

#### 4. UNA STIMA DEL LIVELLO DI EFFICIENZA DELLE SOCIETÀ DI GESTIONE DEL RISPARMIO OPERANTI IN ITALIA<sup>♦</sup>

Il tema dell'efficienza degli intermediari finanziari e la valutazione dei principali indicatori di redditività, di rischiosità e di solidità patrimoniale sono stati oggetto di analisi in precedenti numeri di Osservatorio Monetario<sup>1</sup>. In questo contributo si propongono alcune riflessioni sul livello di efficienza di una particolare categoria di intermediari finanziari, le Società di gestione del risparmio (SGR), il cui ambito operativo ha subito negli ultimi anni rilevanti modifiche, anche a motivo dei riflessi generati dalla crisi finanziaria e dal mutato atteggiamento degli investitori nei confronti delle varie attività di intermediazione (ed in primis quella di *asset management*). Resta infatti da chiedersi se non sono cambiate o è da attendersi un'evoluzione delle strategie competitive degli intermediari operanti nell'ambito del risparmio gestito alla luce della recente evoluzione dei mercati finanziari e degli effetti di questa sul loro assetto organizzativo nonché sull'offerta dei servizi di investimento. Al riguardo si sottolinea che il rinnovato interesse per i modelli organizzativi dei soggetti deputati a erogare servizi di gestione del risparmio fa da eco, da un lato, alla necessità di individuare assetti produttivi più efficienti (in un contesto di rinvirgite istanze di tutela degli investitori in strumenti finanziari esposti alle turbolenze dei mercati borsistici) e dall'altro alle diffuse esigenze di economicità e di miglioramento della qualità dei servizi offerti.

<sup>♦</sup> A cura di Alberto Banfi, Giuliana Borello e Francesca Pampurini.

<sup>1</sup> Per tutti si rinvia all'analisi condotta da Baglioni-Petrella, OM 3/2003, e da Beccalli-Bongini-Patarnello, OM 1/2009.

La maggior parte degli studi empirici in materia di efficienza è focalizzata sull'industria bancaria. Soltanto una parte residuale si concentra sulle imprese di investimento in senso generale. In particolare mancano lavori relativi alle SGR. Presumibilmente, il motivo di tale carenza è dovuto, da un lato alla difficoltà di individuare una rappresentazione univoca e veritiera del processo produttivo dell'industria del risparmio gestito e, dall'altro, alla totale mancanza di dati. L'unico tentativo di indagare la redditività e le performance delle SGR italiane è piuttosto recente<sup>2</sup>, ma si fonda su un impianto teorico assai differente in quanto propone unicamente un confronto basato sui principali multipli di bilancio.

L'interesse degli studiosi per l'analisi dell'efficienza del settore bancario è in parte dovuto anche al fatto che questo settore è stato protagonista di numerosi cambiamenti strutturali nel corso degli ultimi decenni che ne hanno profondamente mutato la morfologia in tutti i principali paesi industrializzati. Gli studi in materia di efficienza si sono sviluppati secondo due direzioni. Una parte si è focalizzata sugli aspetti di policy con il principale obiettivo di valutare l'impatto delle scelte del legislatore in funzione del noto paradigma struttura-condotta-performance. A questo filone appartengono, ad esempio, i lavori che illustrano l'evoluzione degli indicatori di efficienza e di performance a seguito di eventi aziendali quali M&A, oppure che ne analizzano i legami con la forma organizzativa e manageriale della società stessa<sup>3</sup>.

<sup>2</sup> Cfr. Geretto Morassut, 2010 e Bianchi, Miele (2011).

<sup>3</sup> A tale proposito si vedano i lavori di Belkaoui, Pavlik (1991), Cole, Mehran (1998), Bonin, Hasank, Bauer, Berger, Ferrier, Humphrey (1998), Esho (2001), Otten, Schweitzer (2002), Berkowitz (2003), Amel, Barnes, Panetta, Salleo (2004), Wachtel (2005), Iannotta, Nocera, Sironi (2007), García-Marco, Robles Fernández (2008), Ferris, Yan (2009), Kauko (2009).

Un secondo filone di ricerca si è concentrato, invece, sul confronto internazionale con l'obiettivo di individuare eventuali legami tra le caratteristiche strutturali di ciascun sistema nazionale e il livello di efficienza dei soggetti appartenenti a ciascun sistema<sup>4</sup>.

Per quanto concerne gli studi relativi alle imprese di investimento - che risultano più comparabili rispetto all'oggetto di studio del presente lavoro - si osserva che essi sono quasi tutti esclusivamente focalizzati sulla stima di economie di scala e di scopo. Questa parte della letteratura offre comunque numerosi spunti per quanto concerne i criteri di scelta del modello impiegato per descrivere la "tecnologia di produzione" caratteristica delle SGR<sup>5</sup>.

Al fine di definire il campo di indagine e la rilevanza quantitativa del fenomeno indagato, è opportuno rilevare che a fine 2010 in Italia risultano operative 195 Società di Gestione del Risparmio, di cui circa il 40% è specializzato nella gestione di fondi aperti e in altre gestioni (tra cui la gestione dei fondi pensione)<sup>6</sup>. Con riferimento al loro livello di redditività, l'esercizio 2010 si è concluso con un calo del livello degli utili netti (-9,3% rispetto all'anno precedente); ciò è dipeso prevalentemente dal venir meno di alcuni proventi straordinari (realizzati nel 2009), da una crescita - ancorché contenuta - dei costi operativi e dagli effetti di una lieve diminuzione del valore dei patrimoni gestiti. Va altresì segnalato che più di un terzo delle SGR ha chiuso l'esercizio 2010

con una perdita: di queste, più della metà sono società specializzate nel comparto dei fondi chiusi (in particolare di tipo immobiliare) che non hanno ancora raggiunto volumi di attività tali da consentire la copertura dei costi, trattandosi di operatori di recente costituzione<sup>7</sup>.

Negli ultimi anni le SGR sono state oggetto di particolare attenzione da parte della Consob e della Banca d'Italia. Dal 2008 Banca d'Italia, Consob e il Ministero dell'Economia e delle Finanze, con la partecipazione degli operatori interessati, hanno attivato un Gruppo di Lavoro sui fondi comuni italiani con il compito di esaminare le innovazioni normative e regolamentari necessarie per il rilancio dell'industria del risparmio gestito. Dalle analisi condotte<sup>8</sup> è emerso che i tre principali fattori a cui possono essere ricondotte le difficoltà del settore del risparmio gestito riguardano:

- le asimmetrie regolamentari tra i fondi comuni d'investimento rispetto alle polizze assicurative - previdenziali e alle obbligazioni bancarie;
- l'appartenenza delle SGR a gruppi bancari o assicurativi che vincolano il canale della distribuzione;
- il regime fiscale che penalizza i fondi italiani rispetto a quelli esteri.

In particolare, il secondo punto<sup>9</sup> risulta strettamente connesso all'analisi svolta nel presente lavoro in quanto la struttura proprietaria delle SGR ha un forte impatto sul suo modello di business sia in termini di scelte distributive, sia in termini di *pricing*. Da un'analisi recentemente

<sup>4</sup> Dietsch, Lozano-Vivas (2000), Udell (2000), Liu, Beccalli (2004), Bos Schmiedel (2007), Lensink, Meesters, Naaborg (2008), Berger, De Young, Genay, Beccalli, Frantz (2009), Bolt, Humphrey (2010), Molyneux, Wilson (2010).

<sup>5</sup> Tutti questi lavori (tranne Boscia 1997) concordano nell'utilizzare i ricavi quali misure di *output* e il costo del lavoro sommato al costo del capitale fisico quale misura di *input*.

<sup>6</sup> Cfr. Banca d'Italia, Relazione per l'anno 2010, pag. 201.

<sup>7</sup> Cfr. Banca d'Italia, Relazione per l'anno 2010, pagg. 216 ss.

<sup>8</sup> Rapporto del Gruppo di lavoro sui fondi comuni italiani "Fondi comuni Italiani: situazione attuale e possibili linee di intervento"- Luglio 2008

<sup>9</sup> Quest'ultimo punto è stato risolto recentemente tramite il "Decreto Mille proroghe" che sposta la tassazione sui fondi dal "maturato" al "realizzato" a partire dal 1° luglio 2011.

svolta dalla Consob è emerso che nelle realtà di gruppo “i prodotti delle società di gestione sono distribuiti essenzialmente da pochi intermediari, riconducibili al medesimo gruppo delle SGR stesse”. Inoltre, “le retrocessioni commissionali operate dalle SGR verso i distributori di gruppo risultano superiori alla media del mercato”<sup>10</sup>.

Il presente lavoro intende mettere in evidenza le peculiarità del processo produttivo delle SGR rispetto alle imprese del settore bancario (e finanziario in generale) proponendo una misura di efficienza in grado di incorporare le specificità di questa industria.

L’analisi viene condotta su un campione di SGR italiane mediante l’utilizzo di un modello econometrico per la misurazione delle *X-efficiencies* aziendali che comporta la stima di una frontiera efficiente (che rappresenta il caso “*best practice*”) con la quale viene confrontato ciascun soggetto appartenente al campione osservato.

## 1. La definizione del concetto di efficienza

L’analisi dell’efficienza degli intermediari finanziari è un tema assai diffuso in letteratura poiché cattura l’interesse di varie categorie di soggetti tra cui i *manager* e gli *stakeholder* (interessati principalmente alla massimizzazione dei profitti e alla minimizzazione dei costi), il legislatore e le autorità di vigilanza (interessate a valutare gli effetti delle loro decisioni sulla performance e sulla stabilità degli intermediari). Il tradizionale approccio all’analisi della performance degli intermediari finanziari basato su di un esame comparativo delle più note grandezze di bilancio (costi operativi, ricavi lordi, ROE, ROA, ecc.) è stato affiancato da tecniche in

grado di tenere conto anche di fattori strategici non rappresentati dalle grandezze contabili.

Questi modelli si basano sulla misurazione delle economie di scala e delle economie di scopo. In particolare, le economie di scala descrivono il processo attraverso il quale è possibile ridurre il costo medio dell’*output* aumentando la scala produttiva (a parità di altri fattori) e quindi la dimensione aziendale. Diversamente le economie di scopo descrivono il processo attraverso il quale è possibile ottenere un vantaggio di costo producendo un particolare mix di *output* il cui costo di produzione congiunta è inferiore alla somma dei costi di produzione separata<sup>11</sup>.

A partire dagli anni Novanta si sono affermati nella letteratura altri modelli, finalizzati allo studio dell’efficienza, in grado di tenere conto non soltanto dei fattori precedentemente citati, ma anche dei fattori discrezionali - rappresentativi dei processi decisionali dei *manager* - e delle variabili ambientali - rappresentative del contesto in cui le aziende operano. Questi modelli si basano sul concetto di *X-efficiencies* e sulla costruzione delle cosiddette frontiere efficienti. Questa tecnica si basa sul confronto tra la performance di ciascun intermediario osservato rispetto ai soggetti che giacciono sulla frontiera efficiente (*best practice*), a parità di una serie di fattori esogeni che caratterizzano l’ambiente in cui operano gli intermediari. Le determinanti delle *X-efficiencies* dipendono sia dalle abilità del management sia da fattori esterni all’azienda, che riflettono condizioni istituzionali e fattori strutturali. Per tale motivo i modelli basati sulla misurazione delle *X-efficiencies* sono preferibili, poiché sono in grado di tenere conto del contesto microeconomico generale in cui si inserisce l’attività di ciascun intermediario.

<sup>10</sup> Cfr. Consob, Relazione per l’anno 2010, pag. 200.

<sup>11</sup> Cfr. Panzar, Willig (1975, 1981).

Diversi studi empirici focalizzati esclusivamente sull'industria bancaria<sup>12</sup> hanno evidenziato non soltanto la presenza di forti inefficienze nel settore, ma hanno anche stimato che le *X-inefficiencies* ammontano ad un valore superiore al 20% dei costi delle aziende di credito, mentre le economie di scala e di scopo ne rappresentano meno del 5%. Ciò significa che le diverse abilità dei *manager* di tenere sotto controllo i costi e di incrementare i profitti hanno un impatto sulle performance aziendali largamente superiore rispetto ai vantaggi di costo derivanti dalla scelta della scala di produzione (dimensione aziendale) piuttosto che dal mix di prodotti.

In tale contesto, per valutare la performance è necessario definire la struttura del processo produttivo che caratterizza il processo tecnologico attraverso il quale gli *input* vengono trasformati in *output*. Una volta definita tale funzione è possibile calcolare il livello massimo degli *output* che possono essere prodotti utilizzando diverse combinazioni di *input*. Il principale problema nella misurazione di questa relazione funzionale concerne la mancanza di dati per il ricercatore esterno; per superare tale ostacolo è possibile sfruttare la relazione che lega la funzione di produzione (che rappresenta la tecnologia di produzione) e la funzione di costo minimo (o di profitto massimo)<sup>13</sup>. Una volta definita l'espressione algebrica della funzione di costo (o di profitto) è possibile ricavare le equazioni di produzione degli *output* e di domanda degli *input* che risolvono il problema di ottimizzazione.

Prima di procedere alla misurazione delle *X-efficiencies* è necessario, innanzitutto, definire cosa si intende per efficienza. La modellistica più diffusa in letteratura propone tre diversi concetti

di efficienza: efficienza di profitto standard, efficienza di profitto alternativa e efficienza di costo<sup>14</sup>.

L'efficienza di profitto standard misura la capacità di un intermediario di ottenere il massimo profitto dato un particolare livello dei prezzi degli *input* e degli *output*; tecnicamente essa è data dal rapporto tra i profitti effettivi stimati per ciascun soggetto e i profitti massimi stimati per il soggetto *best practice* del campione. Tale misura si ottiene dalla massimizzazione della funzione di profitto standard che specifica profitti variabili e assume come esogeni i prezzi. La funzione di profitto (espressa in forma logaritmica) è la seguente<sup>15</sup>:

$$\ln(\pi + \theta) = f(w, p, z, v) + \ln u_{\pi} + \ln \varepsilon_{\pi}$$

dove  $\pi$  rappresenta il profitto (variabile) dato dalla differenza tra i ricavi generati dagli *output* (interessi e commissioni) e dai costi espressi dalla funzione di costo,  $\theta$  è una costante aggiunta per rendere positivo l'argomento del logaritmo,  $w$  rappresenta i prezzi degli *input* variabili,  $p$  rappresenta i prezzi degli *output* variabili,  $z$  rappresenta le quantità di *input* e *output* fissi,  $v$  rappresenta il set di variabili istituzionali definite anche ambientali,  $\varepsilon$  è l'errore di stima e  $u$  rappresenta l'inefficienza.

L'efficienza standard di profitto risulta dunque:

$$\text{Std}\pi\text{EFF}^i = \frac{\hat{\pi}^i}{\hat{\pi}^{\max}} = \frac{e^{\hat{f}(p^i, w^i, z^i, v^i)} e^{\ln \hat{u}_{\pi}^i} - \theta}{e^{\hat{f}(p^i, w^i, z^i, v^i)} e^{\ln \hat{u}_{\pi}^{\max}} - \theta}$$

e rappresenta la quota di massimo profitto effettivamente ottenuta. Un valore pari a 70% sta ad indicare che l'intermediario in questione sta perdendo il 30% dei profitti rispetto alla miglior impresa del campione. Tale rapporto può essere al massimo pari a 1 (nel caso dell'impresa migliore), ma può anche assumere valori negativi dal momento che l'intermediario potrebbe anche perdere più del 100% dei suoi potenziali profitti.

<sup>12</sup> Berger, Hunter, Timme (1993) e Bauer (1993).

<sup>13</sup> Nella letteratura tale relazione è definita "principio di dualità". Per un approfondimento si vedano Diewert (1974), Shephard (1970) e Varian (1990).

<sup>14</sup> Cfr. Berger, Mester (1997), pag. 898.

<sup>15</sup> Cfr. Berger, Mester (1997), pag. 899.

Questo concetto di efficienza di profitto standard è particolarmente diffuso in letteratura poiché gode di tre importanti proprietà: innanzitutto tiene conto dell'inefficienza derivante sia dalla scelta degli *input* che degli *output*; in secondo luogo attribuisce pari importanza alla capacità del *manager* di far aumentare i ricavi marginali e/o di ridurre i costi marginali; da ultimo si basa su un confronto con l'impresa migliore del campione che rappresenta un punto di ottimo sulla frontiera.

L'efficienza di costo misura la differenza tra il livello dei costi di un dato intermediario rispetto ai costi che avrebbe sopportato l'impresa *best practice* per produrre lo stesso insieme di *output* date le medesime condizioni. Tale misura deriva da una funzione di costo (che rappresenta un caso speciale della funzione di profitto) in cui i costi  $c$  (variabili) dipendono dai prezzi degli *input* variabili  $w$ , dalle quantità degli *output* variabili  $y$ , da eventuali *input* e *output* fissi  $z$ , da fattori ambientali  $v$  e dall'inefficienza  $u_c$  (a meno di un termine di errore  $\epsilon_c$ ). Essa è rappresentata dalla seguente equazione (espressa in termini logaritmici):

$$\ln c = f(w, y, z, v) + \ln u_c + \ln \epsilon_c$$

da cui segue l'espressione dell'efficienza di costo calcolata come rapporto tra il livello di costo sopportato dall'intermediario *best practice* per produrre un dato livello di *output* e il costo effettivamente sopportato da ciascun intermediario per produrre il medesimo *output*<sup>16</sup>:

$$\text{CostEFF}^i = \frac{\hat{c}^{\min}}{\hat{c}^i} = \frac{e^{\hat{f}(w^i, y^i, z^i, v^i)} e^{\ln \hat{u}_c^{\min}}}{e^{\hat{f}(w^i, y^i, z^i, v^i)} e^{\ln \hat{u}_c^i}}$$

Questo indicatore misura la quota di costi o di ricavi utilizzati in maniera efficiente: ad esempio, come prima, un rapporto pari a 70% indica che l'intermediario è efficiente al 70% o, alternativamente, che sta spreco il 30% dei

suoi costi rispetto alla migliore impresa del campione. Questo rapporto è sempre compreso tra 0 e 1 (quest'ultimo valore corrisponde all'impresa *best practice*).

Anche la funzione di costo risulta piuttosto diffusa in letteratura poiché anch'essa gode di alcuni vantaggi<sup>17</sup>. Innanzitutto assume come date le quantità degli *output* e non i prezzi, come nel caso della funzione di profitto; l'ipotesi di prezzi esogeni può risultare non appropriata nel caso degli intermediari finanziari, mentre più realistica appare l'ipotesi di prezzi funzione delle quantità.

Per superare alcune assunzioni alla base della funzione di profitto standard che non risultano particolarmente rappresentative della realtà in cui si inseriscono gli intermediari finanziari, Berger e Mester, nel 1997 hanno sviluppato la cosiddetta funzione di profitto alternativa. Quest'ultima è basata sulla stessa variabile dipendente della funzione di profitto e sulle stesse variabili indipendenti della funzione di costo: le quantità degli *output* sono considerate costanti, mentre i prezzi degli *output* possono variare. La funzione di profitto alternativa (in forma logaritmica) è la seguente<sup>18</sup>:

$$\ln(\pi + \theta) = f(w, y, z, v) + \ln u_{\pi} + \ln \epsilon_{\pi}$$

L'efficienza di profitto alternativa misura lo scostamento del profitto di un intermediario rispetto al profitto del *best-practice* del campione a parità di quantità *output* (anziché di prezzi) ed è espressa dal seguente quoziente:

$$\text{Alt}\pi\text{EFF}^i = \frac{\hat{\pi}^i}{\hat{\pi}^{\max}} = \frac{e^{\hat{f}(p^i, w^i, z^i, v^i)} e^{\ln \hat{u}_{\pi}^i} - \theta}{e^{\hat{f}(p^i, w^i, z^i, v^i)} e^{\ln \hat{u}_{\pi}^{\max}} - \theta}$$

Date le caratteristiche del campione di SGR oggetto di analisi nel presente lavoro si è scelto di utilizzare la funzione di profitto alternativa (anziché la sua formulazione standard) poiché

<sup>16</sup> Cfr. Berger, Mester (1997), pag. 899.

<sup>17</sup> Cfr. Berger, Mester (1997), pag. 898.

<sup>18</sup> Cfr. Berger 1997, pag. 901.

essa è in grado di rappresentare meglio la realtà qualora si verificano uno o più dei seguenti casi:

- (i) i servizi finanziari non sono facilmente misurabili e non sono particolarmente differenziati;
- (ii) le imprese non sono in grado di produrre qualsiasi scala e qualsiasi combinazione di *output*, pertanto gli *output* stessi non possono essere considerati completamente variabili;
- (iii) il mercato non risulta perfettamente concorrenziale poiché le imprese hanno un forte potere nel fissare i prezzi dei loro prodotti/servizi;
- (iv) i prezzi degli *output* non sono misurati in maniera accurata<sup>19</sup>.

Per quanto concerne le SGR l'ipotesi di mercato non perfettamente competitivo illustrata al punto (iii) è realistica; inoltre, come indicato al punto (i), i prodotti/servizi offerti da ciascun intermediario sono caratterizzati da uno scarso livello di differenziazione; anche la seconda ipotesi, indicata al punto (ii), è ragionevolmente soddisfatta poiché le quantità prodotte non sono completamente variabili.

## 2. Le variabili di *input* e di *output*

Il presente lavoro indaga gli aspetti di (in)efficienza delle SGR attive in Italia impiegando l'approccio SFA illustrato in appendice. Per poter ottenere stime realistiche e accurate è fondamentale individuare le variabili chiave di *input* e di *output*. L'identificazione dei prodotti delle SGR risulta profondamente diversa rispetto al caso delle banche: pertanto, i risultati qui proposti non saranno comparabili né con le stime di efficienza proposte dalla letteratura, né con la scelta degli *input* e *output* proposti dal filone letterario riferito all'industria bancaria.

Trattandosi, quindi, di un tema innovativo verranno di seguito proposti tre diversi modelli caratterizzati da un diverso mix di *input/output* e basati su una diversa definizione della tecnologia di produzione.

Il processo produttivo delle SGR consiste nella fornitura di servizi di investimento collettivo<sup>20</sup> impiegando lavoro e capitale fisico e presupponendo una determinata dotazione patrimoniale. Gli *input* sono dunque rappresentati da questi ultimi tre elementi (il lavoro, il capitale fisico e il capitale finanziario) i cui prezzi sono definiti dal costo del personale, dalle spese operative (comprehensive delle immobilizzazioni sia materiali che immateriali) e dalla somma di commissioni passive e interessi passivi<sup>21</sup>. Con riferimento all'individuazione degli *output* il presente lavoro si differenzia dalla letteratura empirica ad oggi disponibile in quanto, diversamente dalle banche e dalle imprese di investimento, che offrono ai propri clienti una pluralità di prodotti/servizi, le SGR offrono di fatto unicamente il servizio di gestione collettiva del risparmio. Pertanto vi è un solo *output* da considerare. Per quanto concerne la scelta dei dati utilizzati nella stima degli *output* l'unica fonte disponibile al ricercatore esterno è rappresentata dai bilanci di esercizio che riportano sia valori di flusso, rappresentati nel conto economico, sia valori di *stock*, rappresentati nello stato patrimoniale. La letteratura in materia di efficienza (riferita soprattutto alle imprese di investimento) propone argomentazioni diverse circa la scelta tra queste due tipologie di

<sup>20</sup> Le SGR sono abilitate anche alla gestione di patrimoni individuali, tuttavia il nostro lavoro intende più che altro focalizzarsi sul vero e proprio *core business* inteso come gestione collettiva.

<sup>21</sup> Ciascun prezzo degli *input*, prima di essere utilizzato nel modello econometrico, viene rapportato al totale attivo (*total asset*) al fine di tenere conto delle differenze dimensionali tra le diverse SGR del campione.

<sup>19</sup> Cfr. Berger, Mester (1997), pag. 901.

variabili<sup>22</sup>. Alcuni lavori utilizzano i ricavi per misurare gli *output* basandosi sul presupposto che i principali prodotti offerti dalle imprese di investimento sono in realtà dei servizi e quindi sono meglio rappresentati da variabili di flusso<sup>23</sup>. Altri lavori, invece, utilizzano variabili di *stock* sostenendo che l'obiettivo di tali imprese consista nel massimizzare l'ammontare di negoziazione (nel caso dei lavori riferiti alle SIM) e il patrimonio in gestione<sup>24</sup>. L'utilizzo di dati di *stock* avrebbe anche l'ulteriore vantaggio di poter essere comparato con i risultati degli studi di efficienza del settore bancario nei quali vengono impiegate esclusivamente variabili di questo tipo.

In questa sede viene stimato il grado di efficienza delle SGR attive in Italia attraverso tre diverse specificazioni del modello econometrico utilizzando, alternativamente, le due diverse misure di *output*, l'una basata sui volumi, ossia su variabili *stock*, e l'altra basata sui flussi<sup>25</sup>. La TAB. 1 riporta la composizione delle voci di *input* e *output* per ciascun modello e la denominazione della variabile corrispondente.

Per ragioni di comparabilità con i risultati di precedenti studi in materia di efficienza, viene dapprima stimato il modello A basato su variabili *stock* rappresentate dalle più importanti voci di stato patrimoniale (ossia quelle che presentano una maggior incidenza sul totale delle attività): le attività finanziarie, i crediti e le attività fiscali<sup>26</sup>.

---

<sup>22</sup> Per una rassegna bibliografica sull'argomento si veda Beccalli (2001).

<sup>23</sup> Cfr Goldberg et al. (1991) e Anolli, Resti (1996).

<sup>24</sup> Cfr. Boscia (1997).

<sup>25</sup> Per effettuare la stima è stato impiegato il software FRONTIER Versione 4.1 (vedi Coelli, 1992), mentre per ottenere omogeneità lineare tra i dati sono state applicate delle restrizioni basate sulla normalizzazione della variabile "costi totali" e dei prezzi *input* riferiti al lavoro e al capitale fisico.

<sup>26</sup> La somma di queste tre voci rappresenta circa l'85% dell'attivo di Stato Patrimoniale. In media i crediti rappresentano il 53% del totale, le attività fiscali il 5% e le attività finanziarie il rimanente 27%. Queste ultime

Le attività finanziarie in portafoglio, costituite principalmente da obbligazioni, azioni e quote di OICR, vengono acquistate impiegando parte dei propri profitti, soprattutto commissioni attive, generati dall'attività di gestione. La voce crediti si riferisce, invece, alle commissioni attive – vantate nei confronti dei sottoscrittori delle quote degli OICR – maturate nel corso dell'ultimo mese di ciascun esercizio e che vengono incassate e liquidate il primo mese del successivo esercizio<sup>27</sup>. Per quanto concerne, invece, il secondo modello stimato nel presente lavoro (vedi tabella 1 modello B), esso è basato sull'utilizzo di una variabile di flusso quale misura di *output*; in particolare essa è rappresentata dal margine di intermediazione (dato dalla somma degli interessi attivi e delle commissioni incassate) poiché si presume che uno dei principali obiettivi del *manager* sia quello di massimizzare i ricavi derivanti dal servizio di gestione rappresentati – come noto – principalmente, in forma di commissioni.

Infine, il lavoro si differenzia dalla letteratura disponibile per un ulteriore aspetto: trattandosi di SGR che offrono unicamente servizi di risparmio gestito, è stata formulata una terza specificazione del modello econometrico (modello C) in cui la variabile *output* è rappresentata da uno *stock*, l'*asset under management* (AUM), ossia il valore del patrimonio in gestione affidato a ciascun soggetto di anno in anno.

---

rappresentano la somma di diverse voci contabili: attività finanziarie detenute per la negoziazione, attività finanziarie valutate al *fair value*, attività finanziarie disponibili per la vendita e attività finanziarie detenute sino a scadenza.

<sup>27</sup> Nel caso delle SGR appartenenti ad un gruppo la voce crediti comprende anche i trasferimenti temporanei (in forma di prestiti) effettuati a beneficio della holding o di altre società del gruppo, presumibilmente motivati da politiche di bilancio. Tale voce assume spesso importi consistenti.

**TAB. 1: Modelli per la stima della frontiera efficiente**

<b>Modello A</b>			
<i>Input*</i>		<i>Output</i>	
w <sub>1</sub> Capitale Umano: <i>Spese per il personale</i>		Attività finanziarie	y <sub>1</sub>
w <sub>2</sub> Capitale Finanziario = <i>Commissioni passive + interessi passivi</i>		Crediti	y <sub>2</sub>
w <sub>3</sub> Capitale Fisico = <i>Spese amministrative + rettifiche sulle attività materiali</i>		Attività Fiscali	y <sub>3</sub>
<b>Modello B</b>			
<i>Input*</i>		<i>Output</i>	
w <sub>1</sub> Capitale Umano = <i>Spese per il personale</i>		Margine di intermediazione	y <sub>1</sub>
w <sub>2</sub> Capitale Finanziario = <i>Commissioni passive + interessi passivi</i>			
w <sub>3</sub> Capitale Fisico = <i>Spese amministrative + rettifiche sulle attività materiali</i>			
<b>Modello C</b>			
<i>Input*</i>		<i>Output</i>	
w <sub>1</sub> Capitale Umano = <i>Spese per il personale</i>		Asset Under Management	y <sub>1</sub>
w <sub>2</sub> Capitale Finanziario = <i>Commissioni passive + interessi passivi</i>			
w <sub>3</sub> Capitale Fisico = <i>Spese amministrative + rettifiche sulle attività materiali</i>			

\* I tre valori di *input* per ciascuna SGR del campione sono stati tutti divisi per il totale attivo in modo tale da ottenere dati non distorti e poter confrontare SGR di diverse dimensioni con il medesimo modello econometrico.

### 3. Descrizione del campione e principali risultati

Il campione utilizzato per l'analisi è stato costruito sulla base delle informazioni presenti nell'albo delle SGR tenuto presso la Banca d'Italia. Come già anticipato il lavoro si focalizza sulle SGR operanti in Italia<sup>28</sup> che svolgono l'attività di gestione collettiva del risparmio tramite fondi comuni aperti; pertanto sono state escluse dal campione le SGR immobiliari e le società comunemente dette "alternative" o "speculative" e le SGR di *private equity* in quanto

<sup>28</sup> A questa categoria appartengono anche le SGR internazionali che hanno aperto una sede in Italia per agevolare l'operatività sul territorio nazionale.

caratterizzate da un processo gestionale completamente diverso<sup>29</sup>.

Il campione si compone dell'intera popolazione di SGR tradizionali attive nel periodo 2004-2009 per un totale di 81 società<sup>30</sup>. Si tratta di un campione *unbalanced* in quanto il numero di società attive in ciascuno degli anni considerati non è fisso; tale numero può variare, in diminuzione, a seguito dell'uscita dal mercato degli intermediari che cessano la propria attività o che vengono acquisiti da altre società; oppure può aumentare a seguito dell'entrata di nuovi operatori che ottengono l'autorizzazione da parte della Banca d'Italia (vedi TAB. 2).

**TAB. 2: Composizione del campione**

Periodo	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2004-2009
n. SGR osservato							
n. SGR operative	70	73	69	65	60	58	81
n. bilanci analizzati	70	73	69	65	60	58	395

Fonte: Banca d'Italia – Albo delle SGR

La maggior parte delle società di gestione che compongono il campione osservato appartengono ad un gruppo: in particolare 61 SGR fanno capo ad un gruppo bancario e 5 SGR ad un gruppo assicurativo; risulta piuttosto esiguo il numero di società indipendenti. Rilevante è anche la quota

<sup>29</sup> La loro struttura di costo e di profitto risulta assai diversa rispetto alle SGR tradizionali poiché la loro attività di gestione presuppone un orizzonte temporale di lungo periodo e un livello di rischio marcatamente più elevato. Anche la normativa specifica riferita a queste particolari SGR presenta differenze significative in termini di obblighi informativi e patrimoniali (che sono decisamente inferiori rispetto alle società oggetto nella nostra analisi).

<sup>30</sup> È necessario precisare che di queste 81 società alcune svolgono sia attività di gestione di fondi comuni aperti, sia attività di gestione di fondi chiusi, immobiliari o di *private equity*, sebbene in misura ridotta.

delle società straniere, pari a 21, che pur avendo sede in Italia appartengono a loro volta ad un gruppo internazionale la cui holding non è una società di diritto italiano. Le SGR appartenenti ad un gruppo e le SGR straniere possono essere definite *captive* poiché le logiche gestionali seguite dai *manager* dipendono, almeno in parte, dalle politiche aziendali e dagli obiettivi della capogruppo. Inoltre, queste SGR possono sfruttare l'effetto benefico delle sinergie del gruppo soprattutto con riferimento alle reti di vendita, alla gestione del *back office* ed eventualmente anche degli immobili in cui si svolge l'attività lavorativa.

Le SGR attive in Italia e presenti nel campione oggetto di studio sono caratterizzate da una forte differenziazione in termini dimensionali: gli intermediari di maggiori dimensioni rappresentano soltanto una piccola quota del totale, mentre le società di dimensione medio-piccola risultano assai numerose. In particolare, i maggiori operatori presentano un totale attivo che si attesta, in media, attorno ad un valore di 538 milioni di Euro che risulta circa 102 volte più grande rispetto al totale attivo degli operatori di minori dimensioni (mediamente pari a 5,3 milioni di Euro)<sup>31</sup>.

Le variabili di *input* e *output* utilizzate per la stima del modello econometrico sono state estratte dai bilanci delle SGR depositati presso l'archivio della Camera di Commercio (CERVED). In totale sono stati raccolti e analizzati 395 bilanci (si veda la TAB. 2) relativi al periodo 2004-2009. Con riferimento a tale documentazione è necessario

<sup>31</sup> I maggiori operatori sono considerati quelli appartenenti all'ultimo quartile della distribuzione, ossia le 20 SGR che presentano i valori più elevati in termini di totale attivo. Analogamente gli operatori di minori dimensioni sono quelli appartenenti al primo quartile della distribuzione, ossia le 20 SGR che presentano i valori più contenuti in termini di totale attivo.

illustrare alcune problematiche emerse in sede di raccolta dei dati. Innanzitutto, nel 2005 anche le società di gestione del risparmio hanno adottato i principi contabili internazionali che hanno impattato su una parte delle voci presenti in bilancio le quali risultano scarsamente comparabili con le voci presenti nei bilanci degli esercizi precedenti. In secondo luogo, durante il periodo osservato, lo schema di bilancio delle SGR predisposto dalla Banca d'Italia ha subito alcune variazioni; pertanto, per poter confrontare i risultati delle stime di efficienza riferite ad anni diversi è stato necessario operare alcune aggregazioni tra le voci di bilancio che costituiscono *input* e *output* del modello. Infine, un ultimo elemento di criticità è riconducibile alla variabile *Asset Under Management* (AUM) utilizzata nel modello C (vedi TAB. 1). La dimensione del patrimonio gestito non è una informazione che trova rappresentazione nei dati di bilancio, pertanto questi dati sono stati estratti dal database di Assogestioni e riguardano unicamente le SGR associate. Per procedere alla stima del modello econometrico è stato quindi necessario costruire un campione ridotto rispetto all'universo delle SGR tradizionali iscritte all'Albo che risulta costituito da 60 società.

L'analisi empirica presentata qui di seguito è stata condotta applicando la metodologia descritta in Battese e Coelli (1992) denominata *error component model*<sup>32</sup>.

<sup>32</sup> Essa prevede la stima della funzione di frontiera stocastica su un *dataset* in cui si ipotizza che le variabili aziendali si distribuiscano come variabili casuali normali troncate che possono variare sistematicamente nel tempo. I parametri della frontiera stocastica vengono stimati con il metodo della massima verosimiglianza (*maximum likelihood*) che consiste nella massimizzazione della funzione di probabilità che rappresenta, appunto, la probabilità di osservare un determinato valore della variabile campionaria (nel nostro caso  $\ln TC$ ) dati i valori dei parametri oggetto di stima ( $\alpha_0, \alpha_i, \beta_i, \delta_i, \lambda_i, \xi, \tau, \rho, \alpha_i, \beta_i$ ).

Di seguito verranno presentati separatamente i risultati ottenuti applicando il modello A e il modello B rispetto ai risultati ottenuti dall'implementazione del modello C; tale separazione è necessaria in quanto il modello C è stato stimato su un campione ridotto (quello delle SGR italiane di tipo tradizionale aderenti ad Assogestioni); pertanto, per poter interpretare correttamente i risultati ottenuti è stato necessario effettuare nuovamente la stima dei modelli A e B sul medesimo campione ridotto.

Contrariamente a buona parte della letteratura in materia di *X-efficiencies*, l'analisi qui condotta ha misurato non soltanto l'efficienza di costo, ma anche l'efficienza di profitto basandosi sulla considerazione che il *manager* deve perseguire sia obiettivi di controllo dei costi che di crescita del profitto<sup>33</sup>.

La TAB. 3 presenta le stime delle *X-efficiencies* medie sul periodo totale e le stime del loro valor medio annuo ottenute mediante l'utilizzo dei modelli A e B descritti precedentemente e applicati all'intero campione. I dati evidenziano una forte coerenza tra i due modelli impiegati: infatti, gli indici di efficienza risultanti dal modello A sono molto simili (di poco superiori) a quelli risultanti dal modello B e anche la loro evoluzione temporale risulta coerente<sup>34</sup>. Il fatto che i due modelli rispettino le condizioni di coerenza, ossia l'equivalenza delle stime delle *X-efficiencies* ottenute usando ricavi o volumi,

<sup>33</sup> Il filone di ricerca orientato alla valutazione dell'efficienza di profitto trae origine da una critica mossa da Spong ai precedenti lavori che si focalizzavano unicamente sulla valutazione dell'efficienza in termini di costo: "una banca apparentemente inefficiente può sopportare costi più elevati al fine di produrre maggiori ricavi". Cfr. Spong et al. (1995).

<sup>34</sup> Il soddisfacimento delle condizioni di coerenza è confermato anche dal confronto dei dati presentati in Appendice che riportano le stime effettuate (e le loro statistiche descrittive) in maniera dettagliata per tutti i modelli utilizzati nel lavoro.

implica che il processo produttivo delle SGR possa essere ben descritto sia mediante variabili *stock*, che mediante variabili flusso.

Di seguito l'attenzione verrà focalizzata sui dati riferiti al modello B in quanto ritenuto maggiormente coerente con l'impianto teorico illustrato nel paragrafo 3.

**TAB. 3: Stima degli indici di efficienza sull'intero campione e sui singoli anni (valori percentuali)**

	<i>Cost efficiency</i>						Intero campione
	2004	2005	2006	2007	2008	2009	
<i>Modello A</i>	71,4	69,8	68,0	66,4	65,8	67,6	65,4
<i>Modello B</i>	63,8	63,1	62,2	62,5	61,3	62,2	61,9
	<i>Profit efficiency</i>						Intero campione
	2004	2005	2006	2007	2008	2009	
<i>Modello A</i>	73,5	73,8	73,7	73,1	73,2	73,1	72,9
<i>Modello B</i>	64,6	65,9	66,5	67,1	68,7	69,5	73,5

Fonte: nostre elaborazioni su dati CERVED

L'industria italiana del risparmio gestito presenta *X-efficiencies* medie in termini di costo di poco superiori al 60%; in particolare il modello A stima un indice di efficienza pari al 65,4%, mentre il modello B mostra un risultato pari al 61,9%.

La TAB. 3 mostra che l'indice di *cost efficiency* è decrescente nel periodo osservato (a meno di una lieve ripresa nell'ultimo anno). Tale risultato è presumibilmente legato non tanto ad una perdita di efficienza da parte delle imprese del campione, quanto piuttosto alle conseguenze della crisi mondiale degli ultimi anni. La massa dei patrimoni gestiti dalle SGR è diminuita a causa dell'agire congiunto di due fattori: la contrazione dei prezzi delle attività finanziarie, da un lato, e la disaffezione degli investitori dai prodotti di risparmio gestito, dall'altro. La diminuzione dell'*asset under management* ha avuto un impatto immediato sui conti economici delle SGR che

hanno subito una marcata contrazione dei proventi da commissioni.

Con riferimento all'efficienza di profitto, invece, i risultati sono diversi. La stima ottenuta dai due modelli è molto simile: l'indice di efficienza è pari al 72,9% nel caso del modello A e al 73,5% nel caso del modello B. Ciò significa che le SGR utilizzano in maniera efficiente poco più del 60% (questo dato è riferito all'indice di *cost efficiency* discusso prima) dei loro *input* e perdono mediamente il 27% (ossia 1 – 73%) dei ricavi che potrebbero ottenere impiegando al meglio i medesimi fattori produttivi.

Il confronto tra i parametri ottenuti dal modello A e dal modello B offre un ulteriore spunto di riflessione. Nel caso del modello basato su valori di *stock* (modello A), il livello medio di efficienza si mantiene costante nel tempo, mentre nel caso del modello basato su dati di flusso (modello B) l'indice di efficienza risulta in progressiva crescita all'interno del periodo osservato. Questa apparente contraddizione potrebbe essere dovuta agli effetti delle politiche di bilancio (di cui si è già parlato nel precedente paragrafo) subite dalle SGR appartenenti ad un gruppo volte a "riallocare" in maniera artificiale i risultati (positivi o negativi) tra le imprese appartenenti al medesimo gruppo. In quest'ottica la spiegazione dei diversi risultati prodotti dai due modelli è riconducibile al fatto che le politiche di gruppo hanno probabilmente avuto un impatto particolarmente positivo sui conti economici, mentre hanno lasciato pressoché inalterati gli stati patrimoniali.

### **Differenziazione e dimensione aziendale**

Un'altra differenza che caratterizza i risultati della stima dell'indice di *cost efficiency* rispetto all'indice di *profit efficiency* riguarda la disomogeneità dei soggetti del campione. La

TAB. 4 illustra le principali statistiche descrittive dei risultati relativi agli indici di efficienza calcolati con il modello A e con il modello B.

**TAB. 4: Statistiche descrittive delle stime di efficienza dell'intero campione (valori percentuali)**

	Modello A		Modello B	
	<i>Cost. eff.</i>	<i>Pr. eff.</i>	<i>Cost. eff.</i>	<i>Pr. eff.</i>
<b>Media</b>	65,4	72,9	61,9	73,5
<b>Mediana</b>	73,9	74,5	70,5	74,7
<b>Dev. St.</b>	16,4	9,73	17,7	9,05
<b>Min</b>	26,6	9,09	21,0	9,22
<b>Max</b>	96,7	91,4	95,3	90,4

Fonte: nostre elaborazioni su dati CERVED

L'analisi dell'efficienza in termini di costo evidenzia una forte differenziazione tra le SGR del campione oggetto di indagine (la deviazione standard risulta pari al 16,4% e 17,7%): ciò significa che la differenza tra la migliore società e la peggiore risulta molto marcata. Inoltre, risulta esservi un elevato numero di società caratterizzate da bassi livelli di efficienza a fronte di un esiguo numero di società più virtuose (infatti la mediana della distribuzione è superiore alla media).

Al contrario, l'analisi dell'efficienza in termini di profitto mostra una maggior uniformità tra le SGR analizzate. La differenza di efficienza tra la SGR più virtuosa e la media dell'intero campione oppure tra la SGR meno virtuosa e il medesimo valor medio risulta più contenuta: infatti la deviazione standard risulta pari al 9%. Inoltre, anche in termini di numerosità non si notano particolari squilibri: il numero dei soggetti che hanno ottenuto un indice di efficienza superiore alla media è sostanzialmente uguale al numero dei soggetti che hanno ottenuto un risultato inferiore

alla media (la mediana, infatti, si scosta minimamente dal valor medio)<sup>35</sup>.

Questa maggiore uniformità nei risultati relativi all'efficienza di profitto mette in evidenza una particolarità del mercato in cui operano le SGR: il livello di concorrenza tra gli operatori del settore, con riferimento alle caratteristiche dei prodotti offerti e al loro *pricing*, risulta piuttosto scarso.

Al contrario, le differenze riconducibili all'abilità del *manager* di ottimizzare il processo produttivo e ridurre al minimo i costi sono più evidenti. Ciò significa che l'attuale configurazione dell'industria del risparmio gestito italiana presenta possibilità di miglioramento in termini di efficienza che possono essere sfruttate modificando la morfologia del sistema. È lecito presumere che nel prossimo futuro anche questo settore potrà essere oggetto di importanti cambiamenti strutturali così come è avvenuto, nel corso degli ultimi decenni, nel sistema bancario.

Tale considerazione trova conferma nel confronto dei risultati della presente analisi rispetto ai risultati proposti dalla letteratura in materia di *X-efficiencies* e riferiti a operatori del mercato italiano.

Lo studio condotto da Beccalli (2004) su un campione di imprese di investimento italiane nel periodo 1995-1998 mostra che l'indice di efficienza in termini di costo si attesta su un livello pari a 58,4%.

Un secondo lavoro di Anolli e Resti (1996) focalizzato sulle società di intermediazione mobiliare italiane nell'anno 1993 indica un livello medio di efficienza pari a 59%-63%.

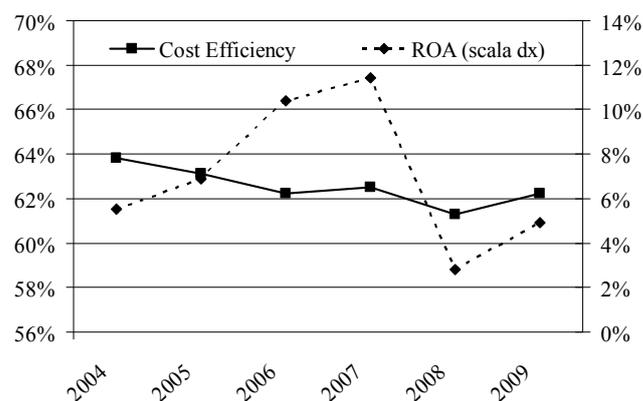
Questi risultati sono in linea con quelli ottenuti utilizzando il modello A che risulta più confrontabile con citati lavori in quanto impiega

unicamente variabili *stock* rappresentate da valori di bilancio (vedi TAB. 3).

Sebbene buona parte della letteratura in materia di efficienza si sia soffermata unicamente sull'analisi degli indicatori di *cost efficiency*, la necessità di valutare tale fenomeno anche in termini di profitto è avvalorata dai risultati di seguito proposti.

L'esame degli indici di redditività contabili (intesi in senso tradizionale) riferito all'universo delle SGR italiane di tipo tradizionale nel periodo 2004-2009 rivela che spesso il *manager* è disposto a sopportare una forte crescita dei costi aziendali pur di ottenere un lieve aumento della redditività.

**FIG. 1: Confronto tra ROA ed efficienza di costo**



Fonte: nostre elaborazioni su dati CERVED

La FIG. 1 mostra l'andamento dell'indicatore ROA (*return on assets*) riferito al dataset oggetto di indagine del presente lavoro e lo confronta con l'evoluzione dell'indicatore di efficienza di costo (stimato mediante il modello B). Nella prima parte del periodo considerato, il quadriennio 2004-2007, i due indici mostrano un andamento opposto; nell'ultimo biennio i valori non risultano più comparabili in quanto l'andamento fortemente altalenante del ROA è presumibilmente causato dagli effetti della recente crisi globale.

<sup>35</sup> In Appendice sono riportati i risultati delle stime di efficienza da costo e di profitto differenziate anno per anno (vedi tabelle A.1 e A.2).

Questo risultato (dicotomico) evidenzia ancora una volta la necessità di considerare la componente reddituale nei modelli di stima delle *X-efficiencies* e di offrirne un'interpretazione congiunta con le componenti di costo. In un'ottica di lungo periodo, infatti, è necessario che le SGR dimostrino di essere in grado di mantenere sotto controllo l'andamento dei costi: il continuo aumento delle voci di costo combinato con l'impossibilità di modificare prontamente e significativamente le condizioni di *pricing* dei prodotti offerti al mercato porterebbe gli operatori verso una situazione caratterizzata da un forte squilibrio reddituale generato dalle difficoltà di coprire i costi con i ricavi.

Al fine di investigare l'effetto della dimensione aziendale sulle *X-efficiencies*, il campione è stato suddiviso in quattro gruppi (quartili) in funzione del totale dell'attivo di bilancio. L'analisi è stata condotta sull'intero campione, costituito dall'universo delle SGR attive tradizionali, e sull'intero arco temporale oggetto di indagine (TAB. 5). I dati sono stati stimati sulla base del modello B e sono riferiti sia all'indicatore di *cost* che di *profit efficiency*.

Anche da questa analisi emerge una situazione di forte differenziazione per le SGR operanti nel nostro paese a motivo della presenza di un numero assai elevato di operatori di medio-piccole dimensioni che operano su scale operative piuttosto ridotte. Ciò si evince dal fatto che i dati rappresentati in TAB. 5 mostrano differenze contenute nell'ammontare medio del totale attivo dei primi tre gruppi osservati, mentre tale differenza risulta più marcata rispetto agli operatori appartenenti al quarto gruppo.

**TAB. 5: Dimensione e efficienza delle SGR (dati percentuali)**

	Total asset*	Cost efficiency				
		media	mediana	$\sigma$	min	max
1 Gruppo	5,285	82	83	11	61	95
2 Gruppo	17,100	67	70	17	37	92
3 Gruppo	42,343	63	64	16	21	84
4 Gruppo	537,889	59	54	19	32	90
	Total asset*	Profit efficiency				
		media	mediana	$\sigma$	min	max
1 Gruppo	5,285	75	75	2	70	80
2 Gruppo	17,100	73	74	5	60	78
3 Gruppo	42,343	73	74	7	59	90
4 Gruppo	537,889	73	75	16	9	89

\* il dato rappresenta il valor medio del periodo 2004-2009 ed è espresso in milioni di euro

Fonte: nostre elaborazioni su dati CERVED

Contrariamente a quanto ci si poteva attendere, le società di minori dimensioni risultano più virtuose rispetto ai grandi operatori, soprattutto con riferimento all'efficienza di costo (che decresce all'aumentare della dimensione aziendale). Anche in questo caso si confermano le disomogeneità all'interno del campione: nelle prime tre classi dimensionali gli operatori presentano indici di efficienza poco variegati e molto simili al valor medio della rispettiva classe di appartenenza; al contrario, i grandi intermediari presentano un'elevata variabilità (misurata dalla deviazione standard) all'interno della loro categoria.

Anche questo effetto appare coerente con alcuni risultati proposti dalla letteratura; in particolare il lavoro di Anolli e Resti (1996), riferito alle SIM, mostra che, nonostante le imprese di investimento meno efficienti siano le più piccole, fra gli operatori più efficienti vi sono alcune società medio-piccole, sebbene spesso si tratti di un'efficienza decrescente nel tempo.

La nostra analisi conduce a risultati analoghi a quelli di Boscia (1997), riferiti anch'essi alle SIM,

in cui si mostra che le società più efficienti sono le piccole imprese (con un indice di efficienza pari a 81%), mentre le meno efficienti sono le più grandi (con un valore pari a 73%).

#### 4. Analisi dei risultati riferiti al campione ridotto

Per quanto riguarda il terzo modello (modello C) presentato nel paragrafo 3 verranno illustrati di seguito i principali risultati. Esso è costruito utilizzando quale variabile di *output* il valore dell'*asset under management* fornito da Assogestioni. A tale proposito si ricorda che il campione utilizzato in questa analisi è meno numeroso rispetto al campione totale, pertanto si è provveduto a stimare nuovamente i modelli A e B sul nuovo campione ridotto. La TAB. 6 riporta i risultati delle stime.

**TAB. 6: Stima degli indici di efficienza sul campione ridotto** (valori percentuali)

	<i>Cost efficiency</i>						Intero campione
	2004	2005	2006	2007	2008	2009	
<b>Modello A</b>	63,0	61,0	60,5	59,7	61,8	63,0	64,2
<b>Modello B</b>	67,6	65,4	65,2	63,9	64,5	61,4	64,4
<b>Modello C</b>	40,7	39,5	39,3	38,3	40,4	40,9	42,2
	<i>Profit efficiency</i>						Intero campione
	2004	2005	2006	2007	2008	2009	
<b>Modello A</b>	56,0	56,2	54,4	52,8	49,0	47,0	49,7
<b>Modello B</b>	66,8	67,5	66,1	66,1	64,4	65,5	64,6
<b>Modello C</b>	48,1	49,6	49,8	51,4	49,5	49,9	47,8

Fonte: nostre elaborazioni su dati CERVED

Rispetto ai risultati presentati precedentemente si osservano due ordini di differenze. In primo luogo gli indici di efficienza, sia di costo che di profitto, si attestano su valori più contenuti; la differenza è minima con riferimento ai modelli A e B, mentre risulta piuttosto significativa per modello C. In

secondo luogo anche l'evoluzione temporale di tali indici nei sei anni osservati assume una diversa configurazione, soprattutto nel caso dell'efficienza di profitto che si presenta piuttosto stabile nel caso dei modelli B e C e marcatamente decrescente nel modello A.

#### 5. Conclusioni

Il presente lavoro mira quindi a comprendere le motivazioni dell'inefficienza reddituale delle SGR italiane. Nel loro lavoro è emerso che tra i principali fattori che ne limitano la crescita, vi è l'appartenenza delle SGR a gruppi bancari o assicurativi che vincolano il canale della distribuzione.

Questo studio si è focalizzato sulla stima delle *X-efficiencies* aziendali dal punto di vista dei costi e dei profitti delle SGR italiane, ossia stime di efficienza ottenute utilizzando dati di bilancio e modelli econometrici che si basano sull'identificazione di frontiere efficienti.

I modelli proposti hanno mostrato che l'industria del risparmio gestito presenta livelli medi di *X-efficiencies* del 61,9% in termini di costo e del 73,5% in termini di profitto. Inoltre, i risultati riguardanti l'efficienza di profitto evidenziano un elevato livello di concorrenza tra gli operatori che possono esser definiti *price-taker* nel fissare il *pricing* (commissioni) dei loro prodotti. Al contrario, permangono notevoli margini di miglioramento dal lato dei costi; ciò significa che le differenze riconducibili all'abilità del manager di ottimizzare il processo produttivo e ridurre al minimo i costi sono più evidenti. Coerentemente con altri lavori che hanno investigato l'efficienza di altri intermediari finanziari italiani, le SGR di minori dimensioni si sono dimostrate più virtuose rispetto ai grandi operatori, soprattutto con

riferimento all'efficienza di costo (che decresce all'aumentare della dimensione aziendale).

Dati questi presupposti è possibile attendersi che il settore delle società di gestione del risparmio composto da molte istituzioni per la maggior parte di piccole dimensioni (al pari del settore bancario un decennio fa) potrebbe essere oggetto di un processo di concentrazione che determinerà strutture di maggiori dimensioni. Come rilevato anche dalla Banca d'Italia nella relazione sul 2010, il settore del risparmio gestito dovrà omologarsi in tempi brevi alla qualità dei servizi offerti delle concorrenti europee.

#### **APPENDICE 1: IL MODELLO ECONOMETRICO PER LA STIMA DELL'EFFICIENZA**

Nonostante la letteratura empirica sia unanime nel definire il vantaggio delle *X-efficiencies* rispetto alla semplice misurazione delle economie di scala e di scopo, la modellistica che si è sviluppata nel corso del tempo è piuttosto eterogenea e i risultati ottenuti sono spesso diversi e poco comparabili tra loro.

La misurazione delle *X-efficiencies* è un approccio a due stadi: innanzitutto occorre scegliere il modello per la valutazione dell'efficienza; in secondo luogo è necessario definire una funzione per la stima della frontiera.

Per quanto concerne il primo punto si è scelto di utilizzare un approccio parametrico per due motivi: innanzitutto per via della maggior flessibilità del modello parametrico e, in secondo luogo, per poter confrontare i risultati con alcuni recenti studi empirici<sup>36</sup>. Una delle principali differenze tra l'approccio parametrico e non parametrico risiede nel fatto che il secondo è

rappresentato da un modello deterministico che non ammette la possibilità di errori di misurazione, oppure la possibilità che alcuni fattori casuali possano avere un impatto sulla performance o ancora che l'utilizzo di differenti principi contabili possa causare deviazioni tra i dati stimati e quelli reali. Pertanto la differenza tra il dato stimato su un soggetto e quello del *best practice* del campione viene interamente attribuita a inefficienza.

Una volta scelto il modello parametrico è necessario definire la forma funzionale della funzione di produzione, di costo o di profitto. I modelli proposti dalla letteratura sono tre e si differenziano tra loro nel modo in cui viene interpretato il *random error*, ossia l'errore di misurazione (che era assente nei modelli non parametrici): *Stochastic Frontier Approach* (SFA) noto anche come *Econometric Frontier Approach*, *Distribution Free Approach* (DFA) e, infine, *Thick Frontier Approach* (TFA)<sup>37</sup>.

In letteratura le opinioni riguardo i tre modelli sono piuttosto eterogenee; se tutti i metodi giungessero alla medesima stima di efficienza oppure a risultati poco differenti tra loro, il problema avrebbe solo rilevanza marginale; al contrario, invece, la scelta della tecnica di misurazione influenza profondamente il valore di efficienza misurato.

Dal punto di vista algebrico, nei modelli parametrici un intermediario è considerato

<sup>36</sup> Per una rassegna dettagliata delle differenze tra i due approcci si veda Berger e Humphrey (1997).

<sup>37</sup> Il metodo DFA assume che l'inefficienza di ciascuna impresa sia stabile nel tempo e che l'errore casuale tenda ad azzerarsi nel lungo periodo (Berger 1993, Berger, Humphrey 1992), mentre il metodo TFA assume che le differenze tra le performance dei soggetti appartenenti al più alto e al più basso quartile – calcolate all'interno del medesimo gruppo dimensionale – rappresentano il *random error*, mentre le differenze tra le performance dei soggetti del più alto e del più basso quartile rappresentano le inefficienze (Berger, Humphrey 1991 e 1992, Bauer et al. 1993 e Berger 1993).

inefficiente se la stima dei costi risulta superiore, oppure quella dei profitti inferiore, rispetto al soggetto *best practice* del campione dopo aver scorporato il *random error*; in altre parole ciò si verifica qualora i valori stimati di  $\ln u_c$ , di  $\ln u_\pi$  e di  $\ln u_{at}$  risultano diversi rispetto ai medesimi valori stimati per il *best practice*<sup>38</sup>. I tre metodi delineati in precedenza differiscono tra loro nella modalità con cui il termine  $\ln u$  viene scomposto nelle due componenti  $\ln u + \ln \varepsilon$ .

In questo lavoro si è scelto di utilizzare il metodo SFA. Tale approccio assume che la componente di disturbo sia composta da due parti: la prima rappresenta l'inefficienza (al pari dei modelli deterministici) colta dal termine  $\ln u$  che segue una distribuzione asimmetrica (in genere semi-normale), mentre la seconda ( $\ln \varepsilon$ ) rappresenta un vero e proprio errore casuale e segue una distribuzione simmetrica (generalmente la gaussiana). I valori di (in)efficienza di ciascun soggetto appartenente al campione sono calcolati sulla base della stima dei parametri di queste due distribuzioni, in particolare la misura di inefficienza deriva dalla media della distribuzione condizionata di  $\ln u$  dato  $\ln u + \ln \varepsilon$ , ossia  $\ln \hat{u} \equiv \hat{E}(\ln u | \ln u + \ln \varepsilon)$ <sup>39</sup>.

Per quanto concerne la formulazione algebrica della funzione di costo o di profitto da utilizzare nel modello SFA, la letteratura propone diverse soluzioni che si differenziano tra loro per la flessibilità, ossia la capacità di rappresentare diverse strutture di produzione, e per la capacità di rispettare alcune proprietà<sup>40</sup>. Esse sono la funzione *Cobb-Douglas*, la *Constant Elasticity of Substitution* e la funzione trans logaritmica (*Transcendental Logarithmic*). Le prime due sono caratterizzate da un'eccessiva rigidità, mentre la

terza risulta largamente più flessibile poiché ammette variabilità nell'elasticità di produzione e di sostituzione tra gli *input* e ammette, inoltre, curve di costo medio a forma di U. Per tali motivi – e per il fatto che risulta anche maggiormente diffusa nella letteratura da cui trae ispirazione il presente lavoro – si è scelto di rappresentare le funzioni di costo e di profitto mediante una *translog*. Nel nostro caso la funzione di costo trans logaritmica assume la forma:

$$\begin{aligned} \ln TC = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i \ln y_i + \sum_{i=1}^n \beta_i \ln w_i + \\ & + \frac{1}{2} \left[ \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m \delta_{ij} \ln y_i \ln y_j + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \lambda_{ij} \ln w_i \ln w_j \right] + \xi \ln K \\ & + \frac{1}{2} \tau (\ln K)^2 + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m \rho_{ij} \ln w_i \ln y_j + \\ & + \sum_{i=1}^m \alpha_{ik} \ln y_i \ln K + \sum_{i=1}^n \beta_{ik} \ln w_i \ln K + \varepsilon_i \end{aligned}$$

dove TC è il costo totale,  $y_i$  il livello della produzione (ossia le quantità),  $w_i$  il prezzo degli *input*, K è il capitale finanziario, mentre  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$ ,  $\delta$ ,  $\rho$  e  $\tau$  sono i coefficienti da stimare.

Vengono, inoltre, imposte le seguenti condizioni:

$$\begin{aligned} \delta_{ij} &= \delta_{ji} \text{ con } 1 < i, j < m \\ \lambda_{ij} &= \lambda_{ji} \text{ con } 1 < i, j < n \\ \sum \beta_i &= 1 \\ \sum \lambda_{ij} &= 0 \text{ con } 1 < j < n \\ \sum \rho_{ij} &= 0 \text{ con } 1 < j < m \end{aligned}$$

Tra le variabili della funzione trans logaritmica si è scelto di inserire anche il capitale finanziario per far sì che il modello sia in grado di tenere conto delle differenze dimensionali dei diversi soggetti appartenenti al campione. Infatti, i costi e i profitti delle imprese di maggiori dimensioni assumono, generalmente, valori più elevati rispetto alle imprese di minori dimensioni dando origine ad un

<sup>38</sup> Cfr. Berger 1997 pag 906.

<sup>39</sup> Cfr. Berger 1997 pag. 906.

<sup>40</sup> Cfr. Coelli et al. (1998).

termine di errore caratterizzato da una maggior varianza. Inserendo il capitale finanziario tra le variabili del modello è possibile controllare l'effetto dimensionale e ottenere una stima di efficienza omogenea per tutti i componenti del campione<sup>41</sup>.

La funzione di profitto alternativa è specificata in maniera del tutto analoga con l'unica differenza che la variabile dipendente diventa ora il profitto (anziché il costo) espressa come:

$$\ln(\pi + \theta)$$

dove  $\theta = |\pi^{\min} + 1|$  è una costante che viene aggiunta al profitto di ciascun soggetto in modo tale che l'argomento del logaritmo sia sempre positivo. Tale trasformazione è necessaria in quanto alcune aziende potrebbero avere in alcuni periodi anche profitti negativi (perdite). Tutte le altre variabili presenti nella *translog* rimangono, invece, identiche. Un altro aggiustamento che si rende necessario dal punto di vista algebrico è quello relativo agli *output* nulli. Non essendo definito il logaritmo nel punto zero è necessario operare un'opportuna rettifica in tutti i casi in cui uno o più *output* hanno valore zero<sup>42</sup>.

Un altro fattore importante ai fini della completa definizione del modello attiene alla scelta dei fattori di *input* e *output*. Affinché la stima di efficienza sia accurata è necessario che il set di *input output* scelto sia realmente rappresentativo del processo di produzione dei soggetti appartenenti al campione; per tale motivo nel presente lavoro verranno utilizzati diversi set di variabili e i risultati delle stime verranno tra loro confrontati in modo da poterne valutare la coerenza rispetto ai livelli di efficienza stimati e

all'identificazione delle imprese migliori e peggiori.

## APPENDICE 2: ANALISI DELLA SIGNIFICATIVITÀ STATISTICA ED ECONOMICA DEI MODELLI PROPOSTI

Nella presente Appendice vengono riportati alcuni dati statistici che descrivono con maggior dettaglio le caratteristiche dei modelli econometrici stimati nel lavoro.

In particolare le tabelle A.1 e A.2 presentano le principali statistiche descrittive dei risultati ottenuti nella stima dei modelli A, B e C applicati all'intero campione e al campione ridotto.

Le tabelle A.3, A.4 e A.5 riportano, invece, i coefficienti della frontiera efficiente (soltanto nel caso dei costi) stimati dai modelli econometrici presentati nel paragrafo 3.

L'entità e il segno di tali coefficienti rappresentano il legame che il modello di stima impone tra le variabili oggetto di osservazione; pertanto, offre alcuni spunti per una loro interpretazione in chiave economico-finanziaria.

Tutti i coefficienti stimati risultano statisticamente significativi (tranne quelli relativi al capitale finanziario K). Il coefficiente riferito all'*output* (indicato dalla variabile *y*) risulta positivo e statisticamente significativo e ciò è coerente con quanto accade nella realtà: all'aumentare del livello dell'*output*, aumentano anche i costi totali. Infatti, il valore del coefficiente di un *output* esprime l'impatto che l'incremento nella produzione di una data attività ha sulla formazione dei costi totali.

Per quanto concerne il valore di ciascun *output* al quadrato, il relativo coefficiente risulta sempre positivo e indica che un aumento del suo livello determina un incremento più che proporzionale dei costi totali.

<sup>41</sup> Per un approfondimento circa l'importanza del capitale finanziario ai fini della stima di efficienza e per una rassegna bibliografica a riguardo si veda Berger, Mester (1997), pag. 909.

<sup>42</sup> La trasformazione applicata è la Cox-box.

I prodotti incrociati tra le variabili *output* (presenti unicamente nel modello A) rappresentano la possibilità di sfruttare economie di scopo. Tuttavia nel nostro modello assumono segno negativo.

Il valore dei prezzi degli input (indicati con la variabile *w*) risulta positivo, ma scarsamente significativo.

Il termine costante (intercetta), che rappresenta l'ammontare dei costi fissi assume segno positivo e risulta statisticamente significativo.

Quasi tutti i parametri stimati assumono i segni attesi e mostrano di avere rilevanza statistica, pertanto il modello utilizzato per la stima delle *X-efficiencies* risulta avere significatività statistica ed economica.

**TAB. A.1: Stima delle *X-efficiencies* delle SGR nel periodo 2004-2009. Campione completo.**

Modello A						
X-eff	SGR	Media	Mediana	Std dev	Min	Max
Totale	81	0,654	0,739	0,164	0,266	0,967
X-eff	SGR	Media	Mediana	Std dev	Min	Max
2004	70	0,714	0,775	0,143	0,342	0,973
2005	73	0,698	0,741	0,146	0,319	0,971
2006	69	0,680	0,727	0,155	0,296	0,969
2007	65	0,664	0,712	0,163	0,273	0,967
2008	60	0,658	0,728	0,171	0,251	0,965
2009	58	0,676	0,722	0,155	0,302	0,963

Modello B						
X-eff	SGR	Media	Mediana	Std dev	Min	Max
Totale	81	0,619	0,705	0,177	0,210	0,953
X-eff	SGR	Media	Mediana	Stddev	Min	Max
2004	70	0,638	0,679	0,163	0,336	0,946
2005	73	0,631	0,676	0,165	0,328	0,945
2006	69	0,622	0,664	0,169	0,320	0,944
2007	65	0,625	0,664	0,167	0,311	0,943
2008	60	0,613	0,721	0,188	0,210	0,952
2009	58	0,622	0,722	0,184	0,202	0,951

**TAB. A.2: Stima delle *X-efficiencies* delle SGR nel periodo 2004-2009. Campione ridotto.**

Modello A						
X-eff	SGR	Media	Mediana	Std dev	Min	Max
Totale	60	0,642	0,729	0,182	0,240	0,969
X-eff	SGR	Media	Mediana	Stddev	Min	Max
2004	44	0,630	0,707	0,185	0,298	0,958
2005	43	0,610	0,680	0,188	0,281	0,956
2006	46	0,605	0,702	0,188	0,266	0,954
2007	44	0,597	0,717	0,197	0,250	0,952
2008	41	0,618	0,738	0,200	0,234	0,953
2009	41	0,630	0,727	0,191	0,226	0,950

Modello B						
X-eff	SGR	Media	Mediana	Std dev	Min	Max
Totale	60	0,644	0,693	0,174	0,358	0,961
X-eff	SGR	Media	Mediana	Stddev	Min	Max
2004	44	0,676	0,723	0,165	0,361	0,969
2005	43	0,654	0,700	0,171	0,338	0,967
2006	46	0,652	0,709	0,174	0,316	0,965
2007	44	0,639	0,687	0,173	0,294	0,963
2008	41	0,645	0,699	0,183	0,272	0,960
2009	41	0,614	0,680	0,193	0,250	0,958

Modello C						
X-eff	SGR	Media	Mediana	Std dev	Min	Max
Totale	60	0,422	0,526	0,235	0,138	0,948
X-eff	SGR	Media	Mediana	Stddev	Min	Max
2004	44	0,407	0,524	0,235	0,154	0,946
2005	43	0,395	0,513	0,232	0,150	0,945
2006	46	0,393	0,495	0,244	0,145	0,944
2007	44	0,383	0,489	0,241	0,140	0,944
2008	41	0,404	0,505	0,236	0,136	0,943
2009	41	0,409	0,521	0,232	0,131	0,942



**TAB. A.3: Parametri della frontiera stocastica stimati mediante il modello A**

Modello A			
Variabile	coefficiente	standard-error	t-ratio
interc	4,253	1,083	3,926
Alpha(Y1)	0,151	0,041	3,682
Alpha(Y2)	0,803	0,158	5,076
Alpha(Y3)	0,050	0,044	1,130
Beta(W1)	0,445	0,219	2,032
Beta(W2)	0,235	0,098	2,393
Delta(Y1*Y1)	0,034	0,005	6,886
Delta(Y1*Y2)	-0,042	0,006	-6,521
Delta(Y1*Y3)	-0,001	0,001	-0,517
Delta(Y2*Y2)	0,142	0,019	7,356
Delta(Y2*Y3)	-0,015	0,006	-2,630
Delta(Y3*Y3)	0,017	0,005	3,427
Lambda(W1*W1)	0,109	0,016	6,835
Lambda(W1*W2)	-0,084	0,007	-11,487
Lambda(W2*W2)	0,093	0,005	18,893
Rho(W1*Y1)	-0,004	0,005	-0,707
Rho(W1*Y2)	-0,034	0,017	-1,963
Rho(W1*Y3)	0,007	0,006	1,254
Rho(W2*Y1)	0,007	0,003	2,673
Rho(W2*Y2)	0,038	0,008	4,927
Rho(W2*Y3)	0,003	0,002	1,091
Xi(K)	-0,566	0,309	-1,833
Tao(K*K)	0,232	0,058	4,012
BetaK(W1*K)	0,026	0,034	0,761
BetaK(W2*K)	-0,016	0,013	-1,229
AlphaK(K*Y1)	0,015	0,008	1,859
AlphaK(K*Y2)	-0,141	0,028	-5,029
AlphaK(K*Y3)	0,005	0,008	0,652
sigma-squared	0,294	0,060	4,932
gamma	0,871	0,031	27,903
eta	-0,063	0,028	-2,234

log likelihood function = 53,746

LR test of the one-sided error = 151,30

**TAB. A.4: Parametri della frontiera stocastica stimati mediante il modello B**

Modello B			
Variabile	coefficiente	standard-error	t-ratio
interc	3,492	1,489	2,346
Alpha(Y1)	0,427	0,175	2,438
Beta(W1)	0,315	0,226	1,392
Beta(W2)	0,154	0,112	1,375
Delta(Y1*Y1)	0,114	0,008	14,357
Lambda(W1*W1)	0,117	0,015	7,701
Lambda(W1*W2)	-0,088	0,008	-10,754
Lambda(W2*W2)	0,096	0,005	17,507
Rho(W1*Y1)	-0,029	0,011	-2,638
Rho(W2*Y1)	0,037	0,006	6,588
Xi(K)	0,072	0,382	0,188
Tao(K*K)	0,166	0,057	2,896
BetaK(W1*K)	0,029	0,030	0,973
BetaK(W2*K)	0,003	0,015	0,181
AlphaK(K*Y1)	-0,107	0,022	-4,890
sigma-squared	0,361	0,069	5,215
gamma	0,858	0,030	28,167
eta	-0,022	0,020	-1,120

log likelihood function = -61.03

LR test of the one-sided error = 180.399

**TAB. A.5: Parametri della frontiera stocastica stimati mediante il modello C**

Modello C			
Variabile	coefficiente	standard-error	t-ratio
interc	-4,427	3,107	-1,425
Alpha(Y1)	1,015	0,280	3,630
Beta(W1)	0,227	0,303	0,749
Beta(W2)	0,684	0,168	4,085
Delta(Y1*Y1)	-0,031	0,022	-1,447
Lambda(W1*W1)	0,038	0,012	3,002
Lambda(W1*W2)	-0,002	0,008	-0,207
Lambda(W2*W2)	0,142	0,007	19,351
Rho(W1*Y1)	0,060	0,017	3,490
Rho(W2*Y1)	0,016	0,014	1,162
Xi(K)	0,608	0,531	1,146
Tao(K*K)	0,072	0,064	1,128
BetaK(W1*K)	-0,103	0,038	-2,718
BetaK(W2*K)	-0,032	0,028	-1,149
AlphaK(K*Y1)	-0,038	0,027	-1,397
sigma-squared	0,882	0,196	4,507
gamma	0,949	0,013	74,032
eta	-0,017	0,011	-1,481

log likelihood function = -55,65

LR test of the one-sided error = 216,093

## BIBLIOGRAFIA

- Aigner D.J., Lovell C.A.K. e Schmidt P., 1977, *Formulation and estimation of stochastic frontier production function models*, Journal of Econometrics 6, 21 – 37.
- Amel D., Barnes C., Panetta F., Salleo C., 2004, *Consolidation and Efficiency in the Financial Sector: A Review of the International Evidence.*, Journal of Banking and Finance, October 2004, v. 28, iss. 10, pp. 2493-2519.
- Anolli M. Resti A., 1996, *L'efficienza nell'industria dei servizi mobiliari. Il caso delle SIM di negoziazione*, Il mulino, Bologna.
- Banca d'Italia, 2009, *Istruzioni per la redazione dei bilanci degli intermediari finanziari iscritti nell'"elenco speciale"*, degli IMEL, delle SGR e delle SIM.
- Banca d'Italia, *Relazione per l'anno 2010*
- Basili M., Fontini F., 2007, *Cost Efficiency of Italian Investment Firms*, Studi e Note di Economia. Anno XII, n. 2-2007, 171-181.
- Battese G.E. e Coelli T.J., 1995, *A model for technical inefficiency effect in a stochastic frontier production function for panel data*, Empirical Economics 20, 325 – 332.
- Bauer P.W., Berger A.N., Ferrier G.D. e Humphrey D.B., 1997, *Consistency Conditions for Regulatory Analysis of Financial Institutions, A comparison of Frontier Efficiency Methods*, Finance and Economics Discussion Series, Federal Reserve Board, n. 50.
- Beccalli E., 2004, *Cross-Country Comparisons of Efficiency: Evidence from the UK and Italian Investment Firms.*, Journal of Banking and Finance.
- Berger A.N., DeYoung R., Genay H., Udell G.F., 2000, *Globalization of Financial Institutions: Comments and Discussion. Evidence from Cross-Border Banking Performance*, Brookings-Wharton Papers on Financial Services, 2000, pp. 23-120.
- Berger A.N., Humphrey D.B., 1991, *The dominance of inefficiencies over scale and product mix economies in banking*, Journal of Monetary Economics 28, 117 – 148.
- Berger A.N., Humphrey D.B., 1997, *Efficiency of financial institutions: International survey and directions for future research*, European Journal

of Operational Research, April 1997, v. 2, pp. 175-212

· Berger A.N., Mester L.J., 1997, *Inside the Black Box: What Explains Differences in the Efficiencies of Financial Institutions?*, Journal of Banking and Finance, July 1997, v. 21, iss. 7, pp. 895-947

· Berkowitz M.K., Qiu J., 2003, *Ownership, Risk and Performance of Mutual Fund Management Companies.*, Journal of Economics and Business, March-April 2003, v. 55, iss. 2, pp. 109-34

· Bianchi M.L., Miele M.G. 2011, *I fondi comuni aperti in Italia: performance delle società di gestione del risparmio*, Temi di discussione Banca d'Italia, Febbraio 2011

· Bolt W., Humphrey D., 2010, *Bank Competition Efficiency in Europe: A Frontier Approach*, Journal of Banking and Finance, August 2010, v. 34, iss. 8, pp. 1808-17

· Bonin J., Hasan I., Wachtel P., 2005, *Bank Performance, Efficiency and Ownership in Transition Countries*, Journal of Banking and Finance, Special Issue January 2005, v. 29, iss. 1, pp. 31-53

· Bos J.W.B., Schmiedel H., 2007, *Is There a Single Frontier in a Single European Banking Market?*, Journal of Banking and Finance, July 2007, v. 31, iss. 7, pp. 2081-2102

· Boscia V., 1997, *An analysis of the impact of EU investment services Directive on SIM's*, Dissertation for the M.A. Banking and Finance, University of Wales, Bangor.

· Cihak M. Hesse H., 2007, *Cooperative Banks and Financial Stability*, International Monetary Fund, IMF Working Papers: 07/2

· Coelli T.J., 1992, *A computer program for Frontier Production Function Estimation - FRONTIER, Version 2.0*", Economic Letters 39, 29-32.

· Cole R.A., Mehran H., 1998, *The Effects of Changes in Ownership Structure on Performance: Evidence from the Thrift Industry.*, Journal of Financial Economics, Vol. 50, 1998

· CONSOB, 2008, *Rapporto del Gruppo di lavoro sui fondi comuni italiani: Fondi comuni Italiani: situazione attuale e possibili linee di intervento-*

· "De Siano R., 2002, *Approccio Stocastico Alla Frontiera Efficiente Del Sistema Bancario Italiano: Una Stima Dell'Inefficienza Tecnica E Delle Sue Determinanti*, RePEc:prtwpaper:1\_2002,

· Dietsch M., Lozano-Vivas A., 2000, *How the Environment Determines Banking Efficiency: A Comparison between French and Spanish Industries.*, Journal of Banking and Finance, June 2000, v. 24, iss. 6, pp. 985-1004

· Esho N., 2001, *The Determinants of Cost Efficiency in Cooperative Financial Institutions: Australian Evidence.*, Journal of Banking and Finance, May 2001, v. 25, iss. 5, pp. 941-64

· Ferris S.P., Yan X., 2009, *Agency Costs, Governance, and Organizational Forms: Evidence from the Mutual Fund Industry.*, Journal of Banking and Finance, April 2009, v. 33, iss. 4, pp. 619-26

· Garcia-Marco T., Robles-Fernandez M.D., 2008, *Risk-Taking Behaviour and Ownership in the Banking Industry: The Spanish Evidence*, Journal of Economics and Business, July-August 2008, v. 60, iss. 4, pp. 332-54.

· Geretto E., Morassut R., 2010, *La valutazione delle performance economico - operative delle società di gestione del risparmio*, Banche e banchieri 6, 452 – 470.

· Hannan T.H., Hanweck G.A., 1988, *Bank Insolvency Risk and the Market for Large Certificates of Deposit*, Journal of Money, Credit, and Banking, May 1988, v. 20, iss. 2, pp. 203-11

· Havrylchuk O., 2006, *Efficiency of the Polish Banking Industry: Foreign versus Domestic Banks.*, Journal of Banking and Finance, July 2006, v. 30, iss. 7, pp. 1975-96

· Iannotta G., Nocera G., Sironi A., 2007, *Ownership Structure, Risk and Performance in the European Banking Industry*, Journal of Banking and Finance, July 2007, v. 31, iss. 7, pp. 2127-49

· Jensen M.C., Meckling W.H., 1976, *Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure.*, Journal of Financial Economics, October 1976, v. 3, iss. 4, pp. 305-60

· Kauko K., 2009, *Managers and Efficiency in Banking.*, Journal of Banking and Finance, March 2009, v. 33, iss. 3, pp. 546-56



- Konishi M., Yasuda Y., 2004, *Factors Affecting Bank Risk Taking: Evidence from Japan*, Journal of Banking and Finance, January 2004, v. 28, iss. 1, pp. 215-32
- Lensink R., Meesters A., Naaborg I., 2008, *Bank Efficiency and Foreign Ownership: Do Good Institutions Matter?*, Journal of Banking and Finance, May 2008, v. 32, iss. 5, pp. 834-44
- Liu H., Molyneux P., Wilson J.O.S., 2010, *Competition and Stability in European Banking: A Regional Analysis*, SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1670744>.
- Molyneux P., Altunbas Y. e Gardener E., 1996, *Efficiency in European banking*, John Wiley and Sons, Chichester.
- Otten R., Schweitzer M., 2002, *A comparison between the European and the U.S. Mutual Fund Industry.*, Managerial Finance, Vol. 28 N. 1 2002.
- Resti A., 1997, *Evaluating the cost-efficiency of the Italian Banking system: what can be learned from the joint application of parametric and non-parametric techniques*, Journal of Banking and Finance, 21, pp. 221 - 250.
- Riahi-Belkaoui A., Pavlik E., 1991, *Asset Management Performance and Reputation Building for Large U.S. Firms.*, British Journal of Management, (1,1991): 231-238
- Scherer B., 2010, *A Note on Asset Management and Market Risk.*, Financial Markets and Portfolio Management, September 2010, v. 24, iss. 3, pp. 309-20
- Spong, K. Sullivan, R.J. e DeYoung, R., 1995, *What make a bank Efficient? A look at Financial Characteristics and Bank Management and Ownership Structure*, Financial Industry Perspective, Federal Reserve Bank of Kansas City.
- Varian H.R., 1990, *Intermediate Economics, A Modern Approach*, Second edition, Norton, New York.