			-0.095	-0.076	
Dimensione Città		-0.022*	-0.007*	-0.007*		-0.014	-0.016	-0.011*		-0.014*	-0.010*	-0.007*
Indice Okun				-0.014*				-0.0014*				-0.006
Log Verosim.	-347	-291.5	-248.0	-245.78					-400	-356.3	-315.8	-312.7
R²									0.21	0.27	0.28	0.28
Peso %	35.4	33.8	35.3	35.0	64.6	66.2	64.7	65.0				

*Non significativo

La prima colonna considera solo le variabili di capitale umano (con l'esperienza approssimata dall'età attuale meno l'età del primo lavoro), mentre nelle altre sono usate alternativamente esperienza potenziale e anni di contributi, con un numero maggiore di regressori. L'ultima colonna sostituisce la dummy geografica con un indice di Okun regionale (somma di inflazione e disoccupazione) che cerca di captare condizioni più specifiche dei mercati del lavoro locali.

Sono utilizzate diverse probabilità iniziali casualmente generate e i risultati sono molto simili in ognuno dei casi, con scelta finale del livello massimo ottenuto dalla logverosimiglianza (che ha un andamento monotono).

Guardando ai risultati OLS, si osserva che la varianza spiegata della regressione allargata ha un buon fit e c'è un miglioramento sostanziale includendo gli altri regressori (28%) che sono tutti significativi (tranne la dimensione città) ed hanno i segni attesi dei coefficienti²¹.

Il modello di mistura dipinge una situazione molto spaccata tra due gruppi di lavoratori perché i rendimenti del capitale umano sono più che il doppio in un segmento dove anche le altre variabili hanno maggior peso nei coefficienti, eccetto che per la costante²².

La misura di questo gruppo di lavoratori è intorno al 35% (leggermente più alta usando gli anni di contributi, ma alcune osservazioni sono perse).

Includendo in indice di Okun regionale, da un punto di vista statistico noi sostituiamo la dummy con una variabile continua che ha un ranking simile a quello della dummy, perché il valore dell'indice per il Sud è circa 2.5 volte quello del Centro – Nord²³.

I risultati sono praticamente immutati a conferma del fatto che la dummy è un buon indicatore delle realtà locali e che i lavoratori meridionali del segmento secondario sono meno penalizzati rispetto alla media nazionale, mentre per quelli primari la regione di lavoro è più importante.

²¹ Per la taglia dell'impresa si può pensare a ragioni economiche e legislative. Entrambe sono compatibili con la teoria dei mercati duali perché imprese grandi e innovative sono previste per il segmento primario, mentre l'argomento istituzionale può essere illuminato dal fatto che ad esempio sopra un certo numero di dipendenti è più semplice organizzare un sindacato per difendere i propri interessi.

²² Ci sono almeno due spiegazioni potenzialmente complementari: regressori omessi che spiegano meglio l'equazione del segmento secondario, oppure intercetta più bassa per i lavoratori primari perché pagano una parte del loro addestramento all'inizio del periodo lavorativo con un salario inferiore, mentre i lavoratori secondari hanno un profilo più piatto dall'inizio alla fine, non ricevendo training.

²³ Dati fonte Istat: inflazione rilevata come indici dei prezzi al consumo per le città capoluoghi di regione e disoccupazione dalle rilevazioni delle forze di lavoro, media annua per regione.

Il prossimo passo è quello di cercare non linearità nell'esperienza, infatti normalmente ci si attende almeno un termine di secondo grado che faccia arrivare ad un massimo nell'investimento ottimale di capitale umano²⁴. La tabella n.2 contiene i risultati del modello a due segmenti con termini di esperienza fino al quarto grado.

C'è un maggior gap tra i lavoratori, con istruzione ed esperienza rispettivamente 2.5 e 3 volte più alte per chi lavora nei settori favoriti del mercato. In genere il termine al quadrato è significativo, mentre quelli di ordine maggiore non sono rilevanti.

Questo risultato mostra l'importanza delle non linearità, perché la specificazione che usa l'esperienza potenziale al quadrato è l'unica che porta un incremento nell' R^2 nella stima a minimi quadrati. Questa variabile ha rilievo nel settore primario ma non in quello secondario²⁵, a conferma del fatto che l'addestramento è poco utile in questa parte del mercato del lavoro.

Tra le altre variabili l'influenza della dummy geografica è rafforzata ed è molto più importante per i lavoratori favoriti, mentre i pesi e gli altri coefficienti sono pressoché immutati.

²⁴ La rassegna di D.E. Card (1998) mostra come in studi empirici, spesso una buona approssimazione dell'esperienza è un polinomio di secondo o terzo grado.

²⁵ Per le misture di regressione non viene usata la matrice di varianza e covarianza, ma gli errori standard sono calcolati dall'inversa della matrice di informazione di Fisher, che è il prodotto del vettore score. In ogni caso queste due misure tendono ad essere molto simili, usando un alto numero di osservazioni (in questo caso maggiore di 1000).

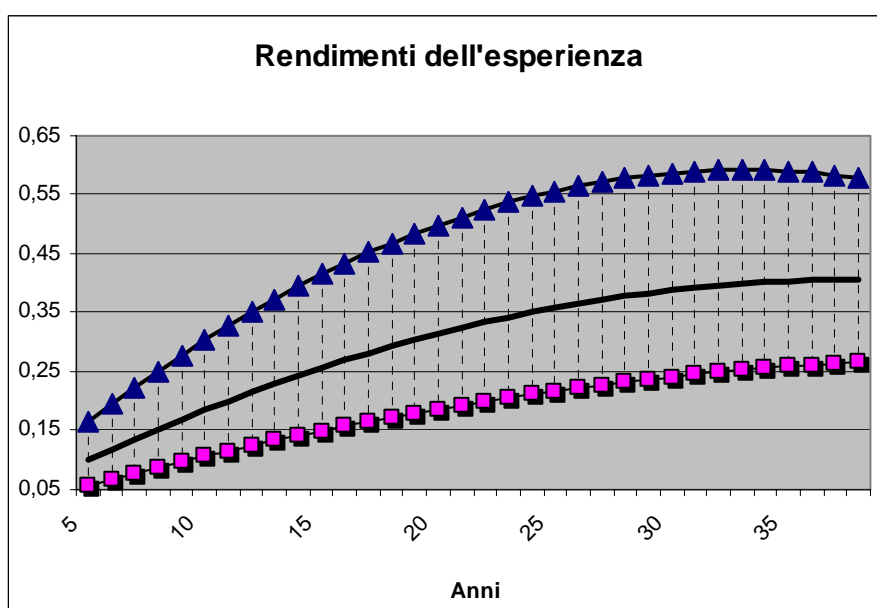
Tab. 2 - Uso di polinomi per l'esperienza

	Segmento 1			Segmento 2			OLS		
Costante	1.182	1.207	0.965	1.534	1.486	1.640	1.362	1.333	1.355
Istruzione	0.162	0.162	0.165	0.073	0.074	0.071	0.115	0.116	0.116
Esperienza	0.035	0.033	0.085	0.012	0.020	-0.014*	0.021	0.026	0.020*
Potenziale									
Dimensione	0.042	0.042	0.040	0.044	0.044	0.045	0.042	0.042	0.042
Impresa									
Dummy Sud	-0.245	-0.240	-0.246	0.001*	-0.0006*	0.005*	-0.091*	-0.090	-0.090
Dimensione Città	-0.019*	-0.019*	-0.019*	-0.013	-0.014	-0.012*	-0.012	-0.013*	-0.013*
Esperienza Potenziale²	-0.0005	-0.0004*	-0.004*	-0.0001	-0.0005*	0.002	-0.0003	-0.0005*	-3.2E-5*
Esperienza Potenziale³		-8E-7*	9.9E-5*		4.9E-6*	-6E-5		3E-6*	-1.1E-5*
Esperienza Potenziale⁴			-9E-7*			5.6E-7			1.4E-7*
Log Verosimiglianza	-285.59	-285.41	-284.22				-349.99	-349.83	-349.77
R²							0.28	0.28	0.28
Peso %	34.9	35.3	35.6	65.1	64.7	64.4			

*Non significativo

Infine è interessante simulare i profili reddituali rispetto a qualifiche di istruzione ed anni di esperienza potenziale per tutte e tre le regressioni. I grafici seguenti fanno capire come le relazioni sono aderenti alle previsioni teoriche: c'è una differenza pronunciata tra i lavoratori, con un andamento ripido ed un altro piatto (l'andamento del campione completo è più vicino al secondo, date le proporzioni del campione)²⁶. Nella simulazione abbiamo considerato 38 anni di vita lavorativa come il tempo necessario per arrivare all'età pensionistica ed usato il valore assoluto ed il quadrato per catturare i rendimenti marginali decrescenti.

Fig. 2



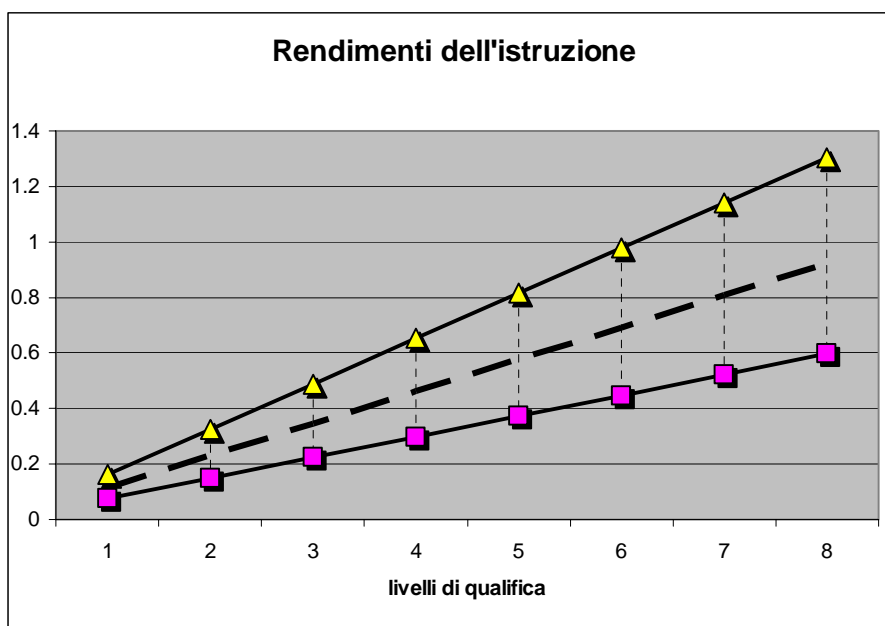
Possiamo così verificare come le decisioni di investimento fatte dai lavoratori che finiscono nella parte migliore del mercato siano pressoché ottimali, dato che iniziano ad esserci negatività quando si è vicini alla fine dell'età lavorativa cioè intorno al trentacinquesimo anno, guardando alla linea più alta. Per l'istruzione viene usato lo stesso ranking dell'indagine, cioè una variabile discreta compresa tra 1, che indica nessuna qualifica e 8, pari a qualifiche post – laurea, per cui abbiamo una relazione lineare²⁷. Probabilmente questa semplificazione rende la variabile meno attendibile

²⁶ Un altro indice di maggior stabilità dei salari del settore secondario è il risultato ottenuto in varie specificazioni delle equazioni salariali che la varianza del gruppo primario è molto più alta di quella del gruppo secondario.

²⁷ Specificazioni quadratiche sono scarsamente significative.

dell'altra perché ogni passo è pesato con la stessa importanza (ad esempio da 0 a licenza elementare, come da diploma a laurea) e non ci sono dati circa il numero di anni usati per raggiungere la qualifica, quindi non otteniamo differenze individuali²⁸. Comunque il rapporto tra i profili è simile e dà un'idea della forbice che si ha pur con le stesse qualifiche di istruzione.

Fig. 3

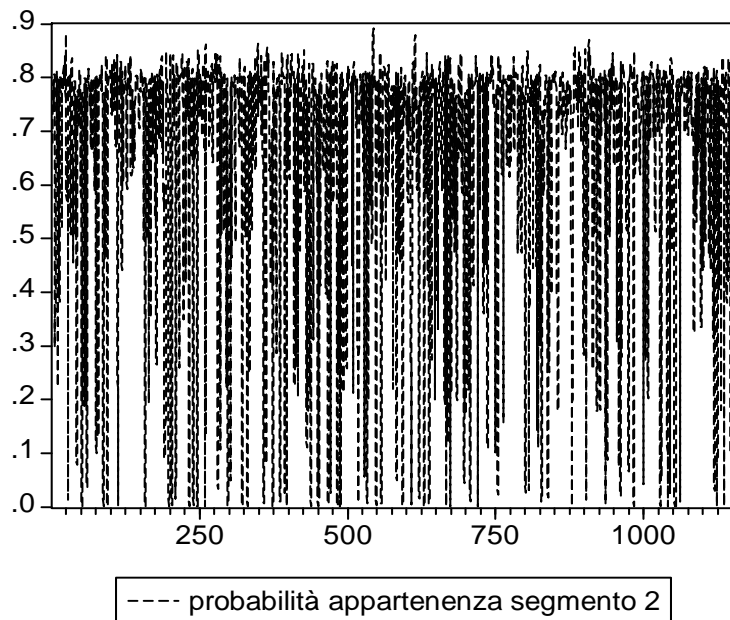
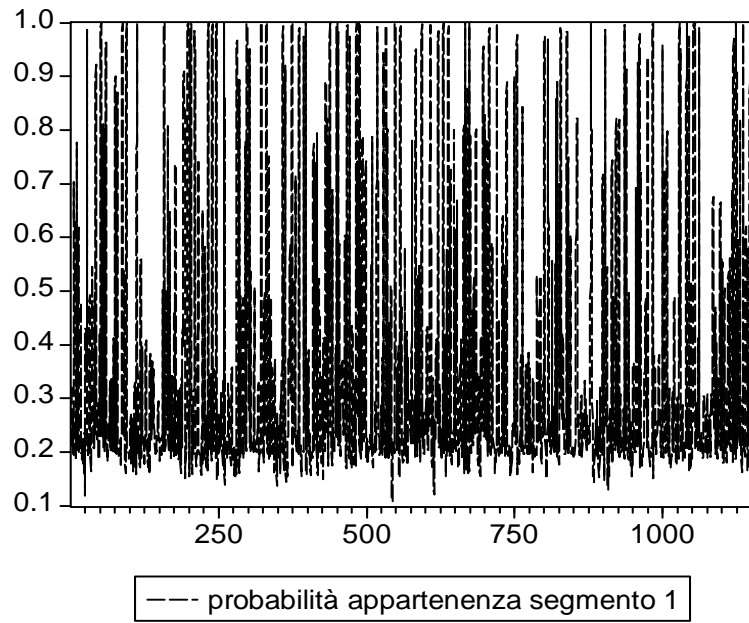


La figura n. 4 illustra il funzionamento del modello, attraverso le probabilità individuali di stare in un segmento quando l'algoritmo ha raggiunto la convergenza. Dopo un numero di iterazioni in genere inferiore alla metà del massimo, la situazione è molto ben definita in termini di coefficienti e l'incremento della verosimiglianza è quasi nullo.

Una domanda ovvia riguarda la presenza o meno di particolari requisiti per i lavoratori favoriti, come ad esempio la laurea rispetto al diploma o lavorare nei servizi rispetto ad alcuni settori dell'industria e così via. I dati contenuti nelle tabelle nn.1 e 2 mettono a confronto le caratteristiche generali della popolazione e il lavoro svolto, con quelli delle persone che hanno più del 50% di probabilità di lavorare nel segmento favorito.

²⁸ Per il punto della linearità, specificazioni quadratiche non sono significative. Per le differenze individuali ed i pesi dello stesso passo, anche se ipotizziamo studi regolari e calcoliamo gli anni necessari per ogni passo i risultati sono molto simili e allo stesso modo, mancano informazioni su quanto ognuno impiega a raggiungere la qualifica ottenuta.

Fig. 4



Tab. 3 - Caratteristiche comparative dei lavoratori primari

	media campione	media segmento 1
Istruzione	3.77	4.19
Esperienza	24.68	25.25
N° percettori di reddito nella famiglia	0.61	0.59
% lavoratori meridionali	28.20	34.56
Dimensione impresa	3.66	3.77
Numero oss.	1156	217

La tabella n.3 spiega come paiano non esserci differenze sistematiche tra gli individui dei diversi gruppi, pur considerando variabili collegate alla situazione economica degli individui, come ad esempio il numero dei percettori di reddito nella famiglia, pesato per il numero dei componenti (questa misura potrebbe influenzare i trade – off tra lavoro e tempo libero dell'individuo).

Questo è in linea con l'idea che le differenze non dipendano dai lavoratori, ma dai lavori.

La tabella n. 4 invece sottolinea differenze leggere ma interessanti, come il fatto che le persone favorite lavorino proporzionalmente di più nell'industria. Ciò aiuta ad interpretare il ruolo della variabile dimensione impresa perché in linea generale l'industria ha una media più ampia di dipendenti rispetto ad altri settori ed è tradizionalmente vista come settore innovativo²⁹.

²⁹ Dobbiamo sottolineare come in questa definizione coabitano settori innovativi come chimica e tradizionali come il tessile, quindi probabilmente in questo caso la dimensione aziendale è più importante nello spiegare questa differenza.

Tab. 4 - Appartenenza settoriale

	peso% campione	peso% segmento 1
Industria	41.01	49.65
Costruzioni	13.82	14.27
Commercio	10.13	12.89
Trasporti	9.68	9.86
Intermediazione	18.89	7.01
Agenzie immobiliari e altro	3.69	3.20
Servizi domestici	2.78	3.12

Il punto finale è se ci sono altri fatti (oltre a predizioni teoriche) che possono giustificare la scelta di due segmenti invece di un numero maggiore.

Usando tre componenti (tabella n. 6) si ricava un terzo gruppo di peso intorno al 33% (rispettivamente 26% e 41% per gli altri due), ma a ben guardare c'è stata soltanto un'ulteriore divisione del mercato secondario.

Infatti il terzo gruppo ha rendimenti del capitale umano quasi nulli (e coefficienti scarsamente significativi), mentre il salario pare essere più influenzato dalla dimensione della città.

Gli altri due gruppi mantengono proporzioni simili nei coefficienti e in generale la teoria spesso prevede un'ulteriore suddivisione della parte primaria del mercato in un piano più alto ed uno più basso (*upper e lower tiers*). Anche la comparazione tipo quella vista nelle tabelle 3 e 4 su 143 lavoratori che hanno probabilità maggiori al 50% di stare nel primo dei tre gruppi non muta sensibilmente, quindi l'unico effetto reale è quello di distanziare ulteriormente i lavoratori.

Tab. 5 - Tre segmenti

	Segmento 1	Segmento 2	Segmento 3	OLS
Costante	1.166	1.201	1.813	1.362
Istruzione	0.176	0.137	0.004*	0.115
Esperienza Potenziale	0.037	0.027	0.003*	0.021
Esperienza Potenziale²	-0.0007	-0.0003	0.000007*	-0.00028
Dummy Sud	-0.283	-0.193	0.192	-0.091
Dimensione città	-0.033	0.001*	-0.023	-0.013*
Dimensione impresa	0.042	0.049	0.033	0.042
Log Verosimigl. R²	-259.70			-349.99
Peso %	26.1	41.1	32.8	

*Non significativo

Per discriminare nel numero di segmenti usiamo test basati sulla verosimiglianza³⁰ (Hawkins, Allen e Stromberg, 2001) simulano il rendimento di 22 diversi test in varie situazioni di separazione tra i segmenti) per un numero di segmenti che va da 1 a 4, che mostrano c'è indecisione nello scegliere tra 3 e 2 componenti come si osserva dalla tabella n. 6. Il criterio di scelta AIC è meno penalizzante al crescere delle componenti, mentre gli altri vedono vicini 3 e 2 componenti nell'ordine e si è appena

³⁰ C'è una differenza per le penalità all'aumentare dei parametri che negli altri criteri è maggiore rispetto all'AIC.

ricordato come abbia un significato sostanzialmente dualistico anche prevedere tre ripartizioni. Ciò che fa preferire la presenza di due gruppi è il risultato in termine di entropia mostrato nella prima colonna. Al crescere dei gruppi gli individui sono meno separati quindi meno distanti tra di loro e inoltre c'è una perdita di potere nei criteri che determinano il numero delle componenti.

Tab. 6 - Criteri di scelta e separazione

	1	2	3	4
Entropia		0.487	0.184	0.134
Log verosimiglianza	-349.99	-285.75	-259.69	-237.17
AIC	0.618	0.519	0.487	0.459
AIC3	0.624	0.530	0.505	0.483
MDL	0.648	0.579	0.577	0.5813
BIC	0.648	0.579	0.577	0.5813

Il risultato generale è che possiamo sostenere come una singola equazione salariale sia un'assunzione troppo restrittiva anche per questo gruppo così omogeneo.

A questo punto c'è maggior confidenza nel provare a diversificare il campione, per verificare l'influenza dello status di genere. In pratica ripetiamo il test per un campione dove non c'è la restrizione di genere ed il requisito "capofamiglia" è sostituito con quello di capofamiglia inteso come maggior percettore di reddito, altrimenti ci sarebbero troppo poche osservazioni per le donne, se usassimo la definizione precedente.

Ora le osservazioni sono 1949, ma il campione è meno omogeneo, per cui scelte individuali ed abilità inosservata posso avere un ruolo potenzialmente maggiore³¹.

La tabella n. 7 illustra i risultati per una regressione che contiene anche la dummy di genere (con valore uno per le donne). Questa variabile è

³¹ Ad esempio l'uso del reddito orario fa sì che non consideriamo il numero di ore lavorate meno del minimo di 20 e le osservazioni perse sono in maggioranza di donne. Infatti mentre la proporzione generale di donne è il 33% in questo campione, i soli lavoratori part - time sono 191, dei quali il 90% è donna.

fortemente significativa e negativa in tutte le equazioni e indubabilmente più penalizzante nel segmento primario.

L'intero fit della regressione a minimi quadrati migliora con le dummy di genere, mentre come sempre la misura dell'impresa è rilevante a differenza di quella della città (il rapporto centro – periferia non pare essere rilevante in queste specificazioni).

Tab. 7 - Campione allargato: risultati

	Segmento 1	Segmento 2	OLS
Costante	1.552	1.658	1.582
Istruzione	0.164	0.076	0.112
Esperienza Potenziale	0.032	0.014	0.020
Esperienza Potenziale²	-0.0006	-0.0002	-0.0003
Dummy genere	-0.275	-0.131	-0.175
Dimensione impresa	0.058	0.041	0.046
Dummy Sud	-0.291	-0.031	-0.112
Dimensione città	-0.0024*	0.0002*	0.0015*
Log Verosimiglianza	-417.08		-539.41
R²			0.31
Peso %	28.9	71.1	

*Non significativo

L'ultima analisi ha il fine di comparare coefficienti e misure dei segmenti per il periodo 1991 – 2002. In questo modo possiamo controllare se la segmentazione sia solo temporanea o una caratteristica strutturale del sistema ed in che modo vari nel periodo in esame.

La tabella n. 8 contiene i differenziali (rapporti) tra i coefficienti dei due segmenti ottenuti con il modello di regressione di mistura sul campione con le caratteristiche di quello iniziale, con un termine di esperienza quadratica e senza la dimensione della città che è stata quasi sempre poco significativa.

É importante sottolineare come il dualismo appaia strutturale, con una media del segmento primario di circa il 35% (minimo 22 e massimo 49%).

Anche le proporzioni tra i coefficienti sono indice di una chiara divaricazione³².

Tab. 8 - Differenze nei rendimenti del capitale umano tra i segmenti nel periodo 1991 – 2002

Anno	Istruzione	Esperienza	Osservazioni
1991*	2.1	1.6	1857
1993	1.9	3.1	1553
1995	1.6	5.1	1472
1998	2.1	0.8	1367
2000	2.4	3.0	1301
2002	2.3	3.0	1156

* non c'è la variabile dimensione impresa

4. Conclusioni

Questo lavoro ha cercato di verificare la presenza di più componenti nelle regressioni salariali per il mercato del lavoro italiano, usando un gruppo molto omogeneo di lavoratori dipendenti, nel tentativo di ridurre il più possibile l'influenza di scelte volontarie personali.

Si sono evidenziati risultati a sostegno dell'idea che utilizzare un'unica equazione pone limitazioni troppo forti rispetto ai dati in esame, per cui è senz'altro più opportuno usare equazioni diverse per più gruppi di lavoratori. L'uso di modelli di mistura di regressione è un modo per evitare assunzioni troppo arbitrarie circa l'allocazione dei lavoratori.

³² C'è solo un risultato differente per il coefficiente dell'esperienza per l'intervista del 1998, perché in quel caso il rendimento del settore secondario è superiore. Includendo un terzo segmento questo assume un peso del 20% con coefficienti delle variabili di capitale umano quasi nulli e il rapporto tra i coefficienti degli altri due diventa 3.1 (1.25 per l'istruzione).

Il primo risultato pare essere quello della presenza di una parte del mercato favorita che ha un peso di circa il 35% dell'intero campione. I coefficienti delle variabili di capitale umano per l'equazione dei lavoratori primari hanno un peso circa tre volte maggiore rispetto al resto dei dipendenti, usando l'indagine 2002 della Banca d'Italia.

Si ottiene così una conferma sostanziale delle previsioni della teoria dei mercati del lavoro segmentati, con una parte sfavorita dei lavoratori che ha profili reddituali piatti rispetto alle variabili di capitale umano. In realtà però non sembrerebbero esserci ragioni nelle caratteristiche dei lavoratori a giustificare spiegazioni competitive per questo fenomeno. Più precisamente i lavoratori con probabilità di stare nella miglior parte del mercato maggiori al 50%, non hanno caratteristiche molto diverse dagli altri riguardo ai requisiti di esperienza o istruzione o altro, mentre i posti di lavoro nell'industria sono proporzionalmente più rappresentati in questa nicchia del mercato.

Ci sono elementi per preferire 2 o 3 componenti nella struttura di regressione di mistura rispetto ad 1 o 4, secondo i criteri derivanti dalla logverosimiglianza, ma anche nel caso di un terzo segmento le considerazioni dualistiche restano valide, poiché si ottiene una divisione ulteriore, con un gruppo di lavoratori che ha rendimenti quasi nulli del capitale umano ed un altro più vicino al segmento primario (compatibile con l'idea dei due livelli del segmento stesso).

Attraverso l'eliminazione della restrizione di genere otteniamo simili risultati per un gruppo più ampio e disomogeneo di lavoratori.

Donne e lavoratori meridionali sono più svantaggiati nel mercato primario ed anche la dimensione impresa è un fattore rilevante di spiegazione dei redditi. Il fatto che ci sia meno svantaggio nel settore secondario può dipendere dal limite verso il basso che hanno i salari a causa della contrattazione collettiva che è svolta su base nazionale. Il risultato non è così sorprendente sia nella visione di dualismo tra imprese grandi e piccole, ma anche alla luce di pratiche considerazioni istituzionali, come ad esempio il fatto che la legislazione sui licenziamenti sia più restrittiva per grandi imprese (più di 15 dipendenti).

Guardando alle proporzioni dei segmenti, vediamo come in proporzione ci siano meno lavoratori del Sud nel segmento secondario. Questo risultato è in linea con Cipollone che trova una risposta nella maggior dimensione media delle imprese del Sud. Un altro elemento che può aver risalto è la presenza di lavoro sommerso che è maggiore al Sud e non venendo rilevato può parzialmente occultare parte degli strati secondari dell'occupazione.

Le implicazioni di politica economica dei mercati segmentati sono molto rilevanti a prescindere dal fatto che occorre chiedersi se un provvedimento legislativo asimmetrico a favore di un determinato settore o per un'impresa di determinate dimensioni possa aiutare il consolidamento di fenomeni di dualismo. Ad esempio se ci concentriamo sull'istruzione, si nota come solo

una parte del mercato abbia buoni rendimenti dallo studio, mentre per larghi strati di lavoratori il livello salariale è poco influenzato dai requisiti educativi.

A questo punto se ad esempio un governo volesse far crescere la ricchezza delle persone attraverso una maggior offerta di capitale umano, in questa situazione i risultati sarebbero probabilmente inferiori a quanto atteso, così se l'obiettivo finale fosse quello di far uscire famiglie dalla povertà, allora un trasferimento diretto sarebbe più efficace.

Un altro argomento da tenere in esame è che se ad esempio in un'economia sono i genitori a finanziare il capitale umano per i propri figli fino all'età dell'obbligo, per ipotesi mediante un prelievo fisso allora potrebbe verificarsi la situazione per la quale c'è un profitto netto solo per quelle famiglie i cui figli riescono a finire nello strato favorito del mercato. Il risultato finale potrebbe essere quello di un investimento globalmente non positivo e di una redistribuzione tra famiglie, quindi per quale ragione sarebbero giustificati tali investimenti per famiglie neutrali o avverse al rischio?

BIBLIOGRAFIA

ALTIERI, G. (1999), "The transformation of the Italian labour market: a process of segmentation", in *Global Money, Capital Restructuring and the Changing Patterns of Labour*, edition by R. Bellofiore Edward Elgar .

ALTONJI, J.G. – BLANK, R.M. (1999), "Race and Gender in the Labor Market", in *Handbook of Labor Economics*, a cura di O. Ashenfelter e D. Card, ed. North Holland, Amsterdam.

ANGRIST, J.D. – KRUEGER, A.B. (2001), "Instrumental variables and the search for identification: from supply and demand to natural experiments", *NBER Working papers* no. 8456.

ANGRIST, J.D. – KRUEGER, A.B. (1998), "Empirical strategies in labor economics" *Princeton University Industrial Relations Sector Working Paper no. 401*.

BECKER, G. (1962), Investment in Human Capital: A theoretical analysis, *The Journal of Political Economy*, vol.70 no.5, part.2, pp. 9-49.

BECKER, G. (1971), *The economics of discrimination* 2nd edition. The University of Chicago Press.

BLANCHARD, O.J. – SUMMERS, L.(1986), Hysteresis and the European Unemployment Problem, *NBER Macroeconomics Annual* no.1, pp.15-78.

BOVI, M. – CASTELLUCCI, L. (2001), "Cosa sappiamo dell'economia sommersa in Italia al di là dei luoghi comuni?" *Economia Pubblica* n.6, pp. 77-119.

BULOW, J.I. – SUMMERS, L.H. (1986), "A theory of dual labor markets with application to industrial policy, discrimination and Keynesian unemployment", *Journal of Labor Economics* vol.4 no.3, pp. 376-414.

BURKETT, P. (1997), "Critical Notes on the Insider/Outsider Approach to Unemployment", *Review of Radical Political Economics*, no.29 (3), pp. 134-143.

CALZARONI, M.(2000), "L'occupazione come strumento per la stima esaustiva del PIL e la misura del sommerso", relazione presentata al seminario org. Istat "La nuova contabilità nazionale", 12 – 13 maggio Roma.

CARD, D.E. (1998), "The casual effect of education on earnings", in *Handbook of Labor Economics*, a cura di O. Ashenfelter e D. Card, ed. North Holland, Amsterdam.

CARMICHAEL, H.L. (1990), "Efficiency wage model of unemployment – One View", *Economic Inquiry* 28 (April), pp. 269-295.

CARRUTH, A. – OSWALD, J. (1987), "On Union Preferences and Labour Market Models: Insiders and Outsiders", *Economic Journal* vol.97, n. 386, pp. 431-445.

CIPOLLONE, P. (2001), "Is the Italian Labour Market Segmented?", *Temi di discussione del Servizio Studi della Banca d'Italia*, n. 400.

DELL'ARINGA, C. (2003), "The Italian Labour Market: Problems and Prospects", *Quaderni dell'istituto di Economia dell'impresa e del lavoro* n. 33.

DÍAZ-VÁZQUEZ, P. – SNOWER, D.J. (2002), "Can Insider Power Affect Employment ?", *IZA Discussion Paper*, no. 506.

DICKENS, W.T. – LANG, K. (1985), "A test of Dual Labor Market Theory", *The American Economic Review*, vol. 75 no.4, pp. 792-805.

DICKENS, W.T. – LANG, K. (1988), "The Reemergence of Segmented Labor Market Theory", *American Economic Review, Papers and Proceedings*, Vol.78 no.2, pp. 129-134.

DICKENS, W.T. – LANG, K. (1988), "Labor Market Segmentation and the Union Wage premium", *The Review of Economics and Statistics* n.LXX 3, pp. 527-530.

DOERINGER, P.B. – PIORE, M.J. (1971), *Internal Labor Market and Manpower Analysis*, Heath Lexington Books, Lexington Massachusetts.

DUNLOP, J.T. (1957), *The task of contemporary wage theory*, in "The Theory of Wage Determination" di John Dunlop, ed. Macmillan, Londra.

FLATAU, P.R. – LEWIS, P.E.T. (1993), "Segmented Labor Markets in Australia", *Applied Economics* n.25, pp. 285-294.

GUIDETTI, G. (1994), "Labour Market Segmentation: The Institutionalist Approach", *Istituto di Ricerca sulla Dinamica dei Sistemi Economici (C.n.r.)*.

GUIDETTI, G. (2001), "Teoria della Segmentazione e dei mercati del lavoro. Attualità, limiti ed evoluzione dell'analisi istituzionalista", *Economia Politica*, Anno XVIII, n.2, pp. 249-306.

HAWKINS, D.S. – ALLEN, D.M. – STROMBERG, A.J (2001), "Determining the number of components in mixtures of linear models", *Computational Statistics and Data Analysis* n.38, pp.15-48.

KERR, C. (1957), *Wage Relationship – The Comparative Impact of Market and Power Forces*, in "The Theory of Wage Determination" di John Dunlop, ed. Macmillan, Londra.

KERR, C. (1955), "The Balkanisation of Labor Market", ristampato in *The Balkanisation of the Labor Market and other essays* (1977), University of California Press, Berkeley.

KERR, C.(1950) "Labor Market: Their Character and Consequences", ristampato in *The Balkanisation of the Labor Market and other essays* (1977), University of California Press, Berkeley.

KERR, C. – FISHER, L.H. (1950), "Effect of Environment and Administration on Job Evaluation", ristampato in *The Balkanisation of the Labor Market and other essays* (1977), University of California Press, Berkeley.

LANG, K. – DICKENS, W.T. (1992), "Labor Market Segmentation Theory: Reconsidering The Evidence", *NBER Working Papers*, no. 4087.

- LANG, K. – DICKENS, W.T (1993), “Bilateral Search as an Explanation for Labor Market Segmentation and other Anomalies”, *NBER Working Papers* no.4461.
- LEONTARIDI, R.M.(1998), “Segmented Labour Markets: Theory and Evidence”, *Journal of Economic Surveys*, vol.12 No.1, pp. 63-101.
- LINDBECK, A.(1992), “Microfoundations of Unemployment Theory”, *Labour* 5 (3), pp.3 -23.
- LINDBECK, A. – SNOWER, D.J. (1988), *The Insider – Outsider Theory of Employment and Unemployment*, The MIT Press, Cambridge.
- LINDBECK, A. – SNOWER, D.J. (1988 n.2), “Cooperation, Harassment and Involuntary Unemployment: An Insider-Outsider Approach”, *The American Economic Review*, vol.78, n.1, pp. 167 -188.
- LINDBECK, A. – SNOWER, D.J. (2001), “Insiders versus outsiders”, *Journal of Economics Perspectives*, vol.15 num.I, pp.165 –188.
- MINCER, J. (1962), “On-the-job training: costs, returns and some Implications”, *The Journal of Political Economy*, vol.70 no.5 part.2, pp.50-79.
- MINCER, J. (1970), “The Distribution of labor Incomes: A survey with special reference to the Human Capital approach”, *Journal of Economic Literature* vol.8, no.1, pp.1-26.
- OI, W.F. (1962), “Labor as a quasi-fixed factor”, *The Journal of Political Economy*, pp. 538 – 555.
- OSBERG, L. – APOSTLE, R. – CLAIRMONT, D. (1987), “Segmented labour markets and the estimation of wage functions”, *Applied Economics* no.19, pp.1603-1624.
- OSTER, G. (1979), “A Factor Analytic Test of the Theory of the Dual Economy”, *The Review of Economics and Statistics* n.61, pp. 33-39.
- OSTERMAN, P. (1975), “An Empirical Study of Labor Market Segmentation”, *Industrial and Labor Relations Review*, n.28, pp.508-523.
- PIGOU A., (1944), *Lapses from full employment*, ed. McMillan London.
- PIORE, M.J. (1980 n.1), “Dualism as a response to flux and uncertainty”, in *Dualism and Discontinuity in Industrial Societies*, di S. Berger e M.J. Piore, Cambridge University Press.
- PIORE, M.J. (1980 n.2), “The technological foundations of dualism and Discontinuity” in *Dualism and Discontinuity in Industrial Societies*, di S. Berger e M.J.Piore, Cambridge University Press.
- REICH, M. – GORDON, D. M. – EDWARDS, R.C. (1973), “A theory of labour market segmentation”, *The American Economic Review*, vol. 63, num. 2, pp. 359-365.
- RUMBERGER, R.W. – CARNOY, M.(1980), “Segmentation in the U.S. Labour Market: its Effects on the mobility and earnings of whites and blacks”, *Cambridge Journal of Economics* no.4, pp. 117-132.

RYAN, P.(1984), “Segmentation, Duality and the Internal Labour Market”, in *The Dynamics of Labour Market Segmentation*, a cura di F. Wilkinson London Academic Press.

SAINT – PAUL, G.(1996), *The Dual Labor Market*, The Mit Press, Cambridge.

SALOP, S. (1979), “A model of Natural Rate of Unemployment”, *The American Economic Review*, vol.69 no.1, pp.117-125.

SHAPIRO, C. – STIGLITZ, J.(1984), “Equilibrium unemployment as a discipline device”, *The American Economic Review* n.74, pp.433-444.

SOLOW, R.M. (1979), “Another Possible Source of Wage Stickiness”, *Journal of Macroeconomics* I, Winter pp.79-82.

TAUBMAN, P. – WACHTER, M.L. (1986), “Segmented Labor Markets”, in *Handbook of Labor Economics*, a cura di O. Ashenfelter e D. Card, ed. North Holland, Amsterdam.

TITTERINGTON, D.M. – SMITH, A.F.M.– MAKOV, U.E. (1985), *Statistical analysis of finite mixture distributions*, ed. John Wiley & Sons, San Diego.

WEDEL, M. – KAMAKURA, W.A. (2000), *Market Segmentation. Conceptual and Methodological Foundations 2nd edition*, ed. Kluwer, Dordrecht.

YELLEN, J.L. (1984), “Efficiency Wage theories of Unemployment”, *The American Economic Review* vol.LXXIV, pp. 200-205.

ANALISI ECONOMETRICA SUI TASSI DI INTERESSE A BREVE TERMINE DELL'AREA EURO: UN'APPLICAZIONE CON CAMBIAMENTI DI REGIME

Andrea Beccarini[♦]

Classificazione JEL: C22, E43

Parole chiave: tassi di interesse a breve termine, GMM, modelli Markov-switching

1. Introduzione

L'obiettivo di questo lavoro consiste in un'analisi econometrica dei tassi di interesse a breve termine per l'area euro. Si concentra l'attenzione, da una parte, sulla specificazione della media e della varianza, dall'altra sulla presenza di alcune non linearità derivanti dalla presenza dei cosiddetti regimi. Si conduce, infatti, un'analisi empirica sulle possibili non linearità, secondo due tipi di estensioni: processi lineari per la media contro processi quadratici; processi con cambiamenti di regime contro processi "a regime unico". Le stime dei processi della media e della varianza vengono eseguite con il metodo generalizzato dei momenti (GMM) che si basa sulla considerazione di tutti i momenti per la stima dell'intero insieme dei parametri. L'analisi con cambiamenti di regime, mostra un'elevata superiorità in termini di significatività dei parametri e di fit della regressione. Si propongono, oltre alla specificazione base (Markov-switching) modelli con probabilità di transizione variabile che permettono di verificare se il processo di passaggio da un regime all'altro dipenda dal livello del tasso di interesse. L'ipotesi di radice unitaria nei tassi, emersa dai modelli "a regime unico" e dai tests ADF, viene, in questo contesto, in parte, rifiutata. La proprietà di stazionarietà si manifesterebbe in uno dei regimi rilevati. La specificazione a due regimi permette la rilevazione di due distinti processi di ritorno verso la media. Si conclude per la presenza di un regime stazionario con bassa volatilità e di un regime non stazionario ad alta volatilità. Al regime stazionario sono, inoltre, associati bassi livelli del tasso di interesse, la media di lungo periodo è infatti stimata intorno all'1,5%. Queste proprietà impediscono al processo dei tassi di interesse di diventare negativo: quando il

[♦] PhD Luiss Guido Carli e Università dell'Aquila. MSc University of Manchester. Indirizzo per corrispondenza: fpbec@tin.it

tasso diminuisce, la probabilità di entrare nel regime stazionario e con bassa volatilità diviene sempre più elevata. La presenza di tale regime implica la tendenza, da parte del tasso, verso il suo valore (positivo) di lungo periodo. Questo lavoro è organizzato come segue: nel paragrafo 2, si testano i modelli più comuni della letteratura finanziaria. Nel paragrafo 3, si assume la presenza di regimi nel processo che genera i tassi di interesse e si effettuano le stime con i vari modelli evidenziati. Infine, si traggono delle conclusioni sulla bontà dei modelli in termini di fit della regressione; ciò costituisce il presupposto per valutare la presenza di stazionarietà nella serie dei tassi e, in particolare, sotto quali condizioni, essa può essere assunta. Ci si riferisce alle serie storiche giornaliera e mensile dell'Euribor a un mese; tali serie sono disponibili, rispettivamente, presso la Banca Centrale Europea (BCE) e l'Associazione delle Banche Europee. Le stime sono state effettuate con Gauss. Questo lavoro di basa sul capitolo 5.1 della mia tesi di dottorato presso l'università Luiss Guido Carli.

2. Non linearità nella media e nella varianza del processo del tasso a breve termine: alcuni modelli a confronto

I modelli proposti nella letteratura possono essere considerati come versioni ristrette di un modello generale che è convenientemente espresso attraverso un'equazione differenziale stocastica:

$$dr(t) = (\alpha_1 + \alpha_2 r(t) + \alpha_3 r(t)^2)dt + \sqrt{\alpha_4 + \alpha_5 r(t) + \alpha_6 r(t)^3} dZ(t) \quad (2.1)$$

dove $r(t)$ rappresenta il tasso di interesse a breve termine e $Z(t)$ un moto browniano. Il metodo generalizzato dei momenti GMM costituisce un modo conveniente per stimare tale equazione; il GMM permette infatti, di stimare i parametri rilevanti, associando i momenti campionari ai momenti teorici, opportunamente ponderati da una matrice di pesi che risulta essere l'inversa della stima della matrice di informazione. I modelli presi in considerazione sono i seguenti:

$$\begin{aligned}
1. \text{ Vasicek: } & dr(t) = \alpha[\gamma - r(t)]dt + \rho dZ(t) \\
2. \text{ CIR): } & dr(t) = \alpha[\gamma - r(t)]dt + \rho\sqrt{r(t)}dZ(t) \\
3. \text{ DK: } & dr(t) = \alpha[\gamma - r(t)]dt + \sqrt{\beta_1 + \beta_2 r(t)}dZ(t) \\
4. \text{ CKLS: } & dr(t) = \alpha[\gamma - r(t)]dt + \rho[r(t)]^{1.5} dZ(t) \\
5. \text{ AG: } & dr(t) = \alpha[\gamma - r(t)]r(t)dt + \rho[r(t)]^{1.5} dZ(t) \\
6. \text{ Unrestr: } & dr(t) = [\alpha_1 + \alpha_2 r(t) + \alpha_3 r(t)^2]dt + \sqrt{\alpha_4 + \alpha_5 r(t) + \alpha_6 r(t)^3} dZ(t)
\end{aligned}
\tag{2.2}$$

Si può dimostrare che la scelta dei parametri in modo che i valori dei momenti campionari siano il più possibile vicini ai valori dei momenti teorici, equivale a minimizzare una funzione obiettivo (J). Il valore che minimizza la forma quadratica (J), è distribuito, sotto l'ipotesi nulla che il modello sia correttamente specificato, secondo una distribuzione chi-quadro, con gradi di libertà pari al numero delle restrizioni imposte meno il numero dei parametri da stimare. Alti valori di tale statistica, inducono al rifiuto dell'ipotesi nulla¹. La tabella seguente espone la stima dei parametri, i p-values tra parentesi per le specificazioni della media e della varianza cui sono state poste le opportune restrizioni²:

Tav. 1 - Stime GMM mensili per la media e per la varianza (cfr. eq. 2.2)

Mod.	Mean specification			Variance specification			J Stat.	Res. Sum of Sq. (Var)
	Cost.	R(-1)	R(-1)^2	Cost.	R(-1)	R(-1)^3		
VASIC EK	.023 (.66)	-.01 (.2)	0	.173 (.00)	0	0	.40E-05	1.763
CIR	.042 (.33)	-.020 (.02)	0	0	.0783 (.00)	0	.00274	1.823
DK	.023 (.66)	-.014 (.2)	0	1.488 (.99)	.011 (.99)	0	.14268	2.973
CKLS	-.014 (.75)	-.005 (.59)	0	0	0	.017 (.000)	.01320	1.641
AG	0	-.012 (.35)	.000 (.77)	0	0	.017 (.000)	.01362	1.650
UNRE STR.	-.03 (.75)	.014 (.79)	-.003 (.59)	.000 (.99)	.004 (.65)	.000 (.30)	3.74E-05	1.749

¹ È possibile inoltre valutare le restrizioni previste dai vari modelli attraverso la statistica R di Newey e West, uguale a T volte la differenza tra il valore della statistica (J) per il modello ristretto e il valore (J) per il modello non ristretto, dove le statistiche (J) sono normalizzate utilizzando la stessa matrice dei pesi. Tale statistica è distribuita secondo una chi-quadro con il numero di gradi di libertà pari al numero delle restrizioni imposte.

² I dati, su base mensile, fanno riferimento al periodo 1994:1-2004:11.

Nell'insieme, le stime riportate portano a concludere che, il fenomeno fondamentale relativo all'andamento dei tassi di interesse riguarda la specificazione della varianza e non la specificazione della media. Ciò si deduce dalla non significatività dei regressori per la media mentre per la varianza prevalgono le specificazioni più parsimoniose rispetto al modello generale ma non vi è una chiara indicazione che permetta di concludere se la volatilità sia una grandezza costante (modello di Vasicek) o dipenda dal livello del tasso (modello CIR) o se dipenda da una funzione cubica del livello del tasso (modello CKLS o AG). Tra i vari modelli, il valore minimo della funzione obiettivo (J), è quello corrispondente al modello di Vasicek, ma la somma dei quadrati dei residui per l'equazione della varianza è minimizzata per i modelli AG e CKLS. Sulla base di tali valori, si può concludere che l'andamento della volatilità ha un andamento convesso rispetto al livello del tasso di interesse piuttosto che un andamento lineare implicito nel modello CIR o costante, previsto dal modello di Vasicek. Come già osservato, tutte le specificazioni della media previste dai vari modelli sono rigettate, senza distinzione, sia per le specificazioni lineari sia per le specificazioni quadratiche. Tutto ciò conduce alla conclusione che il processo del tasso a breve termine non è stazionario, situazione che si avrebbe quando la differenza prima del tasso fosse negativamente correlata con il livello del tasso.

È utile a questo punto verificare la presenza di radice unitaria con gli appositi test ADF:

ADF Test Statistic	-1.35	1% Critical Value*	-3.48
		5% Critical Value	-2.88
		10% Critical Value	-2.57

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root

Il test è specificato con l'ipotesi nulla di presenza di almeno una radice unitaria e con l'ipotesi alternativa di stazionarietà. La conclusione del test è robusta all'introduzione dei ritardi nella specificazione della differenza prima del tasso. Il test sulla differenza prima conduce al rigetto dell'ipotesi di presenza di un'ulteriore radice unitaria:

ADF Test Statistic	-4.26	1% Critical Value*	-3.48
		5% Critical Value	-2.88
		10% Critical Value	-2.57

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root

Occorre tuttavia evidenziare che non è pacifico riconoscere la non stazionarietà (da radice unitaria) nei tassi di interesse. Alcuni autori infatti documentano sia teoricamente che statisticamente (ma per dati non relativi

all'area Euro) la stazionarietà dei tassi di interesse, sottolineando però che il processo di ritorno alla media richiede periodi molto lunghi, si documenta infatti che il coefficiente autoregressivo del tasso, per un modello AR(1) risulta essere stimato intorno a 0.97. Ciò spiega perché nel campione esaminato, costituito da 130 osservazioni, i test non sono in grado di rifiutare l'ipotesi nulla di radice unitaria. La rilevazione di non stazionarietà può tuttavia derivare da un diverso fenomeno che vede essenzialmente modellare il processo stocastico dei tassi di interesse come una mistura di distribuzioni; a quest'ultimo argomento viene dedicato il prossimo capitolo cui si rimanda. Occorre inoltre notare che la poca significatività dei regressori evidenziata per le specificazioni della media e per alcune specificazioni dell'equazione della varianza possano dipendere dall'approssimazione implicita nel passaggio dal modello specificato nel continuo con il modello stimato nel discreto. L'analisi dei dati di rivelazione giornaliera del tasso Euribor con scadenza un mese, conferma la robustezza delle stime dei modelli basati su rivelazioni mensili:

Tav. 2 - Stime GMM giornaliere per la media e la varianza (cfr. eq. 2.2)

Mod.	Mean specification			Variance specification			J Stat.	Res. Sum of Sq (Var)
	Const.	R(-1)	R(-1)^2	Const.	R(-1)	R(-1)^3		
VASIC EK	-.000 (.71)	.000 (.98)	0	.028 (.000)	0	0	3.66 E-10	.094
CIR	-.001 (.57)	.000 (.75)	0	0	.0157 (.000)	0	.000 415	.094
DK	-.000 (.71)	.000 (.98)	0	.002 (.000)	.000 (.38)	0	.109 272	.104
CKLS	-.000 (.67)	.000 (.93)	0	0	0	.003 (.000)	.002 888	.094
AG	0	-.000 (.40)	.000 (.71)	0	0	.003 (0.000)	.002 971	.094
UNRE STR.	-.000 (.98)	-.000 (.95)	.000 (.94)	.002 (.58)	.002 (.43)	.001 (.55)	.013 962	1.560

Da notare che, tali risultati conducono sostanzialmente alle stesse conclusioni anche se il periodo di riferimento è differente (i dati mensili vengono rilevati dal 1994:1, mentre i dati giornalieri dal 1999:01:01). Restringendo tuttavia il campione ai dati mensili si ottengono i risultati sopra evidenziati.

L'evidenza di questo paragrafo mostra, come i modelli finanziari tradizionali, almeno per la loro specificazione a "regime unico" non sono in grado di spiegare l'andamento della differenza prima del tasso di interesse. Per la specificazione della varianza inoltre, benché i regressori attinenti siano, per molti modelli, significativi, non esiste una chiara evidenza circa la natura del processo che guida la varianza condizionata; essenzialmente, non è chiaro

se un modello omoschedastico sia preferibile a uno dei modelli eteroschedastici esaminati. Il prossimo paragrafo, riprende alcune delle specificazioni qui proposte, in un contesto a più regimi, contesto che, vede i modelli qui esaminati come casi particolari ovvero come modelli a regime unico.

3. Analisi con cambiamenti di regime nel tasso di interesse a breve termine

Alla luce della corrente letteratura, l'analisi dei tassi di interesse, condotta attraverso modelli che ipotizzano cambiamenti di regime è fondata sulle seguenti argomentazioni non necessariamente mutuamente esclusive:

- La presenza di regimi, nelle serie storiche relative alle grandezze macroeconomiche che maggiormente sono in relazione con i tassi di interesse, come ad esempio, l'output, il tasso di inflazione, la stance della politica monetaria, i tassi di cambio e così via³.
- La presenza di due o più processi stocastici specifici dei tassi di interesse che hanno momenti differenti e che sono in relazione tra loro attraverso una mistura di distribuzione.
- La variabilità e l'instabilità dei parametri lungo il periodo campionario.
- La specificazione in regimi delle fasi del processo di unione monetaria per l'area Euro.

Nel paragrafo precedente si è visto che i modelli lineari e quadratici documentati nella letteratura, non sono in grado di spiegare l'evoluzione del processo del tasso di interesse a breve termine; si è accennato in quella sede che la presenza di regimi rende gli stimatori non significativi data la presenza di due processi stocastici con differenti proprietà di "mean reversion", legati da una mistura di distribuzioni con pesi variabili⁴.

³ Si noti che i regimi incorporati nei tassi e in altre serie macroeconomiche non necessariamente sono coincidenti; il regime presente nei tassi potrebbe anticipare, infatti, i regimi di altre variabili.

⁴ Come ulteriore esempio a quelli sopra esposti, si può argomentare che l'evoluzione dei tassi di interesse sia da un lato legato all'andamento della domanda e dell'offerta nel mercato del credito, andamento che implica un processo stazionario per i tassi di interesse. Esiste tuttavia un impatto che i tassi di interesse hanno (tuttavia differente a seconda della loro maturity) che è determinato dalla stance della politica monetaria. Tale fenomeno indurrebbe una componente non stazionaria nel processo dei tassi di interesse.

I modelli proposti in questo paragrafo, ipotizzano, quindi, la presenza di due regimi nella serie dei tassi. Il modello base prevede, all'interno di ogni regime, velocità di aggiustamento costante e probabilità di transizione tra i regimi costante. Due estensioni possono essere effettuate per tale modello:

- La velocità di aggiustamento è funzione del livello del tasso di interesse (cfr. modello AG del paragrafo precedente).
- La probabilità di transizione è funzione logistica del livello del tasso di interesse.

Schematicamente, i quattro modelli proposti risultano dalle seguenti combinazioni:

		Probabilità di Transizione	
		Costante	Funzione del Tasso
Velocità di aggiustamento	Costante	Modello 1	Modello 2
	Funzione del Tasso	Modello 3	Modello 4

Si procede quindi alla stima dell'equazione per la differenza prima del tasso di interesse, regredita sul ritardo primo del tasso stesso e su una costante; si assume inoltre che la varianza della regressione dipenda anch'essa dal regime e che la probabilità di transizione tra i regimi abbia valori costanti:

Modello 1

$$r_t - r_{t-1} = \alpha_{s_t} + \beta_{s_t} r_{t-1} + e_t \quad t = 1, 2, \dots, T$$

$$e_t = iid(0, \sigma_{s_t}^2)$$

con: (3.1)

$$\sigma_{s_t}^2 = \sigma_1^2 (1 - s_t) + \sigma_2^2 s_t$$

$$s_t = 0, 1 \quad \text{Regime } 0, 1$$

$$\Pr[s_t = 0 | s_{t-1} = 0] = p_{11} \quad \Pr[s_t = 1 | s_{t-1} = 1] = p_{22}$$

I risultati ottenuti sono riassunti nella tabella seguente, con gli errori standard tra parentesi:

Tav. 3 - Regressione 1

$\hat{\alpha}_1 = .144$ (.078)	$\hat{\beta}_1 = -.029$ (.015)
$\hat{\alpha}_2 = .070$ (.039)	$\hat{\beta}_2 = -.048$ (.01)
$\hat{\sigma}_1 = .18$	$\hat{\sigma}_2 = .10$
$p_{11} = 0.95$	$p_{22} = 0.91$
Residual sum of Squares:	3.002
Log-Likelihood value:	61.17
DW-statistic:	1.953
Rsquared value:	0.244

Il modello stimato corrisponde al modello di Vasicek del precedente paragrafo ma con parametri dipendenti dal regime. Data l'ipotesi di omoschedasticità, il modello di Vasicek (a regime unico) avrebbe potuto essere stimato con il metodo OLS le cui stime sintetiche vengono riportate qui sotto per permettere un confronto immediato con le stime con cambiamenti di regime della regressione 1:

Tav. 4 - Regressione Ols

$\hat{\alpha} = .02$ (.043)	$\hat{\beta} = -.0147$ (.01)
$\hat{\sigma} = .17$	
Residual sum of Squares:	3.914
Log-Likelihood value:	43.21
DW-statistic:	1.60
Rsquared value:	0.01

Una differenza sostanziale tra le due stime risiede nella significatività dei parametri⁵. Se si accetta la significatività dei regressori in entrambi i regimi, allora è possibile concludere la presenza di stazionarietà in entrambi i regimi: i parametri associati al livello del tasso sono, infatti, (significativamente) minori di zero. Le medie di lungo periodo cui tende il tasso, nei rispettivi regimi sono:

- 4,9% per il primo regime.
- 1,47% per il secondo regime.

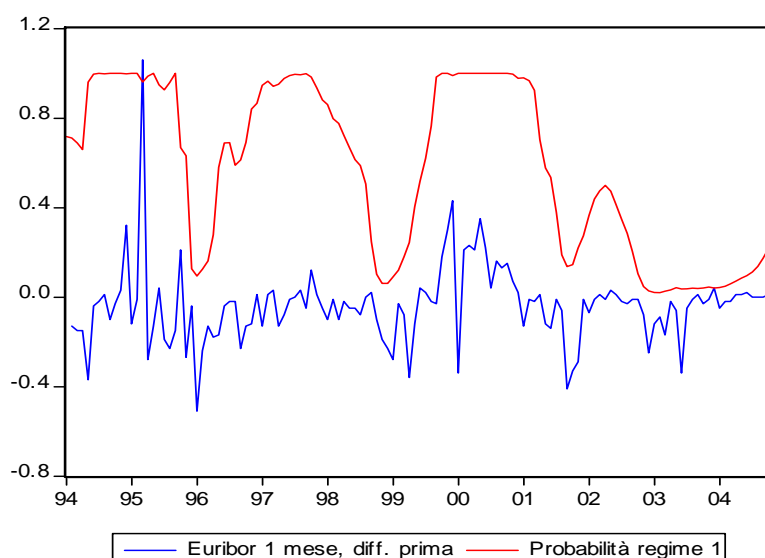
⁵ I parametri del primo regime hanno un p-value intorno al 0.06 mentre per il secondo regime la costante ha un p-value dello 0.07 e il parametro associato al livello del tasso dello 0.00001.

Dai coefficienti $\hat{\beta}_{St}$ si deduce, inoltre, la velocità di aggiustamento del processo che, nel secondo regime è quasi doppia rispetto a quella del primo (0.48 contro 0.29).

Dal grafico 1, inoltre, si può notare che la probabilità di essere nel secondo regime è tanto maggiore quanto la differenza prima scende sotto un certo valore, ciò può indurre a pensare che la probabilità di transizione sia variabile e dipenda da una funzione del tasso di interesse. Il regime 1 sembra, inoltre detenere una volatilità molto elevata rispetto alla volatilità del regime 2. Si noti che, la specificazione in regimi migliora le statistiche generali presentate, insieme ai parametri stimati.

La probabilità che il processo sia nel regime 1, assieme alla differenza prima del tasso in esame è esposta nel grafico 1:

Grafico 1



Alla luce delle osservazioni fatte sul modello 1, circa la relazione tra la probabilità di essere in uno dei regimi e il livello del tasso, si presenta ora il modello, con velocità di aggiustamento lineare (come nel modello 1), ma con le probabilità di transizione dipendenti dal livello del tasso stesso.

Modello 2

$$r_t - r_{t-1} = \alpha_{s_t} + \beta_{s_t} r_{t-1} + e_t \quad t=1,2,\dots,T$$

$$e_t = iid(0, \sigma_{s_t}^2)$$

con:

(3.2)

$$\sigma_{s_t}^2 = \sigma_1^2(1 - s_t) + \sigma_2^2 s_t$$

$$s_t = 0,1 \text{ Regime } 0,1$$

$$\Pr[s_t = 0 | s_{t-1} = 0] = p_{11} = \frac{\exp(a_1 + b_1 r_{t-1})}{1 + \exp(a_1 + b_1 r_{t-1})};$$

$$\Pr[s_t = 1 | s_{t-1} = 1] = p_{22} = \frac{\exp(a_2 + b_2 r_{t-1})}{1 + \exp(a_2 + b_2 r_{t-1})}$$

I risultati ottenuti sono riassunti nella tabella 5, con gli errori standard tra parentesi:

Tav. 5 - Regressione 2

$\hat{\alpha}_1 = .058$ (.046)	$\hat{\beta}_1 = -.017$ (.010)
$\hat{\alpha}_2 = .150$ (.077)	$\hat{\beta}_2 = -.099$ (.021)
$\hat{\sigma}_1 = .16$	$\hat{\sigma}_2 = .10$
$a_1 = 2.52$	$b_1 = .14$
$a_2 = 7.8$	$b_2 = -1.99$
Residual sum of Squares:	3.094
Log-Likelihood value:	56.82
DW-statistic:	1.75
Rsq value:	0.22

Al livello di significatività del 5%, solo i parametri del secondo regime possono essere considerati significativi⁶. Il parametro, tuttavia, che, nel primo regime, implica stazionarietà, è significativo al livello di significatività del

⁶ Per il primo regime i p-values per il primo e secondo parametro sono 0.21 e 0.09.

10%. Le medie di lungo periodo, implicite nei parametri, sono 3,41% per il primo regime e 1.51% per il secondo. Pur ammettendo la proprietà di "mean reversion" (stazionarietà) del regime 1 la velocità di aggiustamento verso la media (.017) è molto bassa e non supera il 20% della velocità di aggiustamento propria dell'altro regime (.099). Il regime 1 può, quindi, essere definito come "non stazionario/con lento ritorno verso la media", esso ha inoltre, una volatilità più elevata.

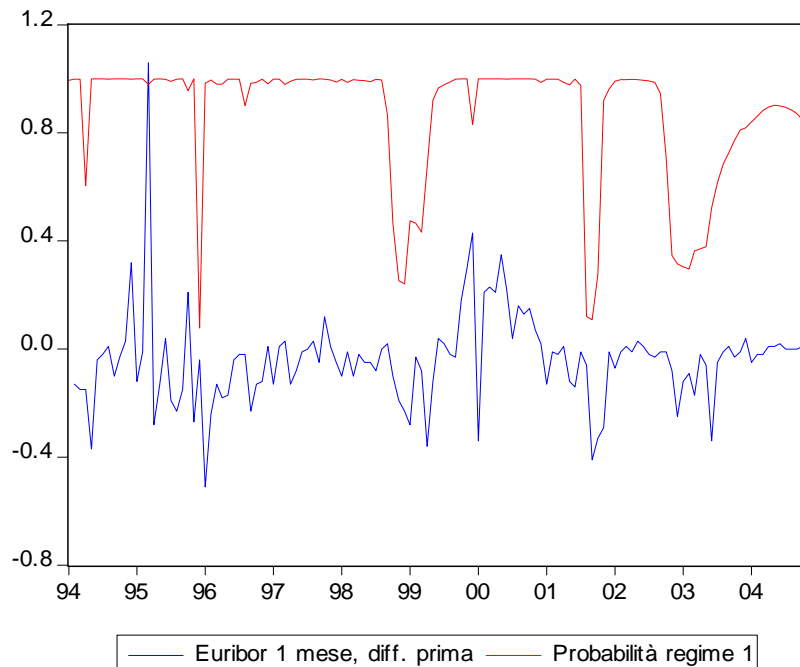
La stima con il modello con probabilità di transizione variabile non apporta, quindi, un contributo migliorativo alle stime sia in termini di significatività dei parametri sia in termini di statistiche generali. È importante sottolineare che, la proprietà di stazionarietà viene confermata solo per il secondo regime.

Tale specificazione permette, come già affermato, di verificare la relazione esistente tra il tasso di interesse al tempo $t-1$ e le probabilità di transizione, di passare nel regime 1, in t , dato il regime 2, in $t-1$ e di passare nel regime 2, in t , dato il regime 1, in $t-1$. Da i parametri stimati si deduce che, all'aumentare del tasso di interesse, aumenta anche la probabilità di passare al regime 1 (dato il regime 2) mentre diminuisce la probabilità di passare al regime 2 (osservato il regime 1).⁷ All'aumentare del tasso, quindi, aumenta la probabilità di entrare (o rimanere) nel regime non stazionario, con alta varianza, che permette al tasso di raggiungere livelli, anche elevati e molto volatili. Al diminuire del tasso, aumenta invece la probabilità entrare (o di rimanere) nel regime 2 (stazionario con bassa varianza) che riporta quindi i valori del tasso (in discesa) verso il suo valore di lungo periodo del regime di 1.5%. Questo fenomeno previene che i tassi di interesse diventino negativi: al diminuire del tasso aumenta la probabilità di rimanere o di passare nel regime 2, regime stazionario e di bassa varianza che spinge (velocemente) il tasso verso la media di lungo periodo (1.51%) con un andamento relativamente poco volatile.

La probabilità che il processo sia nel regime 1, assieme alla differenza prima del tasso in esame è esposta nel grafico 2.

⁷ Per verificare tale affermazione, si noti, dalla specificazione del modello che, i parametri stimati specificano le probabilità di rimanere nei rispettivi regimi. Per tali probabilità c'è una relazione diretta con il tasso di interesse se il parametro stimato (relativo al tasso) è positivo, altrimenti la relazione è inversa. Ora, le probabilità di transizione (dal regime 1 dato il regime 2 e viceversa) sono il complementare a uno delle probabilità di rimanere nei rispettivi regimi.

Grafico 2



Si presenta ora una regressione per la differenza prima del tasso di interesse che tenga conto di una forma quadratica con cambiamenti di regime, con probabilità di transizione costante:

Modello 3

$$r_t - r_{t-1} = \beta_{s_t}^0 r_{t-1} + \beta_{s_t}^1 r_{t-1}^2 + e_t \quad t=1,2,\dots,T$$

$$e_t = iid(0, \sigma_{s_t}^2)$$

con: (3.3)

$$\sigma_{s_t}^2 = \sigma_1^2(1 - s_t) + \sigma_2^2 s_t$$

$$s_t = 0,1 \quad \text{Regime } 0,1$$

$$\Pr[s_t = 0 | s_{t-1} = 0] = p_{11} \quad \Pr[s_t = 1 | s_{t-1} = 1] = p_{22}$$

Tale specificazione corrisponde al modello di Ahn e Gao⁸ con cambiamenti di regime, con la particolarità che il processo per la varianza è qui eteroschedastico nel senso che può assumere due valori mentre in AG la varianza è uguale ad una funzione cubica del tasso di interesse. I risultati ottenuti sono i seguenti⁹:

Tav. 6 - Regressione 3

$\hat{\beta}_1^0 = .0150$ (.017)	$\hat{\beta}_1^1 = -.001$ (.003)
$\hat{\beta}_2^0 = -.034$ (.012)	$\hat{\beta}_2^1 = .0003$ (.002)
$\hat{\sigma}_1 = .16$	$\hat{\sigma}_2 = .12$
$p_{11} = 0.84$	$p_{22} = 0.79$
Residual sum of Squares:	2.20
Log-Likelihood value:	53.88
DW-statistic:	1.86
Rsquared value:	0.44

Osservando, innanzitutto, che la funzione quadratica specificata per ogni regime può essere espressa nel seguente modo:

$$r_t - r_{t-1} = k_{s_t} (\gamma_{s_t} - r_{t-1}) r_{t-1} + e_t \quad t=1,2,\dots,T$$

con

$$k_{s_t} \gamma_{s_t} = \beta_{s_t}^0 \quad k_{s_t} = -\beta_{s_t}^1 \quad (3.4)$$

da questa specificazione si deduce che la velocità di aggiustamento non è costante ma funzione crescente del livello del tasso stesso: $\kappa_{s_t} r_{t-1}$. All'aumentare del tasso di interesse la velocità di aggiustamento aumenta, accelerando così il processo di ritorno verso il parametro di lungo periodo γ_{s_t} . Dalla significatività dei parametri, tale fenomeno sembra però essere presente in nessuno dei due regimi. Tale specificazione quadratica tuttavia, permette di ottenere un R-quadro di 0.44, contro uno 0.24 delle specificazioni non quadratiche (modelli 1 e 2) anche se è significativo solo il parametro $\hat{\beta}_2^0$. La non significatività dei parametri nel primo regime potrebbe essere spiegata con il fenomeno della multicollinearità tra i regressori. La

⁸ Corrispondente al modello AG nel paragrafo precedente.

⁹ Errori Standard tra parentesi.

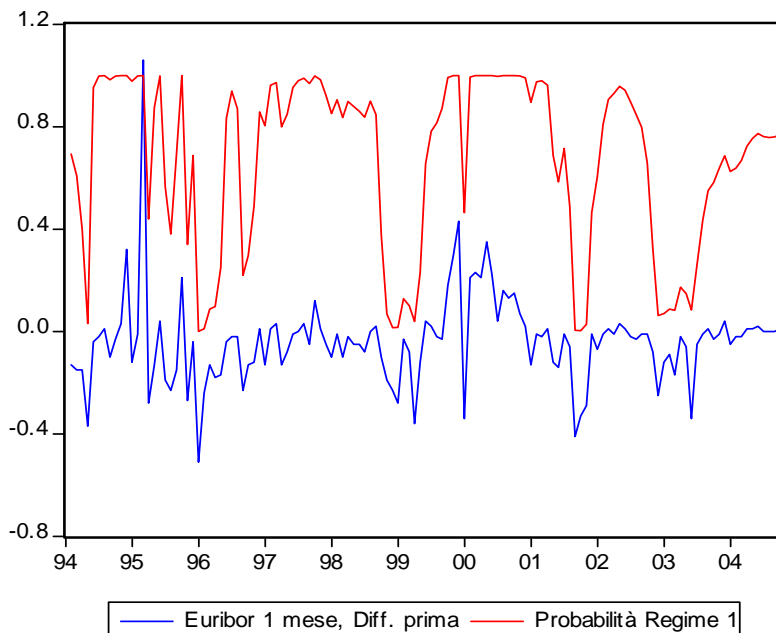
correlazione tra il livello del tasso di interesse e il suo quadrato è del 0.985. Il problema della multicollinearità si rileva quando l'ipotesi di non significatività dei regressori non può essere rifiutata separatamente (mediante i test t) ma può essere rifiutata congiuntamente (mediante test F). In questo contesto, i test t conducono al rifiuto dei regressori del primo regime ma l'R-quadro elevato (che da la stessa informazione della statistica F) implica la significatività degli stessi. È da notare tuttavia, che è più appropriato considerare l'R-quadro proprio del regime 1 (non riportato) che è molto basso; la statistica F corrispondente a tale R-quadro, condurrebbe quindi, a non rifiutare l'ipotesi congiunta di non significatività dei regressori. Non esistono, quindi, convincenti ragioni per riconoscere il fenomeno di multicollinearità che, in questo contesto, implicherebbe significatività dei parametri e quindi stazionarietà. A corollario di quanto appena detto, si può affermare che gli errori standard stimati per i parametri del primo regime, non sarebbero distorti verso l'alto. È plausibile quindi concludere che, il primo regime non abbia un significativo processo di ritorno verso la media e sia quindi non stazionario. È invece possibile concludere che il secondo regime sia invece stazionario, vista la significatività del parametro $\hat{\beta}_2^{010}$. Il valore di lungo periodo di questo regime è imprecisamente stimato ed è zero. Questo lo si deriva dalla non significatività di $\hat{\beta}_2^1$ per cui non è possibile rifiutare l'ipotesi che $\hat{\beta}_2^1 = 0$, tuttavia, esiste un relativo grado di incertezza intorno a tale conclusione.

E' possibile quindi, concludere che, data la superiorità di tale specificazione, in termini di variabilità spiegata, è plausibile pensare un processo di ritorno verso la media per i tassi di interesse, che si manifesta in un solo regime (il secondo) ma che, delle proprietà del processo stazionario, è possibile valutare, con relativa precisione, solo la velocità di aggiustamento mentre la media di lungo periodo, è imprecisamente stimata intorno allo zero. La sola valutazione della significatività dei parametri, inoltre, condurrebbe a concludere che il processo stazionario identificato nel regime 2 sia di tipo non quadratico (lineare). Si noti che la presenza di due regimi, di cui uno solamente è stazionario, è una conclusione coerente con i risultati del modello 2. Anche per il modello 3, inoltre, al regime non stazionario è associata una variabilità relativamente alta.

La probabilità che il processo si trovi nel regime 1 è raffigurata nel grafico 3 insieme alla variazione del tasso di interesse.

¹⁰ La significatività di un solo parametro, di per sé, escluderebbe la multicollinearità.

Grafico 3



Si presentano ora i risultati di una regressione Markov-switching con probabilità di transizione variabile e dipendente dal livello del tasso di interesse, con specificazione quadratica per la media e con varianza dipendente dal regime:

Modello 4

$$r_t - r_{t-1} = \beta_{s_t}^0 r_{t-1} + \beta_{s_t}^1 r_{t-1}^2 + e_t \quad t=1,2,\dots,T$$

$$e_t = iid(0, \sigma_{s_t}^2)$$

con:

(3.5)

$$\sigma_{s_t}^2 = \sigma_1^2(1 - s_t) + \sigma_2^2 s_t$$

$$s_t = 0,1 \text{ Regime } 0,1$$

$$\Pr[s_t = 0 | s_{t-1} = 0] = p_{11} = \frac{\exp(a_1 + b_1 r_{t-1})}{1 + \exp(a_1 + b_1 r_{t-1})};$$

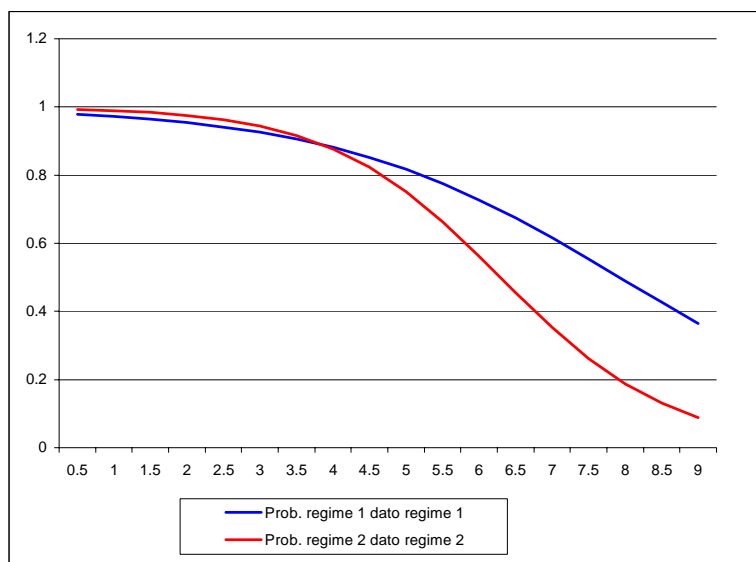
$$\Pr[s_t = 1 | s_{t-1} = 1] = p_{22} = \frac{\exp(a_2 + b_2 r_{t-1})}{1 + \exp(a_2 + b_2 r_{t-1})}$$

Tav. 7 - Regressione 4

$\hat{\beta}_1^0 = .018$ (.02)	$\hat{\beta}_1^1 = -.002$ (.003)
$\hat{\beta}_2^0 = -.023$ (.011)	$\hat{\beta}_2^1 = -.0017$ (.002)
$\hat{\sigma}_1 = .18$	$\hat{\sigma}_2 = .11$
$a_1 = 4.05$	$b_1 = -.51$ $a_2 = 5.4$ $b_2 = -.85$
Residual sum of Squares:	2.34
Log-Likelihood value:	53.51
DW-statistic:	1.75
Rsq value:	0.41

Nella regressione 4, considerando la significatività dei regressori (significativo solo $\hat{\beta}_2^0$), si può concludere la presenza di stazionarietà solo per il regime 2; il processo di ritorno verso la media, non sembra, tuttavia essere non lineare. Si noti che la media di lungo periodo di tale regime è, come per la regressione 3, stimata intorno allo zero. La particolarità della regressione 4 consiste, tuttavia, nel descrivere il processo di transizione tra i regimi come di dipendere dal livello dei tassi di interesse. Il parametro associato al livello del tasso nella specificazione della probabilità di transizione è negativo per entrambi i regimi: $b_1 = -.51$ $b_2 = -.85$ ma la magnitudine è differente, per cui l'andamento di tali probabilità, al variare del tasso, è differente. Il grafico 4 mostra tale andamento, per valori del tasso di interesse, compresi tra 0.5% e 9%.

Grafico 4



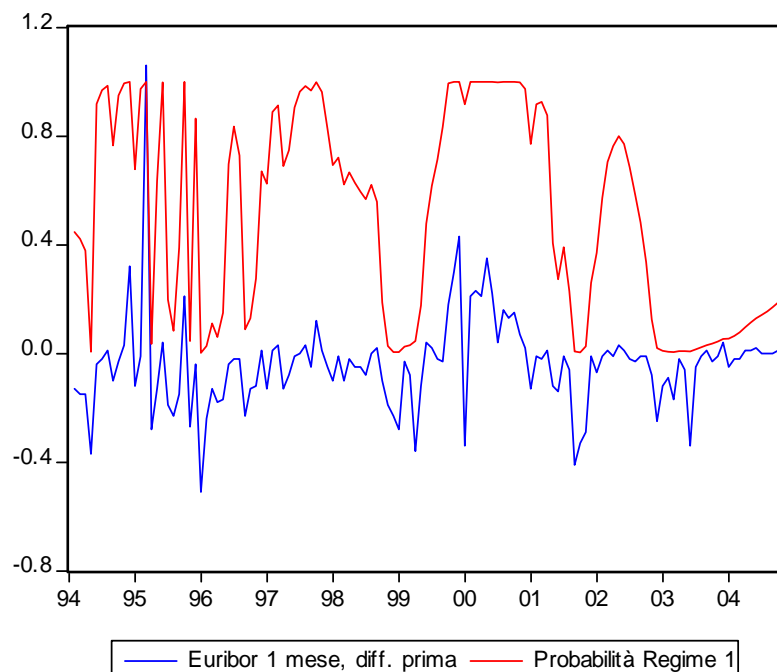
Da tale grafico 4, è agevole verificare che, per valori del tasso compresi tra 0% e 4% le probabilità di rimanere, nel regime 1 o nel regime 2 sono sostanzialmente uguali. Il punto in cui le curve si incontrano, corrisponde, circa, al tasso del 3,9%, a sinistra di tale punto la probabilità di rimanere nel regime 2 è leggermente superiore. A destra di tale punto, la differenza (positiva) tra la probabilità di rimanere nel regime 1 e quella di rimanere nel regime 2 può essere notevole e dipende dal valore del tasso. Alla luce di tale ispezione, si può dire che per valori minori o uguali al 4% del tasso, il processo che guida il tasso di interesse, può appartenere sia al regime stazionario (regime 2) sia al regime non stazionario (regime 1). Per valori elevati del tasso (valori maggiori del 4%) la probabilità di rimanere nel regime 2 diminuisce notevolmente rispetto alla probabilità di rimanere nel regime 1. Di conseguenza, la probabilità di passare al regime 1 dato il regime 2 del periodo precedente, aumenta notevolmente rispetto alla probabilità di passare al regime 2 dato il regime 1 del periodo precedente. In sintesi, per valori elevati del tasso, aumenta la probabilità o di rimanere o di passare al regime 1, che è un regime non stazionario ad elevata volatilità¹¹. Il fattore di alta volatilità, che comporta un processo per il tasso più "tempestato" permette shock negativi di magnitudine tale da spingere il tasso verso valori

¹¹ Tali conclusioni sono qualitativamente equivalenti alle conclusioni raggiunte per il modello 2.

meno elevati che, sono propri del regime stazionario il cui richiamo di lungo periodo è stimato intorno allo zero.

La probabilità per il tasso di interesse, stimata dal modello 4, di essere nel regime 1 è descritta nel grafico 5.

Grafico 5



4. Conclusioni

Dalle varie analisi effettuate nel lavoro emerge chiaramente che le specificazioni con cambiamenti di regime sono, per il tasso di interesse a 1 mese, superiori alle versioni "a regime unico". La fondatezza di tale affermazione risiede nell'evidenza empirica qui presentata (R-quadro dell'ordine del 20%-40% per i modelli con più regimi e R-quadro dell'ordine dell'1% per i modelli a regime unico). La specificazione in regimi, permette, inoltre, di meglio chiarire se il processo per i tassi di interesse sia stazionario o meno; contrariamente a quanto verificato con i modelli a regime unico e con i test ADF, la specificazione in regimi riconosce la stazionarietà di uno dei regimi ipotizzati.

Per i primi modelli (modelli 1 e 2) la media di lungo periodo, del regime stazionario è stimata intorno a 1,5%. Per i modelli 3 e 4, tale valore è stimato, imprecisamente intorno allo 0%. Inoltre, è conclusione condivisa da tutte le specificazioni che, il regime non stazionario sia anche caratterizzato da una più alta volatilità. Non è chiaro, tuttavia, se, per il regime stazionario, il processo di richiamo verso la media di lungo periodo sia caratterizzato da una velocità di aggiustamento costante o dipendente dal tasso di interesse.

L'alternarsi dei due regimi evidenziati è, inoltre, governato dal livello del tasso stesso. Per valori elevati del tasso, è elevata la probabilità che il processo rimanga o passi al regime non stazionario che ha inoltre, un'elevata volatilità. Per valori bassi del tasso, è elevata la probabilità che il processo rimanga o passi al regime stazionario. Questo meccanismo impedisce che il tasso di interesse assuma valori negativi: all'avvicinarsi a zero, da parte del tasso, la probabilità di entrare nel regime stazionario, con processo di richiamo verso valori positivi, tende a uno.

La superiorità statistica dei modelli con cambiamenti di regime, rispetto ai modelli a "regime unico", non deve portare, tuttavia, a dubitare sulla fondatezza dei modelli proposti nella letteratura finanziaria. In realtà, i modelli quadratici per la media (modelli 3 e 4) corrispondono al modello di Ahn e Gao con la variante dei cambiamenti di regime. La specificazione delle probabilità di transizione attraverso il tasso di interesse, permette, non solo di valutare la stazionarietà del processo, in funzione del livello del tasso (come detto, ad alti valori del tasso corrisponde un processo non stazionario) ma anche il livello di volatilità in funzione del tasso; si è infatti, verificato che, ad alti valori del tasso, corrisponde un'elevata volatilità e viceversa, oltre che un processo non stazionario. In tale affermazione, è quindi facile riconoscere la specificazione per la varianza del modello CIR.

Circa la provenienza dei regimi, nel processo che guida il tasso di interesse, nulla è possibile evidenziare dalla sola considerazione della serie del tasso a un mese.

E' ragionevole, tuttavia, pensare che, la presenza di regimi nel *business cycle* si trasmetta nei tassi di interesse; non è, d'altronde, immediato, concludere sulla coincidenza temporale tra i regimi delle due grandezze. È infatti, plausibile pensare che, se i mercati finanziari tentano di anticipare l'andamento dell'attività reale, allora i regimi presenti nei tassi precedono i regimi presenti nelle variabili del *business cycle*.

L'obiettivo di questo lavoro consiste nella ricerca di eventuali regimi nella serie dei tassi a breve termine; ricerca che ha condotto a due principali risultati: la proprietà di stazionarietà è presente nei tassi ma è limitata a uno dei due regimi evidenziati; la volatilità del tasso di interesse dipende in maniera diretta dal livello del tasso stesso.

BIBLIOGRAFIA

- AHN, D-H. – GAO, B. (1999), “A Parametric Nonlinear Model of the Term Structure Dynamic”, *Review of Financial Studies*, 12 4, pp. 721-762.
- AHN, D-H. – DITTMAR, R.F. – GALLANT, A.R. (2000), “Quadratic Gaussian Model: Theory and Evidence”, *Working Paper of University of North Carolina*.
- AHRENS, R. (1999), “Predicting Recession with Interest Rate Spreads: a Multicountry Regime Switching Analysis”, *Working Papers of the Centre of Financial Studies*, 1999/15.
- ANG, A. – BEKAERT, G. (2002), “Regime Switches in Interest Rates”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 20, 2, pp. 163-182.
- ANG, A. – BEKAERT, G. (2002), “Short Rate Nonlinearities and Regime Switches”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 26, 7-8, pp. 1243-1274.
- BANSAL, R. – ZHOU, H. (2002), “Term Structure of Interest Rates with Regime Shifts”, *Journal of Finance*, 57, pp. 1997-2043.
- BOLLERSEV, T. (1992), “ARCH Modelling in Finance: a Review of the Theory and Empirical Evidence”, *Journal of Econometrics*, vol. 52 pp. 5-59.
- BRENNAN, M.J. – SCHWARTZ, E.S. (1982), “An Equilibrium Model of Bond Pricing and a Test of Market Efficiency”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 17, n.3.
- CAI, J. (1994), “A Markov Model of Unconditional Variance ARCH”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, pp. 309-316.
- CAMPBELL, J. (1998), “Asset Prices, Consumption, and the Business Cycle”, *NBER Working Papers* 6485, National Bureau of Economic Research.
- CAMPBELL, J. – CLARIDA, R.H. (1986), “The Term Structure of Euromarket Interest Rates: An Empirical Investigation”, *Cowles Foundation Discussion Papers*, 772R, Cowles Foundation, Yale University.
- CAMPBELL, J. – LO, A.W. - MACKINLAY, A.C. (1994), “Models of the term structure of interest rates”, *Working Paper of Federal Reserve Bank of Philadelphia*, pp. 94-10.
- CAMPBELL, J. – SHILLER, R.J. (1991), “Yield Spreads and Interest Rate Movements: A Bird's Eye View”, *NBER Reprints* 1613 (also Working Paper 3153), National Bureau of Economic Research.
- CHAN, K. – KAROLYI, G. – LONGSTAFF, F. – SANDERS, A. (1992), “An Empirical Comparison of Alternative Models of the Short-Term Interest Rate”, *The Journal of Finance*, 47, pp. 1209-1227.
- COX, C. – INGERSOLL, E. – ROSS, S. (1985), “A theory of the Term Structure of Interest Rates”, *Econometrica*, Vol. 53. No 2.

DAI, Q. – SINGLETON, K. (2001), “Expectation Puzzles, Time-Varying Risk Premia and Affine Models of the term Structure of Interest Rates”, *Stern School of Business University of New York*.

DIEBOLD, F.X. – LEE, J.H. – WEINBACH, G.C. (1994), “Regime Switching with Time-Varying Transition Probabilities” in: C. Hargreaves, *Non-Stationary Time Series Analysis and Cointegration*, Oxford University Press, Oxford. pp. 283-302.

DUEKER, J. (1997), “Markov Switching in GARCH Processes and Mean Reverting Stock Market Volatility”, *Working Paper of Federal Reserve Bank of St. Louis*.

DUFFEE, G. (2002), “Term Premia and Interest Rate Forecast in Affine Models”, *The Journal of Finance*, LVII,1, pp. 405-443.

EVANS, B.D. (2000), “Regimes shifts, risk and the Term Structure”, *Working Paper of Georgetown University*.

FAMA, E. (1984), “Terms Premia in Bond Returns” *Journal of Financial Economics*. 13, pp. 529-546.

FAUVEL, Y. – PAQUET, A. – ZIMMERMANN, C. (1999), “A Survey on Interest Rates Forecasting”, *Cahier de recherche/Working Paper of Bank of Canada* No. 87.

FRANSES, P. H. - VAN DIJK, V. (2000), *Non-linear Time Series Models in Empirical Finance*, Cambridge University Press, Cambridge.

GRAY, S. (1996), “Modelling the Conditional Distribution of Interest Rates as a Regime Switching Process”, *Journal of Financial Econometrics*, vol. 42 pp. 27-62.

HAMILTON, J.D. (1988), “Rational Expectations Econometric Analysis of Changes in Regime: An Investigation of the Term Structure of Interest Rates”, *Journal of Economics, Dynamic and Control*, 12, pp. 385-423.

HAMILTON, J.D. (1989), “A New Approach to the Economic Analysis of Non-stationary Time Series and the Business Cycle”, *Econometrica*, 57, pp. 357-384.

HAMILTON, J.D. (1990), “Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime”, *Journal of Econometrics*, vol. 9 pp. 27-39.

HAMILTON, J.D. (1995), “Rational Expectations and the Economic Consequences of Changes in Regime”, in K. Hoover, *Macroeconometrics: Developments, Tensions and Prospects*, Dordrecht, Kluwer.

HAMILTON, J.D. (1995), *Econometria delle serie storiche*, a cura di B. Sitzia. Monduzzi Editore.

HAMILTON, J.D. (1996), “Specification testing in Markov-switching time-series models”, *Journal of Econometrics*, 70, pp. 127-157.

HAMILTON, J.D. (2001), “A Parametric Approach to Flexible Nonlinear Inference”, *Econometrica*, 69, 3, pp. 537-573.

- HAMILTON, J.D. – KIM, D.H. (2002), “A re-examination of the Predictability of the Yield Spread for Real Economic Activity”, *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 34, pp. 340-360.
- HAMILTON, J.D. – LIN, G (1996), “Stock Market Volatility and Business Cycle”, *Journal of Applied Econometrics*, 11, pp. 573-593.
- HAMILTON, J.D. – SUSMEL, R. (1994), “Autoregressive Conditional Heteroschedasticity and Changes in Regime”, *Journal of Econometrics* 64, pp. 307-333.
- KIM, D.H. (2003), “Non Linearity in the Term Structure”, *Centre for Growth and Business Cycles Research*. The University of Manchester.
- LONGSTAFF, F.A. (1989), “A Nonlinear General Equilibrium Model of the Term Structure of Interest Rates”, *Journal of Financial Economics* 23, pp. 195-224.
- LONGSTAFF, F. – SCHWARTZ, E.S. (1992), “Interest Rate Volatility and the Term Structure: A two Factor General Equilibrium Model”, *The Journal of Finance* 47, 4, pp. 1259-82
- MARKOVITZ, H. (1952), “Portfolio Selection”, *The Journal of Finance* 7, pp. 77-99.
- NAIK, V.M. – LEE, H. (1997), “Yield curve Dynamics with discrete shifts in economics Regimes: Theory and Estimate”, *Working Paper of the University of British Columbia*.
- TIMMERMANN, A. (2000), “Moments of Markov switching models”, *Journal of Econometrics* 96, pp. 75-111.
- VASICEK, O. (1977), “An Equilibrium Characterisation of the Term Structure”, *Journal of Financial Economics*, 5, n.2
- WHITE H. (1987). “Specification Testing in dynamic models” in: Truman F. Bewley, ed., *Advances in econometrics*, Fifth World congress, Vol.II (Cambridge University Press, Cambridge).

SCHEDULED AND UNSCHEDULED NEWS' EFFECT ON THE POUND EXCHANGE RATES*

Stefano Di Colli^o

JEL classification: C22, C51; E44; F41; G14, G15

Key words: News, GARCH, Exchange Rates, Volatility

1. Introduction: news and events

Monday, 28 October 1929. The *New York Times* and the *Wall Street Journal* report as main news: the proposal by Smoot-Hawley of raising the customs duty taxes in the USA; Benito Mussolini's announcement that "men and women of fascism can cope with any crisis, even when unexpected"; Graf Zeppelin was plan to explore the Artic Circle and Richard Byrd's group travelling towards the South Pole. At the end of the day the Dow Jones recorded a loss of 12,8%. It was the heaviest crack of the financial history till that moment, followed by the one of the next day, just a little lower (11,7%). The fall of more than 23 points in 2 days opened the long crisis known as the Big Depression.

Monday, 19 October 1987. The *Wall Street Journal* published, on page 29, a plot representing the Dow Jones dynamic in the earlier 7 years. The plot was superimposed on the one representing the years 1922-1929 so that the dates 19-10-1987 and 28-10-1929 overlapped. Actually the American stock market index lost nearly 23 points in one single day.

Is it possible to state that this news caused the two worst cracks of the most important stock exchange listing in the world? Allan Meltzer, historian of the '29 crack, asserts that the custom duty introduced by the Smoot-Hawley could have been the reason why "the 1929 recession occurred in a different way from the previous monetary contractions but became the Big

* Special thanks to prof. Massimo Tivegna, my guide and mentor, to prof. Carlo Santini, to prof. Maria Rosa Bruni and to Marzia Basili. I'm also very grateful to Davide Ciferri, Alessandro Girardi and the participants to the XIII International Conference in Banking and Finance of the Tor Vergata University (Rome December 1st – 3rd 2004, "Young Economists and Empirical Finance" session) for their questions and comments.

^o Ph.D. student in Money Banking and Finance, Tor Vergata University, Via Columbia 2, Building B, third floor, room 38, Department of Economics (DEI), 00133 Rome. Teaching Assistant in Advanced Econometrics and in International Monetary Economics, Luiss – Guido Carli University, Rome. E-mail: stefanodicolli@virgilio.it.

Crash”¹. On the contrary, other economists, among which Rudiger Dornbusch and Stanley Fischer underline that exports were at that time equal to 7% of the GDP (*Gross Domestic Product*) and that between 1929 and 1931 exports declined by 1,5%. It is unlikely that such an insignificant fall could have caused the Big Crash. On the contrary, one might wonder if it was not rather the opposite, considering the fact that the impact of Smoot-Hawley on the export is ambiguous. Dornbusch and Fischer show that the duties introduced by the Fordney–McHumber of 1922 were not followed by any recession.

Among the news published on Wednesday the 23rd and on Thursday the 24th, there is nothing significant for the financial market opportunities. It is possible to conclude that in no way the events of 1929 can be interpreted as a direct answer to any piece of news on the newspaper. As correctly written by the *Chicago Tribune*², it is possible to talk about a negative bubble operating through feed-back psychological effects and through a polarization of the public attention on the market. The news published had quite a significant influence on these two last components.

In 1987 the President of the United States, Ronald Reagan, nominated a Commission, led by the former Secretary of the Treasury Nicholas Brady, to study the causes of the crash. In the final conclusion³ of its report the Commission suggests that the crash was due to a negative bubble triggered off by a reaction to four main factors and amplified by feed-back effects. The four events are: the trade deficit; the growth of the lending rate; a proposal of tax legislation; the roles played by the institutional investors that utilized a new strategy of portfolio insurance created by Professor Hayne Leland and Professor Mark Rubinstein. Once again, the crash is not determined by the news published. The previously mentioned news published on the *Wall Street Journal*, of a possible crash, similar to the 1929 one, was not therefore the cause of the “black Monday” nor of the following events. But, the publication of the graph created the psychological and media condition that strengthened heavily the feed-back of the drop in prices.

The news is not to be considered as the determinant of the financial and macroeconomic variables (i.e., in the present work, exchange and interest rates); it influences on two levels. On the one hand the news alters the mechanism of how the rational expectations are formed, modifying in an unexpected way the information set available for the agents⁴. In this way, even in front of efficient markets and perfect information transmission it is possible to determine some overshooting phenomena, i.e. discrete rises that

¹ A. H. Meltzer (1976).

² Chicago Tribune, 27 October 1929.

³ Brady Commission Report (1988).

⁴ $E[x_{t+1} | I_{t1}] \neq E[x_{t+1} | I_{t2}]$ per $I_{t1} \neq I_{t2}$ by the coherence principle.

move the short term values away from the equilibrium values by the so called fundamentals⁵. On the other hand, the news contributes in creating the market climate through the media channels. The media, operating nowadays in real time and on a global level, build up the public attention, create the virtual habitat in which the events take place and in which the stock market actors play shaping the psychological background of the agents⁶.

Moreover, the news can be of various type, produced by different sources, and spread in the market through different amplifying mechanisms. This makes more difficult the delicate process of isolating the semiotic component in order to decipher the signal and interpret its effect on the rates.

Daily investors and exchange agents receive indeed lots of pieces of information. The transmission channels are various: short-term data publications, rumours on political and economic events, market analysis, various news. Considering the different section of time required to reach the market, the information flow can be divided in two categories: scheduled news and unscheduled news. The former, also defined quantitative or macroeconomic news, is mostly made up of short-term data advertisements that take place with programmed deadlines but with unpredictable values. The latter, also known as qualitative news, occurs random both in time and in content.

2. “News approach” about the exchange rates explanation

The last results of the new theories on behavioural finance⁷ show that financial market agents are more interested in decoding the last events than in forecasting the future dynamic of the macroeconomic main variables. In particular, the exchange rate dynamic has strong macroeconomic basis, mainly in the monetary model, in the Mundell-Fleming one and in the portfolio balance one. Exchange agents refer to these instruments paying particular attention to the basic variables: the economic activity, the monetary policy, inflation, interest rates, settlements in balance of payments, financial activity prices. Moreover, considering the fact that most of the international investment activity travels through the exchange market, agents are also particularly concerned about the stock and bonded market determinants.

The macroeconomic relations that lead the above mentioned phenomena are quite stable in the short-medium term, even if they have a stochastic nature, as shown by the presence of an error term referred to as “rumour”. The quite daily flow of the cyclical pieces of information is subject to an

⁵ S. Grossman (1976).

⁶ S. Grossman (IBIDEM).

⁷ R. H. Thaler (1993); R. H. Thaler, A. Tversky, D. Kahneman e A. Schwartz (1997).

interpretation activity that consists in tidying the economic data from the random factors, purifying in other words the signal from the rumour. If, on the one hand, the economic and financial theories constitute the main term of reference in the explication of the exchange dynamic in the short-medium term, on the other hand the comprehension of their daily floats requires an analytic and conceptual apparatus integrated with the communication theory⁸ and with social psychology which can be defined as financial psychology. Such apparatus is mainly deduced from two theoretic contributes: the semiotic-information model by Umberto Eco and the model by Shannon-Weaver⁹ that represents the basis of the mathematic information theory.

The exchange rate equation that takes into account the effects of the news can be represented in the following way:

$$\Delta \log s_t = \alpha + \beta \Delta \log s_{t-1} + \sum_{h=1}^r \theta_h F_{h,t} + \sum_{j=1}^m \gamma_j [Z_{j,t} - E_{t-1}(Z_{j,t})] + \sum_{i=1}^n \delta_i U_{i,t} + \varphi_t \quad (2.1)$$

Where: the logarithmic difference of the exchanges rate is calculated with respect to the previous temporal trading zone; F_t contains the differentials between the rates (the American-English one in the American trading time zone and the German-English one in the European trading time zone) and the Dow Jones Industrial Average Index logarithmic fluctuations of DAX 200 and FTSE 100; Z_t is the vector of the scheduled news variables; U_t is that of the unscheduled news variables.

3. Scheduled and unscheduled news

Scheduled news corresponds mostly to short-term quantitative news with a quite stable frequency and known deadlines. The values are, obviously, unexpected but the periodicity of the event allows the agents to formulate in advance expectations based on a complicated variety of factors, above all the adopted interpretative model of the economic theory, the propensity to give credit to market rumours, communication means and patterns used to interpret rumours.

The quantitative news vectors were defined according to the above explained functional form. The expected values are balanced averages of the values extracted from interviews to specialized agents conducted just before the first publication. Obviously, it was not possible to take into consideration all the possible scheduled news but only the most significant and this is,

⁸ U. Eco et alia (1965); M. Morcellini e G. Fatelli (1996).

⁹ U. Eco et alia, op. cit.; C. E. Shannon e W. Weaver (1949).

however, related to the 3 countries in analysis: United Kingdom, USA and Germany (as representative of the European economy).

Moreover, an effort was made to understand news related to all the economic variables present in the 3 main typologies of exchange rate equations for low frequency models: inflation, output growth and economic growth differential. Actuals and medians (values) were deduced from the European Market Calendars of Global Markets from 1995 to July 2001.

The Indicators for the United Kingdom are the following: 1) Gross Deflator Price, 2) Industrial Production, 3) Producer Price Index of Output, 4) Retail Sales, 5) Retail Price Index excluding mortgage interest rates, which is the core variable of all the monetary inflation targeting policy strategy introduced in 1997), 6) Visible Trade, 7) Unemployment, 8) M0, 9) Retail Price Index, 10) Consumer Credit, 11) Current Account, 12) Manufacturing Output, 13) Production Price Index Input, 14) Unit Wage Cost,

The Indicators for Germany are the following: 1) Consumer Price Index, 2) Producer Price Index, 3) Unemployment, 4) Ifo Business Climate, 5) Retail Sales, 6) M3, 7) Industrial Production, 8) GDP, 9) German Visible Trade.

The indicators for the USA are the following: 1) Consumer Price Index, 2) Producer Price Index, 3) Industrial Production, 4) Retail Sales, 5) Civilian Unemployment Rate, 6) GDP, 7) Durable Goods Orders, 8) Leading Indicator, 9) Consumer Confidence, 10) NAPM, 11) Constructions, 12) Non Farm Pay Rolls, 13) Hourly Earnings, 14) Factors, 15) Initial Claims.

Reconsidering the (2.1) equation, it becomes clear that vectors Z_t and $E[Z_t]$ are made up of fifteen series in the American time zone and by twenty-three series (fourteen English series plus nine German ones) in the European time zone. Z_t is a (1713×15) matrix for the equations constructed in ATZ and a (1713×23) matrix for the ones in ETZ.

Unscheduled news is made up of economic-institutional events, declarations, specifications that, being in part or completely unexpected, have no known timing. The study of the last financial events constitutes a main part of the trading activity in exchanges. This spasmodic attention for the last piece of information appears in sharp contrast with the standard theories on how prices are formed in financial activities that are based on stable relations with the basics. The number of such defined events that can influence the exchange market is potentially unlimited and basically.

In a fundamental contribute¹⁰, Tivegna and Chiofi elaborated a qualitative news taxonomy that allows to schematise such a complicated and huge aggregate. They individualized five main categories:

¹⁰ M. Tivegna e G. Chiofi (2000).

- A) Market information and opinions:
 - a1) on economic and political events and on events of political economy (mainly monetary and fiscal) that move the market;
 - a2) on expected values or on the exchange rate current fluctuation borders that derive, for example, from technical conditions of the market;
 - a3) on rumours about market events and opinion expressed in the most important studies on the financial institutions or in interviews to market leaders or opinion makers;
 - a4) on rumours about economic, fiscal, monetary policies and on policy makers orientations especially on changes of such orientations.
- B) Economic news, economic politics policies expressed technically as description of the event or the measure.
- C) A qualitative description of a quantitative event, with or without private pieces of information, with or without agents' opinions or valuations on the final effect of the news.
- D) Opinions or declarations on economic policy by the most influent politicians, ministers, central bankers both in a spontaneous way and in interventions aimed to influence the agents' expectations and opinions.
- E) Official interventions by central banks.

Considering this schematisation unscheduled news vectors have been constructed in accordance to the following classification:

- I) News about English currency markets (MEUK if referred to the £/€ exchange in the European time zone, MEUKBA if referred to the £/€ exchange in the American time zone, MUK if referred to the £/\$ exchange in the European time zone, MUKBA if referred to the £/\$ exchange in the American time zone), news about European/German (MEU in ETZ, MEUBA in ATZ) and American (MUS in ETZ, MUSBA in ATZ) currency markets.
- II) News about the English economy (QEUK if referred to the £/€ exchange in ETZ, QEUBA if referred to the £/€ exchange in ATZ, QUK if referred to the £/\$ exchange in ETZ, QUKBA if referred to the £/\$ exchange in ATZ), news about the European/German (QEU in ETZ, QEUBA in ATZ) and American (QUS in ETZ, QUSBA in ATZ) economies.
- III) News about the English exchange rates (TEUK if referred to the £/€ exchange in ETZ, TEUKBA to the £/€ exchange in ATZ, TUK if referred to the £/\$ exchange in ETZ, TUKBA to the £/\$ exchange in

- ATZ), European/German (TEU in ETZ, TEUBA in ATZ) and American (TUS in ETZ , TUSBA in ATZ) exchange rates.
- IV) Declarations given by English establishment members (DEUK if referred to the £/€ exchange in ETZ, DEUKBA to the £/€ exchange in ATZ, DUK if referred to the £/\$ exchange in ETZ, DUKBA to the £/\$ exchange in ATZ), European/German establishment members (DEU in ETZ, DEUBA in ATZ) and American establishment members (DUS in ETZ, DUSBA in ATZ).
- V) News about international financial markets (QMFIN).
- VI) Debate about the entry of United Kingdom to the third Monetary European Union stage (EURODE).

4. Strategy for the estimate

The estimate procedure adopted is quite complex. It can be described by the following steps:

- 1) An estimate of the volatility was carried out following a GARCH(1,1)¹¹ model for the American, English and German interest rate series and for the pound-dollar and pound-euro exchange rate (quoted both in the American and European time zones). The model¹² is

$$\begin{aligned} \Delta \log s_t &= \beta \Delta \log s_{t-1} + \varepsilon_t, & \varepsilon_t \mid \Omega_{t-1} &\sim D(0, h_t) \\ h_t &= \omega_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + b_1 h_{t-1} \end{aligned} \quad (4.1)$$

where $D(0, h_t)$ represents some distribution with mean 0 and variance h_t . Following Bollerslev, the conditional variance given by the GARCH(1, 1) is expressed as

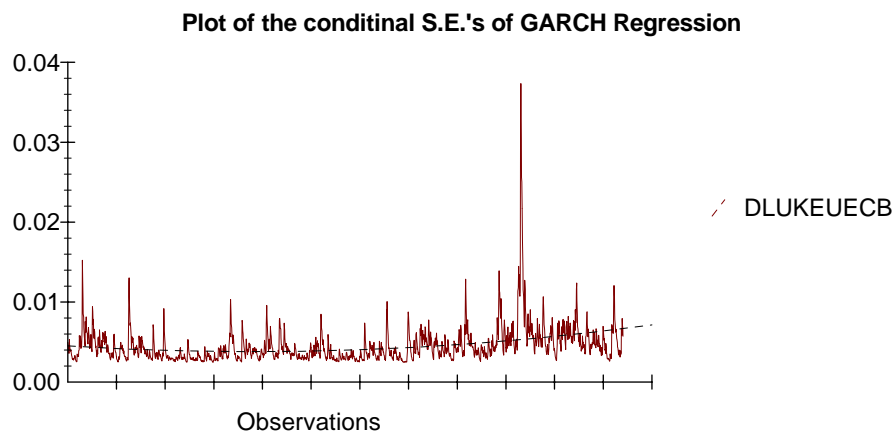
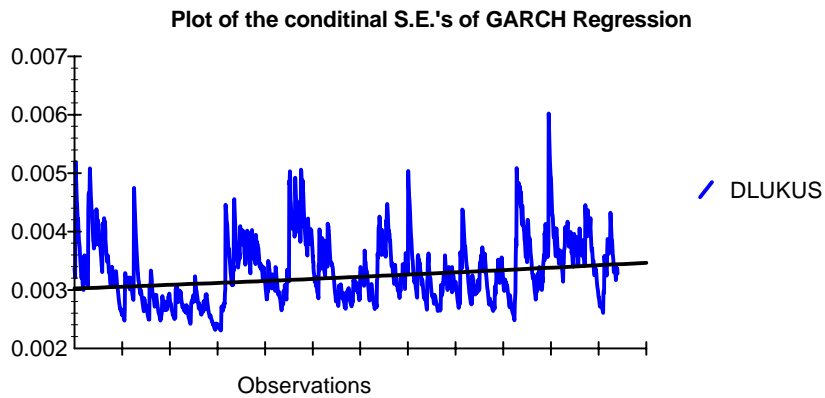
$$\varepsilon_t^2 = \omega_0 + (a_1 + b_1) \varepsilon_{t-1}^2 - b_1 \eta_{t-1} + \eta_t \quad (4.2)$$

where $\eta_t = \varepsilon_{t-1}^2 - h_t$ is serially uncorrelated. This allowed not only to have a first idea of the sensitivity of the variables but also to observe in detail the days in which it was stronger (Graph 1).

¹¹ T. Bollerslev (1986); T. Bollerslev, R. F. Engle and D. B. Nelson (1994); A. Pagan (1996).

¹² R. T. Baillie and T. Bollerslev (1989).

Graf. 1 - Sterling exchange rates volatility in ETZ



- 2) Programmed news vectors were introduced, using the functional form previously defined. The series were subjected to the Augmented Dickey-Fuller unit root test.
- 3) All the variables, expressed in different terms, were standardized.
- 4) Univariate GARCH(1,1) estimates were carried out on the news equations of the exchange and interest rates in the respective negotiation zones. GARCH models permit a) to study the significance of the news variables through an heteroschedastic technique, particularly fit for the financial series which have high frequency, b) to test the significance of the news within the explanation of the dependent variable and on its conditional volatility. Hence the estimated model were of the form

$$\begin{aligned} \Delta \log s_t &= \alpha + \beta \Delta \log s_{t-1} + \sum_{h=1}^r \theta_h F_{h,t} + \sum_{j=1}^m \gamma_j [Z_{j,t} - E_{t-1}(Z_{j,t})] + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \\ \Omega_{t-1} &\sim D(0, h_t) \\ h_t &= \omega_0 (1 - a_1 - b_1) + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + b_1 h_{t-1} \end{aligned} \quad (4.3)$$

- 5) The crossed analysis of the estimated conditional standard errors with the univariate GARCH (1,1) residuals permitted to reconstruct the events and the unexpected news that effected the interest and exchange rates.
- 6) At the end of the complicated phase of selection, analysis, decryption and categorization of the events their mathematical translation was realized in order to determine the historical series, expression of the unscheduled news variables.
- 7) After obtaining the trinars programmed news vectors, equations were constructed and the final estimates univariate GARCH(1,1) were of the form¹³

$$\begin{aligned} \Delta \log s_t &= \alpha + \beta \Delta \log s_{t-1} + \sum_{h=1}^r \theta_h F_{h,t} + \sum_{j=1}^m \gamma_j [Z_{j,t} - E_{t-1}(Z_{j,t})] + \sum_{i=1}^n \delta_i U_{i,t} + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t \mid \Omega_{t-1} &\sim D(0, h_t) \\ h_t &= \omega_0 (1 - a_1 - b_1) + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + b_1 h_{t-1} + (1 - (a_1 + b_1)L) \{ \sum_{i=1}^n \delta_i U_{i,t} \} \end{aligned} \quad (4.4)$$

where L denotes the usual lag operator.

5. The construction of the model

The empiric analysis of the programmed and unscheduled news impact was conducted with regard to the historical series of the uncertain for certain pound-dollar and pound-euro exchanges. The macro-period examined goes from 2 January 1995 to 25 July 2001. The estimates were also made on the following under-periods: 6/01/1997–27/07/2201; 2/01/1995–5/01/1997; 2/01/1995–4/01/1999; 4/01/1999–27/07/2001. On 6 January 1997 the framework reform of the Bank of England's monetary policy was introduced. On 4 January 1999 the euro was for the first time quoted on the monetary markets.

The series, with daily frequency, refer to two different negotiation temporal zones: one, defined European trading zone (ETZ), goes from 22:00 *Cet* (Central European Time) of the preceding day to 14:15 *Cet* of the considered day, i.e. from 16:00 *Est* (Eastern Standard Time) to 8:15 *Est*; the other one, defined American trading zone (ATZ), goes from 14:15 *Cet* of the considered day to 22:00 of the following day, i.e. from 8:15 to 16:00 *Est*.

¹³ F. X. Diebold and M. Nerlove (1989).

Obviously, the English variables quotations take place with a time zone that arrives one hour earlier than the *Cet*.

It is known that the exchange market works during the 24 hours: at first on the Asiatic market, then on the European one, at the end on the American one. The European market, at the opening of the American one, remains working for about other three hours. The working day is closed by the American market at about 16:00 *Est*, i.e. at 22:00 *Cet*. The division of the global trading day into two trading time zones allows to evaluate properly the impact of the events in the different time zones. At 22.00 *Cet* (16:00 *Est*), as already written, the American market closes. At 14.15 *Cet* (8.15 *Est*) the European Central Bank makes the fixing quotations of the euro exchange rates known. Fifteen minutes later, the USA government makes short-term indicators known, provoking a certain turbulence in the exchanges. For this reason it is necessary to make the European time zone end a little earlier. The American trading zone covers also the European afternoon.

Hence, the values that make up the series are actually the quotations of the sterling-dollar and the sterling-euro exchanges, of the interest rates of English, German and American ten year stocks and of the FTSE 100, DAX 200 Average, Dow Jones Industrial Average and Nasdaq stock rates, all quoted both in the European time zone (at 14.15 *Cet*, i.e. at 8.15 *Est*) and in the American one (at 22.00 *Cet*, i.e. 16.00 *Est*). In particular, the values of the £/€ in ETZ and £/€ in ATZ series from January 1995 to December 1999 (i.e. the period in which the euro had not yet been introduced) were derived from a synthetic indicator elaborated by *Data Stream* and based on the pound-mark exchange. To these series must obviously be added the daily differentials between long-term (10 years bond) German-English and American-English interest rates and all scheduled and unscheduled news' vectors.

6. An analysis of the main trends and conclusions

The estimations were conducted on eight equations, structured in the functional form derived from the news approach and previously defined (4.4).

Dependent variables are the £/\$ (in ETZ and in ATZ) and £/€ (in ETZ and in ATZ) exchange rates, the interest rate of the English Treasury Ten Year Bonds, the FTSE 100 English stock interest. The interest rate on American ten year Treasury Bills and the Dow Jones Industrial Average stock index are also implemented as dependent variables.

The £/\$ and £/€ interest rates were transformed in the logarithmic difference between the value as quoted in t and the one as quoted in $t-1$. Obviously, considering the existence of two different trading time zones, $t-1$

does not necessarily correspond to the day before t . If t is referred to the *European Time Zone* (fixing by BCE at 14:15 *Cet*), $t-1$ will be represented by 22:00 *Cet* of the previous day. On the contrary, if it is referred to the *American Time Zone*, $t-1$ will be represented by 14:15 *Cet* of the same day. That is why in the sterling-dollar (ETZ) and the sterling-euro (ETZ) equations, £/\$ (ATZ) and £/€ (ATZ) independent variables are one period lagged, while in the £/€(ATZ) and £/\$ (ATZ) equations, £/\$ (ETZ) and £/€ (ETZ) are not.

The α parameter in the (4.4) equation estimates results statistically significant and has a negative sign for all the four exchange rates considered (see Tab 4 and Tab 5 in the Statistical Appendix). In £/\$ (ATZ) and £/\$ (ETZ) equations α has a contained value, while in £/€(ATZ) and £/€(ETZ) it has an extremely high value. This shows that the £/€ exchange has been strongly oriented by its own past values. Moreover, it is not to be forgotten that euro is a newborn currency, that was quoted for the first time on the 4th of January 1999 (i.e. inside the temporal horizon considered in this work) and is not referable to a country but to a currency area the central monetary authority of which is as recent. Therefore, it is not surprising that agents formulate expectations on the £/€ future exchange values mainly observing the present or immediately past ones.

As already written, $F_{h,t}$ indicates the matrix represented by the logarithmic differences of the stock indexes and the interest differential equations. The interest difference equations are connected to the exchange rates by a negative sign. Related to stock indexes, it is very interesting to register the positive causality among Nasdaq, Dow Jones and £/\$ exchange rate (see Table 4, right side in the Statistical Appendix), while there is a negative one among the two important American indexes and the £/€ exchange rate (see Table 5, left side in the Statistical Appendix). This situation shows that a positive American stock market performance attracts capitals both in the USA from England, causing a depreciation of the pound compared to the dollar, and in the United Kingdom perceived as pro-American by Europe, determining an appreciation of the pound compared to the euro. The values of the estimated parameters are quite high and statistically significant. FTSE100 impresses negatively on the £/€ exchange rate (see Table 5, right side in the Statistical Appendix): a growth in London transactions generates a financial flow from the euro area that induces an increase in the pound demand and an appreciation of the English currency. Less clear, at least at first, is the positive relation between FTSE100 and £/\$ exchange rate (see Table 4, left side in the Statistical Appendix). The explanation that the index growth corresponds with a capital flow towards the USA seems contradictory. On the contrary, analysing the sixth equation, in which FTSE100 is the dependent variable (see Table 6, right side in the Statistical Appendix), it appears that the English market trend is almost totally guided

by the *Dow Jones*, with a positive sign. Thus, a *Dow Jones*'s positive change determines a moving of funds from London to New York but also a growth of FTSE 100.

$Z_{j,t} - E[Z_{j,t}]$ matrix is constituted of scheduled news variables that can be distinguished between variables linked to an inflationist dynamic (covering some monetary aggregates of price and salary indexes) and economic performance indicators (as, for example, PIL, industrial production or retailing). The former for the UK are M1 aggregate, retail price index calculated excluding interests on loans, retail price index, production price index; input price index; salary index. The American and German variables are instead the American consumption price index; American production price index; the German monetary M3 aggregate; the German consumption price index and the German production price index. According to the *purchasing power parity* (PPP) exchange rates and prices are connected by a positive relation as, when domestic prices increase, while foreign ones remain invariable, internal goods loose competitiveness. The English demand for foreign goods increases and the foreign demand for English goods goes down: on the currency market the euro and dollar demand increases while pound loses value.

On the contrary scheduled news revealing the inflationist dynamic produces a negative effect on the considered exchange rates. Moreover, γ_j estimated respective coefficients have relevant values and results statistically significant (see Table 4 and 5 in the Statistical Appendix). Such causality link is quite anomalous and has a complicated explanation. First of all, it is due to the monetary policy strategy adopted since 1997. In the United Kingdom the Bank of England pursues a medium term inflationist target established by the government, the so called, *inflation targeting*. The economic-monetary philosophy underlying this approach has modified the perception of data on prices. A price removal from the target level is interpreted as a failure of the economic policy authorities and as a negative signal about English economy trends. Agents will be more interested in moving toward other markets, generating a depreciation. Hence, in a low inflation period a further deflation produces a pound depreciation as well. This is what seemed to happen from 1996 to 2001.

Secondly, the causality link is induced by the transfer mechanism that links prices to interest rates. The fifth equation (see Table 6, left side in the Statical Appendix) has rates on ten year English Treasure bonds (daily quoted) as the dependent variable: the same variables have a positive sign. This is mainly due to the fact the in a deflationist period the Central Bank preferred to reduce the official rate (from 7,25% in 1997, to 4% in 2001) in order to stimulate the economy, but generating a depreciation. This is confirmed by the positive sign of covariance among 10 years UK bonds interest rates, £/\$ (ETZ) and £/€(ETZ).

In the ETZ £/\$ exchange rate equation (see Table 4, left side in the Statistical Appendix) RPIX, English PPI output and English Unit Wages Cost coefficients result statistically significant while in the ETZ £/€ exchange rate equation (see Table 4, right side in the Statistical Appendix) only RPIX does. The RPIX index is the one to which the target rate, indicated by the government, is related. It isn't surprising therefore that even the γ_j numerical values of RPIX are among the highest (-0.74049 and -0.30649). On the contrary, an increase of the American and German monetary variables, involves a depreciation of the dollar and the euro and an appreciation of the pound, as established by the most traditional exchange rate models. In particular, American PPI has a coefficient significantly estimated in the £/\$ exchange equation in ATZ (see Table 4, right side in the Statistical Appendix).

The scheduled news vectors, that reveal the English economy performance are: the Gross Deflator Price one, the industrial production one, the retail sales one, the visible trade one, the unemployment one, the current account one, the manufacturing output one, the credit consumption one, the PSBR one. The American and German variables are respectively the American manufacturing production, the American retail sales, the American unemployment rate, the American PIL, the American durable goods, the American leading indicator, the consumers' trust indicator, the NAPM index, the American building index, the no agricultural American employment, the trend of the American hourly salaries, the requests for the unemployment benefit in the USA, the German unemployment, the IFO business climate index, the German retail sales, the German industrial production, the German PIL, the German visible trade.

The English leading indicators have a γ_j estimated coefficient with negative sign when they indicate a positive trend, vice versa in the opposite case (see Table 4 and 5 in the Statistical Appendix). If the PIL, industrial production or retail sales are higher than expected, investors interpret this as a positive signal and move their funds towards activities in pounds, revaluing the English currency. The opposite occurs, in case of negative indicators, as unemployment. The unemployment coefficient is positive. And statistically significant are the UK GDP and UK Retail Sales coefficients in ETZ £/\$ (see Table 4, left side in the Statistical Appendix), while UK Retail Sales and UK Unemployment coefficients in the ETZ £/€ (see Table 5, right side in the Statistical Appendix) one. Following such interpretation the signs for foreign variables are less coherent, but their statistical significance is often very low, with the exception of American GDP, American fact orders and American Pay-rolls in the equation of the ATZ £/\$ exchange rate (see Table 4, right side in the Statistical Appendix); American Retail Sales in the equation of ATZ £/€ (see Table 5, left side in Statistical Appendix) and German Visible

Trades in the equation of the ETZ £/€ (see Table 5, right side in Statistical Appendix).

Finally, the $U_{i,t}$ matrix in (4.4) represents the mathematical transformation of unscheduled news, i.e. unscheduled news about specific conditions in financial markets, political events, establishment members' statements, natural disasters that have had some emphasis on the dynamic of the variables considered. Therefore, every equation has a specific set of qualitative news vectors (even if for substantially homogenous categories).

The observation of the estimated coefficients $\delta_{i,i}$ (see Table 4 and 5 in the Statistical Appendix) reveals that the scheduled news had a statistically significant impact overall in the £/\$ exchange rate equation in ATZ (see Table 4, right side in the Statistical Appendix): MUKBA, QUKBA, QMFIN, MUSBA, QUSBA, DUSBA, TUSBA (as previously defined). This is mainly due to three factors:

- a) the euro is a very recent currency on the international financial scene. Hence, agents haven't yet achieved the knowledge of the transmission mechanisms, of the underlying models and of the institutional dynamics (that are themselves in the early stage) in order to react rapidly to news not strictly related to the new unified currency. Evident is, in this sense, the difference from the dollar;
- b) the dollar is, by definition, the international currency; this makes it very sensitive to news from all over the world. This evidence is confirmed by the estimated value coefficient of the financial news on international markets (QMFIN) that is high (1.0107) and significant as in no other case;
- c) the American media structure is much more articulate, widespread and invasive. There are more thematic newspapers and financial television networks, the communication techniques both in the journalistic and in the institutional horizon are more advanced; there is more computer literacy and computer use is widespread among families, making the Internet a much more powerful channel. Hence, the unscheduled news significance is not more relevant in both the £/\$ equations but only in the ATZ one, in which all these elements are active.

TUK, referred to ETZ £/\$ (see Table 4, left side in the Statistical Appendix) and ETZ £/€ (see Table 5, right side in the Statistical Appendix), and EURODE (in ETZ £/€ equation) are the other unscheduled news variables that have influenced the dependent variables. This date is extremely relevant for two reasons.

First, the United Kingdom has not joined the Third Stage of the European Monetary Union that provided for the convergence of the government budget to the parameters established in the Maastricht agreement, the consequent

admission to the euro area, the definition of a fixed parity between the national currency and the new unified currency (that was already quoted in the international financial markets) and, finally, the use of the euro in place of the national currency in the payment system as well. The missed admission caused volatility on the currency markets and the English financial markets. On the one hand the agents' perception of the pound as the par excellence pro-American currency and also as one of the reference currencies of the old continent has changed. Nowadays the euro, as the unified currency and new subject, attracts the European media flow. Hence, the pound cannot benefit from the positive news concerning the European economy (because it is not part of the monetary union) but is affected by the negative news (because, according to the extra-European agents, it however represents one of the main European markets. Therefore it is also affected by the American negative news because of its well-established reputation of pro-American country. On the other hand, at the institutional level an ambiguous position has been taken for what concerns the missed admission which has been proposed not as definitive but as temporary, pending for appropriate conditions to change it. In some cities, as London, it is even possible to have transactions both in pound and in euro. The new-Labour government led by Tony Blair hasn't cloaked his European predisposition. On the contrary, the top management of the Bank of England, i.e. the other subject in charge of the management of the financial policy, has expressed its scepticism in many occasions (see also the number of English Establishment Declarations in Table 9, Statistical Appendix). A communicative tension has followed, with contradictory statements and an inevitable polarization of the media (and the public opinion) attention on the issue. Many hypothesis, more or less imaginative, have occurred during the considered period: from Blair future leader of a Europe including the United Kingdom, to a more and more imminent referendum on the entry of the pound in the euro area. These waves of attention have sharpened the sensibility of the English currency markets agents for news (mathematically expressed in the EURODE variable) about the convergence stage, the birth of the euro, and then, for what has been synthetically defined the "debate on the euro". The EURODE variable has been inserted, in order to simplify, only in the ETZ £/€equation (see Table 5, right side in the Statistical Appendix) where it has resulted extremely significant.

Second, the estimates carried out show the importance of TUK that is equal to 2.5235 in the £/\$ exchange equation in the *European time zone* (see Table 4, left side in the Statistical Appendix) and equal to 0.66471 in the £/€ exchange one in the *American time zone* (see Table 5, left side in the Statistical Appendix). The *inflation targeting* monetary strategy is pursued, in the short term, mainly through the official interest rate. This has generated two friction elements in the basic transmission mechanism of the monetary

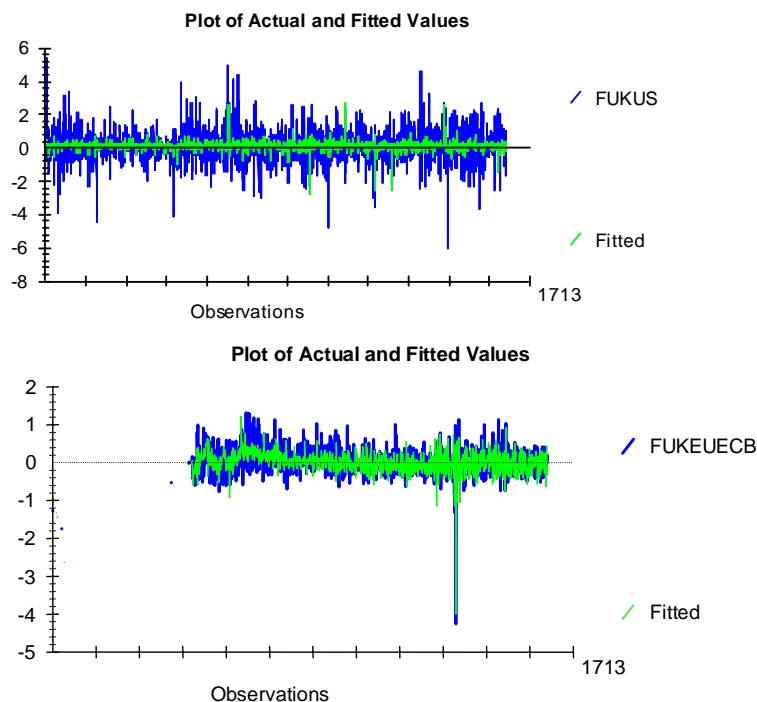
policy. These elements are the fixing of the target rate by the government and the timing of the *Monetary Policy Committee* meetings. The fact that the target rate is indicated by the government clashes with one of the main assumptions of the monetary philosophy at the basis of the *inflation targeting*: the Central Bank's autonomy. The government has a political responsibility due to which its technical activity is subject to the demands of time bound by the electoral cycle, that is inconsistent with the medium term in which the goal of the inflation takes place. Moreover, a communication problem arises: the well informed subjects able to issue statements about the monetary policy double and the probabilities that these statements are destabilizing increase more than proportionally. The government members are driven, by the political nature of their mandate, to look for consent and visibility, even on a personal level. The effect is a high number of *releases* not strictly necessary, that are in contradiction with each other and with the instruments put in action.

Finally, the timing of the *Monetary Policy Committee* meetings caused polarization in the days of the meetings and, sometimes, in those immediately before or after. The decision of making public the dates and the respective minutes of the internal voting surely improved the transparency of the decision making process but created turbulence that caused the volatility of the English variables to raise heavily during the last years.

Many meetings deliberated on the official rate not coherently with the orientation that was outlined in the previous days on the market, generating sharp reversal of sign and considerable feedback effects. Furthermore, for a long period the members of the Monetary Policy Commission were in disagreement with one another and this situation complicated the deliberative stage and made the outcomes (of the deliberation) uncertain. Significant is what happened during the period 1998-1999 when very few outcomes were voted unanimously (except for the "summer" ones of the 8th and 9th of July 1999, the 4th and the 5th of August 1999 and the 6th and 7th of October 1999). Three currents were outlined and they remained more or less until 2001: the "hawk" bull current including William Buiter, Mervyn King (current Governor of the Bank of England) and, alternatively, Prof. Charles Goodhart and sir Alan Budd; the "fence sitter" current, oriented in maintaining rates unvaried, composed by Eddie George, at the time Governor, Ian Plendeleith, David Clementi with the inconstant support of Prof. Charles Goodhart, De Anne Julius and John Vickers; the "bear" current with De Anne Julius who has repeatedly urged time, to cut down the rates but with no success. In two occasions the Governor used its casting vote: the 4th and 5th of February 1998 and the 4th and 5th of March 1998. These events are strongly destabilizing for the financial markets in reference to the three different levels: they generate a very short term turbulence followed by feedback mechanisms that expand its significance; they create a climate of uncertainty fed by the media that has

repercussions on the next meetings; they erode the credibility of the central authorities of the monetary policy.

Graf. 2 - Actual and fitted values of £/\$ and £/€ exchange rates equations in ETZ



In order to isolate this factor and highlight its importance, It has been considered useful to construct trinar vectors of unscheduled news, one for each “English” equation, and to repeat the estimates already carried out in order not only to regress the respective coefficients but also to verify variations in the power of the model to describe the dependent variables. The vectors have been called FMPCUKUS, FMPCUKUSBA, FMPCUKEUBA, FMPCUKEU, FMPCUK10BO, FMPCFTSE¹⁴.

The impact of the variables is relevant, their significance is very high and the R^2 increases systematically (in some cases – FMPUKUS and FMPCUK10BO it is more than double).

The considerations presented highlight the need of taking into consideration factors of increasingly semiotic communication and of financial psychology for the exercising of the monetary policy. A

¹⁴ F means that variable has been standardized.

preliminary stage of strategic planning regarding the declarations to the media by the monetary establishment members, becomes more and more necessary. The model proposed could be a useful instrument of support within the process of definition of this stage, as well as an instrument of quantitative analysis.

In the Statistical Appendix (Table 7 – 10) is also proposed a quantitative synthesis of the most significant declarations of the main European, English, American and German establishment members.

In conclusion, it is possible to assert that the news model constructed has shown a more than satisfactory capacity to describe the dynamic of the dependent variables from 1995 to July 2001.

REFERENCES

- ANDERSEN, T.G. – BOLLERSLEV, T. – DIEBOLD, F.X. – VEGA, C. (2003), “Micro Effects of Macro Announcements: Real-Time Price Discovery in Foreign Exchange”, *American Economic Review*, pp. 38-62
- BAILLIE, R.T. – BOLLERSLEV, T. (1989), “The message in Daily Exchange Rates: A Conditional-Variance Tale”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 7, pp. 297-305.
- BALDUZZI, P. – ELTON, E.J. – GREEN, T.C. (2001), “Economic News and the Yield Curve: Evidence from the US Treasury Market”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 36, 4, pp. 523-43.
- BOLLERSLEV, T. (1986), “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity”, *Journal of Econometrics*, 1986, 31, pp. 307-27.
- BOLLERSLEV, T. (1988), “On the correlation Structure for the Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Process”, *Journal of Time Series Analysis*, pp. 121-131.
- BOLLERSLEV, T. (1990), “Modelling the Coherence in Short-run Nominal Exchange Rates: a Multivariate Generalized Arch Model”, *Review of Economic Studies*, 72, pp. 498-505.
- BOLLERSLEV, T. – CHOU, R. – KRONER, K. (1992), “ARCH Modeling in Finance: A Review of th Theory and Empirical Evidence”, in *Journal of Econometrics*, 52, pp. 5-59.
- BOLLERSLEV, T. – ENGLE, R. – NELSON, D. (1994), “ARCH Models”, in McFadden (edited by), *Handbook of Econometrics*, vol. 4.
- BOLLERSLEV, T. – ENGLE, R.F. – WOOLRIDGE, J.M. (1988), “A capital asset pricing model with Time Varying Covariances”, *Journal of Political Economy*, pp. 116-31.
- BOLLERSLEV, T. – ENGLE, R.F. – WOOLRIDGE, J.M. (1992), “Quasi-Maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time Varying Covariances”, *Econometric Reviews*, pp. 143-72
- BROOKS C. - BURKE S. P. - PERSAND G. (2001), “Benchmarks and the accuracy of GARCH model estimation”, *International Journal of Forecasting*, 17, pp. 45-56.
- BROTO, C. – RUIZ, E. (2002), “Estimation Methods for Stochastic Volatility Models: a Survey” *WP 02 54*, Universidad Carlos III, Madrid.
- CAMPBELL, J.Y. – LO, A.W. - MACKINLEY (1997), “*The Econometrics of Financial Markets*”, Princeton University Press, Princeton.
- DIEBOLD, F.X. – GUNTHER, T.A. – TAY, A.S. (1998), “Evaluating Density Forecasts with Applications to Financial Risk Management”, *International Economic Review*, 39, 4, pp. 863-883.
- DIEBOLD, F.X. – LOPEZ, J.A. (1995), “Modelling Volatility Dynamics”, in *Macroeconometrics: Developments, Tension and Prospects* Hoover, K. eds. Kluwer Academic Press, Amsterdam.

DIEBOLD, F.X. – NERLOVE, M. (1989), “The dynamics of Exchange Rate Volatility: a Multivariate Latent Factor ARCH Model”, *Journal of Applied Econometrics*, 4, 1, pp. 1-21.

DORNBUSCH, R. – FISCHER, S. (1986), “The Open Economy: Implications for Monetary e Fiscal Policy”, in Robert J. Gordon (a cura di), *The American Business Cycle: Continuity and Change*, National Bureau of Economic Research and University of Chicago Press, pp. 459-501.

ECO, U. – ALIA (1965), “Prima proposta per un modello di ricerca interdisciplinare sul rapporto televisione–pubblico”, Istituto di Etnologia e Antropologia Culturale.

FIorentINI, G. – CALZOLARI, G. – PANATTONI, L. (1996), “Analytic Derivatives and the Computation of GARCH estimates”, *Journal of Applied Econometrics*, 11, 4, pp. 399-417.

FIorentINI, G – SENTANA, E. – CALZOLARI, G. (2003), “Maximum Likelihood Estimation and Inference in Multivariate Conditionally Heteroskedastic Dynamic Regression Models with Student t Innovations”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 8, pp. 225-234.

GROSSMAN, S. (1976), “On the efficiency of competitive stock markets here trade have diverse information”, *The Journal of Finance*.

LEWIS, K. (1995), “Puzzles in International Financial Markets”, in G. Grossman, K. Rogoff, “*Hanbook of International Economics*”, vol. III, North Holland.

MELTZER, A.H. (1976), “Monetary and other explanations of the start of the Great Depression”, *Journal of Monetary Economics*, 2, p. 460.

MORCELLINI, M. – FATELLI, G. (1996), “*Le scienze della comunicazione: modelli e percorsi disciplinari*”, La Nuova Italia Scientifica.

PAGAN, A. (1996), “The econometrics of financial markets”, *Journal of Empirical Finance*, 3, pp. 15-102.

SARNO, L. – TAYLOR, M. (2002), *The Economics of Exchanges Rates*, Cambridge University Press, Cambridge (UK), chapter 9th.

SHANNON, C.E. – WEAVER, W. (1949), *The mathematical theory of communication*, University of Illinois Press.

SHILLER, R.J. (2000), *Irrational Exuberance*, Princeton University Press, Princeton.

THALER, R.H. (1993), *Advances in behavioural finance*, Russel Sage Foundation

THALER, R.H. – TVERSKY, A. – KANHEMAN, D. – SCHWARTZ, A (1997), “The Effect of Myopia and Loss Aversion on Risk Taking: An Experimental Test”, *Quarterly Journal of Economics*.

TIVEGNA, M. (1996A), “News politiche ed economiche nelle fluttuazioni della lira. L’esperienza recente: 28 marzo 1994 – 29 dicembre 1995”, *Rivista di Politica Economica*, 86, pp. 317-59.

TIVEGNA, M. (1996B), “Analisi infragiornaliera del cambio Lira-Marco in periodi di particolare turbolenza: Gennaio 1995 – Gennaio 1996”, *Quaderni CEIS* – Università di Roma Tor Vergata.

TIVEGNA, M. (1999), “News and Dollar exchange rate dynamics”, *VIII Conferenza finanziaria* dell’Università di Roma Tor Vergata su «Financial crises, risk management and growth».

TIVEGNA, M. – CHIOFI, G. (1996), “Una banca dati di news per lo studio del tasso di cambio Lira – DM”, *Quaderni CEIS* – Università di Roma Tor Vergata.

TIVEGNA, M. – CHIOFI, G. (2000), “News e dinamica dei tassi di cambio”, *Il Mulino / CEIS* – Tor Vergata.

TIVEGNA, M. (2003), “Day Trading the Euro-Dollar with a News-based Model of Exchange Rates. Descriptive Results”, *Tenth International Conference on “Forecasting Financial Markets: Advances for Exchange Rates, Interest Rates and Asset Management”*, Paris June 4th – 6th 2003.

LEGENDA

DAX200A	<i>Daily DAX 200 Average values</i>
DEU	<i>Members of European establishment's declaration on UKEUECB</i>
DEUBA	<i>Members of European establishment's declaration on UKEUBA</i>
DEUK	<i>Members of English establishment's declaration on UKEUECB</i>
DEUKBA	<i>Members of English establishment's declaration on UKEUBA</i>
DUK	<i>Members of English establishment's declaration on UKUS</i>
DUKBA	<i>Members of English establishment's declaration on UKUSBA</i>
DUS	<i>Members of US establishment's declaration on UKUS</i>
DUSBA	<i>Members of US establishment's declaration on UKUSBA</i>
DOWJONES	<i>Daily Dow Jones Industrial Average values.</i>
EURODE	<i>Unscheduled news about English Euro debate.</i>
FTSE100	<i>Daily FTSE 100 values.</i>
GE10BUND	<i>10 years dutch bond interest rates</i>
GECPIN	<i>German Consumer Price Index (news).</i>
GEGDPN	<i>German Gross Deflator Price (news).</i>
GEIFON	<i>IFO Business Climate (news).</i>
GEM3N	<i>German M3 news.</i>
GEPIYN	<i>German Production Price Index (news).</i>
GERETSN	<i>German Retail Sales news.</i>
GERUNN	<i>German Unemployment (news).</i>
GEUKRATE	<i>Difference between 10 years German – UK interest rate</i>
GEVISTRADN	<i>German Visible Trade (news).</i>
GINDPRN	<i>German Industrial Production (news).</i>
MEU	<i>Euro unscheduled news on UKEUECB</i>
MEUBA	<i>Euro unscheduled news on UKEUBA</i>
MEUK	<i>Sterling unscheduled news on UKEUECB</i>
MEUKBA	<i>Sterling unscheduled news on UKEUBA</i>
MPCFTSE100	<i>MPC meetings effect on FTSE100</i>
MPCUKEUBA	<i>MPC meetings effect on UKEUBA</i>
MPCUKEUECB	<i>MPC meetings effect on UKEUECB</i>
MPCUKUS	<i>MPC meetings effect on UKUS</i>
MPCUKUSBA	<i>MPC meetings effect on UKUSBA</i>
MPCUK10BO	<i>MPC meetings effect on UK10BO</i>
MUS	<i>Dollar unscheduled news on UKUS</i>
MUSBA	<i>Dollar unscheduled news on UKUSBA</i>
MUK	<i>Sterling unscheduled news on UKUS</i>
MUKBA	<i>Sterling unscheduled news on UKUSBA</i>

NASDAQ	<i>Daily Nasdaq values.</i>
QEU	<i>European economy unscheduled news on UKEUECB</i>
QEUBA	<i>European economy unscheduled news on UKEUBA</i>
QEUK	<i>English economy unscheduled news on UKEUECB</i>
QEUKBA	<i>English economy unscheduled news on UKEUBA</i>
QMFIN	<i>International financial markets unscheduled news</i>
QUK	<i>English economy unscheduled news on UKUS</i>
QUKBA	<i>English economy unscheduled news on UKUSBA</i>
QUS	<i>American economy unscheduled on UKUS</i>
QUSBA	<i>American economy unscheduled on UKUSBA</i>
TEU	<i>European interest rate unscheduled news on UKEUECB</i>
TEUBA	<i>European interest rate unscheduled news on UKEUBA</i>
TEUK	<i>English interest rate unscheduled news on UKEUECB</i>
TEUKBA	<i>English interest rate unscheduled news on UKEUBA</i>
TUK	<i>English interest rate unscheduled news on UKUSBA</i>
TUKBA	<i>English interest rate unscheduled news on UKUS</i>
TUS	<i>American interest rate unscheduled news on UKUS</i>
TUSBA	<i>American interest rate unscheduled news on UKUSBA</i>
UK10BO	<i>10 years English bond interest rates</i>
UKCONCREN	<i>English Consumer Credit (news)</i>
UKCURACN	<i>English Current Account (news)</i>
UKEUBA	<i>£/€ exchange rate in american time zone</i>
UKEUECB	<i>£/€ exchange rate in european time zone</i>
UKGDPN	<i>English Gross Deflator Price (news)</i>
UKINDPRN	<i>English Industrial Production (news)</i>
UKM0N	<i>English M0 (news)</i>
UKM4LENDN	<i>English M4 Lending (news)</i>
UKMANOUN	<i>English Manufacturing Output (news)</i>
UKPPIINPTN	<i>English Production Price Index Input (news)</i>
UKPPIOUTN	<i>English Production Price Index (news)</i>
UKRETASAN	<i>English Retail Sales (news)</i>
UKRPIXN	<i>English Retail Price Index eXcluding mortgage interest rate (news)</i>
UKRPIN	<i>English Retail Price Index (news)</i>
UKUNEMPN	<i>English Unemployment (news)</i>
UKUS	<i>£/\$ daily exchange rate in ETZ</i>
UKUSBA	<i>£/\$ daily exchange rate ATZ</i>
UKVISTRN	<i>English Visible Trade (news)</i>
UKWAGEN	<i>English Unit Wage Costs 3M (news)</i>
US10BO	<i>10 years US bond interest rates</i>
USCONCON	<i>US Consumer Consumption (news)</i>

USCONSTRN	<i>US Constructions (news)</i>
USCPIA	<i>US Consumer Price Index (news)</i>
USDURGON	<i>US Durable Goods (news)</i>
USFACTORN	<i>US Factors (news)</i>
USGDPN	<i>US Gross Deflator Price (news)</i>
USHORLYN	<i>US Hourly Earnings (news)</i>
USINCLAIN	<i>US Initial Claims (news)</i>
USINDPRODN	<i>US Industrial Production (news)</i>
USLEAINDN	<i>US Leading Indicators (news)</i>
USNAPM	<i>NAPM Index (news)</i>
USPAYROLN	<i>US Pay Rolls (news)</i>
USRETSALN	<i>US Retail Sales (news)</i>
USUKRATE	<i>Difference between 10 years US – UK interest rate</i>
USUNEMPN	<i>US Unemployment (news)</i>

APPENDICE STATISTICA

Tab. 1 - Arch effect tests and Wald statistics

Autoregressive Conditional Heteroschedasticity		
Test of Residuals		
	<i>European Time Zone</i>	
	LMS chsq (1)	F statistic (1, 1708)
DLUKEUECB	364.10[.000]	461.72[.000]
DLUKEUBA	186.37[.000]	208.78[.000]
DLUKUS	5.01[.025]	5.02[.025]
DLUKUSBA	12.80[.000]	12.87[.000]
DLUK10BO	290.30[.000]	349.01[.000]
DLGE10BU	28.82[.000]	29.27[.000]
DLUS10BO	21.78[.000]	22.02[.000]

Wald Statistic	
<i>Coefficients</i>	<i>CSHQ(2)</i>
DLUKEUECB	31877.0[.000]
DLUKEUBA	5968.2[.000]
DLUKUS	93872.6[.000]
DLUKUSBA	5076.9[.000]
DLUK10BO	67.9363[.000]
DLGE10BU	132015.4[.000]
DLUS10BO	123236.4[.000]

Tab. 2 - Dependent ATZ Variables Volatility

GARCH (1,1)						
	DLUS10BO		DLUKUSBA		DLUKEUBA	
	<i>Coefficiente</i>	<i>St. Error</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>St. Error</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>St. Error</i>
<u>Dal 2/01/95 al 25/07/2001</u>						
e-sq(-1)	0.08117	0.022800	0.058044	0.012264	0.085739	0.025243
h-sq(-1)	0.91544	0.189140	0.853390	0.012126	0.881710	0.023040
<u>Dal 2/01/95 al 6/01/97</u>						
e-sq(-1)	0.065698	0.035251	0.15239	0.041546	0.090255	0.030577
h-sq(-1)	0.923230	0.030645	0.79728	0.031300	0.869080	0.026641
<u>Dal 6/01/97 al 25/07/01</u>						
e-sq(-1)	0.087679	0.020324	0.061897	0.021712	0.088148	0.022673
h-sq(-1)	0.903980	0.016633	0.494960	0.058219	0.833330	0.021544
<u>Dal 2/01/95 al 4/01/99</u>						
e-sq(-1)	0.092709	0.41674	0.094212	0.021178	0.073843	0.034322
h-sq(-1)	0.909180	0.33251	0.735440	0.020577	0.901760	0.031200
<u>Dal 4/01/99 al 25/07/01</u>						
e-sq(-1)	0.083431	0.018258	0.068578	0.044503	0.098644	0.032198
h-sq(-1)	0.891580	0.015563	0.309160	0.055368	0.818710	0.029850

Tab. 3 - Dependent ETZ Variables Volatility

GARCH (1,1)				
	DLUK10BO		DLGE10BUND	
	<i>Coefficiente</i>	<i>St. Error</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>St. Error</i>
<u>Dal 2/01/95 al 25/07/2001</u>				
e-sq(-1)	0.172610	0.030206	0.048987	0.015253
h-sq(-1)	0.088289	0.032048	0.922540	0.014414
<u>Dal 2/01/95 al 6/01/97</u>				
e-sq(-1)	0.32672	0.076175	0.030154	0.017550
h-sq(-1)	0.22457	0.031498	0.936640	0.017096
<u>Dal 6/01/97 al 25/07/01</u>				
e-sq(-1)	0.15118	0.032907	0.061518	0.021363
h-sq(-1)	0.24870	0.035621	0.909280	0.019947
<u>Dal 2/01/95 al 4/01/99</u>				
e-sq(-1)	0.25897	0.048360	0.050196	0.015142
h-sq(-1)	0.19336	0.030197	0.915550	0.014144
<u>Dal 4/01/99 al 25/07/01</u>				
e-sq(-1)	0.12061	0.028985	0.062688	0.028916
h-sq(-1)	0.45450	0.031709	0.909940	0.027030
	DLUKUS		DLUKEUECB	
	<i>Coefficiente</i>	<i>St. Error</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>St. Error</i>
<u>Dal 2/01/95 al 25/07/2001</u>				
e-sq(-1)	0.054336	0.033939	0.067358	0.026004
h-sq(-1)	0.908610	0.031724	0.913020	0.024115
<u>Dal 2/01/95 al 6/01/97</u>				
e-sq(-1)	0.15702	0.056003	0.083014	0.025352
h-sq(-1)	0.66595	0.044734	0.820430	0.024007
<u>Dal 6/01/97 al 25/07/01</u>				
e-sq(-1)	0.048723	0.025451	0.057418	0.034139
h-sq(-1)	0.881000	0.024637	0.908050	0.033025
<u>Dal 2/01/95 al 4/01/99</u>				
e-sq(-1)	0.078638	0.042737	0.076939	0.022870
h-sq(-1)	0.816800	0.039347	0.895270	0.021054
<u>Dal 4/01/99 al 25/07/01</u>				
e-sq(-1)	0.077189	0.041541	0.057058	0.037230
h-sq(-1)	0.813020	0.038663	0.908800	0.035923

Tab. 4 - Single equations (I)

GARCH(1,1) assuming a normal distribution converged after 118 iterations			GARCH(1,1) assuming a normal distribution converged after 201 iterations		
Dependent variable is FUKUS (£/\$ in ETZ) 1712 observations used for estimation			Dependent variable is FUKUSBA (£/\$ in ATZ) 1713 observations used for estimation		
Regressor	Coefficient	T-Ratio[Prob]	Regressor	Coefficient	T-Ratio[Prob]
INPT	0.099277	4.5092[.000]	INPT	-0.10481	-5.6043[.000]
FUKUSBA(-1)	-0.12159	-5.1876[.000]	FUKUS	-0.032645	-2.7007[.017]
FUSUKRA	0.0031603	.14088[.888]	FUSUKRA	-0.029426	-1.4915[.136]
FFTSE100	0.13135	5.7419[.000]	FNASDAQ	0.087172	3.5067[.000]
FUKGDP	-0.049918	-2.3112[.021]	FDOWJONES	0.08266	3.3804[.001]
FUKINDPR	-0.03489	-1.5612[.119]	FUSPPI	-0.042917	-2.2727[.023]
FUKPPIOUT	-0.051664	-2.1847[.029]	FUSGDP	-0.072469	-3.9749[.000]
FUKRETS	-0.071024	-3.1605[.002]	FUSRETS	-0.025124	-1.3505[.177]
FUKRPIX	-0.077926	-2.7735[.006]	FUSCPI	-0.015643	-.84595[.398]
FUKVISTR	-0.029247	-1.3930[.164]	FUSUNEMP	0.016493	.85505[.393]
FUKUNEMP	0.027327	1.1791[.239]	FFACTOR	0.030331	1.5057[.132]
FUKM0	-0.013021	-.66857[.504]	FULEAIND	-0.030153	-1.5920[.112]
FUKCURAC	0.0093091	.43105[.666]	FDURGOOD	0.027872	1.4914[.136]
FUKM4LEN	0.016932	.66384[.507]	FUSCONCON	-0.017175	-.86803[.386]
FUKMANOU	-0.0057404	-.29743[.766]	FUCONSTR	-0.013182	-.71887[.472]
FUKCONCR	-0.022364	-.96935[.333]	FUSPAYROL	-0.050323	-2.6338[.009]
FUKPPIINP	-0.020757	-.85404[.393]	FUSNAPM	-0.03076	-1.6289[.104]
FUKRPI	-0.018614	-.70752[.479]	FUSHORLY	-0.018144	-.98014[.327]
FUKPSBR	0.0084031	.38744[.698]	FUSINDPR	0.024077	1.2334[.218]
FUKWAGE	-0.064224	-3.0763[.002]	FMUKBA	0.7932	4.4294[.000]
FMUS	-0.12636	-.40623[.685]	FQKBA	0.44602	2.5452[.011]
FQUS	-0.013779	-.087514[.930]	FDUKBA	0.42334	1.2946[.196]
FTUS	0.083999	.46403[.643]	FTUKBA	0.071674	.29127[.771]
FDUS	-0.25402	-.83576[.403]	FQMFIN	0.98878	5.6198[.000]
FQMFIN	0.013032	.057775[.954]	FMUS	1.0174	5.2182[.000]
FMUK	0.057658	.22553[.822]	FQUS	1.1064	7.2793[.000]
FQUK	0.098466	.52986[.596]	FDUS	0.8125	2.9054[.004]
FDUK	-0.020844	-.13319[.894]	FTUS	1.1887	3.2809[.001]
FTUK	1.9899	4.9084[.000]	FMPCUKUSBA	0.58	7.6265[.000]
FMPCUKUS	0.86778	9.9901[.000]			
R-Squared	0.1288		R-Squared	0.37337	
R-Bar-Squared	0.11273		R-Bar-Squared	0.36219	
DW-statistic	1.9955		DW-statistic	2.0709	
F-st F(31,1680)	8.0124[.000]		F-st F(31,1680)	33.4067[.000]	
Akaike Info.			Akaike Info.		
Cri.	-2314.4		Cri.	-2030.9	
<i>Parameters of the Cond. Heteroscedastic Model</i>			<i>Parameters of the Cond. Heteroscedastic Model</i>		
Coefficient	Asymptotic	Standard Error	Coefficient	Asymptotic	Standard Error
Constant	0.026422	0.012069	Constant	0.032208	0.014977
E-SQ(- 1)	0.046721	0.014883	E-SQ(- 1)	0.053303	0.01434
H-SQ(- 1)	0.92349	0.02552	H-SQ(- 1)	0.89574	0.033711
H-SQ is the cond. var. of the error term.			H-SQ is for the cond. var. of the error term.		
E-SQ stands for the square of the error term.			E-SQ stands for the square of the error term.		

Tab. 5 - Single equations (II)

<i>GARCH(1,1) assuming a normal distribution converged after 118 iterations</i>			<i>GARCH(1,1) assuming a normal distribution converged after 118 iterations</i>		
Dependent variable is FUKEUBA (£/€in ATZ) 1712 observations used for estimation			Dependent variable is FUKEUECB (£/€in ETZ) 1712 observations used for estimation		
Regressor	Coefficient	T-Ratio[Prob]	Regressor	Coefficient	T-Ratio[Prob]
INPT	0.022274	2.5608[.011]	INPT	-0.041945	-5.1945[.000]
FUKEUECB	-0.89973	-64.0584[.000]	FUKEUBA(-1)	-0.94973	-139.3009[.000]
FNASDAQ	-0.021339	-1.9219[.055]	FGEUKRA	-0.027235	-3.5178[.000]
FDOWJONES	-0.023659	-2.2421[.025]	FFTSE100	-0.028145	-3.5572[.000]
FGEUKRA	-0.0094982	-2.8913[.013]	FDAX200A	-0.0077641	-.93900[.348]
FUSPPI	-0.0096786	-1.1541[.249]	FUKINDPR	-0.0090114	-1.3099[.190]
FUSGDP	0.0084898	1.0943[.274]	FUKRETSA	-0.015535	-2.1454[.032]
FUSRETSA	0.014675	1.7718[.077]	FUKRPIX	-0.03011	-3.2903[.001]
FUSCPI	0.011524	1.4604[.144]	FUKUNEMP	0.011498	1.6623[.097]
FUSUNEMP	-0.0089299	-1.0781[.281]	FUKM0	0.0035142	.51200[.609]
FFACTOR	-0.0067792	-.79074[.429]	FUKCURAC	-0.0079769	-1.2303[.219]
FULEAIND	8.31E-04	.10193[.919]	FUKM4LEN	-0.014266	-1.7187[.086]
FDURGOOD	0.005922	.70566[.480]	FUKMANOU	0.011752	1.9854[.047]
FUSCONCON	0.011534	1.3991[.162]	FUKCONCR	0.0057271	.70578[.480]
FUCONSTR	0.0014616	.19267[.847]	FUKRPI	0.0088844	1.1526[.249]
FUSPAYROL	0.0050489	.65324[.514]	FUKPSBR	-0.0061159	-.74920[.454]
FUSNAPM	0.010393	1.2557[.209]	FUKWAGE	-0.010046	-1.4935[.135]
FUSHORLY	0.0068045	.82705[.408]	FGEPPPI	0.015486	2.8840[.004]
FUSINDPR	0.01212	1.4618[.144]	FGERUNE	0.011001	1.7483[.081]
FMEU	0.033469	.28442[.776]	FGEIFO	0.011697	1.5068[.132]
FQEU	-0.33576	-1.9596[.050]	FGERETS	-0.0023866	-.32021[.749]
FTEU	-0.12491	-1.5904[.112]	FGEM3	-0.003838	-.59043[.555]
FDEU	0.11079	1.0130[.311]	FGEINDPR	0.0026525	.39655[.692]
FQMFIN	-0.039661	-.40482[.686]	FGEGDPN	-0.0039707	-.56478[.572]
FMEUKBA	0.092483	.86780[.386]	FGEVISTRA	-0.01947	-3.0264[.003]
FQEUKBA	-0.011627	-.11222[.911]	QEU	0.10705	1.4276[.154]
FDEUKBA	0.10135	1.2069[.228]	MEU	-0.061384	-1.1259[.260]
FTEUKBA	0.56653	1.0578[.290]	TEU	-0.018175	-.35836[.720]
FMPCUKEUBA	0.2911	9.6160[.000]	DEU	-0.04767	-.60805[.543]
			MUK	-0.067678	-.94910[.343]
			FQUK	0.043696	.93677[.349]
			FDUK	0.070978	1.3971[.163]
			FTUK	0.6192	5.5774[.000]
			FEURODE	0.75479	1.1131[.266]
			FMPCUKEU	0.30724	10.5002[.000]

segue Tab. 5

R-Squared	0.86576	R-Squared	0.90279
R-Bar-Squared	0.86336	R-Bar-Squared	0.90034
DW-statistic	1.9624	DW-statistic	2.0703
F-st F(31,1680)	361.58[.000]	F-st F(31,1680)	369.04[.000]
AIC	-620.2769	AIC	-397.9097

Parameters of the Cond. Heteroscedastic Model

Coefficient	Asymptotic	Standard Error
Constant	0.0044002	0.0015486
E-SQ(- 1)	0.079144	0.014635
H-SQ(- 1)	0.88841	0.022967

H-SQ is the cond. var. of the error term.

E-SQ stands for the square of the error term.

Parameters of the Cond. Heteroscedastic Model

Coefficient	Asymptotic	Standard Error
Constant	0.0044002	0.0015486
E-SQ(- 1)	0.072032	0.013535
H-SQ(- 1)	0.87649	0.023031

H-SQ is the cond. var. of the error term.

E-SQ stands for the square of the error term.

Tab. 6 - Single equations (III)

<i>GARCH(1,1) assuming a normal distribution converged after 118 iterations</i>			<i>GARCH(1,1) assuming a normal distribution converged after 118 iterations</i>		
Dependent variable is FUK10BO 1712 observations used for estimation			Dependent variable is Ftse100 1712 observations used for estimation		
Regressor	Coefficient	T-Ratio[Prob]	Regressor	Coefficient	T-Ratio[Prob]
INPT	-0.034055	-1.8731[.061]	INPT	0.042676	2.4100[.016]
FUK10BO(-1)	-0.0023874	-.097050[.923]	FUSUKRA	-0.12557	-5.8658[.000]
FUK10BO(-2)	-0.042058	-1.8408[.066]	FDAX200A	0.32144	13.7016[.000]
FFTSE100	-0.08801	-3.7863[.000]	FUKGDP	-0.022728	-1.0932[.274]
FDAX200A	0.025719	1.3183[.188]	FUKINDPR	-0.0072411	-.41204[.680]
FUKINDPR	0.051446	2.9893[.003]	FUKPPIOUT	-0.018815	-1.0421[.298]
FUKPPIOUT	0.021252	1.2188[.223]	FUKRETSA	-0.010088	-.53726[.591]
FUKRETSA	0.029381	1.5106[.131]	FUKRPIX	-7.74E-04	-.032667[.974]
FUKRPIX	-0.014922	-.55332[.580]	FUKVISTR	-0.018599	-1.0770[.282]
FUKVISTR	0.028871	1.5970[.110]	FUKUNEMP	1.94E-04	.012042[.990]
FUKUNEMP	-0.020376	-1.2016[.230]	FUKM0	-0.0033081	-.12530[.900]
FUKM0	0.021469	1.2522[.211]	FUKCURAC	0.0025624	.11002[.912]
FUKCURAC	0.020218	1.1505[.250]	FUKM4LEN	0.04349	1.5736[.116]
FUKM4LEN	0.034463	2.4450[.015]	FUKMANOU	0.0056961	.45155[.652]
FUKMANOU	0.011907	.71994[.472]	FUKCONCR	-0.014094	-.70053[.484]
FUKCONCR	0.032799	1.7204[.086]	FUKPPIINP	-0.029652	-1.6125[.107]
FUKPPIINP	0.024032	1.3571[.175]	FUKRPI	-5.06E-04	-.023685[.981]
FUKRPI	0.020034	.78643[.432]	FUKPSBR	-0.017733	-.85256[.394]
FUKPSBR	-0.0036157	-.20367[.839]	FUKWAGE	0.005717	.33285[.739]
FUKWAGE	0.035627	1.8571[.063]	FMPCFTSE	0.75664	9.3454[.000]
FMPCUK10BO	0.66985	10.0206[.000]			
R-Squared	0.056105		R-Squared	0.16539	
R-Bar-Squared	0.043803		R-Bar-Squared	0.15503	
DW-statistic	2.1537		DW-statistic	2.0685	
F-st F(31,1680)	4.5606[.000]		F-st F(31,1680)	15.9572[.000]	
AIC	-2118.7		AIC	-2113.9	
<i>Parameters of the Cond. Heteroscedastic Model</i>			<i>Parameters of the Cond. Heteroscedastic Model</i>		
Coefficient	Asymptotic	Standard Error	Coefficient	Asymptotic	Standard Error
Constant	0.27652	0.089024	Constant	0.0042665	0.0025035
E-SQ(- 1)	0.17302	0.044629	E-SQ(- 1)	0.044329	0.011446
H-SQ(- 1)	0.50487	0.12631	H-SQ(- 1)	0.95129	0.012773
D.F. of t-Dist	4.1831	0.45346	D.F. of t-Dist.	7.7734	1.3793
H-SQ is the cond. var. of the error term.			H-SQ is the cond. var. of the error term.		
E-SQ stands for the square of the error term.			E-SQ stands for the square of the error term.		

Tab. 7 - European Establishment Statements

		Tassi di cambio							
		£/€(atz)		£/\$ (atz)		£/€(etz)		£/\$ (etz)	
		-	+	-	+	-	+	-	+
<i>W. DUISENBERG</i>	1997								
	1998						2		
	1999	1							
	2000	2	2			1	3		
<i>R. PRODI</i>	1997								
	1998								
	1999								
	2000	1					1		
<i>C. NOYER</i>	2001					1			
	2000	2	1			1			
	1995		2						

Tab. 8 - German Establishment Statements

		Tassi di cambio							
		£/€(atz)		£/\$ (atz)		£/€(etz)		£/\$ (etz)	
		-	+	-	+	-	+	-	+
<i>E. KOHL</i>	1997								
	1998		1						
	1999								
<i>G. SCHROEDER</i>	1997								
	1998								
	1999	1							
	2000					2			
	2001						1	1	
<i>H. EICHEL</i>	1998								
	1999								
	2000						1		
	2001						1		
<i>H. TIETMAYER</i>	1995	1							
	1996		1		1		1		
	1997	1				4	1		1
	1998		2				3	1	
	1999								
<i>T. WAIGEL</i>	1995							1	
	1996	1				1			
	1997					2	1		
	1998								
	1999								
<i>JOCHIMSEN</i>	1995		1						
	1996	1				1			
	1997					1			
	1998								
	1999								
<i>WELTEKE</i>	1997						3		
	1998		1					1	
	1999								
	2000	1						1	
<i>KUEHBACHER</i>	1997						1		
	1998		1			1		1	
	1999								
	2000	1							

Tab. 10 - American Establishment Statements

		Tassi di cambio							
		£/€(atz)		£/\$ (atz)		£/€(etz)		£/\$ (etz)	
		-	+	-	+	-	+	-	+
<i>B. CLINTON</i>	1995								
	1996								
	1997								
	1998								
	1999								
	2000								
	2001				1			1	
<i>A. GREENSPAN</i>	1995							1	
	1996						1	1	
	1997	1			1		1	1	
	1998		1		1		1	2	1
	1999							1	
	2000			1			1	1	1
	2001							3	
<i>R. RUBIN</i>	1995			1					
	1996								
	1997			1	1				
	1998								
	1999								
	2000								
	2001								
<i>G. W. BUSH</i>	1997								
	1998								
	1999								
	2000								
	2001				1			1	
<i>R. FERGUSON</i>	1995								
	1996								
	1997								
	1998								
	1999								
	2000								1
	2001			1					

**POTERE DI MERCATO E DIFFERENZIAZIONE
VERTICALE: UN'ANALISI DEGLI EFFETTI
SUL BENESSERE COMPLESSIVO**

Valentino Lenza*

JEL Classification: L40, K21

Parole Chiave: differenziazione verticale, potere di mercato, antitrust

1. Introduzione

In questo lavoro viene analizzato l'effetto sul benessere complessivo che deriva dall'esercizio del potere di mercato in settori che si caratterizzano per la contemporanea presenza di prodotti di diversa qualità. Tale problema ha acquisito una notevole rilevanza in Italia in seguito ad alcuni recenti provvedimenti dell'Autorità Garante della Concorrenza e del Mercato¹ con cui sono state giudicate abusive le intese adottate da imprese appartenenti a consorzi di produzione di beni di alta qualità, come il prosciutto San Daniele e di Parma, il formaggio Gorgonzola, il Grana Padano e il Parmigiano Reggiano, perché finalizzate alla determinazione delle quantità massime da produrre². Ai fini della nostra analisi, occorre evidenziare che nei suddetti provvedimenti non è stato dato rilievo alla circostanza che le imprese sanzionate producessero beni di qualità superiore a quelli realizzati da altre imprese concorrenti. Ragion per cui è possibile ritenere che, ad oggi, per l'Autorità Antitrust il fatto che alcune condotte potenzialmente lesive della concorrenza siano poste in essere da un'impresa leader nella qualità, non costituisca un motivo valido per giudicare la loro pericolosità in modo diverso dal consueto.

Infatti, l'esistenza di potere di mercato viene giudicata in modo sempre negativo dagli economisti, in quanto la conseguente fissazione da parte delle imprese di un prezzo superiore ai costi marginali fa sì che alcuni

*Luiss Guido Carli – Roma. e-mail: vlenza@luiss.it

¹ Provvedimenti I168 – Consorzio Parmigiano Reggiano in bollettino 43/96; I343 - Consorzio Per La Tutela Del Formaggio Gorgonzola, in bollettino 46/98; I569 - Consorzio Grana Padano Padano, in bollettino 26/04; I138C – Consorzio Del Prosciutto Di San Daniele - Consorzio Del Prosciutto Di Parma, in bollettino 12/00; I138 - Consorzio Del Prosciutto Di San Daniele - Consorzio Del Prosciutto Di Parma, in bollettino 25/96; I138B - Consorzio Del Prosciutto Di San Daniele - Consorzio Del Prosciutto Di Parma, in bollettino 3/99.

² Più precisamente, sono state giudicate abusive le delibere dei consorzi contenenti i piani di produzione in cui venivano imposti dei meccanismi di disincentivazione della produzione di quantità considerate "eccessive".

consumatori, anche se disposti a pagare un prezzo superiore al costo di produzione del bene, non riescono a soddisfare la propria domanda. In altri termini, il potere monopolistico è la causa di un fallimento del mercato in quanto il sistema allocativo non consente l'acquisto di un bene da parte di soggetti che sarebbero stati disposti a pagare un prezzo sufficiente a coprire tutti i suoi costi di produzione. La fissazione di un prezzo superiore al costo marginale avrebbe quindi un effetto sempre negativo sull'efficienza allocativa e sul benessere, in quanto provocherebbe una riduzione del surplus totale conseguito dagli agenti economici.

La conclusione che si ottiene nella presente analisi è in contrasto con questo principio generale. La ragione di ciò risiede principalmente nella diversa natura che assume il fenomeno concorrenziale una volta che introduciamo l'esistenza di beni di diversa qualità, rispetto alla situazione in cui vi è un unico livello di qualità disponibile sul mercato. Per esempio, assumiamo che vi sia un consumatore che è disposto a pagare 5 euro per un bene la cui produzione costa 4 euro, ma è anche disposto a pagare 7 euro per un bene di maggiore qualità e sostituto del precedente la cui produzione costa 5 euro. In questo caso l'allocatione che massimizza l'utilità del consumatore è data dalla possibilità di acquistare il bene che ha un costo di produzione pari a 5 euro al prezzo di 5 euro, ottenendo in questo modo un surplus pari a 2. Ma quale sarà la soluzione ottima per il benessere complessivo? Se invece il consumatore acquistasse il bene che ha un costo di produzione minore, derivandone una minore soddisfazione, ma generando in questo modo un risparmio di risorse, una tale scelta che effetto netto avrebbe sul benessere complessivo?

Il modello che viene sviluppato mostra in che maniera le politiche sulla concorrenza possano favorire l'efficienza allocativa e il benessere complessivo in mercati caratterizzati da differenziazione verticale³. Il risultato che si ottiene è apparentemente contro-intuitivo: l'esercizio del potere di mercato da parte dell'impresa che produce il bene di maggiore qualità ha un effetto positivo sul benessere se vengono rispettate alcune condizioni realistiche.

Le inefficienze allocative dovute al potere di mercato, che normalmente sono alla base dell'avversione nei confronti delle posizioni monopolistiche, non scompaiono, ma possono essere più che compensate da possibili risparmi di risorse.

³ Sulla definizione di differenziazione verticale vedi Prosperetti (2001): "la differenziazione verticale o per qualità consente di affermare che un bene è qualitativamente superiore quando possiede un maggior ammontare di tutte le caratteristiche. Mentre un bene si differenzia orizzontalmente da un altro quando possiede un ammontare maggiore di alcune caratteristiche e un ammontare minore di altre".

2. Il Modello

Consideriamo un mercato rilevante costituito da due beni sostituti A e B verticalmente differenziati e con costi marginali di produzione costanti MC_A e MC_B , per essi valgono le seguenti condizioni:

1. $U(A) = U(B) + \Omega$ per ogni consumatore;
2. $MC_A - MC_B = \Delta$;
3. ogni consumatore può acquistare solo il bene A o solo il bene B.

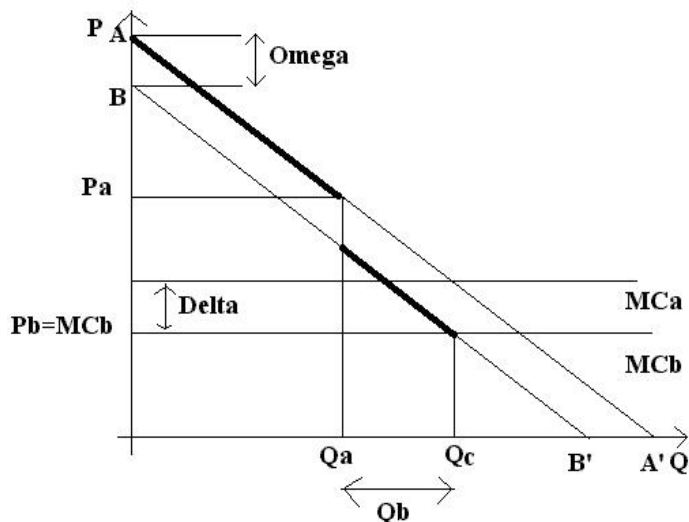
La condizione (1) stabilisce che per ogni consumatore l'acquisto del bene A conferisce un livello di utilità che è maggiore di un valore pari a Ω di quella derivante dall'acquisto del bene B. In altri termini, Ω rappresenta il *plus* che il mercato riconosce per la maggiore qualità del prodotto A ed è, per ipotesi, identico per tutti i consumatori. La condizione (2) stabilisce che il differenziale in termini di costo marginale di produzione tra il bene A e il bene B sia uguale a Δ . La (3) invece afferma che il consumatore, nell'intervallo di tempo considerato, può acquistare soltanto il bene A o soltanto il bene B, ma non entrambi.

Un'ulteriore ipotesi riguarda il comportamento di acquisto. In questo modello, infatti, assumiamo che esso si svolga nella seguente maniera: ogni consumatore è già ben informato su quale sia il prodotto di maggiore qualità, e inizia a valutare la possibilità di acquisto dei beni seguendo l'ordine che va dal bene di maggiore qualità a scendere. Se il prezzo del bene di maggiore qualità è superiore al prezzo di riserva del consumatore, allora egli lo rifiuterà e passerà a valutare l'acquisto del bene di qualità inferiore. Il processo di acquisto si ripete allo stesso modo fino a che il consumatore non trova una soluzione soddisfacente, ovvero un bene il cui prezzo di vendita sia inferiore al proprio prezzo di riserva. Il procedimento può essere immaginato per un numero elevato di beni, per comodità di esposizione grafica in questo modello ne considereremo soltanto due.

In questa prima parte assumiamo inoltre che $\Delta = \Omega$, ovvero la differenza tra il costo marginale di produzione di A e di B (Δ) è uguale al valore che i consumatori attribuiscono alla maggiore qualità del prodotto A (Ω). Tale condizione potrebbe essere definita come "perfetta differenziazione verticale" in quanto il maggior valore che il mercato riconosce al bene A è proprio pari al maggior costo da sostenere per ottenere la sua maggiore qualità. Questa ipotesi verrà rimossa nella parte finale del lavoro.

La figura 1 mostra le curve di domanda AA' e BB' - assumiamo che esse siano lineari - e le curve dei costi marginali che si ottengono date le ipotesi appena descritte.

Fig. 1



Si nota dalla figura che le due curve di domanda sono parallele e la distanza tra i rispettivi punti di intersezione con l'asse delle ordinate è pari ad Ω , mentre per le curve dei costi marginali tale distanza è pari a Δ . Le due funzioni di domanda costituiscono l'insieme delle schede individuali di tutti i consumatori che, come abbiamo stabilito, si caratterizzano in quanto tutti riconoscono lo stesso *plus* in valore per la maggiore qualità del bene A. Date le ipotesi assunte sul comportamento d'acquisto, la quantità effettivamente venduta del bene A e del bene B dipende dai rispettivi prezzi, ma è soprattutto influenzata dal prezzo del bene A. Infatti, la domanda del bene B effettivamente attivata, rappresentata dal tratto in neretto della curva BB' , è quella che residua in seguito al soddisfacimento della domanda del bene A. Tutti i consumatori con un prezzo di riserva per il bene A maggiore di P_A , acquistano complessivamente la quantità Q_A , i consumatori che non sono disposti ad acquistare il bene A al prezzo P_A , acquistano il bene B se il loro prezzo di riserva è maggiore di P_B e la quantità complessivamente acquistata da essi è data dall'intervallo $Q_C - Q_A$. La domanda che complessivamente risulta soddisfatta per i beni A e B viene rappresentata dalla curva spezzata in neretto.

La situazione descritta in figura 1 costituisce un caso particolare in quanto il prezzo del bene B è uguale al proprio costo marginale di produzione mentre quello del bene A è superiore al proprio costo marginale. Si è scelto di utilizzare una situazione del genere al fine di poter indagare, attraverso un'analisi di equilibrio parziale, quale sia l'effetto sul benessere complessivo

derivante dall'esistenza di potere di mercato da parte dell'impresa che produce il bene A di maggiore qualità, e dalla conseguente fissazione per esso di un prezzo che sia appunto superiore al costo marginale di produzione.

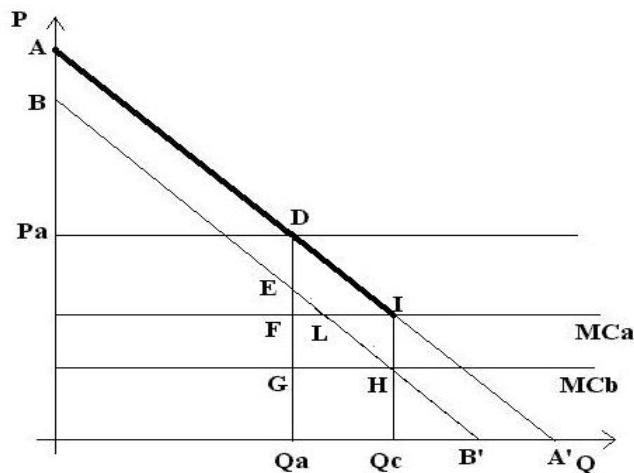
In particolare, verrà fornita la dimostrazione del seguente teorema:

Dati due beni A e B verticalmente differenziati con costi marginali di produzione costanti e funzioni di domanda lineari, la fissazione di un prezzo superiore al costo marginale da parte dell'impresa che produce il bene di maggiore qualità ha effetti positivi sul benessere complessivo se risulta rispettata la seguente disuguaglianza:

$$\frac{P_A - MC_A}{2} < MC_A - MC_B \quad (2.1)$$

La (2.1) stabilisce che affinché l'effetto netto sul benessere complessivo sia positivo occorre che la metà della differenza tra il prezzo del bene A e il suo costo marginale sia minore della differenza tra il costo marginale di A e quello di B. La figura 2 che segue ci mostra la stessa situazione rappresentata in figura 1 e ci consente di ragionare sui possibili effetti che la fissazione di un prezzo P_A maggiore di MC_A ha sul benessere complessivo. Per prima cosa, possiamo individuare la perdita netta derivante dal passaggio da un prezzo di livello concorrenziale al valore P_A . Essa è data dall'area del triangolo DFI, e rappresenta la perdita dovuta al fatto che vi sono alcuni consumatori che sono disposti a pagare per il bene A un prezzo superiore al suo costo marginale di produzione ma che, a causa del potere di mercato dell'impresa, non riescono ad ottenerlo. In altri termini, essa misura l'impatto sul benessere complessivo della perdita di efficienza allocativa derivante dalla possibilità per l'impresa di esercitare il proprio potere di mercato. Tuttavia, lo spostamento di alcuni consumatori dal bene A al bene B consente di recuperare una parte della perdita netta pari all'area del triangolo EFL, che costituisce quindi la perdita netta recuperata attraverso l'acquisto del bene B. Infine, lo spostamento dall'acquisto del bene A all'acquisto del bene B ha come effetto un risparmio di risorse pari all'area del rettangolo FGHI, in quanto la quantità $Q_c - Q_a$ ora viene realizzata con la più economica tecnologia di produzione del bene B.

Fig. 2



Riassumendo è possibile evidenziare le seguenti grandezze:

1. Perdita Netta pari all'area DFI;
2. Perdita Netta Recuperata pari all'area EFL;
3. Risparmio di Risorse pari all'area FGHI;

Osservando la figura, già prima di procedere ad una determinazione analitica dell'effetto netto sul benessere complessivo dovuto alla fissazione di un prezzo elevato per il bene A, si comprende che siamo in presenza di un trade-off tra maggiore inefficienza allocativa – che è dovuta alla perdita netta ma viene smorzata dall'effetto di recupero – e maggiore efficienza produttiva. L'effetto netto sul benessere complessivo dipende quindi dal valore che assumono queste grandezze.

La dimostrazione del teorema è la seguente. Per prima cosa occorre esprimere i valori delle grandezze in questione in termini analitici. La Perdita Netta dovuta al prezzo P_A è data dalla formula che segue, che non è altro che la formula dell'area del triangolo DFI:

$$\text{Perdita Netta} = \frac{[Q^A(P_{CA}) - Q^A(P_{MA})] \times (P_{MA} - MC_A)}{2} \quad (2.2)$$

dove con $Q^A(P_{CA})$ si intende il valore delle quantità domandate di A al prezzo di concorrenza pari al costo marginale di produzione, mentre $Q^A(P_{MA})$ indica le quantità domandate in caso di esercizio del potere di mercato e di fissazione di un prezzo superiore al costo marginale.

La Perdita Netta Recuperata è data invece dalla seguente formula:

$$\text{Perdita Netta Recuperata} = \frac{[Q^B(P_{CA}) - Q^A(P_{MA})] \times (P_{MA} - MC_A - \Delta)}{2} \quad (2.3)$$

mentre il Risparmio di Risorse ottenuto è pari a:

$$\text{Risparmio di Risorse} = [Q^A(P_{CA}) - Q^A(P_{MA})] \times \Delta \quad (2.4)$$

E' possibile a questo punto determinare l'effetto netto sul benessere complessivo dovuto al passaggio per il prezzo del bene A da un valore concorrenziale ad uno maggiore, esso sarà dato dalla seguente formula:

$$\Delta W = \text{Risparmio di Risorse} + \text{Perdita Netta Recuperata} - \text{Perdita Netta} \quad (2.5)$$

dove con ΔW si intende la variazione del benessere complessivo. Tuttavia, per eseguire correttamente il calcolo occorre conoscere la funzione di domanda di entrambi i beni, i rispettivi costi marginali e il prezzo di livello concorrenziale del bene A. Sebbene vi siano attualmente diversi metodi quantitativi derivati dalla scienza statistica che potrebbero consentire di determinare questi dati con un buon grado di approssimazione, è opportuno introdurre una piccola semplificazione che ci consentirà di analizzare il problema senza dover conoscere le curve di domanda, e che ci porterà all'eguaglianza espressa nel teorema da dimostrare. Essa consiste nel considerare la Perdita Netta Recuperata come molto piccola e quindi trascurabile. Tale approssimazione è ragionevole in quanto anche dal grafico in figura 2 si evince come essa costituisca la grandezza minore delle tre prese in considerazione. Inoltre, siccome vogliamo determinare il livello di crescita del prezzo del bene A oltre il quale gli effetti complessivi saranno negativi, trascurando la perdita netta recuperata otterremo una sua approssimazione per difetto, per cui il risultato che si otterrà sarà ancora più sicuro di quanto lo sarebbe stato considerando anche la Perdita Netta Recuperata.

Calcoliamo quindi l'effetto netto sul benessere complessivo come dato dalla differenza tra il solo Risparmio di Risorse e la Perdita Netta. Date le equazioni (2.2), (2.4) e (2.5) l'effetto netto sarà positivo se vale la seguente eguaglianza:

$$[Q^A(P_{CA}) - Q^A(P_{MA})] \times \Delta > \frac{[Q^A(P_{CA}) - Q^A(P_{MA})] \times (P_{MA} - MC_A)}{2} \quad (2.6)$$

Semplificando la (2.6) diventa:

$$\Delta > \frac{P_{MA} - MC_A}{2} \quad (2.7)$$

che sostituendo al posto di Δ il suo valore diventa:

$$MC_A - MC_B > \frac{P_{MA} - MC_A}{2} \quad (2.8)$$

che è proprio quanto volevasi dimostrare.

L'effetto netto sul benessere complessivo derivante da un innalzamento del prezzo del bene A, di maggiore qualità, al di sopra del costo marginale di produzione risulta quindi essere positivo se la differenza in termini di costo marginale di produzione tra i due beni è maggiore della metà della differenza tra il prezzo fissato grazie all'esercizio del potere di mercato e il suo costo marginale. La (2.8) può anche essere scritta in un'altra forma che consente di introdurre l'indice di Lerner nella disuguaglianza. Infatti dividendo entrambi i membri per MC_A e moltiplicando per 2 la (2.8) diventa:

$$2 \times \frac{MC_A - MC_B}{MC_A} > L \quad (2.9)$$

A questo punto è possibile fare un'ulteriore riflessione. Infatti, come si dimostra attraverso il modello di Cournot, il monopolista tenderà ad alzare il prezzo al di sopra del costo marginale fino al punto in cui l'indice di Lerner diventa pari all'inverso dell'elasticità della domanda al prezzo⁴. Date le ipotesi del modello, non vi è ragione per cui l'impresa produttrice del bene A non si debba comportare da monopolista, dato che la propria condotta non viene ostacolata dall'impresa che produce il bene B la cui domanda è residuale rispetto a quella del bene A. Per cui, nel caso in cui il modello di Cournot sia rappresentativo della situazione da analizzare, è possibile affermare che l'effetto netto sul benessere complessivo generato da un incremento del prezzo del bene A sarà positivo se vale la seguente disuguaglianza:

⁴ Nel modello di Cournot il potere di mercato, espresso in termini dell'indice di Lerner, è pari al rapporto tra l'indice di concentrazione di Hirschman-Herfindhal e l'elasticità della domanda al prezzo. Nel caso del monopolio il valore dell'indice di concentrazione è pari a 1, per cui il valore dell'indice di Lerner è pari all'inverso dell'elasticità della domanda al prezzo.

$$2 \times \frac{MC_A - MC_B}{MC_A} > \frac{1}{e} \quad (2.10)$$

dove e indica l'elasticità della domanda al prezzo.

Se per effettuare il test sia più opportuno utilizzare la (2.10) o la (2.8) dipenderà dal *set* informativo di cui si dispone.

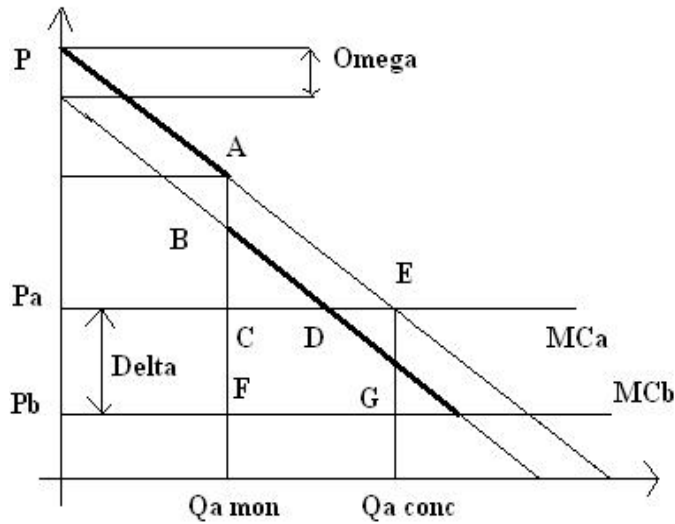
Ai fini della nostra analisi è importante chiarire che l'effetto di bilanciamento si verifica per tutti i beni che sono inseriti nei diversi livelli della piramide della differenziazione verticale, tranne che per l'ultimo, cioè quello di peggiore qualità. Per esso infatti non vi può essere uno spostamento da parte dei consumatori verso un bene di qualità inferiore, per cui un suo aumento di prezzo genera una perdita di benessere almeno nel breve periodo. Nel lungo periodo, infatti, la possibilità delle imprese di esercitare potere di mercato dipende dall'esistenza di barriere all'entrata, e non può escludersi che un aumento di prezzo del bene di qualità minore possa consentire l'ingresso di una nuova impresa che offra un bene di qualità uguale o inferiore.

3. Rimozione dell'ipotesi di perfetta differenziazione verticale

Nel modello finora considerato un incremento del prezzo del bene A aveva l'effetto - lo si nota dalla figura 2 - di generare una domanda residuale per il bene B che è proprio esattamente uguale alla quantità del bene A che non viene più acquistata. In altri termini, dato un certo aumento del prezzo di A, per ogni unità domandata in meno del bene A vi è un'unità domandata in più del bene B. Questa simmetria scompare se viene rimossa l'ipotesi $\Delta = \Omega$. Occorre quindi completare l'analisi in modo da mostrare come cambiano i risultati in seguito a questa modifica.

La figura che segue mostra la situazione nel caso in cui Δ sia maggiore di Ω . L'effetto netto sul benessere complessivo dipende sempre dalle tre grandezze individuate in precedenza: Perdita Netta, Perdita Netta Recuperata e il Risparmio di Risorse. In questo caso la Perdita Netta è data dall'area ACE, mentre la Perdita Netta Recuperata è rappresentata dall'area BCD e il Risparmio di Risorse dall'area del rettangolo CFGE. Si nota che il passaggio da un prezzo concorrenziale per il bene A pari al costo marginale ad un prezzo di monopolio comporta certamente un effetto positivo in termini di efficienza allocativa in quanto l'area CFGE è maggiore dell'area ABDE, che rappresenta la differenza tra la Perdita Netta e la Perdita Netta Recuperata. Per cui, quanto più grande è Δ rispetto a Ω tanto più positivo sarà l'effetto netto sul benessere derivante dall'esercizio del potere di mercato da parte dell'impresa che produce il bene A.

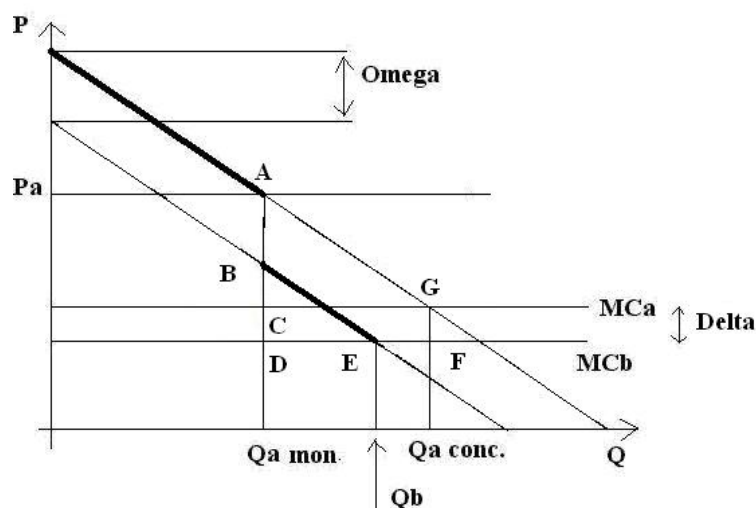
Fig. 3



Nella figura 4 viene rappresentata la situazione inversa in cui Ω è maggiore di Δ . Si nota in questo caso che il risparmio di risorse derivante dallo spostamento dei consumatori dal bene A al bene B è minore. Ciò è dovuto a due fattori: 1) il valore di Δ si è ridotto e 2) l'incremento del prezzo di A ha causato l'acquisto di una quantità del bene B minore della quantità del bene A che non viene più acquistata a causa del suo maggior prezzo. L'indicazione di massima che si può derivare è che quanto più Ω è maggiore di Δ tanto più negativo sarà l'effetto netto in termini di benessere che deriva dall'incremento del prezzo del bene A.

In entrambi i casi in cui non è più valida l'ipotesi che Δ sia uguale a Ω , non è possibile ottenere le semplificazioni matematiche che ci hanno portato ad esprimere le equazioni (2.8) e (2.10). Per misurare l'effetto netto occorrerà quindi utilizzare l'equazione (2.5) che è quella più generale.

Fig. 4



4. Conclusioni e implicazioni per le politiche sulla concorrenza

Dallo sviluppo del modello deriva che in mercati caratterizzati dalla presenza di beni differenziati verticalmente l'esercizio del potere di mercato da parte dell'impresa *leader* di qualità ha un effetto netto sul benessere complessivo che dipende dal bilanciamento tra il risparmio di risorse e la perdita netta di tipo allocativo, entrambe dovute allo spostamento delle scelte di acquisto verso beni di qualità inferiore e che hanno un costo di produzione minore. Assumendo funzioni di domanda lineari e costi marginali costanti, le equazioni (2.10) e (2.8) costituiscono un valido *test* per verificare se l'effetto netto sul benessere complessivo sia positivo.

Al di là dei particolari risultati analitici, emerge come la differenziazione verticale sia un elemento da tenere in considerazione quando si valuta un caso specifico, e che può a buon motivo costituire un esimente per comportamenti finalizzati all'incremento del prezzo che altrimenti sarebbe opportuno impedire. Infatti, in settori verticalmente differenziati, per i beni che abbiano un maggior costo di produzione e una maggiore qualità, la fissazione di un prezzo pari al costo marginale di produzione non determina un'allocazione efficiente delle risorse ma un consumo eccessivo di beni di elevata qualità rispetto alla condizione che massimizza il benessere sociale. Le politiche sulla concorrenza possono certamente influire sul modo in cui viene allocata la qualità tra i consumatori e possono quindi favorire una

segmentazione del mercato che risulti ottimale sotto il profilo del benessere complessivo. Per fare ciò le Autorità quando valutano un caso dovrebbero considerare oltre all'inefficienza di tipo allocativo derivante dall'incremento del prezzo anche i risparmi di risorse ottenibili grazie allo spostamento delle scelte di acquisto verso beni che hanno un costo marginale di produzione minore.

BIBLIOGRAFIA

CREMER, H. – THISSE, J.F. (1991), “Location Models of Horizontal Differentiation: a Special Case of vertical Differentiation Models”, *The Journal of Industrial Economics*, Vol. 39, No. 4, pp. 383-390.

DUTTA, P.K. – LACH, S. – RUSTICHINI, A. (1993), “Better Late Than Early: Vertical Differentiation in the Adoption of a new Technology”, *NBER working paper series*, No. 4473.

GOBBO, F. (1997), *Il mercato e la tutela della concorrenza*, Il Mulino, Bologna.

MUSSA, M. – SHERWIN, R. (1978), “Monopoly and Product Quality”, *Journal of Economic Theory*, 18, pp. 301-317.

PROSPERETTI, L. – MARZI, G. – PUTZU, E. (2001), *La regolazione dei servizi infrastrutturali*, Il Mulino, Bologna.

SCHERER, F. (1980), *Industrial Market Structure and Economic Performance*, seconda edizione, Rand-McNally, Chicago.

SUTTON, J. (1986), “Vertical Product Differentiation: Some Basic Themes”, *The American Economic Review*, Vol. 76, No. 2, pp. 393-398;

WAUTHY, X. (1996), “Quality Choice in Models of Vertical Differentiation”, *The Journal of Industrial Economics*, Vol. 44, No. 3, pp. 345-353.

WILLIAMSON, O.E. (1968), “Economies as an Antitrust Defense: the Welfare Tradeoffs”, *The American Economic Review*, Vol. 58, No. 1, pp. 18-36.

THE STRUCTURE OF EXECUTIVE COMPENSATION AND FIRM-SPECIFIC HUMAN CAPITAL

Roberto Ippolito*^o

JEL Classifications: J31, J24

Keywords: Human Capital; Real Options; Bankruptcy; Incentives; Compensation

1. Introduction

According to a survey of Business Week, the average compensation mix for CEOs in the 1960s was two-thirds salary and one-third incentives; in the 1990s, this ratio was about the opposite. The same survey noted that compensation structure varied a lot across industries, with knowledge-related and human-capital- intensive sectors using more equity-related compensation schemes.

The purpose of this paper is to analyze - both theoretically and empirically - the effects of the introduction of firm-specific human capital on the social efficiency of investment decisions. Following the real options approach to investment decisions¹, we provide a model for management buy-out and employee buy-out as an organizational solution to the socially inefficient outcome in the case of bankruptcy, when the value of firm specific human capital is extinguished. We also extend the model of Miller-Ippolito-Zhang (1998) to allow for a more complex capital structure: unlike that paper, which focuses on various mechanisms for funding human capital investments, we analyze the different ways in which skilled labor can be rewarded as a mean of avoiding the social inefficiency of bankruptcy.

Since neither the level of nor the return on investment in firm-specific human capital is directly observable, we use cross section data on tenure (time on the job with a specific firm) and earnings (compensation) to approximate these variables and to test the empirical implications of the model on the structure of CEO compensation in the S&P500 companies for

* Some ideas contained in this paper were conceived for term papers written as a fulfilment of a requirement for classes with Eugene Fama and Luigi Zingales during my graduate program at the GSB of the University of Chicago. I wish to express my indebtedness to Eugene Fama for his advice and to Luigi Zingales for his encouragement on a prior version of this research. I remain responsible for any mistake.

^o Luiss Guido Carli – Roma. Any correspondance can be sent to rippolit@gsb.uchicago.edu

¹ See among others Pindyck (1988), Dixit (1989), and Leahy (1993).

the period 1992-2001. We analyze three possible ways to reward human capital: inflexible monetary wages, profit sharing and MBO. Under certain assumptions (namely managerial risk neutrality), we show that MBOs provide the socially efficient outcome. This result is consistent with the increasing involvement of managers as owners (Holderness *et al.*, 1998), and holds when operating profits are contractible *ex-ante*. Other ways - not investigated in this paper - to tackle the problem would be to bargain *ex-post* to give skilled workers more weight in strategic decisions that might jeopardize their human capital.

Becker (1962) is the first author to show that firm-specific human capital is closely related to organizational capital, the value of which is lost and must be reproduced by costly investment when the employment relationship is terminated. This type of relation-specific investment is also at the heart of the literature on the firm. The first attempt to incorporate the role of human capital into the literature on the theory of the firm is by Titman (1984), who notes that human capital investments in knowledge are an example of a relationship within the firm which cannot be synthesized in a contract; he also adds that the capital structure choice may have an impact on the expropriation of some "implicit" claimants (such as workers, customers, and suppliers). If the company goes bankrupt, such firm-specific relationships, as well as the related knowledge, get destroyed. Shleifer - Summers (1988) show that hostile takeovers may entail the abrogation of long-term implicit contracts with employees, leading to reductions in extramarginal wage payments; such actions may deter the formation of long-term employment contracts among other remaining employees, thus further reducing welfare. Jaggia-Thakor (1994) note that employees (and in particular managers) may be reluctant to acquire firm-specific human capital, even though it would be valuable to the organization, since it is costly in terms of effort and because the skill acquired is not privately marketable. <<Since employees rationally anticipate this, in assessing the ex ante efficient dynamic wage contract, they factor in the effect of corporate leverage on the likelihood the contract will be honored...>> The firm can tackle this problem either by offering the individual a long-term contract that precludes firing or by offering monetary incentives. Helwege (1989), using CPS data, tests for the effects of an increase in the probability of bankruptcy on the shapes of tenure-earnings profiles. The costs of liquidation to workers with firm-specific human capital in fact may be significant enough for some firms to choose low debt-to-equity ratios. She finds that increases in the probability of bankruptcy are associated with lower levels of investment in firm-specific human capital.

Fama (1990) argues that "agents who supply goods and services to organizations face uncertainty about contract renewal and about future returns on specialized human capital and other assets with lower value in other uses. When assets have substantial liquidation value, capital structure

can contain a larger fraction of loans and bonds without raising the default risks and contract costs of all fixed-payoff contracts beyond optimal levels. When assets have a large firm-specific component (a lower value in other organizations), the capital structure will contain a larger fraction of equity to reduce the default risks and the contract costs of fixed payoffs. Capital structures will contain a larger fraction of equity to reduce default risks and contract costs when fixed payoffs promised to labor and suppliers are a relatively high fraction of total outflows”.

Two main solutions to the above problem have been analyzed in the literature: Weitzman’s profit sharing and MBOs. The first solution does not entail any increase in employee participation in decision making (let alone employee ownership). Profit sharing firms are not participatory firms: they are profit maximizing firms where some agreed-upon element of profit is used to pay part of employees’ remuneration. In an interesting empirical paper, Chaplinsky et al (1998), show that employee participation helps to finance LBOs: in fact, employee participation substitutes equity claims for cash labor compensation costs and therefore allows the firm to borrow more than otherwise possible. Among the other benefits and costs of including employees in a buyout, the authors mention - following a literature that originated with Klein et al. (1978) and Williamson (1979) - protecting employees’ human capital. According to the authors, EBO and MBO are more likely when the mechanisms for protecting employees’ human capital, such as implicit contracts, have become less effective and when firm-specific investments enhance productivity. Hence implicit contracts are likely to become less effective when a firm is performing poorly because the firm’s expected life is shorter and future foregone rents will be lower.

The rest of the paper is organized as follows: section 2 summarizes the relevant literature, section 3 sketches the basic model, section 4 describes the data and section 5 presents the empirical results. Finally, concluding remarks are given in section 6.

2. Literature Review

The new stream of analysis on investment theory has started from the consideration that the orthodox theory has neglected the importance of the relation among irreversibility, uncertainty and the choice of timing. The real option approach, borrowing techniques and concepts from the financial option theory, instead recognizes the option value of waiting for better values of the state variable stressing the irreversibility of most investment decisions, and the ongoing uncertainty of the economic environment in which these decisions are made. This new theory can describe better than the traditional deterministic theories the behavior of investments observed in practice. The old theory could not explain, in fact, that <<in contrast with the Marshallian textbook theory, firms do not invest until price rises substantially above long-run average cost and, on the downside, firms stay in business for lengthy periods while absorbing operating losses, and price can fall substantially below average variable cost without inducing disinvestment or exit.>> (Dixit-Pindyck, p.7). One of the explanations is the recognition that some investment expenditures are sunk costs, because either they are firm-specific or because the "lemons' problem" can induce a resale value below the purchase cost. Also when the investment is industry specific but the industry is competitive, investment costs are not recoverable since the value of the investment will be about the same for all firms in the industry, so there would be little gain from selling it. One of the improvements over the path breaking analysis of Dixit-Pindyck is by Leahy, who - analyzing the equilibrium of a whole industry composed of an infinite number of firms - shows how the investment decisions of a firm under uncertainty may be optimal also under a competitive equilibrium where the price process is endogenous. The equivalence between myopic and competitive investment allows also analyzing the social optimality of the decision. Fries-Miller-Perraudin (1997) extend Leahy model by allowing for a more complex financial structure (equity and debt) and for two forms of bankruptcy (liquidation and financial restructuring through a debt-equity swap). Among the most interesting findings of this research, we acknowledge the one that in a competitive industry equilibrium, the tax shield is partially or entirely competed away through the equilibrium entry and exit of firms. Another interesting result is that leverage in a competitive equilibrium with a liquidation only bankruptcy rule is determined by the second hand value of the fixed assets that the firm can use as a collateral. Unlike Modigliani-Miller, equilibrium leverage is independent of taxes and the debt must be risk-free. Unfortunately, all the above models do not consider the role of investments in human capital.

In a different stream of analysis the economics literature, Becker (1962) shows that firm-specific human capital is closely related to the organizational capital, the value of which is lost and must be reproduced by costly

investment when the employment relationship is terminated. If there exist a positive probability that employment relation come to an end, he shows that so long as the labor and the credit markets are perfect, efficient investment and training decisions will be made. Becker emphasizes the distinction between firm specific and industry specific human capital: <<.. consider a firm that experiences an unexpected decline in demand for its specific output, the rest of the firms of the industry being unaffected. The fall in price would reduce marginal product of workers and in order to prevent it falling below wage, the individuals with the lower marginal product would be fired first. Workers with specific skills (whose initial marginal product was above the wage) would be fired only if the decrease in demand were permanent. If the decrease was (supposed to be) temporary, losses arising from specific human (and also physical) capital would be accepted. The same would happen in the case of a general decline in demand, with the only difference that a firm would have more incentive to lay off specifically trained individuals than when it is hit by a firm-specific shock, since fired workers would be less likely to find a job.>> (Becker, 1962, p.22). This type of relation-specific investment problem is not new: it is at the heart of the literature of the firm.

The first attempt to incorporate the role of human capital into the literature on the theory of the firm is the one by Titman (1984) who notes that human capital investments in knowledge are an example of the relationship within the firm which cannot be synthesized in a contract and that the capital structure choice may have an impact in determining the expropriation of some “implicit” claimants (such as workers, customers, suppliers). Once the company goes bankrupt, such relationship gets destroyed as well as the related knowledge². Shleifer - Summers (1988) show that hostile takeovers may entail the abrogation of long-term implicit contracts with employees, leading to reductions in extra marginal wage payments; such actions may deter the formation of long-term employment contracts among other employees, thus further reducing welfare. Helwege (1989), in an implicit contract view of the firm framework, tests for the effects of an increase in the probability of bankruptcy on the shapes of tenure-earnings profiles using CPS data. The costs of liquidation to workers with specific human capital may be important enough for some firms to choose low debt-to-equity ratios. If so, increases in the probability of bankruptcy will be associated with lower levels of investment in specific human capital. Finally, Jaggia-Thakor (1994) note that employees (and in particular managers) are reluctant to acquire firm-specific human capital, though valuable to the organization, since it is costly for the employee in terms of effort and because the skill acquired is not perfectly marketable. The way for the firm to tackle with this problem is to

² Shleifer-Vishny (1992) show that under an illiquid secondary market for assets, also industry knowledge can be destroyed or transferred incurring a loss.

offer the individual a long-term contract that precludes firing or to offer monetary incentives. <<Since employees rationally anticipate this, in assessing the ex ante efficient dynamic wage contract, they factor in the effect of corporate leverage on the likelihood the contract will be honored>>.

There exists a vast literature (surveyed thoroughly in Murphy 1995) that analyzes the sensitivity of executive compensation to shareholder's wealth. The idea that shareholders are the only principals in the executive contracting problem though is too simple. Fama and Jensen (1983) ask why debt holders shouldn't be included as claimants of the firm's resources and included in the firm's estimates of wealth elasticities. The optimal top-management compensation structure is thus determined by the design and mix of all external claims, not only equity. John - John (1993) analyze the optimal management compensation for the cases when external claims are (1) equity and risky debt, and (2) equity and convertible debt, and find a negative relationship between pay performance sensitivity and leverage. Even for firms with little long-term debt, though, there may be debt-like contractual agreements with fixed claimants such as workers, suppliers, and customers. Fama (1990) has argued that such claims be considered along with traditional financial leverage. Similar to the bondholders, these stakeholders will price their claim in anticipation of the investment choices to be made by management given the compensation contract in place: "agents who supply goods and services to organizations face uncertainty about contract renewal and about future returns on specialized human capital and other assets with lower value in other uses. When assets have substantial liquidation value, capital structure can contain larger fraction of loans and bonds without raising the default risks and contract costs of all fixed payoffs contracts beyond optimal levels. When assets have a large firm-specific component (lower value in other organizations), capital structure will contain a larger fraction of equity to control the default risks and contract costs of fixed payoff. Capital structures will contain a larger fraction of equity to control default risks and contract costs when fixed payoffs promised to labor and suppliers are a relatively high fraction of total outflows. Capital structures are also likely to contain a larger fraction of equity in activities where revenues are much more uncertain than fixed payoffs promised to labor and suppliers. Revenues can be uncertain because (a) default rates by customers are high (b) there are non matching seasonals in supply and demand (c) production processes are long and product prices uncertain."

3. The Model

Consider an industry with an infinite number of identical firms, where each firm acts competitively. Inputs to the production function of the

representative firm are physical capital (K), unskilled labor (L) and human capital (H):

$$Y = F(K, L, H) \quad (3.1)$$

Labor consists of unskilled workers and the human capital of skilled workers (also termed henceforth, managers). The firm uses physical capital, unskilled labor and human capital in a fixed ratio (i.e., the firm has a Leontief technology³) to produce a unit flow of output per period. It becomes active by making an initial sunk investment of K . While active, it has a standard rising short run marginal cost curve that becomes its supply curve and the industry supply at a given moment in time is found by the horizontal sum of the supply curves of all active firms' curves. Equity and debt are assumed to be the two forms of finance: equity pays no dividends and debt pays b as a flow of coupon payments. We assume no temporary suspension of operations. For the sake of simplicity, we also assume that there is neither physical nor human-capital depreciation; alternatively, we consider Y as net rather than gross output.⁴ There are three factor markets: one for physical capital, one for labor and one for human capital. Let K be the cost of physical capital, w the rental cost of labor⁵ (the wage, assumed to be constant) and iH the rental cost of human-capital services, where i denotes the rental price of the stock of knowledge and H is the number of skilled workers. We suppose also that, in case of bankruptcy, the firm can sell its physical capital at second-hand value S ⁶ but cannot claim any right on human bodies (i.e., the firm cannot buy or sell labor or human capital). For present purposes, we also assume that both physical and human capital rust and cannot be laid up (or mothballed). Liquidation is the only form of bankruptcy and there are no taxes. We further assume that agents are risk-neutral. The riskless interest rate is exogenously fixed at the constant level r , while the risk-adjusted (CAPM) discount rate for the firm's revenues, μ , is equal to $\mu = r + \Phi \rho_{PM} \sigma$, where Φ is the market price of risk and ρ_{PM} is the coefficient of correlation between the price P and the entire market portfolio. All the magnitudes K, H, w, i and r are non-stochastic. The

³Formally, $F(K, L, H) = \min \{K, L, H\}$

⁴If depreciation is exponential at a rate of λ , then gross output is $Y + \lambda(K + H) = F(K, H) + \lambda(K + H) = G(K, H)$. If $F(K, H)$ is degree one homogeneous, so is $G(K, H)$.

⁵The number of unskilled workers is set for convenience equal to unity.

⁶ Unlike Fries *et al* (1997), who model the residual value of the firm after bankruptcy as a function of the output price.

ultimate source of uncertainty is the firm's output price, P which is assumed to evolve over time as a geometric Brownian motion:

$$dp_t = p_t \mu dt + p_t \sigma dB_t \quad (3.2)$$

where μ and σ are constants and dB_t is the increment of a standard Wiener process, uncorrelated across time and at any instant satisfying $E(dB_t) = 0$ and $E(dB_t^2) = dt$. Agents have rational expectations: firms know that price formation⁷ is described by equation (2), while for workers this is interpreted as knowing exactly the value of their future wage⁸. We know from the economic theory that in a competitive market price can be represented by the inverse demand function (assumed to be continuously differentiable and diminishing in q_t)

$$p_t = x_t D(q_t) \quad (3.3)$$

where q_t is the number of firms at time t (endogenous) and the total output of industry (since output is unity), while x_t is an exogenous taste shock to demand. The shock x_t is also assumed to follow a geometric Brownian motion. Applying Ito's lemma⁹ to (3) and substituting to the modified form of (3) $x_t = p_t / D(q_t)$, we obtain

$$dp_t = \left[p_t D'(q_t) / D(q_t) \right] dq_t + \mu p_t dt + \sigma p_t dB_t \quad (3.4)$$

Since entry is free (apart from the sunk costs of capital), the price process can never go above p_i , where entry is profitable for a single firm, and before p_o , at which firms decide to leave the industry. So $p_t D'(q_t) / D(q_t) dq_t$ behaves like a stochastic regulator, keeping p_t between the trigger prices and the price process can be rewritten as a doubly reflected geometric Brownian motion with barriers $[p_i, p_o]$:

⁷ Another implication of rational expectations is that the decision rule of the firms is known.

⁸ This is true for the wage system described in this section, while in the profit sharing (or profit related pay) case the assumption implies that human capitalists, the previous human capital lenders, have rational expectation about the stochastic process regulating the price.

⁹ We assume that q_t is a finite variation process, so that there are no second-order terms.

$$dp_t = p_t \mu dt + p_t \sigma dB_t + dM_t^i + dM_t^o \quad (3.5)$$

where M_t^i and M_t^o denote the stochastic process regulators at the two barriers.

a - Inflexible monetary wages (or traditional wage system capitalism)

In this first case, we extend Miller *et al.* to allow for debt in the capital structure. The rewards for labor are w for the unskilled employees, iH for the managers, b for bondholders, and for shareholders they are described by the following net earnings equation:

$$(p_t - w - iH - b) \quad (3.6)$$

where the price process for p_t is described by (5). The equilibrium condition requires that the firm's total equity and total debt satisfy

$$rV_t = (p_t - w - iH - b) + \frac{d}{d\Delta} E_t V_{t+\Delta} |_{\Delta=0} \quad (3.7)$$

$$rL_t = b + \frac{d}{d\Delta} E_t L_{t+\Delta} |_{\Delta=0} \quad (3.8)$$

where V_t is the firm's stock market value and L_t is the firm's total debt. The left-hand side represents the return on holding the asset V or L, the first term on the right-hand side is the profit per unit time, while the last term is the capital gain. Using Ito's theorem yields:

$$rV_t = (p_t - w - iH - b) + V'(p_t)p_t\mu + V''(p_t)p_t^2 \frac{\sigma^2}{2} \quad (3.9)$$

$$rL_t = b + L'(p_t)p_t\mu + L''(p_t)p_t^2 \frac{\sigma^2}{2} \quad (3.10)$$

To find a solution, we need boundary conditions, and in particular the smooth-pasting and the value-matching ones. Since the equity holder determines both entry (i) and liquidation (o), these are:

$$V'(p_i) = 0 \quad (3.11)$$

$$V(p_i) = K \quad (3.13)$$

$$V'(p_o) = 0 \quad (3.12)$$

$$V(p_o) = S \quad (3.14)$$

while the loan value at the entry trigger satisfies the value matching and smooth pasting conditions

$$L(p_o) = S \quad (3.15)$$

$$L'(p_o) = 0 \quad (3.16)$$

As discussed in Miller et al. (1998) and Fries et al. (1997), at the bankruptcy trigger the loan value is given by the following elasticity condition

$$L'(p_o)p_o / L(p_o)p_o = \eta \quad (3.17)$$

where η is the price elasticity of demand, assumed to be constant. Equation (11) is particularly important since it gives the amount of capital that must be paid at entry by an investor. The general solution to (9) and (10) has the form

$$V(p_t) = A_0 + A_1 p_t + A_2 p_t^{\lambda_1} + A_3 p_t^{\lambda_2} \quad (3.18)$$

Taking the first two derivatives of (16), inserting them into (9), and equating coefficients on like terms gives $A_0 = -\frac{(w + iH)}{r}$ and

$$A_1 = \frac{I}{(r - \mu)}.$$

Using the boundary conditions, the resulting overall solution is:

$$\begin{aligned} V(p_t) = & \left[\frac{p}{(r - \mu)} - \frac{(w + iH)}{r} \right] + \left[S - \left(\frac{p_o}{r - \mu} - \frac{w}{r} \right) \right] \\ & \gamma_1 \left[\lambda_2 \left(\frac{p_t}{p_o} \right)^{\lambda_2} - \lambda_1 \left(\frac{p_t}{p_o} \right)^{\lambda_1} \left(\frac{p_t}{p_i} \right)^{\lambda_2} \right] + \\ & - \frac{p_i}{(r - \mu)} \gamma_1 \left[\left(\frac{p_t}{p_i} \right)^{\lambda_2} - \left(\frac{p_o}{p_i} \right)^{\lambda_2} \left(\frac{p_t}{p_o} \right)^{\lambda_1} \right] \end{aligned} \quad (3.19)$$

and

$$\begin{aligned}
V(p_t) &= \left[\frac{p}{(r - \mu)} - \frac{(w + iH)}{r} \right] + \left[S - \left(\frac{p_o}{r - \mu} - \frac{w}{r} \right) \right] \\
&\gamma_1 \left[\lambda_2 \left(\frac{p_t}{p_o} \right)^{\lambda_2} - \lambda_1 \left(\frac{p_t}{p_o} \right)^{\lambda_1} \left(\frac{p_t}{p_i} \right)^{\lambda_2} \right] + \\
&- \frac{p_i}{(r - \mu)} \gamma_1 \left[\left(\frac{p_t}{p_i} \right)^{\lambda_2} - \left(\frac{p_o}{p_i} \right)^{\lambda_2} \left(\frac{p_t}{p_o} \right)^{\lambda_1} \right]
\end{aligned} \tag{3.20}$$

where

$$\gamma_1 = \left[\lambda_2 - \lambda_1 \left(\frac{p_i}{p_o} \right)^{\lambda_1 - \lambda_2} \right]^{-1} \tag{3.21}$$

and λ_1, λ_2 are the negative and positive roots, respectively, of the characteristic equation $\lambda(\lambda - 1)\sigma^2 / 2 + \lambda\mu = r$.

The problem with this solution is that, in case of bankruptcy, skilled employees throw away their knowledge. We offer a solution to the social inefficiency problem in the two sections.

b - Human capital buy out (or cooperative capitalism)

A natural candidate is the purchase of the firm by managers and/or employees (MBO or EBO). The main differences with the fixed wage model are that the value of the firm at entry is $K + H$ and former skilled employees are now capitalists. Therefore the net earnings equation becomes

$$(p_t - w - b) \tag{3.22}$$

The equilibrium condition requires that the firm's total equity and debt satisfy

$$rV_t = (p_t - w - b) + \frac{d}{d\Delta} E_t V_{t+\Delta} |_{\Delta=0} \tag{3.23}$$

$$rL_t = b + \frac{d}{d\Delta} E_t L_{t+\Delta} |_{\Delta=0} \tag{3.24}$$

where V_t is the firm's stock market value. Using Ito's theorem yields

$$rV_t = (p_t - w - b) + V'(p_t)p_t\mu + V''(p_t)p_t^2 \frac{\sigma^2}{2} \quad (3.25)$$

$$rL_t = b + L'(p_t)p_t\mu + L''(p_t)p_t^2 \frac{\sigma^2}{2} \quad (3.26)$$

The boundary conditions are:

$$V'(p_i) = 0 \quad (3.27) \quad V(p_i) = K + H \quad (3.29) \quad L(p_o) = S \quad (3.31)$$

$$V'(p_o) = 0 \quad (3.28) \quad V(p_o) = S \quad (3.30) \quad L'(p_o) = 0 \quad (3.32)$$

Following the same approach as before, we obtain

$$\begin{aligned} V(p_t) = & \left[\frac{p}{(r-\mu)} - \frac{w}{r} \right] + \left[S - \left(\frac{p_o}{r-\mu} - \frac{w}{r} \right) \right] \\ & \gamma_1 \left[\lambda_2 \left(\frac{p_t}{p_o} \right)^{\lambda_2} - \lambda_1 \left(\frac{p_i}{p_o} \right)^{\lambda_1} \left(\frac{p_t}{p_i} \right)^{\lambda_2} \right] + \\ & - \frac{p_i}{(r-\mu)} \gamma_1 \left[\left(\frac{p_t}{p_i} \right)^{\lambda_2} - \left(\frac{p_o}{p_i} \right)^{\lambda_2} \left(\frac{p_t}{p_o} \right)^{\lambda_1} \right] \end{aligned} \quad (3.33)$$

$$\begin{aligned} V(p_t) = & \left[\frac{p}{(r-\mu)} - \frac{(w+iH)}{r} \right] + \left[S - \left(\frac{p_o}{r-\mu} - \frac{w}{r} \right) \right] \\ & \gamma_1 \left[\lambda_2 \left(\frac{p_t}{p_o} \right)^{\lambda_2} - \lambda_1 \left(\frac{p_i}{p_o} \right)^{\lambda_1} \left(\frac{p_t}{p_i} \right)^{\lambda_2} \right] + \\ & - \frac{p_i}{(r-\mu)} \gamma_1 \left[\left(\frac{p_t}{p_i} \right)^{\lambda_2} - \left(\frac{p_o}{p_i} \right)^{\lambda_2} \left(\frac{p_t}{p_o} \right)^{\lambda_1} \right] \end{aligned} \quad (3.34)$$

It is possible to show, by way of numerical simulation, that the effect of adding H is to widen the entry and exit bands in the same way that raising K would.

c - Profit related pay (or profit sharing capitalism)

Another possible solution to the social inefficiency of fixed-wage contracts is Weitzman's (1985) profit-sharing capitalism, or profit-related pay. In this section, we find the profit-sharing rule that replicates the socially

efficient solution of a management buy out. The modified stockholder's net earnings equation becomes

$$\alpha(p_t - w - b) \quad (3.35)$$

while the one for skilled workers is

$$(1 - \alpha)(p_t - w - b) \quad (3.36)$$

where α (ranging between zero and one) is the share of earnings of the shareholders and the residual $(1 - \alpha)$ is the percentage of profit given to the skilled workers (“human capitalists”) as profit related pay. Determining α is crucial to finding the socially optimal solution. The equilibrium conditions also changes, with the firm's total equity and debt now satisfying¹⁰

$$rV_s = \alpha(p - w - b) + \frac{d}{d\Delta} E_t V_{t+\Delta|\Delta=0} \quad (3.37)$$

$$rV_h = (1 - \alpha)(p - w - b) + \frac{d}{d\Delta} E_t V_{t+\Delta|\Delta=0} \quad (3.38)$$

where V_s and V_h are, respectively, the market values of the stocks representing the physical firm's assets and human capital. As before, we apply Ito's lemma and the boundary conditions: we now distinguish the ones for physical capitalists and the ones for the human capitalists, as well the loan-related ones. As before, the subscript s denotes the physical capitalists and h the human capitalists.

Physical capitalists

$$V_s'(p_i) = 0 \quad (3.39)$$

$$V_s'(p_o) = 0 \quad (3.40)$$

$$V_s(p_i) = K \quad (3.41)$$

$$V_s(p_o) = 0 \quad (3.42)$$

Human capitalists

$$V_h'(p_i) = 0 \quad (3.43)$$

$$V_h'(p_o) = 0 \quad (3.44)$$

$$V_h(p_i) = H \quad (3.45)$$

$$V_h(p_o) = 0 \quad (3.46)$$

Bondholders

$$L(p_o) = S \quad (3.47)$$

$$L'(p_o) = 0 \quad (3.48)$$

¹⁰For the sake of simplicity, the notation has been simplified dropping the time subscript, t, of the value of the firm V.

Miller *et al.* show that the solution that replicates the MBO-efficient one divides the stream of profits in proportion to the initial investments (i.e.,

$$\alpha = \frac{K}{K + H} \text{ to shareholders and } (1 - \alpha) \text{ to skilled workers).}$$

Hypothesis testing

Since neither the level of nor the return on investment in firm-specific human capital is directly observable, we use cross-section data on tenure (time on the job with a specific firm) and earnings (compensation) to approximate these variables. We test the following hypotheses:

(H1) Tenure is negatively related to the ratio of the cash component of compensation (“CashCompRatio”) to total compensation

(H2) Leverage is positively related to CashCompRatio

(H3) StDev is negatively related to CashCompRatio

Summary¹¹ statistics¹² and correlations are in table 1 and 2 below. The variables are so defined: CashCompRatio is the ratio of the cash component of compensation to total compensation, Tenure is the number of years that the executive spent with the company since he joined as an employee, and StDev is the annual standard deviation of total stock return for each individual company.

Table 1: Summary Statistics

Variable	N	Mean	Median	St. Dev.	Min	Max
CashCompRatio	342	0.0044	0.0032	0.0039	0.0000	0.0377
Debt / Total Assets	342	0.4436	0.1596	1.9485	0.0000	0.8281
Tenure	342	91.8130	90.3591	31.822	3.9915	199.6810
Standard Deviation	342	0.5521	0.5300	0.1159	0.3271	1.1251

Table 2: Correlation

	D/A	Tenure
Tenure	-0.026 (0.13)	
St. Dev.	0.002 (0.91)	-0.001 (0.957)

¹¹ Companies that are included in our database must fulfill the requirement of having ten consecutive years of data: thus, given the initial 500 companies, we have restricted our analysis to 342 companies. The resulting sample represents 90% of the original sample in terms of market capitalization.

¹² Appendix 1 presents industry statistics to gain a better understanding of inter-industry differences.

4. Data

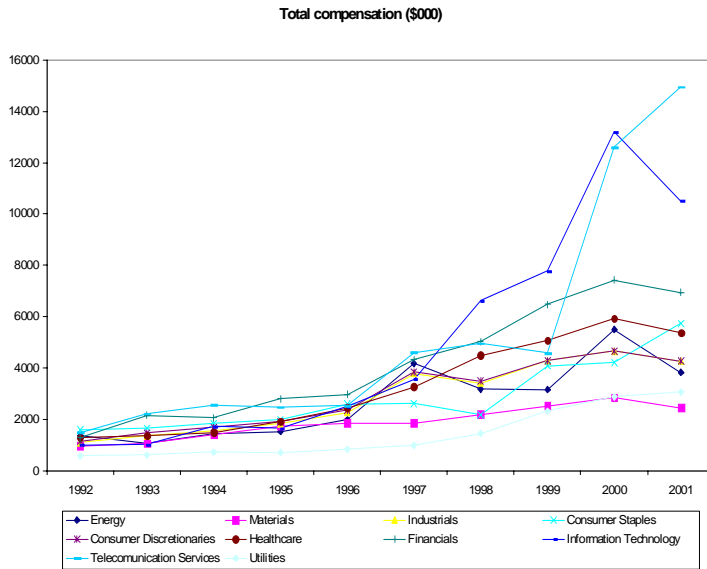
Data on S&P 500 executives are from Standard and Poor's ExecuComp and the sample period is 1992- 2001; we have also used the Standard & Poor's Register of Corporations, Directors, and Executives to complement some data. The industry aggregation follows the Global Industry Classification Standard ("GICS"), which distinguishes 10 economic sectors: Energy, Materials, Industrials, Consumer Discretionary, Consumer Staples, Health Care, Financials, Information Technology, Telecommunication Services, and Utilities. The following table shows the GICS composition of the S&P500 as of 12/31/2002:

	Number of Cos.	% of Market Capitalization
Consumer Discretionary	88	13.4
Consumer Staples	34	9.5
Energy	23	6.0
Financials	81	20.5
Health Care	47	14.9
Industrials	67	11.5
Information Technology	77	14.3
Materials	34	2.8
Telecommunication Services	12	4.2
Utilities	37	2.9

Graph 1 in appendix shows the evolution over time of total compensation:

A clear fact that emerges from the observation of the previous chart is that total compensation varies across industries. To better understand the differences and for the purposes of this analysis, we break it down into its three main components (see Graph 2, 3, 4).

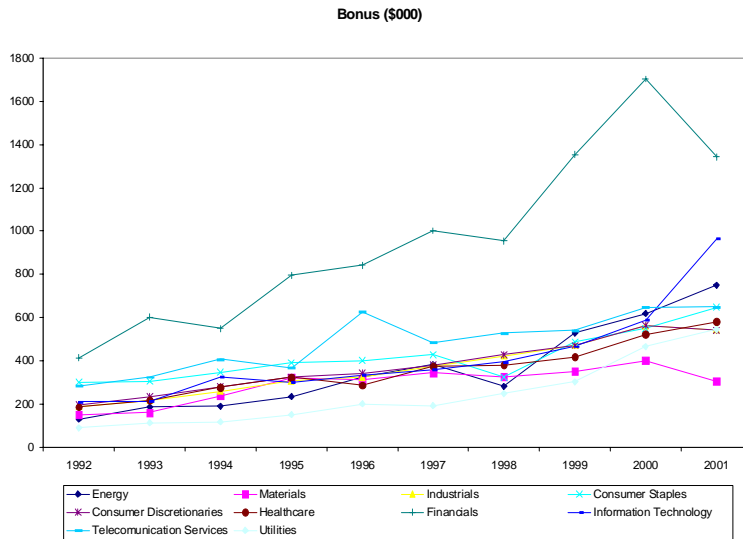
Graph 1: Total Compensation of S&P 500 Executives by Industry



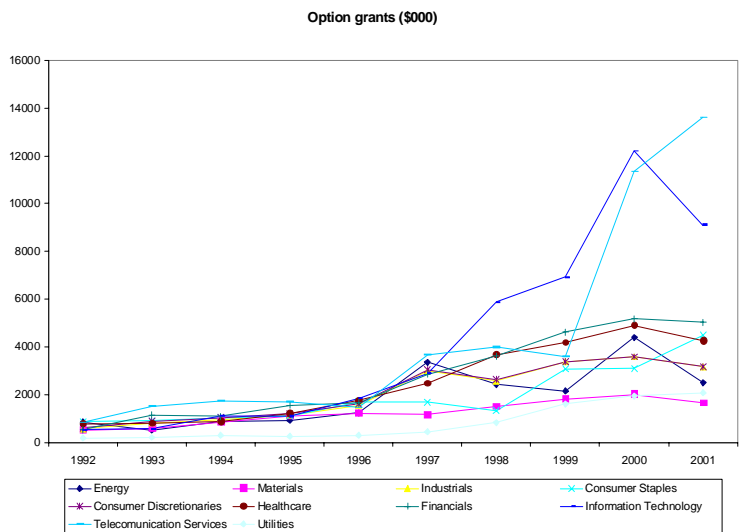
Graph 2: Salary of S&P 500 Executives by Industry



Graph 3: Bonus of S&P 500 Executives by Industry



Graph 4: Black-Sholes Value of Option Granted to S&P 500 Executives by Industry



Since average firm size varies across industries (and since it is well-known that salaries for CEOs are positively related to firm size¹³), we need to correct for it: the adjustment is made either through size groupings or through simple log-linear regressions of log(salary) on log(size). The results¹⁴ of the regressions are shown in the following tables:

Industry	Constant	ln(Sales)
All	5.05 (12.83)	0.13 (6.46)
Consumer Discretionaries	5.39 (17.02)	0.10 (5.12)
Consumer Staples	5.82 (31.53)	0.18 (2.53)
Energy	4.13 (6.19)	0.21 (8.41)
Health care	5.96 (10.97)	0.12 (1.77)
Industrials	4.05 (9.36)	0.18 (2.89)
Information Technology	5.09 (15.51)	0.12 (5.77)
Materials	6.38 (9.47)	0.13 (1.94)
Telecom	5.24 (10.04)	0.13 (10.54)
Utilities	5.76 (13.11)	0.13 (3.70)

¹³ Rosen (1990) and Oi (1983) note that in larger organizations the marginal product of manager's effort is higher because executives contribute also to the productivity of employees below them (span of control effect). The most talented executives are efficiently assigned to control positions in the largest firms where talent and the marginal product of control are complements: the idea is that personal power and influence in an organization depend on the interactions between talent and the productivity of control. If there is complementarity between the two it is efficient to assign greater control to more talented persons. In a market equilibrium, the most talented executives occupy top positions of the largest firms, where the marginal productivity of their actions is greatly magnified over the many people below them to whom they are linked. This explains why earnings of top executives in large firms are so large, and why executive pay is positively correlated with firm size.

¹⁴ We have omitted the financial services industry due to the non perfect comparability of the size variable. Consistently with the existing literature, we have also omitted the regression stock options on firm size.

Table 5: Dependant variable: Log bonus (t-stats in parenthesis)

Industry	Constant	Ln(Sales)
All	3.67 (11.43)	0.14 (9.83)
Consumer Discretionaries	4.04 (11.33)	0.11 (3.31)
Consumer Staples	5.35 (11.71)	0.07 (2.21)
Energy	4.29 (6.07)	0.09 (2.66)
Health care	5.44 (4.85)	0.12 (1.68)
Industrials	3.59 (1.72)	0.01 (15.41)
Information Technology	2.72 (7.18)	0.18 (4.49)
Materials	5.01 (9.78)	0.04 (0.85)
Telecom	3.17 (6.85)	0.18 (6.99)
Utilities	5.51 (12.68)	0.09 (0.33)

Several stylized facts emerge from observations of the previous graphs and tables: there has been a marked increase in the use of stock options, especially in some sectors; CEOs in highly regulated industries receive lower incentives from stock options awards; the empirical regularity of the relationship between salary (or bonus) and sales is confirmed across nearly all the industries, with relatively little variation in the magnitude of the coefficients.

5. Results

The number of years available ($T=10$) and the number of firms (up to 500 per year) constrain the estimation technique we can use. Given the autocorrelation and contemporaneous cross correlation across industries, the ideal methodology would be Fama-MacBeth (1973), unfortunately, the time-span available is not sufficiently long to generate a significant time-series variation for the cross-sectional regression estimates and residuals. We thus use panel data which pool time series and cross sectional data, and in particular we consider its "pure cross-sectional" form (i.e. one cross section regression of the time-series averages): though we lose any information due to the variation of the explanatory variables over time, this methodology - considering that there is no big variation and considering that the time span is very limited - allows us to easily correct for the heteroskedasticity and cross-correlation problem (still keeping the industry effects, but dropping the time-effects). We use OLS estimates, and estimate the heteroskedastic and

Table 6: Regression results

Dependant Variable: CashCompRatio

	Coeff	t-corr	Coeff	t-corr	Coeff	t-corr	Coeff	t-corr	Coeff	t-corr	Coeff	t-corr
Dummies												
<i>Cons-discretionaries</i>	0.0003	0.1709	0.0062	5.0560	0.0003	0.1868	0.0041	8.4273	0.0004	0.4745	0.0063	5.1213
<i>Cons-staples</i>	-0.0003	-0.2027	0.0059	4.7529	-0.0003	-0.2029	0.0039	5.7861	-0.0003	-0.2735	0.0059	4.7912
<i>Energy</i>	-0.0011	-0.5752	0.0067	4.8510	-0.0011	-0.5847	0.0045	5.7970	-0.0010	-0.8733	0.0068	4.8775
<i>Health Care</i>	-0.0010	-0.5695	0.0060	4.3961	-0.0010	-0.5551	0.0036	6.1693	-0.0009	-0.9635	0.0060	4.4612
<i>Industrials</i>	-0.0002	-0.0953	0.0063	5.1262	-0.0002	-0.1045	0.0041	8.7800	-0.0001	-0.1163	0.0063	5.1508
<i>Information Technology</i>	-0.0015	-0.6965	0.0067	4.2871	-0.0015	-0.6949	0.0039	7.1408	-0.0014	-1.3154	0.0068	4.3298
<i>Materials</i>	0.0012	0.7597	0.0068	5.2821	0.0012	0.7753	0.0047	7.2471	0.0013	1.5469	0.0069	5.3417
<i>Telecommunication</i>	0.0016	0.9316	0.0049	2.8233	0.0016	0.9418	0.0028	2.0792	0.0017	1.3307	0.0049	2.8494
<i>Utilities</i>	0.0045	3.1597	0.0094	8.1115	0.0045	3.1698	0.0076	11.5424	0.0045	5.6192	0.0095	8.1645
Debt / Total Assets	0.0001	1.2352	0.0001	1.3899			0.0001	1.3943				0.0001
Tenure	0.0000	-5.6294			0.0000	-5.6685			0.0000	-6.0085		0.0000
St.Dev.	0.0001	0.0436	-0.0040	-1.9625	0.0001	0.0525					-0.0040	-1.9657

cross-correlation robust variance-covariance matrix of the coefficients using Newey-West¹⁵ (1987).

Our theoretical model predicts that H1) Tenure is inversely related to CashCompRatio H2) Leverage is positively related to CashCompRatio H3) StDev is negatively related to CashCompRatio.

Table 6 in appendix displays the following results. Tenure appears to be significant in all the specifications, though the magnitude of the coefficient is very small (0.000001). Theory predicts that the structure of pay strikes a compromise between incentives and insurance. Thus, a possible explanation of our result is that salary represents the “insurance” component of the compensation package. Since it is also the basis for the calculation of bonuses, executives tend to give a lot of importance to salary. In this respect, a seniority system is consistent with risk aversion since risk increases as time remaining to earn a payoff from general human capital investment shortens.

The result is also consistent with one of the many theories that try to explain the structure of pay of executives (pure learning models, tournaments and contracts), namely tournaments. Tournament theory suggest that the firm is an internal labor market in which entry occurs at lower levels and upper ranks are filled by promotions. The result also points at the efficiency wage theory framework, according to which higher wages are observed when total turnover is lower. A final alternative explanation is that tenure systems may work better where the required human capital is general, rather than organization-specific.

Debt does not appear to play any role (all coefficients are insignificant); this result is not completely surprising, since we are analyzing time series average data of companies from S&P 500 which face almost no bankruptcy risk. Also, most of the studies that report a relationship between compensation structure and leverage are related to firms in distress.

The coefficients on the variable standard Deviation confirms our theoretical predictions. It is significant when used as the only explanatory variable (along with the usual industry dummies) and in conjunction with leverage, and the magnitude of the coefficient is bigger than the one associated to tenure. Consistent with what was predicted, higher variability of the return in equity tends to increase the use of non-cash compensation items. The result – in marked contrast with tenure - also tends to validate our hypothesis of manager’s risk neutrality. When the worker is risk averse, in fact, a higher stock return variability also increases the manager’s risk exposure which should lead to a higher risk premium to compensate the manager for this added risk.

¹⁵ We could have simply used GLS, but since we don't exactly know how does the variance-covariance matrix of the error terms look like, GLS could provide very misleading results when the model is misspecified (OLS is more robust to model misspecifications).

6. Conclusion

Specialized skills, monitoring costs and information asymmetries can result in inefficient labor contracts. Management and employee ownership can be part of an efficient labor contract that induces employees to make firm-specific investments in the future. The purpose of this paper has been to show - both theoretically and empirically - that when significant liquidation costs are associated on human capital, people will choose a compensation structure to reflect the possible losses stemming from liquidation. We have analyzed the effects of the introduction of human capital in the production function on the social efficiency of bankruptcy decision rules. Using a Leontief technology with physical capital, labor and human capital, we have seen that social efficiency does not hold in a competitive industry if a firm experiences a bankruptcy because it throws away human capital. One possible remedy is to allow for the purchase of the firm by the managers (human capital holders or skilled employees). Therefore, the value of human capital to society is not lost, since an investor must now pay at entry the entire cost of the capital. This socially efficient result (cooperative capitalism) raises, however, the problem of how to reward production inputs and of the potential conflict of interests of the shareholder-manager. Another possible solution is Weitzman's profit-sharing capitalism, where human capital gets a fraction of the profits instead of a fixed skilled wage (like in traditional capitalism with inflexible monetary wages). The optimal profit-sharing rule that replicates the socially efficient solution of cooperative capitalism is represented by the share of physical (human) capital of the total capital. This very simple result defines, in Weitzman's words, the pure profit-sharing capitalism. Profit sharing can be seen also as a potential solution to the stakeholder problem, since profit-related pay schemes are often said to increase the employees loyalty and the sense of commitment to the company.

Our model thus predicts that tenure is inversely related to the cash compensation ratio and positively related to the standard deviation of equity return: in general, the empirical results support our model. Tenure appears to play a very marginal role in compensation structures: a possible explanation is that incentives used may vary a lot. In fact, whereas the companies use promotion-based incentive systems, these require organizational growth to feed the reward system, but are likely to generate problems in slowly growing and shrinking firms (factors for which we have not controlled).

There are interesting corporate governance implications of the analysis. Since increasing firm size does not necessarily increase the value of the firm, the Board of Directors may be inclined to break the link between salary and size. Similarly, the Board should consider moving towards pure equity-

related incentives, since equity related incentives may have undesired (or perverse) effects in the choice of projects; namely, a manager may choose a pattern of actions or projects with higher variance to induce his stock options to be in the money. Finally, other stakeholders - and in particular banks and bondholders - should be interested in having some control over the structure of executive compensation.

REFERENCES

- BECKER, G. (1962). "Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis." *Journal of Political Economy*, 70, Supplement, pp. 9-49.
- BERKOVITCH, E. - ISRAEL, R. AND Y. SPIEGEL (2000). "Managerial Compensation and Capital Structure." *Journal of Economics and Management Strategy*, 9, 4, pp. 549-584.
- CHAPLINSKY, S. - NIEHAUS, G. AND L. VAN DE GUGHT (1998). "Employee buyouts: causes, structure and consequences." *Journal of Financial Economics*, 48, pp. 283-332.
- DIXIT, A. (1989). "Entry and Exit Decisions Under Uncertainty." *Journal of Political Economy*, 97, pp. 620-638.
- FAMA, E. F. (1990). "Contract Costs and Financing Decisions." *Journal of Business*, 63, pp. 71-90.
- FAMA, E. F. - J. MACBETH (1973). "Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests." *Journal of Political Economy*, 81, pp. 607-636.
- FRIES, S. - MILLER, M.H. AND W. PERRAUDIN (1997). "Debt Pricing in Industry Equilibrium." *Review of Financial Studies*, 10, pp. 39-67.
- HELWEGE, J. (1989). "Capital Structure, Bankruptcy Costs, and Firm-Specific Human Capital." Board of Governors of the Federal Reserve System Finance and Economics Discussion Series: 66.
- HOLDERNESS, C. G. – KROSZNER, R. S. AND D. P. SHEEHAN (1998). "Were the Good Old Days That Good? Changes in Managerial Stock Ownership since the Great Depression," NBER Working Paper No. 6550.
- JAGGIA, P. B. AND A.V. THAKOR (1994). "Firm-Specific Human Capital and Optimal Capital Structure." *International Economic Review*, 35(2), pp. 283-308.
- KLEIN, B. - CRAWFORD, R. AND A. ALCHIAN (1978). "Vertical Integration, Appropriable Rents and the Competitive Contracting Process." *Journal of Law and Economics*, 21, pp. 297-326.
- LEAHY, J. V.(1993). "Investment in Competitive Equilibrium: The Optimality of Myopic Behavior." *Quarterly Journal of Economics*, 108, pp. 1105-1133.
- MILLER, M. H. – IPPOLITO, R. AND L. ZHANG (1998) "Shareholders and Stakeholders: Human Capital and Industry Equilibrium." *Economic Journal*, 1, pp. 490-508.
- NEWKEY - WEST (1987) "A simple, positive definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix." *Econometrica*, 55:3; pp. 703-708.
- PINDYCK, R. (1988). "Irreversible Investment, Capacity Choice and the Value of the Firm." *American Economic Review*, 79, pp. 969-985.

SHLEIFER, A. AND L. SUMMERS (1988). "Breach of Trust in Hostile Takeovers. " in *Corporate Takeovers: Causes and Consequences*, Auerbach A., University of Chicago Press.

TITMAN, S. (1984). "The Effect of Capital Structure on a Firm's Liquidation decision." *Journal of Financial Economics*, 13, pp. 137-151.

WILLIAMSON, J. (1979). "Transaction-cost Economics: the governance of contractual relations." *Journal of Law and Economics*, 22, pp. 233-261.

ZINGALES, L. (1990)."In Search of New Foundations." *Journal of Finance*, 42, pp. 1343-1365.

COMMENTI E RECENSIONI

LA BANCA ETICA: RIFLESSIONI

Silvia Di Giacomantonio e Chiara Oldani¹

1. Introduzione

Gli eventi storici degli ultimi anni hanno riproposto alcuni interrogativi riguardo temi irrisolti dell'economia, concernenti in particolare la delicata relazione intercorrente tra sfera economica e sociale. Siamo testimoni di una crescente diffusione della cultura della solidarietà, realizzata in forme e modalità diverse, tutte tendenzialmente riconducibili all'alveo di un indispensabile interventismo a favore dei deboli. Strettamente connesse al raggiungimento di finalità solidaristiche sono talune strutture organizzative capaci di raggiungere risultati operativi ed aziendali da destinare alla collettività, prescindendo dalla relazione sinallagmatica tra soggetto offerente e beneficiario. L'obbligo della non distribuzione degli utili a favore dei membri di una data associazione o fondazione, caratterizza tale categoria di enti definiti, appunto, non profit. L'assenza di profitto, ovviamente, non deve essere intesa come mancata realizzazione di profitto, nel qual caso si tratterebbe di gestione non economica e, dunque, fuorviante rispetto alla logica della produzione organizzata di beni o servizi alla quale l'economia etica non si sottrae.

La possibile apertura del capitalismo alle istanze sociali offre interessanti spunti d'analisi: viene affrontato il problema della re-impostazione dei fini che si ricollegano all'agire economico, in vista del superamento di costruzioni che in passato erano state fondate su un'esclusiva logica tecnica. "L'obiettivo del soddisfacimento dei bisogni minimali dell'uomo attrae l'attenzione di molti studiosi, la cui opera appare rivolta a contemperare il rigore del calcolo economico nel riferimento a concetti, come quello di giusto prezzo e salario, che valorizzano il momento partecipativo dei singoli al processo produttivo. Per converso, si individua nella solidarietà il criterio destinato ad introdurre negli ordinamenti concrete possibilità di redistribuzione; a questa è possibile addivenire attraverso opportune modifiche del sistema, le quali interagiscono sulle forme tecniche in cui si articola e trova esplicazione la realtà istituzionale propria del capitalismo"². L'indagine viene volta alla riscoperta dei canoni etici fondamentali che l'*homo oeconomicus* deve rispettare, attese le implicazioni negative di un universo

¹ Cattedra di Politica Economica, Facoltà di Economia, Luiss Guido Carli.
E-mail: coldani@luiss.it

² F. Capriglione, 1997.

caratterizzato da “una serie di autonomi che tentano di massimizzare le proprie utilità individuali”³. L’insufficienza della “metafora del *laissez-faire* secondo cui l’economia è irresponsabile dell’uso buono o cattivo delle sue scelte”⁴, induce a sottolineare le disfunzioni di un’exasperata concezione liberistica, valorizzando per converso la possibilità di far leva su interventi solidaristici da affiancare al rischio e al mercato.

La rielaborazione dei valori propri della tradizione giuridica occidentale, che fa capo ad Adam Smith, dà vita al tentativo di rinvenire una dimensione sociale di razionalità ed eticità, nel presupposto che tra etica ed economia non v’è contrapposizione, ove entrambe vengano ricondotte ad un sistema incentrato sull’uomo. Ciò implica un rinnovamento della c.d. *economia del benessere*: l’accettabilità sul piano etico dei comportamenti viene raccordata alla razionalità economica che ne è a fondamento. Pur restando ancora lontano l’obiettivo di una società perfetta, si chiarisce la necessità di far ricorso a valori che possano promuoverne la realizzazione, attraverso il superamento dei condizionamenti che tradizionalmente hanno segnato il limite del capitalismo. Trovano affermazione, quindi, le aspettative di recupero dei valori che devono presiedere ai rapporti intersoggettivi. Si addivene a una diversa valutazione del ruolo dell’economia, guardata ora essenzialmente in funzione dell’uomo. L’ipotesi di un nuovo paradigma dell’azione sociale è pervasa da una profonda tensione morale, che certamente sembra destinata a sfociare in un adeguato contesto normativo. La mobilitazione sociale, che in tal modo si determina, appare impegnata all’introduzione di un criterio di solidarietà nei confronti di coloro che non beneficiano dei progressi recati dallo sviluppo economico, versando quindi in una situazione di disuguaglianza rispetto alla generalità degli altri individui. È evidente il tentativo di porre un rimedio ai problemi che sembrano ricollegarsi alla parabola crescente di un sistema capitalistico, nel quale l’eccessivo tecnicismo finisce con l’essere negatorio dei principi etici che vedono l’uomo come fine e non come strumento. Al criterio della solidarietà viene raccordata, dunque, la soluzione di alcune tra le più delicate questioni che si riscontrano nell’attuale realtà economico-istituzionale. Ciò, ovviamente, tenendo conto della funzione correttiva che si intende ascrivere agli indicati interventi normativi. Di fondo, è il convincimento che necessita impostare su nuove basi il quadro giuridico che regola i rapporti tra i cittadini e, più in generale, tra gli uomini di una comunità civile. “Per vero, le questioni dell’occupazione, dello sviluppo, della lotta al crimine usuraio, ecc., non possono dar luogo a scelte neutrali: con riguardo ad esse non sembrano proponibili soluzioni di politica economica fondate sull’esclusivo riferimento a principi tecnici (efficienza, incremento produttivo,

³ A. Fazio, 1994.

⁴ AA.VV., 1994.

massimizzazione dei profitti). Vertendo su tematiche nelle quali rilevanza centrale va riconosciuta al rispetto della dignità umana, è ineludibile il loro collegamento ad un contesto di solidarietà sociale; da qui la prospettiva di ricercare nuove forme di conciliazione tra meccanismi economici e processi sociali. Per converso, accettare la logica della solidarietà non significa negare il mercato. Quest'ultimo non individua una realtà contrapposta al dovere di venire in aiuto di quanti non abbiano raggiunto determinati livelli di benessere”⁵.

La Banca Etica è distante dalle molte altre banche mutualistiche, essa infatti non si pone solo obiettivi concreti di gestione, ma teorizza un paradigma tenendo conto in particolare dell'importanza dell'impatto sociale dell'operazione di finanziamento. “Tale banca nasce da due esigenze diverse che è importante tenere distinte per comprenderne a fondo probabilità di successo e modalità di funzionamento possibili: da un lato si propone di rendere praticabile un risparmio etico, mirato ad alimentare circuiti produttivi che realizzino valori positivi condivisi dal risparmiatore; dall'altro essa nasce dalla necessità di dare alle attività tipiche delle organizzazioni non profit concrete possibilità di sviluppo”⁶. Banca Etica non esiste solo per merito suo, ma anche per demerito del mercato; se essa è nata, è anche per dimostrare e far capire che il mercato stesso ha bisogno, non a parole ma con i fatti, di riscoprire il volto etico, sensibile, sociale dell'economia e della finanza.

2. Il progetto della Banca Etica: forma giuridica, strategia e struttura operativa

La Banca Etica è una Banca Popolare. Questa è la forma giuridica che permette di operare a livello nazionale, tenendo fede ai principi fondanti della cooperazione e della solidarietà. La Banca Popolare ha infatti caratteristiche che favoriscono l'azionariato diffuso e l'esistenza di processi democratici di decisione e di partecipazione. Con il principio “*una testa, un voto*”, viene sancita la supremazia del socio, in quanto persona, sul capitale finanziario. Solo i soci potranno possedere, vendere, acquistare azioni della banca. “Determinante ai fini dell'inquadramento giuridico di tale organismo è stato sicuramente il collegamento alla definizione di finanza etica, formulata dall'*Associazione verso la Banca Etica* che si colloca a monte del relativo processo di costituzione.

La strategia di fondo di Banca Etica è stata quella di partire con una struttura contenuta e di crescere poi con gradualità, adottando una politica di passi successivi ogni volta attentamente valutati e in seguito verificati. Essa

⁵ F. Capriglione, op. cit.

⁶ M. Musella, 1998.

si propone di fare leva sull'ampia diffusione territoriale dei suoi referenti (i promotori, i singoli soci, i Gruppi d'iniziativa territoriale, i partner bancari e i consorzi garanzia fidi): Banca Etica punta alla massima efficienza nell'erogazione dei servizi. Intende curare particolarmente la comunicazione esterna, nel diffondere il profilo innovativo e solidale della finanza etica e del risparmio etico, nel fidelizzare il variegato mondo dell'economia sociale e infine nel promuovere il ruolo partecipativo del cliente e del socio.

La gestione di una banca ordinaria è poi fondata sulla separatezza gestionale delle due fattispecie fondamentali di contratti: i contratti di deposito (risparmio) e i contratti di impiego (finanziamenti). La pratica odierna non consente al soggetto depositante (risparmiatore) d'influenzare in alcun modo la destinazione, l'impiego del suo deposito. La Banca Etica interpreta diversamente tale divisione gestionale tra la raccolta e l'impiego, cioè il fondamento gestionale di un'azienda di credito ordinaria.

3. I settori finanziati dalla Banca Etica

Le aree in cui la Banca Etica agisce come finanziatore sono individuabili in quei settori che ne sposano la filosofia fondante: in particolare nel sistema italiano sono:

- i servizi socio-sanitari-educativi, attività sociali verso soggetti deboli;
- la tutela ambientale e valorizzazione dei beni culturali;
- la cooperazione allo sviluppo;
- la qualità della vita, promozione dello sport e iniziative culturali.

E' importante sottolineare come la Banca Etica metta in atto uno dei presupposti alla base della finanza etica: la trasparenza. Bisogna premettere che "la trasparenza è garantita dalle informazioni che vengono fornite ai vari soggetti interessati alla gestione, innanzitutto attraverso il Bilancio, e schemi uniformi con informazioni minime previste"⁷.

4. Un'eticità a tutto campo

Dall'analisi dei valori, degli obiettivi e dell'effettivo modo di operare di Banca Etica, si possono trarre due importanti conclusioni. Innanzitutto che le valutazioni etiche importano tutti gli aspetti dell'attività della Banca: la raccolta, gli impieghi, sé stessa in quanto struttura. Ciò differenzia Banca Etica non solo da tutto il sistema finanziario tradizionale, in cui tali valutazioni non trovano alcuno spazio, ma anche da buona parte delle altre

⁷ A. Propersi, 1999.

proposte di finanza etica, in cui esistono criteri di eticità ma solo relativamente ad aspetti ben circoscritti. Mantenere rigorosamente tale caratteristica distintiva è tanto determinante quanto difficile; non sono certo rari i casi di progressiva perdita, particolarmente in attività economiche, dei principi e degli obiettivi originari. Con questa consapevolezza Banca Etica non ha affidato il presidio della sua eticità ad un solo strumento (per esempio il Comitato Etico), che per quanto valido potrebbe essere, da solo risulterebbe inefficace, ma ad un vasto insieme di fattori. Lo statuto e i regolamenti interni, la forma giuridica, l'azionariato diffuso, la trasparenza, il Bilancio Sociale, la promozione della partecipazione, l'organizzazione territoriale dei soci, l'elaborazione culturale: è all'azione congiunta di tutti questi elementi che è affidato il compito di non far perdere la rotta a Banca Etica nelle acque, talvolta agitate, della finanza.

5. Conclusioni

“A cinque anni dalla sua nascita possiamo affermare che la Banca Etica non è stata accolta negativamente dal sistema bancario italiano: anzi, il fatto che si cominciasse a parlare di etica ha dato una spinta: sono iniziati ad apparire sul mercato i conti etici, i fondi comuni etici, i convegni sull'etica, i bilanci sociali, ecc. Insomma, si è scoperto un segmento nuovo in grado di avvicinare le persone alle aziende bancarie.

Banca Etica e dimensione sociale dovrebbero essere una cosa sola, in quanto si cerca di svolgere la missione bancaria in modo da dare risposte sia soggettive sia collettive alle persone, che in ogni caso portano un giusto sviluppo nelle varie località nazionali e internazionali. “La Banca Etica può dare linfa vitale alla crescita di forme nuove di partecipazione, attivando anche nel nostro Paese una modalità di coinvolgimento delle persone nei processi di valorizzazione delle opportunità di crescita civile e sociale: la convinzione di fondo è che anche in quanto risparmiatori si può contribuire in modo determinante a rendere possibili iniziative efficaci sia nel campo delle azioni di lotta all'esclusione sociale, sia nei vasti settori della salvaguardia dell'ambiente, e della valorizzazione del patrimonio storico, artistico e culturale”⁸. Credo sia necessario ascoltare l'esigenza di valutare positivamente la predisposizione nei soggetti intermediari di idonee strutture organizzative tali da evitare, a fronte di un'opportuna massimizzazione degli utili, ogni forma di pericolosa esposizione a rischio. “L'impresa bancaria, e Banca Etica in prima linea, deve essere quindi considerata essa stessa come valore. Ciò induce ad apprezzare sul piano etico l'azione di vigilanza creditizia: questa assolve una funzione

⁸ M. Musella, op. cit., p. 385 ss.

primaria ai fini della salvaguardia della realtà aziendale e, dunque, in vista della realizzazione di obiettivi di interesse sociale”.⁹

Per giocare tale ruolo significativo bisogna che Banca Etica vinca numerose sfide. La prima riguarda la raccolta dei capitali necessari a svolgere le attività. Si tratta di un'impresa non facile sia perché non potrà limitarsi alla raccolta dei capitali minimi stabiliti a termine di legge, ma dovrà essere più ampia per garantire una efficace operatività, sia perché questi nuovi intermediari incontreranno probabilmente le difficoltà di capitalizzazione comuni a tutto il mondo non profit. L'esperienza della Banca Etica dimostra che questa sfida può essere affrontata. “Raccogliere capitali non sarà sufficiente se gli intermediari specializzati non si dimostreranno in grado di operare rispettando i vincoli di economicità, quindi la vera sfida si giocherà sulla capacità di attirare flussi di risparmio congrui che i cittadini decidono di indirizzare ad organizzazioni del terzo settore. La seconda sfida consiste nello sviluppare le metodologie e le tecniche di affidamento che consentano di contenere il grado di rischio nella concessione dei prestiti a soggetti dotati di modesto patrimonio. Se gli intermediari specializzati saranno in grado di svolgere questo compito si può pensare che anche il settore bancario tradizionale possa trovare conveniente concedere credito al terzo settore.

Ma le sfide non si limiteranno alla raccolta del patrimonio, del risparmio e allo sviluppo di tecniche e metodiche di selezione di creditori; i nuovi intermediari creditizi dovranno infatti qualificarsi anche come consulenti di sviluppo per le organizzazioni verso cui si indirizzeranno i loro prestiti perché il credito da solo non basta”¹⁰. Solo la capacità di agire come *merchant banker* di quella parte del terzo settore più orientata alle esperienze imprenditoriali consentirà lo sviluppo effettivo di un ampio mercato del credito per le organizzazioni non profit.

⁹ F. Capriglione, op. cit., p. 202 ss.

¹⁰ G.P. Barbetta, 2002.

BIBLIOGRAFIA

AA.VV. (1994), *Teorie e forme della razionalità pratica*, Edizioni Scientifiche Italiane, Napoli, p. 33 ss.

BARBETTA G.P. (2002), “*Finanza Etica*”, *Non Profit*, anno VIII, ottobre/dicembre, p. 469 ss.

CAPRIGLIONE F. (1997), *Etica della finanza e finanza etica*, Editori Laterza, Bari, p. 23 ss.

FAZIO A. (1994), *I cristiani e l'economia*, Siena, p. 44 ss.

MUSELLA M. (1998), “*Banca Etica e sviluppo dell'economia sociale nel Mezzogiorno*”, *Non Profit*, anno IV, luglio/settembre, p. 376 ss.

PROPERSI A. (1999), *Le aziende non profit: i caratteri, la gestione, il controllo*, Etas, Milano, p. 34 ss.

NOTE PER GLI AUTORI

I lavori da pubblicare devono essere inviati per posta elettronica all'indirizzo ise@luiss.it in formato Word 7.0 per Windows 98 (o inferiore), oppure consegnarli su dischetto da 3,5" con l'indicazione dell'indirizzo e del numero telefonico dell'Autore a:

Luiss Guido Carli
Redazione di Economia, Società e Istituzioni
Via O. Tommasini, 1 - 00162 ROMA

L'Autore deve sempre indicare la propria qualifica professionale e l'Istituzione di appartenenza, il codice di riferimento secondo la JEL Classification (consultabile all'indirizzo www.aeaweb.org/journal/jel_class_system.html, le parole chiave dell'articolo.

Gli articoli pervenuti alla redazione che non rispettano le seguenti regole non saranno accettati per la pubblicazione.

Testo: gli articoli devono essere impaginati ad interlinea 1 su pagine formato A4 con margine superiore di cm 4,8, inferiore cm 5,5, sinistro cm 4,3, destro cm 4,6, intestazione cm 1,25, piè di pagina cm 4,8, rientro prima riga di cm 0,5 con carattere Times New Roman punti 11 per il testo e punti nove per le note. Il titolo deve essere a lettere maiuscole centrato grassetto.

Paragrafi: l'introduzione, i paragrafi, sottoparagrafi e le conclusioni devono essere numerati (con numero cardinale con carattere normale, punti 11). Le parole "Introduzione" e "Conclusioni" ed il titolo dei paragrafi devono essere in grassetto, i sottoparagrafi in corsivo.

Note: devono essere numerate, con numero cardinale progressivamente dall'inizio alla fine dell'articolo ed inserite a fondo pagina.

Equazioni: devono essere indicate con due numeri cardinali (a destra tra parentesi tonde): il primo coincide con il numero del paragrafo in cui compare l'equazione; il secondo è il numero progressivo dell'equazione all'interno dello stesso paragrafo. La numerazione progressiva delle equazioni, quindi, deve iniziare di nuovo in ogni paragrafo. Le equazioni vanno compilate con Equation Editor per Word (oppure con word). Non verranno accettati file in Latex.

Tabelle: devono essere indicate con numero cardinale progressivo. L'indicazione (Tab. ...) e il titolo della tabella (in maiuscolo solo la prima lettera della prima parola) devono essere posti al di sopra di ogni tabella. La fonte deve essere riportata al di sotto della tabella.

Grafici: devono essere indicati con numero cardinale progressivo.

Si ricorda agli autori che la rivista è in **bianco e nero**, dunque non saranno accettati articoli che contengono grafici o tabelle a colori, o contenenti grafici e tabelle in formato diverso da Word o Excel per Windows. Tabelle e grafici devono avere estensione xls, pp o jpeg.

Riferimenti bibliografici: la citazione nel testo, tra parentesi tonde, deve riportare il cognome dell'Autore e l'anno di pubblicazione. Es.: (Graziani, 1986). La citazione in nota deve riportare il cognome dell'Autore, preceduto dall'iniziale del nome e, tra parentesi tonde, la data del lavoro. Es.: K. Cohen (1965).

La bibliografia, in ordine alfabetico per Autore, deve essere riportata alla fine del lavoro, secondo il seguente schema:

BIBLIOGRAFIA

CONIGLIANI, G. – LANCIOTTI, G. (1978), "Concentrazione, concorrenza e controlli all'entrata", in *La struttura del sistema creditizio italiano*, a cura di G. Carli, Il Mulino, Bologna.

GRAZIANI, A. (1986), *La spirale del debito pubblico*, Il Mulino, Bologna.

PHILIPS, L. – THISSE, J.F. (1982), "Spatial competition and the theory of differentiated markets", *Journal of Industrial Economics*, n. e pp.

Si devono tenere presenti le seguenti regole: la parola "bibliografia" deve essere scritta in maiuscolo grassetto al centro della pagina; il cognome dell'Autore, seguito dalla virgola e poi dall'iniziale del nome, deve essere scritto in maiuscolo; in caso di più Autori, i cognomi devono essere separati da un trattino; l'anno del lavoro va indicato, tra parentesi tonde, di seguito al cognome dell'Autore. Inoltre, per i libri, bisogna dare indicazione del titolo (corsivo), dell'editore e della città; per gli articoli, bisogna indicare il titolo tra virgolette e il nome della rivista (corsivo).

Appendice: deve essere scritta in maiuscolo neretto a sinistra della pagina e va inserita dopo la bibliografia.

Non va inserito il numero di pagina.