



BANCA D'ITALIA  
EUROSISTEMA

## Temi di Discussione

(Working Papers)

I fondi comuni aperti in Italia:  
performance delle società di gestione del risparmio

di Michele Leonardo Bianchi e Maria Grazia Miele

Febbraio 2011

Numero

795





BANCA D'ITALIA  
EUROSISTEMA

# Temi di discussione

(Working papers)

I fondi comuni aperti in Italia:  
performance delle società di gestione del risparmio

di Michele Leonardo Bianchi e Maria Grazia Miele

Numero 795 - Febbraio 2011

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

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

*Comitato di redazione: MARCELLO PERICOLI, SILVIA MAGRI, LUISA CARPINELLI, EMANUELA CIAPANNA, DANIELA MARCONI, ANDREA NERI, MARZIA ROMANELLI, CONCETTA RONDINELLI, TIZIANO ROPELE, ANDREA SILVESTRINI.*

*Segreteria: ROBERTO MARANO, NICOLETTA OLIVANTI.*

# I FONDI COMUNI APERTI IN ITALIA: PERFORMANCE DELLE SOCIETA' DI GESTIONE DEL RISPARMIO

di Michele Leonardo Bianchi\* e Maria Grazia Miele\*

## Sommario

Nel presente lavoro è stata condotta un'analisi empirica dei rendimenti dei fondi mobiliari aperti negoziati in Italia, sia di diritto italiano che “esterovestiti”, nel periodo dal 2003 al 2008. Nel tentativo di individuare una misura sintetica della performance di ciascuna società di gestione del risparmio (SGR) oltre che, come generalmente avviene nella letteratura sull'argomento, di ciascun fondo, è stato proposto un modello derivato dal *capital asset pricing model* (CAPM). L'analisi ha mostrato che a livello di SGR, con riferimento all'insieme dei fondi gestiti, si osservano performance mediamente non superiori a quelle dei *benchmark* scelti dai gestori. Inoltre, come atteso, il rischio sistematico risulta essere mediamente pari a quello dei *benchmark*. L'utilizzo di tecniche di stima robuste ha permesso di controllare l'eteroschedasticità dovuta alla presenza di dati anomali ed anche ai diversi extrarendimenti dei singoli fondi.

**Classificazione JEL:** C16, C23, G10, G23.

**Parole chiave:** fondi comuni aperti, società di gestione del risparmio, dati *panel*, stime robuste, distribuzione *normal inverse Gaussian*.

## Indice

1. Introduzione .....	5
2. Rassegna della letteratura .....	6
2.1 La performance dei fondi italiani .....	6
2.2 I principali contributi internazionali sull'argomento .....	8
3. Il modello proposto .....	10
4. I dati utilizzati nell'analisi .....	11
5. Scelta del modello e dello stimatore .....	13
5.1 La presenza degli <i>outliers</i> .....	13
5.2 La performance dei fondi: gli $\alpha$ individuali .....	16
5.3 La scelta del modello .....	17
6. I risultati delle stime .....	20
6.1 Stime dei parametri specifici relativi a ciascuna SGR .....	20
7. Conclusioni .....	23
A. Appendice .....	25
A.1 La distribuzione <i>normal inverse Gaussian</i> .....	25
A.2 L'analisi dei residui della regressione .....	26
Riferimenti bibliografici .....	29

\* Banca d'Italia, Servizio Supervisione Intermediari Specializzati, Divisione Analisi dei Rischi e dell'Innovazione Finanziaria



# 1 Introduzione<sup>1</sup>

Numerose ricerche condotte (Banca d'Italia [2008] e Carosio [2009]) hanno messo in luce che non esistono differenze di performance significative e stabili nel tempo tra fondi appartenenti alla medesima categoria. Il gruppo di lavoro promosso nel 2008 dalla Banca d'Italia con la partecipazione degli operatori interessati, del Ministero dell'Economia e delle Finanze e della Consob e diretto ad esaminare le innovazioni normative e regolamentari necessarie per il rilancio dell'industria dei fondi comuni, da tempo caratterizzata da significativi deflussi di risorse, ha ricondotto le difficoltà del settore a tre fattori:

- asimmetrie regolamentari in materia di trasparenza e di regole di comportamento dei soggetti collocatori, che svantaggiano i fondi comuni rispetto, principalmente, alle polizze assicurativo-finanziarie e alle obbligazioni bancarie;
- l'assetto dell'industria, imperniato sull'integrazione verticale tra produzione e distribuzione, in cui le reti bancarie e assicurative svolgono un ruolo dominante in forza del fatto che esse sono il canale pressoché esclusivo per la vendita al pubblico di prodotti finanziari;
- un regime fiscale che penalizza i fondi italiani rispetto a quelli esteri.<sup>2</sup>

Le caratteristiche dell'industria italiana del risparmio gestito, unitamente alla scarsa assistenza fornita ai clienti nelle scelte di investimento, avrebbero ridotto gli incentivi per le società di gestione del risparmio (SGR) ad innovare e a migliorare i prodotti; la distribuzione avrebbe, inoltre, privilegiato prodotti meno trasparenti, caratterizzati da un minore impegno di gestione postvendita nelle relazioni con i clienti.

Con riferimento alle criticità delle reti di distribuzione, il gruppo di lavoro concludeva che il ruolo dominante delle reti bancarie ed assicurative nella distribuzione dei fondi aveva prodotto la subordinazione della componente della produzione a quella della distribuzione e che “alle SGR non sono state lasciate risorse sufficienti per lo sviluppo dell'innovazione dei prodotti, per l'acquisizione delle risorse qualificate necessarie per aumentare la qualità delle gestioni, per la realizzazione di sistemi amministrativi e di gestione del rischio avanzati”; inoltre “la presenza di fabbriche in ogni gruppo bancario e assicurativo orientate a lavorare esclusivamente a favore del gruppo ha ostacolato i processi di aggregazione tra società di gestione del risparmio e il raggiungimento di dimensioni adeguate” [Banca d'Italia, 2008, pag. 31].

---

<sup>1</sup> Un ringraziamento particolare a Corrado Baldinelli, Agostino Chiabrera, Carlo Gola, Valentina Nigro, Emanuela Piani, Roberto Rinaldi, Roberto Violi, Fabio Vittucci e Luca Zucchelli per i loro preziosi commenti e suggerimenti su una precedente versione del lavoro. Si ringraziano inoltre due *anonymous referees* per le loro preziose osservazioni. Le opinioni espresse sono degli autori e non impegnano in alcun modo l'Istituto di appartenenza.

<sup>2</sup> Per i fondi di diritto italiano è prevista una tassazione su base giornaliera in capo al fondo del 12,5 per cento sull'eventuale rendimento positivo, mentre sui fondi esteri comunitari armonizzati (ovvero “esterovestiti”) è prevista una tassazione in capo al risparmiatore applicando una ritenuta a titolo di imposta del 12,5 per cento al momento dell'incasso del provento.

Il presente articolo intende fornire un contributo al dibattito aperto dal Gruppo di lavoro, attraverso un tentativo di misurazione della performance conseguita da ciascuna SGR con riferimento all'insieme dei fondi gestiti. L'analisi presenta tre principali punti d'interesse: (1) una misura di performance per SGR basata su un'analisi panel; (2) metodi di stima che tengono conto dell'eteroschedasticità degli errori; (3) confronto dei rendimenti dei fondi con gli effettivi *benchmark* dichiarati nei regolamenti e non con *benchmark* standard o di mercato. Per misurare la performance delle SGR sono state utilizzate tecniche di stima panel. Non sono numerosi i lavori che utilizzano stime panel per l'analisi dei rendimenti dei fondi (Barucci [2007] e Steri et al. [2009]): l'investitore è interessato ad un'analisi del singolo fondo e non all'andamento del mercato nel suo complesso. Nel presente lavoro è stato seguito un approccio simile a quello proposto in una recente analisi dei fondi speculativi (Racicot e Théoret [2007]). Inoltre, riguardo al secondo aspetto, sono stati considerati stimatori "robusti" per la presenza di valori anomali (*outliers*) nei dati, che può condurre a stime poco efficienti quando si ricorre al metodo dei minimi quadrati ordinari (OLS). Diversi stimatori "robusti" sono stati proposti nella letteratura (Maronna et al. [2006]) ed utilizzati nell'analisi di dati panel (Bramati e Croux [2007]). Circa il terzo aspetto, sono state utilizzate le segnalazioni statistiche e di vigilanza (Banca d'Italia [2009]), che riportano il valore del *benchmark* indicato nel prospetto e non quello di categoria comunemente utilizzato nelle analisi.

L'articolo si sviluppa come segue. Dopo una breve rassegna della recente letteratura nella Sezione 2, sono descritti il modello sul quale si basa lo studio empirico (Sezione 3) e la base dati utilizzata (Sezione 4). I metodi di stima e i risultati dell'analisi sono contenuti nelle Sezioni 5 e 6. La Sezione 7 conclude.

## 2 Rassegna della letteratura

### 2.1 La performance dei fondi italiani

Per quanto attiene agli approfondimenti sinora condotti sulla performance dei fondi italiani, oltre alle ricerche richiamate in premessa, rileva la pubblicazione dei risultati dell'indagine svolta con cadenza annuale da Mediobanca. La 18<sup>a</sup> edizione (Mediobanca [2009]) fa riferimento alla situazione di 1.079 fondi di diritto italiano a fine 2008 (i fondi analizzati rappresentano oltre il 90 per cento dei fondi appartenenti alle diverse categorie).

Essa – confermando i risultati delle precedenti edizioni – pone in luce la deludente performance ottenuta, evidenziando che, negli ultimi dieci anni, un impiego in BOT avrebbe reso 2,5 punti percentuali annui in più di quello in fondi.

Con riferimento ai fondi azionari, sarebbero stati registrati sugli orizzonti quinquennale e decennale rendimenti negativi rispettivamente di 3,6 e 4,6 punti percentuali annui (contro una perdita di valore nulla dell'insieme delle azioni italiane e di 2,4 punti percentuali di quelle internazionali); il rendimento annuo dei fondi azionari sarebbe, invece, positivo e mediamente pari all'1,7 per cento se riferito ad un arco di tempo ventennale, ma i panieri delle borse italiane e internazionali avrebbero garantito non meno di tre punti percentuali in più.



Per quanto attiene agli approfondimenti svolti dall'associazione di categoria Assogestioni, un'analisi dei rendimenti dei fondi sia italiani che esteri operanti in Italia nel periodo 1997-2006 è offerta da Barucci [2007]. Essa evidenzia che i fondi sono "battuti" dai relativi *benchmark* in quanto ottengono  $\alpha$  negativi; tale performance negativa peggiora al crescere della rischiosità dei portafogli. Leggermente diverse sono le conclusioni raggiunte da questo studio relativamente all'analisi dei rendimenti al lordo dei costi di distribuzione e gestione: i fondi operanti in Italia avrebbero infatti ottenuto performance lorde positive nel triennio 2004-2006 e statisticamente non diverse da zero durante gli altri anni. Va tenuto presente che sia l'analisi di Mediobanca che quella di Barucci non misurano i rendimenti di ogni fondo di investimento rispetto a quelli del suo specifico *benchmark* ma effettuano confronti aggregati fra tipologie di fondi e *benchmark* standard, individuando cioè come portafoglio di riferimento il *benchmark* più utilizzato dai fondi appartenenti alla medesima categoria.

Risultati non dissimili dalle analisi precedenti sono state ottenute da un lavoro meno recente di stima del *capital asset pricing model* (CAPM) su fondi italiani di Cesari e Panetta [2002]; essi riscontrano che la extraperformance degli 82 fondi analizzati nel periodo dal 1985 al 1995 non risulta significativamente diversa da zero se si considerano i rendimenti netti, mentre è positiva se si utilizzano i rendimenti al lordo delle commissioni: i rendimenti dei fondi italiani sarebbero, quindi, appena sufficienti a compensare le commissioni ed il rischio. La deludente performance dei fondi al netto delle commissioni è anche confermata da un'indagine a cura di Pelizzon et al. [2008] che stimano l' $\alpha$  di Jensen (cfr. infra) e calcolano ulteriori indici di performance (*Sharpe*, *Sortino*, *Treynor*) su 57 fondi azionari italiani per il periodo 1988-1999. Pelizzon et al. [2008] riscontrano che i gestori di tali fondi non dimostrano particolari capacità di selezionare i titoli con i maggiori rendimenti e che i fondi analizzati non esibiscono extraperformance positive.

Resti [2009] ha invece analizzato un campione di 55 fondi azionari italiani nel triennio da aprile 2005 ad aprile 2008, calcolando diverse misure di performance, tra cui l' $\alpha$  di Jensen. Anziché utilizzare i *benchmark* di riferimento dei fondi, che non prevedono costi di distribuzione (se mai fosse possibile acquistare degli indici sul mercato), i rendimenti dei fondi sono stati confrontati con quelli dei corrispondenti ETF al netto dei costi di distribuzione (commissioni di negoziazione e spread denaro/lettera). Così facendo è stato possibile ottenere quantità confrontabili poiché entrambe depurate delle commissioni retrocesse. Pur con questa diversa metodologia, l'analisi ha prodotto risultati simili alle precedenti, ponendo in luce che il differenziale di rendimento tra fondi ed ETF risulta negativo per la quasi totalità dei fondi analizzati (50 fondi su 55).

Più in generale, l'industria italiana dei fondi deve fare i conti con un contesto internazionale caratterizzato dalla crescente affermazione di fondi "passivi", quali gli ETF. Essi sono in grado di associare ai vantaggi della diversificazione rendimenti aderenti agli andamenti degli indici con commissioni totali inferiori rispetto ai fondi "attivi" (Bianchi et al. [2011]).

Le motivazioni alla base delle insoddisfacenti performance nette e dei deflussi di risorse sono analizzate da Messori [2008], che le riconduce, senza tuttavia fornire evidenza quantitativa, agli assetti proprietari delle SGR: la scarsa performance dei fondi e la conseguente fuga dei risparmiatori dal risparmio gestito sarebbero la

conseguenza dell'inefficiente rapporto fra le "fabbriche" e i canali distributivi, che si è tradotto in forme distorte di concorrenza e in un'alta incidenza delle retrocessioni, creando vincoli stringenti a quegli investimenti in risorse umane e in tecnologia, che sono condizione necessaria per qualsiasi innovazione di prodotto o di organizzazione capace di incrementare la qualità dei servizi offerti.

Anche Spaventa [2008] ritiene opportuno un ripensamento dei rapporti fra produzione e distribuzione, con una possibile revisione degli assetti proprietari e dell'architettura delle società. Nell'analisi di Spaventa ricorre il tema della significativa differenza in termini di risultati tra rendimenti al netto e al lordo delle commissioni; egli stima, infatti, che se le commissioni si dimezzassero, si annullerebbe la differenza negativa, più volte osservata, di rendimento tra fondi e BOT.

Una rassegna delle motivazioni che hanno portato alla nascita dei fondi comuni italiani, della loro storia e del contributo offerto dall'industria dei fondi allo sviluppo del mercato azionario italiano è contenuta in Coltorti [2010]. Egli riconduce gli scarsi rendimenti dei fondi comuni italiani a tre aspetti della gestione: (1) la quota rilevante di impieghi in titoli di Stato e obbligazioni; (2) le elevate commissioni addebitate dai gestori alla clientela, di cui una parte significativa costituita dalle cosiddette commissioni di performance, contabilizzate quando il rendimento mensile supera il *benchmark*; (3) l'eccessiva movimentazione del portafoglio, che subirebbe un *turnover* completo ogni 5-7 mesi con rilevanti oneri di negoziazione a carico del fondo; inoltre tale tipo di operatività sarebbe in contrasto con l'obiettivo di investimento di lungo periodo dei fondi.

In conclusione, le analisi condotte sembrano concordi nel ritenere che la performance al netto delle commissioni sarebbe esigua o addirittura nulla, in quanto l'extrarendimento generato sarebbe quasi interamente assorbito sotto forma di commissioni retrocesse alla rete di distribuzione e alla struttura proprietaria.

Peraltro, nonostante l'enfasi posta su tale aspetto, a quanto è dato sapere non risulta finora svolta alcuna analisi di natura empirica che provi a porre in relazione la performance dei fondi aperti con le caratteristiche del mercato dei fondi e, in particolare, con la dimensione delle SGR.

## 2.2 I principali contributi internazionali sull'argomento

Molto più ricca di contributi è la letteratura in tema di performance dei fondi all'estero, in particolar modo dei fondi americani. Nel seguito viene proposta una breve rassegna dei lavori più recenti o più significativi.

Carhart [1997] analizza 1.892 fondi azionari americani nel periodo da gennaio 1962 a dicembre 1993 utilizzando il CAPM e il modello da egli stesso proposto in precedenza (Carhart [1995]), che aggiunge un quarto fattore di rischio al modello di Fama e French [1993].<sup>3</sup> Tale fattore è legato alla differenza di rendimento tra

---

<sup>3</sup> Tale modello dimostra che il rendimento atteso, in eccesso rispetto al rendimento dell'attività priva di rischio, di un portafoglio rischioso dipende da tre fattori: dal rendimento atteso del portafoglio di mercato; dalla differenza tra il rendimento atteso di un portafoglio di titoli a bassa capitalizzazione e il rendimento atteso di un portafoglio di titoli ad alta capitalizzazione (SMB, small minus big); dalla differenza tra il rendimento atteso di un portafoglio composto da titoli con alto valore di libro rispetto al valore di mercato e il rendimento atteso di un portafoglio di titoli con basso valore di libro rispetto al valore di mercato.

imprese che hanno avuto elevati rendimenti e imprese che hanno avuto modesti rendimenti in passato (fattore cosiddetto momentum). Carhart [1997] mostra che i fattori comuni nei rendimenti azionari ( $\beta$  alto vs.  $\beta$  basso, valore vs. crescita, larga capitalizzazione vs. bassa capitalizzazione) e le commissioni di gestione spiegano quasi completamente la persistenza nei rendimenti dei fondi azionari. Mostra, inoltre, come la tendenza ad escludere dalle analisi società fallite o comunque non più operative, abbia prodotto stime della performance dei fondi mediamente più elevate dell'1,5 per cento all'anno.

Più recentemente Barras et al. [2010] hanno analizzato 1.472 fondi comuni americani nel periodo 1975-2002 mostrando che molti di essi registrano performance negative; peraltro, circa l'80 per cento dei fondi analizzati produce  $\alpha$  nulli, offrendo un rendimento netto pari a quello del *benchmark*.

Gil-Bazo e Ruiz-Verd [2006] analizzano la relazione tra la performance dei fondi al lordo delle commissioni e le commissioni stesse, individuando una correlazione negativa per i fondi aperti statunitensi nel periodo 1961-2003; un risultato analogo era stato ottenuto in precedenza da Carhart [1997]. Essi ritengono al riguardo che i fondi con basse performance attese mirerebbero ad un target di clientela poco sensibile alle performance poichè meno sofisticata, mentre i fondi con le migliori performance manterrebbero basse le commissioni per la presenza nella loro clientela di investitori attenti.

Cuthbertson et al. [2008] studiano la performance di oltre 1.500 fondi azionari che investono nel mercato britannico nel periodo 1975-2002. Utilizzando una metodologia che consente di tener conto della distribuzione effettiva dei rendimenti (metodo *bootstrap*) e che pertanto consente di ottenere stime maggiormente robuste del coefficiente  $\alpha$  di Jensen, essi riscontrano che solo una piccola percentuale di fondi mostra capacità di generare valore; in particolare, i fondi di dimensioni maggiori dimostrano maggiori abilità nella selezione dei titoli a maggior rendimento, mentre la stessa capacità non sarebbe riscontrata nei fondi con patrimonio inferiore. I risultati ottenuti concordano con quelli precedentemente riscontrati da altri autori (Kosowski et al. [2006]).

Otamendi et al. [2008] studiano la performance di 134 fondi comuni aperti registrati in Germania nel periodo 1995-2005 riscontrando, contrariamente a studi precedenti, che solo il 7,5 per cento dei gestori è in grado di generare valore, mentre oltre il 90 per cento non produce benefici significativi se non per pura fortuna.

Karoui e Meier [2009] si concentrano invece sui rendimenti e il portafoglio dei fondi comuni aperti americani neo costituiti, che hanno iniziato ad operare nel periodo 1991-2005, mostrando che in media essi registrano performance migliori nei primi tre anni di vita. In seguito si osserva un declino dei rendimenti che non può essere spiegato in termini di diseconomie di scala poichè il patrimonio di questi fondi continua a crescere. Essi spiegano questo risultato con la maggiore propensione al rischio dei fondi neo costituiti e i maggiori investimenti in titoli a bassa capitalizzazione e in portafogli meno diversificati e meno liquidi.

### 3 Il modello proposto

La maggior parte degli approfondimenti sull'argomento, anche a livello internazionale, ha studiato il tema della performance dei singoli fondi corretta per il rischio. Nel presente lavoro si segue invece un approccio innovativo che tenta di valutare, attraverso la stima di un modello econometrico, la performance ottenuta da ciascuna SGR con riferimento all'insieme dei fondi da essa gestiti. Al fine di misurare tale performance, è stato preso in considerazione il seguente modello che rappresenta un'estensione del *capital asset pricing model* (CAPM):

$$r_{ijt} - r_t^f = \alpha_{ij} + \gamma_j + \beta(r_{ijt}^b - r_t^f) + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

con  $i = 1, \dots, F_j$ ,  $t = 1, \dots, T$  e  $j = 1, \dots, S$  e dove

- $r_{ijt}$  è il rendimento al tempo  $t$  del fondo  $i$ -esimo della  $j$ -esima SGR;<sup>4</sup>
- $r_t^f$  è il rendimento dell'attività *risk-free* al tempo  $t$ ;
- $\gamma_j$  individua la quota di extrarendimento dei fondi rispetto ai *benchmark* imputabile alla capacità gestionali specifiche della  $j$ -esima SGR;
- $\alpha_{ij}$  è l' $\alpha$  di Jensen del fondo  $i$ -esimo della  $j$ -esima SGR;
- $\beta$  individua la sensibilità dei fondi aperti del mercato italiano rispetto ai *benchmark*;
- $r_{ijt}^b$  è il rendimento del *benchmark* di riferimento per il fondo  $i$ -esimo della  $j$ -esima SGR al tempo  $t$ ;<sup>5</sup>
- $\varepsilon_{ijt}$  è il termine di errore riferito al fondo  $i$ -esimo della  $j$ -esima SGR e al tempo  $t$ ;
- $F_j$  è il numero di fondi della  $j$ -esima SGR,  $T$  è il numero di osservazioni e  $S$  è il numero di SGR.

Come accennato, gli studi condotti sia con riferimento al mercato italiano che ai mercati internazionali si concentrano sulla valutazione della performance dei singoli fondi, stimando i valori dell' $\alpha$  e del  $\beta$  del CAPM (o calcolando altri indicatori di performance) per ciascun fondo.<sup>6</sup> Un valore di  $\alpha$  positivo e statisticamente significativo è indicativo della capacità del gestore del fondo di posizionarsi con maggior peso sui titoli sottovalutati che compongono il *benchmark*, riducendo le esposizioni verso le attività sopravvalutate. Un  $\alpha$  pari a zero caratterizza, invece, quei fondi che offrono lo stesso rendimento del *benchmark*. Esso rappresenta un indicatore di performance corretto per il rischio ed espresso in termini percentuali; ha perciò il vantaggio di risultare di facile comprensione.

---

<sup>4</sup> Calcolato come rapporto tra il valore della quota - al netto delle commissioni e della fiscalità e al lordo dei dividendi eventualmente distribuiti - a fine e a inizio periodo meno uno.

<sup>5</sup> Per renderli confrontabili con i rendimenti dei fondi, anche i rendimenti dei *benchmark* sono stati considerati al netto della fiscalità.

<sup>6</sup> Una rassegna degli indicatori utilizzati per il calcolo dei rendimenti dei fondi è contenuta in AA.VV. [2006].

Il coefficiente  $\beta$  individua, invece, la sensibilità del fondo rispetto al *benchmark* e rappresenta un indicatore del rischio medio al netto del rendimento dell'attività *risk-free*. Un  $\beta$  maggiore di 1 indica una volatilità maggiore rispetto all'indice di riferimento ed è pertanto un indicatore di maggiore "aggressività" rispetto al *benchmark* e, quindi, di maggiore rischiosità; un  $\beta$  minore di uno, al contrario, caratterizza i fondi che hanno "smorzato" i movimenti degli indici e quindi viene associato a fondi "difensivi" e meno rischiosi.<sup>7</sup> Infine, va tenuto presente che i valori di  $\alpha$  e  $\beta$  devono essere stimati su un orizzonte temporale medio-lungo; stime di breve periodo possono, infatti, risentire della particolare situazione congiunturale dei mercati finanziari.

Con il modello proposto si intende calcolare un valore di sintesi della performance generata da ciascuna SGR (oltre che da ciascun fondo): il parametro  $\gamma$  rappresenta una misura sintetica della extraperformance rispetto ai *benchmark* dei fondi gestiti da ognuna di esse nel periodo in esame e fornisce un indicatore della capacità della società di generare valore sull'insieme dei fondi gestiti.

I coefficienti  $\alpha_{ij}$  e  $\gamma_j$  rappresentano l'"eterogeneità individuale" o "non osservata" dei dati longitudinali o panel e individuano un insieme di caratteristiche qualitative, non osservabili e che permangono nel tempo, peculiari di ciascun individuo nel panel; nel caso in esame si ipotizza una struttura "nidificata" o "gerarchica" del panel di dati (Baltagi [2008]): si assume cioè che l'extrarendimento rispetto al *benchmark* possa essere scomposto in un "effetto individuale"  $\alpha_{ij}$ , rappresentato dall' $\alpha$  di Jensen di ciascun fondo comune, che spiegherebbe solo in parte tale extrarendimento, e un ulteriore "effetto" misurato attraverso il parametro  $\gamma_j$ , che identifica l'abilità di ciascuna SGR di prevedere i prezzi delle attività finanziarie e quindi selezionare i titoli sottovalutati; di tale capacità beneficerebbero tutti i fondi gestiti dalla società.

## 4 I dati utilizzati nell'analisi

Nell'analisi empirica sono stati considerati i fondi negoziati in Italia, sia di diritto italiano che "esterovestiti". L'analisi è stata condotta utilizzando un panel non bilanciato composto da 2.288 tra fondi e Sicav italiani ed "esterovestiti" per un totale di 89.563 osservazioni. I fondi analizzati corrispondono all'universo degli OICR aperti di diritto italiani (inclusi i fondi monetari ed esclusi i fondi speculativi) operativi nel periodo di riferimento e ad un ampio campione dei fondi di diritto estero gestiti da SGR di diritto italiano e commercializzati in Italia.

I fondi sono stati raggruppati per SGR di appartenenza; le 65 SGR analizzate, a loro volta, sono state ricondotte a 47 gruppi (bancari, finanziari o assicurativi) di appartenenza al termine del periodo oggetto dell'indagine. Circa la struttura del mercato, è interessante osservare che, nel periodo considerato, 5 SGR sono divenute operative mentre 16 sono uscite dal mercato, pari rispettivamente a circa il 7 e al 25 per cento delle SGR considerate ai fini dell'analisi. Si è quindi osservato

---

<sup>7</sup> Il  $\beta$  è infatti dato dal rapporto tra la covarianza tra i rendimenti del fondo e del *benchmark* e la varianza dei rendimenti del *benchmark*; un  $\beta$  maggiore di 1 indica, quindi, che la covarianza tra fondo e *benchmark* è maggiore rispetto alla variabilità dei rendimenti dell'indice di riferimento.

un rilevante processo di consolidamento affiancato tuttavia anche dall'entrata di pochi nuovi concorrenti.

Il periodo di osservazione va dal 31 luglio 2003 al 31 dicembre 2008 e la frequenza dei dati utilizzati è mensile. La base dati comprende anche fondi ed SGR non più operativi: ciò ha permesso di ottenere stime esenti dal problema del c.d. *survivor bias*.<sup>8</sup>

Un aspetto cruciale nella costruzione delle variabili necessarie per la stima è rappresentato dalla definizione dei *benchmark*. Nell'ambito della letteratura sui fondi comuni viene infatti spesso evidenziato come una corretta valutazione della performance dei fondi richieda il confronto dei rendimenti ottenuti con lo specifico indice prescelto dal gestore; in caso contrario i risultati ottenuti diventano discutibili.

Come descritto, la quasi totalità degli approfondimenti condotti sui fondi italiani ha utilizzato per il calcolo degli indicatori di performance i *benchmark* "di categoria" anziché quelli dichiarati nel regolamento di ciascun fondo. Per quanto attiene al presente lavoro, il ricorso alle segnalazioni statistiche e di vigilanza (Banca d'Italia [2009]) ha permesso di costruire una base dati che contiene i rendimenti dei *benchmark* effettivi dichiarati nel regolamento di ciascun fondo e quindi di confrontare i rendimenti dei fondi con i rispettivi *benchmark*.

Di contro, va fatto presente che la base dati costruita presenta diversi *outliers* ed è stato pertanto necessario ricorrere a tecniche di stima "robuste" (Rachev et al. [2007]).

Non è stato inoltre possibile estendere l'analisi al periodo precedente il 2003, poiché solo a partire dalla segnalazione del mese di giugno di tale anno i fondi di diritto italiano sono tenuti a segnalare, con la stessa periodicità del valore della quota dei fondi, il valore del *benchmark* di riferimento.

Il ricorso a "*benchmark standard*" o di mercato si è reso peraltro parzialmente necessario per i fondi di diritto estero (i cui dati sono stati ottenuti dalla base informativa Bloomberg) che non sono tenuti ad obblighi segnaletici a fini di vigilanza. Per i fondi di diritto estero è stato utilizzato, quando disponibile in Bloomberg, il *benchmark* effettivo dichiarato nel regolamento di ciascun fondo ovvero il *benchmark* calcolato da Bloomberg stesso. I dati estratti da Bloomberg sono tutti quelli disponibili in questa base dati; peraltro è presumibile che non esauriscano l'universo dei fondi esteroinvestiti commercializzati in Italia tenuto conto che non c'è nessun obbligo da parte delle società di gestione di fornire i dati al *provider*. Per il calcolo del rendimento dell'attività *risk-free* è stato utilizzato il rendimento netto mensile del BOT con scadenza a 3 mesi.

Per quanto attiene alla fiscalità dei fondi, quelli di diritto italiano segnalano valori delle quote già al netto della fiscalità del 12,5 per cento,<sup>9</sup> mentre i rendimenti

---

<sup>8</sup> Il c.d. *survivor bias* rappresenta la tendenza ad escludere dalle analisi società fallite o comunque non più operative; ciò comporta generalmente una sovrastima della performance perché solo le società di successo sopravvivono fino alla fine del periodo considerato.

<sup>9</sup> Infatti per i fondi di diritto italiano la normativa prevede un'imposta sostitutiva del 12,5 per cento versata dalla società di gestione entro il 28 gennaio di ogni anno, sul risultato di gestione del fondo maturato nell'anno precedente, ovvero sulla differenza tra il valore del patrimonio netto del fondo alla fine dell'anno aumentato dei rimborsi e dei proventi eventualmente distribuiti durante l'anno e il valore del patrimonio netto all'inizio dell'anno. Se il risultato di gestione è negativo la

dei fondi esteroinvestiti sono stati ridotti del 12,5 per cento nel caso di rendimenti positivi ed aumentati nel caso di rendimenti negativi. I rendimenti dei *benchmark* sono stati ridotti del 12,5 per cento nel caso di rendimenti positivi ed aumentati nel caso di rendimenti negativi per renderli confrontabili con quelli dei fondi.

## 5 Scelta del modello e dello stimatore

### 5.1 La presenza degli *outliers*

Come descritto in precedenza, rispetto alle precedenti analisi sui fondi comuni italiani, che utilizzano nella quasi totalità dei casi *benchmark* standard (cfr. Sezione 2.1), la base dati costruita ricorrendo alle segnalazioni statistiche e di vigilanza censisce i rendimenti dei “veri” *benchmark* di riferimento per ciascun fondo di diritto italiano (per alcuni dei fondi esteroinvestiti si è necessariamente fatto ricorso a *benchmark* di mercato).<sup>10</sup>

Di contro, un primo esame dei dati disponibili ha messo in luce la presenza di circa 6.000 valori anomali (*outliers*) su un totale di quasi 90.000 osservazioni, imputabile a possibili errori segnaletici, alla volatilità dei mercati finanziari, ovvero alla circostanza che il dato relativo al rapporto di conversione del *benchmark*,<sup>11</sup> che consente di calcolare correttamente i rendimenti, risulta oggetto di segnalazione solo a partire dal luglio 2007 (peraltro osservazioni anomale sono presenti anche dopo tale data).

Per la diagnostica dei valori anomali si è utilizzato il grafico proposto da Rousseeuw e van Zomeren [1990] e Rousseeuw [1991], che si ottiene rappresentando sull’asse verticale i residui della regressione dei rendimenti dei fondi rispetto ai rendimenti dei *benchmark*<sup>12</sup> e su quello orizzontale il cosiddetto *leverage* (metrica che misura la distanza della/e variabile/i esplicative/e dalla media).<sup>13</sup>

---

società di gestione del fondo può portarlo in diminuzione dei risultati di gestione dei periodi di imposta successivi.

<sup>10</sup> L’analisi è stata anche svolta utilizzando *benchmark* standard (quello maggiormente utilizzato dalla categoria) in luogo di quelli effettivi e per un arco temporale più lungo e pari ad un decennio, ma l’analisi dei residui delle stime condotte - che non vengono riportate - ha rivelato l’inattendibilità del metodo utilizzato. In particolare, i rendimenti di alcuni fondi si discostavano sistematicamente dai rendimenti del rispettivo *benchmark* settoriale. Tali differenze si attenuano notevolmente se si considerano i *benchmark* effettivi.

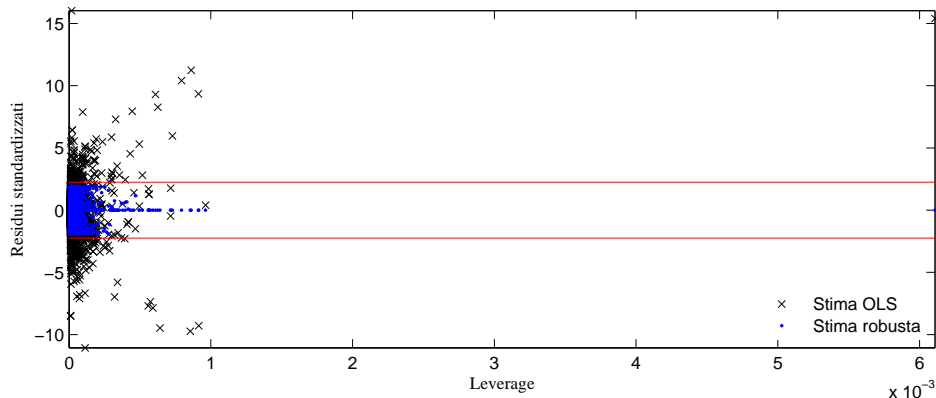
<sup>11</sup> Il rapporto di conversione del *benchmark* viene segnalato in occasione di modifiche o ribasamenti del *benchmark* del fondo e rappresenta il rapporto fra i valori del nuovo e del vecchio *benchmark*.

<sup>12</sup> Entrambi al netto del rendimento *risk-free*.

<sup>13</sup> La letteratura distingue tre diversi tipi di osservazioni anomale (Verardi e Croux [2009])

- *good leverage points*: osservazioni che giacciono lontano dai valori medi delle variabili esplicative ma sono comunque molto vicine alla retta di regressione; presentano *leverage* elevati ma residui contenuti;
- *vertical outliers*: sono valori della variabile dipendente distanti dalla media e influenzano soprattutto la stima dell’intercetta della retta di regressione; presentano *leverage* contenuti ma residui elevati e pertanto influenzano anche le stime degli standard errors della regressione;
- *bad leverage points*: ossia valori delle esplicative che si trovano al di fuori del relativo spazio

Figura 1: *Outliers*. Il grafico rileva la presenza di dati anomali (*outliers*) della stima OLS al di fuori della regione delimitata dall'intervallo di confidenza tra le linee in rosso.



La Figura 1 mostra la presenza di *vertical outliers* e *bad leverage points* al di fuori della zona delimitata dalle due rette (che identificano un intervallo di confidenza al livello di significatività del 95 per cento). Inoltre, il grafico evidenzia la presenza di diversi *good leverage points* all'interno della zona delimitata dalle due rette, disposti lungo una retta ma distanti dall'origine degli assi (che per effetto della standardizzazione operata rappresenta la media delle esogene oltre che dei residui).

Occorreva pertanto individuare una metodologia che consentisse di limitare l'impatto degli *outliers* sulle stime. Le tre possibili alternative al riguardo sono costituite da:

- una preliminare selezione dei dati da utilizzare per la stima sulla base di un criterio di massima (ad esempio eliminazione dei dati che cadono al di fuori dell'intervallo di confidenza rappresentato dalla media più o meno due volte lo *standard error*);
- l'utilizzo di una tecnica di stima robusta, cioè il ricorso ad uno stimatore che produce stime resistenti alla rimozione e alla modifica di una certa percentuale di dati;<sup>14</sup>
- una stima che tenesse in considerazione la non-normalità dei rendimenti sia del fondo che del *benchmark* e quindi anche dei relativi residui.

La prima delle due alternative richiede che venga arbitrariamente effettuata una scelta circa il criterio di selezione dei dati; si è pertanto preferito un approccio di maggior rigore scientifico, utilizzando metodologie di stima adeguate, altamente efficienti, che resistono alla presenza (almeno di alcune tipologie) di *outliers*.

---

ed anche lontani dalla retta di regressione; essi influenzano significativamente le stime sia dell'intercetta che della pendenza della retta; presentano sia *leverage* che residui elevati.

<sup>14</sup> In econometria si definisce *breakdown point* la più piccola frazione di dati anomali che possono produrre variazioni dei valori stimati (il *breakdown* dello stimatore); esso è una misura della robustezza delle stime.



La seconda e la terza alternativa utilizzano approcci diversi, in quanto la prima dà minor peso ai dati anomali rispetto a quelli non considerati tali mentre la seconda spiega i dati anomali dando maggiore flessibilità alla distribuzione dei residui. Come vedremo nel seguito, tali stimatori, sebbene diversi, offrono risultati molto simili.

Le tecniche di stima ‘robuste’, cioè che tengono conto della presenza di *outliers*, separano il contributo della parte principale dei dati, dal contributo della parte estrema (“code”). A tal fine è stato utilizzato lo stimatore M (Street et al. [1988] e O’Leary [1990]), che si ottiene risolvendo il seguente problema di ottimizzazione:

$$\beta^M = \min_{\beta} \sum_{i=1}^n \rho(r_i(\beta))$$

$$\text{con } r_i(\beta) = y_i - \beta x_i$$

dove  $r_i$  è l’ $i$ -esimo residuo della regressione e  $\rho$  un’idonea funzione di perdita che utilizza come argomento i residui (in sostanza attribuisce un peso ai residui stessi). In pratica la stima del parametro  $\beta$  si ottiene attraverso un algoritmo ricorsivo che utilizza i minimi quadrati ponderati (*weighted least squares*). Lo stimatore M è robusto rispetto ai *bad leverage points*.

Nel caso in cui come funzione  $\rho$  si sceglie  $\rho(r) = r^2$  si ottiene la stima OLS. Poiché la stima OLS considera i quadrati dei residui, essa tende a dare una eccessiva importanza alle osservazioni cui corrispondono residui più grandi e si ottengono stime distorte nel caso di presenza di valori anomali. La funzione di perdita  $\rho$ , non decrescente per valori positivi e al più crescente come la funzione quadratica, ha come effetto quello di associare un peso minore ai residui in valore assoluto più elevati, smorzando così l’effetto dei valori anomali sulla stima. Nel nostro caso è stata utilizzata la seguente funzione (*Tukey biweight*):

$$\rho(r) = \begin{cases} 1 - \left(1 - \left(\frac{r}{k}\right)^2\right)^3 & \text{se } |r| \leq k \\ 1 & \text{altrimenti} \end{cases}$$

con  $k = 4.685$ . Utilizzando un approccio simile viene definito lo stimatore S, soluzione del problema di ottimizzazione:

$$\beta^S = \min_{\beta} \sigma^2(r_1(\beta), \dots, r_n(\beta))$$

$$\text{con } \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \rho\left(\frac{r_i(\beta)}{\sigma^2}\right) = E[\rho(Z)]$$

dove  $Z$  è la variabile aleatoria normale standardizzata.

Inoltre, sono stati considerati anche gli stimatori MM e MS che rappresentano delle generalizzazioni degli stimatori M ed S e, poiché non si conosce la soluzione del problema di ottimizzazione in formula chiusa, devono essere calcolati attraverso procedure di ottimizzazione numerica. La stima realizzata con lo stimatore MM unisce le caratteristiche di robustezza dello stimatore S con quelle di efficienza dello stimatore M, applicando alla stima preliminare dello stimatore S un algoritmo

$\alpha$ e $\beta$ dei fondi comuni aperti			
	stima del $\beta$		
	media	mediana	dev.st.
stima per fondo	0.63	0.82	0.94
stima per SGR	0.93	0.95	0.17
stima panel	0.99	–	–
	stima degli $\alpha$ per fondo		
	media	mediana	dev.st.
stima per fondo	-0.131	-0.088	0.623
stima per SGR	-0.124	-0.088	0.667
stima panel	-0.127	-0.093	0.701

Tabella 1: Risultati delle stime dei  $\beta$  e degli  $\alpha$  individuali (valori percentuali) nel modello in deviazione dalla mediana. Nell’analisi sono stati considerati tre modelli: (1) stima del  $\beta$  per singolo fondo; (2) stima del  $\beta$  per SGR; (3) stima di un unico  $\beta$  di mercato (pari a 0.99).

iterativo dei minimi quadrati ponderati (Verardi e Croux [2009]). Data la funzione di perdita  $\rho$  lo stimatore MM è la soluzione del seguente problema di ottimizzazione:

$$\beta^{MM} = \min_{\beta} \sum_{i=1}^n \rho \left( \frac{r_i(\beta)}{\sigma^2} \right)$$

dove  $\sigma^2$  è un stima robusta del parametro di scala, ottenuta attraverso una stima preliminare dello stimatore S (Salibian-Barrera e Yohai [2006]).

Lo stimatore MS (Maronna e Yohai [2000] e Bramati e Croux [2007]) alterna stime condotte utilizzando lo stimatore S (per le variabili continue) con stime M (per le variabili dummy), finché l’algoritmo non converge. Tale stimatore è particolarmente utile nel caso di stime del modello effetti fissi con variabili *dummies* (e quindi anche del modello definito dall’equazione (4)), che presenta un elevato numero di variabili dicotomiche tra i regressori.

## 5.2 La performance dei fondi: gli $\alpha$ individuali

Prima di procedere alla stima dell’indicatore sintetico della performance ottenuta da ciascuna SGR per l’insieme dei fondi gestiti, è stata svolta un’analisi tradizionale della performance dei singoli fondi stimando il CAPM per ciascun fondo ed ottenendo un valore di  $\alpha$  per ciascuno di essi:

$$r_{ijt} - r_t^f = \alpha_{ij} + \beta(r_{ijt}^b - r_t^f) + \varepsilon_{ijt}$$

Per tener conto della presenza di diversi valori anomali i rendimenti dei fondi e dei *benchmark* sono stati preliminarmente espressi in deviazione dalle relative mediane e in seguito è stato ricostruito l’ $\alpha$  di ciascun fondo con la seguente formula:

$$\alpha_{ij} = \text{mediana}((r_{ijt} - r_t^f) - \beta(r_{ijt}^b - r_t^f)). \quad (2)$$

Il modello è stato stimato ricorrendo a stime robuste per fondo, per SGR e ad una stima panel robusta (in tutti i casi si è fatto ricorso, oltre che alla trasformazione descritta, allo stimatore M). Nel primo caso, la stima produce un  $\alpha$  e un  $\beta$

per fondo, nel secondo un  $\alpha$  per fondo e un  $\beta$  per ciascuna SGR, nel terzo si assume l'ipotesi semplificatrice di un unico  $\beta$  per tutti i fondi, ma si ottiene comunque un  $\alpha$  per ciascun fondo. Il valore mediano dei  $\beta$  per SGR è pari a 0,95 (quello medio è pari a 0,93), con la stima panel si ottiene un  $\beta$  generale di mercato, leggermente superiore e pari a 0,99 (Tabella 1).

Indipendentemente dal metodo di stima adottato, le stime risultano simili e mostrano risultati di performance nel complesso modesti: i risultati negativi controbilanciano quelli di segno positivo. Tutte le stime confermano per oltre due terzi delle SGR analizzate valori mediani negativi dell' $\alpha$  dei fondi gestiti.

Pur con gli accorgimenti descritti, le stime dei parametri  $\alpha$  e  $\beta$  sono comunque fortemente influenzate dalla presenza dei dati anomali (*outliers*) di cui risentono maggiormente le stime relative ai fondi per i quali si dispone di un minor numero di osservazioni (al riguardo si fa presente che il numero delle osservazioni per ciascun fondo è al più pari a 66). Inoltre la scarsa numerosità di fondi per alcune SGR di minori dimensioni influenza la distribuzione e il valore mediano degli  $\alpha$  e dei  $\beta$  (nella colonna SGR nella Tabella 2 è riportato il numero di fondi per ciascuna SGR, nonché il numero di osservazioni considerate nell'analisi).

Pur con i *caveat* evidenziati, gli  $\alpha$  dei fondi consentono di cogliere alcune caratteristiche dell'industria in esame. In particolare per ogni SGR il 95% degli  $\alpha$  dei fondi è compreso tra -1 e 1 per cento; per 44 SGR su 47 il valore mediano dell' $\alpha$  risulta negativo. Per quanto attiene al valore mediano dei  $\beta$  dei fondi di ciascuna SGR, esso risulta inferiore all'unità per la maggior parte delle SGR analizzate (38 casi su 47), evidenziando risultati anomali per alcune di esse.

In sostanza, dall'esame della performance dei singoli fondi, emergerebbe il quadro di un'industria che non è sempre in grado di restituire il rendimento netto del *benchmark* ( $\beta$  inferiore all'unità) nè, nella maggior parte dei casi, di generare valore. Peraltro le SGR di dimensioni maggiori sembrano offrire una maggiore diversificazione delle performance conseguite: la deviazione standard calcolata sugli  $\alpha$  mensili delle 5 SGR più grandi (1.004 fondi) è maggiore di quella delle altre SGR (1.284 fondi).

I risultati ottenuti evidenziano, peraltro, la necessità di utilizzare tecniche robuste rispetto ai dati anomali e che, inoltre, permettano di tener conto delle correlazioni tra l'eterogeneità individuale di ogni SGR che, come detto, identifica la relativa capacità di gestione, ed i *benchmark*. Come sarà illustrato nel paragrafo seguente, l'utilizzo di stime panel robuste permette di far fronte ad entrambe le esigenze offrendo risultati soddisfacenti; consente inoltre di ottenere stime robuste del parametro relativo alle capacità gestionali delle SGR.

### 5.3 La scelta del modello

Come detto, il modello (1) si caratterizza per la presenza di un doppio "effetto individuale": per fondo e per SGR di appartenenza.

Al fine di stimare tale modello e quindi di calcolare un parametro  $\gamma$  di sintesi per ciascuna SGR, si è fatto ricorso a diversi stimatori in grado di fornire stime efficienti nonostante la presenza dei diversi *outliers* (Sezione 5.1). In particolare, il modello è stato stimato con sei differenti tecniche per dati panel (una stima OLS e

una *generalized least squares* (GLS), 3 stimatori robusti ed una stima di massima verosimiglianza) ed è anche stata effettuata una stima robusta per ciascuna SGR.

Di rado si ricorre a stime panel per la valutazione dei risultati dell'industria dei fondi; peraltro, come accennato in precedenza, un approccio simile a quello proposto nel presente lavoro è stato seguito in una recente analisi sulla performance dei fondi *hedge* (Racicot e Théoret [2007]), nel quale viene stimato il modello con tre fattori di rischio sviluppato da Fama e French [1993], che rappresenta un'estensione del CAPM ad ulteriori fattori di rischio oltre il rendimento del *benchmark* o del mercato.

Le motivazioni alla base della scelta di effettuare una stima panel sono del tutto simili a quelle argomentate da Racicot e Théoret [2007]: tener conto della diversa performance offerta da ciascuna strategia di investimento (nel nostro caso della diversa "abilità" di ciascuna SGR) e delle correlazioni tra gruppi di fondi, raggruppando in base a tali strategie i rendimenti dei fondi *hedge* analizzati. Gli autori del paper mostrano che i risultati ottenuti migliorano significativamente rispetto alle stime del modello calcolate per singolo fondo, in termini di adeguatezza e significatività dei parametri della regressione.

I due principali approcci utilizzati in econometria per trattare dati longitudinali sono rappresentati dal modello ad effetti fissi e da quello ad effetti casuali o *random* (Wooldridge [2002]). La denominazione dei due approcci è però poco appropriata: gli effetti non sono in realtà fissi o casuali, ma rappresentano in entrambi i casi variabili casuali non osservate. La distinzione fra i due approcci si basa invece sul fatto che venga ammessa o meno correlazione fra gli effetti individuali e le variabili esplicative.

Lo stimatore *random effects* (che utilizza i *generalized least squares*) ipotizza, infatti, che gli effetti individuali non siano correlati con le esplicative e quindi, nel caso in esame, che l'eterogeneità non osservabile per fondo e per SGR non sia correlata con il rendimento del *benchmark*. Se tale ipotesi risulta falsa, il metodo GLS produce stime inconsistenti.

Lo stimatore ad effetti fissi, che generalmente utilizza il metodo dei minimi quadrati, consente invece di ottenere stime più robuste, in quanto ammette la correlazione tra l'eterogeneità individuale e la variabile esplicativa; esso richiede la preliminare trasformazione delle variabili in deviazione dalle medie temporali. In alternativa è possibile stimare con i minimi quadrati un modello ad effetti fissi con variabili *dummies* (FEDVM - fixed effect dummy variable model), che identificano ciascun individuo del panel.

Il modello proposto si configura come un FEDVM sotto l'ipotesi che il termine d'errore e le variabili esplicative siano ortogonali (esogeneità in senso stretto) e che, invece, il  $\gamma$  per SGR e l' $\alpha$  per fondo siano correlati ai rendimenti dei *benchmark*. Come già descritto nell'equazione (1), il modello oggetto di stima è il seguente:

$$r_{ijt} - r_t^f = \alpha_{ij} + \gamma_j + \beta(r_{ijt}^b - r_t^f) + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

con  $i = 1, \dots, F_j$ ,  $t = 1, \dots, T$  e  $j = 1, \dots, S$ .

Il test di Hausman condotto confrontando le stime ottenute dalle variabili in deviazione dalle medie (effetti fissi) con quelle ottenute con un modello ad effetti random (senza le *dummies*) non consente di accettare l'ipotesi che le due stime

siano equivalenti e induce a preferire la stima ad effetti fissi. Tuttavia, l'elevato numero di variabili *dummies* in relazione alle capacità di calcolo disponibili non permette di stimare i singoli parametri  $\alpha_{ij}$  con il metodo OLS.<sup>15</sup>

Modelli simili a quello proposto nel presente articolo, caratterizzati da una struttura gerarchica del panel, vengono utilizzati per analizzare il mercato del lavoro (al posto dei fondi si considerano lavoratori e al posto delle SGR si considerano le imprese). In questi modelli è possibile ottenere stime corrette e consistenti dell'effetto impresa e dell'effetto lavoratore senza dover allocare grosse quantità di memoria poichè i lavoratori si spostano da un'impresa all'altra (vedi Wooldridge [2002] e Andrews et al. [2006]). Sfortunatamente ciò non accade nel caso dei fondi, che nascono e muoiono all'interno di una stessa SGR e si spostano da una società all'altra solo in caso di fusioni o acquisizioni; pertanto nel caso in esame non è possibile distinguere i due effetti  $\gamma_j$  e  $\alpha_{ij}$ .

L'obiettivo delle stime andrà quindi mitigato riformulando il modello come segue:

$$r_{ijt} - r_t^f = \gamma_j^\alpha + \beta(r_{ijt}^b - r_t^f) + \varepsilon_{ijt}^\alpha, \quad (4)$$

eliminando l'eterogeneità dovuta alla componente fondo, che confluirà nel termine d'errore, e definendo quindi un indicatore sintetico  $\gamma_j^\alpha$  per SGR.<sup>16</sup> In sostanza, poiché non è possibile stimare l'effetto fisso relativo al fondo (parametro  $\alpha_{ij}$ ) separatamente dall'effetto SGR, si cercherà di ottenere stime corrette e consistenti solo di quest'ultimo mediante un modello FEDVM, mentre l' $\alpha$ , nel modello riformulato come sopra, confluirà parzialmente nel termine di errore  $\varepsilon^\alpha$ . Di conseguenza, assumendo che la  $j$ -esima SGR consegua un rendimento medio dei fondi gestiti nel periodo in esame pari ad  $\bar{\alpha}_{.j}$ , il parametro  $\gamma_j^\alpha$  stimato sarà costituito dalla somma di  $\gamma_j$  e di  $\bar{\alpha}_{.j}$ , mentre le deviazioni dalla media degli  $\alpha_{ij}$  per fondo confluiranno nel termine d'errore  $\varepsilon^\alpha$ .

Affinchè le stime dei  $\gamma^\alpha$  siano corrette e consistenti è però necessario anche imporre che il termine d'errore  $\varepsilon^\alpha$  (che come detto comprende le deviazioni dalle medie degli  $\alpha_{ij}$ ) sia incorrelato con il coefficiente  $\gamma^\alpha$ . L'analisi svolta in precedenza sui singoli fondi ha evidenziato che presso la generalità delle SGR si registrano valori sia positivi che negativi degli  $\alpha$  per fondo. Si osserva inoltre una maggiore variabilità di  $\alpha$  al crescere del numero di fondi gestiti da ciascuna SGR. Ciò induce a ritenere plausibile assumere che gli  $\alpha_{ij}$  non siano direttamente correlati alle capacità gestionali tipiche della SGR. In altri termini, non si osserva una "sistematicità" nel segno degli  $\alpha$  che possa indurre ad ipotizzare una relazione lineare tra capacità gestionali della SGR nel suo complesso e relative al singolo fondo. Vista la struttura dei dati e del modello, tale soluzione sembra essere un buon compromesso per calcolare un indicatore sintetico per SGR: in quest'ottica, il parametro  $\gamma_j^\alpha$  può essere interpretato come l'extraperformance dell'intero portafoglio di fondi gestito dalla SGR  $j$ -esima.

Come analisi preliminare è stato inizialmente stimato il modello (4) con gli OLS (primo metodo di stima della Tabella 2). Si tratta del classico modello ad

<sup>15</sup> Il numero di regressori considerati nella stima è pari a 2.336. La matrice delle variabili indipendenti ha quindi 89.563 righe per 2.336 colonne; le risorse elaborative disponibili non hanno permesso di allocare uno spazio di memoria sufficiente per la stima.

<sup>16</sup> Così definito il modello presenta le sole *dummies* per SGR tra i regressori: l'effetto del singolo fondo è, in media, catturato dall'effetto della SGR da cui il fondo è gestito.

effetti fissi (FEDVM) descritto in precedenza; esso permette di tener conto delle correlazioni esistenti tra eterogeneità individuale e rendimenti ma non corregge per la presenza di *outliers*. Sotto l'ipotesi di distribuzione normale dei residui coincide con una stima di massima verosimiglianza (MLE). Le stime dei  $\gamma^\alpha$  per SGR sono quindi poi state condotte ricorrendo alle tecniche di stima corrette anche per la presenza degli *outliers* descritte nella Sezione 5.1.

Si è, quindi, fatto ricorso al metodo della massima verosimiglianza (Zeckhauser e Thompson [1970]), ipotizzando che i residui si distribuiscano secondo una distribuzione *normal inverse Gaussian* (NIG),<sup>17</sup> che sembra approssimare meglio di altre la distribuzione dei residui (Sezione A.2). È stato pertanto stimato il modello

$$r_{ijt} - r_t^f = \gamma_j^\alpha + \beta(r_{ijt}^b - r_t^f) + \delta_{ijt} \quad (5)$$

dove  $\delta_{it}$  è una variabile aleatoria che ha come legge la distribuzione *normal inverse gaussian* con media pari a zero, come descritto in Appendice (Sezione A.1).

Infine, il modello è stato stimato calcolando stime robuste distinte (stimatore M) per SGR, senza ricorrere a tecniche panel. In questo caso, oltre ad un  $\gamma^\alpha$  per ogni SGR, si dispone anche della stima di un  $\beta$  per ogni società, che rappresenta una media dei  $\beta$  dei fondi gestiti dalla relativa SGR. Tuttavia, per alcune SGR tale stima potrebbe essere influenzata sia dall'esiguo numero di osservazioni che dalla presenza di *outliers*.

## 6 I risultati delle stime

### 6.1 Stime dei parametri specifici relativi a ciascuna SGR

Riepilogando, il modello panel definito dall'equazione (4) con le *dummies* è stato stimato ricorrendo agli OLS, agli stimatori M, MM ed MS (equazione (4)) e utilizzando una stima di massima verosimiglianza sotto l'ipotesi di distribuzione NIG dei residui (equazione (5)). Sono anche state condotte stime per singola SGR utilizzando lo stimatore M (Tabella 2).

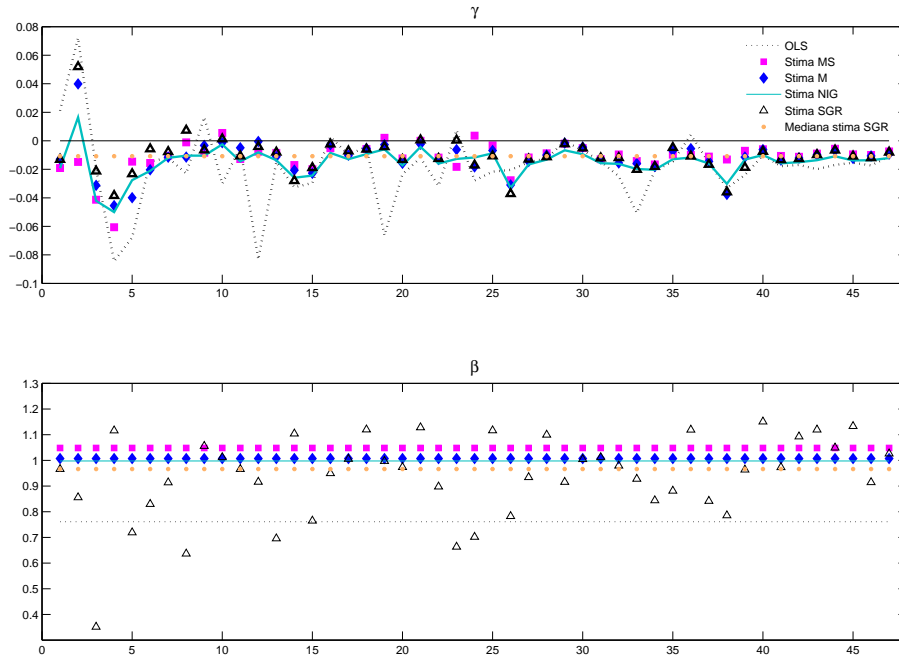
I metodi utilizzati, stimano un parametro  $\gamma^\alpha$  per ogni SGR, le tecniche panel producono un solo  $\beta$ , mentre le stime per singola SGR offrono un  $\gamma^\alpha$  ed un  $\beta$  per ogni società analizzata. Relativamente ai risultati delle stime riportati nella Tabella 2, si osserva che:

- le stime confermano la scarsa attendibilità del metodo dei minimi quadrati che risulta influenzato dalla presenza dei valori anomali: il valore del  $\beta$  stimato risulta relativamente basso (circa pari a 0,76); la pendenza della retta risente in particolare dei *bad leverage points*. Tuttavia occorre osservare che l' $R^2$  aggiustato per i gradi di libertà risulta abbastanza elevato e pari a 0,63;
- il criterio informativo di Akaike che restituisce il valore massimizzato della funzione di verosimiglianza induce a preferire le stime ottenute massimiz-

---

<sup>17</sup> In alternativa poteva essere scelta un'altra distribuzione non normale e infinitamente divisibile tra le distribuzioni presentate in letteratura e in grado di spiegare asimmetrie e code "spesse".

Figura 2:  $\gamma^\alpha$  (annualizzato) e  $\beta$  delle SGR. SGR ordinate in senso crescente per patrimonio netto gestito.



zando la NIG a quelle ottenute con una stima OLS (come detto, equivalente ad una stima di massima verosimiglianza sotto l'ipotesi di distribuzione normale);

- i risultati dell'analisi empirica svolta inducono a ritenere che le stime che tengono conto degli *outliers* e la stima di massima verosimiglianza sotto l'ipotesi di non-normalità dei residui sono, in pratica, equivalenti; tali stime, riescono a catturare in maniera soddisfacente i fenomeni storicamente osservati nel mercato dei fondi comuni:  $\beta$  prossimo ad 1 e un'extraperformance negativa.

Per il resto, le stime non si discostano molto le une dalle altre, in particolare:

- i coefficienti  $\gamma^\alpha$  stimati concordano nel segno, ad eccezione di alcune SGR;
- le stime dei  $\beta$  effettuate con tecniche panel robuste non risultano molto differenti le une dalle altre e si attestano intorno a 1, mentre un valore lievemente più basso si ottiene dalle stime svolte considerando una SGR per volta (0,97 in valore mediano e 0,94 in valor medio);
- il modello (4) che ipotizza che il coefficiente angolare sia costante tra i diversi fondi, tra le diverse società di gestione e nei diversi periodi sembra essere supportato dal fatto che le stime del  $\beta$  per singola SGR, almeno per le SGR di maggiori dimensioni, sono prossime alle stime del  $\beta$  di mercato stimato utilizzando tecniche panel;

		OLS		Stimatore M		Stimatore MM		Stimatore MS		MLE NIG		Stimatore M - SGR		
SGR	stime	t	stime	t	stime	t	stime	t	stime	t	beta	t	alpha	t
1 -12(337)	0,7611	390,97(0,0)	1,0070	1140,34(0,0)	1,0341	384,07(0,0)	1,0482	1807,96(0,0)	0,9976	192,53	0,9660	192,53	-0,0011	-6,99
2 -7(30)	0,0018	1,82(0,068)	-0,0011	-2,46(0,014)	-0,0014	-8,27(0,014)	-0,0016	-10,81(0,000)	-0,0016	0,0016	0,9660	25,75	0,0043	2,96
3 -9(423)	0,0060	1,87(0,062)	0,0033	2,27(0,023)	0,0026	0,73(0,468)	-0,0012	-1,73(0,084)	0,0014	0,0014	0,8558	15,33	-0,0018	-1,99
4 -4(67)	-0,0017	-1,92(0,054)	-0,0026	-6,69(0,000)	-0,0040	-1,72(0,085)	-0,0034	-13,01(0,000)	-0,0035	0,3514	0,3514	24,77	-0,0032	-1,64
5 -2(84)	-0,0056	-2,93(0,003)	-0,0033	-3,88(0,000)	-0,0032	-1,71(0,086)	-0,0051	-10,15(0,000)	-0,0042	1,1160	1,1160	42,24	-0,0019	-3,04
6 -9(340)	-0,0012	-1,25(0,210)	-0,0017	-3,90(0,000)	-0,0015	-3,91(0,000)	-0,0012	-3,54(0,000)	-0,0018	0,7190	0,7190	24,72	-0,0005	-0,73
7 -2(127)	-0,0010	-0,64(0,525)	-0,0010	-1,35(0,178)	-0,0012	-1,43(0,152)	-0,0009	-2,92(0,004)	-0,0010	0,8296	0,8296	38,47	-0,0006	-0,87
8 -3(195)	-0,0019	-1,51(0,131)	-0,0009	-1,66(0,098)	-0,0006	-0,53(0,598)	-0,0001	-0,33(0,743)	-0,0009	0,9138	0,9138	30,75	-0,0006	-0,80
9 -3(99)	0,0014	0,78(0,435)	-0,0003	-0,35(0,728)	-0,0004	-0,61(0,541)	-0,0007	-2,25(0,024)	-0,0009	1,0556	1,0556	29,73	-0,0005	-0,80
10-14(484)	-0,0025	-3,13(0,002)	-0,0001	-0,31(0,760)	0,0003	1,21(0,226)	0,0005	3,3(0,001)	-0,0002	1,0118	1,0118	138,67	0,0001	0,43
11-5(93)	-0,0004	-0,2(0,841)	-0,0004	-0,49(0,621)	-0,0010	-1,75(0,080)	-0,0011	-3,38(0,001)	-0,0012	0,9660	0,9660	14,41	-0,0009	-1,51
12-6(84)	-0,0069	-3,6(0,000)	0,0000	-0,05(0,960)	-0,0006	-0,53(0,598)	-0,0006	-1,57(0,118)	-0,0007	0,9159	0,9159	22,75	-0,0003	-0,21
13-4(218)	-0,0012	-1,03(0,303)	-0,0009	-1,71(0,088)	-0,0008	-2,88(0,004)	-0,0007	-3,59(0,000)	-0,0011	0,6956	0,6956	58,38	-0,0007	-3,05
14-18(744)	-0,0027	-4,2(0,000)	-0,0017	-5,84(0,000)	-0,0020	-2,96(0,003)	-0,0014	-9,07(0,000)	-0,0022	1,1041	1,1041	67,54	-0,0023	-4,19
15-9(509)	-0,0025	-3,16(0,002)	-0,0019	-5,35(0,000)	-0,0018	-3,44(0,001)	-0,0017	-10,19(0,000)	-0,0020	0,7647	0,7647	61,68	-0,0016	-4,16
16-11(507)	0,0002	0,3(0,763)	-0,0002	-0,64(0,524)	-0,0004	-1,67(0,094)	-0,0004	-3,29(0,001)	-0,0007	0,9496	0,9496	109,42	-0,0002	-0,89
17-6(297)	-0,0008	-0,79(0,427)	-0,0008	-1,81(0,070)	-0,0008	-5,38(0,000)	-0,0008	-5,25(0,000)	-0,0011	1,0055	1,0055	181,34	-0,0006	-5,97
18-11(523)	-0,0004	-0,46(0,647)	-0,0005	-1,29(0,198)	-0,0004	-3,32(0,001)	-0,0005	-4,08(0,000)	-0,0008	1,1197	1,1197	221,07	-0,0005	-5,84
19-6(292)	-0,0055	-5,34(0,000)	-0,0002	-0,48(0,630)	0,0000	0,07(0,948)	0,0002	0,88(0,377)	-0,0005	0,9971	0,9971	48,34	-0,0003	-0,65
20-31(1175)	-0,0020	-3,79(0,000)	-0,0013	-5,64(0,000)	-0,0011	-6,51(0,000)	-0,0010	-11,59(0,000)	-0,0014	0,9736	0,9736	142,63	-0,0011	-6,49
21-3(126)	-0,0010	-0,64(0,524)	-0,0002	-0,28(0,783)	-0,0001	-0,58(0,559)	0,0000	0,01(0,988)	-0,0004	1,1283	1,1283	315,74	-0,0010	0,67
22-32(1554)	-0,0026	-5,89(0,000)	-0,0011	-5,38(0,000)	-0,0011	-5,71(0,000)	-0,0010	-11,27(0,000)	-0,0013	0,8977	0,8977	130,39	-0,0010	-4,24
23-11(335)	0,0006	0,65(0,515)	-0,0005	-1,18(0,237)	-0,0014	-0,94(0,348)	-0,0015	-5,99(0,000)	-0,0011	0,6633	0,6633	35,14	0,0000	0,04
24-9(392)	-0,0023	-2,61(0,009)	-0,0015	-3,77(0,000)	-0,0005	-0,62(0,534)	0,0003	1,44(0,150)	-0,0010	0,7017	0,7017	28,32	-0,0014	-1,92
25-32(1770)	-0,0018	-4,29(0,000)	-0,0006	-2,98(0,003)	-0,0005	-2,82(0,005)	-0,0003	-3,37(0,001)	-0,0027	1,1166	1,1166	147,85	-0,0009	-4,76
26-124(6528)	-0,0017	-7,77(0,000)	-0,0026	-26,08(0,000)	-0,0024	-11,95(0,000)	-0,0023	-43,05(0,000)	-0,0014	0,7824	0,7824	118,77	-0,0031	-13,80
27-55(2275)	-0,0012	-3,37(0,001)	-0,0012	-7,18(0,000)	-0,0011	-11,35(0,000)	-0,0010	-15,51(0,000)	-0,0014	0,9342	0,9342	255,69	-0,0011	-10,87
28-63(2700)	-0,0010	-3,02(0,003)	-0,0008	-5,39(0,000)	-0,0007	-6,92(0,000)	-0,0007	-12,09(0,000)	-0,0011	1,0993	1,0993	232,68	-0,0009	-8,47
29-14(741)	0,0000	-0,05(0,961)	-0,0001	-0,46(0,647)	-0,0002	-1,08(0,280)	-0,0002	-1,54(0,124)	-0,0006	0,9156	0,9156	134,12	-0,0002	-1,04
30-10(514)	-0,0006	-0,71(0,480)	-0,0004	-1,04(0,299)	-0,0004	-3,01(0,003)	-0,0004	-3,69(0,000)	-0,0008	1,0042	1,0042	189,02	-0,0004	-4,65
31-30(1340)	-0,0012	-2,51(0,012)	-0,0011	-4,80(0,000)	-0,0011	-11,47(0,000)	-0,0011	-14,27(0,000)	-0,0013	1,0119	1,0119	315,96	-0,0010	-11,12
32-13(696)	-0,0021	-3,1(0,002)	-0,0013	-4,28(0,000)	-0,0011	-6,73(0,000)	-0,0008	-7,26(0,000)	-0,0014	0,9792	0,9792	159,87	-0,0010	-6,27
33-4(305)	-0,0042	-4,17(0,000)	-0,0013	-2,90(0,004)	-0,0011	-3,04(0,002)	-0,0012	-6,14(0,000)	-0,0016	0,9277	0,9277	68,99	-0,0017	-3,25
34-71(3968)	-0,0018	-6,26(0,000)	-0,0015	-11,81(0,000)	-0,0016	-9,9(0,000)	-0,0014	-23,55(0,000)	-0,0017	0,8438	0,8438	161,26	-0,0015	-8,98
35-64(2727)	-0,0012	-3,58(0,000)	-0,0006	-3,78(0,000)	-0,0007	-5,38(0,000)	-0,0008	-12,78(0,000)	-0,0011	0,8815	0,8815	172,06	-0,0004	-2,61
36-75(2584)	0,0003	0,98(0,328)	-0,0005	-2,93(0,003)	-0,0007	-7,36(0,000)	-0,0008	-14,6(0,000)	-0,0010	1,1192	1,1192	246,72	-0,0009	-9,73
37-170(6049)	-0,0013	-5,67(0,000)	-0,0012	-11,77(0,000)	-0,0010	-7,05(0,000)	-0,0009	-18,38(0,000)	-0,0013	0,8418	0,8418	163,57	-0,0014	-7,59
38-14(546)	-0,0028	-3,65(0,000)	-0,0031	-9,15(0,000)	-0,0026	-3,42(0,001)	-0,0011	-6,05(0,000)	-0,0025	0,7854	0,7854	75,82	-0,0030	-4,92
39-102(4191)	-0,0020	-7,33(0,000)	-0,0010	-7,68(0,000)	-0,0007	-5,02(0,000)	-0,0006	-10,46(0,000)	-0,0011	0,9634	0,9634	142,00	-0,0016	-7,88
40-89(4062)	-0,0009	-3,08(0,002)	-0,0005	-4,13(0,000)	-0,0005	-6,22(0,000)	-0,0005	-10,58(0,000)	-0,0008	1,1508	1,1508	461,37	-0,0006	-9,10
41-55(2418)	-0,0015	-4,13(0,000)	-0,0011	-6,93(0,000)	-0,0010	-7,84(0,000)	-0,0009	-13,49(0,000)	-0,0013	0,9732	0,9732	193,62	-0,0011	-7,56
42-72(2246)	-0,0014	-3,79(0,000)	-0,0010	-5,94(0,000)	-0,0010	-12,68(0,000)	-0,0009	-16,08(0,000)	-0,0013	1,0928	1,0928	428,42	-0,0010	-13,68
43-117(3870)	-0,0017	-5,84(0,000)	-0,0008	-6,35(0,000)	-0,0007	-7,26(0,000)	-0,0008	-14,83(0,000)	-0,0011	1,1195	1,1195	345,22	-0,0008	-8,27
44-78(3466)	-0,0014	-4,69(0,000)	-0,0006	-4,22(0,000)	-0,0005	-4,74(0,000)	-0,0005	-8,7(0,000)	-0,0009	1,0492	1,0492	268,16	-0,0005	-4,80
45-104(4969)	-0,0013	-5,14(0,000)	-0,0010	-9,11(0,000)	-0,0009	-1,18(0,000)	-0,0008	-20,41(0,000)	-0,0011	1,1330	1,1330	571,03	-0,0009	-22,01
46-353(10447)	-0,0014	-8,35(0,000)	-0,0009	-11,23(0,000)	-0,0008	-9,77(0,000)	-0,0008	-23,59(0,000)	-0,0011	0,9145	0,9145	270,81	-0,0010	-9,22
47-352(12116)	-0,0009	-5,71(0,000)	-0,0008	-10,61(0,000)	-0,0007	-14,55(0,000)	-0,0006	-22,5(0,000)	-0,0010	1,0261	1,0261	668,63	-0,0007	-14,11

Tabella 2: Stime dei diversi modelli proposti. Le SGR sono ordinate dalla 1<sup>a</sup> alla 47<sup>a</sup> in base alle masse gestite. La prima colonna riporta il numero di fondi gestiti e delle osservazioni analizzate (tra parentesi) per ogni SGR. In neretto il  $\beta$  delle stime panel. La stima OLS è una stima di massima verosimiglianza sotto l'ipotesi di normalità del termine d'errore con  $R^2$  pari a 0,63. La funzione *robustfit* di Matlab r2008b è stata utilizzata per lo stimatore M. Le funzioni *MMregress* e *MSregress* di Stata sono state utilizzate per le due stime robuste. L'*Optimization Toolbox* di Matlab è stato utilizzato per trovare la stima di massima verosimiglianza (MLE) sotto l'ipotesi che il termine d'errore di distribuisca secondo una NIG. La distribuzione stimata è *NIG*(10, 5294; -0, 9275; -0, 0004; 0, 0045). Il criterio informativo di Akaike è pari a -468,900 per la normale e -545,290 per la NIG.



- i parametri relativi alle SGR con patrimonio netto gestito maggiore (parte destra dei grafici in Figura 2) sono (al variare del metodo di stima) meno volatili rispetto a quelli delle SGR con patrimonio minore (parte sinistra dei grafici in Figura 2).

Relativamente alle stime condotte per la presente analisi, si osserva in linea generale un significativo miglioramento dei risultati rispetto alle stime per singolo fondo descritte nella Sezione 5.2; in particolare, le stime con tecniche panel robuste permettono di tener conto delle correlazioni tra i dati e dell'eteroschedasticità derivante dalla presenza di *outliers*. La Figura 2 e la Tabella 2 mostrano i risultati conseguiti con tale metodologia nonché quelli ottenuti con stime distinte per SGR. Il grafico evidenzia una netta prevalenza di valori negativi dei parametri  $\gamma^\alpha$  delle SGR. Per quanto attiene al  $\beta$ , diverse SGR si posizionano al di sotto dell'unità evidenziando avversione al rischio. Nel complesso, peraltro, l'industria sembra registrare, come accennato, un  $\beta$  poco superiore ad uno (pari a 1,05). Le stime del  $\beta$  evidenziano un rischio sistematico (e non diversificabile) dei fondi pari al rischio dei *benchmark* di riferimento.

In linea generale, le stime condotte con tecniche panel evidenziano risultati migliori; in particolare la stima MS sembra quella in grado di restituire la migliore significatività dei coefficienti e un valore del  $\beta$  (1,05) come accennato poco superiore all'unità. La stima MM potrebbe in parte aver risentito della presenza dell'elevato numero di variabili dicotomiche tra i regressori. Ad ogni buon conto emerge chiaramente da tutte le stime condotte che l'industria dei fondi non è riuscita, almeno nel periodo oggetto dell'analisi, a registrare performance superiori ai *benchmark*. Infatti solo 4 SGR (se si considerano i risultati ottenuti con la stima MS, 5 con quella distinta per SGR) ottengono  $\gamma^\alpha$  non negativi (solo una di esse registra un valore positivo e significativamente diverso da zero). Se si considera la media dei  $\gamma^\alpha$  delle SGR (non ponderata con le masse amministrare) si osserva una performance negativa al netto del rischio pari al -1,1 per cento l'anno.

In sintesi emerge chiaramente il quadro di un'industria nel complesso in grado di seguire gli obiettivi di investimento di riferimento, offrendo, almeno nel periodo oggetto dell'analisi, la stessa volatilità del *benchmark*; ciò è evidenziato dal  $\beta$  pari all'unità. Come osservato nella Sezione 5.2, le SGR di dimensioni maggiori offrono una maggiore diversificazione dell'extrarendimento dei fondi; l'analisi condotta evidenzia, peraltro, che la performance risulta nel complesso negativa anche presso tali società se si considera il  $\gamma^\alpha$  della SGR, cioè l'indicatore di performance relativo all'insieme dei fondi da esse gestiti.

## 7 Conclusioni

Nel presente lavoro è stata condotta un'analisi econometrica volta a stimare la performance delle SGR italiane che offrono fondi comuni, prodotti in Italia o all'estero (c.d. "esterovestiti") dal luglio 2003 al dicembre 2008. L'analisi preliminare dei rendimenti dei singoli fondi ha confermato la modesta performance di tali fondi nel periodo considerato, in linea con quanto osservato in altri lavori analoghi relativi ai fondi italiani o di altri Paesi. Inoltre, le stime hanno mostrato che anche a livello di SGR non esiste una capacità specifica di generare *extraperformance* al

netto delle commissioni (stima dei  $\gamma^\alpha$ ). Come atteso, il rischio sistematico (e quindi non diversificabile) risulta essere mediamente pari a quello dei *benchmark* scelti dai gestori (le stime del  $\beta$  risultano attorno all'unità). Tuttavia, le SGR più grandi, gestendo un maggior numero di fondi, offrono una maggiore differenziazione della performance degli stessi con valori dell' $\alpha$  di *Jensen* che variano entro un *range* più elevato rispetto a quanto osservato per le SGR minori.

In conclusione, l'analisi ha mostrato quanto segue:

1. i rendimenti al netto delle commissioni corretti per il rischio rispetto ai *benchmark* scelti dai gestori (parametro  $\gamma^\alpha$  "specifico" per SGR) sono negativi o al più nulli per quasi tutte le SGR. Non si osservano, inoltre, regolarità empiriche nella capacità di "creare valore" ( $\gamma^\alpha$  sistematicamente maggiori di zero) in funzione della dimensione della SGR. Le SGR più grandi, potendo offrire una maggiore varietà di prodotti, mostrano uno spettro più ampio di performance ( $\alpha$  dei fondi anche ampiamente positivi o negativi);
2. la volatilità media dei fondi analizzati non si discosta in modo rilevante da quella del *benchmark* ( $\beta$  medio del mercato circa uguale ad 1). Anche in questo caso l'analisi del  $\beta$  non sembra essere influenzata dalla dimensione della SGR.

Una preliminare ricognizione mostra l'esistenza di alcuni operatori con una quota di mercato nettamente prevalente,<sup>18</sup> che sembrerebbero svolgere il ruolo di *leader* del mercato, a cui seguirebbero numerose imprese di dimensioni molto minori. Nel periodo dal 2006 al 2008 le SGR più grandi hanno retrocesso alla rete distributiva (spesso controllata da un gruppo bancario o assicurativo) commissioni, in percentuale del patrimonio netto gestito, maggiori rispetto a quelle minori o indipendenti (rispettivamente l'1 e lo 0,7 per cento in base alle segnalazioni statistiche e di vigilanza). Al netto degli effetti causati dalla diversa composizione dei portafogli gestiti dalle SGR, ciò potrebbe indicare che i possibili vantaggi derivanti dalla dimensione della SGR non si trasferiscono all'utente finale ma vengono trattenuti (come una sorta di mark-up) dal soggetto controllante, un'ipotesi che richiederebbe ulteriori approfondimenti.

---

<sup>18</sup> Le prime 5 SGR gestiscono oltre il 64 per cento del patrimonio dei fondi e delle Sicav di diritto italiano.

# A Appendice

## A.1 La distribuzione *normal inverse Gaussian*

La distribuzione *normal inverse Gaussian* introdotta da Barndorff-Nielsen [1997] e appartenente alla classe delle distribuzioni infinitamente divisibili (Sato [1999]), è stata spesso utilizzata in ambito finanziario (Schoutens [2003] e Rachev et al. [2011]). Tale distribuzione presenta alcune delle caratteristiche necessarie nella modellizzazione dei rendimenti azionari: (1) ha un numero di parametri sufficiente per catturare le asimmetrie e gli eventi estremi; (2) ha una formula chiusa della funzione di densità; (3) può essere simulata con semplicità; (4) permette la costruzione di modelli per i rendimenti azionari utilizzabili per il prezzaggio di opzioni; (5) la funzione di densità presenta code meno spesse sia della distribuzione  $t$  di Student che della distribuzione  $\alpha$ -stable.

La distribuzione NIG è definita dalla seguente funzione caratteristica,

$$\phi_{NIG}(u; \alpha, \beta, \delta, \mu) = \exp \left( \delta \left( \sqrt{\alpha^2 - \beta^2} - \sqrt{\alpha^2 - (\beta + iu)^2} \right) + i\mu u \right), \quad (6)$$

con  $u \in \mathbb{R}$ ,  $\mu \in \mathbb{R}$ ,  $\delta > 0$  e  $0 \leq |\beta| \leq \alpha$ . Il parametro  $\mu$  è un parametro di locazione,  $\delta$  di scala,  $\beta$  di asimmetria,  $\alpha$  misura il peso delle code. Dalla funzione caratteristica possono essere calcolati sia i momenti riportati in Tabella 3 che la funzione di densità,

$$f_{NIG}(x; \alpha, \beta, \delta, \mu) = \frac{\alpha \delta K_1 \left( \alpha \sqrt{\delta^2 + (x - \mu)^2} \right)}{\pi \sqrt{\delta^2 + (x - \mu)^2}} \exp \left( \delta \sqrt{\alpha^2 - \beta^2} + \beta(x - \mu) \right) \quad (7)$$

dove  $x \in \mathbb{R}$  e  $K_1$  è la funzione di Bessel del terzo tipo modificata (Gil et al. [2007]).

NIG( $\alpha, \beta, \delta, \mu$ )	
media	$\mu + \frac{\delta\beta}{\sqrt{\alpha^2 - \beta^2}}$
varianza	$\alpha^2 \delta (\alpha^2 - \beta^2)^{-\frac{3}{2}}$
skewness	$3\beta \alpha^{-1} \delta^{-\frac{1}{2}} (\alpha^2 - \beta^2)^{-\frac{1}{4}}$
curtosi	$3 \left( 1 + \frac{\alpha^2 + 4\beta^2}{\delta \alpha^2 \sqrt{\alpha^2 - \beta^2}} \right)$

Tabella 3: Momenti della distribuzione NIG

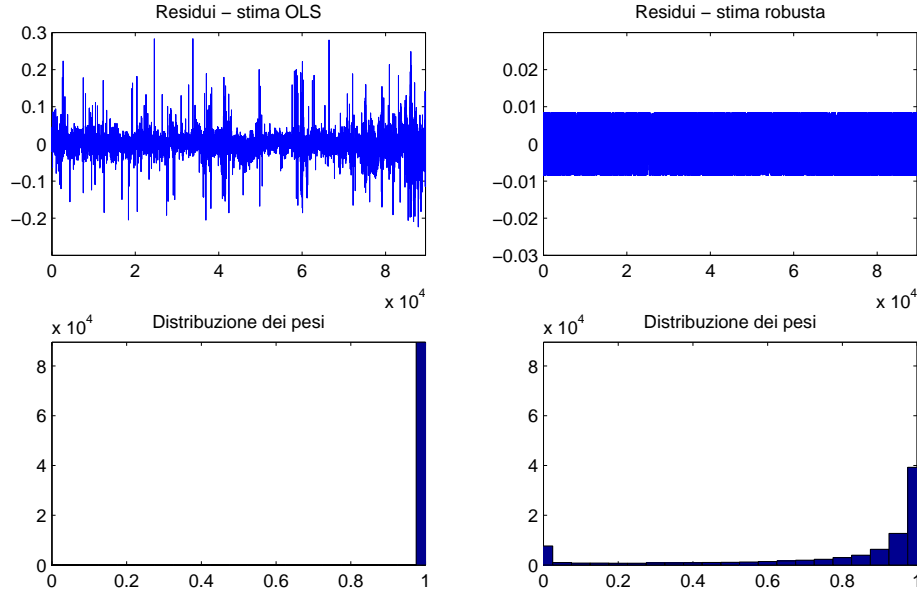
Non è difficile verificare che se si assume

$$\mu = -\frac{\delta\beta}{\sqrt{\alpha^2 - \beta^2}}$$

la distribuzione ha media pari a zero. Inoltre, poichè si ha una formula chiusa per la funzione di densità, può essere calcolata senza troppa difficoltà una stima di massima verosimiglianza con l'utilizzo di algoritmi di ottimizzazione numerica.<sup>19</sup>

<sup>19</sup> È stato utilizzato l'*Optimization Toolbox* di Matlab.

Figura 3: Residui della stima OLS e robusta (2003 al 2008). Confronto tra i residui della stima OLS e la stima robusta che utilizza una stima iterativa *weighted least squares*. (1) Nei grafici in alto sono riportati i residui OLS e residui robusti. L'ultima parte del grafico a sinistra mostra maggiore variabilità dei residui nel 2008; (2) I grafici in basso mostrano la distribuzione dei pesi da 1 (il dato è considerato pienamente) a 0 (il dato ha peso nullo nella stima).



## A.2 L'analisi dei residui della regressione

Di seguito sono descritti alcuni grafici utili a valutare la bontà delle stime svolte attraverso l'analisi dei residui della regressione.

Nella parte sinistra della Figura 3 sono rappresentati i residui della regressione con i minimi quadrati. Come si può notare, la stima OLS presenta una variabilità elevata e dimostra la presenza di forte eteroschedasticità dei residui, maggiore nella parte destra del grafico dove sono rappresentati i residui relativi all'anno 2008.

Nella parte destra della Figura 3 sono rappresentati i residui della stima robusta (stimatore M) cioè i residui ponderati con la funzione di perdita prescelta. Innanzitutto si nota che il campo di variazione degli stessi si riduce sensibilmente rispetto alle stime OLS; inoltre il grafico sembra non evidenziare eteroschedasticità.

Nella parte bassa della Figura 3 sono riportate le distribuzioni dei pesi attribuiti ai residui; tali pesi variano tra 1 (il dato viene considerato pienamente) e 0 (il dato ha peso nullo nella stima). Come già precedentemente evidenziato, la stima OLS attribuisce ad ogni residuo un peso pari ad 1, mentre lo stimatore M con funzione di perdita *Tukey biweight*, attribuisce pesi differenziati ai quasi 90.000 residui considerati nell'analisi così come rappresentato nell'istogramma in basso a destra della Figura 3.

Nella Figura 4 si riportano i grafici relativi alle stime di massima verosimiglianza assumendo che i residui si distribuiscano secondo una distribuzione NIG. Il primo grafico nella parte superiore mostra una maggiore variabilità nei residui relativi ai fondi i cui dati provengono da Bloomberg. Ciò può essere spiegato dal fatto che

Figura 4: Residui della stima MLE con distribuzione NIG (dal 2003 al 2008). (Grafico 1) I residui nella parte sinistra del grafico provengono da Bloomberg e mostrano una maggiore variabilità, presumibilmente perchè non sempre considerano i *benchmark* effettivi; (Grafico 2) I residui nella parte destra del grafico sono relativi al periodo 2008 e mostrano maggiore variabilità; (Grafico 3) I residui sono distribuiti solo parzialmente secondo una distribuzione normale; (Grafico 4) I residui sono distribuiti secondo una distribuzione NIG.

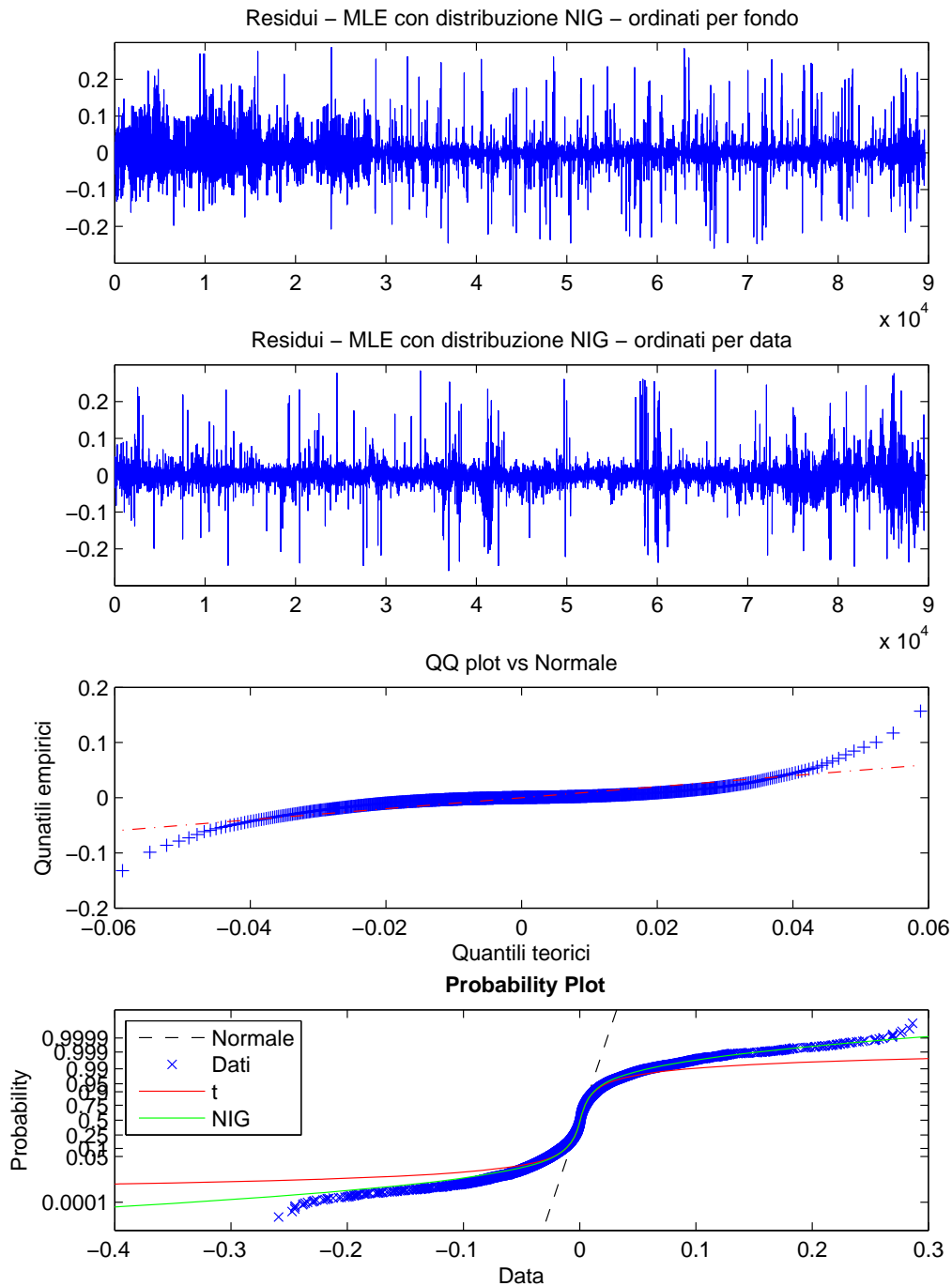
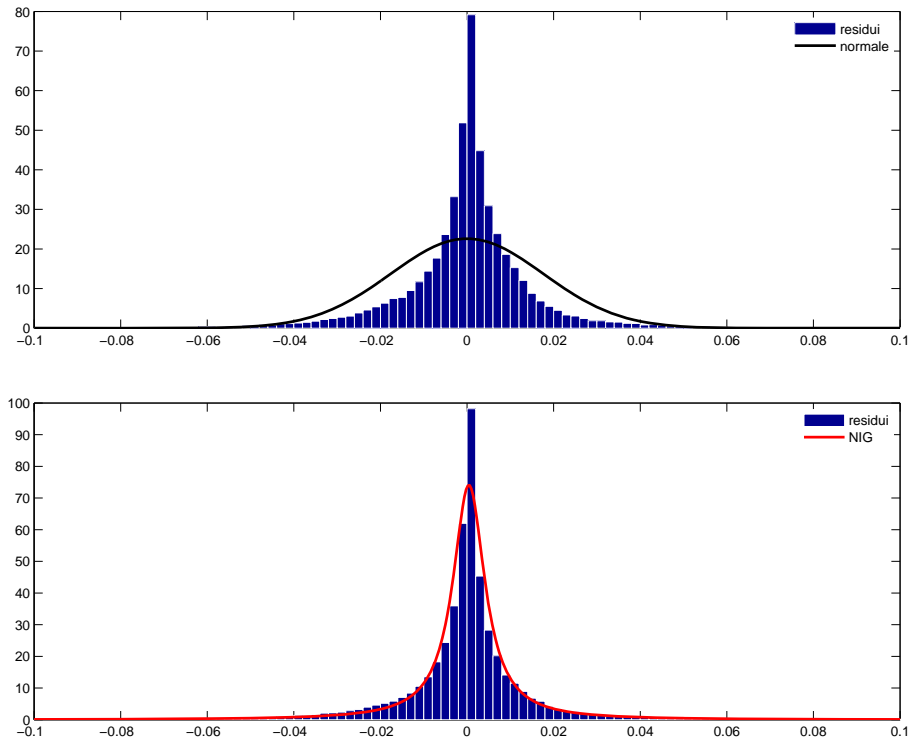


Figura 5: Densità della normale e della NIG. I residui dipendono dalla distribuzione prescelta.



per tale sottoinsieme non sempre i *benchmark* considerati corrispondono a quelli effettivi. Il secondo grafico mostra una variabilità maggiore nella parte destra dove sono rappresentati i residui relativi ai fondi nell'anno 2008. Infine, gli ultimi due grafici mostrano come l'ipotesi di non-normalità riesca meglio a spiegare l'andamento dei residui. Tale ipotesi è confermata dal valore del criterio informativo di Akaike (cfr. Tabella 2), minore nel caso NIG.

Il qq-plot (terzo grafico della Figura 4), che confronta i quantili della distribuzione teorica (in questo caso normale) con i quantili della variabile osservata, mostra chiaramente la presenza di una maggiore variabilità dei dati nelle code rispetto alla distribuzione normale. Il grafico ancora sottostante (*probability plot*) mostra che i residui sono meglio approssimati dalla variabile aleatoria NIG, mentre sono approssimati solo in parte dalla *t* di Student e ancor meno dalla normale.<sup>20</sup> Ciò ha giustificato il ricorso a stime di massima verosimiglianza basate sull'ipotesi che i residui si distribuiscano secondo una NIG. Infine, i grafici riportati in Figura 5 sembrano confermare che i residui<sup>21</sup> sono meglio approssimati dalla distribuzione NIG che non da quella normale.

<sup>20</sup> In prima approssimazione sono stati stimati i parametri delle distribuzioni non-normali a partire dai residui estratti dalla stima MLE con l'ipotesi di normalità.

<sup>21</sup> I residui dipendono dall'ipotesi sulla distribuzione, e di conseguenza non sono gli stessi nel caso normale e in quello NIG.

## Riferimenti bibliografici

- AA.VV. Misurazione dei rendimenti: una rassegna delle tecniche più diffuse. *Assogestioni, Guida italiana al risparmio gestito, Fact Book*, 2006.
- M. Andrews, T. Schank, e R. Upward. Practical fixed-effects estimation methods for the three-way error-components model. *Stata Journal*, 6(4):461, 2006.
- B.H. Baltagi. *Econometrics*. Springer, 4th edition, 2008.
- Banca d'Italia. Fondi comuni italiani: Situazione attuale e possibili linee di intervento. *Rapporto del Gruppo di lavoro sui fondi comuni italiani*, 2008.
- Banca d'Italia. Manuale delle segnalazioni statistiche e di vigilanza per gli organismi di investimento collettivo del risparmio. *Circolare n. 189 del 21 ottobre 1993, 13° aggiornamento*, 2009.
- O.E. Barndorff-Nielsen. Processes of normal inverse Gaussian type. *Finance and Stochastics*, 2(1):41–68, 1997.
- L. Barras, O. Scaillet, e R. Wermers. False discoveries in mutual fund performance: Measuring luck in estimated alphas. *Journal of Finance*, 65(1):179–216, 2010.
- E. Barucci. Raccolta e performance dei fondi comuni di investimento in Italia. *Assogestioni Working paper*, 2007.
- M.L. Bianchi, M. Loddo, e M.G. Miele. Gli exchange traded funds in Italia. *Bancaria*, 1, 2011.
- M.C. Bramati e C. Croux. Robust estimators for the fixed effects panel data model. *Econometrics Journal*, 10(3):521–540, 2007.
- M.M. Carhart. Survivor bias and mutual fund performance. *Working paper, School of Business Administration, University of Southern California, Los Angeles*, 1995.
- M.M. Carhart. On persistence in mutual fund performance. *Journal of Finance*, 52(1):57–82, 1997.
- G. Carosio. Fondi comuni e crisi dei mercati. *Assemblea annuale Assogestioni*, 2009.
- R. Cesari e F. Panetta. The performance of Italian equity funds. *Journal of Banking and Finance*, 26(1):99–126, 2002.
- F. Coltorti. I fondi comuni italiani: imitazioni domestiche di modelli esteri alla prova della globalizzazione finanziaria. In F. Boffa e G. Galeazzi, editors, *Evoluzione e discontinuità nel sistema finanziario internazionale*. McGraw-Hill, 2010.
- K. Cuthbertson, D. Nitzsche, e N. O'Sullivan. UK mutual fund performance: Skill or luck? *Journal of Empirical Finance*, 15(4):613–634, 2008.

- E.F. Fama e K.R. French. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1):3–56, 1993.
- A. Gil, J. Segura, e N.M. Temme. *Numerical methods for special functions*. SIAM, 2007.
- J. Gil-Bazo e P. Ruiz-Verd. Yet another puzzle? The relation between price and performance in the mutual fund industry. *Working paper, Universidad Carlos III de Madrid*, 65, 2006.
- A. Karoui e I. Meier. Performance and characteristics of mutual fund starts. *The European Journal of Finance*, 15(5-6):487–509, 2009.
- R. Kosowski, A. Timmermann, R. Wermers, e H. White. Can mutual fund “stars” really pick stocks? New evidence from a bootstrap analysis. *Journal of Finance*, 61(6):2551–2595, 2006.
- R.A. Maronna e V.J. Yohai. Robust regression with both continuous and categorical predictors. *Journal of Statistical Planning and Inference*, 89(1-2):197–214, 2000.
- R.A. Maronna, D.R. Martin, e V.J. Yohai. *Robust statistics: Theory and methods*. Wiley, 2006.
- Ufficio Studi Mediobanca. Indagine sui fondi e Sicav italiani. *Assemblea annuale Assogestioni*, 2009.
- M. Messori. Strutture proprietarie, piattaforme distributive e governance delle SGR. *Assogestioni Working paper*, 2008.
- D.P. O’Leary. Robust regression computation using iteratively reweighted least squares. *SIAM Journal on Matrix Analysis and Applications*, 11:466, 1990.
- J. Otamendi, L.M. Doncel, P. Grau, e J. Sainz. An evaluation on the true statistical relevance of Jensen’s alpha trough simulation: An application for Germany. *Economics Bulletin*, 7(10):1–9, 2008.
- L. Pelizzon, R. Casarin, e A. Piva. Italian equity funds: Efficiency and performance persistence. *Working paper, University of Venice*, 12, 2008.
- S.T. Rachev, S. Mittnik, F.J. Fabozzi, S. Focardi, e T. Jašić. *Financial econometrics: from basics to advanced modeling techniques*. Wiley, 2007.
- S.T. Rachev, Y.S. Kim, M.L. Bianchi, e F.J. Fabozzi. *Financial models with Lévy processes and volatility clustering*. Wiley, 2011.
- F.É. Racicot e R. Théoret. The beta puzzle revisited: A panel study of hedge fund returns. *Journal of Derivatives and Hedge Funds*, 13(2):125–146, 2007.
- A. Resti. Quel costo di distribuzione che pesa sul fondo. *www.lavoce.info*, 2009.



- P.J. Rousseeuw. A diagnostic plot for regression outliers and leverage points. *Computational Statistics and Data Analysis*, 11(1):127–129, 1991.
- P.J. Rousseeuw e B.C. van Zomeren. Unmasking multivariate outliers and leverage points. *Journal of the American Statistical Association*, 85(411):633–639, 1990.
- M. Salibian-Barrera e V.J. Yohai. A fast algorithm for S-regression estimates. *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 15(2):414–427, 2006.
- K.I. Sato. *Lévy processes and infinitely divisible distributions*. Cambridge University Press, 1999.
- W. Schoutens. *Lévy processes in finance: pricing financial derivatives*. Wiley, 2003.
- L. Spaventa. Il risparmio delle famiglie in fuga dai fondi comuni di investimento. *Assogestioni Working paper*, 2008.
- R. Steri, M. Giorgino, e D. Viviani. The Italian hedge funds industry: An empirical analysis of performance and persistence. *Journal of Multinational Financial Management*, 19(1):75–91, 2009.
- J.O. Street, R.J. Carroll, e D. Ruppert. A note on computing robust regression estimates via iteratively reweighted least squares. *American Statistician*, 42(2): 152–154, 1988.
- V. Verardi e C. Croux. Robust regression in Stata. *The Stata Journal*, 9(3): 439–453, 2009.
- J.M. Wooldridge. *Econometric analysis of cross section and panel data*. The MIT Press, 2002.
- R. Zeckhauser e M. Thompson. Linear regression with non-normal error terms. *The Review of Economics and Statistics*, 52(3):280–286, 1970.

## ELENCO DEI PIÙ RECENTI “TEMI DI DISCUSSIONE” (\*)

- N. 769 – *Does investing abroad reduce domestic activity? Evidence from Italian manufacturing firms*, di Raffaello Bronzini (Luglio 2010).
- N. 770 – *The EAGLE. A model for policy analysis of macroeconomics interdependence in the euro area*, di Sandra Gomes, Pascal Jacquinet e Massimiliano Pisani (Luglio 2010).
- N. 771 – *Modelling Italian potential output and the output gap*, di Antonio Bassanetti, Michele Caivano e Alberto Locarno (Settembre 2010).
- N. 772 – *Relationship lending in a financial turmoil*, di Stefania De Mitri, Giorgio Gobbi e Enrico Sette (Settembre 2010).
- N. 773 – *Firm entry, competitive pressures and the US inflation dynamics*, di Martina Cecioni (Settembre 2010).
- N. 774 – *Credit ratings in structured finance and the role of systemic risk*, di Roberto Violi (Settembre 2010).
- N. 775 – *Entrepreneurship and market size. The case of young college graduates in Italy*, di Sabrina Di Addario e Daniela Vuri (Settembre 2010).
- N. 776 – *Measuring the price elasticity of import demand in the destination markets of Italian exports*, di Alberto Felettigh e Stefano Federico (Ottobre 2010).
- N. 777 – *Income reporting behaviour in sample surveys*, di Andrea Neri e Roberta Zizza (Ottobre 2010).
- N. 778 – *The rise of risk-based pricing of mortgage interest rates in Italy*, di Silvia Magri e Raffaella Pico (Ottobre 2010).
- N. 779 – *On the interaction between market and credit risk: a factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach*, di Roberta Fiori e Simonetta Iannotti (Ottobre 2010).
- N. 780 – *Under/over-valuation of the stock market and cyclically adjusted earnings*, di Marco Taboga (Dicembre 2010).
- N. 781 – *Changing institutions in the European market: the impact on mark-ups and rents allocation*, di Antonio Bassanetti, Roberto Torrini e Francesco Zollino (Dicembre 2010).
- N. 782 – *Central bank's macroeconomic projections and learning*, di Giuseppe Ferrero e Alessandro Secchi (Dicembre 2010).
- N. 783 – *(Non)persistent effects of fertility on female labour supply*, di Concetta Rondinelli e Roberta Zizza (Dicembre 2010).
- N. 784 – *Stars and comets: an exploration of the patent universe*, di Carlo Menon (Gennaio 2011).
- N. 785 – *Sectoral money demand and the great disinflation in the US*, di Alessandro Calza e Andrea Zaghini (Gennaio 2011).
- N. 786 – *Public sector efficiency and political culture*, di Raffaella Giordano e Pietro Tommasino (Gennaio 2011).
- N. 787 – *Monetary incentives vs. monitoring in addressing absenteeism: experimental evidence*, di Francesco D'Amuri (Gennaio 2011).
- N. 788 – *FaMIDAS: A Mixed Frequency Factor Model with MIDAS structure*, di Cecilia Frale e Libero Monteforte (Gennaio 2011).
- N. 789 – *Policies for local development: an evaluation of Italy's "Patti Territoriali"*, di Antonio Accetturo e Guido de Blasio (Gennaio 2011).

---

(\*) I “Temi” possono essere richiesti a:

Banca d'Italia – Servizio Studi di struttura economica e finanziaria – Divisione Biblioteca e Archivio storico – Via Nazionale, 91 – 00184 Roma – (fax 0039 06 47922059). Essi sono disponibili sul sito Internet [www.bancaditalia.it](http://www.bancaditalia.it).

2008

- P. ANGELINI, *Liquidity and announcement effects in the euro area*, *Giornale degli Economisti e Annali di Economia*, v. 67, 1, pp. 1-20, **TD No. 451 (ottobre 2002)**.
- P. ANGELINI, P. DEL GIOVANE, S. SIVIERO e D. TERLIZZESE, *Monetary policy in a monetary union: What role for regional information?*, *International Journal of Central Banking*, v. 4, 3, pp. 1-28, **TD No. 457 (dicembre 2002)**.
- L. GUIISO e M. PAIELLA, *Risk aversion, wealth and background risk*, *Journal of the European Economic Association*, v. 6, 6, pp. 1109-1150, **TD No. 483 (settembre 2003)**.
- F. SCHIVARDI e R. TORRINI, *Identifying the effects of firing restrictions through size-contingent Differences in regulation*, *Labour Economics*, v. 15, 3, pp. 482-511, **TD No. 504 (giugno 2004)**.
- C. BIANCOTTI, G. D'ALESSIO e A. NERI, *Measurement errors in the Bank of Italy's survey of household income and wealth*, *Review of Income and Wealth*, v. 54, 3, pp. 466-493, **TD No. 520 (ottobre 2004)**.
- S. MOMIGLIANO, J. HENRY e P. HERNÁNDEZ DE COS, *The impact of government budget on prices: Evidence from macroeconomic models*, *Journal of Policy Modelling*, v. 30, 1, pp. 123-143 **TD No. 523 (ottobre 2004)**.
- L. GAMBACORTA, *How do banks set interest rates?*, *European Economic Review*, v. 52, 5, pp. 792-819, **TD No. 542 (febbraio 2005)**.
- P. ANGELINI e A. GENERALE, *On the evolution of firm size distributions*, *American Economic Review*, v. 98, 1, pp. 426-438, **TD No. 549 (giugno 2005)**.
- R. FELICI e M. PAGNINI, *Distance, bank heterogeneity and entry in local banking markets*, *The Journal of Industrial Economics*, v. 56, 3, pp. 500-534, **No. 557 (giugno 2005)**.
- S. DI ADDARIO e E. PATACCHINI, *Wages and the city. Evidence from Italy*, v.15, 5, pp. 1040-1061, *Labour Economics*, **TD No. 570 (gennaio 2006)**.
- S. SCALIA, *Is foreign exchange intervention effective?*, *Journal of International Money and Finance*, v. 27, 4, pp. 529-546, **TD No. 579 (febbraio 2006)**.
- M. PERICOLI e M. TABOGA, *Canonical term-structure models with observable factors and the dynamics of bond risk premia*, *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 40, 7, pp. 1471-88, **TD No. 580 (febbraio 2006)**.
- E. VIVIANO, *Entry regulations and labour market outcomes. Evidence from the Italian retail trade sector.*, *Labour Economics*, v. 15, 6, pp. 1200-1222, **TD No. 594 (maggio 2006)**.
- S. FEDERICO e G. A. MINERVA, *Outward FDI and local employment growth in Italy*, *Review of World Economics*, v. 144, 2, pp. 295-324, **TD No. 613 (febbraio 2007)**.
- F. Busetti e A. HARVEY, *Testing for trend*, *Econometric Theory*, v. 24, 1, pp. 72-87, **TD No. 614 (febbraio 2007)**.
- V. CESTARI, P. DEL GIOVANE and C. ROSSI-ARNAUD, *Memory for prices and the Euro cash changeover: an analysis for cinema prices in Italy*, In P. Del Giovane e R. Sabbatini (eds.), *The Euro Inflation and Consumers' Perceptions. Lessons from Italy*, Berlin-Heidelberg, Springer, **TD No. 619 (febbraio 2007)**.
- B. H. HALL, F. LOTTI e J. MAIRESSE, *Employment, innovation and productivity: evidence from Italian manufacturing microdata*, *Industrial and Corporate Change*, v. 17, 4, pp. 813-839, **TD No. 622 (aprile 2007)**.
- J. SOUSA e A. ZAGHINI, *Monetary policy shocks in the Euro Area and global liquidity spillovers*, *International Journal of Finance and Economics*, v.13, 3, pp. 205-218, **TD No. 629 (giugno 2007)**.
- M. DEL GATTO, GIANMARCO I. P. OTTAVIANO e M. PAGNINI, *Openness to trade and industry cost dispersion: Evidence from a panel of Italian firms*, *Journal of Regional Science*, v. 48, 1, pp. 97-129, **TD No. 635 (giugno 2007)**.
- P. DEL GIOVANE, S. FABIANI e R. SABATINI, *What's behind "inflation perceptions"? A survey-based analysis of Italian consumers*, in P. Del Giovane e R. Sabbatini (eds.), *The Euro Inflation and Consumers' Perceptions. Lessons from Italy*, Berlin-Heidelberg, Springer, **TD No. 655 (gennaio 2008)**.
- R. BRONZINI, G. DE BLASIO, G. PELLEGRINI e A. SCOGNAMIGLIO, *La valutazione del credito d'imposta per gli investimenti*, *Rivista di politica economica*, v. 98, 4, pp. 79-112, **TD No. 661 (aprile 2008)**.

- B. BORTOLOTTI, e P. PINOTTI, *Delayed privatization*, Public Choice, v. 136, 3-4, pp. 331-351, **TD No. 663 (aprile 2008)**.
- R. BONCI e F. COLUMBA, *Monetary policy effects: New evidence from the Italian flow of funds*, Applied Economics, v. 40, 21, pp. 2803-2818, **TD No. 678 (giugno 2008)**.
- M. CUCCULELLI, e G. MICUCCI, *Family Succession and firm performance: evidence from Italian family firms*, Journal of Corporate Finance, v. 14, 1, pp. 17-31, **TD No. 680 (giugno 2008)**.
- A. SILVESTRINI e D. VEREDAS, *Temporal aggregation of univariate and multivariate time series models: a survey*, Journal of Economic Surveys, v. 22, 3, pp. 458-497, **TD No. 685 (agosto 2008)**.

2009

- F. PANETTA, F. SCHIVARDI e M. SHUM, *Do mergers improve information? Evidence from the loan market*, Journal of Money, Credit, and Banking, v. 41, 4, pp. 673-709, **TD No. 521 (ottobre 2004)**.
- M. BUGAMELLI e F. PATERNÒ, *Do workers' remittances reduce the probability of current account reversals?*, World Development, v. 37, 12, pp. 1821-1838, **TD No. 573 (gennaio 2006)**.
- P. PAGANO e M. PISANI, *Risk-adjusted forecasts of oil prices*, The B.E. Journal of Macroeconomics, v. 9, 1, Article 24, **TD No. 585 (marzo 2006)**.
- M. PERICOLI e M. SBRACIA, *The CAPM and the risk appetite index: theoretical differences, empirical similarities, and implementation problems*, International Finance, v. 12, 2, pp. 123-150, **TD No. 586 (marzo 2006)**.
- U. ALBERTAZZI e L. GAMBACORTA, *Bank profitability and the business cycle*, Journal of Financial Stability, v. 18, 2, pp. 181-204, **TD No. 601 (settembre 2006)**.
- S. MAGRI, *The financing of small innovative firms: the Italian case*, Economics of Innovation and New Technology, v. 18, 2, pp. 181-204, **TD No. 640 (settembre 2007)**.
- V. DI GIACINTO e G. MICUCCI, *The producer service sector in Italy: long-term growth and its local determinants*, Spatial Economic Analysis, Vol. 4, No. 4, pp. 391-425, **TD No. 643 (settembre 2007)**.
- F. LORENZO, L. MONTEFORTE e L. SESSA, *The general equilibrium effects of fiscal policy: estimates for the euro area*, Journal of Public Economics, v. 93, 3-4, pp. 559-585, **TD No. 652 (novembre 2007)**.
- R. GOLINELLI e S. MOMIGLIANO, *The Cyclical Reaction of Fiscal Policies in the Euro Area. A Critical Survey of Empirical Research*, Fiscal Studies, v. 30, 1, pp. 39-72, **TD No. 654 (gennaio 2008)**.
- P. DEL GIOVANE, S. FABIANI e R. SABBATINI, *What's behind "Inflation Perceptions"? A survey-based analysis of Italian consumers*, Giornale degli Economisti e Annali di Economia, v. 68, 1, pp. 25-52, **TD No. 655 (gennaio 2008)**.
- F. MACCHERONI, M. MARINACCI, A. RUSTICHINI e M. TABOGA, *Portfolio selection with monotone mean-variance preferences*, Mathematical Finance, v. 19, 3, pp. 487-521, **TD No. 664 (aprile 2008)**.
- M. AFFINITO e M. PIAZZA, *What are borders made of? An analysis of barriers to European banking integration*, in P. Alessandrini, M. Fratianni and A. Zazzaro (eds.): The Changing Geography of Banking and Finance, Dordrecht Heidelberg London New York, Springer, **TD No. 666 (aprile 2008)**.
- A. BRANDOLINI, *On applying synthetic indices of multidimensional well-being: health and income inequalities in France, Germany, Italy, and the United Kingdom*, in R. Gotoh and P. Dumouchel (eds.), Against Injustice. The New Economics of Amartya Sen, Cambridge, Cambridge University Press, **TD No. 668 (aprile 2008)**.
- G. FERRERO e A. NOBILI, *Futures contract rates as monetary policy forecasts*, International Journal of Central Banking, v. 5, 2, pp. 109-145, **TD No. 681 (giugno 2008)**.
- P. CASADIO, M. LO CONTE e A. NERI, *Balancing work and family in Italy: the new mothers' employment decisions around childbearing*, in T. Addabbo and G. Solinas (eds.), Non-Standard Employment and Quality of Work, Physica-Verlag. A Springer Company, **TD No. 684 (agosto 2008)**.
- L. ARCIERO, C. BIANCOTTI, L. D'AURIZIO e C. IMPENNA, *Exploring agent-based methods for the analysis of payment systems: A crisis model for StarLogo TNG*, Journal of Artificial Societies and Social Simulation, v. 12, 1, **TD No. 686 (agosto 2008)**.
- A. CALZA e A. ZAGHINI, *Nonlinearities in the dynamics of the euro area demand for M1*, Macroeconomic Dynamics, v. 13, 1, pp. 1-19, **TD No. 690 (settembre 2008)**.
- L. FRANCESCO e A. SECCHI, *Technological change and the households' demand for currency*, Journal of Monetary Economics, v. 56, 2, pp. 222-230, **TD No. 697 (dicembre 2008)**.
- G. ASCARI e T. ROPELE, *Trend inflation, taylor principle, and indeterminacy*, Journal of Money, Credit

- and Banking, v. 41, 8, pp. 1557-1584, **TD No. 708 (maggio 2007)**.
- S. COLAROSSO e A. ZAGHINI, *Gradualism, transparency and the improved operational framework: a look at overnight volatility transmission*, International Finance, v. 12, 2, pp. 151-170, **TD No. 710 (maggio 2009)**.
- M. BUGAMELLI, F. SCHIVARDI and R. ZIZZA, *The euro and firm restructuring*, in A. Alesina e F. Giavazzi (eds): Europe and the Euro, Chicago, University of Chicago Press, **TD No. 716 (June 2009)**.
- B. HALL, F. LOTTI e J. MAIRESSE, *Innovation and productivity in SMEs: empirical evidence for Italy*, Small Business Economics, v. 33, 1, pp. 13-33, **TD No. 718 (giugno 2009)**.
- 2010
- A. PRATI e M. SBRACIA, *Uncertainty and currency crises: evidence from survey data*, Journal of Monetary Economics, v. 57, 6, pp. 668-681, **TD No. 446 (luglio 2002)**.
- S. MAGRI, *Debt maturity choice of nonpublic Italian firms*, Journal of Money, Credit, and Banking, v.42, 2-3, pp. 443-463, **TD No. 574 (gennaio 2006)**.
- R. BRONZINI e P. PISELLI, *Determinants of long-run regional productivity with geographical spillovers: the role of R&D, human capital and public infrastructure*, Regional Science and Urban Economics, v. 39, 2, pp.187-199, **TD No. 597 (settembre 2006)**.
- E. IOSSA e G. PALUMBO, *Over-optimism and lender liability in the consumer credit market*, Oxford Economic Papers, v. 62, 2, pp. 374-394, **TD No. 598 (settembre 2006)**.
- S. NERI e A. NOBILI, *The transmission of US monetary policy to the euro area*, American Economic Journal: Macroeconomics, v. 2, 2, pp. 125-164, **TD No. 606 (dicembre 2006)**.
- F. ALTISSIMO, R. CRISTADORO, M. FORNI, M. LIPPI e G. VERONESE, *New Eurocoin: Tracking Economic Growth in Real Time*, Review of Economics and Statistics, v. 92, 4, pp. 1024-1034, **TD No. 631 (giugno 2007)**.
- A. CIARLONE, P. PISELLI e G. TREBESCHI, *Emerging Markets' Spreads and Global Financial Conditions*, Journal of International Financial Markets, Institutions & Money, v. 19, 2, pp. 222-239, **TD No. 637 (giugno 2007)**.
- U. ALBERTAZZI e L. GAMBACORTA, *Bank profitability and taxation*, Journal of Banking and Finance, v. 34, 11, pp. 2801-2810, **TD No. 649 (novembre 2007)**.
- M. IACOVIELLO e S. NERI, *Housing market spillovers: evidence from an estimated DSGE model*, American Economic Journal: Macroeconomics, v. 2, 2, pp. 125-164, **TD No. 659 (gennaio 2008)**.
- F. BALASSONE, F. MAURA e S. ZOTTERI, *Cyclical asymmetry in fiscal variables in the EU*, Empirica, **TD No. 671**, v. 37, 4, pp. 381-402 **(giugno 2008)**.
- F. D'AMURI, O. GIANMARCO I.P. e P. GIOVANNI, *The labor market impact of immigration on the western german labor market in the 1990s*, European Economic Review, v. 54, 4, pp. 550-570, **TD No. 687 (agosto 2008)**.
- A. ACCETTURO, *Agglomeration and growth: the effects of commuting costs*, Papers in Regional Science, v. 89, 1, pp. 173-190, **TD No. 688 (settembre 2008)**.
- S. NOBILI e G. PALAZZO, *Explaining and forecasting bond risk premiums*, Financial Analysts Journal, v. 66, 4, pp. 67-82, **TD No. 689 (settembre 2008)**.
- A. B. ATKINSON e A. BRANDOLINI, *On analysing the world distribution of income*, World Bank Economic Review, v. 24, 1, pp. 1-37, **TD No. 701 (gennaio 2009)**.
- R. CAPPARIELLO e R. ZIZZA, *Dropping the Books and Working Off the Books*, Labour, v. 24, 2, pp. 139-162, **TD No. 702 (gennaio 2009)**.
- C. NICOLETTI e C. RONDINELLI, *The (mis)specification of discrete duration models with unobserved heterogeneity: a Monte Carlo study*, Journal of Econometrics, v. 159, 1, pp. 1-13, **TD No. 705 (marzo 2009)**.
- V. DI GIACINTO, G. MICUCCI e P. MONTANARO, *Dynamic macroeconomic effects of public capital: evidence from regional Italian data*, Giornale degli economisti e annali di economia, v. 69, 1, pp. 29-66, **TD No. 733 (novembre 2009)**.
- F. COLUMBA, L. GAMBACORTA e P. E. MISTRULLI, *Mutual Guarantee institutions and small business finance*, Journal of Financial Stability, v. 6, 1, pp. 45-54, **TD No. 735 (novembre 2009)**.
- A. GERALI, S. NERI, L. SESSA e F. M. SIGNORETTI, *Credit and banking in a DSGE model of the Euro Area*, Journal of Money, Credit and Banking, v. 42, 6, pp. 107-141, **TD No. 740 (gennaio 2010)**.
- M. AFFINITO e E. TAGLIAFERRI, *Why do (or did?) banks securitize their loans? Evidence from Italy*, Journal of Financial Stability, v. 6, 4, pp. 189-202, **TD No. 741 (gennaio 2010)**.

- S. FEDERICO, *Outsourcing versus integration at home or abroad and firm heterogeneity*, *Empirica*, v. 37, 1, pp. 47-63, **TD No. 742 (febbraio 2010)**.
- V. DI GIACINTO, *On vector autoregressive modeling in space and time*, *Journal of Geographical Systems*, v. 12, 2, pp. 125-154, **TD No. 746 (febbraio 2010)**.
- A. DI CESARE e G. GUAZZAROTTI, *An analysis of the determinants of credit default swap spread changes before and during the subprime financial turmoil*, *Journal of Current Issues in Finance, Business and Economics*, v. 3, 4, pp., **TD No. 749 (marzo 2010)**.
- A. BRANDOLINI, S. MAGRI e T. M. SMEEDING, *Asset-based measurement of poverty*, *Journal of Policy Analysis and Management*, v. 29, 2, pp. 267-284, **TD No. 755 (marzo 2010)**.
- G. CAPPELLETTI, *A Note on rationalizability and restrictions on beliefs*, *The B.E. Journal of Theoretical Economics*, v. 10, 1, pp. 1-11, **TD No. 757 (aprile 2010)**.
- S. DI ADDARIO e D. VURI, *Entrepreneurship and market size. the case of young college graduates in Italy*, *Labour Economics*, v. 17, 5, pp. 848-858, **TD No. 775 (settembre 2010)**.

#### FORTHCOMING

- L. MONTEFORTE e S. SIVIERO, *The Economic Consequences of Euro Area Modelling Shortcuts*, *Applied Economics*, **TD No. 458 (dicembre 2002)**.
- M. BUGAMELLI e A. ROSOLIA, *Produttività e concorrenza estera*, *Rivista di politica economica*, **TD No. 578 (febbraio 2006)**.
- G. DE BLASIO e G. NUZZO, *Historical traditions of civicness and local economic development*, *Journal of Regional Science*, **TD No. 591 (maggio 2006)**.
- S. DI ADDARIO, *Job search in thick markets*, *Journal of Urban Economics*, **TD No. 605 (dicembre 2006)**.
- F. SCHIVARDI e E. VIVIANO, *Entry barriers in retail trade*, *Economic Journal*, **TD No. 616 (febbraio 2007)**.
- G. FERRERO, A. NOBILI e P. PASSIGLIA, *Assessing excess liquidity in the Euro Area: the role of sectoral distribution of money*, *Applied Economics*, **TD No. 627 (aprile 2007)**.
- P. E. MISTRULLI, *Assessing financial contagion in the interbank market: maximum entropy versus observed interbank lending patterns*, *Journal of Banking & Finance*, **TD No. 641 (settembre 2007)**.
- Y. ALTUNBAS, L. GAMBACORTA e D. MARQUÉS, *Securitisation and the bank lending channel*, *European Economic Review*, **TD No. 653 (novembre 2007)**.
- E. CIAPANNA, *Directed matching with endogenous markov probability: clients or competitors?*, *The RAND Journal of Economics*, **TD No. 665 (aprile 2008)**.
- M. BUGAMELLI and F. PATERNÒ, *Output growth volatility and remittances*, *Economica*, **TD No. 673 (giugno 2008)**.
- V. DI GIACINTO e M. PAGNINI, *Local and global agglomeration patterns: two econometrics-based indicators*, *Regional Science and Urban Economics*, **TD No. 674 (giugno 2008)**.
- P. SESTITO e E. VIVIANO, *Reservation wages: explaining some puzzling regional patterns*, *Labour*, **TD No. 696 (dicembre 2008)**.
- P. PINOTTI, M. BIANCHI e P. BUONANNO, *Do immigrants cause crime?*, *Journal of the European Economic Association*, **TD No. 698 (dicembre 2008)**.
- L. FORNI, A. GERALI e M. PISANI, *Macroeconomic effects of greater competition in the service sector: the case of Italy*, *Macroeconomic Dynamics*, **TD No. 706 (marzo 2009)**.
- Y. ALTUNBAS, L. GAMBACORTA, e D. MARQUÉS-IBÁÑEZ, *Bank risk and monetary policy*, *Journal of Financial Stability*, **TD No. 712 (maggio 2009)**.
- P. ANGELINI, A. NOBILI e C. PICILLO, *The interbank market after August 2007: What has changed, and why?*, *Journal of Money, Credit and Banking*, **TD No. 731 (ottobre 2009)**.
- L. FORNI, A. GERALI e M. PISANI, *The macroeconomics of fiscal consolidations in euro area countries*, *Journal of Economic Dynamics and Control*, **TD No. 747 (marzo 2010)**.
- A. DI CESARE e G. GUAZZAROTTI, *An analysis of the determinants of credit default swap spread changes before and during the subprime financial turmoil*, in C. V. Karsone (eds.), *Finance and Banking Developments*, Nova Publishers, New York., **TD No. 749 (marzo 2010)**.
- G. GRANDE e I. VISCO, *A public guarantee of a minimum return to defined contribution pension scheme members*, *Journal of Risk*, **TD No. 762 (giugno 2010)**.
- S. MAGRI e R. PICO, *The rise of risk-based pricing of mortgage interest rates in Italy*, *Journal of Banking and Finance*, **TD No. 696 (ottobre 2010)**.