

---

## ECONOMIE DI SCALA E DI DIVERSIFICAZIONE NELL'ESERCIZIO DELL'ATTIVITA' ASSICURATIVA DANNI: UNA VERIFICA EMPIRICA CON PARTICOLARE RIFERIMENTO ALLE IMPRESE R.C. AUTO

### 1. Economie di scala ed economie di diversificazione

Un'impresa monoprodotto, ovvero un'impresa che produce un unico bene o servizio, realizza *economie di scala*<sup>1</sup> (rendimenti di scala crescenti) se, all'aumentare della quantità prodotta, i costi crescono meno che proporzionalmente, ovvero se i costi medi sono decrescenti. Poiché i costi medi sono decrescenti quando il costo marginale<sup>2</sup> è inferiore al costo medio, e crescenti quando il costo marginale è superiore, per misurare il grado di economie di scala si può ricorrere ad un indicatore, definito come il rapporto tra il costo medio ed il costo marginale. Si avranno, quindi, economie, rendimenti costanti o diseconomie se rispettivamente tale indicatore risulta maggiore, uguale oppure minore di uno.

Il concetto di rendimenti di scala crescenti non va tuttavia confuso con un aumento della produttività. Infatti, è possibile parlare di economie di scala solo qualora, aumentando la produzione, restino invariati il livello tecnologico, il rapporto tra capitale e lavoro, nonché il *management*.

La nozione di economie di scala è stata prevalentemente riferita dalla teoria economica ad imprese monoprodotto. Nel caso di imprese multiprodotto, tra le quali rientrano le istituzioni finanziarie, il concetto di economie di scala e la formulazione analitica del relativo indicatore, viene complicato da due circostanze:

1. i costi non variano solo al variare della scala di produzione, ma anche al variare della composizione del paniere dei beni prodotti;
2. non esiste una definizione elementare di scala produttiva (così come per il caso della produzione singola, dove veniva definita in termini di quantità prodotta)<sup>3</sup>.

Per il caso delle imprese multiprodotto, i principali indicatori di costi che caratterizzano l'attività produttiva sono stati sviluppati nell'ambito della ricerca teorica sui mercati contendibili<sup>4</sup>.

La soluzione adottata è stata quella di mantenere costanti le proporzioni con le quali ogni singolo bene entra a far parte del "paniere" dei beni prodotti e calcolare la

---

<sup>1</sup> L'espressione "economie di scala" è ricalcata dall'inglese "*economies of scale*", dove "*scale*" sta per proporzioni, dimensioni.

<sup>2</sup> Si definisce costo marginale la variazione del costo totale derivante da una variazione infinitesima del livello di *output*.

<sup>3</sup> Cossutta, Di Battista, Giannini, Urga, (1988).

<sup>4</sup> Tali indicatori vengono sistematicamente presentati in Baumol W.J., Panzar J.C. e Willig R.D. (1982).

scala produttiva al variare della dimensione del paniere. Pertanto, si hanno “economie di scala globali” se, nell’ipotesi esemplificativa di mantenere invariato il *mix* produttivo, all’aumento della produzione di tutti i beni nella medesima proporzione, si correla un aumento meno che proporzionale dei costi.

La generalizzazione del concetto di economie di scala non esaurisce l’analisi del caso di imprese multiprodotto. Assume rilievo, infatti, valutare l’andamento dei costi non solo al variare della scala produttiva, ma anche rispetto ad una modifica nella composizione del paniere di beni prodotti. Ci si chiede quindi come variano i costi quando si considerino variazioni nella quantità prodotta di un solo bene tra quelli che concorrono a definire il paniere di beni prodotti (“economie di scala di prodotto specifico”).

La difficoltà insita in quest’ultima misura è legata all’impossibilità, in condizioni di produzione congiunta, di modificare la quantità prodotta di un certo bene o servizio mantenendo costante l’*output* degli altri; inoltre, i costi relativi a determinati prodotti non possono sempre essere agevolmente distinti all’interno dell’aggregato di costo considerato. Ciò nonostante, in letteratura, sono state individuate alcune approssimazioni per la misura delle economie di scala specifiche<sup>5</sup>.

Nel corso degli anni ’80, alla luce degli sviluppi teorici relativi alla natura multiprodotto delle istituzioni finanziarie ed all’evoluzione delle specificazioni funzionali, lo studio delle economie di scala è stato esteso a quello delle “economie di diversificazione”( *economies of scope*). Si ritiene che queste ultime siano presenti quando, per un dato volume di produzione diversificata, i costi comportati da un processo di produzione congiunta risultano inferiori alla somma dei costi originati dai processi produttivi particolari di ciascun prodotto<sup>6</sup>.

La produzione congiunta di *outputs* di diverso tipo può comportare che i costi di un’impresa siano distribuiti con maggiore efficienza su di una gamma di prodotti e servizi piuttosto che su di un volume produttivo più elevato e limitato ad un singolo prodotto. Pertanto, le economie di diversificazione possono rappresentare un risparmio di costo anche maggiore di quello conseguibile semplicemente con l’aumento della dimensione.

Secondo gli schemi di analisi riconducibili al tradizionale paradigma *struttura-condotta-performance*, l’esistenza di “barriere all’entrata”, fra le quali si annoverano anche le eventuali economie di scala, consentirebbe ai produttori esistenti di imporre per un periodo di tempo prolungato prezzi di vendita al di sopra dei costi medi di produzione e di distribuzione, senza che tutto ciò possa spingere potenziali produttori ad entrare nel mercato<sup>7</sup>. L’esistenza o meno delle economie di scala condizionerebbe, pertanto, il

---

<sup>5</sup> Forestieri G. (1993), Di Salvo R. (1995), Zanotti G. (1998)

<sup>6</sup> Panzar J.C., Willig R.D. (1981)

<sup>7</sup> Bain J. (1956).

numero e la dimensione relativa di ogni singola impresa ed, in ultima istanza, il comportamento concorrenziale che gli operatori economici assumono.

In altri termini, potrebbero esistere certe dimensioni minime di primo impianto, o ragguardevoli investimenti pubblicitari tali da rendere rilevanti i costi fissi aziendali, la cui riduzione in termini unitari, sintomo dell'esistenza delle economie di scala, sarebbe possibile solo con un elevato volume di produzione. La presenza di economie di scala consentirebbe il formarsi di un prezzo tanto più elevato, quanto maggiore fosse il livello produttivo minimo necessario affinché un potenziale concorrente possa realisticamente pensare di entrare sul mercato e di restarvi profittevolmente; invece, una loro assenza renderebbe possibile, al nuovo potenziale concorrente, di entrare nel mercato indipendentemente dal livello di produzione che comunque non influenzerebbe in maniera sensibile la quantità complessiva di beni offerti sul mercato e, quindi, i prezzi medi di vendita.

Per Baumol, Panzar e Willig (1982) qualora non esistano barriere di tipo amministrativo, la presenza di eventuali economie di scala non impedisce che nuovi produttori possano affacciarsi sul mercato - con il possibile effetto di determinare equilibri efficienti di mercato - a condizione che tale entrata possa essere reversibile, consentendo il recupero dei costi fissi iniziali.

Nel contesto di analisi della "teoria dei mercati contendibili", la concentrazione dell'offerta perderebbe il significato negativo di fattore di viscosità concorrenziale (sarebbe infatti sufficiente la minaccia di entrata di nuovi concorrenti per determinare equilibri efficienti), e pertanto l'attività delle autorità pubbliche preposte alla regolamentazione ed al controllo delle istituzioni finanziarie e dei mercati potrebbe dedicarsi esclusivamente alla ricerca della configurazione di struttura dell'offerta coerente con le dimensioni ottimali indicate dalla forma della "funzione di costo"<sup>8 9</sup>.

Secondo gli schemi di analisi riconducibili al tradizionale paradigma *struttura-condotta-performance*, in presenza di rendimenti di scala positivi, una concorrenza non controllata conduce sempre ad un'accentuata concentrazione dell'industria ed alla determinazione di prezzi di tipo monopolistico<sup>10</sup>. Per la teoria dei mercati contendibili, nel caso di impresa multiprodotto, ciò non sarebbe più vero in quanto le diseconomie di diversificazione potrebbero far venire meno anche eventuali vantaggi associati alla produzione su larga scala o, al contrario, le economie di diversificazione potrebbero contribuire ad evidenziare economie di scala globali. Inoltre, potrebbe sempre esistere nel mercato un produttore di uno specifico bene in grado di fare meglio, su quell'unico mercato in cui egli opera, dell'impresa diversificata<sup>11</sup>.

---

<sup>8</sup> Relazione che consente di determinare i costi sostenuti dall'impresa in funzione dei valori assunti dall'output, dai prezzi dei fattori produttivi e dalla tecnologia.

<sup>9</sup> Di Salvo R., (1995).

<sup>10</sup> Forestieri G. (1993).

<sup>11</sup> Zanotti G. (1998).

## 2. Le economie di scala e di diversificazione nel settore assicurativo

### 2.1 Premessa

Nell'ambito delle possibili "fonti" di economie di scala per le imprese di assicurazione si annoverano:

- la possibilità di ripartire su di un più elevato volume di produzione i costi per l'acquisizione ed il rinnovo dei contratti, le spese per la liquidazione dei sinistri nonché i costi generali collegati a funzioni centrali di tipo amministrativo e organizzativo, quali la funzione informatica, d'investimento e di *marketing*;
- l'operare della legge dei grandi numeri nell'ambito dell'attività di *pooling* dei rischi assicurativi;
- l'utilizzo delle informazioni contenute nel *data base* degli assicurati ai fini di *marketing*, anche se nel caso in cui le informazioni siano utilizzate per sviluppare le vendite di altre linee di prodotti si dovrà parlare più propriamente di economie di scopo (o di diversificazione produttiva).

Sia in ambito nazionale che internazionale sono state condotte varie indagini empiriche con riferimento alle economie di scala delle imprese di assicurazione, miranti a verificare il grado in cui, all'aumento delle dimensioni aziendali, si correla la diminuzione dell'incidenza dei costi "non tecnici" (esclusi cioè i costi dei sinistri), o dell'insieme dei costi, sulle produzioni realizzate.

Appare utile premettere che, a livello teorico, non si è consolidato un orientamento univoco circa l'individuazione di un modello idoneo a rappresentare in modo adeguato e conveniente la "funzione di produzione"<sup>12</sup> dell'impresa di assicurazione.

Al riguardo, una parte della letteratura pone tradizionalmente l'accento sul carattere di specializzazione degli assicuratori e arriva ad evidenziarne la natura sostanzialmente monoprodotto. L'oggetto della produzione viene infatti fatto coincidere con il contratto assicurativo e le eventuali attività intraprese dall'assicuratore che non rientrino nella cosiddetta "gestione tecnica" appaiono strumentali – e pertanto su un piano logico secondarie – rispetto alla stessa<sup>13</sup>.

Un altro filone teorico sostiene, al contrario, che se da un lato è palese che la gestione di un'impresa di assicurazione è principalmente finalizzata ad onorare gli impegni assunti attraverso i contratti assicurativi, dall'altro non può trascurarsi la natura complessa della produzione assicurativa. Infatti, accanto alla "produzione" di polizze

---

<sup>12</sup> Relazione tecnica tra *output* e fattori di produzione.

<sup>13</sup> Ferrari A.(1978).

assicurative, sarebbe necessario tenere conto della “produzione” di investimenti in titoli, in attività reali e in crediti. In sintesi, la presenza di linee produttive aggiuntive rispetto a quelle tradizionali di garanzia e gestione dei rischi trasferiti da altri, evidenzerebbe da un lato la natura multiprodotto delle imprese assicurative e dall’altro la complessità della loro produzione. Sussisterebbero, quindi, due processi produttivi tra loro distinti ma interconnessi: la produzione di garanzie assicurative e quella di investimenti finanziari<sup>14</sup>.

L’attività di un’impresa di assicurazione è stata infine considerata distinguendo tra singoli rami o loro raggruppamenti<sup>15</sup> al fine di analizzarne le reciproche influenze. In tal modo l’impresa può essere considerata multiprodotto avendo riguardo esclusivamente ai rami assicurativi.

## **2.2 Verifiche empiriche nella letteratura**

### **2.2.1 Tecniche adottate per la verifica empirica delle economie di scala e delle economie di diversificazione**

Dall’esame della letteratura, si rileva che la tecnica di analisi più frequentemente utilizzata, mutuata dal tradizionale contesto industriale, si basa sulla specificazione di una funzione di costo parametrica, rappresentativa, sotto determinate ipotesi, del processo di produzione assicurativo. Dalla stima dei relativi parametri, attraverso alcuni passaggi matematici, si ricavano gli indicatori delle economie di scala e di diversificazione.

L’analisi comunemente effettuata è del tipo *cross-section*, mediante la quale si cerca di stimare, con riferimento allo stesso esercizio, la curva dei costi (medi o totali) incrociando i valori osservati di questi ultimi con i volumi produttivi registrati dalle imprese incluse nel campione.

La curva che si costruisce si basa su una serie di punti, espressivi delle relazioni “costi-dimensioni”, riguardanti le differenti imprese del campione, tutte riferite allo stesso anno. La curva così ottenuta esprime l’andamento a breve e non a lungo termine dei costi. Ne consegue, che i risultati della ricerca indicano solo una linea di tendenza della relazione “costi-dimensione” dell’impresa di assicurazione e, in quanto tali, non possono essere assunti come espressivi dell’evoluzione nel tempo dei costi osservabili in un’impresa in parallelo all’aumento delle sue dimensioni<sup>16</sup>.

Si ritiene<sup>17</sup> che le stime basate su dati relativi ad un campione di imprese durante un anno siano preferibili ai dati riguardanti una singola impresa (o un campione di imprese) nel tempo (metodo dell’analisi temporale). Infatti, nell’eseguire quest’ultimo

---

<sup>14</sup> Locatelli R. (1995).

<sup>15</sup> Si veda ad esempio: Suret J. M. (1991).

<sup>16</sup> Selleri L. (1993).

<sup>17</sup> Geehan R. (1986).

tipo di analisi, è necessario deflazionare i dati attraverso appositi indici, non sempre disponibili, in quanto il valore dei costi unitari e dell'*output* variano nel tempo a causa del cambiamento nei prezzi. Inoltre, anche se fossero disponibili i valori deflazionati dell'*output* e dei costi unitari, la serie temporale dei costi unitari confonderebbe i due effetti statisticamente non separabili delle economie di scala e dei cambiamenti nella produzione sopravvenuti a seguito di eventuali variazioni dei prezzi degli *input*, innovazioni tecnologiche ecc..

Si segnala, da ultimo, che il progresso della letteratura scientifica sta gradualmente estendendo il concetto stesso di efficienza oltre il confine dei fattori di scala e di diversificazione<sup>18</sup>. Al riguardo, si riscontra una convergenza di vedute circa l'importanza che anche altri fattori, oltre alla dimensione, concorrono a determinare il livello di efficienza/inefficienza delle istituzioni finanziarie. Per quanto concerne gli strumenti di indagine, accanto ai metodi parametrici, appare promettente il ricorso a tecniche di programmazione lineare.

## 2.2.2 "Output" e "input" dell'impresa assicurativa: alcune soluzioni operative

Strettamente collegata alla complessità della funzione di produzione delle imprese di assicurazione è la mancanza di un orientamento univoco in ordine a quale sia l'indicatore più adatto a rappresentare l'*output assicurativo*.

Mentre nelle imprese industriali la produzione può essere espressa in termini fisici (operazione che comporta la sola difficoltà di "pesare" le singole componenti dell'*output*), nelle imprese di servizi in generale e nelle imprese di assicurazione in particolare, è necessario misurare la produzione in termini di valore<sup>19</sup>.

Gran parte degli studiosi<sup>20</sup> identifica nei premi la variabile rappresentativa dell'*output* del settore, anche se vengono individuati diversi limiti al loro impiego in un modello di regressione atto a stimare eventuali economie di scala<sup>21</sup>.

Altri studi assumono come *output* del settore assicurativo i sinistri liquidati<sup>22</sup>. I sostenitori di tale tesi, che identificano lo scopo dell'assicurazione nell'eliminazione del rischio e dell'incertezza, ritengono che l'*output* vero e proprio sia dato dalla garanzia del pagamento dei sinistri, che, *ex post*, può essere approssimata dal valore dei sinistri liquidati. Tuttavia, anche l'utilizzo dei sinistri liquidati non è esente da critiche. Innanzitutto, perché comporterebbe la presenza di una componente stocastica, in

---

<sup>18</sup> Di Salvo R. (1995).

<sup>19</sup> Doherty N.A. (1981).

<sup>20</sup> Hammond J. D., Melander E.R. e Shilling N. (1971), Prosperetti L. (1991), Grace M.F. e Timme G.T. (1992), Selleri L. (1993).

<sup>21</sup> Tra gli autori che evidenziano tali limiti, si rimanda a Doherty N.A. (1981) e Skogh G. (1982).

<sup>22</sup> Doherty N.A. (1981) e Skogh G. (1982).

considerazione della aleatorietà del verificarsi dei sinistri; inoltre, l'ammontare dei sinistri pagati potrebbe essere influenzato dalla differente velocità di liquidazione da impresa a impresa.

Suret (1991) rileva che l'utilizzo dei sinistri liquidati o dei premi del lavoro diretto conduce più o meno agli stessi risultati nella stima delle economie di scala. Altri studiosi indicano il numero di polizze in vigore<sup>23</sup> quale misura più obiettiva per valutare l'*output* del settore. Focarelli (1992) scompone il prodotto assicurativo in quattro sottoprodotti: prodotto dell'assicurazione diretta, prodotto della riassicurazione, prodotto della gestione finanziaria e della gestione immobiliare.

Per quanto riguarda l'*input*, alcuni studiosi hanno stimato una funzione dei costi totali<sup>24</sup>, altri una funzione dei costi medi<sup>25</sup>, generalmente espresso in termini di percentuale del volume dell'*output* (tasso dei costi).

Gli studi che hanno utilizzato il costo medio sono stati concettualmente criticati (Johnson, Flannigan e Wiesbart, 1981) principalmente per due ragioni: la prima è relativa all'utilizzo della stessa misura (premi) sia al denominatore della variabile dipendente (tasso dei costi) sia in qualità di variabile indipendente che può statisticamente inficiare la stima dei coefficienti; la seconda critica è che la misura dell'*output*, posta al denominatore del tasso dei costi, è rappresentata da una misura di ricavo (premio) che può variare tra imprese con differenti strategie di prezzo.

I costi sono stati definiti come un aggregato alternativamente costituito dalle sole spese generali di amministrazione; dalla somma delle spese generali di amministrazione e degli oneri di acquisizione; dalla somma delle spese generali e delle spese di liquidazione dei sinistri o, infine, dalla somma delle spese generali di amministrazione, degli oneri di acquisizione e delle spese di liquidazione dei sinistri. In alcuni studi<sup>26</sup> sono stati considerati nell'aggregato dei costi anche i sinistri.

### **2.2.3 Individuazione del campione**

Il criterio guida generalmente seguito nelle indagini empiriche per l'individuazione del campione è quello della dimensione: usualmente vengono incluse nel campione solo le imprese di maggiori dimensioni (in termini di raccolta premi), mentre sono escluse quelle che hanno dati incompleti o non comparabili<sup>27</sup>.

---

<sup>23</sup> Hornstein A. e Prescott E.C. (1991), Diacon S. (1990).

<sup>24</sup> Prosperetti L. (1991).

<sup>25</sup> Selleri L. (1993).

<sup>26</sup> Suret J.M. (1991), Focarelli D. (1992).

<sup>27</sup> Hammond J.D., Melander E.R. e Shilling N. (1971); Blair R.D., Jackson J.R. e Vogel R.J. (1971).

In un'indagine empirica<sup>28</sup> vengono escluse due compagnie, *captives* assicurative di due importanti gruppi industriali, che determinano una riduzione della significatività delle relazioni costi-dimensione, a motivo dei loro costi di acquisizione e generali particolarmente bassi. Focarelli (1992) esclude le imprese di minori dimensioni (in termini di raccolta premi) e considera le eventuali economie di scala in corrispondenza dei diversi gruppi dimensionali considerati.

#### 2.2.4 Risultati delle indagini empiriche

Le ricerche empiriche volte a verificare la presenza delle economie di scala nel settore assicurativo (condotte in prevalenza con riferimento al mercato nordamericano), sono state caratterizzate dalla contraddittorietà dei risultati ottenuti, sostanzialmente dovuta al differente approccio metodologico, nonché alla discordanza dei dati di partenza<sup>29</sup>.

Le ricerche hanno riguardato generalmente l'attività delle imprese di assicurazione nel complesso ovvero distintamente la gestione vita e quella danni. In alcuni casi<sup>30</sup> sono anche stati presi in considerazione singoli rami<sup>31</sup>.

Alcuni studi<sup>32</sup> hanno rilevato l'esistenza di economie di scala a livello di imprese di assicurazione operanti nei rami danni di dimensioni minori. In particolare, nel suo studio (1981) Doherty ha utilizzato una stima della funzione di costo del tipo *Cobb-Douglas* (CD), adottando i sinistri liquidati quale misura dell'*output* del settore assicurativo in funzione del quale valutare l'andamento delle spese generali e delle commissioni; altri hanno evidenziato la presenza di rendimenti di scala positivi in imprese di assicurazione dei rami danni e vita<sup>33</sup>.

Infine, alcuni studiosi sono giunti alla conclusione che non esistono elementi idonei a dimostrare con evidenza l'esistenza di economie di scala nelle imprese operanti nel ramo danni<sup>34</sup>.

Lo studio di Suret (1991) si caratterizza per l'adozione di una funzione di costo "translogaritmica" (TL), di tre variabili indipendenti riferite ad altrettanti raggruppamenti

---

<sup>28</sup> Selleri L. (1993).

<sup>29</sup> Sigma (1991).

<sup>30</sup> Blair R.D., Jackson J.R. e Vogel R.J. (1971), Skogh G. (1982).

<sup>31</sup> Funzioni di costo separate, in relazione al singolo prodotto od in relazione a gruppi relativamente omogenei di prodotti, hanno validità soltanto nel caso in cui la produzione di un singolo *output* può essere pensata come totalmente indipendente, in un'impresa multiprodotto, dalla produzione degli altri (Cossutta, Di Battista, Giannini, Urga, 1988).

<sup>32</sup> Allen R.F. (1974), Doherty N.A. (1981).

<sup>33</sup> Praetz P. (1980), Johnson J.E., Flanigan G.B., Weisbart S.N. (1981).

<sup>34</sup> Hammond J.D., Melander E.R., Shilling N. (1971) e Suret J.M. (1991).



di rami assicurativi<sup>35</sup>, nonché per l'utilizzo alternativo dei premi del lavoro diretto e dei sinistri liquidati (comprensivi delle spese di liquidazione) come misure quantitative delle linee di prodotto descritte. Sempre in questo studio, quando l'*output* è costituito dai risarcimenti per sinistri, si considerano tra i costi totali le sole provvigioni e spese generali; nel caso di ricorso ai premi quale misura dell'*output*, i costi totali comprendono, oltre alle provvigioni ed alle spese generali, anche i sinistri e le spese di liquidazione.

Per quanto riguarda il mercato nazionale, si menzionano gli studi di Prosperetti (1991), Focarelli (1992) e Sella (1993).

Prosperetti esamina in che misura i più alti costi medi (esclusi i costi dei sinistri) degli assicuratori italiani, rispetto alla media europea, possono essere collegati alla dimensione delle imprese del settore. La stima dell'andamento dei costi in relazione alla dimensione viene analizzata attraverso l'impiego di una funzione di costo originata da una funzione di produzione di tipo *Cobb-Douglas*, approssimata in forma logaritmica – secondo il metodo dei minimi quadrati – per mezzo di una regressione multipla di tipo lineare. I costi totali, definiti come la somma di provvigioni, spese generali e costi di liquidazione, rappresentano la variabile dipendente. Nel modello vengono considerate più variabili indipendenti; tra queste ultime, l'*output* dei rami danni è identificato con i premi emessi del lavoro diretto. La ricerca è condotta con riferimento ad un campione di 151 compagnie operanti nei rami danni nel 1988; il modello è stato testato sull'intero campione e su 3 sottocampioni, relativi rispettivamente a compagnie “piccole”, “medie” e “grandi”. I risultati della ricerca hanno indicato l'esistenza di economie di scala nel settore assicurativo danni italiano, in special modo per le imprese di piccole e grandi dimensioni, mentre il valore è risultato meno pronunciato per le imprese di medie dimensioni.

Il lavoro di Focarelli, come si è visto in precedenza, si caratterizza per una definizione di *output* assicurativo concettualmente diversa da quella tradizionale. Utilizzando l'“approccio dell'intermediazione”, che descrive la trasformazione operata dall'impresa di assicurazione come quella tipica di un intermediario finanziario che, interponendo il proprio bilancio tra le attività e le passività degli operatori finali trasforma i titoli emessi dai creditori finali in quelli emessi da se stesso, si giunge alla specificazione dell'*output* assicurativo come una variabile espressa in termini monetari che rappresenta la somma delle diverse attività della compagnia. Il prodotto assicurativo è scomposto nel flusso derivante dalla gestione assicurativa diretta, dalla gestione della riassicurazione, dalla gestione finanziaria e da quella immobiliare (restano escluse le componenti straordinarie). Utilizzando una funzione di regressione dei costi del tipo translogaritmico, su un campione di imprese in attività nel 1987 (167 compagnie con massa di premi non inferiore ad un miliardo di lire), si conclude che nel settore assicurativo danni si sono verificate economie di scala per tutti i gruppi dimensionali considerati.

---

<sup>35</sup> In particolare i rami danni sono stati raggruppati in: “*Automobile, Property/Casualty and Liability*”.

L'analisi di Selleri, fatta su un campione di 115 imprese danni operanti nel 1991, utilizza una funzione di regressione non lineare per esprimere il tasso dei costi non tecnici (spese generali ed oneri di acquisizione) in funzione dell'*output*, espresso in termini di premi del lavoro diretto. I risultati della ricerca mostrano che non è possibile dimostrare l'esistenza di alcuna relazione tra la dimensione ed i costi medi nelle imprese di assicurazione di piccole e medie dimensioni (con un volume di premi non eccedente i 300 miliardi di lire), in quanto si riscontra una notevole variabilità da impresa ad impresa nella relazione tra costi e volume della produzione. Invece, nelle imprese di grandi dimensioni, ossia con portafogli superiori a 300 miliardi di lire, i costi mostrano la tendenza a rimanere costanti ed in nessun caso palesano un andamento decrescente.

### **2.3 Una verifica empirica in tema di economie di scala ed economie di diversificazione.**

Al fine di indagare sulla presenza di economie di scala e di diversificazione nel settore assicurativo sono state effettuate delle regressioni utilizzando prevalentemente i dati di bilancio dell'esercizio 1998. Sono stati adottati a tal fine due modelli. Il primo, utilizza i dati relativi ai soli rami r.c.auto/natanti e stima una funzione statistica non lineare, approssimata in forma logaritmica per mezzo di una regressione semplice di tipo lineare<sup>36</sup>. Attraverso tale funzione i costi "non tecnici" del processo assicurativo vengono analizzati in funzione dei premi e dei sinistri di competenza. Il secondo modello, che prende in considerazione i dati relativi a tutti i rami danni, stima una funzione translogaritmica<sup>37</sup>, consentendo di verificare anche la reciproca influenza nella produzione di differenti *output*. Lo sviluppo e le risultanze dei due modelli sono riportati nel seguito.

#### **2.3.1 I° Modello**

La verifica delle economie di scala nelle imprese di assicurazione presenta le citate difficoltà metodologiche circa la scelta della misura rappresentativa della produzione. Tra le possibili alternative, si è fatto ricorso sia ai premi sia ai sinistri come variabili rappresentative dell'*output*: in particolare, sono stati considerati i premi ed i sinistri di competenza del lavoro diretto.

Per quanto concerne i costi, sono stati presi in considerazione i cosiddetti costi "non tecnici" rappresentati dalle spese generali, dagli oneri della rete agenziale e dalle spese di liquidazione relativi al lavoro diretto; non è stato considerato, invece, l'onere per sinistri. I dati sono stati tratti dalla modulistica di bilancio relativa all'esercizio 1998<sup>38</sup>.

---

<sup>36</sup> Così Selleri L. (1993), Kaye G. (1991) e Prosperetti L. (1991).

<sup>37</sup> Così, tra i vari autori, Kim Y. (1986), Cossutta et Al. (1988), Focarelli D. (1992).

<sup>38</sup> Si segnala che i dati dell'esercizio 1998 non sono direttamente comparabili con quelli degli esercizi precedenti a seguito delle modifiche intervenute nella composizione delle voci presenti nella modulistica di bilancio.

La forma funzionale prescelta, come già accennato, è stata una regressione lineare<sup>39</sup> applicata ad una approssimazione logaritmica di una funzione statistica non lineare, in cui i costi sopra indicati del processo assicurativo (cd. costi “non tecnici”) vengono analizzati in funzione dei premi di competenza. Il modello è stato applicato al ramo r.c.auto.

$$\log(COST) = b_0 + b_1 * \log(PREM) + \varepsilon$$

PREM = PREMI DI COMPETENZA

COST = COSTI NON TECNICI

Data la forma della funzione utilizzata, il coefficiente del logaritmo dell'*output* rappresenta l'elasticità<sup>40</sup> dei costi rispetto ai premi che costituisce oggetto della nostra analisi. La teoria economica, definisce le economie di scala come l'inverso dell'elasticità dei costi totali rispetto all'*output*: in particolare, rendimenti di scala crescenti si registrano per valori del rapporto maggiori di 1 (e pertanto per valori di  $b_1$  minori di 1).

I dati impiegati si riferiscono alle imprese che esercitano il ramo r.c.auto. È stata considerata una soglia dimensionale pari a dieci miliardi di lire, riferita al volume dei premi del ramo r.c.auto, al di sotto della quale le imprese non sono state incluse nel campione.

Non sono inoltre state considerate le imprese che, nell'esercizio '98, hanno registrato forti diminuzioni nella raccolta (superiori al -70%) tenuto conto che, in tali casi, la relazione tra i costi di esercizio e la produzione (rappresentata dai premi) non si riferisce ad un'attività gestionale corrente ma risente di circostanze di carattere straordinario; non sono state altresì comprese delle società *captives*, a motivo dei costi particolarmente bassi.

Dall'analisi dei dati è emersa l'esigenza di uno specifico approfondimento in relazione alle imprese che si avvalgono esclusivamente di canali di vendita diretta, le quali manifestano una struttura dei costi differenziata rispetto alle altre imprese operanti nel mercato. Tale circostanza è da ascrivere prevalentemente alla forte incidenza degli oneri pubblicitari sostenuti, considerato altresì che si tratta di imprese operanti da un intervallo di tempo relativamente breve. I dati relativi a tali imprese sono stati esclusi dal

<sup>39</sup> Kaye G. (1991) opta per la scelta metodologica di un modello in cui la variabile dipendente è spiegata da una sola variabile indipendente argomentando che “...*Results of multiple regressions analysis are often unsatisfactory owing to the inclusion of many variables. These increase the number of statistical assumptions made and the qualifications required before the results can be used. ... A particular problem is the presence of multicollinearity between variables which one cannot easily control*”.

<sup>40</sup> Con il termine elasticità di una quantità rispetto ad un'altra si definisce il rapporto tra una variazione relativa della prima ( $\Delta p/p$ ) ed una variazione relativa della seconda ( $\Delta s/s$ ).

campione; è stata comunque effettuata un'ulteriore stima che comprendesse anche tali ultime imprese introducendo una variabile *dummy* nell'ambito della funzione di regressione.

I risultati della regressione sono riportati nella tabella seguente e mostrano un coefficiente del logaritmo della variabile premi positivo e minore di 1. L'inverso di tale coefficiente, pari a 1,075 e pertanto superiore all'unità, testimonierebbe la presenza di limitate economie di scala.

	Coeff.	Standard error	t-statistic	P - value
Intercetta	- 0,47	0,14	- 3,27	0,00
log(PREM)	0,93	0,01	78,06	0,00
R quadrato corretto	0,99	<i>d - statistic</i>		2,25
Standard error della regressione	0,13	n. osservazioni		65

Si rileva che le analisi per il triennio precedente, ancorché - come già detto - condotte su dati non confrontabili in quanto antecedenti alle modifiche intervenute nella modulistica di bilancio, hanno evidenziato la presenza di economie di scala in misura ulteriormente ridotta rispetto al 1998.

Utilizzando il modello di regressione precedentemente illustrato, è stata anche eseguita un'analisi del campione per partizioni, distinguendo le imprese in base alla dimensione della raccolta premi. Allo scopo di utilizzare un criterio oggettivo nella definizione dei *breakpoints*<sup>41</sup> ed in considerazione del limitato numero di osservazioni disponibili, sono stati adottati i quartili della distribuzione relativa ai premi. Gli intervalli dimensionali così determinati sono approssimativamente i seguenti: importi da 10 a 50 miliardi (piccole imprese); importi da 51 a 120 miliardi (imprese medio-piccole); importi da 121 a 500 miliardi (imprese medio-grandi); importi maggiori di 500 miliardi (grandi imprese). I risultati di queste regressioni, per le singole fasce considerate, mostrerebbero economie di scala più marcate per la fascia delle imprese medio-piccole ed una loro diminuzione per le successive fasce dimensionali.

Come accennato in precedenza, ai fini di considerare e quantificare le economie di scala con riferimento alle imprese che utilizzano canali di vendita diretta ed i cui dati sono stati finora esclusi dalle elaborazioni, sono state introdotte due variabili *dummy*, la prima per rappresentare la qualità dell'impresa:

$Dir = 1$  nel caso di impresa con vendita diretta

<sup>41</sup> “ *The body of literature on economies of scale provides no help in ascertaining breakpoints e. g. J. E. Johnson, G. B. Flanigan and S. N. Weisbart (1981) acknowledge their breakpoints were selected arbitrarily since ‘there have been no studies on firm structure and size which would have guided the choices made’* ” (Kaye, 1991).

$Dir = 0$  nel caso di impresa “tradizionale”

e la seconda, tale che:

$$slopedir = Dir * \log(PREM)$$

Si ha pertanto:

$$\log(Cost) = b_1 + b_2 * \log(Prem) + b_3 * Dir + b_4 * Dir * \log(Prem) + \xi$$

Con l'introduzione di tali variabili, sussistono in realtà due equazioni:

$$\log(Cost) = b_1 + b_2 * \log(Prem) + \xi \quad \text{quando } Dir = 0$$

$$\log(Cost) = (b_1 + b_3) + (b_2 + b_4) * \log(Prem) + \xi \quad \text{quando } Dir = 1$$

Il risultato della regressione - relativo alle sole imprese con vendita diretta - è riportato nella tabella seguente.

	Coeff.	Standard error	t-statistic	P - value
Intercetta	- 0,44	0,159	- 2,77	0,00
Log(PREM)	0,93	0,013	69,93	0,00
Dir	8,81	1,22	7,17	0,00
Slopedir	- 0,80	0,123	- 6,54	0,00
R quadrato corretto	0,986	<i>d - statistic</i>		2,41
Standard error della regressione	0,15	n. osservazioni		68
F statistic	1641,55	<i>Prob (F - statistic)</i>		0,00

Il coefficiente negativo della variabile Slopedir ( $b_4$ ) che va a sommarsi algebricamente al coefficiente della variabile  $\log(Prem)$ , decurtandolo e rendendolo quindi meno prossimo all'unità, sembra mostrare la presenza di economie di scala più marcate in relazione alle imprese che si avvalgono di canali di vendita diretta. Questa circostanza sembrerebbe confermata dal fatto che tali imprese hanno sostenuto delle significative spese di pubblicità, la cui incidenza diminuisce al crescere della raccolta premi, comportando una crescita meno che proporzionale dei costi “non tecnici” complessivi, al crescere della produzione.

Al fine di introdurre nel modello una variabile che tenesse conto della recente diffusione del fenomeno dell'*outsourcing* in relazione alla gestione del processo di liquidazione dei sinistri, nella quale per alcuni studiosi<sup>42</sup> si concentrerebbero le eventuali economie di scala, sono state elaborate alcune informazioni fornite al riguardo dalle

<sup>42</sup> Tra gli altri, Skogh (1982).

imprese. I dati disponibili sono esclusivamente di natura qualitativa in quanto si riferiscono al mero ricorso alla modalità dell'*outsourcing* mentre non viene specificato, nell'ambito dei costi sostenuti per la liquidazione, quale parte sia relativa all'attività interna o, alternativamente, a quella in *outsourcing*. Ciò premesso, è stata introdotta nel modello una variabile *dummy* che, tuttavia, è risultata non statisticamente significativa, forse anche alla luce della esiguità dei dati disponibili.

Analogamente, si è ipotizzato che l'appartenenza o meno ad un gruppo assicurativo potesse costituire un elemento, seppur non di natura strettamente "tecnica", tale da influire sui costi<sup>43</sup>. Sono stati raccolti i dati circa tale appartenenza ed è stata costruita una variabile *dummy*. Al pari di quella riferita al fenomeno dell'*outsourcing*, tale variabile è risultata statisticamente non significativa.

In alternativa ai premi di competenza, sono stati presi in considerazione anche i sinistri di competenza - quale misura dell'*output* - ed è stata effettuata un'ulteriore stima. I risultati della regressione, di seguito riportati, mostrano parimenti la presenza di economie di scala sebbene in misura più modesta rispetto a quanto emerso impiegando i premi di competenza.

	Coeff.	Standard error	t-statistic	P - value
Intercetta	- 0,88	0,16	- 5,39	0,00
Log SIN	0,96	0,01	71,10	0,00
R quadrato corretto	0,99	<i>d - statistic</i>		1,96
<i>Standard error</i> della regressione	0,15	n. osservazioni		65

### 2.3.2 II° Modello

Onde approfondire i risultati emersi dall'applicazione del modello fin qui illustrato e verificare la presenza di eventuali economie di diversificazione, le analisi sono state ripetute su di un modello più articolato, in grado di tener conto delle differenze e delle reciproche influenze esistenti tra le assicurazioni obbligatorie r.c.auto/natanti e gli altri rami danni.

La misura rappresentativa della produzione prescelta è costituita parimenti dai premi di competenza del lavoro diretto. Per quanto concerne i costi, a differenza di quanto fatto sopra, sono stati presi in considerazione i costi relativi al lavoro diretto costituiti dalle spese generali, dagli oneri della rete agenziale e dai sinistri con le relative

<sup>43</sup> Prosperetti L. (1993).

spese di liquidazione. Tutti i dati sono stati tratti dalla modulistica di bilancio relativa all'esercizio 1998.

In relazione alla scelta della forma funzionale, si richiamano le considerazioni sulla determinazione delle economie di diversificazione che richiederebbero l'adozione di una forma funzionale in grado di cogliere le reciproche influenze tra le varie produzioni. Allo scopo, gli studi sulle economie di scala hanno utilizzato, per lo più, la funzione translogaritmica (TL) che risulta tra le forme funzionali proposte da Baumol, Panzar e Willig (1982) per la stima di una funzione di costo per le imprese multiprodotto. Si rimanda per un esempio dell'applicazione di tale funzione al caso di imprese del settore finanziario, a Kim (1986).

La translogaritmica consente di stimare i costi totali di un'impresa sulla base del livello raggiunto nella produzione di ogni singolo *output* e dei valori assunti dai prezzi dei fattori produttivi. Nell'applicazione della funzione, sono state considerate due variabili esplicative dell'*output* assicurativo, rappresentate dai premi relativi ai rami r.c.auto/natanti ed agli altri rami danni, ed una variabile esplicativa dei prezzi dei fattori produttivi, rappresentata dalla onerosità della rete agenziale, approssimata dal rapporto tra gli oneri di acquisizione, di produzione e di organizzazione ed il totale dei premi diretti di competenza. L'ipotesi sui prezzi degli altri fattori produttivi è che, in generale, tali prezzi siano, nello stesso periodo, sostanzialmente analoghi per le diverse imprese di assicurazione<sup>44</sup>.

Affinché la funzione sia una valida approssimazione della funzione di costo, è necessario imporre il rispetto delle condizioni di simmetria e di omogeneità<sup>45</sup>. La funzione risultante dall'applicazione di tali vincoli è la seguente:

$$\log(C) = c_1 + c_2 * \log(Premrca) + c_3 * \log(Premnorca) + c_4 * \log(Onerireteag) + \\ \frac{1}{2} * c_5 * [\log(Premrca)]^2 + c_6 * \log(Premrca) * \log(Premnorca) + \\ \frac{1}{2} * c_7 * [\log(Premnorca)]^2$$

*Premnorca* = premi di competenza dei rami r.c.auto/natanti

*Premrca* = premi di competenza degli altri rami danni

---

<sup>44</sup> Così Focarelli (1992). In particolare, sono stati considerati unici: il costo teorico del patrimonio e dei fondi propri, i prezzi dei materiali, il periodo medio di ammortamento degli *input* a durata pluriennale e l'onere connesso alla remunerazione dei diversi tipi di fattore lavoro impiegati sul territorio nazionale. Il fatto di considerare un solo *input* non inficia la validità della specificazione della funzione di costo in quanto, qualora non esista sostanzialmente differenza del prezzo di tutti gli ipotizzabili "altri *input*", per la peculiarità di questa formulazione funzionale del costo, il loro effetto si cumula nella intercetta della funzione (Cossutta D., Di Battista M.L., Giannini C., Urga G., 1988).

<sup>45</sup> Come dimostrato da Denny M. e Fuss M. (1977)

*Onerireteag* = rapporto tra gli oneri di acquisizione, produzione e di organizzazione ed il totale dei premi di competenza

In base alle citate restrizioni di omogeneità, occorre imporre che il coefficiente della variabile *Onerireteag*, rappresentativa del vettore dei prezzi, sia uguale ad 1.

Al fine di stimare i parametri presenti nella forma funzionale sopra riportata, è stata effettuata una regressione i cui risultati si riportano di seguito.

	Coeff.	Standard error	t-statistic
Intercetta	2,3737	0,7559	3,1398
Log(Premrca)	1,2741	0,1943	6,5571
Log(Premnorca)	- 0,2182	0,1427	- 1,5286
Log(Onerireteag)	0,9988	0,0264	377,4542
[log(Premrca)] <sup>2</sup>	0,2364	0,0280	8,4289
Log(Premrca) log(Premnorca)	- 0,2911	0,0249	- 11,6645
[log(Premnorca)] <sup>2</sup>	0,3400	0,0291	11,6819
R quadrato corretto	0,9858	Mean dependent var.	12,75
Standard error della regressione	0,1665	S.D. dependent var	1,33
d – statistic	2,03	n. osservaz.	65

Il calcolo dell'indice di Durbin-Watson fornisce un valore pari a 2,03 che evidenzia l'assenza di correlazione seriale tra i residui.

Una volta effettuata la regressione, si è proceduto al calcolo dell'indice relativo alle economie di scala globali. Nel caso di specie, in cui, come indicato, sono stati presi in considerazione due *output*, vale la relazione:

$$Esca = 1 / (\eta_1 + \eta_2)$$

dove  $\eta_1$  ed  $\eta_2$  rappresentano le elasticità dei costi rispetto agli *output* (r.c.auto/natanti ed altri rami danni). Tali elasticità, per ogni impresa inclusa nel campione, sono ricavabili derivando la funzione di costo rispetto alla relativa variabile esplicativa.

$$\eta_1 = \frac{d \log(C)}{d \log(Premrca)} \qquad \eta_2 = \frac{d \log(C)}{d \log(Premnorca)}$$

Ed assumeranno le seguenti espressioni:



$$\eta_1 = c_2 + c_5 * \log(\text{Premrca}) + c_6 * \log(\text{Premnorca})$$

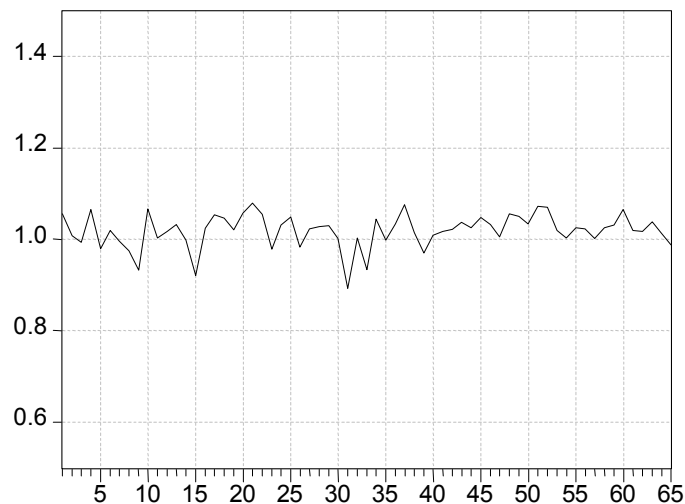
$$\eta_2 = c_3 + c_6 * \log(\text{Premrca}) + c_7 * \log(\text{Premnorca})$$

Per il campione in esame, il valore medio della distribuzione degli indicatori di economie di scala, pari a 1,019, risulta prossimo all'unità; inoltre l'oscillazione intorno a tale valore è piuttosto contenuta, come evidenziato dalla *standard deviation* pari a 0,036.

Come è noto, a seconda che l'indicatore delle economie di scala globali (Esca) sia maggiore, minore o uguale ad uno, sussiste rispettivamente un'evidenza statistica della presenza di economie di scala, di diseconomie o di rendimenti di scala costanti. Pertanto si può affermare che sono presenti economie di scala globali in misura modesta.

Inoltre, come risulta dal grafico della distribuzione dei valori dell'indice delle economie di scala queste non risultano correlate alla dimensione dell'impresa.

**Indice delle economie di scala per le singole imprese del campione<sup>46</sup>**



Per il calcolo degli indici di economie di scala di prodotto specifico nonché per quelli relativi alle economie di diversificazione, assume rilievo la circostanza per la quale, la translogaritmica, derivando da un'approssimazione locale della funzione di costo,

<sup>46</sup> Sulle ascisse sono riportate le imprese, in ordine crescente di raccolta premi, mentre sulle ordinate è riportato il valore assunto dall'indice.

riveste piena validità soltanto in un intorno dei punti nei quali è stata calcolata e non è perciò possibile effettuare estrapolazioni per valori molto distanti da tale punto.

Il calcolo di questi indicatori, a differenza dell'indice delle economie di scala globali, richiede l'azzeramento di uno o più volumi di prodotto. Il porre a zero uno o più *output*, genera valori degli indici statisticamente significativi solo se nel campione si riscontra una certa densità di imprese che abbiano effettivamente valori degli *output* da azzerare prossimo a zero. Nel campione in esame, i valori assunti dalle variabili sono ben lontani dallo zero, per cui non è possibile calcolare la funzione in un suo intorno.

A questo problema, sono state prospettate in letteratura varie soluzioni. Kim (1986) propone di suddividere il campione in raggruppamenti e sostituire, per ciascuno di essi, nel calcolo degli indici, ai valori da azzerare, il 10% del valore medio dell'*output* del raggruppamento in esame.

Considerato che i dati delle variabili esogene (premi r.c.auto/natanti e premi altri rami) presentano, nel caso di specie, un elevato *range* di variazione, tale soluzione non appare applicabile. Infatti, il 10% del valor medio degli *output* dei raggruppamenti, risulterebbe, per numerose imprese del campione, superiore, o quanto meno comparabile, alla loro reale produzione. Pertanto, il metodo proposto da Kim fornisce dei risultati che potrebbero essere considerati accettabili per le imprese di maggiori dimensioni, ma, per quelle di dimensioni minori, conduce a stimare i costi corrispondenti ad una sovrapproduzione piuttosto che alla sua riduzione al livello minimale.

In alternativa, Cossutta *et Al.* (1988) approssimano il livello produttivo nullo dei diversi *output* con il livello minimo osservato nei raggruppamenti in cui è suddiviso il campione.

Anche questa soluzione non appare adeguata tenuto conto della dispersione dei valori assunti dagli *output* delle imprese del campione. Tale caratteristica fa sì che una regressione eseguita fissando il valore di una variabile esogena al minimo valore registrato in un raggruppamento, comporti – per le imprese di maggiori dimensioni – la necessità di estrapolare la funzione di costo su dati di gran lunga al di fuori dell'insieme dei valori effettivamente rilevati. Inoltre - per le imprese di dimensione minore – tale scelta implica che il valore assegnato alla variabile esogena da azzerare, sia ben lontano dallo zero e prossimo invece a quello dell'intera produzione registrata nell'attività in esame.

Si è deciso, quindi, di adottare una differente soluzione. La strada seguita è stata quella di considerare, per ciascuna impresa, un valore corrispondente al 20% della produzione reale quale valore corrispondente all'azzeramento della produzione. In tal modo, i punti sui quali si è andati ad estrapolare la funzione di costo, presentano una distanza media dai punti effettivamente riscontrati, minore che nei casi precedenti. Inoltre, per ogni impresa, sussiste una relazione uniforme tra i punti riscontrati e quelli in

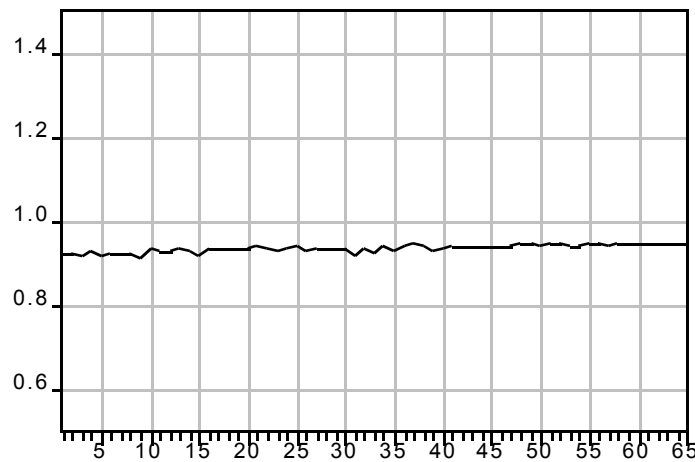
cui viene effettuata l'estrapolazione, in quanto il criterio adottato per verificare l'ipotesi di annullamento di un'output, è analogo per tutte le imprese nella medesima proporzione.

È stato quindi calcolato l'indicatore delle economie di diversificazione. Nel caso di specie, è opportuno segnalare che, avendo preso in considerazione soltanto due prodotti, gli indicatori delle economie di diversificazione globali e quelli delle economie di diversificazione di prodotto specifico, coincidono. La relativa formula è, infatti, la seguente:

$$Esco = \frac{C(y_p, 0) + C(0, y_2) - C(y_p, y_2)}{C(y_p, y_2)}$$

In base al valore assunto dall'indicatore, determinato per ciascuna delle imprese del campione, esisterebbero economie di diversificazione significative e pressoché costanti. Il valore medio della distribuzione degli indicatori di economie di diversificazione, pari a 0,934, risulta positivo; inoltre l'oscillazione intorno a tale valore è estremamente contenuta, come evidenziato dalla *standard deviation* pari a 0,009. Tale circostanza viene illustrata nel seguente grafico, nel quale è rappresentato l'andamento dei valori dell'indicatore in relazione a tutte le imprese del campione, riportate sulle ascisse, in ordine crescente di raccolta premi. L'indicatore risulta, infatti, costantemente maggiore di zero, rilevando la presenza di economie di diversificazione, tuttavia non correlate alla dimensione delle imprese.

**Indice delle economie di diversificazione per le singole imprese del campione<sup>47</sup>**



<sup>47</sup> Sulle ascisse sono riportate le imprese, in ordine crescente di raccolta premi, mentre sulle ordinate è riportato il valore assunto dall'indice.

### 2.3.3 I risultati dell'analisi empirica

Sulla base dei diversi modelli utilizzati, pur con le cautele formulate circa la comparabilità tra gli stessi, si può affermare che non risultano nel ramo r.c.auto economie di scala di rilevante entità (I° modello), mentre per quanto attiene alle economie di scala afferenti a tutti i rami danni (II° modello), queste si presentano pressoché nulle e comunque non correlate alla dimensione delle imprese.

Dall'applicazione del II° modello si rileva, inoltre, la presenza di economie di diversificazione che, indipendentemente dalla dimensione delle imprese, favoriscono, ai fini dell'efficienza produttiva, una produzione congiunta del ramo r.c.auto e degli altri rami danni.

Da ciò ne consegue che le "barriere in entrata" rappresentate dalle economie di scala non sembrerebbero tali da impedire l'ingresso di nuovi operatori, influenzando sul grado di concentrazione del mercato.

## BIBLIOGRAFIA

Allen R.F. (1974), *Cross sectional estimates of cost economies in stock Property-Liability Companies*, in *Review of economics and Statistics*, n. 56, pp. 100-103.

Bain J. (1956), *Barriers to new competition*, Harvard University Press, Cambridge (Mass.).

Baumol W., Panzar J.C. e Willig R.D. (1982), *Contestable Markets and the Theory of Industry Structure*, Harcourt Brace Jovanovic Publishers, New York.

Berger A.N., Humphrey D.B. (1997), *Efficiency of Financial institutions: International Survey and Directions for Future Research*, *European Journal of Operational Research*.

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*, vol. 21, 1997.

Blair R.D., Jackson J.R., Vogel R.J. (1975), *Economies of scale in the administration of health insurance*, in *Review of economics and statistics*, n. 57, pp. 185-189.

Cossutta D., Di Battista M. L., Giannini C., Urga G. (1988), *Processo produttivo e struttura dei costi nell'industria bancaria italiana* in *Banca e Mercato*, Il Mulino.

Denny M., Fuss M. (1977), *The use of Approximation Analysis to test for Separability and the existence of Consistent Aggregates*, in *The American Economic Review*, v. 67.

- Diacon S. (1990), a cura di, *A guide to insurance management*, London, Macmillan.
- Di Salvo R. (1995), *Deregolamentazione ed economie di scala in banca. Il caso delle banche di credito cooperativo*, Bologna, Il Mulino.
- Doherty N. A. (1981), *The measurement of output and economies of scale in property-liability insurance*, in *The Journal of risk and insurance*, September, pp. 395 e ss.
- Ferrari A. (1978), *Gli intermediari finanziari non bancari*, Milano, Angeli.
- Focarelli D. (1992), *Economie di scala e della diversificazione produttiva nel settore assicurativo italiano*, in *Rivista di politica economica*, aprile, pp. 23 e ss.
- Forestieri G. (1991), *Il settore assicurativo. Struttura, concorrenza e performance*, Milano, Etas Libri.
- Forestieri G. (1993), *Concentrazione ed economie di scala nel sistema bancario italiano*, Milano, Etas Libri.
- Fudenberg G D., Tirole J. (1986), *A theory of exit in duopoly*, *Econometrica*, 54.
- Geehan R. (1977), *Returns to scale in the life insurance industry*, in *Bell Journal of Economics*, vol. 8, pp. 497-514.
- Grace M.F., Timme G.T. (1992), *An examination of cost economies in the US life insurance industry*, in *The Journal of risk and insurance*, March, pp. 72 e ss.
- Hammond J.D., Melander E.R., Shilling N. (1971), *Economies of scale in property and liability insurance industry*, in *The journal of risk and insurance*, n. 2.
- Hornstein A., Prescott E.C. (1991), *Measures of the insurance sector output*, in *The Geneva papers on risk and insurance*, April, pp. 147 e ss.
- Johnson J.E., Flanigan G.B., Weisbart S.N. (1981), *Returns to scale in the property and liability insurance industry*, in *The journal of risk and insurance*, March, pp. 18 e ss.
- Katrishen A. F., Scordis N.A. (1998), *Economies of scale and economies of scope in multiproduct financial institutions: further evidence from credit unions*, in *Journal of International Business Studies*, 29, 2 (Second Quater 1998), pp. 305-324
- Kaye G. (1991), *Economies of scale in the U.K. life insurance companies: an empirical approach*, in *The Geneva papers on risk and insurance*, July, n.60, pp. 308 e ss..

Kim Y. (1986), *Economies of scale and economies of scope in multiproduct financial institutions: further evidence from credit unions*, in *Journal of Money, Credit and Banking*, May, pp. 220-226

Locatelli R. (1995), *Rischio e intermediazione nelle banche e negli assicuratori*, Bologna, Il Mulino.

Mainardi S. (a.a. 1998/1999), *Economie di scala e di diversificazione nelle imprese assicurative, una verifica empirica*, Tesi di laurea, Università degli Studi dell'Insubria, Facoltà di economia di Varese.

Praetz P. (1980), *Returns to scale in the UK property-liability insurance industry*, in *The journal of risk and insurance*, June, pp. 315 e ss.

Prosperetti L. (1991), *Economies of scale in Italian non-life insurance*, in *The Geneva Papers on risk and insurance*, July, n. 60, pp. 289 e ss.

Selleri L. (1993), *Le economie di scala e di scopo nelle imprese di assicurazione*, Milano, Etas Libri.

SIGMA (1991), *Le dimensioni dell'impresa ed i costi di esercizio nell'industria assicurativa*, Pubblicazione della Compagnia Svizzera di Riassicurazioni, n. 4, pp. 9 e ss.

Skogh G. (1982), *Returns to scale in the Swedish property and liability insurance industry*, in *The journal of risk and insurance*, June.

Suret J.M. (1991), *Scale and scope economies in the Canadian property and casualty insurance industry*, in *The Geneva papers on risk and insurance*, April, n. 59, pp. 236-256.

Sutton J. (1991), *"Sunk costs and Market structure: price competition, advertising and the evolution of the concentration"*, Mit Press, Cambridge (Mass.).

Zanotti G. (1998), *"Economie di scala e di diversificazione nel sistema bancario italiano"*, in *Banche e Banchieri*, n. 1, pp. 30 e ss.