

Dottorato di Ricerca in Economia Applicata – XVIII ciclo

TESI DI DOTTORATO DI RICERCA

# UN'ANALISI MICROECONOMETRICA DELLA DIFFUSIONE TECNOLOGICA IN ITALIA

S.S.D. SECS-P/06 – ECONOMIA APPLICATA

*Dottoranda:* Paola Cardamone

*Supervisore:* Prof. F. Aiello

*Coordinatrice del Dottorato:* Prof.ssa E. Granaglia

## **Ringraziamenti**

Il primo ringraziamento va al Prof. Francesco Aiello per la costante attenzione con cui ha seguito questo lavoro e per gli innumerevoli stimoli e consigli.

Un doveroso ringraziamento lo rivolgo al Prof. Giovanni Anania per aver stimolato con numerosi e preziosi suggerimenti il miglioramento di questa tesi.

Sono grata, inoltre, a Valeria Pupo per essere stata costantemente un punto di riferimento e per avere, altresì, contribuito con le sue indicazioni alla stesura della tesi.

Desidero ringraziare, infine, il Prof. Vincenzo Scoppa per la sua disponibilità e per i suoi utili consigli ed interessanti osservazioni.

## Indice

<b>INTRODUZIONE</b>	<b>1</b>
<b>Capitolo 1 UN'INTRODUZIONE AL TEMA DEGLI SPILLOVERS TECNOLOGICI. RICERCA E SVILUPPO E CRESCITA DELLA PRODUTTIVITA'</b>	<b>8</b>
1.1 Introduzione	8
1.2 Produttività ed investimenti in R&S	9
1.2.1 L'elasticità della produzione in relazione al capitale tecnologico	14
1.2.2 Il tasso di rendimento degli investimenti in R&S	22
1.3 Spillovers tecnologici	29
<b>Capitolo 2 ANALISI DEGLI SPILLOVERS TECNOLOGICI: UNA RASSEGNA DELLA LETTERATURA</b>	<b>31</b>
2.1 Introduzione	31
2.2 Il problema della misurazione degli spillovers tecnologici	32
2.2.1 Matrici I/O e flussi tecnologici	33
2.2.2 Indice di similarità e flussi tecnologici	42
2.3 Distanza geografica e spillovers "spaziali"	50
2.4 Conclusioni	57
<b>Capitolo 3 DETERMINAZIONE DEL SISTEMA DI PONDERAZIONE DEI FLUSSI TECNOLOGICI TRA IMPRESE: INDICE DI SIMILARITA', EFFICIENZA TECNICA E PROSSIMITA' GEOGRAFICA</b>	<b>59</b>
3.1 Introduzione	59
3.2 Le caratteristiche generali del campione	62
3.3 Prossimità tecnologica e similarità tra imprese	65
3.4 Determinazione del sistema di ponderazione	68
3.4.1 L'utilizzo dell'indice di similarità per la determinazione di un sistema di pesi	69
3.4.2 L'indice di similarità e l'efficienza tecnica: l'utilizzo del metodo DEA per la determinazione di un sistema di ponderazione asimmetrico	73
3.4.2.1 Una misura asimmetrica dell'intensità dei flussi tecnologici	77
3.4.3 Spillovers tecnologici e prossimità geografica	82
3.5 Conclusioni	88
<b>Capitolo 4 SPILLOVERS TECNOLOGICI: UN'ANALISI SULLE IMPRESE MANIFATTURIERE ITALIANE</b>	<b>90</b>
4.1 Introduzione	90
4.2 Funzione di produzione translog	92
4.3 Metodi di stima	96
4.4 Descrizione delle variabili	100

4.5	La relazione tra produzione e spillovers tecnologici per le imprese manifatturiere italiane	107
4.5.1	Risultati delle stime	110
4.5.2	Risultati delle stime per area geografica	115
4.6	Conclusioni	119
<b>Capitolo 5</b>	<b>COMPLEMENTARIETA' / SOSTITUIBILITA' DEI FATTORI PRODUTTIVI: ULTERIORI SVILUPPI SUGLI SPILLOVERS TECNOLOGICI</b>	<b>122</b>
5.1	Introduzione	122
5.2	Determinazione dell'elasticità di sostituzione	124
5.2.1	Elasticità tecnica	125
5.2.2	Elasticità incrociata	126
5.2.3	Elasticità di Morishima (1967)	128
5.3	Elasticità di sostituzione tra i fattori produttivi. Risultati delle stime	130
5.3.1	Elasticità di sostituzione tra i fattori produttivi. Risultati per area geografica	135
5.4	Conclusioni	140
	<b>CONCLUSIONI</b>	<b>143</b>
	<b>Appendice</b>	<b>148</b>
A.1	Risultati delle stime delle equazioni probit di I stadio	148
A.2	Coefficienti stimati della funzione di produzione translog	151
	<b>Bibliografia</b>	<b>154</b>
	<b>Indice delle figure</b>	
<b>Figura 1.1</b>	Percentuale degli investimenti in R&S rispetto al Pil per alcuni paesi OCSE e media OCSE, 1981-2002	11
<b>Figura 1.2</b>	Percentuale degli investimenti in R&S effettuati dalle imprese rispetto al Pil per alcuni paesi OCSE e media OCSE, 1981-2002	12
<b>Figura 1.3</b>	Distribuzione percentuale degli investimenti in R&S nel comparto manifatturiero italiano per settore. Anno 2003	13
<b>Figura 3.1</b>	Posizione delle imprese nello spazio tecnologico	67
<b>Figura 3.2</b>	Frontiera di produzione orientata agli inputs	75
<b>Figura 3.3</b>	Valori medi e coefficienti di variazione delle intensità dei flussi tecnologici	89
	<b>Indice delle tabelle</b>	
<b>Tabella 1.1</b>	Studi empirici sull'elasticità della produzione rispetto al capitale R&S a livello di impresa	20

<b>Tabella 1.2</b>	Studi empirici sul tasso di rendimento degli investimenti in R&S	27
<b>Tabella 2.1</b>	Impatto degli spillovers tecnologici sulla produttività del lavoro delle imprese. Sistema di ponderazione utilizzato: matrici I/O	39
<b>Tabella 2.2</b>	Impatto degli spillovers tecnologici sulla produzione delle imprese. Sistema di ponderazione utilizzato: indice di similarità coseno	48
<b>Tabella 2.3</b>	Impatto degli spillovers geografici sulla produzione delle imprese	55
<b>Tabella 3.1</b>	Indagine Capitalia. Consistenza delle imprese manifatturiere italiane. Classificazione per settore di attività economica, localizzazione geografica e classe di addetti (1998-2003)	64
<b>Tabella 3.2</b>	Indice di similarità coseno per un sottocampione di dieci imprese, 2003	71
<b>Tabella 3.3</b>	Indice di similarità coseno: valori medi dei flussi di tecnologia tra settori di attività economica, 2003	72
<b>Tabella 3.4</b>	Analisi descrittiva dell'indicatore di efficienza tecnica. Classificazione per settore di attività economica, area geografica e classe di addetti, 2003	77
<b>Tabella 3.5</b>	Indice di similarità asimmetrico per un sottocampione di dieci imprese, 2003.	79
<b>Tabella 3.6</b>	Indice di similarità asimmetrico: valori medi dei flussi di tecnologia tra settori di attività economica, 2003	81
<b>Tabella 3.7</b>	Indice di prossimità tecnologico-geografica per un sottocampione di dieci imprese, 2003	84
<b>Tabella 3.8</b>	Indice di prossimità tecnologico-geografica: valori medi dei flussi di tecnologia tra settori di attività economica, 2003	87
<b>Tabella 4.1</b>	Imprese manifatturiere italiane dell'indagine Capitalia. Produttività del lavoro ed intensità del capitale fisico e tecnologico. Classificazione per settore di attività economica, area geografica e classe di addetti. Medie ponderate, 1998-2003	106
<b>Tabella 4.2</b>	Distribuzione e statistiche descrittive degli Investimenti in R&S e del capitale tecnologico. Valori medi, 1998-2003	107
<b>Tabella 4.3</b>	Elasticità della produzione e tasso di rendimento del capitale tecnologico e dello stock di spillovers per le imprese manifatturiere italiane, 1998-2003. Metodo di Stima: 3SLS non lineare	114
<b>Tabella 4.4</b>	Elasticità della produzione e tasso di rendimento del capitale tecnologico e dello stock di spillovers per area geografica, 1998-2003. Metodo di Stima: 3SLS non lineare	118
<b>Tabella 5.1</b>	Elasticità di sostituzione tecnica, incrociata e di Morishima (1967) tra i fattori produttivi delle imprese manifatturiere italiane. Valori medi, 1998-2003	134

<b>Tabella 5.2</b>	Elasticità di sostituzione tecnica, incrociata e di Morishima (1967) tra i fattori produttivi delle imprese manifatturiere italiane per area geografica. Valori medi, 1998-2003	139
<b>Tabella A.1</b>	Stima probit di I stadio. Imprese manifatturiere italiane, 1998-2003	149
<b>Tabella A.2</b>	Stima probit di I stadio. Imprese manifatturiere italiane per area geografica, 1998-2003	150
<b>Tabella A.3</b>	Coefficienti stimati della funzione di produzione translog. Imprese manifatturiere italiane, 1998-2003. Metodo di Stima: 3SLS non lineare	152
<b>Tabella A.4</b>	Coefficienti stimati della funzione di produzione translog. Imprese manifatturiere italiane per area geografica, 1998-2003. Metodo di Stima: 3SLS non lineare	153

---

---

## INTRODUZIONE

---

*“It was my belief (and presumption) that one could use the then newly available econometric techniques to examine how productivity is produced. If one is to treat technical change as endogenous, as something that is being “produced” by the economic system and the actors in it, and not like some “manna from heaven”, then one needs to look for its sources, for the activities that cause it, directly or indirectly.”*

Zvi Griliches (2000)

“R&D, Education and Productivity. A Retrospective”.  
Harvard University Press. Cambridge, Massachusetts.

L’obiettivo di questo lavoro è la valutazione dell’effetto degli spillovers tecnologici sulla produzione delle imprese manifatturiere italiane.

La letteratura teorica ed empirica è concorde nel ritenere il progresso tecnologico il motore della crescita economica. Le attività innovative permettono di migliorare i prodotti e i processi produttivi esistenti o di introdurre nuovi e consentono di aumentare la produttività delle imprese. Inoltre, esse sono fondamentali non solo perché permettono alle imprese di mantenersi competitive sul mercato, ma anche per i consumatori e la società nel suo complesso, grazie all’introduzione di beni e servizi nuovi o perfezionati rispetto a quelli esistenti.

Dal punto di vista empirico, l’impatto delle attività innovative è stato analizzato a diversi livelli di aggregazione dei dati (paesi, settori, imprese). Limitando l’attenzione alle analisi microeconomiche, un aspetto fondamentale è quello relativo all’identificazione dello stock di

conoscenza in possesso di ciascuna impresa. Infatti, è ragionevole assumere che lo stock di tecnologia disponibile per ciascuna impresa dipenda non soltanto dal proprio livello di innovazione, ma anche dalla tecnologia prodotta dalle altre imprese, essendo la tecnologia, almeno in parte, un bene pubblico; di conseguenza, le attività innovative di un'impresa possono aumentare la produttività delle altre imprese, generando così esternalità positive, ossia *spillovers* tecnologici.

In letteratura esistono numerosi studi che analizzano il ruolo della diffusione tecnologica tra le imprese (Cincera, 2005; Harhoff, 1998; Jaffe, 1988; Los e Verspagen, 2000; Wakelin, 2001; Medda e Piga, 2004). Sebbene essi si differenzino per diversi aspetti, quali, ad esempio, il periodo temporale di riferimento, il campione utilizzato, i metodi di stima implementati, questi studi presentano due caratteristiche comuni: la prima è l'utilizzo della funzione di produzione di tipo Cobb-Douglas, la seconda è l'utilizzo del capitale tecnologico (o degli investimenti in Ricerca e Sviluppo) delle altre imprese per la determinazione dello stock di *spillovers*. Queste scelte, se da un lato consentono di semplificare l'analisi, dall'altro presentano numerosi limiti soprattutto di ordine empirico.

Rispetto alla letteratura di riferimento questo lavoro introduce tre principali miglioramenti: il primo riguarda la scelta della funzione di produzione, il secondo si riferisce al metodo di determinazione degli *spillovers* e l'ultimo riguarda il metodo di stima utilizzato nella verifica econometrica dell'impatto degli *spillovers* sulla produzione delle imprese.

La specificazione della funzione di produzione che si considera è quella translogaritmica, la quale, al contrario di quella Cobb-Douglas, non vincola l'elasticità di sostituzione tra i fattori produttivi ad alcun valore specifico. Di conseguenza, essa permette non solo di stimare l'impatto di ciascun input sulla produzione, ma anche di valutare se i fattori produttivi tradizionali (lavoro, capitale fisico e capitale tecnologico) sono complementari o sostitutivi rispetto alla tecnologia esterna.

Relativamente alla determinazione dello stock di *spillovers*, si propongono alcuni miglioramenti nel procedimento di calcolo dei flussi tecnologici tra imprese. In linea con la letteratura di riferimento, si utilizza il capitale tecnologico delle altre imprese come variabile che



rappresenta l'oggetto del trasferimento tecnologico (Griliches, 1979 e 1991). Inoltre, si ipotizza che le imprese non siano in grado di assorbire tutta la tecnologia prodotta all'esterno e che il grado di assorbimento sia diverso da impresa ad impresa; quindi, lo stock di spillovers è determinato considerando la somma ponderata del capitale tecnologico delle altre imprese (Griliches, 1979 e 1991). Il miglioramento proposto rispetto alla letteratura consiste nel tenere conto delle diverse modalità con cui la tecnologia si diffonde tra le imprese attraverso l'introduzione di un sistema di ponderazione basato su un indice di similarità calcolato considerando un insieme di variabili. Un ulteriore affinamento nel metodo di calcolo degli spillovers tecnologici riguarda la determinazione di una misura di asimmetria dell'intensità dei flussi tecnologici, in modo da considerare l'importanza della direzione della diffusione tecnologica tra imprese. Infine, tra i fattori che determinano la diffusione tecnologica tra le imprese si considera la prossimità geografica.

Il terzo miglioramento introdotto riguarda il metodo di stima utilizzato per valutare l'impatto degli spillovers tecnologici. La scelta del metodo di stima ha l'obiettivo di risolvere due problemi che si presentano nelle analisi econometriche di funzioni di produzione. Ci si riferisce all'endogeneità dei regressori ed alla selezione del campione. Quest'ultimo problema deriva dal fatto che la specificazione log-lineare esclude le imprese che non investono in Ricerca e Sviluppo (R&S) e, quindi, non tiene conto dell'eventuale correlazione tra il "processo di selezione", ossia investire o non investire in R&S, e la funzione di produzione. E' utile notare che i lavori presenti in letteratura tengono conto soltanto di uno dei due problemi, ossia prendono in considerazione o il problema dell'endogeneità o quello della selezione, mentre finora in nessun lavoro si è tenuto conto di entrambi.

La specificazione translog considerata nell'analisi empirica è quella proposta da Chan e Mountain (1983). Tale specificazione si basa sulla stima di un sistema di equazioni non lineari nei parametri e permette di isolare e stimare direttamente il parametro relativo ai rendimenti di scala. Questo modello viene stimato utilizzando il metodo dei minimi quadrati a tre stadi non lineare (N3SLS) per tenere conto dell'eventuale endogeneità dei regressori. Inoltre, al fine di correggere per l'eventuale distorsione

dovuta alla selezione del campione, si considera il metodo delle variabili strumentali a due stadi (Wooldridge, 2002): nel primo stadio, si stima un modello probit relativo alle decisioni delle imprese di investire in R&S; le probabilità stimate ottenute nel primo stadio vengono utilizzate come variabili strumentali nella stima di secondo stadio della funzione di produzione translog.

Il lavoro è suddiviso in cinque capitoli. Il primo capitolo introduce il tema degli spillovers tecnologici. Sebbene a partire dal lavoro di Griliches (1979) diversi studi abbiano posto in evidenza il ruolo degli spillovers tecnologici, nei lavori empirici aventi come obiettivo l'analisi dell'impatto delle attività innovative sulla produzione delle imprese, essi sono stati poco considerati. I lavori che valutano la relazione tra attività in Ricerca e Sviluppo (R&S) e produttività delle imprese sono stati analizzati in una breve rassegna, in cui si distingue tra le analisi che propongono la stima dell'elasticità della produzione rispetto al capitale tecnologico e quelle in cui si valuta il tasso di rendimento degli investimenti in R&S. Sebbene i risultati di tali lavori varino a seconda dei campioni di imprese utilizzati, dei periodi considerati, delle specificazioni e dei metodi di stima impiegati, essi indicano un effetto generalmente positivo delle attività innovative sulla produttività delle imprese.

Il secondo capitolo presenta una rassegna dei lavori che studiano l'impatto degli spillovers sulla produzione delle imprese. Tali lavori fanno uso della funzione di produzione Cobb-Douglas e considerano il capitale tecnologico (o gli investimenti in R&S) delle altre imprese per la determinazione dello stock di spillovers disponibile per ciascuna impresa. Per quanto riguarda la determinazione degli spillovers tecnologici, lo stock tecnologico esterno è calcolato per ciascuna impresa come somma ponderata del capitale tecnologico (o degli investimenti in R&S) delle altre imprese. I sistemi di ponderazione maggiormente utilizzati in letteratura si basano sulle matrici input-output e sull'indice di similarità costruito considerando gli investimenti in R&S o i brevetti. L'elasticità stimata della produzione rispetto alla tecnologia esterna varia da 0.08, che è il risultato ottenuto per le imprese manifatturiere italiane da Aiello, Cardamone e Pupo (2005) per il periodo 1992-1997, a 0.60, osservato per le imprese statunitensi per il periodo 1977-1991 (Los e Verspagen, 2000)

e per le imprese di diversi paesi per il periodo 1987-1994 (Cincera, 2005). Nel caso delle imprese italiane, l'elasticità del prodotto per addetto rispetto allo stock degli spillovers settoriali è pari a 0.06 (Aiello, Cardamone e Pupo, 2005), mentre il legame tra la crescita della produttività del lavoro e lo stock di tecnologia esterna è uguale a circa 0.02 (Aiello e Cardamone, 2005).

Nel terzo capitolo si propone un sistema di ponderazione per la determinazione degli spillovers tecnologici basato su un indice di similarità, calcolato utilizzando un insieme di variabili caratteristiche delle imprese (valore aggiunto; addetti scolarizzati e poco scolarizzati; investimenti in hardware, software e telecomunicazioni; investimenti in R&S interni ed esterni e, infine, un indicatore di concentrazione settoriale). L'ipotesi teorica sottostante l'utilizzo dell'indicatore di similarità è che i flussi di tecnologia tra due imprese siano tanto maggiori quanto più simili sono le imprese (Jaffe, 1986 e 1988; Cincera, 2005). Rispetto alla letteratura di riferimento, la derivazione del sistema di ponderazione utilizzata in questo lavoro presenta due affinamenti. Il primo consiste nel rendere asimmetrico l'indice di similarità, ipotizzando che il trasferimento tecnologico dall'impresa A all'impresa B avvenga con una diversa intensità rispetto a quello che avviene da B ad A. In particolare, si propone una misura asimmetrica dell'intensità dei flussi tecnologici basata sulla combinazione tra indice di similarità ed indice di efficienza tecnica di ciascuna impresa, calcolata utilizzando l'approccio DEA ("Data Envelopment Analysis"). Tale scelta si basa sull'ipotesi che tanto più un'impresa è efficiente tecnicamente tanto maggiore è la sua capacità di beneficiare delle opportunità tecnologiche presenti nel sistema economico, ossia di assorbire la tecnologia prodotta da altri. Il secondo importante affinamento consiste nell'inclusione della prossimità geografica tra i fattori che determinano l'ammontare del flusso tecnologico tra le imprese.

Il quarto capitolo presenta l'analisi empirica relativa alla valutazione dell'effetto degli spillovers tecnologici sulla produzione delle imprese manifatturiere italiane. Utilizzando un campione di 1203 imprese, di cui 557 "R&D performing", per il periodo 1998-2003, è stata stimata una funzione di produzione translog. Il metodo di stima utilizzato

controlla per il problema di endogeneità e di selezione del campione. Sono state effettuate differenti stime in base ai diversi indicatori di spillovers determinati nel terzo capitolo. I risultati mostrano che i rendimenti di scala sono sempre significativamente maggiori di uno. In aggiunta, il test sulla validità dell'utilizzo della funzione di produzione translog determina, in tutte le stime effettuate, il rifiuto dell'ipotesi che il modello adeguato sia quello Cobb-Douglas. I risultati mostrano, inoltre, che l'elasticità stimata dell'output rispetto allo stock di spillovers varia al variare del sistema di ponderazione utilizzato per derivare l'indicatore di spillovers. In particolare, se si utilizza una misura asimmetrica dell'intensità dei flussi tecnologici, l'elasticità dell'output rispetto allo stock di spillovers è minore di quella che si ottiene considerando misure di ponderazione simmetriche (somma non ponderata del capitale tecnologico delle altre imprese, indice di similarità simmetrico, indice di prossimità geografica). Combinando la misura di similarità asimmetrica e la prossimità geografica si ottiene un'elasticità pari a 0.29. Inoltre, se si suddivide il campione per area geografica, si osserva che le imprese del Centro-Sud presentano un valore leggermente più basso dell'elasticità del capitale tecnologico ed un valore sostanzialmente più alto dell'elasticità dello stock di spillovers. Questo risultato è confermato qualsiasi sia il metodo di ponderazione dei flussi tecnologici.

Nel quinto capitolo si illustrano le stime delle elasticità di sostituzione tra i fattori produttivi. Le elasticità calcolate sono l'elasticità incrociata, l'elasticità di sostituzione tecnica e l'elasticità di sostituzione di Morishima (1967)<sup>1</sup>. Le elasticità di sostituzione stimate sono tutte significativamente diverse da uno e suggeriscono, quindi, che la specificazione Cobb-Douglas è inadeguata a rappresentare la funzione di produzione delle imprese manifatturiere italiane. Relativamente all'elasticità di sostituzione di Morishima, i risultati ottenuti per l'intero

---

<sup>1</sup> L'elasticità incrociata misura la variazione percentuale nell'utilizzo del fattore produttivo  $i$  in seguito alla variazione dell'uno per cento del prezzo dell'input  $j$ . L'elasticità di sostituzione tecnica indica la variazione percentuale di un fattore produttivo necessaria per mantenere costante la produzione nel breve periodo, in seguito ad uno shock esogeno che determina una variazione dell'uno per cento nell'utilizzo di un altro input, sotto l'ipotesi che tutti gli altri fattori produttivi siano fissi. L'elasticità di Morishima (1967) misura la variazione percentuale nel rapporto tra l'input  $i$  e l'input  $j$  in seguito alla variazione dell'uno per cento nel prezzo dell'input  $j$ , sotto l'ipotesi che tutti gli altri prezzi siano fissi.

campione mostrano che i fattori produttivi sono in tutti i casi sostituiti, ad eccezione del capitale tecnologico e di quello fisico, che risultano complementari quando è il prezzo di quest'ultimo a variare. Inoltre, in risposta ad un aumento del costo di assorbimento unitario della tecnologia esterna, le imprese reagiscono aumentando le proprie attività innovative. La suddivisione del campione per area geografica mostra che per le imprese settentrionali lo stock di spillovers e il capitale tecnologico sono sostituiti se a variare è il prezzo di quest'ultimo, mentre per le imprese centro-meridionali risultano complementari. In altre parole, per le imprese del Centro-Sud un aumento del costo delle attività innovative determina una riduzione della tecnologia esterna assorbita rispetto all'utilizzo del proprio capitale tecnologico, mentre per le imprese del Nord d'Italia la stessa riduzione determina un aumento della tecnologia esterna assorbita rispetto allo stock interno di tecnologia. Questa evidenza è attribuibile ad un ulteriore risultato ottenuto per le imprese del Centro-Sud, le quali presentano un valore positivo dell'elasticità della domanda del fattore produttivo capitale tecnologico. In altri termini, la riduzione del costo dell'attività innovativa comporta una riduzione dell'ammontare delle attività di R&S per le imprese del Centro-Sud ed un aumento per quelle del Nord, con tutte le implicazioni di *policy* che ne derivano. Tale risultato, seppure di difficile interpretazione, confermerebbe il profondo divario in termini di innovazione tecnologica esistente tra le imprese settentrionali e quelle meridionali, evidenziato anche in alcuni recenti rapporti sulla competitività delle industrie italiane (Galossi e Palmieri, 2005; Osservatorio Enea, 2006).

---

# 1. UN'INTRODUZIONE AL TEMA DEGLI SPILLOVERS TECNOLOGICI. RICERCA E SVILUPPO E CRESCITA DELLA PRODUTTIVITA'.

---

*“I believe that part of the changeability of economic ideas on a shorter time-scale is our own doing. It comes from trying too hard, pushing too far, asking ever more refined questions of limited data, over-fitting our models and over-interpreting the results. This, too, is probably inevitable and not especially to be regretted. You never know if you have gone as far as you can until you try to go further.”*

Robert M. Solow – Nobel Prize Lecture  
8 Dicembre 1987.

## 1.1 Introduzione

E' ormai ben noto che le attività in R&S svolgono un ruolo fondamentale per la crescita economica di un paese. Sin dai lavori di Solow (1956 e 1957) è stato sottolineato come il progresso tecnologico possa essere considerato l'unica fonte per la crescita di lungo periodo del reddito pro-capite dei paesi industrializzati.

D'accordo con Schumpeter (1942) e Stoneman (1983), il progresso tecnologico comprende l'introduzione di nuovi prodotti o processi produttivi oppure i miglioramenti di quelli esistenti. Esso può essere suddiviso in tre fasi (Schumpeter, 1942): *invenzione*, *innovazione* e *diffusione*. Nella prima fase (*invenzione*) vengono generate nuove idee riguardanti, ad esempio, nuovi prodotti o processi produttivi. Nella seconda fase (*innovazione*) le nuove idee vengono sviluppate al fine di essere introdotte sul mercato. Nella terza fase (*diffusione*) i nuovi prodotti o processi produttivi vengono introdotti sul mercato.

L'innovazione tecnologica è determinata da una varietà di aspetti e di processi sottostanti. In questo lavoro si focalizzerà l'attenzione su un solo aspetto, ossia sulla relazione tra *spillovers* tecnologici e produzione delle imprese manifatturiere italiane.

A partire dal lavoro di Griliches (1979), diversi studi hanno posto in evidenza il ruolo degli *spillovers* tecnologici. Tuttavia, nei lavori empirici aventi come obiettivo l'analisi dell'impatto delle attività innovative sulla produzione delle imprese, spesso tali esternalità non sono state considerate.

Nel paragrafo successivo viene presentata una breve rassegna dei lavori che studiano la relazione tra attività in R&S e produttività delle imprese, distinguendo tra le analisi che propongono una stima dell'elasticità della produzione rispetto al capitale tecnologico e quelle in cui si valuta il tasso di rendimento degli investimenti in R&S; il paragrafo che chiude il capitolo, invece, introduce il tema degli *spillovers* tecnologici.

## **1.2 Produttività ed investimenti in R&S**

La R&S viene generalmente distinta in *ricerca di base*, *ricerca applicata* e *sviluppo sperimentale*. La *ricerca di base* è il lavoro sperimentale o teorico intrapreso principalmente per acquisire nuove conoscenze scientifiche, e non è finalizzata ad una specifica applicazione od utilizzazione. La *ricerca applicata* è intrapresa al fine di ottenere nuova conoscenza scientifica o tecnologica ed è diretta verso uno scopo specifico o un obiettivo. Infine, lo *sviluppo sperimentale* consiste nell'uso della conoscenza scientifica al fine di produrre materiali, dispositivi, prodotti, processi, sistemi o servizi nuovi o migliorati in maniera sostanziale.

Il processo di innovazione tecnico-scientifica altro non è che un particolare processo produttivo nel quale l'impresa impegna degli input (personale, risorse finanziarie e infrastrutture) nella speranza di realizzare output (nuova tecnologia o miglioramento di quella esistente). Tale ciclo ha, quindi, inizio con l'opportunità di ricerca e si conclude con la disponibilità di un "plus" tecnologico che si traduce in valore aggiunto per l'impresa. Lo svolgimento di attività in R&S è, quindi, uno strumento

chiave su cui basare la strategia competitiva di un'impresa o di un'intera nazione<sup>1</sup>.

I valori degli indicatori di performance tecnologica mostrano un elevato divario tra l'Italia e gli altri paesi industrializzati.

Nella figura 1.1 è riportata la percentuale degli investimenti in R&S complessivi (pubblici e privati) rispetto al prodotto interno lordo in alcuni paesi OCSE per il periodo 1981-2002. In quasi tutti i paesi si è registrato un leggero aumento della percentuale di spese in R&S nel periodo considerato. Gli investimenti in R&S rispetto al PIL sono, però, significativamente diversi da paese a paese, e tali differenze, tranne che per poche eccezioni (come nel caso di Austria, Regno Unito, Olanda e Francia) permangono negli anni. In particolare, nel 2002 i paesi dell'OCSE hanno investito in R&S in media il 2.2 per cento del PIL, mentre si registra una percentuale più bassa per i paesi europei (1.9 per cento). Gli Stati Uniti e la Germania presentano la percentuale di investimenti in R&S maggiore (2.6 per cento e 2.5 per cento, rispettivamente), mentre l'Italia risulta essere in coda rispetto agli altri paesi (con una percentuale di spese in R&S pari all'1.2 per cento) seguita da Spagna (1 per cento) e Portogallo (0.8 per cento).

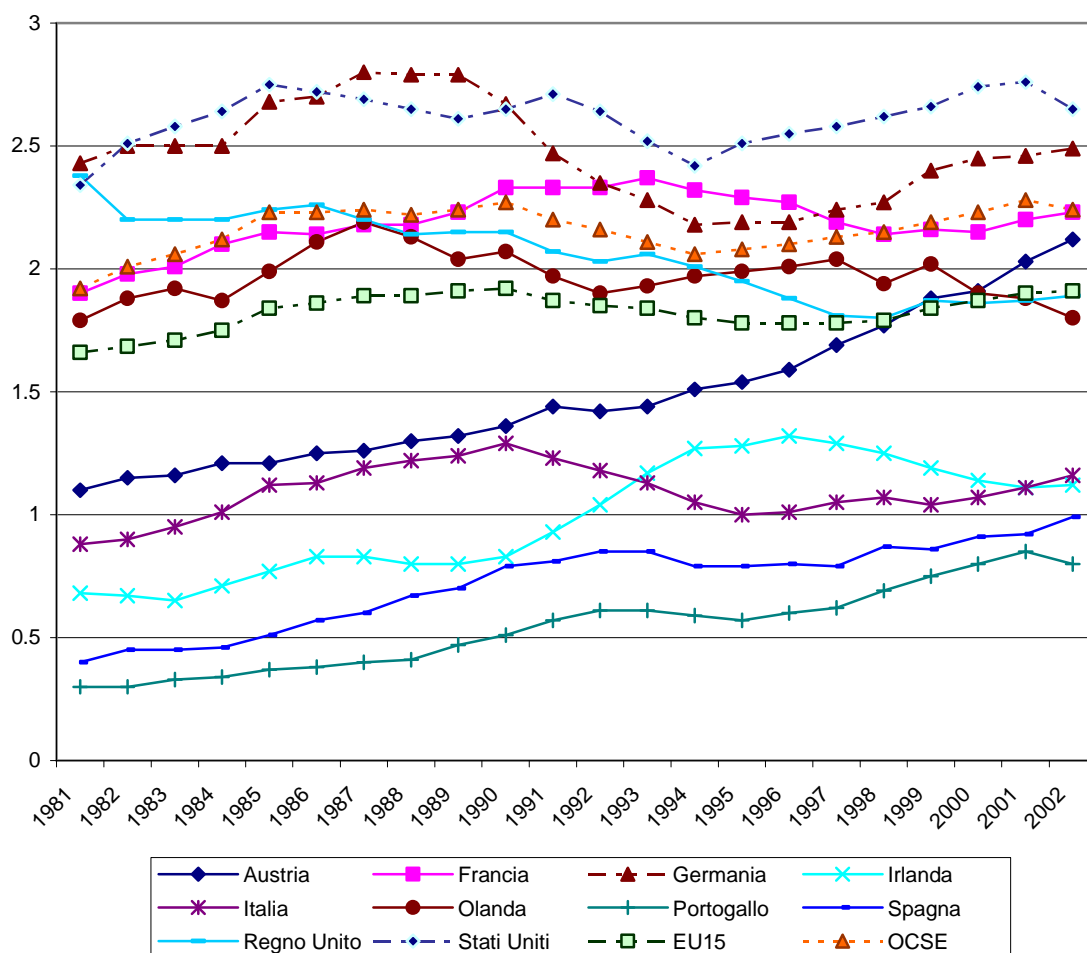
Queste osservazioni vengono confermate se si considerano le spese in R&S aggregate effettuate dalle imprese di alcuni paesi OCSE nel periodo 1982-2003 (fig. 1.2). Dalla figura 1.2 si nota come, rispetto al 1982, nel 2003 si sia registrato in quasi tutti i paesi un leggero aumento degli investimenti privati in R&S. La figura 1.2 mostra, inoltre, come i divari nelle spese in R&S tra i diversi paesi permangano negli anni. In particolare, nel 2003 le imprese italiane hanno investito in R&S lo 0.55 per cento del PIL, pari ad un terzo degli investimenti medi in R&S sul PIL dei paesi OCSE e a meno della metà della media europea.

---

<sup>1</sup> Ovviamente, la R&S rappresenta solo una parte degli investimenti in attività innovative effettuate dalle imprese. Ad esempio, d'accordo con Dosi (1988), un significativo ammontare di innovazioni viene determinato dal miglioramento di progetti, dal "learning by doing" e dal "learning by using". Tuttavia, i costi relativi a tali sforzi innovativi sono difficilmente determinabili (Dosi, 1988).

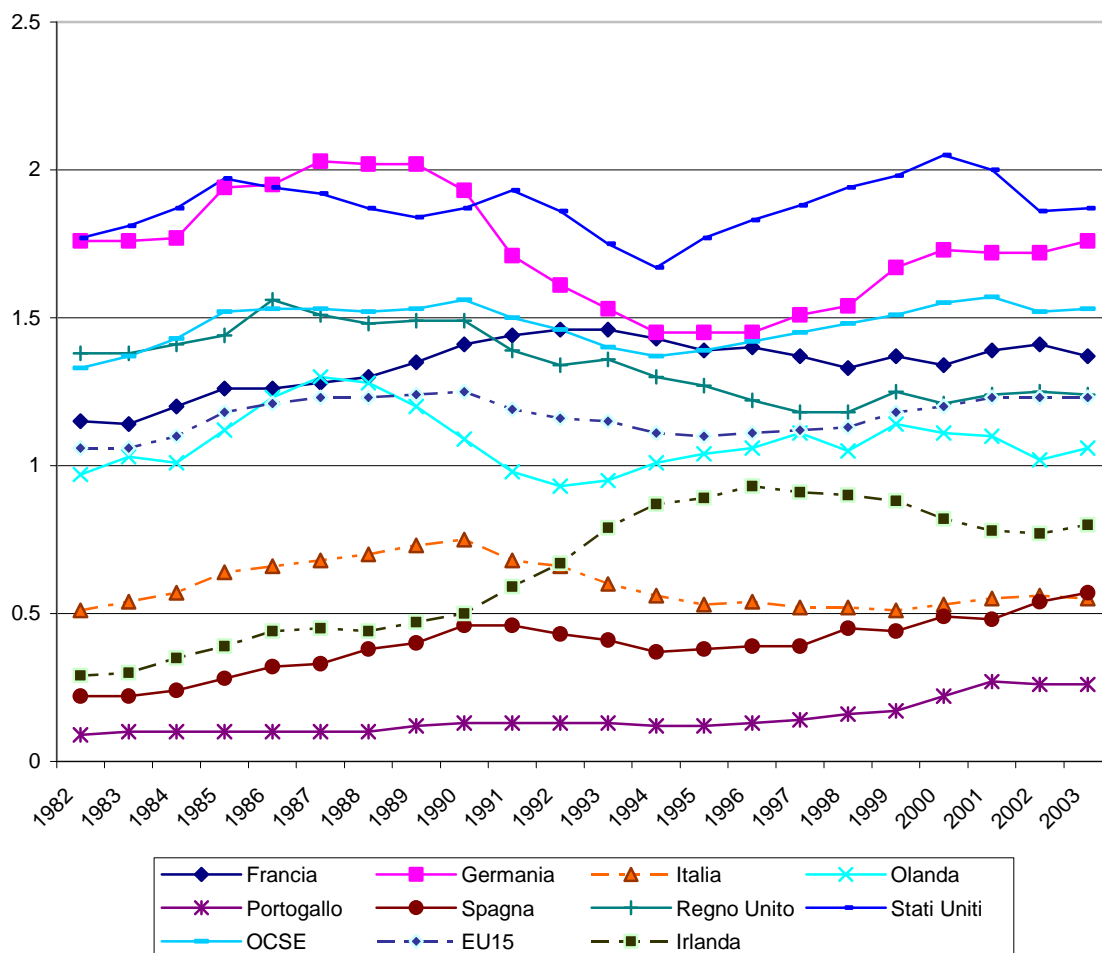


**Figura 1.1 Percentuale degli investimenti in R&S rispetto al Pil per alcuni paesi OCSE e media OCSE, 1981-2002**



Fonte: OECD, MSTI database 2005.

**Figura 1.2 Percentuale degli investimenti in R&S effettuati dalle imprese rispetto al Pil per alcuni paesi OCSE e media OCSE, 1981-2002**

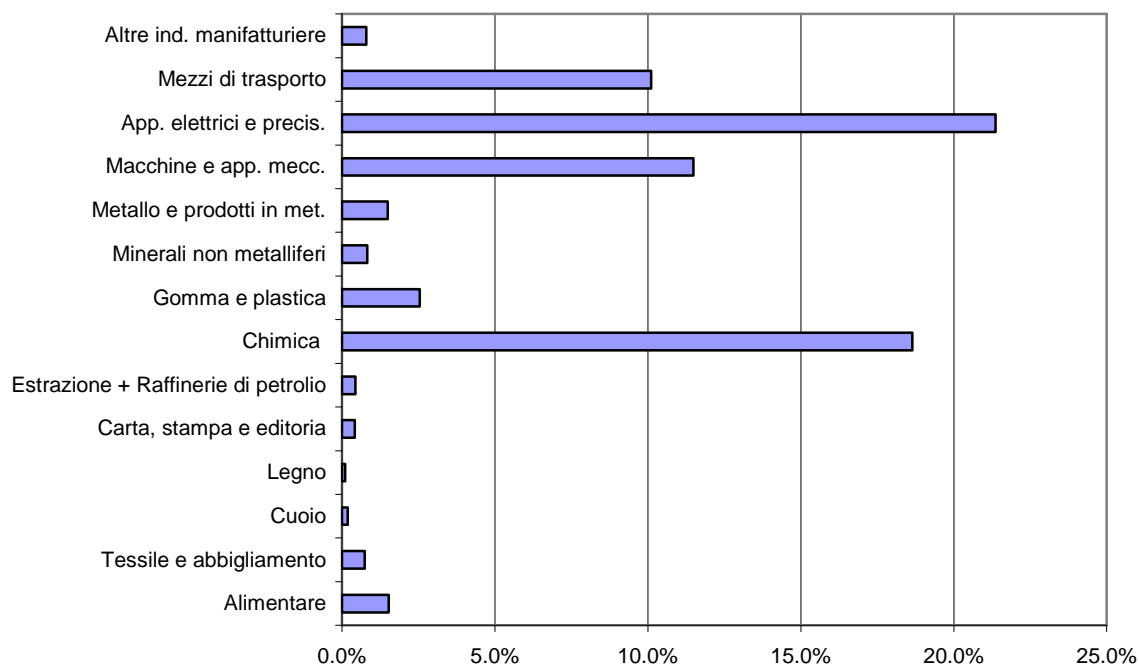


Fonte: OECD, MSTI database 2005.

La distribuzione settoriale degli investimenti in R&S in Italia indica la presenza di un'elevata disomogeneità. La figura 1.3 presenta la percentuale degli investimenti in R&S effettuati nei settori manifatturieri italiani nel 2003 rispetto al totale degli investimenti in R&S effettuati in Italia. Dal grafico si osserva che l'attività innovativa in Italia è stimolata dai settori specializzati (apparecchi elettrici, macchine e chimica) e dal

settore dei mezzi di trasporto. I settori petroliferi, della carta, del legno e del cuoio, invece, presentano le percentuali più basse.

**Figura 1.3 Distribuzione percentuale degli investimenti in R&S nel comparto manifatturiero italiano per settore. Anno 2003.**



Fonte: Istat, Ricerca e Sviluppo in Italia, 2006.

La valutazione del ruolo degli investimenti in R&S è stato oggetto di numerosi studi empirici. I successivi sottoparagrafi<sup>2</sup> presentano una breve rassegna sui lavori che studiano la relazione tra investimenti in R&S e produttività delle imprese<sup>3</sup>.

La forma funzionale che viene generalmente utilizzata è una funzione di produzione di tipo Cobb-Douglas. La stima dell'impatto delle

<sup>2</sup> In questi paragrafi si fa riferimento alle pubblicazioni più recenti, in quanto molti altri lavori meno recenti sono stati discussi altrove, ad esempio nelle esaustive rassegne di Mairesse e Sassenou (1991) e di Wieser (2005).

<sup>3</sup> Una meta-analisi dei lavori che studiano l'impatto degli investimenti in R&S sulla produttività delle imprese è stata effettuata da Wieser (2005).

attività innovative viene effettuata considerando l'elasticità del capitale tecnologico oppure il tasso di rendimento degli investimenti in R&S<sup>4</sup>.

### 1.2.1 L'elasticità della produzione in relazione al capitale tecnologico

La funzione di produzione Cobb-Douglas presenta il vantaggio di poter essere facilmente resa lineare ed, inoltre, i parametri stimati sono di immediata interpretazione. Per queste ragioni essa è la forma funzionale maggiormente utilizzata in letteratura per valutare la relazione esistente tra investimenti in R&S e produttività. Per ottenere una stima dell'impatto degli investimenti in R&S viene generalmente considerata la specificazione con i fattori produttivi convenzionali (lavoro e capitale fisico), aumentata dello stock di capitale tecnologico  $CT$ , ossia:

$$Y = Ae^{\lambda T} K^\alpha L^\beta CT^\gamma \quad [1.1]$$

in cui  $Y$  indica l'output,  $K$  il capitale fisico e  $L$  il lavoro,  $T$  è la variabile trend,  $A$  è un parametro di scala,  $\alpha$ ,  $\beta$  e  $\gamma$  sono l'elasticità della produzione rispetto al capitale fisico, al lavoro ed al capitale tecnologico, rispettivamente, e  $\lambda$  è un indicatore del progresso tecnico disincorporato.

Considerando i logaritmi della [1.1] si ottiene:

$$y = a + \lambda T + \alpha k + \beta l + \gamma t \quad [1.2]$$

dove la lettera minuscola indica il logaritmo della rispettiva variabile ( $x = \ln(X)$ ). Questa specificazione della funzione di produzione permette di valutare l'elasticità della produzione in relazione al capitale tecnologico ( $\gamma$ ).

Se si divide ambo i membri della [1.1] per  $L$  si ottiene una specificazione della funzione di produzione Cobb-Douglas espressa in termini di prodotto per addetto:

$$\frac{Y}{L} = \frac{Ae^{\lambda T} K^\alpha L^{1-\alpha-\gamma+\eta} CT^\gamma}{L} = Ae^{\lambda t} \left(\frac{K}{L}\right)^\alpha \left(\frac{CT}{L}\right)^\gamma L^\eta \quad [1.3]$$

---

<sup>4</sup> Parisi *et al.* (2006) analizzano l'impatto dell'introduzione di innovazioni di prodotto e di processo sulla produttività del lavoro delle imprese manifatturiere italiane. I risultati mostrano che l'introduzione di innovazioni di processo ha un impatto maggiore sulla produttività delle imprese italiane rispetto all'introduzione di innovazioni di prodotto (Parisi *et al.*, 2006).

in cui il parametro  $\eta$  ( $\eta = \alpha + \beta + \gamma - 1$ ) misura la distanza dai rendimenti costanti di scala rispetto a tutti i fattori produttivi. La specificazione logaritmica dell'equazione [1.3] è data da:

$$y - l = a + \lambda T + \alpha(k - l) + \gamma(ct - l) + \eta l \quad [1.4]$$

Se si ipotizzano rendimenti di scala costanti, allora  $\eta = 0$  e la precedente equazione diventa:

$$y - l = a + \lambda t + \alpha(k - l) + \gamma(ct - l) \quad [1.5]$$

Il problema principale di questo approccio consiste nella determinazione dello stock di capitale tecnologico  $CT$ . Innanzitutto, nella determinazione di tale stock bisogna considerare che la conoscenza acquisita non può svanire. Essa può essere sostituita dalla nuova conoscenza e, quindi, può diventare "obsoleta". Infatti, nuove tecnologie ed innovazioni possono sostituire le precedenti. Di conseguenza, lo stock di capitale tecnologico deve essere determinato in modo tale che gli effetti nel tempo dell'innovazione siano decrescenti ma abbiano potenzialmente una durata infinita (Esposti e Pierani, 2003).

In aggiunta, per determinare lo stock di capitale tecnologico generalmente si utilizza un indicatore della causa del processo innovativo, ossia gli investimenti in R&S, anziché del risultato finale di tale processo, ossia, per esempio, i brevetti. Tale scelta dipende dal fatto che la significatività di questi ultimi è generalmente vincolata dalla circostanza che non tutte le innovazioni sono brevettate o brevettabili e non tutti i brevetti diventano innovazione (Griliches, 1990). Inoltre, esistono altre tre considerazioni che limitano l'utilizzo dei brevetti come indicatori del livello tecnologico di un'impresa. Infatti, a) il livello tecnologico e il valore economico dei brevetti divergono, b) vi è una differenza nella propensione a brevettare tra settori e imprese e c) non esistono standard qualitativi e/o quantitativi su cui basarsi per misurare il contenuto di nuova conoscenza dei brevetti (Santarelli e Sterlacchini, 1996; Archibugi *et al.*, 1996; Griliches, 1990)<sup>5</sup>.

---

<sup>5</sup> In realtà, anche l'utilizzo degli investimenti in R&S può non essere adeguato poiché non tutti gli investimenti in R&S producono innovazione e non tutte le innovazioni sono il risultato degli investimenti in R&S. Tuttavia, l'utilizzo di tale variabile come indicatore dell'attività innovativa è giustificata dal fatto che è più plausibile utilizzare come indicatore del progresso tecnico la

Un approccio molto utilizzato in letteratura consiste nel calcolare lo stock di capitale tecnologico considerando il metodo dell'inventario permanente. Data la serie storica degli investimenti in R&S, lo stock di capitale tecnologico al tempo  $t$  è pari allo stock R&S dell'anno precedente al netto del deprezzamento, più gli investimenti in R&S al tempo  $t$  (Park, 1995):

$$CT_{it} = CT_{i,t-1}(1 - \delta) + I_{it}^{R\&S} \quad [1.6]$$

in cui  $CT_{it}$  indica il capitale tecnologico dell' $i$ -esima impresa al tempo  $t$ ,  $\delta$  indica il tasso di deprezzamento del capitale tecnologico e  $I_{it}^{R\&S}$  indica gli investimenti in R&S dell' $i$ -esima impresa nell'anno  $t$ , per  $i=1,2,\dots,N$  e  $t=1,2,\dots,T$ .

Dalla [1.6] segue che l'espressione del capitale tecnologico al tempo  $t$  può essere esplicitata in funzione delle serie storiche degli investimenti in R&S. Infatti:

$$\begin{aligned} CT_{it} &= I_{it}^{R\&S} + I_{i,t-1}^{R\&S}(1 - \delta) + I_{i,t-2}^{R\&S}(1 - \delta)^2 + \dots \\ &= \sum_{s=0}^{\infty} I_{i,t-s}^{R\&S}(1 - \delta)^s \end{aligned} \quad [1.7]$$

Indicando con  $g_i$  il tasso di variazione degli investimenti in R&S dell' $i$ -esima impresa, si ha che  $(1 + g_i) = I_{it}^{R\&S} / I_{i,t-1}^{R\&S}$ . Assumendo, per semplicità, che esso sia costante nel tempo, si ottiene:

$$CT_{it} = I_{it}^{R\&S} \sum_{s=0}^{\infty} \left( \frac{1 - \delta}{1 + g_i} \right)^s = I_{it}^{R\&S} \frac{1 + g_i}{g_i + \delta} \quad [1.8]$$

Ponendo  $t=0$  si ricava lo stock di capitale tecnologico nell'anno iniziale:

$$T_{it=0} = I_{it=0}^{R\&S} \frac{1 + g_i}{g_i + \delta} \quad [1.9]$$

Quindi, utilizzando il tasso di crescita degli investimenti in R&S e il tasso di deprezzamento, lo stock di capitale tecnologico nell'anno iniziale può essere facilmente determinato applicando l'equazione 1.9. Uno dei problemi di tale approccio consiste proprio nel fatto che il tasso di

---

variabile che ne è causa piuttosto quella che ne rappresenta l'effetto (Griliches e Mairesse, 1983; Griliches 1990).

deprezzamento del capitale tecnologico e il tasso di crescita degli investimenti in R&S generalmente non sono noti. Inoltre, tale approccio ipotizza che l'accumulazione dello stock di tecnologia avvenga con le stesse modalità dell'accumulazione dello stock di capitale fisico. Tale ipotesi rappresenta un evidente limite poiché con essa si ipotizza, ad esempio, che l'obsolescenza dello stock di tecnologia si manifesti allo stesso modo dell'usura dei macchinari.

Nella tabella 1.1 vengono presentati i risultati di alcuni dei più importanti studi che hanno stimato a livello di impresa l'elasticità della produzione rispetto al capitale tecnologico.

Si noti come generalmente il metodo dell'inventario permanente venga applicato ipotizzando un tasso di crescita  $g$  pari al 5% ed un tasso di deprezzamento  $\delta$  pari al 15%. Anche se sono stati considerati diversi valori del tasso di deprezzamento, i risultati ottenuti non mostrano differenze significative (Harhoff, 1998; Hall e Mairesse, 1995). A seconda della disponibilità dei dati, come misura dell'output è stato scelto il valore aggiunto (Hall e Mairesse, 1995; Aiello, Cardamone e Pupo, 2005) oppure le vendite (Mairesse e Hall, 1996; Harhoff, 1998). Inoltre, Mairesse e Hall (1996) considerano la specificazione [1.2], mentre Hall e Mairesse (1995), Harhoff (1998) e Aiello, Cardamone e Pupo(2005) stimano una funzione Cobb-Douglas espressa in termini di produttività del lavoro (eq. [1.4]).

In aggiunta, Harhoff (1998) e Hall e Mairesse (1995) correggono le variabili per mitigare gli effetti sulle stime derivanti dal problema del *doppio conteggio* (Schankerman, 1981). Tale problema si verifica poiché gli addetti ed il capitale R&S vengono *conteggiati* due volte: una prima volta quando si considerano gli addetti ed il capitale fisico ed una seconda volta quando si considerano gli investimenti in R&S, che includono il costo degli addetti in R&S e il valore del capitale fisso utilizzato per attività di R&S. Si dimostra che il doppio conteggio determina stime distorte verso il basso (Schankerman, 1981). Al fine di correggere la distorsione che deriva dal doppio conteggio, il numero di addetti in R&S viene sottratto dal numero complessivo di addetti e la

quota degli investimenti fissi utilizzati nei processi R&S viene sottratta dallo stock di capitale fisico<sup>6</sup> (Harhoff, 1998; Hall e Mairesse, 1995).

Per quanto riguarda i metodi di stima utilizzati in questi lavori, si noti che quelli più ricorrenti sono la regressione sul campione *pooled* o *total regression* (Hall e Mairesse, 1995; Harhoff, 1998; Mairesse e Hall, 1996; Aiello, Cardamone e Pupo, 2005), la regressione “all’interno dei gruppi”, o *within regression*, in cui si considerano le deviazioni di ciascuna variabile dalle relative medie nel tempo (Hall e Mairesse, 1995; Harhoff, 1998; Aiello, Cardamone e Pupo, 2005) e la regressione alle differenze prime, o *first differences* (Hall e Mairesse, 1995; Mairesse e Hall, 1996)<sup>7</sup>.

Se si considerano i risultati relativi alla *total regression*, l’elasticità della produzione rispetto al capitale R&S risulta essere elevato (pari a 0.25) nel campione bilanciato di 197 imprese francesi per il periodo 1980-1987 (Hall e Mairesse, 1995), mentre per le 433 imprese tedesche nel periodo 1978-1989 l’elasticità risulta essere pari a 0.136 per l’intero campione ed a 0.163 se si considerano le 225 imprese ad alta tecnologia (Harhoff, 1998)<sup>8</sup>. L’elasticità media risulta essere pari a 0.08 per il campione di 385 imprese manifatturiere italiane per il periodo 1992-1997 (Aiello, Cardamone e Pupo, 2005), mentre nel lavoro di Mairesse e Hall (1996), l’elasticità del capitale R&S risulta pari a 0.103 per le 1232 imprese manifatturiere francese ed a 0.035 per le 1073 imprese manifatturiere statunitense negli anni 1981-1985, ed a 0.078 per lo stesso campione di imprese francesi ed a 0.041 per quello USA negli anni 1985-1989.

Valori sostanzialmente più bassi dell’elasticità del capitale R&S sono stati ottenuti nel caso della regressione *within*. Infatti, l’elasticità è pari a 0.08 quando si considera un campione di imprese francesi (Hall e

---

<sup>6</sup> Evidentemente, la correzione del *double counting* è vincolata dalla disponibilità di informazioni relative agli addetti in R&S ed alla quota di investimenti fissi utilizzati nei processi di R&S.

<sup>7</sup> Aiello, Cardamone e Pupo (2005) considerano anche il modello a effetti casuali, sebbene le statistiche di Hausman e di Breusch-Pagan (LM test) suggeriscano che la migliore specificazione è rappresentata dal modello a effetti fissi.

<sup>8</sup> E’ utile osservare che le differenze tra queste stime potrebbero essere dovute al fatto che nel primo lavoro viene considerato come output il valore aggiunto, mentre nel secondo le vendite.



Mairesse, 1995) ed a 0.146 per un campione di imprese tedesche<sup>9</sup> (Harhoff, 1998) se si impongono rendimenti di scala costanti, ed a circa 0.07 e 0.09, rispettivamente, se i rendimenti di scala sono variabili. L'elasticità media stimata considerando il modello a effetti fissi risulta essere pari, nel periodo 1992-1997, a 0.14 per il campione di 385 imprese manifatturiere italiane (Aiello, Cardamone e Pupo, 2005).

Se si considera il metodo alle differenze prime, i valori stimati dell'elasticità dell'output rispetto al capitale tecnologico risultano essere generalmente non significativi.

Infine, Mairesse e Hall (1996) replicano le stime utilizzando il metodo dei momenti generalizzato (GMM) in modo da prendere in considerazione l'endogeneità dei regressori. L'elasticità della produzione rispetto al capitale tecnologico risulta essere significativa solo quando si considera il campione di imprese francesi per il periodo 1985-1989, con un valore medio pari a -0.138 (Mairesse e Hall, 1996)<sup>10</sup>.

In sintesi, nonostante i lavori presi in esame differiscano per campioni di imprese utilizzati, periodi considerati, specificazioni e metodi di stima utilizzati, l'elasticità stimata risulta essere generalmente positiva e varia da 0.03, che è il risultato ottenuto per le imprese statunitensi da Mairesse e Hall (1996) per il periodo 1981-1985, a 0.25, osservato dal 1980 al 1987 per le imprese francesi (Hall e Mairesse, 1995).

---

<sup>9</sup> Se si considerano le imprese ad alta tecnologia, l'elasticità della produzione rispetto al capitale R&S nel campione tedesco è pari, nel periodo 1978-1989, a 0.125 (Harhoff, 1998).

<sup>10</sup> Secondo gli autori, "Despite the roughly similar pattern of our estimates, it is interesting to indicate a possibly substantial difference between the two countries which may help to explain why we were able to accept the weak exogeneity of the capital stocks for France, but not for the United States" (Mairesse e Hall, 1996, p. 15).

**Tabella 1.1 Studi empirici sull'elasticità della produzione rispetto al capitale R&S a livello di impresa.**

AUTORI	CAMPIONE	METODO DI COSTRUZIONE DEL CAPITALE R&S	SPECIFICAZIONI E METODI DI STIMA	ELASTICITA' DELLA R&S																									
Hall e Mairesse (1995)	Imprese manifatturiere francesi, per il periodo 1980-1987, suddivise in due campioni: <i>Long panel</i> : panel bilanciato di 197 imprese, <i>Large panel</i> : 340 imprese (pari alle 197 imprese precedenti più un panel non bilanciato di 143 imprese, aventi osservazioni mancanti nella variabile "investimenti in R&S").	a) Inventario permanente con inizio del processo di accumulazione nel 1971, $g$ pari al 5% e $\delta$ pari al 15%; b) inventario permanente con inizio del processo di accumulazione nel 1971, $g$ pari al 5% e $\delta$ pari al 25%; c) inventario permanente con inizio del processo di accumulazione nel 1978, $g$ pari al 5% e $\delta$ pari al 15%; d) stock del capitale R&S pari, per ciascun anno, alle spese in R&S dell'anno precedente divise per $\delta=0,15$ .	Stima della produttività del lavoro. Metodi di stima: total regression, within regression, long differences e first differences.	Risultati (DC ( <i>Doppio-Conteggio</i> ), $Y$ =valore aggiunto, capitale R&S con $g=0,05$ e $\delta=0,15$ , rendimenti di scala variabili/costanti, errori standard corretti per l'eteroschedasticità in parentesi):  <table style="margin-left: auto; margin-right: auto;"> <thead> <tr> <th></th> <th><i>Long panel</i></th> <th><i>Large panel</i></th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>Total</td> <td>0,252/0,251 (0.008/0.008)</td> <td>0,198/0,198 (0.006/0.006)</td> </tr> <tr> <td>Within</td> <td>0,069/ 0,08 (0.035/0.033)</td> <td>0,07/ 0,105 (0.024/0.023)</td> </tr> <tr> <td>Long Differen.</td> <td>0,129/ 0,093 (0.082/0.079)</td> <td>0,077/0,086 (0.056/0.052)</td> </tr> <tr> <td>First Differen.</td> <td>0,051*/ 0,266 (0.070/ 0.061)</td> <td>0,067*/0,320 (0.047/0.039)</td> </tr> </tbody> </table> <p>In generale non si riscontrano differenze sostanziali nelle stime per i diversi stock di capitale R&amp;S.</p>		<i>Long panel</i>	<i>Large panel</i>	Total	0,252/0,251 (0.008/0.008)	0,198/0,198 (0.006/0.006)	Within	0,069/ 0,08 (0.035/0.033)	0,07/ 0,105 (0.024/0.023)	Long Differen.	0,129/ 0,093 (0.082/0.079)	0,077/0,086 (0.056/0.052)	First Differen.	0,051*/ 0,266 (0.070/ 0.061)	0,067*/0,320 (0.047/0.039)										
	<i>Long panel</i>	<i>Large panel</i>																											
Total	0,252/0,251 (0.008/0.008)	0,198/0,198 (0.006/0.006)																											
Within	0,069/ 0,08 (0.035/0.033)	0,07/ 0,105 (0.024/0.023)																											
Long Differen.	0,129/ 0,093 (0.082/0.079)	0,077/0,086 (0.056/0.052)																											
First Differen.	0,051*/ 0,266 (0.070/ 0.061)	0,067*/0,320 (0.047/0.039)																											
Mairesse e Hall (1996)	1073 imprese manifatturiere statunitensi e 1232 imprese francesi. Periodo: 1981-1989. In entrambi i casi, le imprese sono solo <i>R&amp;D-performing</i> .	Metodo dell'inventario permanente con tasso di crescita $g$ pari al 5% e tasso di deprezzamento $\delta$ pari al 15%.	Stima della specificazione [1.2]. Metodi di stima: total regression, within industries, long differences e first differences, GMM.	Risultati (GMM, $Y$ = vendite, variabili strumentali: regressori ritardati da 0 a 3 anni per il campione francese e da 1 a 3 anni per il campione USA, campioni suddivisi in due periodi: 1981-1985 e 1985-1989, errori standard corretti per l'eteroschedasticità in parentesi):  <table style="margin-left: auto; margin-right: auto;"> <thead> <tr> <th></th> <th colspan="2"><u>1981-1985</u></th> <th colspan="2"><u>1985-1989</u></th> </tr> <tr> <th></th> <th>Francia</th> <th>USA</th> <th>Francia</th> <th>USA</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>Total</td> <td>0,103 (0.009)</td> <td>0,035 (0.007)</td> <td>0,078 (0.011)</td> <td>0,041 (0.008)</td> </tr> <tr> <td>First differen.</td> <td>0,018* (0.036)</td> <td>0,027* (0.032)</td> <td>-0,0132* (0.052)</td> <td>-0,033* (0.040)</td> </tr> <tr> <td>GMM</td> <td>-0,063* (0.041)</td> <td>0,033* (0.061)</td> <td>-0,138 (0.044)</td> <td>-0,039* (0.048)</td> </tr> </tbody> </table>		<u>1981-1985</u>		<u>1985-1989</u>			Francia	USA	Francia	USA	Total	0,103 (0.009)	0,035 (0.007)	0,078 (0.011)	0,041 (0.008)	First differen.	0,018* (0.036)	0,027* (0.032)	-0,0132* (0.052)	-0,033* (0.040)	GMM	-0,063* (0.041)	0,033* (0.061)	-0,138 (0.044)	-0,039* (0.048)
	<u>1981-1985</u>		<u>1985-1989</u>																										
	Francia	USA	Francia	USA																									
Total	0,103 (0.009)	0,035 (0.007)	0,078 (0.011)	0,041 (0.008)																									
First differen.	0,018* (0.036)	0,027* (0.032)	-0,0132* (0.052)	-0,033* (0.040)																									
GMM	-0,063* (0.041)	0,033* (0.061)	-0,138 (0.044)	-0,039* (0.048)																									

Harhoff (1998)	433 imprese manifatturiere tedesche, di cui 225 ad alta tecnologia, analizzati nel periodo 1978-1989.	Metodo dell'inventario permanente con tasso di crescita $g$ pari al 5% e tasso di deprezzamento $\delta$ pari al 15% ed al 25%.	Stima della produttività del lavoro. Metodi di stima: total regression e within regression.	<p>Risultati (DC, <math>Y</math>= vendite, capitale R&amp;S con <math>g=0,05</math> e <math>\delta=0,15</math>, rendimenti di scala variabili/costanti, errori standard corretti per l'eteroschedasticità in parentesi):</p> <table border="1" data-bbox="1433 319 2049 454"> <thead> <tr> <th></th> <th><i>Tutte</i></th> <th><i>High tech</i></th> <th><i>Non High tech</i></th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>Total</td> <td>0,136 (0.009)</td> <td>0,163 (0.013)</td> <td>0,09 (0.014)</td> </tr> <tr> <td>Within</td> <td>0,09/0.146 (0.019/0.02)</td> <td>0,125/0,18 (0.025/0.024)</td> <td>0,039/0,096 (0.029/0.031)</td> </tr> </tbody> </table> <p>Non si riscontrano differenze sostanziali nelle stime se si considera <math>\delta=0,15</math> oppure <math>\delta=0,25</math>.</p>		<i>Tutte</i>	<i>High tech</i>	<i>Non High tech</i>	Total	0,136 (0.009)	0,163 (0.013)	0,09 (0.014)	Within	0,09/0.146 (0.019/0.02)	0,125/0,18 (0.025/0.024)	0,039/0,096 (0.029/0.031)
	<i>Tutte</i>	<i>High tech</i>	<i>Non High tech</i>													
Total	0,136 (0.009)	0,163 (0.013)	0,09 (0.014)													
Within	0,09/0.146 (0.019/0.02)	0,125/0,18 (0.025/0.024)	0,039/0,096 (0.029/0.031)													
Aiello, Cardamone e Pupo (2005)	385 imprese manifatturiere italiane innovatrici per il periodo 1992-1997. Un'impresa è considerata innovatrice se ha investito in R&S per almeno 3 dei 6 anni considerati.	Metodo dell'inventario permanente con tasso di crescita $g$ pari al tasso di crescita medio degli investimenti in R&S osservato nel settore di appartenenza di ciascuna impresa e tasso di deprezzamento $\delta$ pari al 15%.	Stima della produttività del lavoro. Nel modello è stata aggiunta la variabile "capitale umano" determinata come media degli anni di istruzione dei lavoratori con frequenze pari al numero di addetti per grado di istruzione. Modelli considerati: <i>Pooled Cross Section</i> , Effetti Fissi ed Effetti Casuali. Metodo di stima: GLS.	<p>Risultati (<math>Y</math>= valore aggiunto; rendimenti di scala variabili; <math>t</math>-Student di White in parentesi)</p> <table border="1" data-bbox="1489 646 2027 750"> <thead> <tr> <th><i>Pooled Cross Section</i></th> <th><i>Effetti Fissi</i></th> <th><i>Effetti Casuali</i></th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>0,08 (13,12)</td> <td>0,14 (10,51)</td> <td>0,11 (12,33)</td> </tr> </tbody> </table>	<i>Pooled Cross Section</i>	<i>Effetti Fissi</i>	<i>Effetti Casuali</i>	0,08 (13,12)	0,14 (10,51)	0,11 (12,33)						
<i>Pooled Cross Section</i>	<i>Effetti Fissi</i>	<i>Effetti Casuali</i>														
0,08 (13,12)	0,14 (10,51)	0,11 (12,33)														

Nota

DC: variabili corrette per il *doppio conteggio* (Schankerman, 1981);

\*: coefficiente non significativo.

### 1.2.2 Il tasso di rendimento degli investimenti in R&S

Come abbiamo accennato in precedenza (*cf.* par. 1.2.1), l'utilizzo della specificazione [1.2] pone il problema della determinazione dello stock di capitale tecnologico. In letteratura si utilizza, a tal fine, il metodo dell'inventario permanente in cui il valore corrente del capitale tecnologico è determinato sulla base di un processo di accumulazione degli investimenti (*cf.* eq. [1.6]), così come generalmente si ipotizza per il capitale fisico. Tale metodo, però, richiede la disponibilità di una lunga serie storica degli investimenti in R&S e la conoscenza del tasso di deprezzamento degli investimenti (Mairesse e Sassenou, 1991; Hall e Mairesse, 1995).

In mancanza di dati di lungo periodo, si può considerare una specificazione della funzione di produzione Cobb-Douglas che pone direttamente in relazione il tasso di crescita della produttività con l'intensità degli investimenti in R&S, definita come il rapporto tra gli investimenti in R&S ed il valore aggiunto dell'impresa. Il coefficiente associato all'intensità della Ricerca e Sviluppo può essere interpretato come il tasso di rendimento degli investimenti in R&S.

Tale specificazione può essere ottenuta considerando la funzione di produzione log-lineare (*cf.* eq. [1.2]):

$$y_{it} = a + \lambda T + \alpha k_{it} + \beta l_{it} + \gamma t_{it} \quad [1.10]$$

in cui le lettere minuscole indicano il logaritmo della rispettiva variabile.

L'equazione [1.10] in differenze prime è data dalla seguente espressione:

$$\Delta y_{it} = \lambda + \alpha \Delta k_{it} + \beta \Delta l_{it} + \gamma \Delta t_{it} \quad [1.11]$$

in cui  $\Delta x_{it}$  indica il tasso di crescita della generica variabile  $X_{it}$ , e può essere approssimato dalla seguente espressione:

$$\Delta x_{it} = x_{it} - x_{i,t-1} = \log \frac{X_{it}}{X_{i,t-1}} \quad [1.12]$$

Seguendo Terleckyj (1974), il tasso di rendimento del capitale tecnologico ( $\rho$ ) può essere espresso nel modo seguente:

$$\rho = \frac{\partial Y_{it}}{\partial CT_{it}} = \gamma \frac{Y_{it}}{CT_{it}} \quad [1.13]$$

L'equazione 1.13 suggerisce che una misura del tasso di rendimento può essere facilmente ottenuta moltiplicando l'elasticità dell'output rispetto allo stock di capitale R&S per  $Y/CT$ . Ipotizzando, per semplicità, che la variazione del capitale tecnologico sia pari all'ammontare degli investimenti in R&S correnti, si ha:

$$\Delta ct_{it} = \frac{\Delta CT_{it}}{CT_{it}} = \frac{I_{it}^{R\&S}}{CT_{it}} \quad [1.14]$$

Sostituendo all'equazione [1.11] si ottiene:

$$\begin{aligned} \Delta y_{it} &= \lambda + \alpha \Delta k_{it} + \beta \Delta l_{it} + \rho \frac{CT_{it}}{Y_{it}} \Delta ct_{it} \\ &= \lambda + \alpha \Delta k_{it} + \beta \Delta l_{it} + \rho \frac{CT_{it}}{Y_{it}} \frac{I_{it}^{R\&S}}{CT_{it}} \\ &= \lambda + \alpha \Delta k_{it} + \beta \Delta l_{it} + \rho \frac{I_{it}^{R\&S}}{Y_{it}} \end{aligned} \quad [1.15]$$

L'equazione 1.15 è la specificazione più utilizzata in letteratura per studiare l'impatto degli investimenti in R&S sulla crescita della produttività delle imprese. Una variante della [1.15] può essere ottenuta esprimendo la funzione di produzione in termini di prodotto per addetto (*cfr.* eq. [1.4]):

$$\Delta(y-l)_{it} = \lambda + \alpha \Delta(k-l)_{it} + \rho \frac{I_{it}^{R\&S}}{Y_{it}} + \eta \Delta l_{it} \quad [1.16]$$

in cui  $\eta = \alpha + \beta - 1$  indica la distanza dai rendimenti di scala costanti del lavoro e del capitale fisico.

Si noti, inoltre, che il valore  $\rho$  indica il tasso di rendimento degli investimenti in R&S al *lordo* del deprezzamento. Il tasso di rendimento netto può essere ottenuto considerando gli investimenti in R&S al netto del deprezzamento (Hall e Mairesse, 1995; Harhoff, 1998). Tuttavia, questo calcolo richiede la conoscenza del tasso di deprezzamento: in tal

modo, però, si ripresenta uno dei problemi che si hanno per la derivazione dello stock di capitale tecnologico (Hall e Mairesse, 1995)<sup>11</sup>.

Goto e Suzuki (1989) considerano, anziché il modello [1.15], la seguente specificazione:

$$\Delta y_{it} = \lambda + \alpha \Delta k_{it} + \beta \Delta l_{it} + \rho \frac{\Delta CT_{it}}{Y_{it}} \quad [1.17]$$

ottenuta riscrivendo la [1.14] in termini di variazione assoluta dello stock di capitale tecnologico, ossia  $\Delta CT_{it} = CT_{it} \Delta ct_{it}$  (Goto e Suzuki, 1989). In questo modo, poichè viene utilizzato lo stock di capitale tecnologico al netto del deprezzamento (*cfr.* eq. [1.6]), il coefficiente stimato può essere interpretato come il tasso di rendimento netto. Ma, come è stato evidenziato da Hall e Mairesse (1995), se il tasso di deprezzamento è costante tra le imprese, allora il flusso degli investimenti in R&S al netto del deprezzamento è circa un quarto del rispettivo flusso lordo<sup>12</sup>. Il tasso di rendimento lordo sarà, quindi, circa pari ad un quarto del rispettivo tasso di rendimento netto (Harhoff, 1998)<sup>13</sup>.

<sup>11</sup> Inoltre, non è ovvio quale ritardo temporale bisogna considerare nella specificazione del modello per la variabile investimenti in R&S (Hall e Mairesse, 1995), dato che una relazione simultanea tra il flusso degli investimenti in R&S e la crescita della produttività non sembra essere molto plausibile (Harhoff, 1998). Altri autori (Scherer, 1982), però, affermano che l'intensità in R&S è relativamente stabile nel tempo cosicché, in pratica, la scelta del ritardo per la variabile "intensità degli investimenti in R&S" non sembra incidere significativamente sui risultati.

<sup>12</sup> Si noti che tali considerazioni si basano su semplici calcoli algebrici. Infatti, Hall e Mairesse (1995, nota 25, pag. 284), nella loro analisi, applicano un metodo dell'inventario permanente leggermente modificato rispetto alla specificazione [1.6], ossia  $T_{it} = T_{i,t-1}(1 - \delta) + I_{i,t-1}^{R\&S}$  da cui

si ottiene:  $T_{it} = I_{it}^{R\&S} / (g_i + \delta)$ . Ciò implica che l'intensità degli investimenti in R&S al netto del deprezzamento, definita come l'intensità degli investimenti in R&S meno  $\delta$  volte il rapporto tra il capitale R&S e il valore aggiunto, ossia:  $\frac{I^{R\&Snet}}{Y} = \frac{I^{R\&S}}{Y} - \delta \frac{T}{Y}$ , è data da :

$$\frac{I^{R\&Snet}}{Y} = \frac{g}{g + \delta} \frac{I^{R\&S}}{Y}$$

Ponendo  $g=0.05$  e  $\delta=0.15$ , si ottiene che l'intensità netta è pari a 0,25

l'intensità lorda.

<sup>13</sup> Infatti, poichè il tasso di rendimento è definito come  $\rho = \partial \Delta y / \partial \Delta (R/Y)$ , dalla nota precedente si deduce che il tasso di rendimento lordo sarà pari a circa 0,25 volte il tasso di rendimento netto. Si noti che, se si considera la specificazione del metodo dell'inventario permanente proposta nella [1.6], allora  $T_{it} = I_{it}^{R\&S} (1 + g_i) / (g_i + \delta)$ , da cui si ha:

$$\frac{I^{R\&Snet}}{Y} = \frac{g(1 - \delta)}{g + \delta} \frac{I^{R\&S}}{Y}$$

Sostituendo  $g=0,05$  e  $\delta=0,15$  si ottiene che l'intensità della R&S

Nella tabella 1.2 vengono presentati alcuni degli studi più importanti che hanno stimato il tasso di rendimento degli investimenti in R&S a livello di impresa.

Si noti, innanzitutto, che la maggiore differenza tra i diversi lavori consiste nella determinazione del ritardo della variabile intensità degli investimenti in R&S: alcuni autori considerano la variabile non ritardata (Aiello e Pupo, 2004; Wakelin, 2001), altri la ritardano di un anno (Hall e Mairesse, 1995; Matè e Rodriguez, 2002). Harhoff (1998), invece, per evitare il problema della simultaneità, dovuta all'uso contemporaneo dell'output e dell'intensità, considera il doppio del valore degli investimenti in R&S diviso le vendite dell'anno precedente, per le stime alle differenze su due anni, e il doppio della somma degli investimenti in R&S degli ultimi tre anni diviso le vendite di quattro anni prima, per le stime alle differenze su sei anni.

In aggiunta, Hall e Mairesse (1995) e Harhoff (1998) considerano la specificazione [1.15], mentre gli altri autori (Wakelin, 2001; Matè e Rodriguez, 2001; Aiello e Pupo, 2004) stimano una funzione Cobb-Douglas espressa in termini di produttività del lavoro (*cfr.* eq. [1.16]).

Inoltre, come negli studi sull'elasticità (si veda il paragrafo 1.2.1 e la tabella 1.1), Harhoff (1998), Hall e Mairesse (1995) e Aiello e Pupo (2004) correggono le variabili per prendere in considerazione il problema del *doppio conteggio* (Schankerman, 1981)<sup>14</sup>.

Si può osservare come, a differenza degli studi sull'elasticità in cui i metodi di stima utilizzati nei diversi lavori sono simili (*cfr.* tab. 1.1), i metodi di stima utilizzati per stimare il tasso di rendimento degli investimenti in R&S siano differenti (tabella 1.2): Hall e Mairesse (1995) considerano il metodo *first e long differences*, Harhoff (1998), invece, le differenze su due e su sei anni, Wakelin (2001) il metodo dei minimi quadrati sul campione *pooled* e, infine, Matè e Rodriguez (2002) e Aiello e Pupo (2004) il metodo dei momenti generalizzato (GMM) ed il metodo dei

---

netta è pari a 0,2125 volte la rispettiva intensità lorda, da cui si ha che il tasso di rendimento lordo è pari a 0,2125 volte il tasso di rendimento netto.

<sup>14</sup> Bisogna specificare, però, che Aiello e Pupo (2004) correggono per il *double counting* solo la variabile "addetti", mentre Hall e Mairesse (1995) e Harhoff (1998) correggono anche il capitale fisico.

momenti a due stadi (2SLS), rispettivamente, in modo da prendere in considerazione l'endogeneità dei regressori.

Si noti, però, come, nonostante l'uso di diversi metodi di stima, i valori stimati del tasso di rendimento lordo degli investimenti in R&S siano abbastanza simili e pari al 27 per cento nel campione francese bilanciato ed al 22 per cento per quello non bilanciato, nel periodo 1980-1987<sup>15</sup> (Hall e Mairesse, 1995), a circa il 22 per cento per le imprese tedesche nel periodo 1978-1989 (Harhoff, 1998), per il campione spagnolo nel periodo 1993-1999 (Matè e Rodriguez, 2002) e per le imprese italiane negli anni 89-97 (Aiello e Pupo, 2004). Il campione di imprese britanniche, invece, presenta un tasso di rendimento lordo degli investimenti in R&S pari al 27 per cento se si considera l'intero campione, mentre risulta essere non significativo se si suddivide il campione in imprese innovative ed imprese non innovative (Wakelin, 2001)<sup>16</sup>.

Infine, i valori stimati del tasso di rendimento netto calcolato da Hall e Mairesse (1995)<sup>17</sup> e da Harhoff (1998)<sup>18</sup> risultano essere molto differenti nei due lavori. In particolare, i risultati ottenuti da Harhoff (1998) per il campione di imprese tedesche (pari a circa 86 per cento nella stima alle differenze su due anni ed a 74 per cento nella stima alle differenze su sei anni) sono coerenti con l'intuizione secondo cui il tasso di rendimento netto è circa 3-4 volte maggiore del tasso di rendimento lordo. Al contrario, nella stima alle differenze prime il tasso di rendimento netto degli investimenti in R&S per il campione francese è pari a 31 per cento ed a 26 per cento nel panel bilanciato ed in quello non bilanciato, rispettivamente (Hall e Mairesse, 1995).

---

<sup>15</sup> Questi risultati sono relativi alle stime alle differenze prime. Gli autori utilizzano anche il metodo *long differences* ottenendo dei valori pari a 6,5% per il panel bilanciato ed a 10,4% per quello non bilanciato (Hall e Mairesse, 1995).

<sup>16</sup> Il tasso di rendimento degli investimenti in R&S delle imprese innovative è maggiore di quello stimato per le imprese non innovative. Questo risultato, a parere dell'autrice, implica che "being an innovator does appear to be an important factor in influencing the rate of return to R&D expenditure" (Wakelin, 2001, p. 1084).

<sup>17</sup> Gli autori considerano la deviazione degli investimenti in R&S dal capitale tecnologico moltiplicato per il tasso di deprezzamento, ossia  $\frac{I^{R\&Snet}}{Y} = \frac{I^{R\&S}}{Y} - \delta \frac{T}{Y}$  (si veda la nota 12)

<sup>18</sup> Harhoff (1998), al fine di valutare il tasso di rendimento netto, considera le differenze prime e su tre anni del capitale tecnologico.



**Tabella 1.2 Studi empirici sul tasso di rendimento degli investimenti in R&S.**

AUTORI	CAMPIONE	SPECIFICAZIONI E METODI DI STIMA	TASSO DI RENDIMENTO DEGLI INVESTIMENTI IN R&S																				
Hall e Mairesse (1995)	Imprese manifatturiere francesi, per il periodo 1980-1987, suddivise in due campioni: <i>Long panel</i> : panel bilanciato di 197 imprese, <i>Large panel</i> : panel non bilanciato di 322 imprese, pari alle 197 imprese precedenti più 125 imprese aventi valori mancanti nella variabile "investimenti in R&S".	Stima della [1.15]. Intensità della R&S ritardata di un anno. Costruzione del tasso di rendimento netto secondo la nota 12. Metodi di stima: First differences e long differences.	Risultati (DC ( <i>Doppio Conteggio</i> ), rendimenti di scala variabili, Y=valore aggiunto, errori standard corretti per l'eteroschedasticità in parentesi):  <i>TASSO DI RENDIMENTO LORDO</i>  <table style="margin-left: auto; margin-right: auto;"> <thead> <tr> <th></th> <th><i>Long panel</i></th> <th><i>Large panel</i></th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>First differ.</td> <td>0,273 (0.059)</td> <td>0,222 (0.046)</td> </tr> <tr> <td>Long differ.</td> <td>0,065* (0.060)</td> <td>0,104 (0.048)</td> </tr> </tbody> </table> <i>TASSO DI RENDIMENTO NETTO</i>  <table style="margin-left: auto; margin-right: auto;"> <tbody> <tr> <td>First differ.</td> <td>0,310 (0.136)</td> <td>0,259 (0.110)</td> </tr> <tr> <td>Long differ.</td> <td>0,126* (0.160)</td> <td>0,205 (0.135)</td> </tr> </tbody> </table>		<i>Long panel</i>	<i>Large panel</i>	First differ.	0,273 (0.059)	0,222 (0.046)	Long differ.	0,065* (0.060)	0,104 (0.048)	First differ.	0,310 (0.136)	0,259 (0.110)	Long differ.	0,126* (0.160)	0,205 (0.135)					
	<i>Long panel</i>	<i>Large panel</i>																					
First differ.	0,273 (0.059)	0,222 (0.046)																					
Long differ.	0,065* (0.060)	0,104 (0.048)																					
First differ.	0,310 (0.136)	0,259 (0.110)																					
Long differ.	0,126* (0.160)	0,205 (0.135)																					
Harhoff (1998)	433 imprese manifatturiere tedesche, di cui 225 ad alta tecnologia, nel periodo 1978-1989.	Stima della [1.15]. Specificazioni: Differenze su due anni, in cui l'intensità R&S lorda è data da $2 \cdot R_{t-1} / Y_{t-2}$ e l'intensità netta da $(K_t - K_{t-1}) / Y_{t-2}$ . Differenze su sei anni, in cui l'intensità R&S lorda è data da $2 \cdot (R_{t-1} + R_{t-2} + R_{t-3}) / Y_{t-4}$ e l'intensità netta da $(K_t - K_{t-3}) / Y_{t-4}$ .	Risultati (DC, rendimenti di scala variabili, Y=vendite, errori standard corretti per l'eteroschedasticità in parentesi):  <i>TASSO DI RENDIMENTO LORDO</i>  <table style="margin-left: auto; margin-right: auto;"> <thead> <tr> <th></th> <th><i>Tutte</i></th> <th><i>High tech</i></th> <th><i>Non High tech</i></th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>Diff. 2 anni</td> <td>0,22 (0.071)</td> <td>0,189 (0.092)</td> <td>0,297 (0.117)</td> </tr> <tr> <td>Diff. 6 anni</td> <td>0,217 (0.043)</td> <td>0,222 (0.054)</td> <td>0,266 (0.077)</td> </tr> </tbody> </table> <i>TASSO DI RENDIMENTO NETTO</i>  <table style="margin-left: auto; margin-right: auto;"> <tbody> <tr> <td>Diff. 2 anni</td> <td>0,856 (0.172)</td> <td>0,906 (0.206)</td> <td>0,719 (0.322)</td> </tr> <tr> <td>Diff. 6 anni</td> <td>0,740 (0.108)</td> <td>0,835 (0.132)</td> <td>0,626 (0.193)</td> </tr> </tbody> </table>		<i>Tutte</i>	<i>High tech</i>	<i>Non High tech</i>	Diff. 2 anni	0,22 (0.071)	0,189 (0.092)	0,297 (0.117)	Diff. 6 anni	0,217 (0.043)	0,222 (0.054)	0,266 (0.077)	Diff. 2 anni	0,856 (0.172)	0,906 (0.206)	0,719 (0.322)	Diff. 6 anni	0,740 (0.108)	0,835 (0.132)	0,626 (0.193)
	<i>Tutte</i>	<i>High tech</i>	<i>Non High tech</i>																				
Diff. 2 anni	0,22 (0.071)	0,189 (0.092)	0,297 (0.117)																				
Diff. 6 anni	0,217 (0.043)	0,222 (0.054)	0,266 (0.077)																				
Diff. 2 anni	0,856 (0.172)	0,906 (0.206)	0,719 (0.322)																				
Diff. 6 anni	0,740 (0.108)	0,835 (0.132)	0,626 (0.193)																				

Matè e Rodriguez (2002)	Panel non bilanciato di 1265 imprese manifatturiere spagnole nel periodo 1993-1999. Nel campione sono incluse sia imprese <i>R&amp;D-performing</i> sia imprese <i>non R&amp;D-performing</i> .	Stima della produttività del lavoro. Intensità della R&S ritardata di un anno. Aggiunta nel modello della variabile “tasso di crescita della capacità di utilizzo”, per catturare le caratteristiche di breve-periodo (associate alle fluttuazioni della domanda) Metodo di stima: GMM	Risultati (rendimenti di scala variabili, Y=valore aggiunto; variabili strumentali: regressori ritardati in livelli e differenze prime, errori standard corretti per l’eteroschedasticità in parentesi): <i>TASSO DI RENDIMENTO LORDO</i> 0,225 (0,101)
Aiello e Pupo (2004)	Panel di imprese manifatturiere italiane suddivise in tre trienni: 2701 imprese nel triennio 1994-1997, di cui 869 innovative; 2656 imprese nel triennio 1992-1994, di cui 1127 innovative; 3239 imprese nel triennio 1989-1991, di cui 190 innovative. Sono state considerate innovative le imprese che hanno investito in R&S nel rispettivo triennio.	Stima della produttività del lavoro. Nel modello, per gli ultimi due trienni, è stata aggiunta la variabile “capitale umano” determinata come media degli anni di istruzione dei lavoratori con frequenze pari al numero di addetti per grado di istruzione. Metodo di stima: 2SLS.	Risultati (rendimenti di scala variabili, Y=valore aggiunto; variabili strumentali: variazione dei debiti commerciali, variazione della quota del fatturato in subfornitura, anno di costituzione dell’impresa ed intensità della R&S ritardata di un anno, <i>t</i> -Student di White in parentesi): <i>TASSO DI RENDIMENTO LORDO</i> 89-91      92-94      95-98 0,22 (6,9)      0,21 (8,1)      0,23 (5,21)  L’aggiunta della variabile “capitale umano” non modifica i risultati.
Wakelin (2001)	170 imprese manifatturiere britanniche suddivise in 85 imprese innovative e 85 non innovative. Un’impresa è considerata innovativa se ha effettuato una “introduzione commerciale con buon esito di prodotti, processi o materiali nuovi o migliorati”.	Stima della produttività del lavoro. Metodo di stima: Pooled least squares. Successivamente sono state aggiunte 10 <i>dummies</i> settoriali.	Risultati (rendimenti di scala non imposti, Y=vendite, errori standard corretti per l’eteroschedasticità in parentesi): <i>TASSO DI RENDIMENTO LORDO</i> <i>Tutte      Innovative      Non innovative</i> 0.27      0,26*      -0,20* (0.16)      (0.18)      (0.54)  La stima con rendimenti di scala costanti non presenta differenze sostanziali. Nelle stime con l’aggiunta delle <i>dummies</i> settoriali il tasso di rendimento risulta essere non significativo.

Nota

DC: variabili corrette per il doppio conteggio (Schankerman, 1981);

\*: coefficiente non significativo.

### 1.3 Spillovers tecnologici

Uno dei problemi tipici delle analisi empiriche è la possibile omissione di variabili esplicative rilevanti. In particolare, i lavori considerati sin qui trascurano gli spillovers tecnologici e ottengono, di conseguenza, delle stime che potrebbero non essere corrette.

L'importanza del ruolo degli spillovers per la crescita di imprese, settori e nazioni è ampiamente riconosciuto nelle moderne teorie della crescita. Inoltre, è stato mostrato come, considerando tali esternalità, è possibile che l'economia aggregata registri tassi di crescita positivi nel lungo periodo (Romer, 1986 e 1990).

In letteratura si distinguono i *knowledge spillovers* dai *rent spillovers* (Griliches, 1991): i *knowledge spillovers* sono legati essenzialmente allo scambio di beni tecnologicamente avanzati o, meglio, allo scambio vero e proprio di tecnologia per mezzo, ad esempio, dei brevetti industriali. I *rent spillovers*, invece, sono dovuti all'imperfezione dei prezzi dei beni tecnologicamente avanzati, nel senso che i prezzi pagati dagli utilizzatori di prodotti finali ad alto contenuto tecnologico ed innovativo non tengono conto del miglioramento qualitativo incorporato nel prodotto stesso, ma sono dei prezzi ribassati a causa delle asimmetrie informative presenti nel mercato delle innovazioni. I due tipi di *spillovers* sono strettamente collegati fra di loro ed è difficile ottenere una stima che rifletta esclusivamente la misura di un tipo o dell'altro.

Una terza tipologia di *spillovers*, i cosiddetti *spillovers geografici* ipotizza che l'impresa localizzata in una determinata area geografica, *ceteris paribus*, possa beneficiare di più dai flussi tecnologici provenienti da imprese localizzate nella stessa area rispetto ai flussi provenienti da altre aree.

L'idea di concentrare l'attenzione sugli spillovers nasce dalla constatazione dell'importanza che essi rivestono per le imprese e i settori economici italiani. Infatti, le numerose analisi relative al sistema innovativo italiano (Archibugi *et al.*, 1996; Bussolati e Dosi, 1995; Malerba e Gavetti, 1996) indicano quanto sia importante la capacità di assorbire tecnologia altrui. La maggior parte delle spese in attività

innovative riguarda, infatti, l'adozione e la diffusione di tecnologia, mentre un ruolo secondario ricopre la spesa in attività di R&S, in brevetti e per altre attività innovative (Archibugi *et al.*, 1996). Relativamente ai flussi di conoscenza e di innovazione, si osserva che quanto più i settori sono tecnologicamente specializzati tanto più i flussi di conoscenza (in entrata e in uscita) sono maggiori, ossia si osserva una correlazione tra specializzazione ed intensità dei flussi (Malerba e Montobbio, 2002).

Queste analisi sulle peculiarità del sistema innovativo italiano suggeriscono che alcuni aspetti che lo caratterizzano necessitano di ulteriori interpretazioni.

Per contribuire ad alimentare il dibattito sul ruolo delle attività innovative, questo lavoro si propone di valutare il ruolo della diffusione della tecnologia sulla produzione delle imprese manifatturiere italiane.

---

## **2. ANALISI DEGLI SPILLOVERS TECNOLOGICI: UNA RASSEGNA DELLA LETTERATURA.**

---

*“Instead of being content to say economics must borrow from logic and rational empirical enquiry, Schumpeter made the remarkable claim that man’s ability to operate as a logical animal capable of systematic empirical induction was itself the direct outcome of the Darwinian struggle for survival.”*

Paul A. Samuelson - Nobel Prize Lecture,  
11 Dicembre 1970

### **2.1 Introduzione**

Come si è accennato nei paragrafi 1.1 e 1.3, la “non rivalità” e la “non escludibilità” delle conoscenze tecnologiche permettono alle imprese di usufruire dello stock di conoscenza presente nell’ambiente circostante. In questo modo le attività innovative generano un rendimento privato e un rendimento sociale, poiché ogni singola impresa non può appropriarsi interamente dei suoi investimenti in R&S, mentre la collettività usufruisce degli investimenti aggregati (Medda e Piga, 2004, Romer, 1990; Griliches, 1991).

Esistono pochi lavori che analizzano l’impatto degli spillovers tecnologici a livello di impresa. Questi studi utilizzano la funzione di produzione di tipo Cobb-Douglas e considerano il capitale tecnologico (o degli investimenti in R&S) delle altre imprese per la determinazione della tecnologia esterna disponibile per ciascuna unità. Tali lavori, però, si differenziano per diversi aspetti, quali, ad esempio, il periodo temporale considerato, il campione di imprese analizzato, i metodi di stima utilizzati.

Per quanto riguarda la determinazione degli spillovers tecnologici, l'ipotesi maggiormente condivisa è che le imprese non assorbano tutta la tecnologia prodotta all'esterno. Ciò implica che al fine di determinare lo stock di spillovers per ciascuna impresa è necessario derivare un sistema di pesi che ponderi il flusso di tecnologia tra le imprese. I sistemi di ponderazione maggiormente utilizzati in letteratura si basano sulle matrici input-output (I/O) e su un indice di similarità costruito considerando gli investimenti in R&S o i brevetti. Inoltre, è utile osservare che, sebbene sia ampiamente condiviso il legame tra agglomerazione spaziale e diffusione tecnologica, tale aspetto non è stato però adeguatamente preso in considerazione nei lavori empirici.

In questo capitolo viene proposta una breve rassegna dei lavori più recenti che studiano la relazione tra spillovers tecnologici e *performance* delle imprese. In particolare, nel paragrafo 2.2 si presentano i lavori suddivisi in base ai diversi metodi di ponderazione dei flussi tecnologici utilizzati, ossia matrici input-output (par. 2.2.1) e indice di similarità calcolato utilizzando i dati sui brevetti o sugli investimenti in R&S (par. 2.2.2). Nel paragrafo 2.3 si introducono alcuni lavori che studiano il ruolo della prossimità geografica nella diffusione della tecnologia. Il paragrafo 2.4 conclude il capitolo riassumendo i risultati emersi.

## **2.2 Il problema della misurazione degli spillovers tecnologici**

Lo stock di capitale tecnologico esterno rilevante per una impresa è generalmente misurato considerando lo stock di capitale tecnologico aggregato delle altre imprese, ottenuto come somma non ponderata del capitale R&S di ciascuna impresa, ossia:

$$S_i = \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N R_j \quad [2.1]$$

in cui  $S_i$  è lo stock di spillovers tecnologici per l' $i$ -esima impresa ed  $R_j$  è il capitale R&S della  $j$ -esima impresa.

Attraverso l'utilizzo di questa espressione si ipotizza che le imprese siano in grado di assorbire allo stesso modo tutta la nuova conoscenza prodotta dalle altre imprese.

In realtà, è più plausibile ipotizzare che le imprese assorbano in modo differente la tecnologia prodotta dalle altre imprese e che la differenza dipenda da quanto gli sforzi innovativi dell'impresa che utilizza tecnologia esterna siano vicini, relativamente ad aree di ricerca, obiettivi degli investimenti, ecc., a quelli dell'impresa che ha prodotto nuova conoscenza (Jaffe, 1986 e 1988; Los e Verspagen, 2000; Harhoff, 2000; Kaiser, 2002; Inkmann e Pohlmeier, 1995).

Per prendere in considerazione la diversa capacità di assorbire nuova tecnologia da parte di ciascuna impresa, è necessario costruire un sistema di pesi,  $\omega_{ij}$ , che misuri la capacità dell' $i$ -esima impresa di appropriarsi della conoscenza prodotta dalla  $j$ -esima impresa. Noto il sistema di pesi  $\omega_{ij}$ , lo stock di spillovers tecnologici è dato da:

$$S_i = \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N \omega_{ij} R_j \quad [2.2]$$

in cui  $\omega_{ij}$  indica la quota di tecnologia prodotta dalla impresa  $j$  assorbita dall'impresa  $i$ .

In letteratura sono stati proposti diversi metodi di costruzione del sistema di pesi. Gli approcci maggiormente utilizzati, discussi nei paragrafi successivi, si basano sulle matrici input-output e sugli indici di similarità.

### 2.2.1 Matrice I/O e flussi tecnologici

Uno dei primi lavori in cui si utilizzano le matrici input-output per costruire un sistema di ponderazione dei flussi tecnologici è quello di Wolff e Nadiri (1993). Essi assumono che un settore che acquista relativamente molto da un altro assorbirà maggiormente la conoscenza prodotta in quel settore rispetto a quella prodotta negli altri.

Successivamente, l'approccio *user-producer* è stato utilizzato in diversi lavori (ad esempio Wakelin, 2001; Medda e Piga, 2004; Aiello e Pupo, 2004, Aiello, Cardamone e Pupo, 2005, Aiello e Cardamone, 2005).

Tale approccio, però, non fornisce una misura corretta del reale flusso tecnologico, poichè ipotizza che la diffusione della tecnologia possa essere approssimata da una misura legata alle transazioni economiche di beni e servizi. Inoltre, le matrici I/O considerano solo il primo settore che utilizza una determinata innovazione, ma non permettono di tenere conto dei settori che utilizzano successivamente la stessa innovazione, dal momento che presentano solo i flussi relativi alle vendite dei beni intermedi tra i diversi settori, ma non anche le vendite dei beni finali (Wakelin, 2001). Inoltre, per ottenere una misura a livello d'impresa, è necessario assumere che la capacità di assorbire la tecnologia prodotta in una data industria sia identica per le imprese appartenenti allo stesso settore. Infine, spesso le matrici input-output non sono disponibili per ogni anno e, in tal caso, bisogna ipotizzare che i coefficienti tecnologici rimangano costanti nel tempo (Medda e Piga, 2004; Aiello e Pupo, 2004; Aiello e Cardamone, 2005; Aiello *et al.*, 2005).

In Italia, diversi lavori stimano l'impatto degli spillovers (Medda e Piga, 2004; Aiello e Pupo, 2005; Aiello e Cardamone, 2005; Aiello *et al.*, 2005) sulla crescita della produttività utilizzando la tavola intersettoriale dell'economia italiana del 1992 elaborata dall'Istat, l'unica disponibile nel periodo in cui sono state effettuate le analisi empiriche in esame.

In particolare, Medda e Piga (2004) costruiscono lo stock di spillovers tecnologici utilizzando tre tavole intersettoriali relative al 1992: 1) la tavola degli acquisti, 2) la tavola delle vendite e 3) la tavola dei flussi complessivi (acquisti e vendite), in modo da distinguere gli spillovers provenienti da valle (ottenuti utilizzando la tavola delle vendite) o da monte (determinati utilizzando la tavola degli acquisti).

Nei lavori di Aiello e Pupo (2004), Aiello *et al.* (2005) e Aiello e Cardamone (2005) la tavola intersettoriale dei beni e servizi dell'Italia del 1992 fornita dall'Istat è stata utilizzata per costruire una matrice dei flussi di innovazione intersettoriali, in cui il generico elemento è dato dalla quota delle spese in R&S del settore  $i$  incorporata nella produzione



intermedia che il settore  $j$  richiede al settore  $i$  per soddisfare una unità della propria domanda finale (Leoncini e Montresor, 2001)<sup>1</sup>.

Nella tabella 2.1 vengono presentati alcuni lavori più recenti relativi alla valutazione dell'impatto degli spillovers che utilizzano la matrice I/O. Una prima caratteristica in comune che emerge dai lavori presi in esame è la distinzione tra spillovers intra-settoriali, derivanti dall'assorbimento della tecnologia prodotta nello stesso settore di attività economica dell'impresa, e quelli intersettoriali, derivanti dal flusso di tecnologia da altri settori di attività economica.

Inoltre, Medda e Piga (2004) considerano anche gli spillovers intra-territoriali sulla base di quattro macroregioni<sup>2</sup> e gli spillovers intra-settoriali e intra-territoriali, sulla base di una doppia segmentazione delle imprese in 14 settori di attività economiche e in quattro macroregioni.

Ad eccezione delle analisi proposte da Aiello e Pupo (2004) e da Aiello e Cardamone (2005), nei lavori presi in esame si è trascurato di prendere in considerazione il problema dell'endogeneità dei regressori.

I lavori presentati nella tabella 2.1 si distinguono in due gruppi principali: quelli in cui viene stimato il tasso di rendimento della R&S interna ed esterna (Wakelin, 2001; Medda e Piga, 2004; Aiello e Pupo, 2005) e quelli in cui si valuta l'impatto degli spillovers sulla crescita della produttività del lavoro (Aiello e Cardamone, 2005; Aiello, Cardamone e Pupo, 2005).

Medda e Piga (2004) valutano il tasso di rendimento della R&S interna ed esterna utilizzando i dati dell'indagine Mediocredito Centrale relativi al triennio 1995 - 1997. Essi utilizzano dati cross-sections, pur avendo a disposizione anche le osservazioni relative al triennio precedente. Questa scelta evita di eliminare un consistente numero di imprese del campione nel processo di *matching*, ma impedisce di considerare le variazioni temporali delle variabili di interesse e di tener conto dell'eterogeneità non osservata, riconducibile a fattori specifici di ciascuna impresa. Inoltre, gli autori prendono in esame il problema di selezione del campione attraverso una stima a due stadi; nel primo stadio

---

<sup>1</sup> Per ulteriori dettagli si rimanda a Leoncini e Montresor (2001: pp. 174-175) e Aiello e Cardamone (2005: p. 626 nota 3).

<sup>2</sup> Le macroregioni considerate sono Nord-Ovest, Nord-Est, Italia centrale e meridionale.

viene stimato un modello probit la cui variabile dipendente è una variabile *dummy* pari a 1 se le spese in R&S sono positive e 0 altrimenti, mentre come regressori si considerano un insieme di variabili<sup>3</sup> che influenzano la scelta dell'impresa di investire in R&S; nel secondo stadio si effettua la stima della funzione di produzione espressa in termini di tasso di crescita della produttività del lavoro, aumentata dell'*Inverse Mills Ratio* (Medda e Piga, 2004).

Come si nota dalla tabella 2.1, le stime del tasso di rendimento dello stock di spillovers tecnologici territoriali per le 2222 imprese manifatturiere italiane nel periodo 1995-97 non risultano essere significativamente diverse da zero (Medda e Piga, 2004). I valori stimati del tasso di rendimento relativi agli altri indicatori di spillovers risultano essere estremamente elevati, pari a 264 per cento per gli spillovers intra-settoriali, e 299 per cento per quelli inter-settoriali<sup>4</sup>, con un tasso di rendimento degli investimenti in R&S che varia, nelle diverse specificazioni, da 95.6 per cento quando al modello è aggiunto l'indicatore di spillovers intra-settoriale, a 117.2 per cento quando è aggiunto la *proxy* di spillovers inter-settoriale "da valle" (Medda e Piga, 2004).

Nell'analisi effettuata da Aiello e Pupo (2004) i tassi di rendimento della R&S interna ed esterna risultano essere più bassi. Gli autori stimano una funzione di produzione di tipo Cobb-Douglas utilizzando separatamente i dati dei trienni 1989-91, 1992-94 e 1995-97<sup>5</sup>. Il tasso di rendimento stimato degli spillovers intra-settoriali è compreso tra un valore minimo dell'8 per cento, per il triennio 1989-91, e un valore

---

<sup>3</sup> I regressori considerati nella stima probit sono i seguenti: rapporto delle immobilizzazioni immateriali sul totale delle immobilizzazioni, variabile *dummy* pari a 1 se l'impresa è capogruppo o controlla altre imprese di un gruppo, indice di diversificazione delle vendite, logaritmo degli addetti, quota degli acquisti di beni e servizi da imprese con cui sono stati formulati accordi di subfornitura, quota fatturato ai primi tre clienti, quota addetti con titolo di studio pari o superiore alla laurea, quota fatturato destinato all'esportazione, radice quadrata della somma di tre *dummy* relative alla localizzazione dei maggiori competitori in Europa, in altri paesi industrializzati o in paesi in via di sviluppo, riserve su totale delle attività, *dummy* pari a 1 se l'impresa ha investito in informatica e zero altrimenti.

<sup>4</sup> Gli spillovers inter-settoriali da monte risultano pari a 137 per cento mentre quelli da valle a 268 per cento.

<sup>5</sup> Anche in questo caso sarebbe stato interessante estendere l'analisi considerando periodi più ampi, ossia 1989-94 o 1992-97, anche se il processo di *matching* tra le indagini avrebbe eliminato un elevato numero di imprese dal campione.

massimo del 10 per cento, per il 1992-94, mentre risulta che gli spillovers intersettoriali non esercitano alcun impatto significativo sulla produttività delle imprese; il tasso di rendimento della R&S interna assume, invece, un valore più elevato, pari a circa il 20 per cento (Aiello e Pupo, 2004).

I tassi di rendimento stimati relativi agli spillovers intra-settoriali e inter-settoriali, ottenuti per il campione di imprese manifatturiere britannico per il periodo 1988-1992, invece, risultano non essere significativi (Wakelin, 2001). Il flusso tecnologico esterno, quindi, risulta non avere alcun impatto sulla crescita della produttività delle imprese britanniche. A parere dell'autrice, tale risultato potrebbe derivare dalla tipologia di indicatore di spillover utilizzato (Wakelin, 2001), costruito considerando una matrice di innovazione che sottostima il reale livello di innovazione e l'effettivo flusso della tecnologia tra i vari settori<sup>6</sup>. Bisogna, inoltre, notare che le stime risentono dell'endogeneità e dei problemi di misura delle variabili e, probabilmente, di un problema di variabili omesse, dal momento che nelle stime non sono stati presi in considerazione gli effetti fissi non osservabili specifici per ciascuna impresa.

I lavori di Aiello, Cardamone e Pupo(2005) e di Aiello e Cardamone (2005) forniscono, invece, una stima dell'impatto dello stock di spillovers sulla crescita della produttività delle imprese manifatturiere italiane. Relativamente al campione di 385 imprese per il periodo 1992-1997, l'elasticità della produzione in relazione allo stock di spillovers intra-settoriale risulta essere pari a circa 0.08 (stima a effetti fissi<sup>7</sup>), mentre l'elasticità dell'output rispetto allo stock di spillovers intersettoriale non è significativamente diversa da zero. Se si considera il campione di 1017 imprese nel periodo 1995-2000, l'impatto degli spillovers sulla crescita della produttività risulta pari a circa 1.7 per cento (stima GMM) sia per

---

<sup>6</sup> Wakelin (2001), per valutare il tasso di rendimento della R&S esterna per un campione di imprese manifatturiere britanniche, utilizza una matrice di innovazione, fornita dall'indagine SPRU (Science Policy Research Unit), i cui elementi fuori la diagonale indicano il flusso di tecnologia tra i settori. Tale matrice, però, include solo le innovazioni più importanti e non quelle piccole o marginali, sottostimando il reale livello di innovazione.

<sup>7</sup> Aiello, Cardamone e Pupo (2005) considerano anche il modello *pooled* e quello a effetti casuali. Tuttavia, le statistiche di Hausman e di Breusch-Pagan (LM test) suggeriscono che la migliore specificazione è rappresentata dal modello a effetti fissi.

gli spillovers intra-settoriali sia per quelli intersettoriali<sup>8</sup>. Tale risultato suggerisce che le imprese appartenenti al campione in esame assorbono la tecnologia prodotta dalle altre, indipendentemente dal settore di appartenenza (Aiello e Cardamone, 2005).

In estrema sintesi, si può notare come dai risultati dei lavori presi in esame in questo paragrafo, caratterizzati da una forte eterogeneità, emerge che la relazione tra spillovers tecnologici e produttività delle imprese è generalmente positiva e significativa.

---

<sup>8</sup> E' necessario notare che le specificazioni considerate nei due lavori (Aiello e Cardamone, 2005; Aiello, Cardamone e Pupo, 2005) sono differenti. Infatti, nel lavoro di Aiello e Cardamone (2005) la variabile spillovers è inserita nella funzione di produzione, espressa in differenze prime, in livello e ritardata di un periodo, mentre nel lavoro di Aiello, Cardamone e Pupo (2005) il capitale tecnologico è inserito nella funzione di produzione Cobb-Douglas come un input aggiuntivo.

**Tabella 2.1 Impatto degli spillovers tecnologici sulla produttività del lavoro delle imprese. Sistema di ponderazione utilizzato: matrici I/O**

AUTORI	CAMPIONE	TIPOLOGIE DI SPILLOVER	SPECIFICAZIONE E METODO DI STIMA	RISULTATI																
Wakelin (2001)	170 imprese manifatturiere britanniche suddivise in 85 imprese innovative e 85 non innovative per il periodo 1988-1992. Una impresa è considerata innovativa se ha effettuato una "introduzione commerciale con buon esito di prodotti, processi o materiali nuovi o migliorati".	Spillovers intra-settoriali e intersettoriali.	Variabile dipendente: tasso di crescita della produttività del lavoro. Metodo di stima: <i>Pooled least squares</i> .	<p>(Y=vendite, errori standard corretti per l'eteroschedasticità in parentesi) Tasso di rendimento della R&amp;S esterna:</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th></th> <th>Tutte</th> <th>Innovative</th> <th>Non innovative</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>Differenza tra intensità R&amp;D dell'impresa e intensità R&amp;D settoriale</td> <td>0.26 (0.19)</td> <td>0.23 (0.20)</td> <td>-0.16 (0.74)</td> </tr> <tr> <td>Spill intra-sett.</td> <td>0.31 (0.20)</td> <td>0.32 (0.24)</td> <td>-0.20 (0.58)</td> </tr> <tr> <td>Spill intersett.</td> <td>-0.08 (0.22)</td> <td>-0.06 (0.21)</td> <td>-0.57 (2.02)</td> </tr> </tbody> </table>		Tutte	Innovative	Non innovative	Differenza tra intensità R&D dell'impresa e intensità R&D settoriale	0.26 (0.19)	0.23 (0.20)	-0.16 (0.74)	Spill intra-sett.	0.31 (0.20)	0.32 (0.24)	-0.20 (0.58)	Spill intersett.	-0.08 (0.22)	-0.06 (0.21)	-0.57 (2.02)
	Tutte	Innovative	Non innovative																	
Differenza tra intensità R&D dell'impresa e intensità R&D settoriale	0.26 (0.19)	0.23 (0.20)	-0.16 (0.74)																	
Spill intra-sett.	0.31 (0.20)	0.32 (0.24)	-0.20 (0.58)																	
Spill intersett.	-0.08 (0.22)	-0.06 (0.21)	-0.57 (2.02)																	
Aiello e Pupo (2004)	2701 imprese manifatturiere italiane per il triennio 1995-1997, 2656 per il triennio 1992-1994 e 3239 per il triennio 1989-1991 di cui innovatrici, rispettivamente, 868, 1127 e 190. Una impresa è considerata innovatrice se ha effettuato R&S in ciascuno dei tre anni presi in esame.	Spillover intra-settoriali e intersettoriali.	Variabile dipendente: tasso di crescita della produttività del lavoro. Metodo di stima: 2SLS; variabili strumentali: debiti commerciali, variazione della quota del fatturato in subfornitura, anno di costituzione dell'impresa, intensità della R&S ritardata di un anno.	<p>(Y= valore aggiunto, t-student di White in parentesi) Stime del tasso di rendimento della R&amp;S privata e esterna:</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th></th> <th>1989-91</th> <th>1992-94</th> <th>1995-97</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>Tasso rendim. R&amp;S</td> <td>0,206 (4,32)</td> <td>0,197 (6,42)</td> <td>0,215 (3,21)</td> </tr> <tr> <td>Spill intra-sett.</td> <td>0,082 (3,09)</td> <td>0,102 (7,2)</td> <td>0,092 (5,6)</td> </tr> <tr> <td>Spill intersett.</td> <td>-0,006 (-1,62)</td> <td>-0,001 (-1,73)</td> <td>-0,005 (-1,52)</td> </tr> </tbody> </table>		1989-91	1992-94	1995-97	Tasso rendim. R&S	0,206 (4,32)	0,197 (6,42)	0,215 (3,21)	Spill intra-sett.	0,082 (3,09)	0,102 (7,2)	0,092 (5,6)	Spill intersett.	-0,006 (-1,62)	-0,001 (-1,73)	-0,005 (-1,52)
	1989-91	1992-94	1995-97																	
Tasso rendim. R&S	0,206 (4,32)	0,197 (6,42)	0,215 (3,21)																	
Spill intra-sett.	0,082 (3,09)	0,102 (7,2)	0,092 (5,6)																	
Spill intersett.	-0,006 (-1,62)	-0,001 (-1,73)	-0,005 (-1,52)																	

Medda e Piga (2004)	2222 imprese manifatturiere italiane. Periodo:1995-1997.	Spillover intra-settoriali (RIND), territoriali sulla base di 4 macroregioni (RREG), territoriali e intra-settoriali (RINDREG), intersettoriali tramite la matrice degli acquisti (RINTP), intersettoriali tramite la matrice delle vendite (RINTS), intersettoriali tramite la matrice dei flussi totali (RINTF).	Variabile dipendente: tasso di crescita della produttività del lavoro. Metodo di stima a due stadi per tenere conto del problema di autoselezione del campione: nel primo stadio si è stimato un probit in cui la variabile dipendente è la dummy DRE pari a 1 se RES>0 e 0 altrimenti, in cui RES indica gli investimenti in R&S; nel secondo stadio si è utilizzato il OLS su dati cross-sections.	<p>(Y=fatturato, t-Student in parentesi). Stime del tasso di rendimento della R&amp;S privata e esterna:</p> <table border="1" data-bbox="1391 400 1906 786"> <tr> <td>RREG</td> <td>-1,36 (-0,793)</td> </tr> <tr> <td>RES</td> <td>1,074 (4,2)</td> </tr> <tr> <td>RIND</td> <td>2,64 (4,158)</td> </tr> <tr> <td>RES</td> <td>0,956 (3,718)</td> </tr> <tr> <td>RINDREG</td> <td>0,243 (0,680)</td> </tr> <tr> <td>RES</td> <td>1,118 (4,341)</td> </tr> <tr> <td>RINTS</td> <td>2,682 (2,014)</td> </tr> <tr> <td>RES</td> <td>1,172 (4,625)</td> </tr> <tr> <td>RINTP</td> <td>1,373 (1,424)</td> </tr> <tr> <td>RES</td> <td>1,120 (4,394)</td> </tr> <tr> <td>RINTF</td> <td>2,992 (2,115)</td> </tr> <tr> <td>RES</td> <td>1,123 (4,424)</td> </tr> </table> <p>La stima a due stadi mostra che è presente un problema di autoselezione del campione</p>	RREG	-1,36 (-0,793)	RES	1,074 (4,2)	RIND	2,64 (4,158)	RES	0,956 (3,718)	RINDREG	0,243 (0,680)	RES	1,118 (4,341)	RINTS	2,682 (2,014)	RES	1,172 (4,625)	RINTP	1,373 (1,424)	RES	1,120 (4,394)	RINTF	2,992 (2,115)	RES	1,123 (4,424)
RREG	-1,36 (-0,793)																											
RES	1,074 (4,2)																											
RIND	2,64 (4,158)																											
RES	0,956 (3,718)																											
RINDREG	0,243 (0,680)																											
RES	1,118 (4,341)																											
RINTS	2,682 (2,014)																											
RES	1,172 (4,625)																											
RINTP	1,373 (1,424)																											
RES	1,120 (4,394)																											
RINTF	2,992 (2,115)																											
RES	1,123 (4,424)																											
Aiello e Cardamone (2005)	1017 imprese manifatturiere italiane di cui 455 innovative per il periodo 1995-2000. Una impresa è considerata innovativa se ha effettuato R&S per almeno tre dei sei anni presi in esame.	Spillover intra-settoriali e intersettoriali.	Tasso di crescita della produttività del lavoro. La variabile spillovers è inserita nella funzione di produzione in livello e ritardata di un periodo. Metodo di stima: GLS e GMM; variabili strumentali: regressori ritardati per tutti gli anni disponibili e in livello al 1995.	<p>(Y=valore aggiunto, t-Student di White in parentesi) Stime dell'elasticità della produzione in relazione al capitale tecnologico e dell'impatto degli spillovers sulla crescita della produttività:</p> <table border="1" data-bbox="1391 1062 2045 1193"> <thead> <tr> <th></th> <th>GLS</th> <th>GMM</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>Elasticità R&amp;S</td> <td>0,053 (9,12)</td> <td>0,08 (1,5)</td> </tr> <tr> <td>Spill intra-sett</td> <td>0,007 (12,5)</td> <td>0,0169 (5,21)</td> </tr> <tr> <td>Spill intersett.</td> <td>0,002 (2,78)</td> <td>0,0167 (2,43)</td> </tr> </tbody> </table>		GLS	GMM	Elasticità R&S	0,053 (9,12)	0,08 (1,5)	Spill intra-sett	0,007 (12,5)	0,0169 (5,21)	Spill intersett.	0,002 (2,78)	0,0167 (2,43)												
	GLS	GMM																										
Elasticità R&S	0,053 (9,12)	0,08 (1,5)																										
Spill intra-sett	0,007 (12,5)	0,0169 (5,21)																										
Spill intersett.	0,002 (2,78)	0,0167 (2,43)																										

<p>Aiello, Cardamone e Pupo (2005)</p>	<p>385 imprese manifatturiere italiane innovatrici per il periodo 1992-1997. Una impresa è considerata innovatrice se ha investito in R&amp;S per almeno 3 dei 6 anni considerati.</p>	<p>Spillover intra-settoriali e intersettoriali.</p>	<p>Stima della produttività del lavoro.          Modelli considerati: <i>Pooled Cross Section</i>, Effetti Fissi ed Effetti Casuali.          Metodo di stima: GLS.</p>	<p>(Y= valore aggiunto; t-Student di White in parentesi)          Stime dell'elasticità della produzione in relazione al capitale tecnologico e allo stock di spillovers</p> <table border="1" data-bbox="1391 416 2033 746"> <thead> <tr> <th></th> <th><i>Pooled Cross Section</i></th> <th><i>Effetti Fissi</i></th> <th><i>Effetti Casuali</i></th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>Elasticità R&amp;S</td> <td>0.08 (13.08)</td> <td>0,14 (10,4)</td> <td>0,11 (12,3)</td> </tr> <tr> <td>Elasticità Spill intra-sett</td> <td>0.01 (2.29)</td> <td>0.078 (2.72)</td> <td>0.08 (2.9)</td> </tr> <tr> <td>Elasticità Spill intersett.</td> <td>-0.006 (-0.78)</td> <td>-0.006 (-1.16)</td> <td>-0.0058 (-1.13)</td> </tr> </tbody> </table>		<i>Pooled Cross Section</i>	<i>Effetti Fissi</i>	<i>Effetti Casuali</i>	Elasticità R&S	0.08 (13.08)	0,14 (10,4)	0,11 (12,3)	Elasticità Spill intra-sett	0.01 (2.29)	0.078 (2.72)	0.08 (2.9)	Elasticità Spill intersett.	-0.006 (-0.78)	-0.006 (-1.16)	-0.0058 (-1.13)
	<i>Pooled Cross Section</i>	<i>Effetti Fissi</i>	<i>Effetti Casuali</i>																	
Elasticità R&S	0.08 (13.08)	0,14 (10,4)	0,11 (12,3)																	
Elasticità Spill intra-sett	0.01 (2.29)	0.078 (2.72)	0.08 (2.9)																	
Elasticità Spill intersett.	-0.006 (-0.78)	-0.006 (-1.16)	-0.0058 (-1.13)																	

### 2.2.2 Indice di similarità e flussi tecnologici

L'ipotesi sottostante l'utilizzo dell'indice di similarità per la derivazione dello stock di spillovers è che quanto più simili sono due imprese, tanto maggiore è il flusso di tecnologia tra di esse. Una prima applicazione dell'indice di similarità per la derivazione dell'indicatore di spillovers viene effettuata da Jaffe (1986, 1988)<sup>9</sup>. L'autore definisce un vettore ( $\mathbf{f}$ ) di dimensione  $k$  in cui ciascun elemento identifica la quota dei brevetti relativa ad uno dei  $k$  settori tecnologici più importanti (ad esempio settore chimico, elettronico, informatico, medico, meccanico, ecc.). In particolare, per la costruzione dei pesi Jaffe (1986, 1988) considera la misura di similarità *coseno*, ossia:

$$\omega_{ij} = \frac{\mathbf{f}_i \mathbf{f}_j'}{\left( (\mathbf{f}_i \mathbf{f}_i') (\mathbf{f}_j \mathbf{f}_j') \right)^{1/2}} \quad [2.3]$$

in cui  $\mathbf{f}$  è il vettore della distribuzione dei brevetti<sup>10</sup>.

Il valore del peso  $\omega_{ij}$  tende a zero tanto più le distribuzioni dei brevetti sono dissimili, ed a uno se la distribuzione dei brevetti nei  $k$  settori tecnologici dell'impresa  $i$  è uguale a quella dell'impresa  $j$ .

Come l'autore stesso afferma, questa misura ipotizza che le condizioni di appropriabilità della tecnologia siano le stesse per ciascuna area tecnologica (Jaffe, 1986, 1988).

Inoltre, tale misura ha la proprietà di essere simmetrica, ossia  $\omega_{ij} = \omega_{ji}$ : ciò implica che se, ad esempio, l'impresa A assorbe il 90 per cento dell'innovazione introdotta dall'impresa B, anche l'impresa B assorbirà il 90 per cento della tecnologia prodotta da A. In realtà, è ragionevole supporre che se un'impresa riesce ad assorbire una determinata quota di tecnologia prodotta da un'altra, ciò non implichi il viceversa (Cincera, 2005).

In aggiunta, l'uso dei brevetti per la costruzione del sistema dei pesi pone gli stessi problemi emersi nell'uso dei brevetti come indicatore dell'attività tecnologica (cfr. cap. 1, par 1.2.1).

---

<sup>9</sup> Un procedimento analogo è stato replicato da Cincera (2005).

<sup>10</sup> Adams (1990) utilizza l'equazione 2.3, sostituendo ai brevetti, la quota degli addetti specializzati distribuiti per "area scientifica". Infatti, a parere dell'autore, se le imprese impiegano una rilevante quota di lavoratori specializzati, allora è probabile che esse riescano ad assorbire allo stesso modo la tecnologia prodotta in un sistema economico.



L'utilizzo di tale metodo, infine, è spesso ostacolato dalla difficoltà nell'ottenere dati sui brevetti a livello di impresa.

Ad esempio, Los e Verspagen (2000), a causa della mancanza di dati sui brevetti per ciascuna impresa, calcolano la misura di similarità coseno (eq. 2.3) utilizzando i dati sui brevetti relativi ai settori di attività economica. In tal modo essi assumono che la capacità di assorbire tecnologia sia la stessa per tutte le imprese appartenenti ad uno stesso settore.

Harhoff (2000) considera una versione leggermente modificata dell'equazione 2.3. Indicando con  $N$  il numero di imprese appartenenti a  $s$  settori di attività economica e con  $m$  le aree di prodotto in cui le spese in R&S sono disaggregate, Harhoff (2000) utilizza la seguente misura di prossimità tra l'impresa  $i$  e il settore  $k$ :

$$\omega_{ik} = \frac{\mathbf{X}'_i \mathbf{I}_k}{(\mathbf{X}'_i \mathbf{X}_i)^{1/2} (\mathbf{I}'_k \mathbf{I}_k)^{1/2}} \quad \text{per } i=1, \dots, N \text{ imprese e } k=1, \dots, s \text{ settori} \quad [2.4]$$

in cui  $\mathbf{X}_i$  è un vettore di dimensione  $m$  in cui ciascun elemento indica la quota degli investimenti in R&S dell'impresa  $i$ ,  $\mathbf{I}_k$  è un vettore di dimensione  $m$  della quota degli investimenti in R&S dell'industria  $k$ , calcolata considerando il valore aggregato delle spese in R&S delle imprese appartenenti a ciascun settore. L'indice  $\omega_{ik}$  assume un valore pari a uno se la distribuzione degli investimenti in R&S dell'impresa  $i$  è identica a quella del settore  $k$ , e a zero se le due distribuzioni sono completamente diverse.

Lo stock di spillovers R&S è dato da:

$$S_i = \omega_i (\mathbf{R} - \mathbf{J} R_i) \quad [2.5]$$

in cui  $\omega_i$  è l' $i$ -esima riga della matrice  $\omega$ ,  $R$  è il vettore di dimensione  $n \times 1$  in cui ciascun elemento indica il totale delle spese in R&S in ciascun settore,  $J$  è un vettore i cui elementi sono tutti zero eccetto quello relativo alla riga corrispondente al settore  $i$ -esimo, e  $R_i$  sono le spese complessive dell' $i$ -esima impresa.

Ovviamente con questa misura, essendo basata solo sugli investimenti in R&S, si hanno gli stessi problemi emersi nel considerare tale variabile come proxy dell'attività innovativa di una impresa (cfr. cap. 1 nota 5). Inoltre, tale metodo ipotizza che lo stock di spillovers

dell'impresa  $i$  sarà tanto maggiore quanto maggiore è il grado di similarità tra l'impresa  $i$  ed il settore  $k$ .

L'utilizzo di una sola variabile del calcolo dell'indice di similarità rappresenta un evidente limite perché si approssima solo parzialmente la capacità di assorbimento di tecnologia delle imprese.

Inkmann e Pohlmeier (1995), al fine di tenere conto delle diverse modalità con cui la tecnologia si diffonde, considerano, per ciascuna impresa, un vettore di  $P$  caratteristiche (dimensione, domanda attesa, alcune variabili specifiche del settore di appartenenza<sup>11</sup>) e, per ciascuna coppia  $(i,j)$  di imprese, misurano la distanza tecnologica utilizzando la distanza euclidea tra gli elementi del vettore delle caratteristiche<sup>12</sup>. Secondo Jaffe (1986) e Cincera (2005), la distanza euclidea è sensibile alla dimensione dei vettori. Infatti, se si aggiungono variabili al vettore delle caratteristiche, con valori diversi per l'impresa  $i$  e per l'impresa  $j$ , la distanza euclidea può anche diminuire<sup>13</sup>.

Seguendo l'approccio di Inkmann e Pohlmeier (1995), Kaiser (2002) costruisce un primo indicatore di spillovers considerando l'indice di similarità coseno e un secondo indicatore considerando la distanza euclidea, utilizzando come variabili la suddivisione degli addetti per titolo di studio, le spese effettuate dalle imprese per corsi di formazione, costo

---

<sup>11</sup> Le variabili specifiche del settore di appartenenza che utilizzano sono le seguenti: numero di piccole e di grandi imprese che producono un solo bene rispetto al totale, materie prime, beni di investimento, beni di consumo e valore aggiunto del settore di appartenenza.

<sup>12</sup> Inkmann e Polmeieher (1995) utilizzano un campione di 1325 imprese della Germania dell'ovest per il periodo 1984-1988 per valutare l'impatto delle innovazioni di prodotto e di processo delle imprese simili sulla probabilità di realizzare una innovazione di prodotto o di processo. Dai risultati emerge che la probabilità di realizzare innovazioni di processo diminuisce all'aumentare della quota delle imprese innovatrici di prodotto e della media della distanza tecnologica delle altre imprese appartenenti allo stesso settore, essendo i relativi coefficienti negativi, mentre è influenzata positivamente dalla quota delle imprese innovatrici di prodotto moltiplicata per la distanza tecnologica. Analogamente, le imprese innovatrici di processo e la distanza tecnologica media riducono la probabilità di realizzare innovazioni di prodotto, mentre la quota di imprese innovatrici di processo moltiplicata per la distanza tecnologica media del settore ha un impatto positivo sulla probabilità di realizzare innovazioni di prodotto.

<sup>13</sup> Infatti, si considerino, ad esempio, i seguenti vettori delle caratteristiche:  $(3 \ 7)$  per l'impresa  $i$  e  $(3 \ 4)$  per l'impresa  $j$ ; allora, calcolando la distanza euclidea si ottiene  $\omega_{ij/2}=2,1805$ , in cui il pedice 2 indica che si stanno considerando due variabili caratteristiche per le imprese. Si consideri, ora, un vettore delle caratteristiche uguale a quello precedente con l'aggiunta di due variabili, le quali assumono valori molto diversi per le due imprese; ad esempio, si ipotizzi che esse assumano valore 10 e 1 per l'impresa  $i$  e 1 e 10 per l'impresa  $j$ , rispettivamente. Di conseguenza, il vettore delle caratteristiche per l'impresa  $i$  è  $(3 \ 7 \ 10 \ 1)$  e per l'impresa  $j$  è  $(3 \ 4 \ 1 \ 10)$ . Ci si aspetterebbe che la distanza euclidea aumenti dal momento che le due imprese, considerando le quattro variabili caratteristiche, risultano essere meno simili rispetto al caso precedente in cui si consideravano solo due variabili. In questo caso, però,  $\omega_{ij/4}=2,008347 < \omega_{ij/2}$ .

del lavoro per addetto, intensità degli investimenti fisici, e cinque variabili che sintetizzano i maggiori fattori che ostacolano l'attività innovativa. Egli valuta l'impatto degli spillovers sull'uso delle fonti di informazioni orizzontali e verticali per le imprese tedesche nel 1995. I risultati mostrano che lo stock di spillovers costruito considerando la misura coseno risulta essere un migliore indicatore rispetto allo stock costruito considerando la distanza euclidea<sup>14</sup>.

La tabella 2.2 mostra i risultati relativi ad alcuni lavori il cui oggetto è lo studio dell'impatto dello stock di spillovers, costruito utilizzando l'indice di similarità coseno. Negli studi in esame, ad esclusione dell'analisi di Cincera (2005), non si tiene conto del problema dell'endogenità (Jaffe, 1988; Los e Verspagen, 2000). Inoltre, i lavori presentati nella tabella 2.2 si differenziano per la scelta delle specificazioni, dei campioni e dei metodi di stima.

Ad esempio, Jaffe (1988) effettua inizialmente un'analisi *cluster* sulle imprese e, successivamente, valuta l'elasticità degli spillovers interni al *cluster* e l'impatto degli spillovers esterni al *cluster* per un campione di 573 imprese statunitensi nel periodo 1972-77. La stessa analisi è ripetuta da Cincera (2005) per un campione di 625 imprese di grandi dimensioni di diversi paesi, per il periodo 1988-94.

Entrambi i lavori mostrano che la crescita della produzione e della TFP (*Total Factor Productivity*) di una generica impresa appartenente ad un determinato *cluster* è influenzata positivamente dalla tecnologia prodotta dalle altre imprese dello stesso *cluster*. In particolare, il tasso di rendimento stimato per il campione statunitense risulta essere pari a 145 per cento nella stima dell'equazione della TFP con l'aggiunta di un indicatore settoriale<sup>15</sup>, e 106 per cento nella stima dell'equazione con l'aggiunta di un indicatore tecnologico<sup>16</sup> (Jaffe, 1988); l'elasticità della

---

<sup>14</sup> Infatti, l'effetto marginale relativo all'indicatore di spillovers costruito considerando l'indice di similarità risulta essere maggiore sia in termini di magnitudo sia in termini di significatività rispetto all'effetto marginale relativo allo stock di spillovers costruito utilizzando la distanza euclidea (Kaiser, 2002).

<sup>15</sup> L'autore aggiunge all'equazione della TFP un indicatore delle caratteristiche del settore di appartenenza di ciascuna impresa, misurato come quota delle vendite destinate ai diversi settori economici (Jaffe, 1988).

<sup>16</sup> L'autore aggiunge alla specificazione della TFP una proxy della tecnologia, calcolata come quota delle attività innovative effettuate nei diversi settori tecnologici (Jaffe, 1988).

produzione in relazione allo stock di spillovers interni al cluster per le grandi imprese di diversi paesi, invece, è mediamente pari a 0,25 (Cincera, 2005). La tecnologia prodotta dalle imprese appartenenti agli altri *cluster* non risulta avere alcun effetto sulla crescita della TFP per il campione di imprese statunitensi (Jaffe, 1988); l'elasticità stimata per il campione di imprese di diversi paesi, invece, è maggiore nel caso in cui si considera lo stock di spillovers esterni al *cluster* rispetto a quello interno, con un valore minimo pari a 0,37, ottenuto nella stima GMM (Cincera, 2005).

Los e Verspagen (2000) valutano l'impatto degli spillovers sulla crescita della produttività del lavoro per un campione statunitense nel periodo 1977-1991. Gli autori considerano i dati forniti dall'EPO (*European Patent Office*). In particolare, per determinare il settore di origine dell'innovazione considerano la tipologia di invenzione, mentre per determinare il settore che utilizza la tecnologia, essi considerano la ripartizione dei brevetti in "classi supplementari". Gli autori costruiscono due indicatori di spillovers: per il primo considerano tutte le classi di "brevetti supplementari" disponibili, per determinare i settori che utilizzano la tecnologia prodotta da altri, mentre per il secondo essi tengono conto delle classi di brevetti aventi "informazioni aggiuntive", ossia quelle informazioni tecniche che non costituiscono parte dell'invenzione ma che possono essere utili ai ricercatori (Los e Verspagen, 2000). I valori stimati dell'elasticità della produzione in relazione al capitale tecnologico risultano essere pari a 0,014 nella stima *between* e 0,017 nella stima *within*. In quest'ultimo caso, anche le elasticità degli indicatori di spillovers sono positive e pari al 0,55 se si considera il primo indicatore ed a 0,59 per il secondo<sup>17</sup>. L'elasticità stimata dello stock di capitale R&S indiretto risulta essere, invece, negativa nel modello *between*. Questo risultato, secondo gli autori, è attribuibile al fatto che "in a between setting, the variability between

---

<sup>17</sup> Gli autori costruiscono anche un indicatore di spillovers come somma non pesata del capitale tecnologico delle altre imprese e un secondo indicatore utilizzando una matrice di brevetti (Los e Verspagen, 2000). Relativamente ai risultati ottenuti con il metodo *within*, non si riscontrano differenze sostanziali nelle elasticità stimate utilizzando i diversi indicatori di spillovers.

firms with regard to indirect R&D is very small, following from our definitions of indirect R&D” (Los e Verspagen, 2000, pp 141-143).

Harhoff (2000) stima il tasso di crescita della produzione per 443 imprese manifatturiere tedesche nel periodo 1977-1989. L'autore considera una funzione di produzione Cobb-Douglas aumentata, oltre che del capitale tecnologico proprio e dello stock di spillovers, determinato considerando l'eq. 2.4 e l'eq. 2.5, anche di una variabile interazione tra lo stock di spillovers e del capitale R&S, per verificare l'ipotesi che l'impatto degli spillovers sia maggiore per le imprese aventi una maggiore “capacità di assorbimento”, che secondo l'autore può essere rappresentato dallo stock di capitale R&S (Harhoff, 2000). Sebbene i risultati debbano essere considerati con estrema cautela, dal momento che l'autore non controlla per la possibile endogeneità dei regressori, da essi emerge che lo stock di spillovers influisce negativamente sul tasso di crescita della produzione, ma che i benefici derivanti dalle attività innovative esterne influenzano positivamente la crescita della produzione se si ha una maggiore capacità di assorbire tecnologia altrui, dal momento che il coefficiente relativo alla variabile interazione è significativo e pari a 0.024<sup>18</sup>.

In sintesi, i risultati suggeriscono che la relazione tra spillovers e produttività è generalmente positiva. In particolare, l'elasticità della produzione in relazione allo stock di spillovers tecnologici varia da 0.09, ottenuto per il campione di 573 imprese statunitensi negli anni 1972-1977 (Jaffe, 1988), a 0.6, osservato per le 680 imprese manifatturiere statunitensi per il periodo 1977-1991 (Los e Verspagen, 2000) e per le 625 grandi imprese di diversi paesi per il periodo 1987-1994 (Cincera, 2005).

---

<sup>18</sup> Harhoff ha effettuato una prima stima omettendo la variabile interazione. Il coefficiente relativo allo stock di spillovers in questo caso risulta essere non significativo. L'autore, inoltre, effettua diverse stime ipotizzando che il sistema di pesi possa non essere lineare. Egli, quindi, eleva il sistema di pesi costruiti seguendo l'equazione 2.4 a 2, 0.33 e 0.1. I risultati, derivanti dalle stime ottenute considerando i diversi sistemi di pesi per la costruzione dello stock di spillovers, non sono significativamente diversi.

**Tabella 2.2 Impatto degli spillovers tecnologici sulla produzione delle imprese. Sistema di ponderazione utilizzato: indice di similarità coseno**

AUTORI	CAMPIONE	TIPOLOGIE DI SPILLOVER	SPECIFICAZIONE E METODO DI STIMA	RISULTATI												
Jaffe (1988)	573 imprese statunitensi per il periodo 1972-1977.	Spillovers all'interno del cluster e spillovers esterni al cluster, determinati considerando i dati sui brevetti.	Variabile dipendente: tasso di crescita della produttività totale dei fattori. Metodo di stima: OLS su dati cross-section. L'autore considera anche un indicatore dell'effetto settoriale (cfr. nota 15) e dell'effetto tecnologico (cfr. nota 16).	(Y=vendite; errori standard corretti per l'eteroschedasticità in parentesi) Stima del tasso di rendimento della R&S interna, dell'elasticità degli spillovers interni e dell'impatto degli spillovers esterni al cluster: <table border="1"> <thead> <tr> <th></th> <th>Con effetto settoriale</th> <th>Con effetto tecnologico</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>Rendim. R&amp;S</td> <td>1,45 (0,46)</td> <td>1,06 (0,30)</td> </tr> <tr> <td>Elasticità Spill interni</td> <td>0,098 (0,051)</td> <td>0,089 (0,039)</td> </tr> <tr> <td>Spill intersett/Spill</td> <td>0,00035 (0,00028)</td> <td>0,00024 (0,00024)</td> </tr> </tbody> </table>		Con effetto settoriale	Con effetto tecnologico	Rendim. R&S	1,45 (0,46)	1,06 (0,30)	Elasticità Spill interni	0,098 (0,051)	0,089 (0,039)	Spill intersett/Spill	0,00035 (0,00028)	0,00024 (0,00024)
	Con effetto settoriale	Con effetto tecnologico														
Rendim. R&S	1,45 (0,46)	1,06 (0,30)														
Elasticità Spill interni	0,098 (0,051)	0,089 (0,039)														
Spill intersett/Spill	0,00035 (0,00028)	0,00024 (0,00024)														
Los e Verspagen (2000)	Panel non bilanciato di 680 imprese manifatturiere statunitensi per il periodo 1977-1991.	L'autore costruisce un indicatore di spillover (IR1) considerando tutti i codici dei brevetti secondo la IPC ( <i>International Patent Classification</i> ), per determinare il settore che utilizza la tecnologia prodotta da altri, e un secondo indicatore (IR2) considerando solo i codici IPC con "informazioni aggiuntive".	Variabile dipendente: produttività del lavoro. Le variabili spillovers e capitale tecnologico sono inserite ritardate di un anno. Modello: <i>within</i> e <i>between regression</i> . Metodo di stima: OLS.	(Y=vendite; t-Student in parentesi) Stima dell'elasticità della produzione in relazione al capitale tecnologico e allo stock di spillovers : <table border="1"> <thead> <tr> <th></th> <th>Between</th> <th>Within</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>Elastic R&amp;S</td> <td>0,014 (2,33)</td> <td>0,017 (4,44)</td> </tr> <tr> <td>Elastic. Spill IR1</td> <td>-0,029 (-2,25)</td> <td>0,558 (42,34)</td> </tr> <tr> <td>Elastic. Spill IR2</td> <td>-0,028 (-2,77)</td> <td>0,590 (42,79)</td> </tr> </tbody> </table>		Between	Within	Elastic R&S	0,014 (2,33)	0,017 (4,44)	Elastic. Spill IR1	-0,029 (-2,25)	0,558 (42,34)	Elastic. Spill IR2	-0,028 (-2,77)	0,590 (42,79)
	Between	Within														
Elastic R&S	0,014 (2,33)	0,017 (4,44)														
Elastic. Spill IR1	-0,029 (-2,25)	0,558 (42,34)														
Elastic. Spill IR2	-0,028 (-2,77)	0,590 (42,79)														

Cincera (2005)	625 imprese di diversi paesi di grande dimensione per il periodo 1987-1994.	<i>Total</i> spillovers, spillovers interni ed esterni al cluster, determinati considerando i dati sui brevetti.	Variabile dipendente: prodotto. Modello: <i>within</i> e <i>first difference</i> . Metodo di stima: OLS e GMM. Variabili strumentali: regressori ritardati di uno o più periodi.	<p>(Y=vendite ; errori standard corretti per l'eteroschedasticità in parentesi)</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th></th> <th><i>Within</i></th> <th><i>First Dfference</i></th> <th><i>GMM First Difference</i></th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>Elast. R&amp;S</td> <td>0,24 (0,015)</td> <td>0,32 (0,043)</td> <td>0,13 (0,048)</td> </tr> <tr> <td>Elast. Total spill.</td> <td>1,11 (0,151)</td> <td>0,94 (0,277)</td> <td>0,80 (0,302)</td> </tr> <tr> <td>Elast. R&amp;S</td> <td>0,24 (0,015)</td> <td>0,32 (0,043)</td> <td>0,25 (0,017)</td> </tr> <tr> <td>Elast spill. interni</td> <td>0,25 (0,042)</td> <td>0,24 (0,067)</td> <td>0,26 (0,049)</td> </tr> <tr> <td>Elast. spill. esterni</td> <td>0,59 (0,125)</td> <td>0,60 (0,228)</td> <td>0,37 (0,155)</td> </tr> </tbody> </table>		<i>Within</i>	<i>First Dfference</i>	<i>GMM First Difference</i>	Elast. R&S	0,24 (0,015)	0,32 (0,043)	0,13 (0,048)	Elast. Total spill.	1,11 (0,151)	0,94 (0,277)	0,80 (0,302)	Elast. R&S	0,24 (0,015)	0,32 (0,043)	0,25 (0,017)	Elast spill. interni	0,25 (0,042)	0,24 (0,067)	0,26 (0,049)	Elast. spill. esterni	0,59 (0,125)	0,60 (0,228)	0,37 (0,155)
	<i>Within</i>	<i>First Dfference</i>	<i>GMM First Difference</i>																									
Elast. R&S	0,24 (0,015)	0,32 (0,043)	0,13 (0,048)																									
Elast. Total spill.	1,11 (0,151)	0,94 (0,277)	0,80 (0,302)																									
Elast. R&S	0,24 (0,015)	0,32 (0,043)	0,25 (0,017)																									
Elast spill. interni	0,25 (0,042)	0,24 (0,067)	0,26 (0,049)																									
Elast. spill. esterni	0,59 (0,125)	0,60 (0,228)	0,37 (0,155)																									
Harhoff (2000)	443 imprese manifatturiere tedesche per il periodo 1977-1989	Indicatore dello stock di spillovers determinato considerando le spese in R&S di ciascuna impresa.	Variabile dipendente: tasso di crescita delle vendite. Regressori: fattori produttivi classici con l'aggiunta dello stock di capitale R&S interno ed esterno ed una variabile interazione tra capitale R&S interno e stock di spillovers. Modello: tasso di crescita su sei anni. Metodo di stima: OLS.	<p>(Y=vendite; errori standard corretti per l'eteroschedasticità in parentesi)</p> <table border="1"> <tbody> <tr> <td>Stock proprio R&amp;S</td> <td>0,068 (0,028)</td> </tr> <tr> <td>Stock Spillovers</td> <td>-0,215 (0,021)</td> </tr> <tr> <td>R&amp;S proprio* spillovers</td> <td>0,024 (0,006)</td> </tr> </tbody> </table>	Stock proprio R&S	0,068 (0,028)	Stock Spillovers	-0,215 (0,021)	R&S proprio* spillovers	0,024 (0,006)																		
Stock proprio R&S	0,068 (0,028)																											
Stock Spillovers	-0,215 (0,021)																											
R&S proprio* spillovers	0,024 (0,006)																											

### **2.3. Distanza geografica e spillovers “spaziali”**

Diversi lavori hanno mostrato come la distanza geografica fra imprese, regioni, nazioni, svolga un ruolo centrale nella diffusione della tecnologia (Koo, 2005; Audretsch e Feldman, 2003). Infatti, la specificità dei distretti industriali implica che all'interno di un *cluster* geografico le idee circolino velocemente e a costi ridotti o nulli.

Sebbene il legame tra diffusione della tecnologia e agglomerazione sia molto evidente, questi due elementi raramente sono stati utilizzati congiuntamente per la determinazione di un sistema di ponderazione del flusso tecnologico (Koo, 2005).

Il concetto di agglomerazione si basa sulla nozione di esternalità di localizzazione alla Marshall-Arrow-Romer (MAR), secondo cui un'impresa localizzata vicino ad altre ottiene benefici derivanti dal *deep labor pool*, dalla disponibilità di acquistare beni intermedi specializzati ed a costi ridotti e dalla possibilità di ottenere benefici derivati dalla diffusione di informazioni<sup>19</sup> (Glaeser *et al.*, 1992). Tuttavia, la relazione tra agglomerazione e *spillovers* tecnologici non è unidirezionale. Infatti, se da una parte la concentrazione delle imprese facilita la diffusione della tecnologia tra le stesse, dall'altra parte alle imprese conviene essere localizzate vicino ad altre tecnologicamente avanzate, in modo da poter avvantaggiarsi dei benefici derivanti dalla diffusione delle innovazioni (Koo, 2005).

Nell'ultimo decennio, a partire dai lavori pionieristici di Audretsch e Feldman (1996a, 1996b), sono stati effettuati diversi studi aventi come obiettivo la valutazione dell'impatto degli spillovers geografici.

Esigui sono, però i lavori in cui tale analisi è stata effettuata a livello di impresa. Secondo Wallsten (2001) ciò è dovuto ai limiti relativi alla disponibilità di dati.

---

<sup>19</sup> Tuttavia, secondo Jacobs (1969) i maggiori benefici derivano dal flusso di conoscenza tra i diversi agenti economici appartenenti a diversi settori o localizzati in diverse aree.



La tabella 2.3 riassume alcuni dei più recenti lavori aventi come oggetto la valutazione dell'impatto degli spillovers geografici sulla produttività a livello di impresa<sup>20</sup>.

Nelle analisi presentate nella tab. 2.3 si nota come in nessun caso si sia quantificato il flusso di tecnologia tra le imprese e tra i settori localizzati nelle varie aree. Infatti, il flusso tecnologico complessivo è stato semplicemente suddiviso tra il flusso proveniente dalle imprese localizzate nelle aree vicine e il flusso proveniente dalle imprese localizzate nelle aree lontane. In questo modo è possibile stabilire, per ciascuna impresa, se gli spillovers provenienti dalle imprese localizzate in aree vicine e in aree lontane abbiano o meno un impatto diverso sulla produzione o sulla produttività, ma non di "quanto" gli spillovers che derivano dalla prossimità geografica aumentino la produzione o la produttività. In pratica, nessuna analisi propone un sistema di ponderazione che permetta di ottenere, per ciascuna impresa, un indicatore degli spillovers tecnologici basato sulla prossimità geografica e che consenta, quindi, di effettuare delle valutazioni più precise sull'effetto di tali spillovers sulla produzione o sulla produttività delle imprese.

Per quanto riguarda i metodi di stima utilizzati, all'infuori dell'analisi di Orlando (2000), che considera il metodo 2SLS, in tutti gli altri casi non si è tenuto conto dei problemi di endogeneità, dovuti alla "simultaneità" tra variabile dipendente e regressori (Adams e Jaffe, 1996; Lu, Cheng e Wang, 2005).

Orlando (2000) utilizza un campione di 515 imprese statunitensi appartenenti al settore macchine industriali e commerciali e apparecchiature informatiche, per il periodo 1972 - 1995. Orlando stima una funzione di produzione di tipo Cobb-Douglas espressa in termini di produttività del lavoro aumentata dello stock di capitale R&S proprio ed

---

<sup>20</sup> Tra alcuni dei più recenti studi a livello settoriale si ricordano quello di Autant-Bernard e Massard (2001), i quali considerano i settori e le aree geografiche francesi per stimare una funzione di produzione della conoscenza, e quello di Pagnini (2003) che considera i settori e le province italiane per valutare l'impatto degli spillovers geografici sul tasso di crescita dell'occupazione. In entrambi i lavori l'impatto degli spillovers geografici risulta essere positivo e significativo.

esterno<sup>21</sup>. Quest'ultimo, è suddiviso nello stock di capitale R&S intrasettoriale e intersettoriale delle imprese vicine e delle imprese lontane, dove per vicine si intende le imprese localizzate entro 50 miglia<sup>22</sup>. I risultati mostrano che lo stock di spillovers intrasettoriale influenza positivamente la produttività delle imprese con un valore dell'elasticità pari a 0.032, se si considerano le imprese vicine, e a 0.030, se si considerano le imprese lontane nel modello *between*; si ha, invece, un valore pari a 0.010 se si considerano le imprese entro 50 miglia e a 0.011 se si considerano le imprese oltre 50 miglia nel modello *within*<sup>23</sup> (Orlando, 2000). L'impatto degli spillovers intersettoriali è maggiore se il flusso della tecnologia proviene dalle imprese vicine, con una elasticità pari a 0.009 nel modello *between* e a 0.005 in quello *within*, rispetto a quelle lontane, con un valore pari a 0.002 nel modello *between* e non significativo in quello *within*. Infine, si ha un impatto maggiore se il flusso tecnologico proviene dalle imprese appartenenti allo stesso settore, sia se si considerano le imprese vicine sia se si considerano quelle lontane (Orlando, 2000).

Adams e Jaffe (1996) considerano un campione di 80 imprese chimiche e 1400 stabilimenti chimici statunitensi per il periodo 1974-1988 per valutare l'impatto degli spillovers tecnologici e geografici sulla TFP. Per determinare lo stock di spillovers tecnologico essi considerano la misura di similarità coseno (eq. 2.3) utilizzando il flusso di R&S suddiviso per area di prodotto. Essi stimano l'impatto relativo della R&S effettuata dalle imprese madri (*parent*) localizzate oltre 100 miglia di distanza, rispetto alla R&S effettuata dalle imprese localizzate entro 100 miglia, sulla TFP, così come l'effetto relativo degli spillovers tecnologici delle imprese localizzate a più di 100 miglia di distanza rispetto allo stock di

---

<sup>21</sup> Orlando (2000) considera una funzione di produzione Cobb-Douglas in cui i fattori produttivi stock di capitale R&S proprio ed esterno si comportano come in una funzione di produzione CES. I coefficienti relativi ai termini del secondo ordine derivante dallo sviluppo in serie di Taylor di tale funzione di produzione risultano essere non significativi, confermando la validità dell'uso della funzione di produzione Cobb-Douglas.

<sup>22</sup> Secondo l'autore, l'appartenenza o meno delle imprese ad uno stesso settore è un indicatore di distanza tecnologica, ossia le imprese che appartengono ad uno stesso settore sono tecnologicamente vicine (Orlando, 2000). Tuttavia, tale ipotesi sembra essere restrittiva, dal momento che è più plausibile supporre che la similarità tecnologica dipenda da altri fattori, come il grado di istruzione degli addetti, la tipologia di investimenti in R&S effettuati, ecc.

<sup>23</sup> Secondo l'autore, i coefficienti stimati del modello *between* sono le elasticità di lungo periodo mentre nella regressione *within* si ottengono le elasticità di breve periodo (Orlando, 2000).

spillovers delle imprese localizzate entro 100 miglia. Adams e Jaffe (1996) cercano, inoltre, di valutare congiuntamente l'effetto dello stock di spillovers costruito considerando imprese "simili" dal punto di vista delle tipologie di spese in R&S e distanti geograficamente<sup>24</sup>. Gli autori effettuano le stime considerando sia i dati relativi agli stabilimenti sia i dati relativi alle imprese. Come si nota dai risultati, le stime dei coefficienti non cambiano significativamente se si considerano gli stabilimenti o le imprese. Inoltre, ciò che emerge dai risultati è che gli spillovers tecnologici risultano essere rilevanti, essendo il coefficiente stimato significativo e pari a 0,24 nella stima in cui si considerano gli stabilimenti e 0,22 in quella in cui si considerano le imprese, mentre il flusso di R&S delle imprese madri (*parent*) localizzate a oltre 100 miglia di distanza, diviso per il flusso di R&S delle imprese localizzate entro 100 miglia, non ha effetto sulla TFP (Adams e Jaffe, 1996). Inoltre, dalla stima relativa agli stabilimenti, emerge che gli spillovers tecnologici relativi alle imprese localizzate oltre 100 miglia hanno un effetto maggiore rispetto a quello delle imprese localizzate entro 100 miglia, essendo il coefficiente della variabile relativa maggiore di 1. Tale risultato, però, non trova conferma nella stima a livello d'impresa, in cui il coefficiente della variabile relativa risulta essere quasi pari a 1 (Adams e Jaffe, 1996).

Lu, Chen e Wang (2005) considerano un campione di 90 imprese elettroniche di Taiwan per il periodo 1992-2002 per valutare l'impatto dello stock di R&S esterno sulla TFP. Tale stock è dato dalla somma non ponderata dello stock di spillovers di R&S moltiplicato per il reciproco della distanza di ciascuna impresa dal centro di gravità, ossia dal centro di latitudine e longitudine all'interno di un cluster<sup>25</sup>. In questo modo, gli

---

<sup>24</sup> I regressori considerati dagli autori sono: flusso o stock di R&S, effetto relativo della R&S delle imprese madri (*parent*) localizzate a più di 100 miglia di distanza rispetto a quelle localizzate entro 100 miglia, spillovers tecnologici, effetto relativo R&S delle imprese localizzate a più di 100 miglia di distanza; numero di stabilimenti entro 100 miglia, numero di stabilimenti oltre 100 miglia, numero di stabilimenti dello stesso settore entro 100 miglia, numero di stabilimenti oltre 100 miglia dello stesso settore; dummies temporali, settoriali e geografici, status dello stabilimento (entrata nel mercato, rallentamento della produzione, uscita dal mercato), età dello stabilimento, logaritmo degli addetti nelle imprese.

<sup>25</sup> Per determinare la distanza di ciascuna impresa dal centro di gravità, gli autori indicano con  $conlong_i$  e  $conlat_i$  la media ponderata delle longitudini e delle latitudini, rispettivamente, delle imprese appartenenti al settore  $i$ , con pesi pari alla quota degli addetti di ciascuna impresa rispetto al numero complessivo di addetti nel settore  $i$ . La distanza tra l'impresa  $x$  e il settore  $i$  è data da

autori non considerano un sistema di ponderazione che rifletta la quota di tecnologia prodotta da una impresa e assorbita da un'altra, ma, piuttosto "scalano" lo stock complessivo di capitale R&S per un fattore inversamente proporzionale alla distanza geografica tra l'impresa e il centro di gravità del relativo settore di appartenenza. I risultati mostrano che tale variabile risulta avere un impatto significativo sulla TFP, essendo la relativa elasticità stimata pari a 1,265 (Lu, Cheng e Wang, 2005).

In sintesi, si può notare come i risultati dei lavori presentati nella tabella 2.3 siano estremamente eterogenei. In particolare, i risultati ottenuti da Orlando (2000) e da Lu *et al.* (2005) confermano l'ipotesi secondo la quale tra diffusione della tecnologia e prossimità geografica vi sia una relazione positiva. Tali risultati, però, non trovano conferma nel lavoro di Adams e Jaffe (1996), nel quale l'effetto relativo degli spillovers provenienti dalle unità localizzate oltre 100 miglia rispetto agli spillovers delle unità localizzate entro 100 miglia è pari a uno per le imprese ed è maggiore di uno per gli stabilimenti. Questo risultato indicherebbe che l'effetto della diffusione della tecnologia è indipendente dalla prossimità geografica se si considerano le imprese, mentre, relativamente agli stabilimenti, il flusso di tecnologia proveniente dalle fabbriche "distanti" ha un effetto maggiore sulla TFP rispetto al flusso proveniente da quelle "vicine".

---

$dist_{xi} = 6370 \cdot \text{ARCOS}(\text{COS}(\text{conlat}_i / 57.2958) \cdot \text{COS}(\text{lat}_x / 57.2958) \cdot \text{COS}(\min(360 - |\text{conlong}_i - \text{long}_x|, |\text{conlat}_i - \text{lat}_x|) / 57.2958) + \text{SIN}(\text{conlat}_i / 57.2958) \cdot \text{SIN}(\text{lat}_x / 57.2958))$ , in cui  $\text{lon}_x$  e  $\text{lat}_x$  indicano la longitudine e la latitudine dell'impresa  $x$ , rispettivamente, 6370 è la lunghezza del raggio terrestre in chilometri e 57.2958 è il fattore di conversione da gradi decimali a radianti (Lu, Chen e Wang, 2005).

**Tabella 2.3 Impatto degli spillovers geografici sulla produzione delle imprese**

AUTORI	CAMPIONE	INDICATORE DI SPILLOVERS GEOGRAFICO UTILIZZATO	SPECIFICAZIONE E METODO DI STIMA	RISULTATI																		
Orlando (2000)	515 imprese statunitensi appartenenti al settore macchine industriali e commerciali e apparecchiature informatiche e per il periodo 1972-1995	Somma non ponderata dello stock di capitale R&S intra-settoriale e intersettoriale delle imprese localizzate entro 50 miglia o più lontane di 50 miglia	Stima della produttività del lavoro. Regressori: capitale fisico per addetto, capitale tecnologico per addetto; addetti; stocks di spillovers geografici intersettoriali e intrasettoriali ritardati di un periodo. Modelli: equazione pooled, between e within. Metodo di stima: 2SLS. Variabili strumentali: valori ritardati di lavoro, capitale fisico e capitale R&S.	(Y= vendite per addetto; errori standard in parentesi) <table border="1"> <thead> <tr> <th></th> <th>Between</th> <th>Within</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>Capit. R&amp;S</td> <td>0,037 (0,010)</td> <td>0,04 (0,010)</td> </tr> <tr> <td>Spill intrasett. Imprese vicini (-1)</td> <td>0,032 (0,007)</td> <td>0,010 (0,004)</td> </tr> <tr> <td>Spill intrasett. Imprese lontani (-1)</td> <td>0,030 (0,003)</td> <td>0,011 (0,001)</td> </tr> <tr> <td>Spill intersett. Imprese vicini (-1)</td> <td>0,009 (0,002)</td> <td>0,005 (0,001)</td> </tr> <tr> <td>Spill intersett. Imprese lontani (-1)</td> <td>0,002 (0,001)</td> <td>-0,000 (0,001)</td> </tr> </tbody> </table>		Between	Within	Capit. R&S	0,037 (0,010)	0,04 (0,010)	Spill intrasett. Imprese vicini (-1)	0,032 (0,007)	0,010 (0,004)	Spill intrasett. Imprese lontani (-1)	0,030 (0,003)	0,011 (0,001)	Spill intersett. Imprese vicini (-1)	0,009 (0,002)	0,005 (0,001)	Spill intersett. Imprese lontani (-1)	0,002 (0,001)	-0,000 (0,001)
	Between	Within																				
Capit. R&S	0,037 (0,010)	0,04 (0,010)																				
Spill intrasett. Imprese vicini (-1)	0,032 (0,007)	0,010 (0,004)																				
Spill intrasett. Imprese lontani (-1)	0,030 (0,003)	0,011 (0,001)																				
Spill intersett. Imprese vicini (-1)	0,009 (0,002)	0,005 (0,001)																				
Spill intersett. Imprese lontani (-1)	0,002 (0,001)	-0,000 (0,001)																				
Lu, Cheng e Wang (2005)	90 imprese elettroniche per il periodo 1992-2002 taiwanesi	Somma non ponderata dello stock di R&S delle altre imprese moltiplicata per l'inverso della distanza tra l'impresa e il centro di gravità, ossia il centro di latitudine e longitudine all'interno di un cluster.	Stima della produttività totale dei fattori. Regressori: produttività totale dei fattori ritardata di un anno, stock di R&S proprio e stock di R&S esterno. Metodo di stima: OLS, stimatore corretto di Kiviet.	(Y=tasso di crescita della produttività; t-Student in parentesi) <table border="1"> <tbody> <tr> <td>Stock R&amp;S proprio</td> <td>0,002 (2,061)</td> </tr> <tr> <td>Stock R&amp;S esterno moltiplicato per l'inverso della distanza dal centro di gravità</td> <td>1,265 (2,055)</td> </tr> </tbody> </table>	Stock R&S proprio	0,002 (2,061)	Stock R&S esterno moltiplicato per l'inverso della distanza dal centro di gravità	1,265 (2,055)														
Stock R&S proprio	0,002 (2,061)																					
Stock R&S esterno moltiplicato per l'inverso della distanza dal centro di gravità	1,265 (2,055)																					

Adams e Jaffe (1996)	Campione di 80 imprese chimiche e 1400 stabilimenti chimici statunitensi per il periodo 1974-1988	Somma non ponderata dello stock o del flusso di R&S effettuata da altre imprese	Stima della produttività totale dei fattori. Regressori: cfr. nota 24. Metodo di stima: Nonlinear Least Square.	<p>(Y=TFP; <i>t</i>-Student in parentesi)</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th></th> <th>Stabilimenti</th> <th>Imprese</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>R&amp;S (flusso) proprio</td> <td>0,04 (8,5)</td> <td>0,04 (7,0)</td> </tr> <tr> <td>Effetto relativo R&amp;S imprese <i>madri parent</i> + lontane di 100 miglia</td> <td>0,02 (1,8)</td> <td>0,01 (1,5)</td> </tr> <tr> <td>Spill. tecnologico</td> <td>0,24 (13,1)</td> <td>0,22 (9,2)</td> </tr> <tr> <td>Effetto relativo Spill. tecnologico imprese + lontane di 100 miglia</td> <td>1,92 (2,5)</td> <td>0,98 (2,8)</td> </tr> </tbody> </table>		Stabilimenti	Imprese	R&S (flusso) proprio	0,04 (8,5)	0,04 (7,0)	Effetto relativo R&S imprese <i>madri parent</i> + lontane di 100 miglia	0,02 (1,8)	0,01 (1,5)	Spill. tecnologico	0,24 (13,1)	0,22 (9,2)	Effetto relativo Spill. tecnologico imprese + lontane di 100 miglia	1,92 (2,5)	0,98 (2,8)
	Stabilimenti	Imprese																	
R&S (flusso) proprio	0,04 (8,5)	0,04 (7,0)																	
Effetto relativo R&S imprese <i>madri parent</i> + lontane di 100 miglia	0,02 (1,8)	0,01 (1,5)																	
Spill. tecnologico	0,24 (13,1)	0,22 (9,2)																	
Effetto relativo Spill. tecnologico imprese + lontane di 100 miglia	1,92 (2,5)	0,98 (2,8)																	

## 2.4. Conclusioni

In questo capitolo è stata presentata una breve rassegna degli studi più recenti che hanno come obiettivo la valutazione dell'impatto degli spillovers tecnologici sulla produzione delle imprese. Questi studi presentano due caratteristiche comuni: l'uso della funzione di produzione Cobb-Douglas e l'uso del capitale tecnologico (o degli investimenti in R&S) delle altre imprese per la determinazione degli spillovers tecnologici. Essi si differenziano, però, per numerosi altri aspetti, quali, ad esempio, il campione di imprese utilizzato, il periodo considerato, i metodi di stima impiegati. I risultati degli studi presi in esame, sebbene siano caratterizzati da una forte eterogeneità, indicano che tra spillovers tecnologici e produttività esiste una relazione positiva.

Tuttavia, da un'analisi di questi lavori si osserva anche che essi presentano forti limiti di ordine empirico. Due quelli principali. Il primo riguarda le procedure di derivazione degli spillovers tecnologici. I metodi di derivazione degli spillovers maggiormente utilizzati si basano sulle matrici input-output o sull'indice di similarità, calcolato considerando i dati sui brevetti o sugli investimenti in R&S. Come si è detto nei paragrafi 2.2.1 e 2.2.2 tali metodi forniscono misure non corrette della diffusione della tecnologia. Inoltre, l'utilizzo di una sola variabile nel calcolo dell'indice di similarità rappresenta un forte limite poiché non permette di cogliere le diverse modalità con cui la tecnologia si diffonde. In aggiunta, l'indice di similarità è una misura simmetrica, ossia con il suo utilizzo si ipotizza che il trasferimento di tecnologia tra l'impresa A e l'impresa B avvenga con la stessa intensità di quello che si ha tra B e A. Infine, i lavori presentati in questo capitolo non prendono in considerazione tra le variabili che determinano l'intensità dei flussi tecnologici tra imprese la prossimità geografica, sebbene in letteratura sia ampiamente condiviso il fatto che spillovers tecnologici e agglomerazione siano correlati positivamente (Marshall, 1920; Jacobs, 1969; Koo, 2005; Audretsch e Feldman, 2003) e alcuni studi empirici presentati in questo capitolo confermino tale ipotesi (Orlando, 2000; Lue *et al.*, 2005).

Il secondo limite riguarda l'utilizzo della funzione di produzione Cobb-Douglas, che vincola ad uno il valore dell'elasticità di sostituzione tra i fattori produttivi. In questo modo non è possibile verificare se la tecnologia esterna è complemento o sostituto dei fattori tradizionali. L'analisi della complementarità/sostituibilità tra i fattori produttivi convenzionali e lo stock di tecnologia esterna, trascurata negli studi presi in esame, è di particolare interesse. Infatti, se, ad esempio, gli spillovers di conoscenza e il capitale tecnologico risulterebbero essere complementari, allora un aumento della disponibilità di tecnologia esterna avrebbe come conseguenza un aumento delle attività innovative delle imprese.



---

### **3. DETERMINAZIONE DEL SISTEMA DI PONDERAZIONE DEI FLUSSI TECNOLOGICI TRA IMPRESE: INDICE DI SIMILARITÀ, EFFICIENZA TECNICA E PROSSIMITÀ GEOGRAFICA.**

---

*“The field of microeconometrics is flourishing. Substantial progress has been made in understanding the sources of identification of models, in relaxing arbitrary functional form and distributional assumptions, and in the design and analysis of new surveys.”*

James J. Heckman - Nobel Prize Lecture  
8 Dicembre 2000

#### **3.1 Introduzione**

Nel capitolo precedente è stata presentata una breve rassegna degli studi aventi come obiettivo la valutazione dell’impatto degli spillovers tecnologici sulla produzione delle imprese. Questi lavori presentano forti limiti soprattutto di ordine empirico.

Il presente lavoro si propone di contribuire alla letteratura di riferimento su tre fronti. Il primo riguarda l’affinamento delle procedure di derivazione degli spillovers tecnologici. Il secondo riguarda l’utilizzo di una funzione di produzione flessibile, la translogaritmica, che non vincola a priori ad alcun valore l’elasticità di sostituzione tra i fattori produttivi. Il terzo riguarda l’utilizzo di un metodo di stima che tenga conto della probabile endogeneità dei regressori e del problema della selezione del campione.

In questo capitolo si focalizzerà l'attenzione sulla prima questione, ossia sulla determinazione degli spillovers tecnologici.

In letteratura la misura degli spillovers viene determinata considerando la seguente espressione (Griliches, 1979 e 1991):

$$S_i = \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^n \omega_{ij} CT_j \quad [3.1]$$

in cui  $S_i$  indica la tecnologia esterna assorbita dall' $i$ -esima impresa,  $CT_j$  rappresenta lo stock tecnologico della  $j$ -esima impresa e  $\omega_{ij}$  indica la quota di tecnologia prodotta dall'impresa  $j$  e assorbita dall'impresa  $i$ . Tale misura, perciò, pondera il flusso di innovazione dall' $j$ -esima all' $i$ -esima impresa.

Da un punto di vista empirico le questioni rilevanti da risolvere di tale approccio sono due. La prima è l'individuazione della variabile che rappresenta l'oggetto del trasferimento tecnologico. La seconda è la determinazione del sistema di pesi  $\omega_{ij}$ .

Per quanto riguarda il primo problema, le analisi microeconomiche concordano sul fatto che il capitale tecnologico (o gli investimenti in R&S) sia una misura dell'oggetto del trasferimento tecnologico tra le imprese (Griliches, 1979 e 1991).

Relativamente al secondo problema, è plausibile ipotizzare che le imprese non siano in grado di assorbire tutta la tecnologia prodotta all'esterno e che l'assorbimento dell'impresa  $i$  sia diverso da quello dell'impresa  $j$ , per ogni  $i \neq j$  (Griliches, 1979 e 1991). In particolare, l'ipotesi maggiormente condivisa in letteratura è che l'assorbimento di tecnologia esterna sia tanto maggiore quanto minore è la "distanza" tecnologica tra la coppia di imprese  $(i,j)$  (Griliches, 1979 e 1991; Jaffe, 1986 e 1988).

I metodi per determinare tale "distanza" si basano principalmente sulle matrici input-output (Wakelin, 2001; Medda e Piga, 2004; Aiello e Pupo, 2004; Aiello, Cardamone e Pupo, 2005), e sull'indice di similarità coseno (cfr. eq. 3.2) costruito considerando i brevetti (Jaffe, 1986 e 1988; Los e Verspagen, 2000; Cincera, 2005) o gli investimenti in R&S (Harhoff, 2000, Adams e Jaffe, 1996).

Tali approcci, però, non forniscono una misura corretta del reale flusso di innovazione e del reale livello di tecnologia. In particolare, l'approccio input-output ipotizza che la diffusione della tecnologia sia strettamente correlata alle transazioni economiche di beni e servizi. Inoltre, con il suo utilizzo si assume che la capacità di assorbire tecnologia esterna per le imprese appartenenti allo stesso settore sia identica. Spesso, infine, le matrici input-output non sono disponibili per ogni anno e, in tal caso, è necessario assumere che i coefficienti tecnologici rimangano costanti nel tempo.

Rispetto al metodo di ponderazione basato sulle matrici I/O, l'indice di similarità permette di ottenere una misura del flusso di tecnologia diversa per ciascuna coppia di imprese. Tuttavia, l'utilizzo di un indicatore di similarità calcolato considerando una sola variabile, come i brevetti o gli investimenti in R&S, non consente di tenere conto delle diverse modalità con cui la tecnologia si diffonde. Inoltre, l'utilizzo dei brevetti per la costruzione del sistema dei pesi è spesso ostacolato dalla difficoltà di ottenere i dati, ossia di conoscere il numero (o il valore) dei brevetti per ciascuna impresa disaggregato per area tecnologica. Infine, l'uso dei brevetti e degli investimenti in R&S presenta gli stessi problemi emersi nell'utilizzo di tali variabili come indicatori dell'attività tecnologica (cfr. cap. 1 par. 1.2.1 e nota 5).

In questo capitolo si propone un sistema di ponderazione per la determinazione degli spillovers tecnologici basato su un indice di similarità, calcolato utilizzando un insieme di variabili caratteristiche delle imprese. Rispetto alla letteratura di riferimento, questo approccio alla determinazione del sistema di ponderazione presenta tre miglioramenti:

- a) il primo riguarda l'utilizzo di un insieme di variabili specifiche delle imprese al fine di ottenere una misura di similarità che tenga conto delle diverse modalità con cui la tecnologia si diffonde<sup>1</sup>;

---

<sup>1</sup> In realtà, un approccio simile è stato già utilizzato da Inkmann e Pohlmeier (1995) e da Kaiser (2002), i quali calcolano l'indice di similarità su un insieme di variabili specifiche per ciascuna impresa (cfr. nota 7). Tuttavia, gli obiettivi delle loro analisi sono diversi da quelli proposti in questo lavoro. In particolare, Inkmann e Pohlmeier (1995), utilizzando un campione di 1325 imprese della Repubblica Federale Tedesca per il periodo 1984-1988, analizzano le determinanti

- b) il secondo consiste nel rendere asimmetrico l'indice di similarità, ipotizzando che il trasferimento tecnologico tra l'impresa *i* e l'impresa *j* avvenga con diversa intensità di quello che si ha tra B e A;
- c) il terzo riguarda l'inclusione della prossimità geografica tra i fattori che determinano l'ammontare del flusso tecnologico tra due imprese.

Il sistema di ponderazione è determinato utilizzando un panel bilanciato di 1203 imprese manifatturiere. Il campione di imprese è stato determinato utilizzando le ultime due indagini sulle imprese manifatturiere italiane effettuate da Capitalia. Il periodo analizzato è il 1998-2003.

Il paragrafo successivo presenta la suddivisione del campione in esame per settore di attività economica, area geografica e classe di addetti.

### **3.2 Le caratteristiche generali del campione**

I dati utilizzati sono tratti dall'ottava e dalla nona indagine di Capitalia (già Mediocredito Centrale) sulle imprese manifatturiere italiane. Le indagini effettuate da Capitalia sono campionarie per le imprese da 11 a 500 addetti (il campionamento è stratificato sulla base della dimensione e della localizzazione) e censuarie per le imprese con più di 500 addetti. Ciascuna indagine contiene i dati di bilancio e molte informazioni qualitative quantitative relative a circa 4.500 imprese.

Utilizzando l'ottava e la nona indagine, è stato costruito, per il periodo 1998-2003, un panel bilanciato di 1203 imprese<sup>2</sup>. Nella tabella 3.1 è riportata la consistenza assoluta delle imprese del campione, suddivise per settore di attività economica, area geografica e classe di addetti. Il campione è stato suddiviso in imprese "R&D performing" ed

---

delle innovazioni di prodotto e di processo. Kaiser (2002), invece, considerando 1715 imprese tedesche per l'anno 1995, valuta l'impatto degli spillovers sull'uso delle fonti di informazioni verticali e orizzontali.

<sup>2</sup> Le imprese presenti in entrambe le indagini sono più di 1600. Da questo insieme sono state eliminate quelle per cui non si hanno a disposizione i dati di bilancio o che presentano dati mancanti relativi alle variabili valore aggiunto, addetti, investimenti fissi e in R&S.

imprese “non R&D performing”<sup>3</sup>. Il primo gruppo comprende le imprese che hanno investito almeno un anno in R&S nel periodo 1998-2003, mentre il secondo gruppo racchiude tutte le altre imprese.

Le imprese “R&D performing” sono 557 mentre quelle “non R&D performing” sono 646. Inoltre, il maggior numero di imprese è di piccola dimensione, con un numero di addetti minore di 50. Relativamente alla localizzazione geografica, il maggiore numero di imprese è localizzato nell’Italia settentrionale.

Dalla tabella 3.1 si noti che i settori più numerosi sono il tessile, il settore del metallo e delle macchine. Inoltre, si osserva una maggiore numerosità anche nel settore degli apparecchi elettrici, per il gruppo di imprese “R&D performing”, e di quello alimentare e della gomma e plastica, per il sottocampione “non R&D performing”. Al contrario, un numero esiguo di imprese si ha nel settore petrolifero e in quello dei mezzi di trasporto. E’ utile osservare che la suddivisione del campione in esame in settori di attività economica non presenta differenze rilevanti rispetto a quella che si desume dal Censimento dell’industria e dei servizi, effettuato nel 2001 dall’Istat<sup>4</sup>.

Si noti, infine, come il numero maggiore di imprese “R&D performing” sia di media dimensione (51-250 addetti) e appartenga al settore delle macchine, mentre, nel campione di imprese “non R&D performing” la consistenza maggiore si ha per le piccole imprese (11-50 addetti) che operano nel settore del metallo.

---

<sup>3</sup> Tale suddivisione è rilevante nell’analisi empirica perchè la specificazione in logaritmi della funzione di produzione elimina, per ciascun anno, tutte le imprese con investimenti in R&S (e del capitale tecnologico, poiché la costruzione di quest’ultimo è basata sugli investimenti in R&S) nulli.

<sup>4</sup> Istat – 8° Censimento generale dell’industria e dei servizi. Sito Web:  
<http://dwcis.istat.it/cis/index.htm>

**Tabella 3.1 Indagine Capitalia. Consistenza delle imprese manifatturiere italiane. Classificazione per settore di attività economica, localizzazione geografica e classe di addetti (1998-2003).**

Addetti	TOTALE					Imprese "R&D Performing"					Imprese "non R&D Performing"				
	11- 20	21-50	51-250	>250	Totale	11- 20	21-50	51-250	>250	Totale	11- 20	21-50	51-250	>250	Totale
<b>SETTORE</b>															
Alimentare	45	42	13	3	103	14	14	5	2	35	31	28	8	1	68
Tessile e abbigliamento	54	51	30	13	148	24	23	16	8	71	30	28	14	5	77
Cuoio	20	16	14	0	50	7	5	10	0	22	13	11	4	0	28
Legno	13	23	10	1	47	2	6	6	1	15	11	17	4	0	32
Carta, stampa e editoria	35	20	10	3	68	8	7	3	1	19	27	13	7	2	49
Raffinerie di petrolio	4	2	0	0	6	1	1	0	0	2	3	1	0	0	4
Chimica e fibre sintet.	27	15	10	3	55	16	8	9	3	36	11	7	1	0	19
Gomma e plastica	21	27	13	4	65	6	13	9	4	32	15	14	4	0	33
Minerali non metalliferi	33	32	11	5	81	9	7	7	3	26	24	25	4	2	55
Metallo e prod. in met.	84	72	31	6	193	21	20	12	5	58	63	52	19	1	135
Macchine e apparecchi meccanici	43	60	56	15	174	17	41	50	14	122	26	19	6	1	52
App. elettrici e di prec.	27	42	21	10	100	13	29	20	9	71	14	13	1	1	29
Mezzi di trasporto	9	8	5	5	27	3	2	3	4	12	6	6	2	1	15
Altre ind. manifatt.	37	30	18	1	86	11	11	13	1	36	26	19	5	0	50
<b>LOCALIZZAZIONE</b>															
Nord-Ovest	178	136	98	33	445	60	55	74	26	215	118	81	24	7	230
Nord-Est	142	139	79	22	382	52	65	57	21	195	90	74	22	1	187
Centro	89	91	37	10	227	28	43	21	6	98	61	48	16	4	129
Sud	43	74	28	4	149	12	24	11	2	49	31	50	17	2	100
<b>Totale</b>	452	440	242	69	1203	152	187	163	55	557	300	253	79	14	646

Fonte: Elaborazione su dati Capitalia.

### 3.3 Prossimità tecnologica e similarità tra imprese

Come già discusso nel paragrafo introduttivo di questo capitolo, uno dei problemi principali nella valutazione dell'impatto degli spillovers sulla produttività delle imprese riguarda la determinazione di una *proxy* adeguata del flusso tecnologico tra imprese.

L'approccio più diffuso per determinare lo stock di spillovers di ciascuna impresa consiste nel considerare la somma ponderata dello stock di capitale tecnologico delle altre imprese (eq. 3.1). Tale metodo richiede la determinazione della matrice di pesi  $\Omega$ , in cui ciascuno elemento  $\omega_{ij}$  indica la quota di tecnologia prodotta dall'impresa  $j$  assorbita dall'impresa  $i$ .

Secondo Griliches (1979 e 1991), è plausibile che  $\omega_{ij}$  aumenti al ridursi della distanza tecnologica tra l'impresa  $i$  e l'impresa  $j$ , e che tale distanza prescindia dalle transazioni economiche. L'esempio proposto da Griliches (1979 e 1991) spiega la ragionevolezza di questa ipotesi: si consideri, ad esempio, il settore delle apparecchiature fotografiche e quello dei macchinari scientifici: è plausibile che non vi siano molte transazioni economiche tra questi due settori, ma se essi svolgono progetti di ricerca simili, è probabile che ciascuno di essi ottenga benefici dall'attività innovativa svolta nell'altro settore (Griliches, 1991).

Un primo tentativo di derivazione del sistema di pesi utilizzando una misura di distanza tecnologica è stato effettuato da Jaffe (1986, 1988). Al fine di determinare il sistema di pesi  $\omega_{ij}$ , Jaffe (1986, 1988) considera la posizione di ciascuna impresa nello spazio della tecnologia. Quest'ultimo è suddiviso in  $k$  settori tecnologici relativi alla classificazione dei brevetti per campo di applicazione. La posizione delle imprese è, quindi, valutata considerando la distribuzione dei brevetti nei  $k$  settori tecnologici<sup>5</sup>.

La determinazione della posizione dell'impresa nello spazio tecnologico consente di determinare l'insieme delle opportunità tecnologiche, ossia l'ammontare di risorse tecnologiche presenti in un

---

<sup>5</sup> Utilizzando tale distribuzione dei brevetti, il sistema di pesi è successivamente determinato considerando una misura di similarità, sotto l'ipotesi che il flusso di tecnologia sia tanto maggiore quanto più simile è la distribuzione dei brevetti delle imprese.

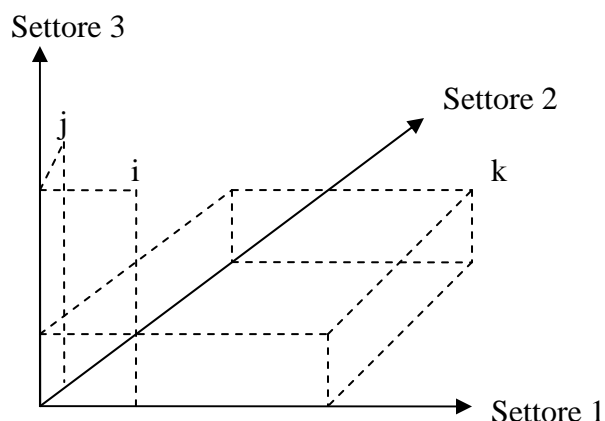
sistema economico e disponibili per ciascuna impresa (Cohen e Levinthal, 1990). Maggiori opportunità tecnologiche implicano maggiori incentivi per le imprese a migliorare la propria “capacità di assorbimento” (Cohen e Levinthal, 1989). Per “capacità di assorbimento” della tecnologia si intende la capacità, da parte dell’impresa, di utilizzare la nuova tecnologia per ottenere prodotti e/o processi produttivi nuovi o per migliorare quelli esistenti.

In linea con questa impostazione teorica (Jaffe, 1986 e 1988; Griliches, 1979 e 1991; Cincera, 2005; Harhoff, 2000; Inkmann e Pohlmeier 1995; Kaiser, 2002), è plausibile supporre che la capacità di assorbimento dipenda dalla prossimità tecnologica: quanto più due imprese sono vicine nello spazio della tecnologia tanto più l’attività innovativa di un’ impresa genera spillovers che influenzano positivamente la produttività dell’altra impresa.

Si consideri la figura 1 (Cincera, 2005), in cui è riportata la posizione di tre imprese,  $i$ ,  $j$  e  $k$ , nello spazio tecnologico caratterizzato da tre settori tecnologici. Da questo esempio, risulta che l’impresa  $i$  e l’impresa  $j$  sono più vicine nello spazio tecnologico rispetto all’impresa  $k$ . Ciò significa che le attività innovative dell’impresa  $i$  si avvicinano di più a quelle dell’impresa  $j$  che non a quelle dell’impresa  $k$ . Per questo motivo, è probabile che le imprese  $i$  e  $j$  affrontino difficoltà e costi analoghi nell’attività di R&S ed è verosimile che esse possiedano uno stock di conoscenza scientifica e/o tecnologica molto più simile rispetto allo stock dell’impresa  $k$  (Cincera, 2005). E’, quindi, plausibile che l’impresa  $i$  e l’impresa  $j$  ottengano maggiori benefici l’una dall’altra, in termini di tecnologia prodotta, rispetto ai benefici che le stesse ottengono dalla tecnologia prodotta dall’impresa  $k$ .



**Figura 3.1 Posizione delle imprese nello spazio tecnologico**



Diversi autori utilizzano un indicatore di similarità per determinare la prossimità tecnologica tra imprese. L'ipotesi sottostante l'utilizzo dell'indice di similarità per la derivazione dello stock di spillovers è che quanto più simili sono due imprese, tanto maggiore è il flusso di tecnologia tra di esse. Gli indicatori di similarità utilizzati sono la distanza euclidea (Inkmann e Pohlmeier, 1995; Kaiser, 2002) e l'indice di similarità coseno (Jaffe, 1986 e 1988; Los e Verspagen, 2000; Cincera, 2005). La distanza euclidea, però, è sensibile al numero di variabili; in particolare, se si aggiungono variabili al vettore delle caratteristiche, la misura euclidea può diminuire anche quando i valori sono diversi per l'impresa  $i$  e per l'impresa  $j$  (cfr. cap. 2 nota 13).

L'indice di similarità è stato utilizzato considerando i brevetti (Jaffe, 1986 e 1988; Los e Verspagen, 2000; Cincera, 2005) o gli investimenti in R&S (Harhoff, 2000; Jaffe e Adams, 1996). Come già detto in precedenza, l'utilizzo di una sola variabile permette, però, di approssimare solo parzialmente la capacità di assorbimento di tecnologia delle imprese. Infatti, due imprese possono essere simili in termini di investimenti in R&S, ma la loro capacità di assorbire tecnologia può

---

<sup>6</sup> Infatti, "the length depends on the level of concentration of the firm's research activities among the technological classes. With this measure, the more two firms are diversified, the lesser the length of their technological vectors. As a result, these firms will be located in the central region of the technological space. Hence, they will be close each other even if their technological vectors are orthogonal" (Cincera, 2005, p.12).

dipendere anche da altri fattori, quali, ad esempio, la dimensione o la distribuzione degli addetti per titolo di studio.

Al fine di tenere conto dei diversi aspetti che favoriscono la diffusione tecnologica tra imprese, Inkmann *et al.* (1995) e Kaiser (2002) considerano, anziché un unico indicatore dell'attività innovativa (come i brevetti o gli investimenti in R&S), un insieme di variabili specifiche per ciascuna impresa<sup>7</sup>.

Per definire il sistema di ponderazione, in questo lavoro si segue l'approccio di Jaffe (1986 e 1988) per quanto riguarda la scelta dell'indice di similarità coseno, e quello di Inkmann e Pohlmeier (1995) e di Kaiser (2002) per quanto riguarda l'utilizzo di un insieme di variabili caratteristiche delle imprese.

### **3.4 Determinazione del sistema di ponderazione**

Un sistema di ponderazione dei flussi tecnologici tra imprese può essere ottenuto utilizzando l'indice di similarità coseno, calcolato su un insieme di variabili caratteristiche della dimensione, del grado di specializzazione degli addetti e degli investimenti in informatica e in R&S effettuati da ciascuna impresa.

L'indice di similarità presenta la caratteristica di essere simmetrico, ossia implica che il flusso di tecnologia dall'impresa  $i$  all'impresa  $j$  avvenga con la stessa intensità di quello da  $j$  ad  $i$ . Questo aspetto non è finora stato preso in considerazione nella letteratura di riferimento e, al fine di tenerne conto, in questo lavoro si determina una misura asimmetrica dell'intensità dei flussi tecnologici basata sull'indice coseno.

Infine, si considera la prossimità geografica tra le imprese come ulteriore determinante della diffusione tecnologica.

---

<sup>7</sup> Le variabili considerate da Inkmann e Pohlmeier (1995) sono le seguenti: dimensione, domanda attesa, alcune variabili specifiche del settore di appartenenza, ossia numero di piccole e di grandi imprese che producono un solo bene rispetto al totale, materie prime, beni di investimento, beni di consumo e valore aggiunto del settore di appartenenza. Le variabili utilizzate nell'analisi di Kaiser (2002) sono: distribuzione degli addetti per titolo di studio, spese effettuate dalle imprese per corsi di formazione, costo del lavoro per addetto, intensità degli investimenti fissi e cinque variabili che sintetizzano i maggiori fattori che ostacolano l'attività innovativa. E' utile osservare che Inkmann e Pohlmeier (1995) e Kaiser (2002) non prendono in considerazione (o ne tengono conto solo marginalmente (Kaiser, 2002)) le caratteristiche tecnologiche specifiche di ogni impresa.

### 3.4.1 L'utilizzo dell'indice di similarità per la determinazione di un sistema di pesi

Per la coppia di imprese  $(i,j)$  l'indice coseno è definito nel seguente modo:

$$\omega_{ij} = \frac{\mathbf{X}_i \mathbf{X}'_j}{\left( (\mathbf{X}_i \mathbf{X}'_i) (\mathbf{X}_j \mathbf{X}'_j) \right)^{1/2}} \quad [3.2]$$

in cui  $\mathbf{X}$  è l'insieme di variabili che definiscono la similarità tecnologica. L'indice  $\omega_{ij}$  tende a zero se le imprese, relativamente alle variabili  $\mathbf{X}$  considerate, sono dissimili, ed è pari a uno se esse sono tecnologicamente identiche.

Al fine di tenere conto delle diverse modalità con cui la tecnologia può diffondersi tra le imprese, l'indice coseno è calcolato utilizzando le seguenti variabili: valore aggiunto, addetti molto scolarizzati (con almeno il titolo di diploma di scuola superiore) e quelli poco scolarizzati (con al più il titolo di diploma di scuola dell'obbligo)<sup>8</sup>, investimenti in hardware, software e telecomunicazioni<sup>9</sup>, investimenti in R&S interni ed esterni<sup>10</sup> (ossia effettuati facendo ricorso, ad esempio, a università o laboratori di ricerca) e, infine, un indicatore di concentrazione settoriale. Quest'ultima variabile è stata inclusa nell'analisi al fine di tenere conto delle caratteristiche del settore di attività economica di ciascuna impresa.

L'indicatore di concentrazione settoriale utilizzato è l'indice di Herfindahl-Hirschman, definito come:

$$hh_s = \sum_{i=1}^{N_s} \left( \frac{f_i}{f_s} \right)^2 \quad \text{per } i=1, \dots, N_s \text{ imprese del settore } S=1, \dots, K \quad [3.3]$$

in cui  $f_i$  è il fatturato dell'impresa  $i$ ,  $f_s$  è il fatturato del settore  $S$  ed è dato dalla somma dei fatturati delle imprese appartenenti al settore. L'indice  $hh_s$  è pari a  $1/N_s$  nel caso di equiripartizione (ossia quando le imprese hanno la stessa dimensione) e tende ad uno all'aumentare della

<sup>8</sup> Il data-set di Capitalia non riporta le osservazioni relative alla distribuzione degli addetti per titolo di studio in tutti gli anni, ma solo quelle relative all'ultimo anno di ciascun triennio (2000 e 2003). Di conseguenza, si è ipotizzato che le quote di addetti con scuola dell'obbligo, diploma e laurea rimangano costanti in ciascun triennio. Tali quote sono state moltiplicate per il numero totale di addetti di ciascun anno.

<sup>9</sup> I dati disponibili degli investimenti in ICT sono relativi ai trienni 1998-2000 e 2001-2003.

<sup>10</sup> Poiché i dati a disposizione comprendono la quota degli investimenti in R&S interni ed esterni per ciascun triennio complessivamente, si è considerata tale quota costante in ciascun triennio (1998-2000 oppure 2001-2003); essa è stata successivamente moltiplicata per gli investimenti in R&S effettuati in ciascun anno.

concentrazione (ossia quando poche imprese detengono una grande quota di mercato).

L'indice di similarità è calcolato per ciascun anno del periodo in esame (1998-2003). Inoltre, le variabili utilizzate nel calcolo sono state normalizzate rispetto al valor medio (diversamente, il risultato dell'indice coseno sarebbe influenzato dalle diverse scale ed unità di misura delle variabili). Le variabili sono state deflazionate utilizzando l'indice dei prezzi alla produzione (anno base 2000), disaggregato per settore economico secondo la classificazione Istat Ateco 91.

Un esempio del sistema di ponderazione derivato utilizzando l'indice di similarità coseno è presentato nella tabella 3.2, in cui sono riportati i valori di  $\omega_{ij}$  ottenuti per un sottocampione di dieci imprese per l'anno 2003<sup>11</sup>. Ciascun elemento della matrice indica la similarità per ciascuna coppia di imprese. Inoltre, poiché l'intensità del flusso di tecnologia è determinato dal grado di similarità tra imprese, ciascun elemento indica anche la quota di tecnologia prodotta dall'impresa  $j$  e assorbita dall'impresa  $i$ . Ad esempio, se si considera il valore 0.87 relativo alla seconda riga ed alla prima colonna, esso indica che l'impresa 2 (in riga) assorbe l'87 per cento della tecnologia prodotta dall'impresa 1 (in colonna). Poiché la matrice è simmetrica, anche l'impresa 1 assorbe l'87 per cento della tecnologia prodotta dall'impresa 2.

Ciò che emerge dalla tabella è che alcune coppie di imprese sono più simili (come la 8 e la 10, la 2 e la 7, la 3 e la 6 e la 8 e la 6) mentre altre lo sono di meno (come la 4 e la 5, la 1 e la 4, la 8 e la 5 e la 10 e la 5). Relativamente al sottocampione di 10 imprese considerate nella tabella 3.2, si noti, infine, come le imprese 2 e 10 siano quelle più simili alle altre.

---

<sup>11</sup> L'esempio si limita a considerare un sottocampione di imprese, poiché la dimensione della matrice dei pesi è 1203x1203.

**Tabella 3.2 Indice di similarità coseno per un sottocampione di dieci imprese, 2003.**

Produt-trici Utilizza-trici	Impresa									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
<b>Impresa 1</b>	1,00	0,87	0,75	0,74	0,96	0,79	0,84	0,77	0,88	0,77
<b>Impresa 2</b>	0,87	1,00	0,91	0,94	0,83	0,91	0,98	0,95	0,91	0,96
<b>Impresa 3</b>	0,75	0,91	1,00	0,89	0,77	0,97	0,89	0,96	0,88	0,96
<b>Impresa 4</b>	0,74	0,94	0,89	1,00	0,71	0,91	0,92	0,95	0,79	0,96
<b>Impresa 5</b>	0,96	0,83	0,77	0,71	1,00	0,82	0,79	0,74	0,90	0,74
<b>Impresa 6</b>	0,79	0,91	0,97	0,91	0,82	1,00	0,91	0,97	0,91	0,96
<b>Impresa 7</b>	0,84	0,98	0,89	0,92	0,79	0,91	1,00	0,96	0,94	0,96
<b>Impresa 8</b>	0,77	0,95	0,96	0,95	0,74	0,97	0,96	1,00	0,89	1,00
<b>Impresa 9</b>	0,88	0,91	0,88	0,79	0,90	0,91	0,94	0,89	1,00	0,88
<b>Impresa 10</b>	0,77	0,96	0,96	0,96	0,74	0,96	0,96	1,00	0,88	1,00

Fonte: Elaborazione su dati Capitalia.

La tabella 3.3 presenta le intensità dei flussi medi di tecnologia tra settori di attività economica, ottenuti come valori medi dell'indice di similarità calcolato per ciascuna coppia di impresa. L'anno preso in esame è l'ultimo disponibile, ossia il 2003.

I valori sulla diagonale indicano che la quota di tecnologia che viene prodotta e utilizzata nello stesso settore è maggiore nel caso delle raffinerie di petrolio e dei minerali non metalliferi, mentre, per quanto riguarda il settore chimico e quello degli apparecchi elettrici, solo poco più della metà della tecnologia prodotta nel settore viene utilizzata all'interno. Se si considera l'ultima colonna, in cui sono riportati i valori medi delle intensità dei flussi di tecnologia, si osserva che una diffusione maggiore si ha da (o verso, poichè la matrice è simmetrica) il settore alimentare, del legno, del metallo e dei minerali non metalliferi. In particolare, le intensità maggiori dei flussi di tecnologia si hanno tra il settore dei minerali e quello alimentare, del legno e del metallo. Per il settore delle raffinerie di petrolio e degli apparecchi elettrici si osservano, invece, intensità minori.

**Tabella 3. 3 Indice di similarità coseno: valori medi dei flussi di tecnologia tra settori di attività economica, 2003.**

	Alimentare	Tessile e abbigliam.	Cuoio	Legno	Carta, stampa e edit.	Raffinerie di petrolio	Chimica e fibre sintet.	Gomma e plastica	Minerali non metalliferi	Metallo e prod. in met.	Macchine e app. meccanici	App. elettrici e di prec.	Mezzi di trasporto	Altre ind. manifatt.	Valore medio
<b>Alimentare</b>	0,64														0,60
<b>Tessile e abbigliam.</b>	0,60	0,58													0,57
<b>Cuoio</b>	0,62	0,59	0,64												0,58
<b>Legno</b>	0,64	0,61	0,64	0,66											0,60
<b>Carta, stampa e edit.</b>	0,62	0,57	0,56	0,61	0,65										0,59
<b>Raffinerie di petrolio</b>	0,49	0,40	0,36	0,40	0,57	0,75									0,46
<b>Chimica e fibre sintet.</b>	0,54	0,51	0,48	0,51	0,55	0,54	0,54								0,53
<b>Gomma e plastica</b>	0,62	0,60	0,60	0,63	0,59	0,45	0,54	0,62							0,59
<b>Minerali non metalliferi</b>	0,67	0,63	0,65	0,68	0,64	0,50	0,56	0,65	0,71						0,63
<b>Metallo e prod. in met.</b>	0,64	0,62	0,64	0,66	0,60	0,40	0,52	0,63	0,68	0,66					0,60
<b>Macchine e app. meccanici</b>	0,56	0,55	0,54	0,57	0,53	0,37	0,50	0,57	0,59	0,58	0,56				0,54
<b>App. elettrici e di prec.</b>	0,52	0,52	0,50	0,53	0,50	0,35	0,48	0,54	0,55	0,54	0,53	0,51			0,51
<b>Mezzi di trasporto</b>	0,63	0,58	0,59	0,62	0,62	0,53	0,56	0,61	0,65	0,61	0,54	0,52	0,64		0,59
<b>Altre ind. manifatt.</b>	0,65	0,62	0,65	0,67	0,60	0,40	0,52	0,64	0,68	0,67	0,58	0,55	0,62	0,68	0,61

Fonte: Elaborazione su dati Capitalia

### **3.4.2 L'indice di similarità e l'efficienza tecnica: l'utilizzo del metodo DEA per la determinazione di un sistema di ponderazione asimmetrico**

L'indice di similarità determina un sistema di pesi simmetrico. Ciò implica ipotizzare che il flusso di tecnologia si diffonde dall'impresa  $i$  all'impresa  $j$  con la stessa intensità del flusso tra  $j$  e  $i$ . Poiché è plausibile ipotizzare che il trasferimento tecnologico dall'impresa  $i$  all'impresa  $j$  avvenga con diversa intensità di quello che si ha da  $j$  ad  $i$  (Cincera, 2005), in questo paragrafo si propone una trasformazione asimmetrica dell'indice di similarità. In particolare, utilizzando l'approccio DEA (Data Envelopment Analysis), si combina l'indice di similarità (simmetrico) con una misura di efficienza di ciascuna impresa, misurata in termini di distanza dalla frontiera di efficienza, ipotizzando, quindi, che a parità di similarità delle imprese, l'assorbimento sarà maggiore tanto più efficiente è l'impresa.

La DEA è una tecnica di programmazione lineare proposta da Charnes *et al.* (1978). Essa consiste in un approccio non-parametrico usato nella stima delle funzioni di produzione al fine di determinare la quantità minima di inputs necessaria per produrre un dato livello di output con la tecnologia esistente. A differenza di altri approcci, come quello delle frontiere stocastiche, tale metodo non richiede la specificazione di una determinata forma funzionale del processo produttivo.

Per poter effettuare un'analisi di efficienza attraverso la DEA è necessario scegliere, in primo luogo, il modello più appropriato. Tale scelta dipende dall'ipotesi sui rendimenti di scala e dalla decisione della formulazione del problema orientato alla massimizzazione degli outputs o alla minimizzazione degli inputs. Nei modelli orientati agli inputs si determina di quanto i fattori produttivi possono essere ridotti, se utilizzati efficientemente, in modo da ottenere lo stesso output. Nei modelli orientati all'output, si determina la produzione massima che può essere ottenuta utilizzando in modo efficiente quantità date degli inputs.

Nel nostro caso è plausibile ipotizzare che alcuni inputs siano quasi fissi nel breve periodo (capitale fisico, capitale tecnologico) e che i rendimenti di scala siano variabili. In questo caso, il problema di programmazione lineare da risolvere è il seguente:

$$\underset{\lambda}{\text{Min}} \theta$$

soggetto a :

$$\theta \cdot X^0 - \sum_{j=1}^n \lambda_j X^j \geq 0$$

$$\sum_{j=1}^n \lambda_j Y^j \geq Y^0 \quad [3.4]$$

$$\sum_{j=1}^n \lambda_j = 1$$

$$\lambda_j \geq 0$$

in cui  $Y^0$  e  $X^0$  indicano, rispettivamente, l'output e gli inputs di una determinata impresa<sup>12</sup> e  $\lambda$  è un fattore di ponderazione che pesa le  $n$  imprese presenti nel campione.

Tale problema prevede la produzione di almeno  $Y^0$  utilizzando non più di  $X^0$ ; più precisamente, l'impiego di inputs deve essere minore o uguale ad una certa percentuale  $\theta$  utilizzata dall'impresa<sup>13</sup>. Di conseguenza, le imprese efficienti (ossia quelle *non dominate*) presenteranno valori unitari di  $\theta$ , mentre quelle inefficienti esibiranno valori di  $\theta$  minori di uno. Solo in caso di inefficienza, quindi, il problema conduce all'individuazione (attraverso il vettore  $\lambda$ ) di una combinazione lineare delle imprese in grado di produrre almeno lo stesso volume di output con una frazione  $\theta$  degli inputs utilizzati dall'impresa.

La figura 3.2 presenta l'esempio di un'impresa non efficiente. Se un'impresa utilizza una quantità di inputs indicati dal punto  $X^0$  per produrre una unità di output, l'inefficienza tecnica di questa impresa può essere rappresentata dalla distanza  $X^* X^0$ . Tale distanza indica di quanto i due inputs possono essere ridotti mantenendo l'output fisso.

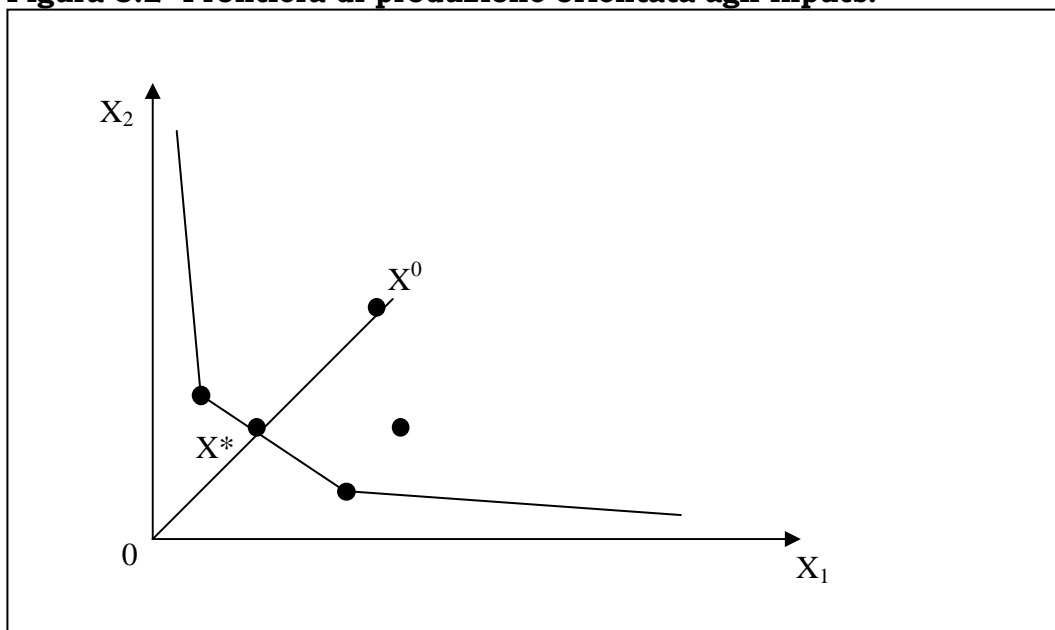
<sup>12</sup> Il problema di ottimizzazione 3.4 viene ripetuto  $n$  volte, ossia viene risolto per ciascuna impresa, con  $(X^0, Y^0) = (X_i, Y_i)$ , per  $i=1, 2, \dots, n$ .

<sup>13</sup> Il vincolo sulla somma dei pesi ( $\sum \lambda_j = 1$ ) viene posto solo nel caso in cui si ipotizzano rendimenti di scala variabili.



L'efficienza tecnica (TE) di un'impresa può, quindi, essere misurata da  $TE = OX^*/OX^0$ , che è uguale ad uno meno  $X^*X^0$ . Essa assume un valore compreso tra zero e uno; tende a zero all'aumentare dell'inefficienza e, viceversa, tende ad uno all'aumentare dell'efficienza tecnica.

**Figura 3.2 Frontiera di produzione orientata agli inputs.**



L'indice di efficienza tecnica è stato calcolato per ciascuna impresa del campione e per ogni anno del periodo 1998-2003. I fattori produttivi considerati per determinare la frontiera di produzione sono gli addetti, le immobilizzazioni tecniche lorde e il capitale tecnologico<sup>14</sup>. L'output considerato è il valore aggiunto. Le variabili sono state deflazionate utilizzando l'indice dei prezzi alla produzione (anno base 2000), disaggregato per settore economico secondo la classificazione Istat Ateco 91.

La tabella 3.4 riporta una sintesi della misura di efficienza tecnica ottenuta per le imprese del campione nel 2003. Un primo risultato che

<sup>14</sup>Lo stock di capitale tecnologico è determinato utilizzando il metodo dell'inventario permanente, calcolato sugli investimenti in R&S e con un tasso di deprezzamento pari al 15%. Il metodo dell'inventario permanente è stato calcolato considerando la serie storica degli investimenti in R&S "allungata" fino al 1981 utilizzando il tasso di crescita degli investimenti in R&S settoriale.

emerge è che l'efficienza tecnica è mediamente pari a 0.45. Se si considera la distribuzione per classe di addetti, valori superiori alla media si osservano per le imprese aventi da 11 a 20 addetti (0.70), mentre per le grandi imprese (con più di 50 addetti) si osservano valori ben al di sotto della media complessiva. La tabella 3.4 indica, inoltre, che non vi sono differenze rilevanti nei valori medi dell'efficienza tecnica osservati per le imprese localizzate nelle diverse aree geografiche. Considerando la classificazione per settore di attività economica, si nota che l'industria delle raffinerie di petrolio presenta il maggiore valore medio rispetto agli altri settori (0.68), mentre i valori più bassi si hanno nel caso dei settori delle macchine e dei mezzi di trasporto.

Se si considerano i valori massimi, si osserva che nessuna impresa del settore delle raffinerie di petrolio o con più di 250 addetti è pienamente efficiente.

**Tabella 3.4 Analisi descrittiva dell'indicatore di efficienza tecnica. Classificazione per settore di attività economica, area geografica e classe di addetti, 2003.**

	N. Osserv.	Media	Deviaz. Standard	Minimo	Massimo
Alimentare	103	0.51	0.28	0.01	1
Tessile e abbigliamento.	148	0.45	0.30	0.01	1
Cuoio	50	0.44	0.28	0.06	1
Legno	47	0.42	0.23	0.03	1
Carta, stampa e edit.	68	0.53	0.30	0.01	1
Raffinerie di petrolio	6	0.68	0.16	0.50	0.917
Chimica e fibre sintet.	55	0.50	0.30	0.01	1
Gomma e plastica	65	0.41	0.25	0.01	1
Minerali non metalliferi	81	0.45	0.25	0.01	1
Metallo e prod. in met.	193	0.48	0.25	0.02	1
Macchine e app. meccanici	174	0.34	0.26	0.01	1
App. elettrici e di prec.	100	0.40	0.28	0.01	1
Mezzi di trasporto	27	0.38	0.29	0.01	1
Altre ind. manifatt.	86	0.49	0.26	0.03	1
<b>Nord Ovest</b>	445	0.45	0.29	0.01	1
<b>Nord Est</b>	382	0.44	0.28	0.01	1
<b>Centro</b>	227	0.46	0.27	0.01	1
<b>Sud</b>	149	0.42	0.26	0.01	1
<b>11-20 Addetti</b>	452	0.70	0.17	0.04	1
<b>21-50 Addetti</b>	440	0.41	0.17	0.13	1
<b>51-250 Addetti</b>	242	0.15	0.09	0.03	1
<b>&gt;250 Addetti</b>	69	0.03	0.03	0.01	0.229
<b>TOTALE</b>	1203	0.45	0.28	0.01	1

Fonte: Elaborazione su dati Capitalia

### 3.4.2.1 Una misura asimmetrica dell'intensità dei flussi tecnologici

L'indicatore di efficienza tecnica ottenuto risolvendo il problema di programmazione lineare (eq. 3.4) è stato utilizzato nella determinazione del sistema di ponderazione degli spillovers tecnologici. Infatti, è plausibile ipotizzare che tanto più un'impresa è efficiente tecnicamente tanto maggiore è la sua capacità di beneficiare delle opportunità

tecnologiche presenti nel sistema economico, ossia di assorbire la tecnologia prodotta da altri. Ad esempio, due imprese possono essere simili in termini di addetti specializzati e non, investimenti in ICT, investimenti in R&S interni ed esterni, ossia possono essere situate “vicine” nello spazio tecnologico (in questo caso, l’indice di similarità risulta essere quasi uno). Tuttavia, se una di esse è più vicina alla frontiera di produzione, è probabile che la sua capacità di assorbire la tecnologia esterna sia più alta. In particolare, le imprese più vicine alla frontiera, la cui posizione è determinata dal progresso tecnico, avranno maggiori capacità di assorbire la tecnologia prodotta dalle imprese tecnologicamente simili.

Di conseguenza, un sistema di ponderazione che tenga conto sia della similarità tecnologica tra due imprese sia della loro efficienza tecnica può essere ottenuto combinando l’indicatore di efficienza tecnica con l’indice di similarità presentato nel paragrafo precedente. Il sistema di pesi che si ottiene per l’impresa  $i$ , con  $i=1,2,\dots,N$ , è dato dalle seguente formula:

$$\tilde{\omega}_{ij} = \omega_{ij} \cdot TE_i \quad [3.5]$$

mentre per l’impresa  $j$ , con  $j=1,2,\dots,N$ , si ha:

$$\tilde{\omega}_{ji} = \omega_{ij} \cdot TE_j \quad [3.6]$$

$\tilde{\omega}_{ij}$  è pari a 1 se le due imprese  $i$  e  $j$  sono tecnologicamente simili e l’impresa  $i$  si trova sulla frontiera, mentre tende a zero se le due imprese sono tecnologicamente dissimili oppure se l’impresa  $i$  è molto distante dalla frontiera. Ovviamente, lo stesso ragionamento è valido per  $\tilde{\omega}_{ji}$ .

Inoltre,  $\tilde{\omega}_{ij}$  e  $\tilde{\omega}_{ji}$  sono uguali se  $TE_i$  è uguale a  $TE_j$ . In tutti gli altri casi,  $\tilde{\omega}_{ij}$  e  $\tilde{\omega}_{ji}$  sono diversi e, quindi, il sistema di ponderazione che ne deriva è asimmetrico<sup>15</sup>.

---

<sup>15</sup> Potrebbe, altresì, essere plausibile ipotizzare il contrario, ossia che se un’impresa non è tecnicamente efficiente essa, avendo come obiettivo la riduzione della propria inefficienza, assorbirà maggiormente la tecnologia esterna rispetto alle imprese tecnicamente efficienti. E’ stata, quindi, effettuata una stima della funzione di produzione translog considerando il seguente sistema di pesi:  $\tilde{\omega}_{ij} = \omega_{ij} \cdot (1 - TE_i)$ . In questo caso, l’elasticità dell’output in relazione allo stock di spillovers non risulta essere sostanzialmente diversa da quella che si ottiene considerando l’equazione 3.5. Dal momento che è più plausibile ipotizzare che le imprese più efficienti riescano

La tabella 3.5 presenta l'indice di similarità asimmetrico calcolato utilizzando le equazioni 3.5 e 3.6 per lo stesso sottocampione considerato nella tabella 3.2 e per l'anno 2003<sup>16</sup>.

Si noti che tra le dieci imprese del campione, solo l'impresa 5 risulta efficiente. Quindi, i valori osservati nella tabella 3.5, ad eccezione dei valori relativi alla tecnologia assorbita dall'impresa 5 (riga 5), sono più bassi di quelli della tabella 3.2. Relativamente all'esempio costituito dal sottocampione di dieci imprese, risulta che le imprese 5, 4 e 6 sono quelle che mostrano una maggiore capacità ad assorbire tecnologia esterna. Si noti, infine, come i valori relativi alle quote della tecnologia prodotta da queste tre imprese ed utilizzata dalle altre non siano altrettanto elevate.

**Tabella 3.5 Indice di similarità asimmetrico per un sottocampione di dieci imprese, 2003.**

Produttrici Utilizzatrici	Impresa	Impresa	Impresa	Impresa	Impresa	Impresa	Impresa	Impresa	Impresa	Impresa
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
<b>Impresa 1</b>	0,28	0,25	0,21	0,21	0,27	0,22	0,24	0,22	0,25	0,22
<b>Impresa 2</b>	0,13	0,15	0,13	0,14	0,12	0,13	0,14	0,14	0,13	0,14
<b>Impresa 3</b>	0,22	0,27	0,30	0,27	0,23	0,29	0,26	0,29	0,26	0,29
<b>Impresa 4</b>	0,34	0,43	0,41	0,46	0,32	0,42	0,42	0,44	0,36	0,44
<b>Impresa 5</b>	0,96	0,83	0,77	0,71	1,00	0,82	0,79	0,74	0,90	0,74
<b>Impresa 6</b>	0,36	0,41	0,45	0,42	0,38	0,46	0,42	0,44	0,42	0,44
<b>Impresa 7</b>	0,07	0,08	0,07	0,07	0,06	0,07	0,08	0,08	0,08	0,08
<b>Impresa 8</b>	0,23	0,28	0,29	0,28	0,22	0,29	0,29	0,30	0,26	0,30
<b>Impresa 9</b>	0,19	0,20	0,19	0,17	0,20	0,20	0,21	0,20	0,22	0,19
<b>Impresa 10</b>	0,28	0,35	0,35	0,35	0,27	0,35	0,35	0,37	0,32	0,37

Fonte: Elaborazione su dati Capitalia

ad assorbire maggiormente la tecnologia prodotta dalle altre, si è deciso di considerare l'ipotesi sottostante l'equazione 3.5.

<sup>16</sup> I valori lungo la diagonale principale sono naturalmente gli indici di efficienza tecnica di ciascuna impresa. Questi valori non verranno utilizzati per la determinazione degli spillovers tecnologici, dal momento che lo stock di spillovers dell'impresa  $i$  è determinato come somma ponderata del capitale tecnologico delle altre imprese (eq. 3.1), escludendo quello dell'impresa  $i$ .

La tabella 3.6 riporta i valori medi relativi all'indice di similarità asimmetrico delle imprese manifatturiere italiane, suddivise per settore di attività economica, nell'anno 2003. Se si considera l'ultima colonna, in cui sono riportati i valori medi delle intensità dei flussi tecnologici in entrata, si osserva che i settori che assorbono in misura maggiore la tecnologia prodotta in altre industrie sono quelli alimentare, della carta e delle raffinerie di petrolio, mentre il settore delle macchine presenta la minore percentuale media di tecnologia esterna assorbita (19%). Il settore produttore di tecnologia maggiormente utilizzata dagli altri (i cui valori medi sono ora riportati nell'ultima riga) è quello dei minerali non metalliferi (30%).

Se si osservano i valori lungo la diagonale, si nota che i settori le cui imprese utilizzano maggiormente la tecnologia sviluppata dalle imprese dello stesso settore sono quelli della carta e delle raffinerie, mentre solo il 18% della tecnologia prodotta nel settore delle macchine è assorbita dalle imprese che ne fanno parte. Inoltre, il flusso di tecnologia maggiore si osserva dal settore dei minerali verso quello alimentare (35%) e dal settore della carta, chimico e dei mezzi di trasporto verso il settore petrolifero (39% nel primo caso e 37% negli altri due, rispettivamente). Il settore delle raffinerie di petrolio, invece, risulta essere il minore produttore di tecnologia utilizzata dalle altre industrie.

Rispetto ai valori medi relativi all'indice di similarità simmetrico (tabella 3.3) si noti che l'aver reso asimmetrica la matrice dei pesi ha dimezzato i valori medi per settore rispetto a quelli dell'indice di similarità. Inoltre, se si passa da un sistema ad un altro cambia anche l'ordinamento tra i settori in termini di maggiore/minore capacità di assorbire tecnologia esterna. In particolare, quando si considera il sistema di pesi simmetrico, si ha che il settore che maggiormente utilizza la tecnologia esterna è quello del metallo, mentre se si considera l'indice asimmetrico, il settore che registra maggiori flussi di tecnologia in entrata è quello petrolifero.

**Tabella 3.6 Indice di similarità asimmetrico: valori medi dei flussi di tecnologia tra settori di attività economica, 2003.**

Produttori Utilizzatori	Alimentare	Tessile e abbigliam.	Cuoio	Legno	Carta, stampa e edit.	Raffinerie di petrolio	Chimica e fibre sintet.	Gomma e plastica	Minerali non metalliferi	Metallo e prod. in met.	Macchine e app. meccanici	App. elettrici e di prec.	Mezzi di trasporto	Altre ind. manifatt.	Valore medio delle intensità dei flussi tecnologici in entrata
Alimentare	0,33	0,31	0,31	0,33	0,32	0,27	0,28	0,32	0,35	0,33	0,28	0,26	0,33	0,33	0,31
Tessile e abbigliam.	0,27	0,26	0,26	0,27	0,26	0,19	0,23	0,27	0,28	0,27	0,25	0,23	0,26	0,28	0,25
Cuoio	0,28	0,27	0,29	0,29	0,25	0,17	0,22	0,27	0,30	0,29	0,24	0,23	0,27	0,29	0,26
Legno	0,27	0,26	0,27	0,28	0,26	0,18	0,22	0,26	0,29	0,28	0,24	0,22	0,26	0,28	0,26
Carta, stampa e edit.	0,32	0,29	0,29	0,31	0,35	0,33	0,30	0,31	0,34	0,31	0,27	0,26	0,33	0,31	0,31
Raffinerie di petrolio	0,33	0,27	0,24	0,27	0,39	0,52	0,37	0,30	0,34	0,27	0,25	0,24	0,37	0,27	0,32
Chimica e fibre sintet.	0,27	0,25	0,24	0,26	0,29	0,30	0,27	0,27	0,28	0,26	0,24	0,23	0,29	0,26	0,26
Gomma e plastica	0,27	0,25	0,26	0,27	0,26	0,20	0,23	0,26	0,28	0,27	0,24	0,22	0,26	0,27	0,25
Minerali non metalliferi	0,31	0,28	0,29	0,30	0,29	0,24	0,26	0,30	0,32	0,30	0,26	0,24	0,30	0,31	0,29
Metallo e prod. in met.	0,31	0,30	0,31	0,32	0,29	0,20	0,25	0,31	0,33	0,32	0,28	0,26	0,30	0,33	0,29
Macchine e app. meccanici	0,19	0,19	0,18	0,20	0,19	0,13	0,17	0,20	0,20	0,20	0,19	0,18	0,19	0,20	0,19
App. elettrici e di prec.	0,22	0,22	0,21	0,22	0,22	0,15	0,20	0,22	0,23	0,23	0,22	0,21	0,22	0,23	0,21
Mezzi di trasporto	0,25	0,22	0,23	0,24	0,25	0,24	0,22	0,24	0,26	0,23	0,20	0,19	0,26	0,24	0,23
Altre ind. manifatt.	0,32	0,31	0,32	0,33	0,30	0,20	0,26	0,32	0,34	0,33	0,28	0,27	0,31	0,34	0,30
Valore medio delle intensità dei flussi tecnologici in uscita	0,28	0,26	0,26	0,28	0,28	0,24	0,25	0,27	0,30	0,28	0,25	0,23	0,28	0,28	0,27

Fonte: Elaborazione su dati Capitalia

### 3.4.3 Spillovers tecnologici e prossimità geografica

Nei paragrafi precedenti è stato presentato un indicatore dell'intensità del flusso tecnologico tra imprese che dipende dalla similarità tecnologica e dall'efficienza tecnica dell'impresa che assorbe la tecnologia disponibile all'esterno. Tuttavia, diversi lavori hanno mostrato come anche la distanza geografica fra le imprese svolga un ruolo centrale nella diffusione della tecnologia (Koo, 2005; Audretsch e Feldman, 2003). Infatti, l'agglomerazione geografica delle attività produttive favorisce all'interno di un *cluster* geografico la circolazione delle idee a costi ridotti. Sebbene il legame teorico tra diffusione della tecnologia e agglomerazione sia evidente (Marshall, 1920; Jacobs, 1969; Romer, 1986; Arrow, 1962; Koo, 2005; Audretsch e Feldman, 2003), questi due elementi raramente sono stati analizzati congiuntamente in sede di analisi empiriche (Koo, 2005). A livello di impresa, le poche eccezioni sono i lavori di Adams e Jaffe (1996) e Orlando (2000), per le imprese statunitensi, e di Lu, Cheng e Wang (2005) per le imprese di Taiwan<sup>17</sup>. In Italia lo studio della relazione tra la diffusione tecnologica fra imprese e la prossimità geografica non ha ricevuto finora particolari attenzioni da parte degli economisti.

In questo paragrafo si introduce un sistema di ponderazione dei flussi di tecnologia che tiene conto anche della distanza geografica fra imprese. A tal fine è stata considerata la formula *great circle*<sup>18</sup>, che misura la distanza più breve tra due punti sull'emisfero terrestre ed è definita come la lunghezza dell'arco minimo sulla sfera che congiunge i due punti. Relativamente al nostro scopo, che è quello di determinare la

---

<sup>17</sup> Per maggiori dettagli si rimanda al capitolo 2 par. 2.3.

<sup>18</sup> La formula *great circle* è la seguente:

$$\text{dist}_{xi} = 69.1 \cdot (180/\pi) \cdot \arccos(\sin(\text{lat}1) \cdot \sin(\text{lat}2) + \cos(\text{lat}1) \cdot \cos(\text{lat}2) \cdot \cos(\text{lon}2 - \text{lon}1))$$

in cui *lat1* e *lon1* sono la latitudine e la longitudine del punto 1, rispettivamente, e, analogamente, *lat2* e *lon2* indicano la latitudine e la longitudine del punto2, rispettivamente; 69.1 è un fattore di conversione tra gradi e miglia e  $180/\pi$  è un fattore di conversione tra gradi decimali e radianti.



distanza geografica tra imprese, i punti considerati sono i capoluoghi di provincia in cui ciascuna impresa è localizzata.

Indicando con  $D_{ij}$  la distanza geografica tra  $i$  e  $j$ , la distanza relativa  $d_{ij}$  è data da  $d_{ij}=D_{ij}/\max(D_{ij})$ , in cui  $\max(D_{ij})$  è la distanza tra Aosta e Siracusa, ossia tra i capoluoghi di provincia italiani più lontani tra loro. Una misura della prossimità geografica per ciascuna coppia di imprese (i,j) può essere determinata nel seguente modo:

$$g_{ij} = (1 - d_{ij})^2 \quad [3.7]$$

Tale misura è pari a uno se  $d_{ij}$  è pari a zero, ossia se la coppia di imprese (i,j) è localizzata nella stessa provincia, ed è pari a zero se una impresa è localizzata ad Aosta e l'altra a Siracusa. Inoltre, si è preferito considerare una misura di tipo quadratico ad una di tipo lineare al fine di tenere conto che all'aumentare della distanza tra imprese il flusso di tecnologia si riduce più che proporzionalmente<sup>19</sup>. Infatti, oltre una determinata distanza, è plausibile ipotizzare che il flusso di tecnologia tra imprese sia favorito solo marginalmente dalla prossimità geografica, mentre è probabile che tale flusso sia maggiormente favorito da altri fattori, come la similarità tecnologica tra imprese.

In conseguenza a quanto appena detto, è necessario che una misura di ponderazione del flusso di tecnologia prenda in considerazione contemporaneamente le diverse determinanti della diffusione tecnologica, ossia la similarità tecnologica, l'efficienza tecnica e la prossimità geografica. Infatti, è plausibile ipotizzare che il flusso di tecnologia sia più intenso tra imprese tecnologicamente simili, geograficamente vicine e tanto più l'impresa che assorbe tecnologia è efficiente tecnicamente.

Un indice di ponderazione che tenga conto di questi fattori che influiscono sui flussi di tecnologia tra imprese è dato dalla media tra l'indice di similarità asimmetrico  $\tilde{\omega}_{ij}$  e l'indice di prossimità geografica  $g_{ij}$ :

$$V_{ij} = \frac{\tilde{\omega}_{ij} + g_{ij}}{2} \quad [3.8]$$

---

<sup>19</sup> Alcune stime sono state effettuate considerando l'indice di prossimità di tipo lineare. I risultati che si ottengono non presentano differenze rilevanti rispetto a quelle che si hanno considerando l'indice presentato nell'equazione 3.7. Tuttavia, si è preferito utilizzare quest'ultimo poiché da un punto di vista intuitivo è più plausibile ipotizzare che una misura di ponderazione "geografica" si distribuisca come la parte monotona decrescente di una funzione quadratica, con il punto di minimo pari a zero.

Tale indice è asimmetrico ed è compreso tra zero ed uno. Esso tende a zero se le imprese  $i$  e  $j$  sono molto distanti (cosicché  $g_{ij} \rightarrow 0$ ) e se sono dissimili tecnologicamente, oppure se non sono dissimili, ma l'impresa  $i$  è inefficiente tecnicamente (cosicché  $\tilde{\omega}_{ij} \rightarrow 0$ ).  $v_{ij}$  è pari a uno se la coppia di imprese  $(i,j)$  è localizzata nella stessa provincia ( $g_{ij}=1$ ) e le due imprese sono tecnologicamente uguali, con l'impresa  $i$  tecnicamente efficiente ( $\tilde{\omega}_{ij}=1$ ). L'indice  $v_{ij}$  è determinato per ciascuno anno del periodo in esame.

La tabella 3.7 riporta l'indice di prossimità tecnologico-geografica costruito secondo l'equazione 3.8 e per il solito sottocampione di dieci imprese nell'anno 2003. Si noti che le imprese che assorbono maggiormente la tecnologia prodotta dalle altre sono la 4, la 5 e la 6. In particolare, i flussi maggiori di tecnologia si osservano dall'impresa 1 e 9 verso l'impresa 5, dall'impresa 4 verso l'impresa 10, dall'impresa 6 alle imprese 5 e 8 e dall'impresa 8 all'impresa 6. In generale, si osserva che le imprese 4, 6, 8 e 10 risultano essere, tra il sottocampione di imprese presentato nella tabella 3.7, le maggiori produttrici di tecnologia utilizzate dalle altre.

**Tabella 3.7 Indice di prossimità tecnologico-geografica per un sottocampione di dieci imprese, 2003.**

Produttrici Utilizzatrici	Impresa	Impresa	Impresa	Impresa	Impresa	Impresa	Impresa	Impresa	Impresa	Impresa
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Impresa 1	0,64	0,14	0,24	0,16	0,35	0,23	0,15	0,23	0,35	0,17
Impresa 2	0,08	0,57	0,08	0,36	0,15	0,30	0,29	0,31	0,17	0,37
Impresa 3	0,25	0,15	0,65	0,20	0,16	0,24	0,22	0,24	0,19	0,21
Impresa 4	0,22	0,51	0,27	0,73	0,27	0,55	0,58	0,56	0,31	0,70
Impresa 5	0,70	0,50	0,43	0,46	1,00	0,60	0,45	0,56	0,89	0,49
Impresa 6	0,30	0,44	0,32	0,55	0,38	0,73	0,47	0,72	0,44	0,59
Impresa 7	0,07	0,25	0,12	0,40	0,09	0,30	0,54	0,30	0,12	0,39
Impresa 8	0,23	0,38	0,24	0,49	0,30	0,64	0,40	0,65	0,36	0,51
Impresa 9	0,32	0,21	0,16	0,22	0,54	0,33	0,18	0,33	0,61	0,24
Impresa 10	0,20	0,47	0,25	0,65	0,25	0,54	0,53	0,55	0,31	0,68

Fonte: Elaborazione su dati Capitalia

La tabella 3.8 presenta i valori medi per settore di attività economica dell'indicatore di prossimità tecnologico-geografica nell'anno 2003. Se si considerano i valori medi complessivi, si osserva che i settori che in media assorbono maggiormente la tecnologia esterna sono quelli della carta, della gomma e del metallo. In particolare, il settore della carta assorbe il 48% della tecnologia prodotta dall'industria della gomma, e il 47% della tecnologia prodotta dai settori del cuoio e delle macchine. I settori alimentare, delle macchine e degli apparecchi elettrici, invece, assorbono, in media, solo il 41% della tecnologia prodotta dagli altri. Le industrie tessili, della carta, della gomma e delle macchine risultano essere i maggiori produttori di tecnologia assorbita dagli altri settori. Per quanto riguarda la quota di tecnologia prodotta e assorbita in uno stesso settore, si noti che i valori medi maggiori si hanno in corrispondenza del settore della carta (50%), delle raffinerie di petrolio (54%) e della gomma (47%). Questi risultati potrebbero essere in parte imputabili alla distribuzione geografica delle imprese che operano nei diversi settori. In particolare, il 78 per cento delle imprese del settore della carta sono localizzate al Nord, così come l'83 e l'87 per cento delle imprese del settore della gomma e delle macchine, rispettivamente, sono concentrate nell'Italia settentrionale. Inoltre, alla determinazione di questi risultati ha contribuito anche il fatto che le imprese del settore della carta e delle raffinerie di petrolio sono in media più efficienti. Questi risultati confermerebbero, almeno in parte, il declino del settore ad alta tecnologia, documentato in alcuni studi recenti (Osservatorio Enea, 2006; Sterlacchini, 2004), per i quali si osservano valori delle intensità dei flussi tecnologici in uscita non molto elevati.

E' utile osservare che i valori della tabella 3.8 sono compresi tra quelli relativi all'indice di similarità simmetrico (tabella 3.3) e quelli relativi all'indice di similarità asimmetrico (tabella 3.6). Tuttavia, se si considerano i confronti relativi, emergono alcune differenze tra i diversi metodi di ponderazione. Infatti, se si considerano i sistemi di ponderazione asimmetrici (tecnologico e tecnologico-geografico, tabelle 3.6 e 3.8, rispettivamente) il flusso di tecnologia tra le imprese che

operano nello stesso settore è maggiore per l'industria petrolifera e della carta; se invece si considera il sistema simmetrico (tab. 3.3), il flusso di tecnologia maggiore tra imprese che appartengono allo stesso settore si osserva per l'industria petrolifera e quella dei minerali. Inoltre, le imprese che producono in misura maggiore la tecnologia assorbita da imprese che operano in settori differenti appartengono al settore dei minerali se si considera l'indice di similarità simmetrico e quello asimmetrico (tab. 3.3. e 3.6, rispettivamente), ed al settore della gomma se si considera l'indice asimmetrico tecnologico-geografico (tab. 3.8). Infine, anche nel caso in cui si pone l'attenzione sui settori che utilizzano la tecnologia prodotta in altri settori, i flussi maggiori sono differenti a seconda del sistema di ponderazione considerato. In particolare, il settore che maggiormente utilizza la tecnologia esterna risulta essere quello dei minerali se si considera la ponderazione simmetrica (tab. 3.3), quello petrolifero per la ponderazione asimmetrica tecnologica (tab. 3.6) e quello della carta se si considera la ponderazione asimmetrica tecnologico-geografica (tab. 3.8).

**Tabella 3. 8 Indice di prossimità tecnologico-geografica: valori medi dei flussi di tecnologia tra settori di attività economica, 2003.**

<b>Produttori</b>	<b>Alimentare</b>	<b>Tessile e abbigliam.</b>	<b>Cuoio</b>	<b>Legno</b>	<b>Carta, stampa e edit.</b>	<b>Raffinerie di petrolio</b>	<b>Chimica e fibre sintet.</b>	<b>Gomma e plastica</b>	<b>Minerali non metalliferi</b>	<b>Metallo e prod. in met.</b>	<b>Macchine e app. meccanici</b>	<b>App. elettrici e di prec.</b>	<b>Mezzi di trasporto</b>	<b>Altre ind. manifatt.</b>	<b>Valore medio delle intensità dei flussi tecnologici in entrata</b>
<b>Utilizzatori</b>															
<b>Alimentare</b>	0,41	0,42	0,42	0,42	0,42	0,38	0,39	0,42	0,43	0,42	0,41	0,39	0,41	0,43	0,41
<b>Tessile e abbigliam.</b>	0,40	0,46	0,43	0,44	0,45	0,36	0,42	0,46	0,43	0,45	0,46	0,44	0,41	0,45	0,43
<b>Cuoio</b>	0,41	0,43	0,46	0,44	0,42	0,36	0,39	0,44	0,43	0,44	0,42	0,41	0,41	0,46	0,42
<b>Legno</b>	0,39	0,43	0,43	0,45	0,44	0,34	0,39	0,44	0,42	0,44	0,44	0,42	0,40	0,46	0,42
<b>Carta, stampa e edit.</b>	0,42	0,47	0,44	0,46	0,50	0,42	0,45	0,48	0,45	0,46	0,47	0,46	0,45	0,47	0,46
<b>Raffinerie di petrolio</b>	0,41	0,40	0,40	0,39	0,46	0,54	0,43	0,42	0,43	0,40	0,39	0,38	0,44	0,40	0,42
<b>Chimica e fibre sintet.</b>	0,39	0,43	0,40	0,41	0,45	0,40	0,43	0,45	0,41	0,42	0,43	0,43	0,41	0,42	0,42
<b>Gomma e plastica</b>	0,40	0,46	0,43	0,45	0,46	0,37	0,43	0,47	0,43	0,45	0,46	0,45	0,42	0,46	0,44
<b>Minerali non metalliferi</b>	0,41	0,43	0,43	0,43	0,43	0,38	0,40	0,44	0,43	0,43	0,42	0,41	0,41	0,44	0,42
<b>Metallo e prod. in met.</b>	0,41	0,46	0,45	0,46	0,45	0,36	0,42	0,47	0,44	0,46	0,46	0,44	0,42	0,47	0,44
<b>Macchine e app. meccanici</b>	0,36	0,43	0,39	0,42	0,43	0,33	0,40	0,44	0,39	0,42	0,44	0,43	0,38	0,43	0,41
<b>App. elettrici e di prec.</b>	0,37	0,43	0,40	0,42	0,43	0,34	0,41	0,45	0,40	0,42	0,45	0,44	0,39	0,43	0,41
<b>Mezzi di trasporto</b>	0,37	0,40	0,39	0,39	0,41	0,38	0,38	0,41	0,39	0,39	0,39	0,38	0,40	0,40	0,39
<b>Altre ind. manifatt.</b>	0,43	0,47	0,47	0,48	0,47	0,37	0,42	0,48	0,46	0,47	0,47	0,45	0,44	0,50	0,46
<b>Valore medio delle intensità dei flussi tecnologici in uscita</b>	0,40	0,44	0,43	0,43	0,44	0,38	0,41	0,45	0,43	0,43	0,44	0,42	0,42	0,45	0,43

Fonte: Elaborazione su dati Capitalia

### 3.5 Conclusioni

In questo capitolo si è focalizzata l'attenzione sulla determinazione del sistema di ponderazione del flusso di tecnologia tra le imprese.

Il sistema di ponderazione si basa sull'indice di similarità coseno, calcolato utilizzando un insieme di variabili caratteristiche delle imprese al fine di tenere conto delle diverse modalità con cui la tecnologia si diffonde. L'indice di similarità permette di ottenere una misura del flusso di tecnologia diversa per ciascuna coppia di imprese. Il suo utilizzo supera, quindi, un'ipotesi ricorrente dei lavori che utilizzano le matrici input-output o i dati settoriali sui brevetti.

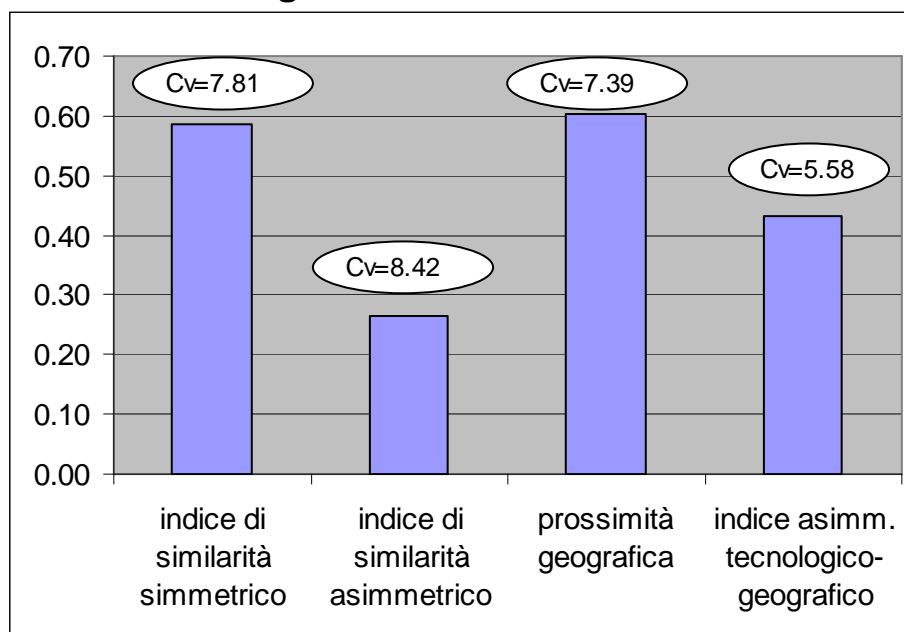
Rispetto alle precedenti applicazioni dell'indice di similarità il presente lavoro introduce alcuni miglioramenti. Infatti, assumendo che il flusso tecnologico dall'impresa  $i$  all'impresa  $j$  abbia una diversa intensità rispetto a quello da  $j$  ad  $i$ , è stata considerata una trasformazione asimmetrica dell'indice di similarità. Tale trasformazione si basa su un indicatore di efficienza tecnica, ottenuto tramite il metodo DEA. Infine, l'indice proposto tiene conto anche della prossimità geografica tra le determinanti del flusso di tecnologia tra imprese.

I valori medi per settore di attività economica ottenuti con i diversi metodi di ponderazione mostrano l'esistenza di alcune regolarità empiriche. In particolare, il valore medio settoriale della quota di tecnologia assorbita dall'impresa  $i$  e prodotta dall'impresa  $j$  è relativamente elevata se si considera l'indice di similarità simmetrico e si dimezza se si considera la sua trasformazione asimmetrica. Inoltre, se si tiene conto dell'indice asimmetrico tecnologico-geografico, i valori medi per settore sono compresi tra quelli che si osservano per l'indice simmetrico e per quello asimmetrico. L'analisi evidenzia l'esistenza di alcune differenze anche nei valori relativi. Ad esempio, la quota di tecnologia maggiormente prodotta ed assorbita nello stesso settore è maggiore per l'industria della carta e dei minerali in caso di ponderazione simmetrica, e per il settore petrolifero e della carta in caso di ponderazione asimmetrica (tecnologica e tecnologico-geografica). Inoltre, il settore che maggiormente utilizza la tecnologia prodotta in altri settori è quello dei minerali in caso di indice simmetrico, petrolifero se si

considera l'indice asimmetrico tecnologico, e della carta se si utilizza l'indice asimmetrico tecnologico-geografico. Infine, il settore che maggiormente produce la tecnologia utilizzata da altri è quello dei minerali se si considera il sistema simmetrico e asimmetrico tecnologico, e quello della gomma se si considera il sistema di ponderazione asimmetrico tecnologico-geografico.

La figura 3.3 presenta i valori medi e i coefficienti di variazione delle intensità dei flussi tecnologici ottenuti per i diversi sistemi di ponderazione. Si noti come i valori medi degli indici simmetrici (indice di similarità simmetrico e prossimità geografica) siano simili e circa pari a 0.6. I valori medi relativi agli indici asimmetrici sono, invece, più bassi (pari a 0.26 in caso di indice di similarità asimmetrico e a 0.43 in caso di indice asimmetrico tecnologico-geografico). Sembrerebbe, quindi, che le misure simmetriche sovrastimino le intensità dei flussi tecnologici tra imprese. Infine, il coefficiente di variazione indica che la variabilità rispetto alla media è maggiore nel caso in cui si considera l'indice di similarità asimmetrico.

**Figura 3.3 Valori medi e coefficienti di variazione delle intensità dei flussi tecnologici.**



---

## **4. SPILLOVERS TECNOLOGICI: UN'ANALISI SULLE IMPRESE MANIFATTURIERE ITALIANE**

---

*“Those economists who seek to engage in research on the new ideas of the science - to refute or confirm or develop or displace them - are in a sense both buyers and sellers of new ideas. They seek to develop new ideas and persuade the science to accept them, but they also are following clues and promises and explorations in the current or preceding ideas of the science. It is very costly to enter this market: it takes a good deal of time and thought to explore a new idea far enough to discover its promise or its lack of promise. The history of economics, and I assume of every science, is strewn with costly errors: of ideas, so to speak, that wouldn't run far or carry many passengers.”*

George J. Stigler - Nobel Prize Lecture  
8 Dicembre 1982

### **4.1 Introduzione**

In questo capitolo viene presentata l'analisi empirica effettuata per valutare l'impatto dello stock di spillovers tecnologici, costruito con i metodi illustrati nel precedente capitolo, sulla produzione delle imprese manifatturiere italiane. La forma funzionale considerata è la funzione di produzione translog. La scelta di tale forma funzionale è dovuta al fatto che essa non vincola ad alcun valore l'elasticità di sostituzione tra i fattori produttivi. In questo modo, è possibile verificare se la tecnologia esterna è complementare o sostitutiva rispetto agli inputs tradizionali.

La funzione translog viene stimata insieme alle equazioni di costo, poiché esse migliorano l'efficienza e riducono l'eventuale multicollinearità (Feser, 2004; Lall *et al.*, 2001; Goel, 2002). La specificazione translog



considerata è quella proposta da Chan e Mountain (1983); tale specificazione, che permette di isolare e stimare direttamente il parametro relativo ai rendimenti di scala, è non lineare nei parametri. Di conseguenza, il modello da stimare è un sistema di equazioni non lineari.

Questo modello viene stimato utilizzando il metodo dei minimi quadrati a tre stadi non lineare (N3SLS), in modo da tenere conto dell'eventuale endogeneità dei regressori.

In aggiunta, nella stima si tiene conto anche del problema di selezione del campione. Questo problema si verifica poiché la scelta di utilizzare una forma funzionale specificata in logaritmi, come quella translog, non permette di tenere conto di tutte le imprese “non R&D performing”, ovvero le imprese con capitale tecnologico pari a zero. Se non si prende in considerazione l'eventuale correlazione esistente tra la decisione di investire in R&S e l'equazione della produzione le stime che si ottengono potrebbero essere distorte. Nella stima il problema della selezione viene risolto considerando il metodo delle variabili strumentali a due stadi (Wooldridge, 2002): nel primo stadio si stima un modello probit sulla decisione di investire in R&S da parte delle imprese; le probabilità fittate ottenute nel primo stadio vengono utilizzate nella stima di secondo stadio come variabili strumentali della funzione di produzione translog.

Il campione utilizzato nell'analisi empirica consiste in un panel bilanciato di 1203 imprese manifatturiere italiane, di cui 557 “R&D performing”, per il periodo 1998-2003, ottenuto utilizzando le ultime due indagini sulle imprese manifatturiere italiane condotte da Capitalia (cfr. par. 3.2).

Le stime effettuate considerano i diversi indicatori di spillovers derivati nel terzo capitolo. Tale scelta è dovuta all'obiettivo di verificare se utilizzando differenti sistemi di ponderazione dei flussi tecnologici tra imprese si osservano differenze sostanziali nelle stime dell'elasticità dell'output in relazione allo stock di spillovers.

I risultati delle stime mostrano in primo luogo che i rendimenti di scala risultano essere sempre significativamente maggiori di uno. Relativamente alle elasticità stimate della produzione rispetto ai fattori produttivi tradizionali, i valori relativi al lavoro ed al capitale fisico sono

vicini alla ripartizione teorica del valore aggiunto, mentre l'elasticità del capitale tecnologico risulta essere pari a circa 0.14.

Per quanto riguarda gli spillovers, l'elasticità dell'output rispetto allo stock di spillovers varia a seconda del sistema di ponderazione utilizzato per derivare l'indicatore di tecnologia esterna. Essa risulta pari a 0.29 se si considera l'indice asimmetrico tecnologico-geografico. Se si suddivide il campione per area geografica, i risultati mostrano che le imprese del Centro-Sud d'Italia presentano valori più alti delle elasticità stimate dello stock di spillovers rispetto a quelle che si osservano per le imprese settentrionali, qualsiasi sia il metodo di ponderazione considerato.

Il capitolo è organizzato come segue: la specificazione del modello e i metodi di stima utilizzati sono illustrati nei paragrafi 4.2 e 4.3. Nel paragrafo 4.4 vengono descritte brevemente le variabili considerate nella stima, mentre nel paragrafo 4.5 vengono presentati i risultati delle diverse stime effettuate. Infine, il paragrafo 4.6 conclude.

## **4.2 Funzione di produzione translog**

Come già discusso nel capitolo 2, la funzione di produzione maggiormente utilizzata nei lavori aventi come obiettivo la valutazione dell'impatto degli spillovers sulla produzione delle imprese è quella Cobb-Douglas. L'utilizzo di tale funzione di produzione impone, però, elasticità di sostituzione tra i fattori produttivi costante e pari ad uno. Questa ipotesi risulta essere un evidente limite, perché non permette di valutare la sostituibilità/complementarietà tra i fattori produttivi. In particolare, non è possibile analizzare se e in che misura i fattori produttivi tradizionali e gli spillovers sono tra loro sostitutivi o complementari.

In questo lavoro si considera la funzione di produzione translog (Christensen, Jorgenson e Lau, 1973) che, a differenza della funzione di produzione Cobb-Douglas e di quella CES, non vincola l'elasticità di sostituzione tra gli inputs ad alcun valore specifico. Viene effettuato un test sulla scelta dell'utilizzo di tale funzione rispetto a quella Cobb-Douglas.

La funzione di produzione translog è stata inizialmente proposta da Christensen, Jorgenson e Lau (1973) ed è la seguente:

$$\ln Y = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln X_i + \delta_T T + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \beta_{ij} \ln X_i \ln X_j + \sum_i \gamma_{iT} \ln X_i T + \frac{1}{2} \delta_{TT} T^2 \quad [4.1]$$

in cui  $\beta_{ij} = \beta_{ji}$  per  $i \neq j$ ,  $Y$  è l'output,  $X$  è un vettore di inputs i cui elementi sono  $X_i$  ( $i=1,2,\dots,n$ ) e  $T$  è un indice temporale.

La specificazione translog che si utilizza è quella proposta da Chan e Mountain (1983), successivamente corretta da Kim (1992). Alla specificazione di Chan e Mountain (1983) della funzione di produzione translog si perviene considerando la seguente derivazione. Ipotizzando omogeneità di grado  $\theta$ , la generica funzione di produzione può essere espressa nel seguente modo:

$$Y = [H(X_i, T)]^\theta \quad [4.2]$$

in cui  $H$  è una funzione linearmente omogenea.

La specificazione log-lineare della 4.2 è data da:

$$\ln Y = \theta \ln H(X_i, T) \quad [4.3]$$

Poiché  $H$  è linearmente omogenea, si ha che  $\sum_i \partial \ln H / \partial \ln X_i = 1$  e  $\sum_i \partial \ln Y / \partial \ln X_i = \theta$ . Se si normalizzano i coefficienti della translog rispetto al parametro di omogeneità, cosicché  $\alpha_i / \theta = \alpha_i^*$ ,  $\beta_{ij} / \theta = \beta_{ij}^*$ ,  $\delta_T / \theta = \delta_T^*$ ,  $\delta_{TT} / \theta = \delta_{TT}^*$  e  $\gamma_{iT} / \theta = \gamma_{iT}^*$ , si ottiene la seguente specificazione della funzione omogenea  $H$  di tipo translog (Chan-Mountain, 1983):

$$\ln H = \alpha_0^* + \sum_i \alpha_i^* \ln X_i + \delta_T^* T + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \beta_{ij}^* \ln X_i \ln X_j + \sum_i \gamma_{iT}^* \ln X_i T + \frac{1}{2} \delta_{TT}^* T^2 \quad [4.4]$$

L'ipotesi di omogeneità lineare della funzione  $H$  implica che  $\sum_i \alpha_i^* = 1$ ,  $\sum_j \beta_{ij}^* = 0$  e  $\sum_i \gamma_{iT}^* = 0$ .

Sostituendo l'equazione 4.4 nella 4.3 si ha la specificazione della funzione di produzione translog:

$$\ln Y = \theta \cdot \left( \alpha_0^* + \sum_i \alpha_i^* \ln X_i + \delta_T^* T + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \beta_{ij}^* \ln X_i \ln X_j + \sum_i \gamma_{iT}^* \ln X_i T + \frac{1}{2} \delta_{TT}^* T^2 \right) \quad [4.5]$$

E' utile notare che la funzione 4.5 è non-lineare nei parametri. Essa è lineare in caso di rendimenti di scala costanti, ossia quando  $\theta=1$ .

Tuttavia, l'ipotesi di rendimenti di scala costanti risulta poco plausibile. Poiché la variabile di interesse è un input esterno, ossia la tecnologia esterna, risulta essere più plausibile ipotizzare rendimenti di scala crescenti; questa ipotesi, infatti, implica che all'aumentare degli inputs impiegati, e quindi della produzione, il costo medio si riduce. In sostanza, gli spillovers tecnologici producono externalità positive sui costi delle imprese.

Uno degli obiettivi dell'analisi empirica consiste proprio nel testare l'ipotesi di rendimenti di scala costanti. Ipotizzando rendimenti di scala variabili, il cui parametro è dato da  $\theta$ , la specificazione utilizzata nella verifica empirica è la seguente:

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & \theta(\alpha^* + \alpha_L^* \ln L_{it} + \alpha_K^* \ln K_{it} + \alpha_{CT}^* \ln CT_{it} + \alpha_{Sp}^* \ln Spill_{it} + \xi_T^* T \\ & + \frac{1}{2} \beta_{LL}^* (\ln L_{it})^2 + \frac{1}{2} \beta_{KK}^* (\ln K_{it})^2 + \frac{1}{2} \beta_{CTCT}^* (\ln CT_{it})^2 \\ & + \frac{1}{2} \beta_{SpSp}^* (\ln Spill_{it})^2 + \frac{1}{2} \delta_{TT}^* (T)^2 + \\ & + \beta_{LK}^* \ln L_{it} \ln K_{it} + \beta_{LCt}^* \ln L_{it} \ln CT_{it} + \beta_{LSp}^* \ln L_{it} \ln Spill_{it} \quad [4.6] \\ & + \beta_{KCT}^* \ln K_{it} \ln CT_{it} + \beta_{KSp}^* \ln K_{it} \ln Spill_{it} + \beta_{CTSp}^* \ln CT_{it} \ln Spill_{it} \\ & + \gamma_{LT}^* \ln L_{it} \cdot T + \gamma_{KT}^* \ln K_{it} \cdot T + \gamma_{CT}^* \ln CT_{it} \cdot T + \gamma_{SpT}^* \ln Spill_{it} \cdot T) \\ & + \eta_s dp_s + \eta_g da_g + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

per  $i=1, \dots, N$  imprese e  $t=1, \dots, T$  anni

in cui  $L$  è il lavoro,  $K$  il capitale fisico,  $CT$  il capitale tecnologico,  $Spill$  è lo stock di spillovers tecnologici e  $T$  indica il trend;  $\varepsilon$  è il termine di errore. Inoltre,  $dp_s$ , per  $s=2,3,4$ , sono dummies settoriali derivate considerando la classificazione Pavitt, e  $da_g$ , per  $g=1,2,3$  indica le dummies territoriali, relative alle aree geografiche Nord Ovest, Nord Est e Centro, rispettivamente<sup>1</sup>.

<sup>1</sup> Relativamente alle dummies settoriali,  $dp_1$  indica i settori tradizionali,  $dp_2$  i settori di scala,  $dp_3$  i settori specializzati e, infine,  $dp_4$  quelli ad alta tecnologia. Il gruppo di controllo considerato è  $dp_1$ , ossia i settori tradizionali. Per quanto riguarda le dummies geografiche,  $da_1$  indica il Nord Ovest,

Un altro obiettivo dell'analisi empirica è quello di verificare la validità dell'utilizzo della funzione di produzione translog rispetto a quella Cobb-Douglas. Il test sulla validità della scelta della forma funzionale consiste nel verificare la significatività congiunta dei coefficienti  $\beta$ ,  $\gamma$  e  $\delta$ , relativi alle variabili al quadrato e alle variabili interazione tra i fattori produttivi. Se tali coefficienti non sono significativamente diversi da zero, allora è corretto utilizzare la funzione di produzione Cobb-Douglas. Altrimenti, se i coefficienti  $\beta$ ,  $\gamma$  e  $\delta$  sono significativamente diversi da zero, l'utilizzo della funzione di produzione Cobb-Douglas non è adeguato.

Per la stima della funzione translog (eq. 4.6), che presenta un elevato numero di parametri e di vincoli, Berndt e Christensen (1973) e May e Danny (1979) propongono l'utilizzo delle equazioni delle quote di costo dei fattori produttivi. Il vantaggio derivante dalla stima congiunta della funzione 4.6 e delle equazioni delle quote di costo è che aumenta l'efficienza e riduce la probabile multicollinearità tra i regressori della 4.6 (Feser, 2004; Lall *et al.*, 2001; Goel, 2002; Berndt e Christensen, 1973; May e Danny, 1979). Le equazioni di costo, infatti, aggiungono informazione senza aumentare il numero di parametri da stimare (Antonioli *et al.*, 2000).

Sotto l'ipotesi di imprese che massimizzano il profitto, le quote di costo per i fattori produttivi lavoro  $S_L$ , capitale fisico  $S_K$ , capitale tecnologico  $S_{Ct}$  e stock di spillovers  $S_{Sp}$  sono, rispettivamente, le seguenti<sup>2</sup>:

$$S_{L,it} = \alpha_L^* + \beta_{LL}^* \ln L_{it} + \beta_{LK}^* \ln K_{it} + \beta_{LCt}^* \ln CT_{it} + \beta_{LSp}^* \ln Spill_{it} + \gamma_{LT}^* T + u_{L,it} \quad [4.7]$$

$$S_{K,it} = \alpha_K^* + \beta_{LK}^* \ln L_{it} + \beta_{KK}^* \ln K_{it} + \beta_{KCt}^* \ln CT_{it} + \beta_{KSp}^* \ln Spill_{it} + \gamma_{KT}^* T + u_{K,it} \quad [4.8]$$

---

da<sub>2</sub> il Nord Est, da<sub>3</sub> il Centro e, infine, da<sub>4</sub> il Sud. Il gruppo di controllo considerato è da<sub>4</sub>, ossia è rappresentato dalle imprese localizzate nell'Italia meridionale.

<sup>2</sup> Infatti, poichè il profitto è pari a:  $\pi = PY - \sum_i p_i X_i$ , se le imprese massimizzano il profitto la condizione del primo ordine è:  $P \partial Y / \partial X_i - p_i = 0$  da cui si ottiene  $\partial Y / \partial X_i = p_i / P$ . Moltiplicando ambo i membri per  $X_i / Y$  si ha:  $\partial \ln Y / \partial \ln X_i = p_i X_i / PY$ , da cui si ricava  $p_i X_i = (\partial \ln Y / \partial \ln X_i) / PY$ . Considerando che la quota di costo per l'*i*-esimo input è pari a  $S_i = p_i X_i / \sum_i p_i X_i$ , sostituendo  $p_i X_i$  si ottiene  $S_i = (\partial \ln Y / \partial \ln X_i) / (\sum_i \partial \ln Y / \partial \ln X_i)$  da cui, per  $i=L, K, Ct, Sp$  si ricavano 4.7-4.10.

$$S_{Ct,it} = \alpha_{Ct}^* + \beta_{LCt}^* \ln L_{it} + \beta_{KCt}^* \ln K_{it} + \beta_{CTCt}^* \ln CT_{it} + \beta_{CtSp}^* \ln Spill_{it} + \gamma_{CtT}^* T + u_{Ct,it} \quad [4.9]$$

$$S_{Sp,it} = \alpha_{Sp}^* + \beta_{LSp}^* \ln L_{it} + \beta_{KSp}^* \ln K_{it} + \beta_{CTSp}^* \ln CT_{it} + \beta_{SpSp}^* \ln Spill_{it} + \gamma_{SpT}^* T + u_{Sp,it} \quad [4.10]$$

Poiché si ipotizza omogeneità lineare di grado  $\theta$ , ossia si impongono i seguenti vincoli  $\sum_i \alpha_i^* = 1$ ,  $\sum_j \beta_{ij}^* = 0$  e  $\sum_i \gamma_{iT}^* = 0$ , e poiché la somma delle quote di costo è pari ad uno, è sufficiente stimare il sistema di equazioni 4.6, 4.7, 4.8 e 4.9 per ottenere la stima di tutti i parametri.

### 4.3 Metodi di stima

Per valutare l'impatto degli spillovers tecnologici il sistema da stimare è composto dalle equazioni 4.6-4.9. Poiché l'equazione 4.6 è non lineare, il sistema che ne deriva è un sistema di equazioni non lineari.

Se le ipotesi classiche del modello di regressione sono soddisfatte è possibile stimare il sistema di equazioni non lineari con il metodo dei minimi quadrati ordinari non lineare ( "nonlinear least squares" NOLS). Come nel caso lineare, il metodo NOLS si basa sulla minimizzazione della somma degli errori al quadrato.

Tuttavia, nella stima del sistema 4.6-4.9 è necessario prendere in considerazione il problema dell'endogeneità e quello della selezione del campione<sup>3</sup>.

Il primo problema, quello dell'endogeneità, è dovuto alla possibile simultaneità della decisione di impiego dei fattori produttivi tradizionali, lavoro, capitale fisico e capitale tecnologico, e l'output. In altre parole, la relazione di causalità tra l'output e i fattori produttivi non è univocamente determinata. Se i regressori non sono esogeni, lo stimatore NOLS è distorto e inconsistente. Al fine di ottenere stime non distorte dei

---

<sup>3</sup> In realtà, bisognerebbe tenere conto anche di un terzo problema, ossia di quello dell'eterogeneità. Tale problema è stato considerato solo parzialmente, inserendo nel modello le dummies settoriali e territoriali, che catturano gli effetti specifici non osservabili di ciascun settore di attività economica e di ciascuna area territoriale. In questo modo, però, non è possibile prendere in considerazione gli effetti fissi specifici per ciascuna impresa. Tale scelta è dettata dal fatto che le stime che si ottengono utilizzando una specificazione *within* (che consiste nel differenziare ciascuna variabile rispetto alla media nel tempo) o una specificazione in differenze prime non sono economicamente interpretabili. Infatti, in caso di stima alle differenze prime, si ottengono alcune elasticità della produzione negative, mentre nella stima con specificazione *within* si ottiene un valore dei rendimenti di scala prossimo allo zero.

parametri, il sistema di equazioni 4.6-4.9 viene stimato utilizzando lo stimatore ai minimi quadrati a tre stadi non lineare (“nonlinear three stage least squares” N3SLS). Il metodo di stima N3SLS consiste nella minimizzazione della seguente funzione:

$$\min_{\beta} \left[ \sum_i \mathbf{Z}'_i q_i(\beta) \right] \left( N^{-1} \sum_i \mathbf{Z}'_i \hat{\Omega} \mathbf{Z}_i \right)^{-1} \left[ \sum_i \mathbf{Z}'_i q_i(\beta) \right] \quad [4.11]$$

in cui  $\mathbf{Z}$  è un insieme di variabili strumentali validi, ossia tale per cui  $\text{corr}(\mathbf{Z}_i \mathbf{X}_i) \neq 0$  e  $\text{corr}(\mathbf{Z}_i \mathbf{u}_i) = 0$ ,  $q_i(\beta)$  indica l'i-esima equazione del sistema, ossia  $q_i(\beta) = y_i - h_i(\beta, \mathbf{X})$  e  $\hat{\Omega}$  è la stima della matrice di varianza-covarianza degli errori ottenuta risolvendo il seguente problema di minimo (Wooldridge, 2002):

$$\min_{\beta} \left[ \sum_i \mathbf{Z}'_i q_i(\beta) \right] \left( N^{-1} \sum_i \mathbf{Z}'_i \mathbf{Z}_i \right)^{-1} \left[ \sum_i \mathbf{Z}'_i q_i(\beta) \right] \quad [4.12]$$

La varianza asintotica dello stimatore N3SLS è data da:

$$A \text{ var}(\hat{\beta}) = \left\{ \left[ \sum_i \mathbf{Z}'_i \nabla_{\beta} q_i(\hat{\beta}) \right] \left( N^{-1} \sum_i \mathbf{Z}'_i \hat{\Omega} \mathbf{Z}_i \right)^{-1} \left[ \sum_i \mathbf{Z}'_i \nabla_{\beta} q_i(\hat{\beta}) \right] \right\}^{-1} \quad [4.13]$$

in cui  $\nabla_{\beta}$  indica il gradiente rispetto a  $\beta$  (Wooldridge, 2002).

Il secondo problema riguarda la selezione del campione. Questo problema si verifica poiché lo stock di capitale tecnologico è basato sugli investimenti in R&S. Di conseguenza, le imprese che non investono in R&S hanno uno stock di capitale tecnologico nullo. Le imprese che hanno investito in R&S in almeno un anno dei sei presi in esame sono state considerate “R&D performing”, mentre le altre “non R&D performing”. L'utilizzo di una specificazione in logaritmi della funzione di produzione, come quella translog, non permette di tenere conto nella stima delle imprese “non R&D performing”. Il modello che spiega la decisione di ciascuna impresa di investire o meno in R&S potrebbe, però, essere correlata con la funzione di produzione translog che si intende stimare. In questo caso, se si tiene conto solo delle imprese che investono in R&S, la stima che si ottiene è distorta. Tale problema viene generalmente denominato “effetto trattamento” e si verifica ogni volta che si vuole determinare l'effetto di un trattamento (ad esempio, l'effetto della partecipazione ad un particolare esperimento o, nel nostro caso, la

decisione di investire in R&S). Al fine di comprendere la distorsione che deriva “dall’effetto trattamento”, si consideri, per semplicità, la seguente equazione di regressione:

$$Y_{i,1} = X_{i,1}\beta_1 + u_{i,1} \quad [4.14]$$

in cui il pedice 1 indica che  $X_i$  è osservabile solo se  $d_i^* > 0$ , ossia se si partecipa al trattamento.

Si supponga che il modello che descrive la decisione di partecipare o meno al trattamento sia:

$$d_i = Z_i\gamma + \varepsilon_i \quad [4.15]$$

in cui  $d_i$  è un indicatore pari a uno se l’unità partecipa al trattamento ( $d_i^* > 0$ ), e pari a zero se l’unità non partecipa al trattamento ( $d_i^* = 0$ ).

Si potrebbe pensare che considerando la 4.14 si ottengano stime non distorte e consistenti dei parametri relativi al caso in cui  $d_i^* > 0$ , ossia al caso in cui le unità partecipano al trattamento. In realtà, si dimostra che tale stima è distorta se i termini d’errore della 4.14 e della 4.15 sono correlati. Infatti, la distribuzione condizionata di  $Y_i$  dato  $d_i^* > 0$  è la seguente:

$$\begin{aligned} E(Y_{i,1} / d_{i,1}^* > 0) &= X_{i,1}\beta_1 + E(u_{i,1} / d_i^* > 0) \\ &= X_{i,1}\beta_1 + E(u_{i,1} / \varepsilon_i > -Z_i\gamma) \end{aligned} \quad [4.16]$$

Si dimostra che se  $(u_{i,1} / \varepsilon_i)$  si distribuisce secondo una variabile casuale normale, allora

$$E(Y_{i,1} / d_{i,1}^* > 0) = X_{i,1}\beta_1 + \sigma_{1\varepsilon} \frac{\phi(-Z_i\gamma)}{1 - \Phi(-Z_i\gamma)} \quad [4.17]$$

in cui  $\sigma_{1\varepsilon}$  è la covarianza tra  $u_{i,1}$  e  $\varepsilon_i$ , mentre  $\phi$  e  $\Phi$  sono la funzione di densità e la funzione cumulata della variabile casuale Normale standardizzata, rispettivamente.

Per risolvere il problema di selezione del campione, che è potenzialmente presente nel nostro caso, si può applicare la procedura a



due stadi di Heckman, o il metodo delle variabili strumentali a due stadi (IV).

In questo lavoro si è deciso di utilizzare il secondo metodo. Tale scelta è dovuta al fatto che il metodo IV non richiede la correzione degli errori standard poiché quelli che si ottengono sono asintoticamente corretti<sup>4</sup> (Wooldridge, 2002). Il metodo IV, però, ipotizza che il trattamento sia omogeneo, ossia che il gruppo delle unità “sottoposti al trattamento” e quello delle unità “che non sono sottoposte al trattamento” presentino gli stessi termini d’errore; in altre parole, si ipotizza che i due gruppi si comportino allo stesso modo.

Il metodo utilizzato si sviluppa in due stadi: nel primo stadio si stima, tramite il metodo di massima verosimiglianza, un modello probit in cui la variabile dipendente è un indicatore pari a uno se si investe in R&S e zero altrimenti; le variabili esplicative sono i regressori dell’equazione translog 4.6 più le determinanti degli investimenti in R&S. Nel secondo stadio le probabilità stimate ottenute dal primo stadio vengono utilizzate come variabili strumentali nella stima della funzione di produzione translog. Mentre nel primo stadio si utilizzano tutti i dati disponibili, nel secondo stadio si considera solo il gruppo di imprese “R&D performing”. Il metodo IV a due stadi non richiede che il modello probit sia correttamente specificato, poiché le probabilità stimate ottenute dal primo stadio vengono utilizzate soltanto come variabili strumentali<sup>5</sup> (Wooldridge, 2002).

Prima di stimare il modello probit è necessario scegliere le determinanti della R&S. Secondo diversi studi (Leo, 2003; Becker e Pain, 2003; Gustavsson e Poldhal, 2003; Bhattacharya e Bloch, 2004), le variabili che influenzano la scelta delle imprese di investire in R&S sono: la dimensione, la disponibilità di finanza interna, il livello di competitività

---

<sup>4</sup> Il metodo IV si differenzia rispetto al metodo di Heckman (1979) nella stima di secondo stadio. In quest’ultimo caso, nell’equazione della funzione di produzione si aggiunge un regressore (*Inverse Mills Ratio*) generato dalla stima probit di primo stadio. Heckman (1979) dimostra che gli errori standard dei coefficienti stimati nel secondo stadio sono distorti.

<sup>5</sup> Indicando con  $w$  l’indicatore del trattamento, che è pari a 1 nel caso in cui si effettua il trattamento e 0 altrimenti, e con  $G(x, z, \gamma^*)$  la specificazione probit, secondo Wooldridge (2002, p. 624) “what we need is that the linear projection of  $w$  onto  $[x, G(x, z, \gamma^*)]$  actually depends on  $G(x, z, \gamma^*)$ , where we use  $\gamma^*$  to denote the plim of the maximum likelihood estimator when the model is misspecified [...] These requirements are fairly weak when  $z$  is partially correlated with  $w$ ”.

del mercato, il capitale umano, e altre variabili quali, ad esempio, le esportazioni (Gustavsson e Poldhal, 2003) e gli investimenti in ICT (Leo, 2003). Considerando le indicazioni di questi lavori, le variabili utilizzate nella stima di primo stadio sono le seguenti: capitale umano, *cash flow*, una dummy pari a uno se l'impresa esporta, investimenti in ICT (ossia in hardware, software e telecomunicazioni), dummies settoriali e territoriali<sup>6</sup>.

Dalla stima probit sono state derivate le probabilità stimate, che vengono utilizzate nella stima del modello translog come variabili strumentali.

Prima di presentare i risultati relativi alla verifica empirica, nel paragrafo successivo si effettua una breve analisi delle variabili utilizzate nelle stime.

#### **4.4 Descrizione delle variabili**

Come già menzionato nel paragrafo 3.2, i dati utilizzati in questo lavoro sono tratti dalla ottava e nona indagine di Capitalia (già Mediocredito Centrale) sulle imprese manifatturiere italiane. Utilizzando le ultime due indagini effettuate da Capitalia, si è derivato un panel formato da 1203 imprese manifatturiere italiane per il periodo 1998-2003. In particolare, il campione è formato da 557 imprese "R&D performing", utilizzate nella stima della funzione di produzione, e 646 imprese "non R&D performing", incluse nella stima probit di primo stadio.

Le variabili considerate nella stima della funzione translog sono l'output, il lavoro, il capitale fisico, il capitale tecnologico e lo stock di spillovers. L'output è determinato dal valore aggiunto. Il capitale fisico è

---

<sup>6</sup> L'indagine Capitalia non riporta le osservazioni relative alla distribuzione degli addetti per titolo di studio in tutti gli anni, ma solo quelle relative all'ultimo anno di ciascun triennio (2000 e 2003). Di conseguenza, si è ipotizzato che le quote di addetti con scuola dell'obbligo, diploma e laurea rimangano costanti in ciascun triennio. Tali quote sono state moltiplicate per il numero totale di addetti di ciascun anno. Il capitale umano è stato calcolato come  $\exp(\varphi_R Sh)$  in cui  $Sh$  è la media ponderata degli anni di scuola (8 per la scuola dell'obbligo, 13 per la scuola superiore e 18 per la laurea), i cui pesi sono il numero di addetti per titolo di studio, e  $\varphi_R$  è il tasso di rendimento dell'educazione, stimato per ciascuna regione italiana da Ciccone (2004). La variabile *cash flow* è calcolata come i profitti lordi meno le tasse più il deprezzamento. La variabile ICT è la somma degli investimenti in hardware, software e telecomunicazioni. Infine, l'indagine Capitalia riporta le informazioni relative alle esportazioni solo per l'ultimo anno di ciascuna indagine (1998 e 2003); si è quindi ipotizzato che la variabile dummy sia costante in ciascun triennio (1998-2000 e 2001-2003).

approssimato dalle immobilizzazioni tecniche lorde. Il lavoro è rappresentato dal numero di addetti<sup>7</sup>. Inoltre, lo stock del capitale tecnologico è determinato dagli investimenti in R&S correnti e passati effettuati da ciascuna impresa. Utilizzando la serie degli investimenti in R&S, si è applicato il metodo dell'inventario permanente, descritto nel paragrafo 1.2.1. Il tasso di deprezzamento del capitale tecnologico è stato fissato al 15 per cento<sup>8</sup> e per la derivazione del capitale tecnologico si è "allungata" la serie storica degli investimenti in R&S fino al 1981 considerando il tasso di crescita degli investimenti in R&S settoriale. Tale tasso di crescita è stato determinato utilizzando i dati sugli investimenti in R&S per settore di attività economica forniti dall'OCSE (2006). Lo stock di capitale tecnologico così costruito è utilizzato per determinare lo stock di spillovers disponibile per ciascuna impresa.

Al fine di effettuare un confronto tra i diversi metodi di ponderazione, le stime presentate nel paragrafo successivo prendono in considerazione i diversi sistemi di pesi derivati nel terzo capitolo. Lo stock di spillovers tecnologici per l'*i*-esima impresa ( $Spill_i$ ) è determinato come somma ponderata del capitale tecnologico delle altre imprese, ossia:

$$Spill_i = \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N v_{ij} CT_j \quad \text{con } i=1,2,\dots,1203 \quad [4.18]$$

in cui  $u_{ij}$  indica il generico sistema di ponderazione. In particolare, lo stock di spillovers viene determinato considerando:

- a. la somma non ponderata degli spillovers tecnologici (ossia  $u_{ij}=1$  per ogni  $i$  e  $j$ ,  $i \neq j$ );
- b. l'indice di similarità simmetrico ( $u_{ij}=\omega_{ij}$ );
- c. l'indice di similarità asimmetrico ( $u_{ij}=\tilde{\omega}_{ij}$ );

---

<sup>7</sup> Sarebbe opportuno correggere le variabili per tenere conto del problema del doppio conteggio (cfr. cap. 1 par. 1.2.1). Ad esempio, il numero di addetti in R&S dovrebbe essere sottratto dal numero complessivo di addetti. Questa correzione, però, è vincolata dalla disponibilità dei dati. In particolare, sebbene l'indagine Capitalia fornisca i dati relativi alla variabile "addetti in R&S", per il primo triennio del periodo in esame, ossia per gli anni 1998-2000, si riscontra un elevato numero di dati mancanti.

<sup>8</sup> Fissare  $\delta=0,15$  è un'ipotesi consolidata nelle verifiche empiriche che utilizzano stime del capitale tecnologico (Parisi *et al.*, 2002; Hall e Mairesse 1995; Harhoff, 1998; Del Monte e Papagni 2003). In alcuni di questi studi (Hall e Mairesse 1995; Harhoff, 1998) si è utilizzato anche un tasso di deprezzamento più alto, pari al 25 per cento, ma le stime non risultano essere differenti da quelle che si ottengono considerando un tasso del 15 per cento.

- d. la misura di prossimità geografica ( $u_{ij} = g_{ij}$ );
- e. la media dell'indice di similarità asimmetrico e della misura di prossimità geografica ( $u_{ij} = v_{ij}$ ).

Inoltre, nel modello 4.6-4.9 si considera la variabile relativa al logaritmo dello stock di spillovers ritardata di un periodo. Questa scelta è giustificata dal fatto che è più plausibile che lo stock di conoscenza esterna non venga assorbito dalle imprese nello stesso periodo, ma che trascorra un periodo di tempo tra quando la nuova conoscenza diventa disponibile e quando essa viene assorbita dalle imprese.

Per quanto riguarda l'implementazione delle equazioni di costo, la quota di costo del lavoro è calcolata come costo del lavoro sul valore aggiunto. Seguendo Verspagen (1995) e Saal (2001),  $S_K$  e  $S_{CT}$  sono state calcolate utilizzando la seguente espressione  $S_Z = [P_I(\delta+r)]Z/V$ , in cui  $P_I$  è l'indice dei prezzi dei beni di investimento, fornito dall'Istat,  $\delta$  è il tasso di deprezzamento, posto pari a 5 per cento per il capitale fisico ed a 15 per cento per quello tecnologico,  $r$  è il tasso di interesse, posto pari a 5 per cento,  $Z$  è lo stock di capitale (fisico o tecnologico) e  $V$  indica il valore aggiunto.

Le variabili sono state deflazionate utilizzando l'indice dei prezzi alla produzione (anno base 2000), disaggregato per settore economico secondo la classificazione Istat Ateco 91.

La tabella 4.1 riporta la produttività delle imprese (valore aggiunto per addetto) e l'intensità del capitale fisico e di quello tecnologico (rapporto tra il capitale ed il valore aggiunto) per settore di attività economica, classe di addetti e area geografica. I valori riportati nella tabella 4.1 sono medie ponderate i cui pesi sono pari a  $f_i = F_{it} / \sum_{t=1998}^{2003} \sum_{i=1}^N F_{it}$ , in cui  $F_{it}$  è il fatturato dell' $i$ -esima impresa nell'anno  $t$  ( $t=1998, \dots, 2003$ ) appartenente al gruppo di dimensione  $N$  ( $i=1, \dots, N$ ).

Un primo risultato che emerge è che la produttività media del lavoro è pari a 67000 euro per il campione totale ed a 63000 euro per le imprese "R&D performing". Inoltre, l'output per addetto varia tra le diverse aree geografiche. Esso è compreso tra 62000 euro, osservato per le

imprese del Nord Italia, e 90000 euro, che si ottiene per le imprese localizzate nell'Italia centrale. Questi risultati sono imputabili al valore della produttività del lavoro osservato per le imprese del settore raffinerie di petrolio "non R&D performing", le quali presentano un valore medio della produttività del lavoro pari a 243000 euro.

Relativamente alla dimensione, il valore più alto della produttività del lavoro si ha in corrispondenza delle imprese più grandi (con più di 250 addetti). Se si considera la suddivisione per settore economico, le imprese più produttive risultano essere quelle del settore della carta e delle raffinerie di petrolio. All'estremo opposto, le imprese che producono cuoio sono quelle meno produttive.

Inoltre, dalla tabella 4.1 si nota che l'intensità del capitale fisico è 1,31 per il campione totale e 1,26 per le imprese "R&D performing". In aggiunta, l'intensità del capitale fisico è maggiore per le imprese localizzate nel Nord-Est e nel Sud d'Italia. Relativamente alla dimensione, è utile notare che le grandi imprese "R&D performing" presentano un elevato valore medio dell'intensità, mentre, se si considera l'intero campione, le imprese da 11 a 50 addetti registrano un'intensità del capitale fisico maggiore rispetto a quelle aventi da 51 a 250 addetti. A livello settoriale, l'intensità del capitale fisico è alta per le imprese del comparto alimentare e della gomma e plastica, qualunque sia il gruppo di imprese che si considera (campione totale o imprese "R&D performing"). Relativamente all'intero campione, l'intensità del capitale fisico è elevata anche nel settore petrolifero.

Tenendo conto dell'obiettivo specifico di questo lavoro, ossia la valutazione dell'effetto delle attività innovative, l'analisi dello stock di capitale tecnologico risulta essere di particolare interesse. Se si considerano le imprese "R&D performing", l'intensità del capitale R&S è mediamente pari a 0.3. Inoltre, le imprese localizzate nel Nord Italia registrano un valore maggiore (0.37 per le imprese del Nord Ovest e 0.28 per le imprese del Nord Est) delle altre imprese (l'intensità della R&S è pari a 0.2 per le imprese del Centro Italia e 0.09 per le imprese meridionali). L'intensità del capitale tecnologico mostra una maggiore variabilità quando si considera la suddivisione per classi dimensionali: il

valore medio è pari a 0.36 per le imprese con più di 250 addetti, a 0.24 per le piccole imprese (11-20 addetti) ed a circa 0.2 per quelle di media dimensione (21-250 addetti). I risultati confermano, quindi, l'ipotesi schumpeteriana (Schumpeter, 1942), secondo cui le grandi imprese svolgono un ruolo fondamentale nell'innovazione<sup>9</sup>. Infine, l'intensità della R&S è alta nel settore chimico (0.78), elettrico (0.48) e non-elettrico (0.37), mentre è bassa per le imprese che operano nel settore del legno (0.03) e della carta (0.03) (Tabella 4.1).

Dall'analisi dei dati non sembra emergere un forte nesso causale tra innovazione e produttività del lavoro delle imprese. Infatti, ad eccezione della distribuzione per classi dimensionali, per le quali si osserva che le imprese più grandi investono mediamente di più in R&S, la relazione tra intensità del capitale tecnologico e produttività del lavoro non risulta chiara. Probabilmente ciò potrebbe essere dovuto al fatto che imprese che operano in settori diversi tendono a svolgere diverse attività di R&S e con diverse intensità. Anche il divario tra Nord e Sud, significativo se si osservano i valori medi dell'intensità del capitale tecnologico, non risulta evidente in termini di produttività del lavoro.

La tabella 4.2 riporta la distribuzione degli investimenti in R&S e del capitale tecnologico delle imprese "R&D performing". Si noti che gli investimenti in R&S e il capitale tecnologico presentano un'alta concentrazione. Il 5 per cento del campione delle imprese "R&D performing", che consiste in 28 imprese, assorbe il 71 per cento del totale degli investimenti in R&S ed il 74 per cento del totale del capitale tecnologico. Queste 28 imprese investono, in media, più di cinque milioni di euro all'anno in R&S. Inoltre, il 20 per cento del campione, formato da 111 imprese, detiene l'89 per cento degli investimenti in R&S e circa il 91 per cento del capitale tecnologico complessivo. Infine, per quanto detto, le distribuzioni presentano asimmetria positiva: il 50 per cento del

---

<sup>9</sup> In realtà, in alcuni lavori è emersa una relazione tra dimensione e intensità della R&S non positiva (Bound *et al.*, 1984; Cohen *et al.*, 1987; Cohen e Keppler, 1996; Sterlacchini, 1994). Questi risultati possono essere giustificati dal fatto che l'indicatore investimenti in R&S sottostimi l'attività innovativa delle piccole imprese, dal momento che le loro spese innovative riguardano più l'acquisto di macchinari e impianti tecnologicamente avanzati che attività di R&S (Archibugi *et al.*, 1996).

campione assorbe meno del 3 per cento degli investimenti in R&S e meno del 2 per cento dello stock di capitale tecnologico.

**Tabella 4.1 Imprese manifatturiere italiane dell'indagine Capitalia. Produttività del lavoro ed intensità del capitale fisico e tecnologico. Classificazione per settore di attività economica, area geografica e classe di addetti. Medie ponderate\*, 1998-2003**

Addetti	TOTALE										Imprese "R&D - Performing"															
	Y/L**					K/Y**					Y/L**					K/Y**					CT/Y**					
	11-20	21-50	51-250	>250	Total	11-20	21-50	51-250	>250	Total	11-20	21-50	51-250	>250	Total	11-20	21-50	51-250	>250	Total	11-20	21-50	51-250	>250	Total	
<b>SETTORE</b>																										
Alimentare	43	54	43	61	53	3.37	2.50	1.19	4.45	3.12	50	63	44	57	54	1.89	2.29	0.98	4.68	3.33	0.10	0.05	0.09	0.10	0.09	
Tessile e abbigliam.	52	49	41	61	55	0.69	0.97	1.33	1.28	1.19	53	51	41	67	60	0.78	1.02	1.21	1.15	1.11	0.32	0.20	0.20	0.06	0.12	
Cuoio	40	38	43		41	0.68	0.58	1.36		1.09	41	37	45		44	0.54	0.56	1.44		1.28	0.22	0.16	0.06		0.08	
Legno	34	43	37	72	44	0.86	1.76	1.26	1.46	1.43	31	46	40	72	49	0.90	1.03	1.28	1.46	1.28	0.11	0.06	0.02	0.01	0.03	
Carta, stampa e edit.	40	56	50	183	147	0.90	0.89	1.25	0.73	0.82	47	64	62	169	128	0.89	0.65	1.56	1.18	1.16	0.13	0.04	0.08	0.01	0.03	
Raffinerie di petrolio	74	260			229	1.32	1.92			1.82	54	98			80	0.74	0.51			0.61	0.07	0.18			0.13	
Chimica e fibre sintet.	69	78	67	74	73	1.09	1.40	1.30	0.59	0.83	59	99	67	74	73	1.06	1.11	1.28	0.59	0.77	0.51	0.67	0.26	0.94	0.78	
Gomma e plastica	49	45	60	81	67	0.95	1.19	2.79	1.62	1.79	65	49	59	81	72	1.17	1.31	1.79	1.62	1.60	0.34	0.13	0.32	0.41	0.35	
Minerali non metalli.	60	53	51	85	72	1.67	1.99	2.10	1.56	1.72	43	57	51	76	68	1.14	1.80	1.44	1.36	1.40	0.09	0.13	0.13	0.08	0.09	
Metallo e prod. in met.	63	46	73	60	62	1.23	1.34	1.21	1.74	1.36	48	39	48	62	53	1.06	1.40	1.52	1.42	1.41	0.11	0.06	0.16	0.50	0.30	
Macchine e app. mecc.	49	56	64	65	63	0.57	0.55	0.76	0.90	0.80	55	57	65	63	63	0.51	0.52	0.75	0.88	0.80	0.30	0.27	0.21	0.49	0.37	
App. elettrici e di prec.	40	44	59	51	51	0.63	0.56	0.67	1.02	0.85	43	45	60	51	52	0.67	0.54	0.65	1.01	0.85	0.15	0.22	0.42	0.58	0.48	
Mezzi di trasporto	39	42	35	58	55	0.71	0.87	0.99	1.56	1.48	43	34	38	61	59	0.82	2.22	1.15	1.30	1.30	0.04	0.03	0.23	0.23	0.22	
Altre ind. manifatt.	47	36	40	38	40	0.79	0.85	1.05	0.78	0.91	63	38	41	38	42	0.62	0.87	1.15	0.78	0.97	0.11	0.15	0.12	0.28	0.16	
<b>AREA</b>																										
Nord-Ovest	54	50	57	66	61	0.95	1.31	1.07	1.18	1.14	53	51	59	64	62	0.84	1.14	1.05	1.12	1.09	0.18	0.32	0.25	0.45	0.37	
Nord-Est	48	53	54	72	62	1.02	1.08	0.92	1.82	1.40	51	59	46	72	64	0.91	0.60	0.94	1.82	1.45	0.22	0.19	0.14	0.36	0.28	
Centro	58	50	60	120	90	1.03	0.87	1.30	1.05	1.06	55	54	66	64	62	0.80	0.97	1.35	1.12	1.13	0.45	0.14	0.17	0.21	0.20	
Sud	40	88	50	69	68	3.28	1.96	2.82	1.47	2.12	42	46	53	75	64	1.71	2.34	1.58	1.02	1.41	0.14	0.05	0.22	0.05	0.09	
<b>Totale</b>	52	58	55	79	67	1.27	1.27	1.18	1.38	1.31	52	54	55	68	63	0.94	1.04	1.07	1.40	1.26	0.24	0.19	0.20	0.36	0.30	

Fonte: Elaborazione su dati Capitalia

Note: \* I pesi sono dati dal rapporto tra il fatturato dell'impresa *i* ed il fatturato aggregato del gruppo di riferimento. \*\* Y/L= Valore aggiunto/addetti (in 000 di euro); K/Y=Capitale fisico/Valore aggiunto; CT/Y=Capitale tecnologico/Valore aggiunto.



**Tabella 4.2 Distribuzione e statistiche descrittive degli Investimenti in R&S e del capitale tecnologico. Valori medi, 1998-2003.**

	Investimenti in R&S		Capitale tecnologico	
	Percentuale cumulata	Valore medio	Percentuale cumulata	Valore medio
5% (28 imprese)	70.5%	5052	74.2%	24918
10% (56 imprese)	80.4%	2881	82.9%	13928
15% (84 imprese)	85.8%	2049	87.6%	9808
20% (111 imprese)	89.3%	1614	90.8%	7690
25% (139 imprese)	92.0%	1327	93.1%	6298
40% (223 imprese)	96.1%	865	96.9%	4089
50% (279 imprese)	97.7%	702	98.2%	3311
100% (557 imprese)	100%	360.1	100%	1688.7
Media	360.1		1688.7	
Minimo	0		0	
Massimo	42099.9		170212.8	
1° quartile	0		33.9	
Mediana	29.4		162.0	
3° quartile	146.8		645.7	
Coefficiente di variazione	5.2		5.7	
Osservazioni	3342		3342	

*Fonte:* Elaborazione su dati Capitalia

*Nota:* Valori espressi in .000 di Euro.

#### **4.5 La relazione tra produzione e spillovers tecnologici per le imprese manifatturiere italiane**

In questo paragrafo vengono presentati i valori stimati dell'elasticità dell'output rispetto a ciascun fattore produttivo e del tasso di rendimento del capitale tecnologico e dello stock di spillovers.

I risultati sono stati ottenuti stimando il sistema di equazioni 4.6-4.9 con il metodo dei minimi quadrati a tre stadi non lineare (cfr. par. 4.3). Il problema della selezione del campione viene preso in considerazione tramite la stima con variabili strumentali a due stadi: le probabilità stimate ottenute dalla stima probit di primo stadio vengono utilizzate come variabili strumentali nella stima del sistema di equazioni (cfr. par. 4.3). Oltre alle probabilità stimate, vengono utilizzate come variabili strumentali anche il tasso di variazione ritardato di un periodo del

capitale umano, il tasso di variazione degli investimenti in ICT, e i valori ritardati di un periodo di tutte le variabili endogene (lavoro, capitale fisico, capitale tecnologico e i loro valori al quadrato).

I valori delle elasticità dell'output rispetto a ciascun fattore produttivo sono ottenuti come combinazioni dei parametri derivati dalla stima della funzione di produzione translog.

In particolare, seguendo Verspagen (1995) e Saal (2001), l'elasticità dell'output in relazione a ciascun fattore produttivo viene determinata attraverso le seguenti espressioni:

$$e_L = \left( \hat{\alpha}_L^* + \hat{\beta}_{LL}^* \overline{\ln L_{it}} + \hat{\beta}_{LK}^* \overline{\ln K_{it}} + \hat{\beta}_{LCt}^* \overline{\ln CT_{it}} + \hat{\beta}_{LSp}^* \overline{\ln Spill_{it}} + \hat{\gamma}_{LT}^* \overline{T} \right) \cdot \hat{\theta} \quad [4.19]$$

$$e_K = \left( \hat{\alpha}_K^* + \hat{\beta}_{LK}^* \overline{\ln L_{it}} + \hat{\beta}_{KK}^* \overline{\ln K_{it}} + \hat{\beta}_{KCt}^* \overline{\ln CT_{it}} + \hat{\beta}_{KSp}^* \overline{\ln Spill_{it}} + \hat{\gamma}_{KT}^* \overline{T} \right) \cdot \hat{\theta} \quad [4.20]$$

$$e_{Ct} = \left( \hat{\alpha}_{Ct}^* + \hat{\beta}_{LCt}^* \overline{\ln L_{it}} + \hat{\beta}_{KCt}^* \overline{\ln K_{it}} + \hat{\beta}_{CtCt}^* \overline{\ln CT_{it}} + \hat{\beta}_{CtSp}^* \overline{\ln Spill_{it}} + \hat{\gamma}_{CtT}^* \overline{T} \right) \cdot \hat{\theta} \quad [4.21]$$

$$e_{Sp} = \left( \hat{\alpha}_{Sp}^* + \hat{\beta}_{LSp}^* \overline{\ln L_{it}} + \hat{\beta}_{KSp}^* \overline{\ln K_{it}} + \hat{\beta}_{CtSp}^* \overline{\ln CT_{it}} + \hat{\beta}_{SpSp}^* \overline{\ln Spill_{it}} + \hat{\gamma}_{SpT}^* \overline{T} \right) \cdot \hat{\theta} \quad [4.22]$$

in cui  $e_L$ ,  $e_K$ ,  $e_{Ct}$  e  $e_{Sp}$  rappresentano l'elasticità della produzione rispetto al lavoro, al capitale fisico, al capitale tecnologico ed allo stock di spillovers, rispettivamente, mentre la linea sopra ciascuna variabile indica il relativo valore medio<sup>10</sup>. Con analogo procedimento, le stime del tasso di rendimento del capitale tecnologico  $r_{Ct}$  e dello stock di spillovers  $r_{Sp}$  (cfr. par. 1.2.2) sono determinate considerando le seguenti equazioni (Verspagen, 1995; Saal, 2001):

$$r_{Ct} = e_{Ct} \frac{\overline{Y}}{\overline{CT}} \quad [4.23]$$

e

$$r_{Sp} = e_{Sp} \frac{\overline{Y}}{\overline{Spill}} \quad [4.24]$$

<sup>10</sup> Le elasticità sono state determinate considerando anche, oltre al valore medio, il valore mediano di ciascun input; i risultati, però, non presentano differenze sostanziali rispetto a quelle che si ottengono considerando il valore medio.

in cui  $\bar{Y}$ ,  $\overline{CT}$  e  $\overline{Spill}$  indicano il valore medio del valore aggiunto, del capitale tecnologico e dello stock di spillovers, rispettivamente.

Inoltre, nell'analisi empirica vengono effettuati diversi test per verificare che la specificazione adottata e i metodi di stima implementati siano appropriati.

Un primo test che si effettua è quello sulla significatività congiunta dei coefficienti relativi alle variabili interazione ed alle variabili al quadrato dell'equazione 4.6. In particolare, il test che viene effettuato è quello sulla validità dell'ipotesi che i coefficienti  $\beta$ ,  $\gamma$  e  $\delta$  siano significativi. L'ipotesi nulla è data, quindi, da:

$$H_0 = \beta_{LK} = \beta_{LCt} = \beta_{LSp} = \beta_{KCt} = \beta_{KSp} = \beta_{CtSp} = \beta_{LL} = \beta_{KK} \\ = \beta_{CtCt} = \beta_{SpSp} = \delta_{TT} = \gamma_{TL} = \gamma_{TK} = \gamma_{TCt} = \gamma_{TSp} = 0 \quad [4.25]$$

mentre l'ipotesi alternativa è che i coefficienti siano congiuntamente diversi da zero. A tal fine viene effettuata la stima dell'equazione 4.6 tramite il metodo delle variabili strumentali non lineare, imponendo le restrizioni espresse sotto l'ipotesi nulla 4.25<sup>11</sup>.

Un secondo test che si effettua riguarda l'ipotesi sui rendimenti di scala; in particolare, si verifica la seguente ipotesi nulla:  $H_0 : \theta = 1$  contro l'ipotesi alternativa che  $\theta$  sia diverso da uno<sup>12</sup>.

Infine, vengono effettuati il test di Hansen sulla validità delle variabili strumentali<sup>13</sup> ed il test di Breusch-Godfrey sulla correlazione degli errori<sup>14</sup> nel tempo.

---

<sup>11</sup> La statistica test utilizzata è  $F = \frac{(R_{UR}^2 - R_R^2)/m}{(1 - R_{UR}^2)/(n - k)}$  in cui  $R_{UR}^2$  è relativo alla stima della funzione di produzione translog,  $R_R^2$  si riferisce, invece, alla funzione Cobb-Douglas,  $m$  è il numero di restrizioni, che, secondo l'ipotesi nulla 4.25 sono 15,  $n$  è il numero di osservazioni e  $k$  è il numero di parametri nel modello non ristretto. Sotto l'ipotesi nulla la statistica test  $F$  si distribuisce secondo una  $F$  di Fisher con  $m$  gradi di libertà al numeratore ed  $(n-k)$  gradi di libertà al denominatore.

<sup>12</sup> La statistica-test utilizzata è la seguente:  $t = \frac{\hat{\theta} - 1}{s.e.(\hat{\theta})}$  che, sotto l'ipotesi nulla, si distribuisce secondo una  $t$  di Student con  $n-k$  gradi di libertà, in cui  $n$  è il numero di osservazioni e  $k$  è il numero di parametri.

<sup>13</sup> Il test di Hansen verifica l'ipotesi di validità delle variabili strumentali quando il numero di strumenti usati è maggiore del numero di regressori. Per determinare la statistica test, è necessario prima regredire i residui ottenuti dalla stima di tutte le variabili esogene, comprese quelle

### 4.5.1 Risultati delle stime

La tabella 4.3 presenta i risultati delle stime del sistema di equazioni 4.6-4.9 con le diverse misure di spillovers. In particolare, la prima colonna presenta i risultati relativi all'indicatore di spillovers ottenuto come somma non ponderata dello stock di tecnologia esterna (modello A), la seconda colonna mostra i risultati ottenuti utilizzando come metodo di ponderazione dei flussi tecnologici l'indice di similarità simmetrico (modello B), la terza colonna riporta i risultati relativi alla misura di similarità asimmetrica (modello C), la quarta colonna si riferisce al sistema di ponderazione basato sulla prossimità geografica (modello D) e, infine, l'ultima colonna è relativa all'indice di similarità asimmetrico tecnologico-geografico (modello E).

In primo luogo, si noti che in tutte le stime effettuate il test di Hansen mostra la validità delle variabili strumentali utilizzate e il test di Breusch-Godfrey indica l'assenza di autocorrelazione di primo e secondo grado, ad eccezione della stima con spillovers geografici, in cui non si rifiuta l'ipotesi di correlazione di primo grado.

Relativamente ai parametri stimati, il test  $F$  di Fisher rifiuta l'ipotesi che i coefficienti  $\beta$ ,  $\gamma$  e  $\delta$  siano congiuntamente pari a zero, indicando che l'utilizzo della funzione translog sia più adeguato rispetto alla funzione Cobb-Douglas. Inoltre, il valore dei rendimenti di scala risulta essere in tutti i casi maggiore di uno; in particolare, varia da 1.13 (modello C) a 1.3 (modello A). In dettaglio, si osserva che la somma delle elasticità dei fattori produttivi tradizionali (lavoro, capitale fisico e capitale tecnologico) è, in quasi tutti i casi, minore di uno. Un primo risultato che emerge, quindi, è che se si considerano i fattori produttivi classici i rendimenti di scala della

---

strumentali. Una volta calcolato il test  $F$  sulla significatività congiunta delle variabili strumentali, si ottiene la statistica test di Hansen:  $J = m \cdot F$  in cui  $m$  è dato dal numero di variabili strumentali. Sotto l'ipotesi nulla, la statistica  $J$  si distribuisce secondo una chi-quadrato con  $m-z$  (in cui  $z$  è il numero di variabili endogene) gradi di libertà.

<sup>14</sup> Il test considerato è robusto rispetto all'eteroschedasticità. Nel caso generale in cui si vuole verificare se c'è correlazione di grado  $q$ , tale test consiste nel regredire i residui  $\varepsilon$  ottenuti dalla stima del modello considerato (nel nostro caso la funzione di produzione translog) e ritardati di  $1, 2, \dots, q$  periodi su tutti i regressori del modello. Da queste stime si ricavano i residui  $r_1, r_2, \dots, r_q$ . In seguito, si regredisce il vettore  $\mathbf{1}$  su  $r_1\varepsilon, r_2\varepsilon, \dots, r_q\varepsilon$ . Da questa stima si determina il moltiplicatore di Lagrange  $LM=(N-SSR)$  in cui  $N$  è il numero di osservazioni e  $SSR$  è la somma dei residui al quadrato. Sotto l'ipotesi nulla la statistica  $LM$  si distribuisce secondo una chi-quadrato con  $q$  gradi di libertà.

produzione sono decrescenti. Tuttavia, l'esistenza di spillovers tecnologici permette di ottenere rendimenti di scala crescenti.

I risultati relativi all'elasticità dei fattori produttivi tradizionali, capitale fisico e lavoro, sono vicini alle quote di lavoro e capitale fisico nella ripartizione teorica del valore aggiunto. Più precisamente, le elasticità della produzione rispetto al lavoro ed al capitale fisico sono rispettivamente pari a 0.61 e 0.19 in quasi tutte le stime, ad eccezione della stima con spillovers asimmetrici tecnologici (0.64 e 0.23, rispettivamente) e con spillovers asimmetrici tecnologico-geografici (0.62 e 0.20, rispettivamente).

Anche le differenze tra le diverse stime dell'elasticità dell'output rispetto al capitale tecnologico non risultano essere significative. Il valore stimato risulta essere in tre stime su cinque pari a 0.14; esso assume un valore leggermente minore nel modello B (0.12) e leggermente maggiore nel modello C (0.17). Questi risultati sono in linea con quelli ottenuti in altri lavori aventi come obiettivo la stima dell'elasticità dell'output in relazione al capitale tecnologico (Mairesse e Hall, 1996; Hall e Mairesse, 1995; Harhoff, 1998; Aiello, Cardamone e Pupo, 2005).

Come si nota dalla tabella 4.3, l'impatto degli spillovers sulla produzione è positivo e significativo in tutte le stime. Esso è relativamente alto e pari a 0.34 se si considera come *proxy* degli spillovers la somma non ponderata del capitale tecnologico delle altre imprese (modello A), ed a 0.35 se si considera l'indicatore di spillovers ottenuto utilizzando il sistema simmetrico tecnologico (modello B). Se si utilizza il sistema di ponderazione asimmetrico tecnologico (modello C) si ottiene, invece, un valore relativamente basso, pari a 0.08<sup>15,16</sup>. La tabella 4.3 mostra anche che l'impatto degli spillovers geografici (modello D) risulta essere rilevante (l'elasticità media è pari a 0.32). Il valore dell'elasticità della produzione in relazione agli spillovers, calcolati utilizzando come sistema di ponderazione l'indice asimmetrico tecnologico-geografico e dell'indice di

---

<sup>15</sup> Un valore simile è stato ottenuto da Jaffe (1988) il quale, considerando un campione di 573 imprese statunitensi nel periodo 1972-1977, effettua un'analisi cluster sulla base dell'indice di similarità coseno calcolato con i dati sui brevetti e, successivamente, valuta l'elasticità dell'output rispetto allo stock di tecnologia esterna prodotta dalle imprese che appartengono allo stesso cluster.

<sup>16</sup> E' utile osservare che in questo caso l'R-quadro di McElroy, che misura la bontà di adattamento del sistema di equazioni, risulta essere più elevato rispetto alle altre stime.

prossimità geografica (modello E), risulta essere pari a 0.29. Tale risultato è simile a quello ottenuto da Cincera (2005)<sup>17</sup>. Los e Verspagen (2002), i quali determinano, analogamente a Cincera (2005), l'indicatore di spillovers utilizzando l'indice simmetrico coseno basato sul numero di brevetti, considerando un campione di 680 imprese manifatturiere statunitensi nel periodo 1977-1981, ottengono un valore più elevato dell'elasticità degli spillovers, pari a circa 0.56.

La tabella 4.3 presenta, inoltre, il tasso di rendimento del capitale tecnologico e degli spillovers<sup>18</sup>. Il tasso di rendimento del capitale tecnologico risulta essere relativamente alto, e varia da un valore minimo pari a 39 per cento (modello B) a 51 per cento (modello C)<sup>19</sup>. Il tasso di rendimento degli spillovers, invece, risulta essere relativamente basso e compreso tra a 0.2 per cento se si utilizzano gli spillovers non ponderati (modello A), e 0.48 per cento se si considera lo stock di spillovers simmetrici tecnologici (modello B). Si noti, inoltre, che se si considerano gli spillovers asimmetrici tecnologici (modello C) e gli spillovers geografici (modello D) si ottiene un valore molto simile del tasso di rendimento, pari a circa 0.3 per cento.

In sintesi, i risultati confermano una delle nostre ipotesi di partenza, ossia che l'elasticità stimata dell'output in relazione allo stock di spillovers vari a seconda del sistema di ponderazione utilizzato per derivare l'intensità dell'assorbimento di tecnologia esterna. In primo luogo si osserva che i risultati ottenuti considerando sistemi di ponderazione simmetrici non presentano differenze rilevanti (essendo le elasticità pari a 0.35, 0.34 e 0.32 se si considerano, rispettivamente, gli spillovers non ponderati, gli spillovers tecnologici simmetrici e gli spillovers geografici).

---

<sup>17</sup> Cincera (2005), considerando un campione di 625 grandi imprese di diversi paesi per il periodo 1987-1994, calcola l'indice di similarità coseno basandosi sul numero di brevetti. Utilizzando tale misura, Cincera effettua un'analisi cluster e successivamente valuta l'elasticità dell'output rispetto allo stock di spillovers, suddividendo tale stock in flusso di tecnologia proveniente dalle imprese che appartengono allo stesso cluster e flusso tecnologico tra imprese che appartengono a cluster differenti. L'elasticità dell'output rispetto allo stock di spillovers interni al cluster risulta essere pari a 0.25, mentre quella relativa agli spillovers esterni al cluster è pari a 0.37 (Cincera, 2005).

<sup>18</sup> Il tasso di rendimento è al netto del deprezzamento, dal momento che viene determinato utilizzando il capitale tecnologico, costruito considerando un tasso di deprezzamento pari a 15 per cento.

<sup>19</sup> Sebbene la derivazione del tasso di rendimento si basi su metodi di calcolo differenti, valori relativamente elevati del tasso di rendimento netto della R&S sono stati ottenuti anche da Hall e Mairesse (1995) e da Harhoff (1998). Per maggiori dettagli si rimanda al capitolo 1 (tabella 1.2).

L'utilizzo di una misura asimmetrica dell'intensità dei flussi tecnologici, basata sull'indice di similarità e sull'efficienza tecnica, implica un valore sostanzialmente più basso (0.08) dell'elasticità dell'output rispetto allo stock di spillovers. L'elasticità media diventa, infine, pari a 0.29 se si considera la combinazione tra l'indice di similarità asimmetrico e la misura di prossimità geografica. Tale valore risulta essere più vicino a quello che si ottiene considerando gli spillovers geografici che non a quello che si ottiene utilizzando gli spillovers asimmetrici tecnologici; pertanto, esso sembrerebbe mostrare che la vicinanza geografica sia fondamentale nella diffusione della tecnologia tra le imprese manifatturiere italiane.

**Tabella 4.3 Elasticità della produzione e tasso di rendimento del capitale tecnologico e dello stock di spillovers per le imprese manifatturiere italiane, 1998-2003. Metodo di Stima: 3SLS non lineare.**

	Spill. non ponderati	Spill. Simmetr. Tecnologici	Spill. Asimmetr. Tecnologici	Spill. Geografici	Spill. Asimm. Technolog. - Geograf.
	Modello A $u_{ij}=1$	Modello B $u_{ij}=\omega_{ij}$	Modello C $u_{ij}=\tilde{\omega}_{ij}$	Modello D $u_{ij}=g_{ij}$	Modello E $u_{ij}=V_{ij}$
<b>Fattori produttivi</b>	<b>Elasticità dell'output</b>				
<b>L</b>	0.6108 *** (.00048)	0.6069 *** (.00047)	0.6384 *** (.00062)	0.6061 *** (.00047)	0.6240 *** (.0005)
<b>K</b>	0.1878 *** (.00022)	0.1881 *** (.00023)	0.2310 *** (.00027)	0.1904 *** (.00023)	0.1997 *** (.00023)
<b>CT</b>	0.1367 *** (.00017)	0.1295 *** (.00017)	0.1688 *** (.0002)	0.1379 *** (.00016)	0.1425 *** (.00017)
<b>SPILL</b>	0.3397 *** (.00122)	0.3531 *** (.00126)	0.0760 *** (.00117)	0.3183 *** (.0012)	0.2867 *** (.00123)
	<b>Tasso di rendimento</b>				
<b>CT</b>	0.4099 *** (.0005)	0.3884 *** (.0005)	0.5061 *** (.0006)	0.4137 *** (.00049)	0.4274 *** (.0005)
<b>SPILL</b>	0.0022 *** (.00001)	0.0048 *** (.00002)	0.0035 *** (.00005)	0.0031 *** (.00001)	0.0047 *** (.00002)
<b>Rendim di scala</b>	1.296 *** (.00118)	1.288 *** (.00117)	1.133 *** (.00135)	1.278 *** (.00116)	1.274 *** (.00121)
<b>Numero di osservazioni</b>	1083	1083	1083	1083	1083
<b>R-quadro MC-ELROY</b>	0.50	0.50	0.53	0.51	0.51
t-test $H_0 : \theta = 1$	251.38 ***	247.18 ***	98.07 ***	240.63 ***	226.15 ***
F-test $H_0 : \beta, \gamma, \delta = 0$	145.76 ***	149.28 ***	129.12 ***	144.79 ***	143.74 ***
Hansen J-test	5.49	4.68	5.67	5.04	6.84
p-value	0.139	0.197	0.129	0.169	0.077
BG-test [AR(1)]	0.10	0.13	0.34	8.83	0.20
BG-test [AR(2)]	0.83	2.56	2.32	5.94	1.31

Note: Errori standard riportati in parentesi. (\*\*\*) indica significatività all'1%

Le variabili strumentali sono: valori ritardati di un anno dei regressori endogeni (lavoro, capitale fisico, capitale tecnologico e i loro valori al quadrato), probabilità stimate ottenute dalla stima probit, tasso di variazione ritardato di un anno del capitale umano, tasso di variazione degli investimenti in ICT



#### 4.5.2 Risultati delle stime per area geografica

La tabella 4.4 presenta le stime relative all'elasticità dell'output rispetto a ciascun fattore produttivo ed al tasso di rendimento del capitale tecnologico e dello stock di spillovers per area geografica. Le stime presentate in questo paragrafo sono relative al sistema di ponderazione asimmetrico tecnologico (colonne 1, 4 e 7), geografico (colonne 2, 5 e 8) e asimmetrico tecnologico-geografico (colonne 3, 6 e 9). La scelta di considerare solo queste tre misure del flusso di tecnologia tra imprese è dovuto al fatto che, per quanto detto nel capitolo precedente, la somma del capitale tecnologico non ponderato e l'indice di similarità simmetrico rappresentano misure non corrette della diffusione della tecnologia tra imprese (cfr. par. 3.3 e 3.4.2).

Un primo risultato che emerge è che, così come per le stime per l'Italia, i test mostrano in quasi tutti i casi la validità delle variabili strumentali considerate<sup>20</sup> e l'assenza di autocorrelazione di primo e secondo grado. Inoltre, si rifiuta sempre l'ipotesi che il modello adeguato sia la specificazione Cobb-Douglas. In aggiunta, si noti che in tutti i casi i rendimenti di scala risultano essere significativamente maggiore di uno.

Come si osserva dalla tabella 4.4, le elasticità della produzione rispetto al lavoro, al capitale fisico ed al capitale tecnologico risultano differire leggermente tra le diverse aree del paese. In particolare, l'elasticità della produzione rispetto al lavoro è in quasi tutte le stime maggiore per le imprese del Nord-Est (con un valore stimato compreso tra 0.62 e 0.64), e minore per quelle del Centro-Sud (con un valore compreso tra 0.58 e 0.64), ad eccezione della specificazione con spillovers asimmetrici tecnologici, dove si osserva il maggiore valore dell'elasticità del lavoro per le imprese localizzate nel Centro-Sud d'Italia (0.64). Viceversa, l'elasticità della produzione rispetto al capitale fisico è più elevata per le imprese del Centro-Sud (varia da 0.23 a 0.26) e più bassa per le imprese del Nord Est (varia da 0.17 a 0.21) (Tabella 4.4).

---

<sup>20</sup> Il test di Hansen risulta essere non significativo al 5% ed all'1% nelle stime relative al Nord Ovest e sistema di ponderazione asimmetrico tecnologico (colonna 1) e geografico (colonna 2), mentre è significativo all'1% per le stime relative al Nord Ovest e sistema di ponderazione asimmetrico tecnologico-geografico (colonna 3) e per l'area del Nord Est e stock di spillovers asimmetrici tecnologici (colonna 4).

Se si considera il capitale tecnologico, le imprese del Nord registrano una più elevata elasticità (con un valore che varia da 0.14 a 0.17) rispetto a quelle localizzate nel Centro Sud (da 0.12 a 0.17).

Relativamente alla stima dell'elasticità della produzione rispetto allo stock di spillovers, se si considerano i diversi metodi di ponderazione emergono le stesse differenze osservate nella stima per l'Italia. In particolare, l'elasticità risulta essere relativamente elevata se si considerano gli spillovers geografici (varia da 0.27 per le imprese del Nord Est a 0.35 per le imprese del Centro-Sud), e molto più bassa in caso di spillovers tecnologici asimmetrici (il valore stimato è compreso tra 0.03, osservato per le imprese del Nord Est, e 0.12, relativo alle imprese del Centro-Sud).

I risultati cambiano, inoltre, a seconda della localizzazione. In particolare, per le imprese del Centro-Sud le elasticità stimate dello stock di spillovers sono maggiori qualsiasi sia il metodo di ponderazione considerato (se, ad esempio, si considera il metodo di ponderazione asimmetrico tecnologico-geografico, l'elasticità stimata è pari a circa 0.35). Le imprese del Nord Est, invece, registrano il valore più basso dell'elasticità (in caso di spillovers asimmetrici tecnologico-geografici, il valore stimato è pari a 0.24). Questi risultati potrebbero essere dovuti al fatto che le imprese del Centro-Sud più che innovare assorbono la tecnologia esterna<sup>21</sup>. In tal caso, potrebbe essere auspicabile un intervento di *policy* che incentivi le imprese del Centro Sud ad investire in R&S.

Anche il tasso di rendimento del capitale tecnologico varia a seconda della localizzazione. In particolare, esso risulta essere sostanzialmente elevato per le imprese del Centro-Sud, pari a 86 per cento se si considera il metodo di ponderazione asimmetrico tecnologico-geografico, mentre i valori che si ottengono per le imprese settentrionali sono in linea con quelli ottenuti per l'intero campione. Il tasso di rendimento degli spillovers è, invece, basso qualunque sia il metodo di ponderazione e l'area geografica considerata. Relativamente alle stime

---

<sup>21</sup> A supporto dell'affermazione che le imprese localizzate nell'Italia centrale e meridionale innovano poco rispetto alle imprese del Nord, si può osservare nella tabella 4.1 come l'intensità del capitale tecnologico per le imprese del centro-sud sia più bassa rispetto alle altre imprese.

che si ottengono utilizzando il sistema di ponderazione asimmetrico tecnologico-geografico, si ha che il tasso di rendimento dello stock di tecnologia esterna varia da 0.38 per cento, osservato per le imprese del Nord Est, a 0.5 per cento, che si ottiene per le imprese del Nord Ovest d'Italia.

In sintesi, i risultati mostrano che l'impatto degli spillovers sulla produzione è positivo e significativo in tutte le specificazione considerate. Esso risulta maggiore per le imprese localizzate al Centro-Sud rispetto a quelle localizzate nell'Italia settentrionale. I risultati relativi all'elasticità dello stock di spillovers, inoltre, cambiano significativamente a seconda del metodo di ponderazione considerato per la determinazione dell'indicatore di spillovers.

**Tabella 4.4 Elasticità della produzione e tasso di rendimento del capitale tecnologico e dello stock di spillovers per area geografica, 1998-2003. Metodo di Stima: 3SLS non lineare.**

Elasticità dell'output	NORD OVEST			NORD EST			CENTRO SUD		
	Spill. Asimmetr. Tecnologici Colonna 1 § $U_{ij} = \tilde{\omega}_{ij}$	Spill. Geografici Colonna 2 § $U_{ij} = g_{ij}$	Spill. Asimm. Technolog. - Geograf. Colonna 3 § $U_{ij} = V_{ij}$	Spill. Asimmetr. Tecnologici Colonna 4 $U_{ij} = \tilde{\omega}_{ij}$	Spill. Geografici Colonna 5 $U_{ij} = g_{ij}$	Spill. Asimm. Technolog. - Geograf. Colonna 5 $U_{ij} = V_{ij}$	Spill. Asimmetr. Tecnologici Colonna 7 $U_{ij} = \tilde{\omega}_{ij}$	Spill. Geografici Colonna 8 $U_{ij} = g_{ij}$	Spill. Asimm. Technolog. - Geograf. Colonna 9 $U_{ij} = V_{ij}$
	L	0.6302 *** (.00096)	0.6090 *** (.00075)	0.6202 *** (.00078)	0.6380 *** (.00096)	0.6207 *** (.00073)	0.6330 *** (.00076)	0.6452 *** (.00132)	0.5774 *** (.00099)
K	0.2242 *** (.00043)	0.1838 *** (.00035)	0.1930 *** (.00036)	0.2122 *** (.00041)	0.1728 *** (.00033)	0.1814 *** (.00035)	0.2606 *** (.00056)	0.2323 *** (.0005)	0.2366 *** (.00049)
CT	0.1749 *** (.00033)	0.1439 *** (.00028)	0.1492 *** (.00028)	0.1735 *** (.00033)	0.1427 *** (.00027)	0.1485 *** (.00027)	0.1698 *** (.00039)	0.1234 *** (.00033)	0.1293 *** (.00033)
SPILL	0.0766 *** (.00188)	0.3200 *** (.00193)	0.2842 *** (.00195)	0.0299 *** (.00181)	0.2773 *** (.00185)	0.2360 *** (.00187)	0.1351 *** (.00217)	0.3457 *** (.00237)	0.3455 *** (.00246)
Tasso di rendimento CT	0.4408 *** (.00084)	0.3629 *** (.0007)	0.3761 *** (.00071)	0.5107 *** (.00097)	0.4201 *** (.00078)	0.4369 *** (.0008)	1.1410 *** (.00262)	0.8293 *** (.00219)	0.8693 *** (.00223)
SPILL	0.0042 *** (.0001)	0.0033 *** (.00002)	0.0050 *** (.00003)	0.0015 *** (.00009)	0.0027 *** (.00002)	0.0038 *** (.00003)	0.0040 *** (.00006)	0.0030 *** (.00002)	0.0046 *** (.00003)
Rendim di scala	1.120 *** (.00208)	1.274 *** (.00182)	1.261 *** (.00188)	1.108 *** (.00206)	1.275 *** (.00177)	1.259 *** (.00184)	1.193 *** (.00306)	1.235 *** (.00226)	1.287 *** (.00256)
Numero di osservazioni	419	419	419	349	349	349	252	252	252
R-quadro MC-ELROY	0.54	0.52	0.52	0.57	0.55	0.55	0.44	0.44	0.43
t-test $H_0 : \theta = 1$	57.65 ***	150.33 ***	138.76 ***	52.08 ***	154.76 ***	140.86 ***	63.07 ***	103.83 ***	112.25 ***
F-test $H_0 : \beta, \gamma, \delta = 0$	38.60 ***	47.46 ***	45.93 ***	31.42 ***	39.76 ***	38.29 ***	84.64 ***	121.16 ***	111.19 ***
Hansen J-test	17.8	14.1	11.3	10.71	6.21	5.67	5.04	3.87	4.14
p-value	0.001	0.007	0.023	0.013	0.102	0.129	0.169	0.276	0.247
BG-test [AR(1)]	0.27	0.09	0.13	0.12	0.03	0.05	0.08	0.04	0.05
BG-test [AR(2)]	1.67	0.56	0.70	1.47	0.77	1.06	0.27	0.16	0.20

Note: Errori standard riportati in parentesi. (\*\*\*) indica significatività all'1%. Le variabili strumentali sono i valori ritardati di un anno dei regressori endogeni (lavoro, capitale fisico, capitale tecnologico e i loro valori al quadrato), probabilità stimate ottenute dalla stima probit, tasso di variazione ritardato di un anno del capitale umano, tasso di variazione degli investimenti in ICT. § In queste stime si è considerata come variabile strumentale anche il tasso di variazione del costo del lavoro.

## 4.6 Conclusioni

In questo capitolo è stato valutato l'impatto degli spillovers tecnologici sulla produzione delle imprese manifatturiere italiane. Rispetto alla letteratura di riferimento, vengono apportati due principali miglioramenti. Il primo consiste nell'utilizzo di una funzione di produzione (la funzione translog) che non vincola l'elasticità di sostituzione tra i fattori produttivi ad alcun valore. La validità dell'utilizzo della specificazione translog rispetto a quella Cobb-Douglas è stata testata empiricamente.

Il secondo miglioramento riguarda il metodo di stima considerato, che tiene conto dell'endogeneità e della selezione del campione. Quest'ultimo problema è dovuto al fatto che la scelta di utilizzare una specificazione in logaritmi come la funzione translog non permette di tenere conto delle imprese che non hanno investito in R&S. L'eventuale correlazione tra la funzione di produzione e l'equazione che descrive le decisioni di investire in R&S da parte delle imprese, se non fosse presa in considerazione, determinerebbe stime distorte dei parametri. Nella letteratura di riferimento i problemi dell'endogeneità e della selezione non sono mai stati presi in considerazione congiuntamente.

Il campione utilizzato nell'analisi empirica consiste in un panel bilanciato di 1203 imprese manifatturiere italiane, di cui 557 "R&D performing", per il periodo 1998-2003, ottenuto utilizzando l'ottava e la nona indagine sulle imprese manifatturiere italiane effettuate da Capitalia.

I risultati ottenuti dalla stima di un sistema di equazioni non lineare mostrano che le elasticità dell'output rispetto al lavoro ed al capitale fisico sono vicine alle loro quote teoriche relative alla ripartizione del valore aggiunto. L'elasticità dell'output rispetto al capitale tecnologico è in linea con quella stimata in altri lavori (Mairesse e Hall, 1996; Hall e Mairesse, 1995; Harhoff, 1998; Aiello, Cardamone e Pupo, 2005) e pari a circa 0.14.

Inoltre, l'analisi empirica mostra che l'elasticità stimata dell'output in relazione allo stock di spillovers varia a seconda del sistema di ponderazione utilizzato per derivare l'indicatore di tecnologia esterna. In

particolare, i risultati che si ottengono considerando sistemi di ponderazione simmetrici (ossia somma non ponderata del capitale tecnologico delle altre imprese, indice di similarità simmetrico, indice di prossimità geografica) non presentano differenze rilevanti. Tuttavia, se si utilizza una trasformazione asimmetrica dell'indice di similarità, basata sull'efficienza tecnica delle singole imprese, si ha un valore più basso dell'elasticità media dell'output rispetto allo stock di spillovers (0.08) e un valore leggermente più alto dell'R-quadro di Mc-Elroy, che misura la bontà di adattamento del sistema. Combinando la misura di similarità asimmetrica e la prossimità geografica si ottiene un'elasticità media sostanzialmente più elevata e pari a circa 0.29.

Se si suddivide il campione per area geografica, si osserva che le imprese del Centro-Sud presentano un valore leggermente più basso dell'elasticità del capitale tecnologico ed un valore sostanzialmente più elevato dell'elasticità dello stock di spillovers rispetto alle imprese del Nord d'Italia, indipendentemente del metodo di ponderazione dei flussi tecnologici considerato. Questi risultati mostrano che, rispetto alle imprese del Nord, le imprese localizzate nell'Italia centrale e meridionale registrano un impatto maggiore della tecnologia esterna sulla produzione ed un effetto minore del proprio stock di tecnologia sull'output.

Vengono, inoltre, riportati i valori stimati del tasso di rendimento netto del capitale tecnologico e dello stock di spillovers. Il tasso di rendimento stimato del capitale tecnologico presenta differenze rilevanti a seconda della localizzazione delle imprese. Esso è pari a circa il 40 per cento per le imprese settentrionali, mentre varia dall'83 per cento al 114 per cento per le imprese centro-meridionali. Il tasso di rendimento dello stock di spillovers, invece, risulta essere sempre molto basso. Quest'ultimo valore, però, è solo un indicatore parziale dei benefici sociali della tecnologia disponibile in un sistema economico. Per ottenere una misura complessiva dei benefici sociali derivanti dalle attività innovative effettuate in un sistema economico, è necessario sommare i benefici marginali che la tecnologia esterna determina su ciascuna impresa.

In sintesi, i risultati confermano una delle ipotesi di questo lavoro, ossia che considerando diversi metodi di ponderazione dei flussi tecnologici si ottengono diverse misure dell'impatto dello stock di

spillovers sulla produzione. In particolare, il modello in cui si utilizza lo stock di spillovers determinato tramite l'indice asimmetrico tecnologico è quello che si adatta meglio a spiegare la relazione tra produzione e diffusione tecnologica.

Inoltre, l'impatto degli spillovers sulla produzione è positivo e significativo in tutte le specificazioni considerate e risulta maggiore per le imprese localizzate nel Centro-Sud rispetto a quelle localizzate nell'Italia settentrionale, per le quali si osserva un minore impatto delle attività interne di R&S sulla produzione.

Questo risultato potrebbe essere dovuto alla minore propensione ad innovare da parte delle imprese dell'Italia centrale e meridionale rispetto a quelle del Nord d'Italia. Probabilmente, ciò deriva dal fatto che il ridotto ammontare delle Spese in R&S derivi non da una minore propensione delle imprese italiane ad investire in R&S quanto, piuttosto, da una struttura e da una specializzazione produttiva in cui l'innovazione tecnologica si basa essenzialmente sull'acquisto di prodotti e di macchine ad alta tecnologia a causa, soprattutto, di una bassa necessità e/o possibilità di sviluppare autonomi processi di ricerca ed innovazione tecnologica (Osservatorio Enea, 2006).

---

## 5. COMPLEMENTARIETÀ / SOSTITUIBILITÀ DEI FATTORI PRODUTTIVI: ULTERIORI SVILUPPI SUGLI SPILLOVERS TECNOLOGICI

---

*“I believe that econometrics can be useful. But as I have said, the possibility of extracting information from observations of the world we live in, depends on good economic theory. Econometrics has to be founded on theories that describe in a reasonably accurate way the fashion in which the observed world has operated in the past. I also mentioned, perhaps in a slightly immodest way, that I think existing economic theories are not good enough for this purpose. I have not said that I think existing economic theory is useless. In fact I believe it will represent indispensable building-blocks for a more general theory if we can ever hope to find one.”*

Trygve Haavelmo- Nobel Prize Lecture

7 Dicembre 1989

### 5.1 Introduzione

Come discusso nel precedente capitolo, l'uso della funzione di produzione translog permette di determinare se e in che misura i fattori produttivi sono tra loro sostitutivi o complementari. In questo capitolo si presentano i risultati relativi alla misura del grado di complementarietà/sostituibilità tra lo stock di spillovers e i fattori produttivi tradizionali. Si tratta di un contributo originale rispetto alla letteratura di riferimento, poiché quest'ultima, utilizzando la funzione di produzione Cobb-Douglas, ha ipotizzato che l'elasticità di sostituzione fosse pari ad uno.

La valutazione dell'elasticità di sostituzione tra i fattori produttivi potrebbe fornire rilevanti indicazioni di *policy*. Ad esempio, se gli



spillovers di conoscenza e il capitale tecnologico risulterebbero complementari, allora un aumento dello stock tecnologico esterno implicherebbe un aumento delle attività innovative di ciascuna impresa. Viceversa, se il capitale tecnologico e gli spillovers risulterebbero sostituiti, allora un aumento dello stock di spillovers determinerebbe una riduzione delle attività innovative da parte delle imprese. Nel primo caso, un intervento di *policy* che incentivasse le attività innovative intraprese dalle imprese avrebbe l'effetto di aumentare non solo lo stock di tecnologia interna all'impresa ma anche l'ammontare di tecnologia assorbita dall'esterno. Nel secondo caso, invece, lo stesso intervento di *policy*, determinando un aumento dell'attività innovativa dell'impresa ed una riduzione dello stock di tecnologia assorbita dall'esterno, potrebbe non avere alcuna conseguenza sullo stock complessivo di ciascuna impresa. L'effetto netto dell'incentivo agli investimenti in R&S, infatti, sarebbe positivo solo se l'aumento della tecnologia interna fosse maggiore in valore assoluto della riduzione dello stock di spillovers.

Le elasticità considerate in questo lavoro sono: a) l'elasticità incrociata, b) l'elasticità di sostituzione tecnica, c) l'elasticità di sostituzione di Morishima (1967). L'elasticità incrociata misura la variazione percentuale nell'utilizzo del fattore produttivo  $k$  in seguito alla variazione dell'uno per cento del prezzo dell'input  $s$ . L'elasticità di sostituzione tecnica indica la variazione percentuale di un fattore produttivo, necessaria per mantenere costante la produzione nel breve periodo, in seguito ad uno shock esogeno che determina una variazione dell'uno per cento nell'impiego di un altro input, sotto l'ipotesi che tutti gli altri fattori produttivi siano fissi. L'elasticità di Morishima (1967) misura la variazione percentuale nel rapporto tra l'input  $k$  e l'input  $s$  in seguito alla variazione dell'uno per cento nel prezzo dell'input  $s$ , sotto l'ipotesi che tutti gli altri prezzi siano fissi.

Le elasticità di sostituzione stimate sono tutte significativamente diverse da uno e determinano, quindi, il rifiuto di una delle ipotesi sottostanti l'utilizzo della funzione di produzione Cobb-Douglas. Relativamente all'elasticità di sostituzione di Morishima, i risultati ottenuti per l'intero campione mostrano che i fattori produttivi sono in tutti i casi sostituiti, ad eccezione del capitale tecnologico e quello fisico,

che risultano essere complementari quando a variare è il prezzo di quest'ultimo.

Quindi, a fronte, ad esempio, di una riduzione della tecnologia disponibile nel sistema, tale da determinare un aumento del costo di assorbimento della tecnologia esterna, le imprese reagiscono aumentando le proprie attività innovative. Viceversa, se si verifica una riduzione del costo per assorbire tecnologia esterna, le imprese riducono gli investimenti in R&S.

Tali risultati vengono in gran parte confermati se si suddivide il campione per area geografica. Tuttavia, tra le differenze che si osservano nelle stime per area geografica, il risultato senza dubbio più rilevante è quello relativo all'elasticità di sostituzione di Morishima (1967) tra spillovers e capitale tecnologico. Infatti, lo stock di spillovers e il capitale tecnologico risultano essere sostituti quando a variare è il prezzo di quest'ultimo per le imprese settentrionali, e complementari, invece, per le imprese centro-meridionali. Tale risultato è dovuto al fatto che l'elasticità della domanda di capitale tecnologico per le imprese centro-meridionali non è negativa.

Questo capitolo è organizzato come segue: nel paragrafo successivo vengono presentate le tre diverse elasticità utilizzate nell'analisi empirica, ossia l'elasticità incrociata, l'elasticità di sostituzione tecnica e di Morishima (1967). Il paragrafo 5.3 presenta le elasticità stimate per l'intero campione e per i sotto-campioni di imprese suddivise per area geografica. Le elasticità incrociate e di sostituzione stimate si basano sui risultati delle stime ottenute nel precedente capitolo e relative allo stock di spillovers derivato utilizzando il sistema di ponderazione asimmetrico tecnologico-geografico. Infine, il paragrafo 5.4 è dedicato ad alcune conclusioni.

## **5.2 Determinazione dell'elasticità di sostituzione**

Per valutare il grado di sostituibilità o di complementarità tra i fattori produttivi, esistono diversi metodi. Quelli più comunemente usati sono:

- ◆ l'elasticità di sostituzione tecnica (TES: *Technical Elasticity of Substitution*);
- ◆ l'elasticità incrociata
- ◆ l'elasticità di sostituzione di Allen;
- ◆ l'elasticità di sostituzione di Morishima (MES: *Morishima Elasticity of Substitution*).

In questo lavoro si tralascerà l'elasticità di sostituzione di Allen poiché è stato dimostrato che tale misura non rappresenta la curvatura dell'isoquante e non può essere considerata una vera misura dell'elasticità di sostituzione (Blackorby e Russell, 1989)<sup>1</sup>. Di conseguenza, tale misura non ha alcun significato da un punto di vista numerico e non aggiunge alcuna informazione rispetto a quella contenuta nell'elasticità incrociata (Frondel, 2003; Blackorby e Russell, 1989).

Nei paragrafi successivi verranno, quindi, analizzate, in estrema sintesi, l'elasticità di sostituzione tecnica, l'elasticità incrociata e l'elasticità di Morishima (1967).

### 5.2.1 Elasticità tecnica

Una prima valutazione sulla sostituibilità o complementarietà dei fattori produttivi può essere ottenuta considerando l'elasticità di sostituzione tecnica [TES], che si ottiene moltiplicando il saggio marginale di sostituzione tecnica tra il fattore produttivo  $X_k$  ed il fattore produttivo  $X_s$  per il rapporto tra i due fattori  $X_k/X_s$ , ossia:

$$TES_{ks} = -\frac{\partial X_k}{\partial X_s} \frac{X_s}{X_k} \quad [5.1]$$

---

<sup>1</sup> Solo nel caso di due input o di una funzione di produzione CES, l'AES può essere considerata una misura della curvatura dell'isoquante (Blackorby e Russell, 1989). A supporto di questa asserzione, Blackorby e Russell (1989) forniscono un esempio considerando una funzione di produzione con tre fattori produttivi, in cui due inputs  $X_2$  e  $X_3$  sono separabili dal terzo input  $X_1$  e sono aggregati secondo una funzione Cobb-Douglas. Per costruzione, la curvatura dell'isoquante nel sottospazio  $X_2 - X_3$  è insensibile a cambiamenti di  $X_1$ , poichè qualsiasi variazione di  $X_2$  e  $X_3$  non ha alcun effetto su  $X_1$ . Di conseguenza, l'elasticità di sostituzione tra l'input  $X_2$  e l'input  $X_3$  non dovrebbe dipendere da  $X_1$ , e, inoltre, essendo i due inputs aggregati secondo una funzione Cobb-Douglas, dovrebbe essere pari ad uno. Gli autori, però, mostrano che l'elasticità di sostituzione di Allen risulta essere diversa dall'unità e proporzionale al prezzo dell'input  $X_1$  (Blackorby e Russell; 1989, pag. 883-884).

Il *TES* valuta il cambiamento nell'utilizzo di un fattore produttivo in risposta ad uno shock esogeno nell'impiego di un altro input, tenendo fissi i livelli di impiego di tutti gli altri input. Quindi, tale misura è appropriata solo per valutare il cambiamento relativo dei fattori produttivi nel breve periodo.

Per derivare l'elasticità di sostituzione tecnica, si consideri che il saggio marginale di sostituzione tecnica è pari a:

$$SMST_{ks} = \frac{\partial X_k}{\partial X_s} = - \frac{\partial Y / \partial X_s}{\partial Y / \partial X_k} \quad [5.2]$$

da cui si ricava :

$$TES_{ks} = \frac{X_s}{X_k} \frac{\partial Y / \partial X_s}{\partial Y / \partial X_k} = \frac{\partial \ln Y / \partial \ln X_s}{\partial \ln Y / \partial \ln X_k} \quad [5.3]$$

Come si può notare dalla 5.3, l'elasticità di sostituzione tecnica ha il vantaggio di essere facilmente determinata per la funzione di produzione translog. Infatti, in tal caso si ha:

$$TES_{ks} = \frac{\alpha_s + \beta_{ss} \ln X_s + \sum_{i \neq s} \beta_{is} \ln X_i + \gamma_{sT} T}{\alpha_k + \beta_{kk} \ln X_k + \sum_{i \neq k} \beta_{ik} \ln X_i + \gamma_{kT} T} \quad [5.4]$$

Quindi, l'elasticità di sostituzione tecnica tra i fattori produttivi  $X_k$  e  $X_s$  è proporzionale all'elasticità della produzione rispetto al fattore produttivo  $X_s$  ed inversamente proporzionale all'elasticità della produzione rispetto al fattore produttivo  $X_k$ . Questo ha due implicazioni: la prima è che  $TES_{ks}$  è sempre positiva, poiché le elasticità dell'output in relazione a ciascun fattore produttivo sono sempre positive; la seconda è che  $TES_{ks}$  è pari al reciproco di  $TES_{sk}$ .

### 5.2.2 Elasticità incrociata

L'elasticità incrociata indica di quanto varia l'utilizzo del fattore produttivo  $k$  in seguito all'aumento del prezzo dell'input  $s$ . Essa è definita come la variazione percentuale dell'input  $k$  in seguito alla variazione dell'uno per cento del prezzo dell'input  $s$ :

$$\varepsilon = \frac{\partial \ln X_k}{\partial \ln p_s} \quad [5.5]$$

Per determinare l'elasticità incrociata in caso di una funzione di produzione translog, si consideri la seguente funzione di costo di tipo translog:

$$\ln C = \ln \alpha_0 + \ln Y + \sum_k \beta_k \ln p_k + \sum_k \sum_s \beta_{ks} \ln p_k \ln p_s + \frac{1}{2} \sum_k \beta_{kk} (\ln p_k)^2 \quad [5.6]$$

in cui  $C$  indica il costo complessivo,  $Y$  è l'output e  $p_k$  e  $p_s$  sono il prezzo dell' $k$ -esimo e del  $s$ -esimo fattore, rispettivamente.

Considerando il lemma di Shephard,  $\partial C / \partial p_k = X_k$ , e imponendo omogeneità di grado  $\theta$ , ossia  $\sum_k \beta_k = \theta$  e  $\sum_s \beta_{ks} = 0$ , la quota di costo dell' $k$ -esimo fattore produttivo è data da:

$$\begin{aligned} S_k &= \frac{X_k p_k}{\sum_k X_k p_k} = \frac{X_k p_k / C}{\sum_k X_k p_k / C} = \frac{p_k \partial C / \partial p_k}{C} = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln p_k} \\ &= \frac{\beta_k + \sum_s \beta_{ks} \ln p_s + \beta_{kk} \ln p_k}{\sum_k \left( \beta_k + \sum_s \beta_{ks} \ln p_s + \beta_{kk} \ln p_k \right)} = \frac{\beta_k + \sum_s \beta_{ks} \ln p_s + \beta_{kk} \ln p_k}{\theta} \\ &= \beta_k^* + \sum_s \beta_{ks}^* \ln p_s + \beta_{kk}^* \ln p_k \end{aligned} \quad [5.7]$$

in cui  $\beta_k^* = \beta_k / \theta$ ,  $\beta_{ks}^* = \beta_{ks} / \theta$  e  $\beta_{kk}^* = \beta_{kk} / \theta$ . Inoltre, dalla quota di costo dell' $k$ -esimo fattore produttivo,  $S_k = \frac{X_k p_k}{C}$ , si ricava  $X_k = \frac{S_k C}{p_k}$ .

Utilizzando quest'ultima espressione, si ha che l'elasticità incrociata per il fattore produttivo  $X_k$  rispetto al prezzo  $p_s$  del fattore produttivo  $X_s$ , può essere riscritta nel seguente modo:

$$\begin{aligned} \eta_{ks} &= \frac{\partial \ln X_k}{\partial \ln p_s} = \frac{\partial \ln S_k}{\partial \ln p_s} + \frac{\partial \ln C}{\partial \ln p_s} - \frac{\partial \ln p_k}{\partial \ln p_s} = \frac{1}{S_k} \frac{\partial S_k}{\partial \ln p_s} + S_s \\ &= \frac{\beta_{ks}^*}{S_k} + S_s \end{aligned} \quad [5.8]$$

Dalla 5.8 si evince che l'elasticità incrociata è inversamente proporzionale alla quota di costo dell'input  $k$  ed aumenta all'aumentare della quota di costo dell'input  $s^2$ . Il significato dell'equazione 5.8 è abbastanza intuitivo. Se il prezzo dell'input  $s$  aumenta, l'utilizzo dell'input  $k$  sarà tanto maggiore quanto minore è il suo costo relativo, e sarà tanto maggiore quanto maggiore è il costo relativo di  $s$ .

Con analogo procedimento, si ottiene l'elasticità di domanda del fattore produttivo  $X_k$ :

$$\begin{aligned}\eta_{kk} &= \frac{\partial \ln X_k}{\partial \ln p_k} = \frac{\partial \ln S_k}{\partial \ln p_k} + \frac{\partial \ln C}{\partial \ln p_k} - \frac{\partial \ln p_k}{\partial \ln p_k} = \frac{1}{S_k} \frac{\partial S_k}{\partial \ln p_k} + S_k - 1 \\ &= \frac{\beta_{kk}^*}{S_k} + S_k - 1\end{aligned}\quad [5.9]$$

L'elasticità di domanda dell'input  $k$  [eq. 5.9] non verrà presa in considerazione nelle stime, dal momento che l'obiettivo di questo capitolo è la valutazione della complementarità/sostituibilità tra i fattori produttivi. L'equazione 5.9 risulterà, comunque, utile nel paragrafo successivo, in cui viene presentata l'elasticità di Morishima.

### 5.2.3 Elasticità di Morishima (1967)

Un'ulteriore misura sulla sostituibilità dei fattori produttivi è quella proposta da Morishima (1967) e ripresa, successivamente, da Blackorby e Russell (1989). Ipotizzando che la variazione dei prezzi relativi degli inputs  $s$  e  $k$   $p_s/p_k$  sia causato da una variazione di  $p_s$  (Blackorby e Russell, 1989), l'elasticità di sostituzione di Morishima (1967) [MES] è definita come segue:

$$MES_{ks} = \frac{\partial \ln \frac{X_k}{X_s}}{\partial \ln p_s}\quad [5.10]$$

Rispetto all'elasticità incrociata, l'elasticità di sostituzione di Morishima (1967) misura di quanto varia il rapporto tra l'input  $k$  e l'input

---

<sup>2</sup> Al fine di calcolare le elasticità incrociate e di Morishima tra i fattori produttivi tradizionali e lo stock di spillovers, si è derivato la quota di costo dello stock di spillovers come  $S_{Sp} = 1 - (S_L + S_K + S_{Ct})$ , dal momento che si ipotizza che la somma delle quote di costo sia pari ad uno.

s quando il prezzo del s-esimo fattore produttivo varia e tutti gli altri prezzi rimangono costanti<sup>3</sup>.

Si noti che due fattori produttivi  $k$  e  $s$  sono considerati sostituti, quando a variare è il prezzo del input  $s$   $p_s$ , se  $MES_{ks} > 0$  e complementari se  $MES_{ks} < 0$ .

Tra l'elasticità di sostituzione di Morishima (1967) e l'elasticità di prezzo incrociata esiste la seguente relazione:

$$MES_{ks} = \frac{\partial \ln \frac{X_k}{X_s}}{\partial \ln p_s} = \frac{\partial (\ln X_k - \ln X_s)}{\partial \ln p_s} = \frac{\partial \ln X_k}{\partial \ln p_s} - \frac{\partial \ln X_s}{\partial \ln p_s} = \eta_{ks} - \eta_{ss} \quad [5.11]$$

L'elasticità di sostituzione di Morishima (1967) è, quindi, pari alla differenza tra l'elasticità incrociata dell'input  $k$  rispetto al prezzo dell'input  $s$  e l'elasticità di domanda del fattore produttivo  $s$ . Dalla 5.11 si evince che, all'aumentare del prezzo dell'input  $s$ ,  $MES_{ks}$  sarà tanto maggiore quanto maggiore è l'aumento dell'utilizzo dell'input  $k$ , e tanto minore quanto minore è la riduzione dell'utilizzo dell'input  $s$ . In particolare, se all'aumentare del prezzo  $s$  l'input  $k$  aumenta, poiché è plausibile ipotizzare che all'aumentare di  $p_s$  l'input  $s$  si riduce, allora gli input  $k$  e  $s$  risultano essere sostituti. Tuttavia, è utile notare che se all'aumentare del prezzo  $s$  l'input  $k$  si riduce, gli input  $k$  e  $s$  risulteranno complementari solo se la variazione percentuale dell'input  $k$  è maggiore di quella dell'input  $s$  in valore assoluto. Per comprendere meglio le conseguenze empiriche del legame tra elasticità incrociata ed elasticità di sostituzione di Morishima, si consideri l'equazione 5.11, e si supponga che l'elasticità della domanda di tutti i fattori produttivi sia negativa (ossia che sia soddisfatta l'ipotesi che un aumento del prezzo dell'input  $s$  implica una riduzione dell'utilizzo dello stesso input  $s$ ) cosicché  $\eta_{ss} < 0$ . Di

<sup>3</sup> Per esplicitare la [5.10], si consideri una funzione di costo  $C = C(Y, p_1, \dots, p_n)$ , in cui  $Y$  è l'output e  $p_1, \dots, p_n$  rappresentano i prezzi dei fattori produttivi  $X_1, \dots, X_n$ , rispettivamente. Ipotizzando che tale funzione di costo soddisfi le condizioni di regolarità, ossia che sia continua, non decrescente, linearmente omogenea e concava nei prezzi, e applicando il lemma di Shephard, ossia  $\partial C / \partial p_k = X_k$ , la [5.10] può essere scritta come:

$$MES_{ks} = \frac{\partial \ln \frac{X_k}{X_s}}{\partial \ln p_s} = \frac{\partial \ln X_k}{\partial \ln p_s} - \frac{\partial \ln X_s}{\partial \ln p_s} = \frac{p_s}{X_k} \frac{\partial X_k}{\partial p_k} - \frac{p_s}{X_s} \frac{\partial X_s}{\partial p_s} = \frac{p_s C_{ks}}{C_k} - \frac{p_s C_{ss}}{C_s}, \text{ in cui}$$

$$C_k = \partial C / \partial p_k \text{ e } C_{ks} = \partial^2 C / \partial p_k \partial p_s.$$

conseguenza, si ha che  $-\eta_{ss} > 0$ . Quindi, nel caso in cui  $\eta_{ks} > 0$  allora  $MES_{ks} > 0$  e, in particolare,  $MES_{ks} > \eta_{ks}$ . Quando, però, si ha  $\eta_{ks} < 0$ ,  $MES_{ks}$  può essere o positiva o negativa: essa sarà positiva se  $\eta_{ss}$  in valore assoluto è maggiore di  $\eta_{ks}$ , ossia se  $\eta_{ks} < -\eta_{ss}$ ; d'altra parte, se  $\eta_{ss}$  in valore assoluto è minore di  $\eta_{ks}$ , ossia se  $\eta_{ks} > -\eta_{ss}$ , allora  $MES_{ks} < 0$ . In questo caso, la sostituibilità/complementarietà relativa dei fattori produttivi dipende dalla grandezza dell'effetto della variazione del prezzo dell'input  $s$  sull'impiego dei fattori produttivi  $k$  e  $s$ .

Sostituendo nella 5.11 le equazioni 5.8 e 5.9, ossia le elasticità incrociate derivate nel paragrafo precedente, si ottiene l'elasticità di sostituzione di Morishima nel caso di funzione di produzione translog:

$$MES_{ks} = \eta_{ks} - \eta_{ss} = \frac{\beta_{ks}^*}{S_k} - \frac{\beta_{ss}^*}{S_s} + 1 \quad \forall k \neq s \quad [5.12]$$

Poiché le quote di costo sono sempre positive, il segno dell'elasticità di sostituzione (e, quindi, la sostituibilità/complementarietà dei fattori produttivi) dipende dai segni dei parametri  $\beta_{ks}^*$  e  $\beta_{ss}^*$ .

Si noti, infine, che l'elasticità di sostituzione di Morishima (1967) è una misura asimmetrica. In particolare, due fattori produttivi  $i$  e  $s$  che sono complementari rispetto alla variazione del prezzo dell'input  $s$ , possono risultare sostituti rispetto alla variazione del prezzo dell'input  $k$ .

### **5.3 Elasticità di sostituzione tra i fattori produttivi. Risultati delle stime**

In questo paragrafo vengono presentate le elasticità di sostituzione tra i fattori produttivi derivate dalle stime presentate nel capitolo precedente. La determinazione delle elasticità di sostituzione viene limitata al caso del sistema di ponderazione asimmetrico tecnologico-geografico dei flussi di conoscenza (ossia, si fa riferimento all'ultima colonna della tabella 4.3 ed alla terza, sesta e nona colonna della tabella 4.4).

La tabella 5.1 riporta le elasticità incrociate e le elasticità di sostituzione tecnica e di Morishima (1967) relative all'intero campione. Tali elasticità sono state calcolate sostituendo i valori medi delle variabili nelle equazioni 5.9, 5.4 e 5.12, rispettivamente.



Nella tabella, inoltre, viene riportato il test t di Student per verificare l'ipotesi che l'elasticità di sostituzione sia significativamente diversa da 1<sup>4</sup>, al fine di controllare se, relativamente al campione utilizzato, viene soddisfatta una delle ipotesi sottostante l'utilizzo della funzione di produzione Cobb-Douglas.

Un primo risultato che emerge dalla tabella 5.1 è che tutte le elasticità di sostituzione stimate sono differenti da uno, confermando una delle ipotesi di partenza di questo lavoro, ossia che l'utilizzo della funzione di produzione Cobb-Douglas, che vincola ad uno l'elasticità di sostituzione tra gli inputs, non è adeguato.

Se si considerano le stime dell'elasticità di sostituzione tecnica, si nota che nel breve periodo la variazione di alcuni fattori produttivi implica una variazione più che proporzionale nell'utilizzo di altri fattori. In particolare, l'aumento dell'uno per cento del numero di addetti implica l'aumento del 3 per cento del capitale fisico, del 4 per cento del capitale tecnologico e del 2 per cento dello stock di spillovers. Inoltre, in seguito all'aumento dell'uno per cento dello stock di spillovers, il capitale fisico aumenta dell'1.4 per cento e quello tecnologico aumenta del 2 per cento.

Nel breve periodo, quindi, un aumento dello stock di spillovers determina un aumento più che proporzionale sia del capitale fisico sia di quello tecnologico.

Risultati ancora più interessanti emergono dal calcolo delle elasticità di sostituzione incrociate. Infatti, dalla tabella 5.1 si osserva che, restringendo l'analisi ai soli fattori produttivi tradizionali, ossia lavoro, capitale fisico e capitale tecnologico, l'elasticità incrociata è sempre negativa. Ciò significa che un aumento del prezzo di ciascun input tradizionale ha come effetto una riduzione nell'utilizzo degli altri inputs tradizionali. In particolare, in seguito all'aumento dell'uno per cento del prezzo del lavoro, il capitale fisico diminuisce di circa lo 0.3 per cento, mentre se il prezzo di quest'ultimo input aumenta dell'uno per cento, il capitale tecnologico si riduce dello 0.5 per cento. Se si considera, invece, l'elasticità incrociata tra spillovers e fattori produttivi tradizionali,

---

<sup>4</sup> Il test viene effettuato considerando solo le elasticità di sostituzione e, quindi, non viene determinato per le elasticità incrociate, le quali non sono una misura di sostituzione tra i fattori produttivi.

essa risulta sempre positiva. Inoltre, l'aumento dell'uno per cento del costo relativo all'assorbimento di tecnologia esterna determina un aumento dello 0.7 per cento del lavoro e dello 0.8 per cento circa del capitale fisico e tecnologico.

I risultati relativi all'elasticità incrociata, però, non permettono di trarre conclusioni sulla sostituibilità o complementarità dei fattori produttivi, poiché non prendono in considerazione gli effetti di una variazione del prezzo dell'input  $s$  sull'utilizzo dello stesso input  $s$ . L'elasticità di sostituzione di Morishima (1967) prende in considerazione l'effetto complessivo della variazione del prezzo dell'input  $s$  sull'input  $k$  tenendo conto anche di ciò che accade all'input  $s$  (equazione 5.11).

Dalla tabella 5.1 si nota che se si considerano gli inputs tradizionali, per i quali l'elasticità incrociata è sempre negativa, in cinque casi su sei l'elasticità di Morishima risulta positiva e minore di uno. In particolare, l'elasticità di sostituzione più elevata si registra tra il lavoro e il capitale fisico (rispetto al costo del lavoro è pari a 0.43 mentre rispetto al costo del capitale fisico è pari a 0.32) e tra il capitale tecnologico e il lavoro rispetto al prezzo del lavoro (pari a 0.56). Invece, l'elasticità relativa di sostituzione tra capitale tecnologico e capitale fisico rispetto al prezzo di quest'ultimo input è negativa: se il prezzo del capitale fisico aumenta dell'uno per cento, il rapporto tra capitale tecnologico e capitale fisico diminuisce dello 0.12 per cento.

Come ci si aspettava per quanto detto nel paragrafo precedente, le elasticità di sostituzione tra fattori produttivi tradizionali e spillovers sono sempre positive e maggiori delle rispettive elasticità incrociate. L'elasticità relativa di sostituzione risulta essere alta tra lavoro e stock di spillovers (pari a circa 0.9). Inoltre, un aumento dell'uno per cento del costo di assorbire tecnologia esterna determina un aumento di pari entità nel rapporto tra capitale fisico e spillovers e tra capitale tecnologico e spillovers. In questo caso, si può concludere che il capitale fisico e il capitale tecnologico sono quasi (poiché si rifiuta l'ipotesi che le rispettive elasticità siano esattamente pari a uno) sostituti perfetti dello stock di spillovers rispetto al prezzo di quest'ultimo fattore.

In ultima analisi, i risultati suggeriscono, quindi, che un aumento del costo di assorbire tecnologia esterna per ciascuna impresa determina

un aumento dell'utilizzo del capitale fisico e di quello tecnologico, necessario per colmare il *gap* dovuto ai minori flussi di conoscenza dall'esterno.

**Tabella 5.1 Elasticità di sostituzione tecnica, incrociata e di Morishima (1967) tra i fattori produttivi delle imprese manifatturiere italiane. Valori medi, 1998-2003.**

	Elasticità di sostituzione tecnica		Elasticità incrociata		Elasticità di sostituzione di Morishima	
<b>L &amp; K</b>	0.320 (.0004)	***	-0.049 (.0004)	***	0.325 (.0033)	***
§	-(1843.7538)				-(203.125)	
<b>K &amp; L</b>	3.125 (.0036)	***	-0.286 (.0024)	***	0.431 (.0028)	***
§	(589.9603)				-(199.7821)	
<b>L &amp; CT</b>	0.228 (.0002)	***	-0.006 (.0003)	***	0.127 (.0075)	***
§	-(3570.038)				-(116.3119)	
<b>CT &amp; L</b>	4.379 (.0041)	***	-0.159 (.0078)	***	0.557 (.0082)	***
§	(815.3469)				-(54.3024)	
<b>K &amp; CT</b>	0.714 (.0012)	***	-0.115 (.0018)	***	0.018 (.0083)	**
§	-(243.643)				-(118.3665)	
<b>CT &amp; K</b>	1.401 0.002	***	-0.497 0.008	***	-0.123 0.010	***
§	(173.9016)				-(116.2088)	
<b>L &amp; Sp</b>	0.460 (.002)	***	0.688 (.0004)	***	0.919 (.0004)	***
§	-(275.261)				-(194.4986)	
<b>Sp &amp; L</b>	2.176 0.009	***	0.191 (.000002)	***	0.907 (.0005)	***
§	(126.4923)				-(179.9525)	
<b>K &amp; Sp</b>	1.436 (.006)	***	0.775 (.00002)	***	1.005 (.00002)	***
§	(73.1462)				(206.1724)	
<b>Sp &amp; K</b>	0.696 0.003	***	0.033 (.000001)	***	0.407 (.00298)	***
§	-(105.0488)				-(199.0637)	
<b>CT &amp; Sp</b>	2.012 (.0095)	***	0.790 (.0001)	***	1.021 (.0001)	***
§	(106.0851)				(258.2686)	
<b>Sp &amp; CT</b>	0.497 (.0024)	***	0.008 (.000001)	***	0.141 (.0073)	***
§	-(213.4538)				-(116.9237)	

Note: Errori standard in parentesi.

(\*\*) e (\*\*\*) indicano significatività al 5% e 1%, rispettivamente

§: t-test  $H_0 : \sigma_{ij} = 1$

### **5.3.1 Elasticità di sostituzione tra i fattori produttivi. Risultati per area geografica**

La tabella 5.2 riporta le elasticità incrociate, di sostituzione tecnica e di Morishima (1967) per il campione suddiviso per area geografica. Anche questi risultati si riferiscono alle stime ottenute utilizzando la misura asimmetrica tecnologico-geografica come metodo di ponderazione dei flussi di tecnologia esterna.

Anche in questi casi si rifiuta sempre l'ipotesi che le elasticità di sostituzione siano pari ad uno, ossia si rifiuta la validità della funzione di produzione Cobb-Douglas.

In generale, i risultati presentati nella tabella 5.2 sono simili a quelli presentati per l'intero campione, ad eccezione di alcuni casi riguardanti principalmente le imprese del Centro-Sud d'Italia.

Analogamente a quanto detto per l'intero campione, nel caso delle imprese dell'Italia settentrionale l'aumento dell'uno per cento del numero di addetti implica l'aumento del 3 per cento del capitale fisico, del 4 per cento del capitale tecnologico e del 2/3 per cento dello stock di spillovers. Inoltre, in seguito all'aumento dell'uno per cento dello stock di spillovers, il capitale fisico delle imprese del Nord Ovest e del Nord Est aumenta dell'1.5 e dell'1.3 per cento, rispettivamente, e quello tecnologico aumenta del 2 e dell'1.6 per cento, rispettivamente.

Al contempo, le elasticità di sostituzione tecnica calcolate per le imprese centro-meridionali sono diverse rispetto ai valori medi dell'intero campione. Nel caso delle imprese localizzate nelle regioni del Centro-Sud d'Italia si osservano valori più bassi rispetto alle altre imprese in caso di elasticità di sostituzione tecnica tra capitale fisico e lavoro (2.96), capitale fisico e capitale tecnologico (0.55), spillovers e lavoro (1.77) e spillovers e capitale tecnologico (0.37)<sup>5</sup>.

Relativamente all'elasticità incrociata, così come per il campione complessivo, anche per i sotto-campioni si osserva che essa è sempre

---

<sup>5</sup> Abbiamo visto nel paragrafo 5.2.1 che l'elasticità di sostituzione tecnica tra i fattori produttivi  $k$  e  $s$  è pari al reciproco dell'elasticità di sostituzione tecnica tra  $s$  e  $k$ . Di conseguenza, rispetto alle imprese del Nord, per le imprese del Centro-Sud si registrano, simmetricamente a quanto appena detto, valori più elevati dell'elasticità di sostituzione tra capitale tecnologico e capitale fisico (1.83), lavoro e spillovers (0.56) e capitale tecnologico e spillovers (2.67).

negativa se si considerano i fattori produttivi tradizionali, ed è sempre positiva quando si osserva l'elasticità incrociata tra fattori produttivi tradizionali e spillovers. Il valore di queste elasticità, però, presenta alcune differenze rispetto al campione complessivo. Più precisamente, la variazione percentuale del capitale fisico rispetto alla variazione dell'uno per cento del prezzo del lavoro per le imprese del Nord Ovest è minore in valore assoluto rispetto alle altre imprese e pari a -0.15. Per le imprese del Nord Est, invece, si ha che una variazione dell'uno per cento nel prezzo del lavoro non ha alcun effetto sul capitale tecnologico utilizzato<sup>6</sup> (il coefficiente non è significativo) e lo stesso discorso vale se si considera l'elasticità incrociata tra lavoro e capitale tecnologico (una variazione dell'uno per cento nel prezzo del capitale tecnologico non ha alcun effetto sul lavoro impiegato). Inoltre, le imprese localizzate nel Centro-Sud presentano un valore stimato dell'elasticità incrociata tra capitale tecnologico e lavoro maggiore (-0.98) in termini assoluti rispetto alle altre imprese ed un valore assoluto minore per quella tra capitale tecnologico e capitale fisico (-0.289) e tra capitale fisico e stock tecnologico (-0.04) (tabella 5.2).

Anche quando si passa dall'elasticità incrociata a quella di Morishima emergono alcune peculiarità rispetto ai valori ottenuti per il campione complessivo. Tali differenze sono evidenti nel caso in cui si considera l'elasticità di sostituzione di Morishima tra il capitale fisico e quello tecnologico. Infatti, per le imprese del Nord Est, così come è stato osservato per il campione complessivo, i due fattori produttivi risultano essere relativamente complementari rispetto al prezzo del capitale fisico, ma il valore che si osserva è minore rispetto alla media nazionale, e pari a -0.31. Per le imprese del Centro-Sud, invece, l'elasticità di sostituzione di Morishima tra capitale tecnologico e capitale fisico risulta essere positiva (ossia, la variazione percentuale del capitale fisico dovuta alla variazione dell'uno per cento del suo prezzo è maggiore, in valore assoluto, della variazione percentuale del capitale tecnologico in seguito alla variazione del prezzo del capitale fisico). Tuttavia, per le imprese

---

<sup>6</sup> E' utile notare che il valore dell'elasticità incrociata tra lavoro e capitale tecnologico stimata per il campione complessivo, sebbene sia significativa, è comunque molto basso e pari a -0.006 (tabella 5.1).

localizzate nell'Italia centro-meridionale, contrariamente a quanto si osserva per le imprese del Nord Est, il capitale fisico e quello tecnologico sono relativamente complementari rispetto al prezzo dello stock tecnologico (ossia, un aumento dell'uno per cento del prezzo del capitale tecnologico determina una riduzione dello 0.5 per cento nel rapporto tra capitale fisico e capitale tecnologico). In aggiunta, le elasticità di sostituzione di Morishima tra capitale fisico e capitale tecnologico e, viceversa, tra capitale tecnologico e quello fisico non sono significative per le imprese del Nord-Ovest.

Infine, il risultato probabilmente più inatteso (soprattutto per l'ipotesi di curve di domanda degli inputs inclinate negativamente) è l'elasticità di sostituzione di Morishima tra capitale tecnologico e stock di spillovers nel Centro-Sud d'Italia. Infatti, quest'ultimi fattori produttivi risultano essere complementari rispetto al prezzo del capitale tecnologico per le imprese centro-meridionali, contrariamente a quanto si osserva per le imprese del Nord Italia, nonostante l'elasticità incrociata sia positiva. Più precisamente, per le imprese de Centro-Sud l'elasticità incrociata è pari a 0.006 mentre l'elasticità di Morishima è pari a -0.457. Di conseguenza, una riduzione dell'uno per cento nel prezzo del capitale tecnologico determina una riduzione nell'utilizzo dello stesso input dello 0.45 per cento. Ciò significa che la curva di domanda del capitale tecnologico per le imprese centro-meridionali non sarebbe inclinata negativamente. In pratica, i risultati indicherebbero che nel Centro-Sud d'Italia le imprese, a fronte di una riduzione del costo del capitale tecnologico, preferirebbero non aumentare gli investimenti in attività innovative.

In sintesi, l'evidenza sulle macro-regioni geografiche conferma in parte il risultato ottenuto per il campione complessivo. In particolare, a fronte di un aumento del costo di assorbire tecnologia esterna, le imprese reagiscono aumentando le proprie attività innovative, in modo da compensare, almeno in parte, la riduzione di tecnologia esterna. Viceversa, se si verifica una riduzione del costo di assorbire tecnologia esterna, le imprese riducono gli investimenti in R&S.

Tuttavia, se si considera l'elasticità di sostituzione tra spillovers e capitale tecnologico, le imprese del Nord e quelle del Centro-Sud Italia

presentano differenze sostanziali. Più precisamente, se aumenta il costo dell'attività innovativa, le imprese del Nord reagiscono riducendo l'ammontare dello stock di tecnologia interna. Le imprese del Centro-Sud, invece, reagiscono aumentando le attività innovative<sup>7</sup>, cosicché spillovers e capitale tecnologico risultano essere complementari quando a variare è il prezzo di quest'ultimo.

---

<sup>7</sup> Le imprese del Centro-Sud, inoltre, analogamente alle imprese del Nord, aumentano in maniera trascurabile la tecnologia esterna assorbita (l'elasticità incrociata è, infatti, pari a 0.06)



**Tabella 5.2 Elasticità di sostituzione tecnica, incrociata e di Morishima (1967) tra i fattori produttivi delle imprese manifatturiere italiane per area geografica. Valori medi, 1998-2003.**

	Elasticità di Sostituzione Tecnica						Elasticità Incrociata						Elasticità di Sostituzione di Morishima					
	NORD OVEST		NORD EST		CENTRO-SUD		NORD OVEST		NORD EST		CENTRO-SUD		NORD OVEST		NORD EST		CENTRO-SUD	
<b>L &amp; K</b>	0.311	***	0.287	***	0.386	***	-0.025	***	-0.056	***	-0.081	***	0.438	***	0.200	***	0.309	***
	(.0006)		(.0006)		(.0006)		(.0006)		(.0007)		(.0008)		(.0048)		(.0065)		(.0051)	
§	-1183.31)		-1271.56)		(-961.0528)								-(116.1643)		-(122.22)		-(134.7801)	
<b>K &amp; L</b>	3.214	***	3.490	***	2.593	***	-0.152	***	-0.396	***	-0.357	***	0.559	***	0.340	***	0.316	***
	(.006)		(.0068)		(.0043)		(.0037)		(.0049)		(.0034)		(.0043)		(.0057)		(.0042)	
§	(368.23)		(364.39)		(370.6776)								-(101.7778)		-(116.1)		-(161.9365)	
<b>L &amp; CT</b>	0.241	***	0.235	***	0.211	***	-0.008	***	-0.001		-0.031	***	0.118	***	0.223	***	-0.494	***
	(.0004)		(.0004)		(.00039)		(.0005)		(.0006)		(.00056)		(.0104)		(.0161)		(.0183)	
§	-(1932.07)		-(2104.47)		-(2003.0592)								-(84.9204)		-(48.35)		-(81.7933)	
<b>CT &amp; L</b>	4.157	***	4.264	***	4.743	***	-0.172	***	-0.025		-0.982	***	0.540	***	0.711	***	-0.309	***
	(.0068)		(.0066)		(.00886)		(.0104)		(.0161)		(.0177)		(.0109)		(.0168)		(.0183)	
§	(464.8)		(493.58)		(422.3084)								-(42.2481)		-(17.23)		-(71.5989)	
<b>K &amp; CT</b>	0.773	***	0.818	***	0.547	***	-0.132	***	-0.144	***	-0.040	***	-0.006		0.080	***	-0.503	***
	(.0021)		(.0022)		(.00161)		(.0028)		(.0038)		(.0028)		(.0116)		(.0178)		(.0198)	
§	-(109.84)		-(81.24)		-(281.1149)								-(86.3891)		-(51.75)		-(75.8875)	
<b>CT &amp; K</b>	1.294	***	1.222	***	1.829	***	-0.460	***	-0.567	***	-0.289	***	0.002		-0.310	***	0.102	***
	(.0035)		(.0033)		(.0054)		(.0097)		(.015)		(.0202)		(.0126)		(.019)		(.0234)	
§	(84.92)		(66.49)		(153.6635)								-(78.9976)		-(68.84)		-(38.3815)	
<b>L &amp; Sp</b>	0.458	***	0.373	***	0.563	***	0.683	***	0.709	***	0.662	***	0.942	***	0.919	***	0.880	***
	(.0031)		(.0029)		(.00401)		(.0006)		(.0007)		(.0008)		(.0006)		(.0007)		(.0008)	
§	-(173.45)		-(213.4)		-(109.0585)								-(97.4616)		-(114.65)		-(154.1762)	
<b>Sp &amp; L</b>	2.182	***	2.682	***	1.776	***	0.213	***	0.178	***	0.173	***	0.924	***	0.914	***	0.845	***
	(.0149)		(.0211)		(.01263)		(.000003)		(.000003)		(.000004)		(.0008)		(.000919)		(.001)	
§	(79.47)		(79.57)		(61.4115)								-(96.2585)		-(94.02)		-(161.0287)	
<b>K &amp; Sp</b>	1.472	***	1.301	***	1.460	***	0.747	***	0.796	***	0.788	***	1.005	***	1.006	***	1.005	***
	(.0098)		(.01)		(.01008)		(.00004)		(.00005)		(.00004)		(.00004)		(.00005)		(.00004)	
§	(48.32)		(30.19)		(45.6381)								(133.3735)		(119.74)		(116.9103)	
<b>Sp &amp; K</b>	0.679	***	0.769	***	0.685	***	0.035	***	0.025	***	0.040	***	0.498	***	0.282	***	0.430	***
	(.0045)		(.0059)		(.00473)		(.000002)		(.000002)		(.000002)		(.0044)		(.005982)		(.0045)	
§	-(71.14)		-(39.28)		-(66.6298)								-(115.2219)		-(119.99)		-(126.7733)	
<b>CT &amp; Sp</b>	1.905	***	1.590	***	2.671	***	0.758	***	0.816	***	0.808	***	1.017	***	1.026	***	1.026	***
	(.0146)		(.0137)		(.02173)		(.0001)		(.0002)		(.0002)		(.0001)		(.0002)		(.0002)	
§	(62.16)		(43.08)		(76.8859)								(158.144)		(162.2)		(126.1664)	
<b>Sp &amp; CT</b>	0.525	***	0.629	***	0.374	***	0.010	***	0.007	***	0.006	***	0.137	***	0.231	***	-0.457	***
	(.004)		(.0054)		(.00305)		(.000001)		(.000001)		(.000001)		(.0101)		(.0157)		(.0181)	
§	-(118.4)		-(68.48)		-(205.3531)								-(85.4255)		-(48.89)		-(80.7103)	

Note: Errori standard in parentesi. (\*\*\*) indica significatività all'1%. §: t-test  $H_0 : \sigma_{ij} = 1$

## 5.4 Conclusioni

In questo capitolo sono state determinate le elasticità di sostituzione tra i fattori produttivi. Le elasticità considerate sono quella incrociata, di sostituzione tecnica e di sostituzione di Morishima (1967). Tali elasticità sono determinate sulla base dei risultati ottenuti nel capitolo precedente e sono relative alle stime in cui si considera il sistema asimmetrico tecnologico-geografico come metodo di ponderazione dei flussi di tecnologia tra le imprese.

I risultati relativi all'elasticità di sostituzione tecnica ottenuti per l'intero campione mostrano che nel breve periodo un aumento dello stock di spillovers determina un aumento più che proporzionale del capitale fisico e di quello tecnologico. Inoltre, se si considerano i fattori produttivi tradizionali, ossia lavoro, capitale fisico e capitale tecnologico, l'elasticità incrociata risulta essere sempre negativa. D'altra parte, l'elasticità incrociata tra spillovers e fattori produttivi tradizionali risulta sempre positiva. Se si fa riferimento solo agli inputs tradizionali, l'elasticità di sostituzione di Morishima è sempre positiva, ad eccezione dell'elasticità tra capitale tecnologico e capitale fisico, che è negativa rispetto al prezzo di quest'ultimo input. Rispetto agli spillovers tecnologici, il capitale fisico e il capitale tecnologico risultano essere sostituti, sebbene il valore dell'elasticità di Morishima sia marginalmente maggiore di uno.

Tali risultati vengono in gran parte confermati se si considerano le elasticità calcolate per i sottocampioni di imprese suddivise per area geografica. In particolare, nel caso dell'elasticità di sostituzione tecnica e di quella incrociata, si osservano solo differenze nella grandezza dei coefficienti stimati.

Se si considera l'elasticità di sostituzione di Morishima, invece, si osserva che per le imprese del Nord Est il capitale fisico e quello tecnologico, così come è stato osservato per il campione complessivo, risultano essere complementari rispetto al prezzo del capitale fisico e sostituti rispetto al prezzo del capitale tecnologico. Viceversa, per le imprese del Centro-Sud l'elasticità di sostituzione di Morishima tra

capitale tecnologico e capitale fisico è positiva rispetto al prezzo del capitale fisico e negativa rispetto al prezzo dello stock tecnologico. In aggiunta, l'elasticità di sostituzione di Morishima tra capitale fisico e capitale tecnologico e, viceversa, tra capitale tecnologico e quello fisico non sono significative per le imprese del Nord-Ovest. In effetti, gli investimenti fissi e le spese in R&S possono essere sostituiti in alcuni settori e complementari in altri (Antonelli, 1985; Becchetti e Camerano, 1998), dal momento che l'introduzione di innovazioni di prodotto o di processo potrebbe richiedere la realizzazione di investimenti in capitale fisico (Momigliano, 1983, Becchetti e Camerano, 1998); in generale, il processo di crescita potrebbe richiedere una combinazione di investimenti materiali e immateriali (Becchetti e Camerano, 1998).

Ulteriori differenze si rilevano se si considera l'elasticità di Morishima tra spillovers e capitale tecnologico. Infatti, spillovers e capitale tecnologico risultano essere sostituiti rispetto al prezzo di quest'ultimo per le imprese settentrionali e complementari per le imprese centro-meridionali. Tale risultato è dovuto al fatto che l'elasticità della domanda di capitale tecnologico per le imprese centro-meridionali non è negativa. Questo significa che, relativamente al campione di imprese ed al periodo di tempo considerato in questo lavoro, se aumenta il costo dell'attività innovativa, le imprese del Nord reagiscono riducendo l'ammontare di attività di R&S, mentre quelle del Centro-Sud le aumentano. Questo risultato potrebbero essere dovuto a diversi fattori. Primo fra tutti, il divario in termini di competitività ed innovazione che si osserva tra Nord e Sud del Paese (Osservatorio Enea, 2006). Per le imprese del Mezzogiorno, la R&S potrebbe essere una strategia da utilizzare solo nel tentativo di reagire alle difficoltà contingenti (Alchian, 1950; Becchetti e Camerano, 1998).

In sintesi, alcune implicazioni di *policy*<sup>8</sup> che derivano da questi risultati sono le seguenti. Abbiamo visto che per le imprese del Nord una riduzione del costo delle attività innovative implica un aumento dello stock di tecnologia interna maggiore della contrazione della tecnologia

---

<sup>8</sup> Gli strumenti di *policy* più utilizzati a sostegno della R&S privata sono gli incentivi e gli sgravi fiscali. Per un'analisi sui vantaggi e sugli svantaggi dell'utilizzo di questi strumenti si rimanda a Torrisi (1997).

assorbita dall'esterno. Ciò non è vero per le imprese del Centro-Sud. Dai risultati osservati nel quarto capitolo, in cui l'elasticità della produzione rispetto allo stock di tecnologia esterna è maggiore nel caso delle imprese centro-meridionali, si sarebbe potuto concludere che un intervento di *policy* che incentivasse gli investimenti in R&S avrebbe determinato un aumento della produzione in misura maggiore per le imprese del Centro-Sud. Tuttavia, dai risultati discussi in questo capitolo risulta che una politica di incentivazione delle attività innovative alle imprese del Centro-Sud d'Italia, riducendo lo stock di tecnologia interna ed aumentando solo marginalmente lo stock di tecnologia assorbita dall'esterno, potrebbe avere un impatto minore rispetto a quello che si otterrebbe nelle altre aree del paese.

---

## CONCLUSIONI

---

*“Everything that can be invented has been invented.”*

Charles H. Duell Commissioner  
U.S. Office of Patents, 1899

Questo lavoro si propone di valutare l’impatto degli spillovers tecnologici sulla produzione delle imprese manifatturiere italiane.

In letteratura diversi studi analizzano il ruolo degli spillovers tecnologici a livello d’impresa ed evidenziano una relazione positiva tra spillovers e produzione. In particolare, l’elasticità della produzione rispetto allo stock di spillovers varia da 0.08 (imprese manifatturiere italiane, periodo 1992-1997, Aiello, Cardamone e Pupo, 2005) a 0.60 (imprese statunitensi, periodo 1977-1991, Los e Verspagen, 2000; imprese di diversi paesi, periodo 1987-1994, Cincera, 2005).

Rispetto alla letteratura di riferimento, questo lavoro si differenzia nella scelta della funzione di produzione, nella determinazione dello stock di spillovers e nel metodo di stima utilizzato.

Relativamente alla forma funzionale, al fine di non vincolare l’elasticità di sostituzione ad alcun valore specifico si è utilizzata la funzione di produzione translog.

Per quanto riguarda la determinazione dello stock di spillovers, si è tenuto conto di alcuni aspetti finora poco considerati. Innanzitutto, a

differenza delle altre analisi relative alle imprese italiane che ipotizzano la stessa capacità di assorbimento per le imprese che operano nello stesso settore, si è determinato un sistema di ponderazione dei flussi tecnologici che varia da impresa a impresa. In particolare, lo stock di spillovers per ciascuna impresa è determinato dalla somma ponderata del capitale tecnologico delle altre imprese, i cui pesi si basano sulla similarità tra ciascuna coppia di imprese. Inoltre, il grado di similarità viene derivato considerando un insieme di variabili che definiscono il potenziale innovativo di ciascuna impresa: valore aggiunto, addetti molto scolarizzati e poco scolarizzati, investimenti in ICT, investimenti in R&S interni ed esterni, indice di concentrazione settoriale. Infine, l'indice di similarità viene combinato con l'indice di efficienza tecnica al fine di ottenere una misura asimmetrica dell'intensità dei flussi tecnologici per ciascuna coppia di imprese.

Nella determinazione del sistema di ponderazione si è tenuto conto altresì della prossimità geografica tra i fattori che determinano la diffusione tecnologica. In particolare, si è considerata la media tra l'indice di similarità asimmetrico e l'indice di prossimità geografica. La scelta di considerare la media tra i due indici è dovuta al fatto che non si hanno informazioni a priori su quale dei due elementi, similarità tecnologica o prossimità geografica, favorisca maggiormente la diffusione tecnologica.

Dal confronto tra i diversi indici di ponderazione si osserva che, relativamente alle intensità medie settoriali dei flussi tecnologici, la quota media di tecnologia prodotta ed assorbita nello stesso settore è maggiore per l'industria della carta e dei minerali in caso di ponderazione simmetrica, e per il settore petrolifero e della carta in caso di ponderazione asimmetrica (tecnologica e tecnologico-geografica). Il settore che maggiormente utilizza la tecnologia prodotta in altri settori, invece, è quello dei minerali in caso di indice simmetrico, quello petrolifero se si considera l'indice asimmetrico tecnologico, e quello della carta se si utilizza l'indice asimmetrico tecnologico-geografico.

Per quanto riguarda il metodo di stima utilizzato, occorre sottolineare che esso tiene conto del problema di endogeneità dei regressori e della selezione del campione. L'utilizzo della funzione di produzione translog con le equazioni delle quote di costo genera un

sistema di equazioni non lineari, che è stato stimato tramite il metodo dei minimi quadrati a tre stadi non lineare.

L'analisi empirica è stata effettuata considerando un panel bilanciato di 1203 imprese manifatturiere italiane per il periodo 1998-2003.

I risultati delle stime mostrano che l'utilizzo della funzione di produzione Cobb-Douglas non è adeguato. Inoltre, i rendimenti di scala risultano crescenti in tutte le specificazioni del modello. In particolare, la somma delle elasticità dei fattori produttivi tradizionali è minore di uno e diventa maggiore di uno quando si considerano gli spillovers.

Considerando la stima dell'elasticità della produzione rispetto ai fattori produttivi emerge che le elasticità dell'output rispetto al lavoro ed al capitale fisico sono vicine alla ripartizione teorica del valore aggiunto. Inoltre, l'elasticità dell'output rispetto al capitale tecnologico è mediamente pari a 0.14 ed è in linea con il valore ottenuto in altri lavori (Mairesse e Hall, 1996; Hall e Mairesse, 1995; Harhoff, 1998; Aiello, Cardamone e Pupo, 2005).

Relativamente all'obiettivo specifico di questo lavoro, si ottiene che l'elasticità della produzione rispetto allo stock di spillovers è sempre positiva e varia a seconda del sistema di ponderazione utilizzato. In particolare, si osserva che i risultati ottenuti considerando sistemi di ponderazione simmetrici non presentano particolari differenze, essendo le elasticità pari a 0.35, 0.34 e 0.32 se si considerano, rispettivamente, gli spillovers non ponderati, gli spillovers determinati utilizzando l'indice di similarità simmetrico e quelli derivati considerando la prossimità geografica. Sebbene questo tipo di analisi non permetta di determinare quale indicatore rappresenti meglio il flusso di tecnologia, è utile notare che considerando l'indice di similarità asimmetrico, che è sicuramente un indicatore più realistico dell'intensità dei flussi tecnologici tra imprese, si ottiene un valore dell' $R^2$  di Mc-Elroy leggermente più elevato. Il valore dell'elasticità dell'output rispetto allo stock di spillovers è, in questo caso, sostanzialmente più basso (pari a 0.08) e simile al valore ottenuto da Jaffe (1988) per un campione di imprese manifatturiere americane nel periodo 1972-1977, e a quello ottenuto da Aiello, Cardamone e Pupo (2005) per un campione di imprese manifatturiere

italiane nel periodo 1992-1997. Se si considera la combinazione tra misura di similarità asimmetrica e misura di prossimità geografica si ha un valore dell'elasticità pari a 0.29. Come ci si aspettava, tale valore è compreso tra quello osservato utilizzando l'indice asimmetrico tecnologico e quello osservato utilizzando la misura di prossimità geografica ed è simile al risultato ottenuto da Cincera (2005) per un campione di diversi paesi nel periodo 1987-1994.

Suddividendo il campione per area geografica, si osserva che le imprese del Centro-Sud presentano, rispetto alle altre imprese, un valore leggermente più basso dell'elasticità dell'output rispetto al capitale tecnologico e un valore sostanzialmente più elevato dell'elasticità della produzione rispetto agli spillovers.

L'utilizzo della funzione di produzione translog ha permesso di determinare l'elasticità di sostituzione tra i fattori produttivi. I risultati mostrano che l'elasticità di sostituzione di Morishima (1967) è sempre positiva, ad eccezione dell'elasticità di sostituzione tra capitale tecnologico e capitale fisico. In altre parole, un aumento dell'uno per cento nel prezzo del capitale fisico implica una riduzione dello 0.12 per cento nel rapporto tra capitale tecnologico e capitale fisico. Ciò significa che se il prezzo del capitale fisico aumenta, le imprese reagiscono diminuendo il capitale tecnologico in misura maggiore rispetto al capitale fisico.

Se si suddivide il campione per area geografica, emergono alcune differenze nelle elasticità di sostituzione tra i fattori produttivi. In particolare, lo stock di spillovers e capitale tecnologico sono sostituiti per le imprese del Nord d'Italia e complementari per le imprese del Centro-Sud. Il valore negativo dell'elasticità di sostituzione tra i due fattori produttivi è dovuto al fatto che l'elasticità di domanda del capitale tecnologico per le imprese manifatturiere del Centro-Sud è positiva.

Dal punto di vista delle implicazioni di politica economica, i risultati ottenuti aiutano a comprendere alcune tendenze in atto nel settore delle innovazioni in Italia e forniscono utili elementi per successive analisi.

Ad esempio, una politica che incentivi gli investimenti in R&S avrebbe un impatto diretto, ossia relativo allo stock di tecnologia interna, minore per le imprese del Centro-Sud sia perché l'elasticità dell'output



rispetto al capitale tecnologico è più bassa e sia perché esse ridurrebbero il proprio stock di tecnologia. Tuttavia, considerando l'elasticità della produzione rispetto allo stock di spillovers, l'effetto indiretto di una politica di incentivazione agli investimenti in R&S per le imprese del Centro-Sud potrebbe essere superiore rispetto a quelle settentrionali. Le imprese del Centro-Sud, infatti, a parità di capacità di assorbimento (l'elasticità incrociata tra spillovers e capitale tecnologico è pari a 0.006), aumenterebbero l'ammontare dello stock di tecnologia assorbita dall'esterno e, di conseguenza, aumenterebbero la produzione in misura maggiore rispetto alle imprese settentrionali, per le quali si osserva un valore minore dell'elasticità dell'output rispetto allo stock di spillovers.

Ulteriori approfondimenti potrebbero essere indirizzati ad analizzare le cause del diverso comportamento rilevato tra le differenti aree geografiche. Ad esempio, nell'ultimo rapporto dell'Osservatorio Enea (2006) è stato osservato come sembri consolidarsi il divario di competitività tecnologica tra Nord e Sud d'Italia (Osservatorio Enea, 2006), dovuto principalmente alla crisi del settore dell'ICT nel Centro-Sud ed al carattere imitativo della spesa nell'innovazione tecnologica delle imprese meridionali, rivolta soprattutto all'acquisto di macchinari e impianti.

La diversa dinamica di sviluppo tecnologico nelle regioni meridionali potrebbe essere il risultato di politiche e di investimenti non sempre coordinati. In un recente lavoro di Vivarelli *et al.* (2004) è stato evidenziato, infatti, l'importanza della co-evoluzione dei tre vertici di un triangolo innovativo: tecnologia, cambiamento organizzativo e risorse umane. Solo le imprese che perseguono il contemporaneo sviluppo di questi tre aspetti ottengono buone *performance* in termini di competitività tecnologica, in caso contrario si potrebbe perpetuare il ben noto paradosso di Solow. Di conseguenza, i soli sussidi agli investimenti in R&S potrebbero risultare insufficienti per ottenere miglioramenti in termini di competitività tecnologica: maggiori sforzi dovrebbero essere compiuti anche nel favorire la continua formazione del personale, la riorganizzazione interna delle mansioni svolte dagli addetti, ed una maggiore partecipazione dei lavoratori più scolarizzati nelle decisioni di ciascuna impresa (Matteucci e Sterlacchini, 2005).

## Appendice

### A.1 Risultati delle stime delle equazioni probit di I stadio

La variabile dipendente è una *dummy* pari a uno se l'impresa investe in R&S e pari a zero altrimenti. I regressori utilizzati sono i seguenti:

h	logaritmo del capitale umano
cf	logaritmo del <i>cash flow</i>
d_exp	dummy pari a uno se l'impresa esporta
ict	logaritmo degli investimenti in ICT
k	logaritmo del capitale fisico
l	logaritmo del lavoro
sp	logaritmo dello stock di spillovers
l k	interazione tra log. del lavoro e log. del capitale fisico
l sp	interazione tra log. del lavoro e log. dello stock di spillovers
k sp	interazione tra log. del capitale fisico e log. dello stock di spillovers
l^2	logaritmo del lavoro elevato al quadrato
k^2	logaritmo del capitale fisico elevato al quadrato
sp^2	logaritmo dello stock di spillovers elevato al quadrato
t	indice temporale
t l	interazione tra indice temporale e log. del lavoro
t k	interazione tra indice temporale e log. del capitale fisico
t sp	interazione tra indice temporale e log. dello stock di spillovers
t^2	indice temporale elevato al quadrato
Dummies settoriali (sulla base della classificazione Ateco 91) e territoriali (sulla base delle macro-regioni Nord Ovest, Nord Est, Centro e Sud)	

Relativamente alla scelta ed alla determinazione delle variabili si rimanda al capitolo 4, paragrafo 4.3.

Le dummies settoriali nella tabella dei risultati (tab. A.1) sono indicate nel seguente modo:

D_DA	Alimentare
D_DB	Tessile e abbigliamento
D_DC	Cuoio
D_DD	Legno
D_DE	Carta, stampa e editoria
D_DF	Raffinerie di petrolio
D_DG	Chimica e fibre sintet.
D_DH	Gomma e plastica
D_DI	Minerali non metalliferi
D_DJ	Metallo e prod. in met.
D_DK	Macchine e apparecchi meccanici
D_DL	App. elettrici e di prec.
D_DM	Mezzi di trasporto
D_DN	Altre ind. manifatt.

**Tabella A. 1. Stima probit di I stadio. Imprese manifatturiere italiane, 1998-2003**

ITALIA															
	Spill. non ponderati			Spill. Simmetr. Tecnologici			Spill. Asimmetr. Tecnologici			Spill. Geografici			Spill. Asimm. Technolog. - Geograf.		
	Modello A			Modello B			Modello C			Modello D			Modello E		
	$U_{ij}=1$			$U_{ij}=\omega_{ij}$			$U_{ij}=\tilde{\omega}_{ij}$			$U_{ij}=\xi_{ij}$			$U_{ij}=V_{ij}$		
h	0.023	(.003)	***	0.020	(.003)	***	0.020	(.003)	***	0.022	(.003)	***	0.020	(.003)	***
cf	0.067	(.026)	***	-0.052	(.029)	*	0.050	(.027)	*	0.069	(.026)	***	0.069	(.026)	***
d_exp	0.568	(.059)	***	0.380	(.064)	***	0.523	(.061)	***	0.572	(.059)	***	0.580	(.059)	***
ict	0.170	(.021)	***	0.172	(.025)	***	0.207	(.023)	***	0.168	(.021)	***	0.167	(.022)	***
D_Nord															
Est	0.166	(.058)	***	0.119	(.066)	*	0.188	(.06)	***	0.183	(.058)	***	0.267	(.059)	***
D_Centro	0.199	(.072)	***	0.125	(.081)		0.240	(.075)	***	0.271	(.088)	***	0.628	(.086)	***
D_Sud	-0.052	(.092)		-0.003	(.1)		-0.128	(.097)		0.291	(.183)		1.345	(.169)	***
D_DB	0.100	(.117)		-0.022	(.125)		0.073	(.12)		0.090	(.116)		0.003	(.117)	
D_DC	0.199	(.151)		0.360	(.162)	**	0.322	(.155)	**	0.237	(.146)		0.227	(.148)	
D_DD	-0.035	(.152)		0.192	(.161)		0.080	(.157)		-0.012	(.15)		0.051	(.151)	
D_DE	-0.367	(.158)	**	-0.330	(.163)	**	-0.395	(.164)	**	-0.392	(.152)	**	-0.431	(.153)	***
D_DF	0.139	(.369)		-0.591	(.489)		0.118	(.441)		0.336	(.333)		-0.045	(.368)	
D_DG	0.509	(.149)	***	0.348	(.161)	**	0.538	(.148)	***	0.523	(.138)	***	0.486	(.142)	***
D_DH	0.299	(.134)	**	-0.183	(.142)		0.152	(.135)		0.280	(.13)	**	0.197	(.132)	
D_DI	0.007	(.132)		-0.138	(.14)		-0.046	(.131)		0.009	(.127)		-0.032	(.131)	
D_DJ	-0.142	(.116)		-0.340	(.12)	***	-0.212	(.115)	*	-0.155	(.108)		-0.207	(.108)	*
D_DK	0.427	(.114)	***	0.206	(.123)	*	0.368	(.117)	***	0.422	(.111)	***	0.389	(.111)	***
D_DL	0.586	(.128)	***	0.435	(.143)	***	0.544	(.131)	***	0.606	(.124)	***	0.623	(.126)	***
D_DM	-0.042	(.172)		-0.002	(.207)		-0.061	(.172)		-0.008	(.172)		0.082	(.179)	
D_DN	0.053	(.132)		-0.125	(.144)		0.034	(.137)		0.041	(.129)		-0.025	(.129)	
k	-15.063	(8.488)	*	-2.339	(1.805)		0.426	(.871)		-0.841	(.671)		-1.356	(.938)	
l	62.616	(18.43)	***	7.684	(2.983)	**	8.821	(3.181)	***	0.560	(1.233)		1.798	(1.584)	
sp	.	.		-143.798	(11.67)	***	4.721	(3.02)		-2.355	(2.156)		-23.741	(3.368)	***
l k	-0.008	(.029)	***	0.010	(.031)		-0.056	(.061)		-0.023	(.03)		-0.024	(.032)	
l sp	-4.586	(1.363)	*	-0.566	(.235)	**	-0.451	(.212)	**	0.005	(.093)		-0.021	(.122)	
k sp	1.123	(.628)	**	0.196	(.141)		-0.016	(.057)		0.075	(.05)		0.119	(.071)	*
l^2	-0.146	(.068)		-0.054	(.074)		-0.738	(.261)	***	-0.095	(.067)		-0.251	(.073)	***
k^2	0.002	(.018)		-0.019	(.018)		0.013	(.019)		0.005	(.019)		0.007	(.019)	
sp^2	0.563	(.392)		11.970	(.931)	***	-0.217	(.205)		0.160	(.179)		2.008	(.263)	***
t	1.432	(10.99)	***	14.291	(1.519)	***	-5.307	(1.068)	***	0.065	(.593)		0.791	(.74)	
t l	0.272	(.076)	**	0.009	(.029)		0.267	(.07)	***	0.026	(.025)		0.029	(.027)	
t k	-0.087	(.036)		-0.036	(.016)	**	-0.016	(.016)		-0.030	(.015)	**	-0.032	(.016)	**
t sp	-0.124	(.827)		-1.169	(.122)	***	0.264	(.068)	***	0.011	(.045)		-0.083	(.057)	
t^2	0.005	(.104)		0.187	(.035)	***	0.343	(.04)	***	-0.015	(.029)		0.080	(.031)	**
costante	-57.186	(35.7)		856.867	(73.67)	***	-49.503	(22.63)	**	11.214	(13.38)		132.142	(22.02)	***
Osserv.	3595			3595			3595			3595			3595		
Test di															
Wald	821.62			934.66			930.92			817.89			837.71		
p-value	0.000			0.000			0.000			0.000			0.000		
Pseudo															
R^2	0.222			0.399			0.282			0.221			0.244		

Note: Errori standard riportati in parentesi. (\*\*\*), (\*\*), (\*) indicano significatività all'1%, al 5% ed al 10%, rispettivamente.

**Tabella A. 2 Stima probit di I stadio. Imprese manifatturiere italiane per area geografica, 1998-2003**

	Nord Ovest						Nord Est						Centro Sud					
	Spill. Asimetr. Tecnologici Modello C $u_{ij} = \tilde{\omega}_{ij}$		Spill. Geografici Modello D $u_{ij} = g_{ij}$		Spill. Asimm. Technolog. - Geograf. Modello E $u_{ij} = V_{ij}$		Spill. Asimetr. Tecnologici Modello C $u_{ij} = \tilde{\omega}_{ij}$		Spill. Geografici Modello D $u_{ij} = g_{ij}$		Spill. Asimm. Technolog. - Geograf. Modello E $u_{ij} = V_{ij}$		Spill. Asimetr. Tecnologici Modello C $u_{ij} = \tilde{\omega}_{ij}$		Spill. Geografici Modello D $u_{ij} = g_{ij}$		Spill. Asimm. Technolog. - Geograf. Modello E $u_{ij} = V_{ij}$	
h	0.020	(.004) ***	0.025	(.004) ***	0.021	(.004) ***	0.026	(.005) ***	0.027	(.005) ***	0.028	(.005) ***	0.016	(.005) ***	0.020	(.005) ***	0.020	(.005) ***
cf	-0.079	(.049)	-0.039	(.044)	-0.020	(.044)	0.118	(.051) **	0.141	(.05) ***	0.129	(.051) **	0.133	(.052) **	0.130	(.05) ***	0.120	(.05) **
d_exp	0.453	(.111) ***	0.572	(.102) ***	0.484	(.105) ***	0.578	(.112) ***	0.637	(.11) ***	0.670	(.112) ***	0.512	(.104) ***	0.565	(.103) ***	0.576	(.104) ***
ict	0.225	(.04) ***	0.204	(.037) ***	0.200	(.039) ***	0.303	(.045) ***	0.246	(.045) ***	0.260	(.046) ***	0.117	(.042) ***	0.078	(.039) **	0.075	(.039) **
k	1.111	(1.349)	-8.463	(6.783)	-0.972	(4.403)	-0.604	(1.54)	-0.780	(6.056)	-3.526	(4.869)	-1.713	(1.767)	-1.697	(.941) *	-2.653	(1.402) *
l	-27.497	(7.2) ***	5.712	(10.88)	-14.727	(10.31)	13.586	(2.748) ***	-9.315	(9.708)	11.038	(15.28)	2.057	(6.186)	2.741	(1.673)	3.962	(2.217) *
sp	-26.385	(6.82) ***	.	.	-248.142	(74.69) ***	7.417	(2.666) ***	.	.	-46.820	(88.79)	-5.327	(6.175)	-1.265	(2.255)	-7.642	(4.121) *
l k	-0.272	(.113) **	-0.149	(.049) ***	-0.136	(.063) **	0.071	(.116)	0.018	(.045)	0.057	(.067)	0.163	(.116)	0.002	(.051)	0.024	(.055)
l sp	2.064	(.486) ***	-0.315	(.825)	1.357	(.797) *	-0.794	(.198) ***	0.693	(.73)	-0.720	(1.176)	-0.047	(.411)	-0.205	(.127)	-0.275	(.169)
k sp	-0.088	(.092)	0.630	(.514)	0.064	(.337)	0.069	(.102)	0.089	(.458)	0.302	(.373)	0.152	(.114)	0.174	(.072) **	0.241	(.105) **
l^2	2.160	(.573) ***	-0.120	(.106)	-0.298	(.147) **	-1.104	(.333) ***	0.056	(.131)	-0.441	(.221) **	-0.528	(.482)	-0.041	(.123)	-0.167	(.133)
k^2	0.169	(.036) ***	0.129	(.03) ***	0.124	(.032) ***	-0.069	(.028) **	-0.076	(.026) ***	-0.082	(.027) ***	-0.057	(.037)	-0.045	(.034)	-0.026	(.033)
sp^2	1.868	(.464) ***	-0.588	(.238) **	19.253	(5.681) ***	-0.363	(.206) *	-0.128	(.22)	4.017	(6.77)	0.459	(.416)	0.087	(.182)	0.629	(.317) **
t	-2.897	(1.766)	-11.928	(5.422) **	6.908	(5.661)	-3.832	(1.857) **	-1.941	(5.07)	0.500	(6.59)	-2.350	(1.704)	0.717	(.744)	1.209	(.992)
t l	0.088	(.124)	0.086	(.058)	0.026	(.069)	0.137	(.124)	-0.031	(.057)	0.045	(.087)	0.114	(.11)	0.037	(.045)	0.033	(.047)
t k	-0.023	(.027)	-0.068	(.036) *	-0.031	(.031)	-0.005	(.024)	-0.015	(.034)	-0.021	(.031)	-0.059	(.029) **	-0.061	(.028) **	-0.064	(.029) **
t sp	0.080	(.115)	0.962	(.419) **	-0.549	(.433)	0.156	(.119)	0.163	(.392)	-0.102	(.506)	0.089	(.111)	-0.039	(.055)	-0.088	(.075)
t^2	0.444	(.068) ***	-0.171	(.07) **	0.051	(.063)	0.381	(.071) ***	-0.018	(.069)	0.161	(.072) **	0.323	(.072) ***	0.022	(.053)	0.055	(.054)
costante	181.892	(50.55) ***	43.928	(20.73) **	1590.249	(491.0) ***	-72.836	(18.06) ***	5.534	(19.11)	262.023	(582.0)	25.177	(46.60)	3.168	(14.78)	40.509	(27.78)
Osserv.	1367		1367		1367		1204		1204		1204		1018		1018		1018	
Test di Wald	461.14		380.08		400.86		333.76		312.79		320.10		205.89		166.55		162.80	
p-value Pseudo	0.000		0.000		0.000		0.000		0.000		0.000		0.000		0.000		0.000	
R^2	0.393		0.288		0.323		0.319		0.274		0.303		0.189		0.153		0.162	

Note: Errori standard riportati in parentesi. (\*\*\*), (\*\*), (\*) indicano significatività all'1%, al 5% ed al 10%, rispettivamente. I coefficienti stimati delle dummies settoriali sono disponibili su richiesta.

## A.2 Coefficienti stimati della funzione di produzione translog

Si consideri il sistema di equazioni 4.6-4.9. L'ipotesi di omogeneità di grado  $\theta$  implica le seguenti restrizioni sui parametri:

$$\sum_i \alpha_i^* = 1 \quad \sum_j \beta_{ij}^* = 0 \quad \sum_i \gamma_{iT}^* = 0.$$

Il sistema che viene stimato è, quindi, il seguente:

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & \theta(\alpha^* + \alpha_L^* \ln L_{it} + \alpha_K^* \ln K_{it} + \alpha_{Ct}^* \ln CT_{it} + (1 - \alpha_L^* - \alpha_K^* - \alpha_{Ct}^*) \ln Spill_{it} + \delta_T^* T \\ & + \frac{1}{2}(-\beta_{LK}^* - \beta_{LCt}^* - \beta_{LSp}^*)(\ln L_{it})^2 + \frac{1}{2}(-\beta_{LK}^* - \beta_{KCt}^* - \beta_{KSp}^*)(\ln K_{it})^2 \\ & + \frac{1}{2}(-\beta_{LCt}^* - \beta_{KCt}^* - \beta_{CtSp}^*)(\ln CT_{it})^2 + \frac{1}{2}(-\beta_{LSp}^* - \beta_{KSp}^* - \beta_{CtSp}^*)(\ln Spill_{it})^2 + \frac{1}{2} \delta_{TT}^* (T)^2 \\ & + \beta_{LK}^* \ln L_{it} \ln K_{it} + \beta_{LCt}^* \ln L_{it} \ln CT_{it} + \beta_{LSp}^* \ln L_{it} \ln Spill_{it} \\ & + \beta_{KCt}^* \ln K_{it} \ln CT_{it} + \beta_{KSp}^* \ln K_{it} \ln Spill_{it} + \beta_{CtSp}^* \ln CT_{it} \ln Spill_{it} \\ & + \gamma_{LT}^* \ln L_{it} \cdot T + \gamma_{KT}^* \ln K_{it} \cdot T + \gamma_{CtT}^* \ln CT_{it} \cdot T + (-\gamma_{LT}^* - \gamma_{KT}^* - \gamma_{CtT}^*) \ln Spill_{it} \cdot T \\ & + \eta_s dp_s + \eta_g da_g + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

[4.6 bis]

$$\begin{aligned} S_{L,it} = & \alpha_L^* + (-\beta_{LCt}^* - \beta_{KCt}^* - \beta_{CtSp}^*) \ln L_{it} + \beta_{LK}^* \ln K_{it} + \beta_{LCt}^* \ln CT_{it} + \beta_{LSp}^* \ln Spill_{it} \\ & + \gamma_{LT}^* T + u_{L,it} \end{aligned}$$

[4.7 bis]

$$\begin{aligned} S_{K,it} = & \alpha_K^* + \beta_{LK}^* \ln L_{it} + (-\beta_{LK}^* - \beta_{KCt}^* - \beta_{KSp}^*) \ln K_{it} + \beta_{KCt}^* \ln CT_{it} + \beta_{KSp}^* \ln Spill_{it} \\ & + \gamma_{KT}^* T + u_{K,it} \end{aligned}$$

[4.8 bis]

$$\begin{aligned} S_{Ct,it} = & \alpha_{Ct}^* + \beta_{LCt}^* \ln L_{it} + \beta_{KCt}^* \ln K_{it} + (-\beta_{LCt}^* - \beta_{KCt}^* - \beta_{CtSp}^*) \ln CT_{it} + \beta_{CtSp}^* \ln Spill_{it} \\ & + \gamma_{CtT}^* T + u_{Ct,it} \end{aligned}$$

[4.9 bis]

Per la definizione e la determinazione delle variabili si rimanda al capitolo 4, paragrafi 4.2 e 4.4.

**Tabella A.3 Coefficienti stimati della funzione di produzione translog. Imprese manifatturiere italiane, 1998-2003. Metodo di Stima: 3SLS non lineare.**

ITALIA															
	Spill. non ponderati			Spill. Simmetr. Tecnologici			Spill. Asimmetr. Tecnologici			Spill. Geografici			Spill. Asimm. Technolog. - Geograf.		
	Modello A $u_{ij}=1$			Modello B $u_{ij}=\omega_{ij}$			Modello C $u_{ij}=\tilde{\omega}_{ij}$			Modello D $u_{ij}=g_{ij}$			Modello E $u_{ij}=V_{ij}$		
$\alpha$	1.5028	(0.008)	***	1.5128	(0.008)	***	1.6416	(0.011)	***	1.8178	(0.008)	***	1.6419	(0.008)	***
$\alpha_L$	0.7478	(0.000)	***	0.7516	(0.000)	***	0.6876	(0.000)	***	0.7422	(0.000)	***	0.7374	(0.000)	***
$\alpha_K$	0.1693	(0.000)	***	0.1721	(0.001)	***	0.1640	(0.001)	***	0.1686	(0.001)	***	0.1675	(0.001)	***
$\alpha_{Ct}$	0.1856	(0.000)	***	0.1802	(0.000)	***	0.1803	(0.000)	***	0.1884	(0.000)	***	0.1844	(0.000)	***
$\beta_{LK}$	-0.0151	(0.000)	***	-0.0152	(0.000)	***	-0.0164	(0.000)	***	-0.0153	(0.000)	***	-0.0155	(0.000)	***
$\beta_{LCt}$	-0.0026	(0.000)	***	-0.0027	(0.000)	***	-0.0031	(0.000)	***	-0.0026	(0.000)	***	-0.0026	(0.000)	***
$\beta_{LSp}$	0.0004	(0.000)	***	0.0004	(0.000)	***	0.0004	(0.000)	***	0.0004	(0.000)	***	0.0004	(0.000)	***
$\beta_{KCt}$	-0.0038	(0.000)	***	-0.0040	(0.000)	***	-0.0045	(0.000)	***	-0.0039	(0.000)	***	-0.0040	(0.000)	***
$\beta_{KSp}$	0.0002	(0.000)	***	0.0002	(0.000)	***	0.0002	(0.000)	***	0.0002	(0.000)	***	0.0002	(0.000)	***
$\beta_{CtSp}$	0.0002	(0.000)	***	0.0001	(0.000)	***	0.0002	(0.000)	***	0.0002	(0.000)	***	0.0002	(0.000)	***
$\delta_T$	-0.6777	(0.004)	***	-0.6378	(0.004)	***	-0.0350	(0.004)	***	-0.6152	(0.004)	***	-0.5176	(0.004)	***
$\gamma_{LT}$	-0.0597	(0.000)	***	-0.0605	(0.000)	***	-0.0176	(0.000)	***	-0.0572	(0.000)	***	-0.0516	(0.000)	***
$\gamma_{TK}$	-0.0219	(0.000)	***	-0.0225	(0.000)	***	-0.0063	(0.000)	***	-0.0208	(0.000)	***	-0.0187	(0.000)	***
$\gamma_{TCt}$	-0.0210	(0.000)	***	-0.0207	(0.000)	***	-0.0079	(0.000)	***	-0.0210	(0.000)	***	-0.0188	(0.000)	***
$\delta_{TT}$	-0.0532	(0.001)	***	-0.0453	(0.001)	***	-0.0359	(0.001)	***	-0.0500	(0.001)	***	-0.0420	(0.001)	***
$\theta$	1.2961	(0.001)	***	1.2880	(0.001)	***	1.1326	(0.001)	***	1.2780	(0.001)	***	1.2745	(0.001)	***
dp2	0.1281	(0.002)	***	0.1327	(0.002)	***	0.1309	(0.003)	***	0.1530	(0.002)	***	0.1404	(0.003)	***
dp3	0.1362	(0.002)	***	0.1247	(0.002)	***	0.1287	(0.002)	***	0.1447	(0.002)	***	0.1429	(0.002)	***
dp4	0.0786	(0.003)	***	0.0775	(0.003)	***	0.0478	(0.004)	***	0.0963	(0.003)	***	0.0828	(0.003)	***
da1	0.0989	(0.003)	***	0.0901	(0.003)	***	0.1025	(0.004)	***	-0.3391	(0.003)	***	-0.1918	(0.003)	***
da2	0.1492	(0.003)	***	0.1384	(0.003)	***	0.1564	(0.004)	***	-0.2744	(0.003)	***	-0.1264	(0.003)	***
da3	0.0898	(0.003)	***	0.0898	(0.003)	***	0.0890	(0.004)	***	-0.2764	(0.004)	***	-0.1427	(0.004)	***
R <sup>2</sup>															
Mc-Elroy	0.50			0.50			0.53			0.51			0.51		

Note: Errori standard riportati in parentesi. (\*\*\*) indica significatività all'1%. Le variabili strumentali sono: valori ritardati di un anno dei regressori endogeni (lavoro, capitale fisico, capitale tecnologico e i loro valori al quadrato), probabilità stimate ottenute dalla stima probit, tasso di variazione ritardato di un anno del capitale umano, tasso di variazione degli investimenti in ICT.

**Tabella A. 4 Coefficienti stimati della funzione di produzione translog. Imprese manifatturiere italiane per area geografica, 1998-2003. Metodo di Stima: 3SLS non lineare.**

	Nord Ovest						Nord Est						Centro Sud					
	Spill. Asimetr. Tecnologici §		Spill. Geografici §		Spill. Asimm. Technolog. - Geograf. §		Spill. Asimetr. Tecnologici		Spill. Geografici		Spill. Asimm. Technolog. - Geograf. §		Spill. Asimetr. Tecnologici		Spill. Geografici		Spill. Asimm. Technolog. - Geograf. §	
	Modello C $u_{ij} = \tilde{\omega}_{ij}$	Modello D $u_{ij} = g_{ij}$	Modello C $u_{ij} = \tilde{\omega}_{ij}$	Modello D $u_{ij} = g_{ij}$	Modello E $u_{ij} = V_{ij}$	Modello E $u_{ij} = V_{ij}$	Modello C $u_{ij} = \tilde{\omega}_{ij}$	Modello D $u_{ij} = g_{ij}$	Modello E $u_{ij} = V_{ij}$	Modello E $u_{ij} = V_{ij}$	Modello C $u_{ij} = \tilde{\omega}_{ij}$	Modello D $u_{ij} = g_{ij}$	Modello E $u_{ij} = V_{ij}$	Modello E $u_{ij} = V_{ij}$	Modello C $u_{ij} = \tilde{\omega}_{ij}$	Modello D $u_{ij} = g_{ij}$	Modello E $u_{ij} = V_{ij}$	Modello E $u_{ij} = V_{ij}$
$\alpha$	1.7046 (.0175) ***	1.4945 (.0131) ***	1.4425 (.0136) ***			1.9968 (.0163) ***	1.7588 (.0118) ***	1.7235 (.0123) ***			1.4383 (.0204) ***	1.6296 (.0168) ***	1.4426 (.0166) ***					
$\alpha_L$	0.6700 (.0008) ***	0.7294 (.0008) ***	0.7209 (.0008) ***			0.6976 (.0008) ***	0.7578 (.0007) ***	0.7493 (.0008) ***			0.6931 (.0009) ***	0.7313 (.0008) ***	0.7400 (.0008) ***					
$\alpha_K$	0.1743 (.001) ***	0.1779 (.0008) ***	0.1780 (.0008) ***			0.1415 (.001) ***	0.1462 (.0008) ***	0.1449 (.0008) ***			0.1791 (.001) ***	0.1964 (.001) ***	0.1881 (.0009) ***					
$\alpha_{Ct}$	0.1870 (.0007) ***	0.1915 (.0006) ***	0.1896 (.0006) ***			0.1901 (.0007) ***	0.1941 (.0006) ***	0.1927 (.0006) ***			0.1644 (.0007) ***	0.1610 (.0007) ***	0.1584 (.0007) ***					
$\beta_{LK}$	-0.0132 (.0001) ***	-0.0126 (.0001) ***	-0.0127 (.0001) ***			-0.0164 (.0001) ***	-0.0142 (.0001) ***	-0.0145 (.0001) ***			-0.0208 (.0001) ***	-0.0207 (.0001) ***	-0.0208 (.0001) ***					
$\beta_{LCt}$	-0.0041 (.0001) ***	-0.0038 (.0001) ***	-0.0038 (.0001) ***			-0.0021 (.0001) ***	-0.0013 (.0001) ***	-0.0013 (.0001) ***			-0.0069 (.0001) ***	-0.0061 (.0001) ***	-0.0063 (.0001) ***					
$\beta_{LSp}$	0.0004 (3E-06) ***	0.0004 (2E-06) ***	0.0004 (2E-06) ***			0.0004 (3E-06) ***	0.0005 (2E-06) ***	0.0005 (2E-06) ***			0.0004 (4E-06) ***	0.0004 (3E-06) ***	0.0004 (3E-06) ***					
$\beta_{KCt}$	-0.0059 (.0001) ***	-0.0047 (.0001) ***	-0.0049 (.0001) ***			-0.0043 (.0001) ***	-0.0036 (.0001) ***	-0.0038 (.0001) ***			-0.0012 (.0001) ***	-0.0021 (.0001) ***	-0.0018 (.0001) ***					
$\beta_{KSp}$	0.0002 (2E-06) ***	0.0002 (1E-06) ***	0.0002 (1E-06) ***			0.0002 (2E-06) ***	0.0001 (1E-06) ***	0.0002 (1E-06) ***			0.0002 (2E-06) ***	0.0002 (2E-06) ***	0.0002 (2E-06) ***					
$\beta_{CtSp}$	0.0002 (1E-06) ***	0.0002 (1E-06) ***	0.0002 (1E-06) ***			0.0002 (1E-06) ***	0.0002 (1E-06) ***	0.0002 (1E-06) ***			0.0002 (2E-06) ***	0.0001 (1E-06) ***	0.0001 (1E-06) ***					
$\delta_T$	-0.0137 (.0073) *	-0.5893 (.0059) ***	-0.4795 (.0061) ***			-0.0358 (.007) ***	-0.6381 (.0055) ***	-0.5281 (.0057) ***			-0.0761 (.0086) ***	-0.5018 (.0075) ***	-0.4978 (.0073) ***					
$\gamma_{LT}$	-0.0155 (.0002) ***	-0.0550 (.0002) ***	-0.0489 (.0002) ***			-0.0182 (.0002) ***	-0.0602 (.0002) ***	-0.0535 (.0002) ***			-0.0185 (.0002) ***	-0.0482 (.0002) ***	-0.0478 (.0002) ***					
$\gamma_{TK}$	-0.0075 (.0002) ***	-0.0224 (.0002) ***	-0.0202 (.0002) ***			-0.0025 (.0002) ***	-0.0165 (.0002) ***	-0.0143 (.0002) ***			-0.0103 (.0002) ***	-0.0233 (.0002) ***	-0.0221 (.0002) ***					
$\gamma_{TCt}$	-0.0081 (.0002) ***	-0.0213 (.0001) ***	-0.0192 (.0001) ***			-0.0083 (.0002) ***	-0.0212 (.0001) ***	-0.0192 (.0001) ***			-0.0077 (.0001) ***	-0.0171 (.0001) ***	-0.0165 (.0001) ***					
$\delta_{TT}$	-0.0375 (.0017) ***	-0.0537 (.0013) ***	-0.0473 (.0014) ***			-0.0317 (.0016) ***	-0.0467 (.0012) ***	-0.0385 (.0013) ***			-0.0372 (.0019) ***	-0.0516 (.0017) ***	-0.0395 (.0016) ***					
$\theta$	1.1201 (.0021) ***	1.2742 (.0018) ***	1.2611 (.0019) ***			1.1075 (.0021) ***	1.2745 (.0018) ***	1.2591 (.0018) ***			1.1930 (.0031) ***	1.2350 (.0023) ***	1.2868 (.0026) ***					
dp2	0.0337 (.0047) ***	0.0312 (.0042) ***	0.0381 (.0043) ***			0.2390 (.0043) ***	0.2442 (.0038) ***	0.2466 (.0039) ***			0.1365 (.0052) ***	0.2192 (.0047) ***	0.1668 (.0048) ***					
dp3	0.1963 (.0036) ***	0.1960 (.0032) ***	0.2034 (.0033) ***			0.0802 (.0031) ***	0.0864 (.0027) ***	0.0910 (.0028) ***			0.0309 (.0048) ***	0.0740 (.0043) ***	0.0639 (.0044) ***					
dp4	0.0186 (.0051) ***	0.0496 (.0046) ***	0.0501 (.0047) ***			-0.2095 (.008) ***	-0.1787 (.0071) ***	-0.1829 (.0073) ***			0.3858 (.0076) ***	0.4244 (.0068) ***	0.4013 (.0069) ***					
R <sup>2</sup> Mc- Elroy	0.54	0.52	0.52			0.57	0.55	0.55			0.44	0.44	0.43					

Note: Errori standard riportati in parentesi. (\*\*\*) e (\*) indicano significatività all'1% ed al 10%, rispettivamente. Le variabili strumentali sono i valori ritardati di un anno dei regressori endogeni (lavoro, capitale fisico, capitale tecnologico e i loro valori al quadrato), probabilità stimate ottenute dalla stima probit, tasso di variazione ritardato di un anno del capitale umano, tasso di variazione degli investimenti in ICT. § In queste stime si è considerata come variabile strumentale anche il tasso di variazione del costo del lavoro.

## Bibliografia

- Adams J. D. (1990) "Fundamental Stocks of Knowledge and Productivity Growth", *Journal of political Economy*; n. 98, pp. 673-702.
- Adams J. D. e Jaffe A. B. (1996) "Bounding the effect of R&D: an investigation using matched establishment-firm data", *RAND Journal of Economics*, Vol. 27, n. 4, pp- 700-721.
- Aiello F. e Cardamone P. (2005) "R&D spillovers and productivity growth. Further evidence from Italian manufacturing microdata", *Applied Economics Letters*, 12, 625-631.
- Aiello F. e Pupo V. (2004) "Il tasso di rendimento degli investimenti in Ricerca e Sviluppo delle imprese innovatrici italiane", *Rivista di Politica Economica*, maggio-giugno, pp. 81-117.
- Aiello F., Cardamone P. e Pupo V. (2005) "Produttività e capitale tecnologico nel settore manifatturiero italiano", *l'industria. Rivista di Economia e Politica Industriale*, 2005/1, pp 199-145.
- Alchian, A. (1950) "Uncertainty, evolution and economic theory". *Journal of Political Economy*, n. 58, pp. 211-222.
- Allen R. G. D. (1938) *Mathematical Analysis for Economists*, Macmillan, London.
- Antonelli C. (1985) "confronti settoriali di determinanti delle spese in ricerca e sviluppo nell'industria manifatturiera italiana", *l'industria. Rivista di Economia e Politica Industriale*, 1985/3.
- Antonioli B., Fazioli R. e Filippini M. (2000) "Il servizio di igiene urbana italiano tra concorrenza e monopolio". in Cambini C. e Bulckaen F. "I servizi di pubblica utilità. Concorrenza e regolazione nei nuovi mercati", Franco Angeli, Milano.
- Archibugi D., Evangelista R., Perani G. e Rapiti F. (1996) "L'innovazione nelle imprese italiane: un'analisi dei risultati dell'indagine Istat", *Economia e Politica Industriale*, n. 89, pp. 147-85.
- Arrow K. J. (1962) "The Economic Implications of Learning by Doing", *The Review of Economic Studies*, Vol.29, pp.155-173.
- Audretsch D. B e Feldmann M. P. (2003) "Knowledge Spillovers and the Geography of Innovation", *mimeo*.



- Audretsch D.B. e Feldman M.P. (1996a), "Knowledge Spillovers and The Geography of Innovation and Production", *American Economic Review* Vol. 86, pp. 630-640.
- Audretsch D.B. e Feldman M.P. (1996b), "Innovative Clusters and the Industry Life-cycle", *The Review of Industrial Organization*, Vol. 11, pp. 253-273.
- Autant-Bernard C. e Massard N. (2001) "Scientific interactions, geographic spillovers and innovation. An empirical study on the French case", *CRUSUET Document de travail*.
- Becchetti L. e Camerano S. (1998) "Determinanti dell'intensita' dell'attivita' di ricerca e sviluppo delle imprese: alcuni riscontri dal campione mediocredito" in M. Bagella (a cura di) *Finanza d'impresa: vincoli ed opportunita' per le piccole e medie imprese, a cura di Mediocredito Centrale, Quaderni di Politica Industriale Mediocredito Centrale*, 81-95.
- Becker B. e Pain N. (2003) "What determines Industrial R&D Expenditure in the UK?" *National Institute of Economic and Social Research Discussion Paper* n. 211.
- Berndt E. R. e Christensen L. R. (1973) "The Translog Function and the Substitution of equipment, structures, and labor in U.S. manufacturing 1929-68", *Journal of Econometrics*, Vol. 1, pp. 81-114.
- Bhattacharya M. e Bloch H. (2004) "Determinants of Innovation", *Small Business Economics*, Vol. 22, pp. 155-162.
- Blackorby C. e Russell R. R. (1989) "Will the Real Elasticity of Substitution Please Stand Up? (A Comparison of the Allen/Uzawa and Morishima Elasticities)", *The American Economic Review*, Vol. 79, n. 4, pp. 882-888.
- Bound J.C., Cummings C., Griliches Z. e Hall B., Jaffe A. (1984) "Who Does R&D and Who Patents?", in Griliches Z. (a cura di), *R&D, Patents and Productivity*, NBER, Chicago, University of Chicago Press.
- Bussolati C. e Dosi G. (1995) "Innovazione, politiche pubbliche e competitivita' nell'industria italiana: un riesame", *LIUC Papers* n. 17, Serie Economia e Impresa, 2.
- Chan M. W. L. e Mountain D. C. (1983) "Economies of scale, and the Tornqvist discrete measure of productivity", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 65, pp. 663-7.
- Charnes, A., Cooper W. W. e Rhodes E. (1978) "Measuring Efficiency of Decision Making Units", *European Journal of Operational Research*, Vol. 2, pp. 429-444.

- Christensen L.R., Jorgenson D.W. e Lau L.J. (1973) "Trascendental logarithmic production frontiers" *The Review of economic and statistics*, 55, n. 1, pp. 28-45.
- Ciccone A. (2004) "Human capital as a Factor of Growth and Employment at the Regional Level: The Case of Italy", *Mimeo*.
- Cincera M. (2005) "Firms' productivity growth and R&D Spillovers: an analysis of alternative technological proximity measures", *CEPR Discussion paper* n. 4984, 2005.
- Cohen W. M. e Levinthal D. A. (1989) "Innovation and Learning: The two Faces of R&D", *The Economic Journal*, vol. 99, n. 397, pp. 569-596.
- Cohen W. M. e Levinthal D. A. (1990) "Absorptive Capacity: A New Perspective on Learning and Innovation", *Administrative Science Quarterly*, vol. 5, n. 1, pp. 128-152.
- Cohen W.M. e Klepper S. (1996) "A Reprise of Size and R&D". *Economic Journal*, n. 106, pp. 925-51.
- Cohen W.M., Levin R.C. e Mowery D.C. (1987) "Firm Size and R&D Intensity: A Re-examination", *Journal of Industrial Economics*, n. 35, pp. 543-63.
- Dosi G. (1998) "Sources, procedures and Microeconomic Effects of Innovation", *Journal of Economic Literature*, 26: 1120-1171.
- Esposti R. e Pierani P. (2003) "Building the Knowledge Stock: Lags, Depreciation, and Uncertainty in R&D Investments and Productivity Growth", *Journal of Productivity Analysis*, Vol. 19, N. 1, pp. 33-58.
- Feser E. J. (2004) "A Flexible Test for Agglomeration Economies in two U.S. Manufacturing Industries". CES Working Paper n. 14, Center for Economic Studies, U.S. Census Bureau.
- Fronzel M. (2003) "Empirical assessment of Energy-Price policies: the case of Cross-Price Elasticities", *mimeo*.
- Galossi E. e Palmieri S. (2005) "Innovazione tecnologica nel Mezzogiorno" in Emanuele Galossi; Stefano Palmieri (a cura di) *Innovazione e Mezzogiorno: limiti e opportunità*, Dossier Ires Cgil.
- Glaeser E. L., Kallal H. D., Scheinkman J. A. e Shleifer A. (1992) "Growth in Cities", *The Journal of political Economy*, Vol. 100 n. 6, pp. 1126-1152.
- Goel D. (2002) "Impact of Infrastructure on Productivity: Case of Indian Registered Manufacturing". *CDP Working Paper* n. 106, Centre for Development Economics, Delhi School of Economics.

- Goto, A. e Suzuki, K. (1989) "R&D capital, rate of return on R&D investment and spillover of R&D in Japanese manufacturing". *Review of Economics and Statistics*, n. 71, 555-564.
- Griliches Z. (1990) "Patent Statistics as Economic Indicators: A Survey", *Journal of Economic Literature*, n. 28, pp. 1661-1707.
- Griliches Z. (1991) "The Search for R&D Spillovers" , *Scandinavian Journal of Economics*, 94, pp. 29-47.
- Griliches Z. e Mairesse J. (1983) "Comparing Productivity Growth. An Explorations of French and US Industrial and Firm Data", *European Economic Review*, n. 21, pp. 89-119.
- Griliches Z.(1979) "Issues in Assessing the Contribution of Research and Development to Productivity Growth", *The Bell Journal of Economics*, Vol. 10, n. 4, pp.92-116.
- Gustavsson P. e Poldhal A. (2003) "Determinants of firms R&D: Evidence from Swedish firm level data", *FIEF Working Paper Series 2003* n. 190.
- Hall B.H. e Mairesse J. (1995) "Exploring the Relationship between R&S and Productivity in French Manufacturing Firms", *Journal of Econometrics*, n. 65, pp. 265-93.
- Harhoff D. (1998) "R&S and Productivity in German Manufacturing Firms", *Economics of Innovations and New Technology*, n. 6, pp. 29-49.
- Harhoff D. (2000) "R&D Spillovers, technological Proximity, and productivity Growth – Evidence from German Panel Data", *Schmalenbach Business Review*, Vol. 52, July, pp. 238-260.
- Heckman J. J. (1979) "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, Vol. 47, n. 1, pp. 153-162.
- Inkermann J., Pohlmeier W. (1995) "R&D Spillovers, Technological Distance, and Innovative Success", *mimeo*, University of Konstanz, 1995.
- Jacobs (1969) "The economics of Cities", Random House, New York.
- Jaffe Adam B. (1986) "Technology Opportunity and Spillovers of R&D: Evidence from firms patents, profits, and market value", *American Economic Review*, 76, 984-1001;
- Jaffe Adam B. (1988) "Demand and Supply Influences in R&D Intensity and Productivity Growth", *The Review of Economics and Statistics*, pp. 431-37.

- Kaiser U. (2002) "Measuring knowledge spillovers in manufacturing and services: an empirical assessment of alternative approaches", *Research Policy*, n.31, pp. 125-144.
- Kim H. Y. (1992) "The Translog Production Function and Variariables Returns to Scale", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 74, n. 3, pp. 546-552.
- Koo J. (2005) "Technology Spillovers, Agglomeration, and Regional Economic Development", *forthcoming on Journal of Planning Literature*.
- Lall S., Shalizi Z. e Deichmann U. (2001) "Agglomeration Economies and Productivity in Indian Industry", *Policy Research Working paper* n. 2663, The World Bank Development Research Group.
- Leo H. (2003) "Determinants of Innovative Activities at the Firm Level", Paper presented to the International Workshop "Empirical Studies on Innovation in Europe", 1-2 December 2003, Faculty of Economics - University of Urbino, Italy.
- Leoncini R. e Montresor S. (2001) "Struttura Produttiva e Processo Innovativo: Un'analisi Intersettoriale del Sistema Tecnologico Italiano", *Rivista Italiana degli Economisti*, n. 2, pp. 169-206.
- Los B. e Verspagen B. (2000) "R&D Spillovers and Productivity: Evidence from U.S. Manufacturing Microdata", *Empirical Economics Review*, Vol. 25, 127-48.
- Lu W. C., Chen J. R. e Wang C. L. (2005) "R&D, Spatial Spillovers and Productivity Growth: Evidence from Dynamic Panel", *mimeo*.
- Mairesse J. e Hall B.H. (1996), "Estimating the Productivity of Research and Development: An Exploration of GMM Method Using Data on French an USA Manufacturing Firms", *NBER, Working Paper* n. 5501.
- Mairesse J. e Sassenou M. (1991), "R&S and productivity: a survey of econometric studies at the firm level", *NBER, Working Paper* n. 3666.
- Malerba F. e Gavetti G. (1996) "Il sistema innovativo italiano e l'Europa", *Economia e Politica Industriale*, n. 89, pp. 231-60.
- Malerba F. e Montobbio F. (2002) "L'attività innovativa e la specializzazione tecnologica e commerciale dell'Italia a confronto con gli altri paesi industrializzati", in *Tendenze dell'industria italiana*. Confindustria, Centro Studi. Giugno, pp. 79-91.
- Marshall A. (1920) "Principles of Economics". London. MacMillan Press Ltd.

- Matè J. J. e Rodriguez J. M. (2002) "Productivity and R&D: an Econometric evidence from Spanish firm-level data", *paper presented at the 6<sup>th</sup> Annual EUNIP Conference*, Abo Akademi University, Turku, Finland.
- Matteucci N. e Sterlacchini A (2005) "R&S, ICT e crescita della produttività: un'analisi con dati di impresa", in Sterlacchini A. (a cura di) *ICT, mercato del lavoro, produttività*, Carocci editore, Roma.
- May J.D. and Denny M. (1979) "Factor Augmenting Technical Progress and Productivity in U.S. Manufacturing". *International Economic review*, Vol. 20, pp. 759-774.
- Medda G. e Piga C. (2004) "R&S e Spillovers industriali: Un'analisi sulle imprese italiane", *Crenos Working Paper* n. 2004/06.
- Momigliano F. (1983) "Determinanti ed effetti della Ricerca e Sviluppo in un'industria ad alta opportunità tecnologica: un'indagine econometrica", *l'industria. Rivista di Economia e Politica Industriale*, 1983/1, pp. 61-109.
- Morishima M. (1967) "A Few Suggestions on the Theory of Elasticity" (in giapponese), *Keizai Hyoron*, n. 16, pp. 144-150.
- Orlando (2000) "On the importance of geographic and technological proximity for R&D spillovers : an empirical investigation", *RWP 00-02*, Federal Reserve Bank of Kansas City.
- Osservatorio Enea (2006) "L'Italia nella competizione tecnologica internazionale. Quinto rapporto. Sintesi e scenari generali". *Osservatorio sull'Italia nella Competizione Tecnologica Internazionale. Quinto rapporto*, Giugno 2006.
- Pagnini M. (2003) "Spillover geografici e dinamica dell'occupazione nell'industria italiana", *mimeo*.
- Parisi M. L., Schiantarelli F. e Sembenelli A. (2006) "Productivity, innovation and R&D: Micro evidence for Italy". *European Economic Review*, n. 50, pp. 2037-2061.
- Park W.G. (1995) "International R&D Spillovers and OECD Economic Growth", *Economic Inquiry*, Vol. 33, pp. 571-591.
- Romer P. M. (1986) "Increasing Returns and Long-Run Growth", *Journal of Political Economy*, Vol. 94, pp. 1002-1037.
- Romer P. M. (1990) "Endogenous Technological Change", *Journal of Political Economy*, Vol. 98, pp.71-102.

- Saal D. (2001) "A Constrained Translog Model of the Impact of Industrially and Federally Funded R&D on U.S. Manufacturing Growth", RP0115, Aston Business School, Birmingham.
- Santarelli E. e Sterlacchini A. (1996), "Statistiche e banche dati sull'innovazione tecnologica a livello di impresa", *Rivista Italiana degli Economisti*, vol. I, n. 2, pp. 285-316.
- Schankerman M. (1981) "The effect of double counting and expensing on the measured returns to R&D", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 63, pp. 454-458.
- Scherer F. M. (1982) "Inter-industry technology flows and productivity growth", *Review of Economics and Statistics* 64:627-634.
- Schumpeter J. A. (1942) "Capitalism, Socialism and Democracy", New York, Harper and Brothers; trad. it. (1994), Milano, ETAS Libri.
- Solow R. M. (1956), "A Contribution to the Theory of Economic Growth." *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 70, pp. 65-94.
- Solow R. M. (1957) "Technical change and the Aggregate Production Function", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 39, pp. 312-320.
- Sterlacchini A. (1994), "Technological Opportunities, Intra-industry Spillovers and Firm R&D Intensity", *Economics of Innovation and New Technology*, n. 3, pp. 123-37.
- Sterlacchini A. (2004) "Ricerca ad alta tecnologia in Italia: le basi per un rilancio", *l'industria. Rivista di Economia e Politica Industriale*, 2004/4, pp. 675-705.
- Stoneman P. (1983), "The Economic Analysis of Technological Change". Oxford University Press, New York.
- Terleckyj N. (1974), "Effects of R&D on the Productivity Growth of Industries: An Exploratory Study", New York, Nation Planning Association.
- Torrisi S. (1997) "Le politiche per l'innovazione", in Ninni A. e Silva F. (a cura di) *La politica industriale*. Laterza, Bari.
- Verspagen B. (1995) "R&D and Productivity: a Broad Cross-Section Cross-Country Look", *The Journal of Productivity Analysis*. Vol. 6, pp. 117-135.
- Vivarelli M., Piga C. e Piva M. (2004) "Il triangolo competitivo: innovazione, organizzazione e lavoro qualificato", *l'industria. Rivista di Economia e Politica Industriale*, 2004/4, pp. 655-674.

- Wakelin K. (2001), "Productivity Growth and R&S Expenditure in UK Manufacturing Firms", *Research Policy*, n. 20, pp. 1079-90.
- Wallsten S. J. (2001) "An empirical test of geographic knowledge spillovers using geographic information systems and firm-level data", *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 31, pp. 571-599.
- Wieser R. (2005) "Research and Development Productivity and Spillovers: Empirical Evidence at the Firm Level", *Journal of Economic Surveys*, Vol. 19, pp. 587-621.
- Wolff E. N. e Nadiri M. I. (1993) "Spillover effects, linkage structure, and research and development", *Structural change and economic dynamics*, n.4, pp.315-331.
- Wooldridge J. M. (2002) "Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data". MIT: Cambridge, MA.