

**BANCA D'ITALIA**

**Temi di discussione**

**del Servizio Studi**

**Produttività e concorrenza estera**

di M. Bugamelli e A. Rosolia



**Numero 578 - Febbraio 2006**

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

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

*Questo lavoro è stato realizzato nell’ambito del progetto di ricerca su “Concorrenza ed efficienza delle imprese italiane negli anni novanta” condotto presso il Servizio Studi della Banca d’Italia.*

*Comitato di redazione:* GIORGIO GOBBI, MARCELLO BOFONDI, MICHELE CAIVANO, STEFANO IEZZI, ANDREA LAMORGESE, MARCELLO PERICOLI, MASSIMO SBRACIA, ALESSANDRO SECCHI, PIETRO TOMMASINO, FABRIZIO VENDITTI.

*Segreteria:* ROBERTO MARANO, ALESSANDRA PICCININI.

# PRODUTTIVITA' E CONCORRENZA ESTERA

di Matteo Bugamelli\* e Alfonso Rosolia\*

## Sommario

In Italia il dibattito sulla recente deludente crescita del prodotto ha posto l'attenzione sull'aumento della pressione competitiva da parte di imprese localizzate nei paesi in via di sviluppo e specializzate nei settori di punta dell'industria manifatturiera italiana. Questo lavoro intende contribuire quantificando esplicitamente gli effetti di tale concorrenza sull'efficienza delle imprese e dei settori manifatturieri italiani. A questo scopo si fa leva sulla natura esogena dell'entrata nei mercati internazionali di nuove imprese concorrenti localizzate in paesi non sviluppati, per larga parte attribuibile a politiche di liberalizzazione del commercio e alle prime forme di sviluppo industriale. La relazione tra le quote di mercato dei paesi in via di sviluppo e la produttività settoriale in Italia, entrambe disaggregate secondo le 3 cifre della classificazione Ateco91, risulta empiricamente positiva. L'effetto è attribuibile per larga parte a un processo di *creative destruction* che vede l'uscita delle imprese meno efficienti e l'entrata di nuove imprese più efficienti della media.

Parole chiave: concorrenza estera, produttività del lavoro, quote di mercato

Codici JEL: C14, D24, F14, L60

## Indice

1. Introduzione .....	7
2. La letteratura .....	10
3. La specificazione empirica .....	12
3.1 Le varie misure di produttività settoriale .....	16
4. I dati .....	17
5. I risultati .....	18
5.1 La demografia di impresa .....	20
6. Conclusioni .....	21
Appendice .....	23
Tavole e Figure .....	26
Bibliografia .....	39

---

\*Banca d'Italia, Servizio Studi.

## 1. Introduzione<sup>1</sup>

Nel dibattito sulla recente, deludente, crescita italiana si è posta l'attenzione sul possibile legame tra l'accresciuta pressione competitiva sui mercati internazionali dei beni tradizionalmente di successo dell'industria italiana e il rallentamento dello sviluppo<sup>2</sup>.

Dal 1995 ad oggi in Italia la crescita del prodotto è stata debole sia in retrospettiva sia, soprattutto, se comparata a quella degli altri principali paesi dell'area dell'euro. Come mostrato da Brandolini e Cipollone (2001) e Bassanetti et al. (2005) in accurati esercizi di contabilità della crescita, il rallentamento si è accompagnato a quello della produttività totale dei fattori (PTF): l'aumento della PTF, che era stato il principale (se non l'unico) motore della crescita del valore aggiunto dell'industria manifatturiera tra il 1981 e il 1995, si è sostanzialmente annullato nell'ultimo quinquennio, contribuendo per meno di un terzo alla crescita del prodotto.

Dopo il 1995 anche la performance dei prodotti italiani sui mercati internazionali è peggiorata. Dalla metà degli anni novanta la quota italiana sul mercato mondiale, valutata a prezzi costanti, è andata costantemente riducendosi fino al 3 per cento nel 2003 (Banca d'Italia, 2004). Come dimostrano il corrispondente aumento della quota tedesca (dal 10,1 nel 1995 all'11,6 per cento nel 2003) e l'invarianza di quella francese, la perdita di peso dell'Italia non riflette semplicemente l'effetto dell'entrata massiccia di nuovi paesi competitori, ma una difficoltà specifica. Ulteriore conferma giunge dalla contestuale riduzione del peso delle esportazioni italiane su quelle complessive dei paesi industriali.

Molti commentatori hanno individuato il punto di contatto tra la performance del prodotto e quella delle quote di mercato mondiale nella peculiare specializzazione produttiva dell'industria manifatturiera italiana, sbilanciata verso i settori più maturi, meno avanzati tecnologicamente e a più alta intensità di lavoro, quali l'industria tessile e dell'abbigliamento, quella del cuoio e delle calzature. La figura 1 confronta le quote sul valore aggiunto

---

<sup>1</sup> Desideriamo ringraziare Andrea Brandolini, Antonio Ciccone, Giorgio Gobbi e Marco Magnani per gli utili suggerimenti ricevuti. Resta nostra la responsabilità di eventuali errori. I pareri espressi in questo lavoro non corrispondono necessariamente a quelli della Banca d'Italia. Corrispondenza: Servizio Studi, Banca d'Italia, Via Nazionale 91, 00184 - Roma. Email: [matteo.bugamelli@bancaditalia.it](mailto:matteo.bugamelli@bancaditalia.it), [alfonso.rosolia@bancaditalia.it](mailto:alfonso.rosolia@bancaditalia.it)

<sup>2</sup> Si vedano Ciocca (2003), Faini (2003) e Faini e Sapir (2005) per un'analisi critica delle cause del declino italiano.

manifatturiero di questi settori - d'ora in poi settori tradizionali - per alcuni paesi dell'OCSE: nella media degli anni novanta la quota italiana è del 14%, circa tre volte quella degli altri paesi<sup>3</sup>. Sarebbe dunque questa particolare struttura produttiva a esporre soprattutto l'Italia all'accresciuta concorrenza dei paesi meno sviluppati e, come tali, a minor costo del lavoro<sup>4</sup>. Dalla figura 2, che riporta per i paesi non avanzati (PNA)<sup>5</sup> la differenza tra la quota di mercato mondiale nei prodotti tradizionali e quella media negli altri prodotti manifatturieri, risulta evidente come negli ultimi due decenni la concorrenza da parte di questi paesi sia divenuta relativamente più forte nei mercati di nostra specializzazione. In particolare, la quota mondiale dei PNA nei settori tradizionali è passata dal 30 per cento nel 1980 a oltre il 60 nel 2000.

A fronte di questa evoluzione sfavorevole sui mercati internazionali, cosa è accaduto all'attività produttiva delle imprese operanti nei settori tradizionali?

Nello stesso ventennio e rispetto al complesso dell'industria manifatturiera italiana, l'incidenza dei settori tradizionali si è ridotta di circa tre punti percentuali in termini di valore aggiunto, di quasi cinque in termini di occupazione (figura 3). La produttività del lavoro, desumibile dai conti nazionali, ha invece mostrato un andamento opposto, risultando più dinamica nei settori tradizionali che, durante gli anni novanta, non avrebbero registrato il rallentamento verificatosi nella media degli altri comparti manifatturieri (figura 4).

Questa evidenza, a prima vista sorprendente, può invece essere coerente con un semplice modello di commercio internazionale à la Heckscher-Ohlin con due prodotti e due fattori. A fronte di uno shock concorrenziale che colpisce un settore provocando una riduzione del prezzo relativo del bene prodotto, nel nostro caso quello a maggiore intensità di lavoro, l'eccedenza di lavoro e di capitale viene riassorbita da una riduzione del costo del lavoro rispetto a quello del capitale. Ne discende la sostituzione di capitale con lavoro in entrambi i settori, e quindi una riduzione generalizzata della produttività del lavoro. Come mostrato formalmente in appendice, la riduzione del rapporto tra prodotto e lavoro è maggiore nel

---

<sup>3</sup> Bugamelli (2001) giunge alle medesime conclusioni mettendo a confronto il modello di specializzazione internazionale di Italia, Francia, Germania, Spagna e area dell'euro.

<sup>4</sup> Differenze nella qualità dei prodotti potrebbero attutire la pressione competitiva sulle imprese italiane (De Nardis e Traù, 1999; Monti, 2005).

<sup>5</sup> L'aggregato PNA include tutti i paesi del mondo a esclusione dei paesi dell'Australia, del Canada, del Giappone, della Norvegia, della Nuova Zelanda, degli Stati Uniti, della Svizzera e della UE15.

settore non esposto direttamente allo shock concorrenziale, nel nostro esempio quello *capital intensive*.

Va riconosciuto tuttavia che questo semplice schema logico si regge sull'assunzione irrealistica che non vi siano differenze tra le imprese appartenenti al medesimo settore, così che le uniche caratteristiche rilevanti della singola industria/prodotto si esauriscono nell'esplicitazione della funzione di produzione. Lavori basati su dati di impresa hanno invece mostrato che all'interno dei singoli settori, pur finemente definiti, vi sono forti e persistenti differenze, tra imprese, in termini di produttività<sup>6</sup>. Inoltre, la crescita della produttività di un determinato settore sembra essere dovuta per larga parte a meccanismi di riallocazione delle risorse tra imprese differenti per livello di produttività (Bernard e Jensen, 2004).

Non potendo i modelli tradizionali di commercio estero dar conto della dinamica intra-industriale, Melitz (2003) e Bernard, Eaton, Jensen e Kortum (2003) hanno sviluppato nuovi modelli relativi a una singola industria popolata da imprese eterogenee per livello di produttività. In questi modelli l'impatto del commercio estero sulla produttività complessiva di un settore può risultare positivo grazie alla riallocazione di risorse dalle imprese meno efficienti a quelle più efficienti, tipicamente le imprese esportatrici.

In questo ambito il nostro lavoro contribuisce testando empiricamente il nesso causale che va da un incremento delle pressioni competitive veicolate dal commercio internazionale all'efficienza settoriale. A questo scopo, sfruttiamo la variabilità settoriale e temporale del grado di concorrenza a cui sono esposti i prodotti italiani sui mercati internazionali e della produttività del lavoro nei settori manifatturieri italiani. Utilizzando diverse misure di produttività settoriale, cercheremo poi di qualificare le dinamiche intra-industriali.

Oltre a entrare nello specifico del dibattito sullo stato dell'economia italiana, il lavoro fornisce, a nostro avviso, un contributo originale alla letteratura empirica su concorrenza ed efficienza. Il merito principale della nostra analisi risiede nella misura di concorrenza - la quota settoriale delle esportazioni dei PNA su quelle complessive mondiali - che, al contrario delle misure utilizzate in altri lavori, non solleva ovvie obiezioni di endogeneità rispetto all'andamento della produttività in Italia.

---

<sup>6</sup> Come mostrato da Bernard e Jensen (1995 e 1999) per gli Stati Uniti, Clerides, Lach e Tybout (1998) per la Colombia e il Marocco, Aw, Chung e Roberts (2000) per Taiwan, le imprese esportatrici sono la minoranza più produttiva.

Dai nostri risultati emerge un legame positivo e significativo tra incrementi della pressione competitiva da parte dei PNA e aumenti della produttività settoriale. Questo legame trae impulso sia dai miglioramenti di produttività a livello di impresa sia dal processo di selezione delle imprese attive sul mercato.

Il lavoro è organizzato nel modo seguente. Nella prossima sezione presentiamo una breve rassegna ragionata della letteratura, teorica ed empirica, su concorrenza, commercio estero ed efficienza. A seguire descriviamo la specificazione empirica (sezione 3) e i dati (sezione 4). I risultati sono discussi nella sezione 5. All'ultima sezione sono lasciate alcune considerazioni conclusive.

## 2. La letteratura

Nonostante tra i *policy-makers* domini l'idea che la concorrenza costituisca uno stimolo importante alla crescita della produttività, i contributi teorici non forniscono indicazioni unanimi (Nickell, 1999). Gli argomenti a favore di una relazione positiva sono vari e spaziano da effetti interni all'impresa, quale il maggior impegno che i managers sarebbero costretti a approfondire in un contesto più competitivo, a effetti esterni all'impresa e interni all'industria, via l'eliminazione delle imprese meno efficienti e la riallocazione di risorse a favore delle imprese più efficienti. D'altra parte, le moderne teorie della crescita endogena suggeriscono che la riduzione del potere di mercato potrebbe avere effetti deleteri sugli incentivi a innovare, e pertanto sulla crescita della produttività, a causa della minore appropriabilità dei frutti dell'innovazione (Aghion e Howitt, 1992).

La questione è divenuta quindi principalmente empirica. Alcuni lavori hanno fatto uso di dati macroeconomici (tipicamente *cross-country*), altri di dati a livello di impresa o di settore con l'obiettivo di individuare i meccanismi riallocativi intra-industriali. Le stime nei lavori "macro" su commercio estero ed efficienza (o crescita) offrono risultati spesso contraddittori e comunque di difficile valutazione a causa delle distorsioni causate dall'omissione di variabili rilevanti e/o dall'endogeneità delle misure scelte per valutare l'effetto degli scambi internazionali. Inoltre, come recentemente mostrato da Alcalà e Ciccone (2004), vi sarebbe anche un problema di misurazione dell'indicatore di apertura di un paese allo scambio con l'estero. Utilizzando una misura corretta e variabili strumentali, Alcalà e

Ciccone (2004) individuano l'esistenza di un nesso causale significativo e positivo tra il grado di apertura di un paese e la produttività totale dei fattori.

Symeonidis (2003) distingue i lavori "micro" in due gruppi. Un primo gruppo comprende i contributi incentrati su indicatori di concorrenza tradizionali, quali la struttura di mercato e la profittabilità delle imprese (Nickell, 1996, Nickell et al., 1994, Hay e Liu, 1997). Poiché questi indicatori sono tipicamente endogeni rispetto alla produttività, l'attendibilità dei risultati è spesso compromessa. Questa difficoltà è invece risolta nei lavori del secondo gruppo, che fanno ricorso a esperimenti naturali, ossia a significativi cambiamenti del grado di concorrenza determinati da scelte o eventi che possono essere considerati indipendenti rispetto alla produttività delle imprese. Tra questi alcuni si concentrano sugli effetti della liberalizzazione del commercio estero: nel caso del Cile, Pavcnik (2002) riporta significativi guadagni di produttività settoriale scaturiti soprattutto da una più elevata efficienza a livello di impresa; Hay (2001) e Muendler (2002) traggono conclusioni simili per il Brasile.

Galdon Sanchez and Schmitz (2002) si concentrano sugli effetti in termini di efficienza di un calo esogeno della domanda nell'industria dei minerali di ferro. Essi rilevano che nei paesi in cui il calo ha esposto le imprese a concreti rischi di chiusura si sono realizzati forti incrementi della produttività aziendale, il cui effetto positivo ha dominato quello, negativo, derivante dal fallimento delle imprese meno efficienti e dalla riallocazione della quote di mercato a vantaggio delle imprese più produttive. Symeonidis (2003) trova un'accelerazione della produttività del lavoro nel Regno Unito, a seguito dell'approvazione nel 1956 di una legge che ha esplicitamente reso illegali gli accordi collusivi che le imprese in determinati settori erano solite stipulare.

Più simili all'oggetto del nostro lavoro sono i contributi di Levinsohn e Petropoulos (2001), Bernard e Jensen (2001 e 2002) e Bernard, Jensen e Schott (2003a e 2003b). I primi mettono in relazione la performance dell'industria tessile e dell'abbigliamento statunitense nel periodo 1972-92 con la crescente globalizzazione e l'entrata in vigore di una serie di accordi internazionali di liberalizzazione degli scambi relativi a questi settori (primo fra tutti, il Multi-Fiber Agreement del 1973). Mentre una serie di indicatori aggregati - quali l'elevato numero di fallimenti di imprese, la forte riduzione di posti di lavoro, la contrazione dei salari reali - porterebbe a concludere che i settori sono destinati alla marginalizzazione - se non alla distruzione ("*plain destruction*") -, l'analisi a livello di impresa evidenzia forti incrementi

di efficienza, realizzati sia dalle singole imprese sia dall'industria nel suo insieme attraverso una migliore allocazione delle risorse. Gli autori concludono che "[...] *the decline shown in the aggregate statistics is just part of the process of creative destruction*". Bernard e Jensen (2001) mostrano che la variazione nei tassi di entrata e di uscita di imprese tra le industrie e le regioni statunitensi è coerente con le previsioni di un modello à la Heckscher-Ohlin secondo cui il tasso netto di entrata dovrebbe essere più basso nelle industrie meno intensive di capitale e di forza lavoro qualificata. Bernard e Jensen (2002) raffinano l'analisi, mostrando che, anche tenendo conto di un ampio insieme di fattori, la pressione competitiva esercitata dai paesi in via di sviluppo - misurata dalla frazione delle importazioni totali statunitensi proveniente da paesi con un livello di PIL pro capite inferiore al 5 per cento di quello degli Stati Uniti - ha rivestito un ruolo importante per la determinazione dei tassi di mortalità d'impresa. La stessa misura di pressione competitiva è utilizzata da Bernard, Jensen e Schott (2003a) per valutare gli effetti sulla crescita dell'occupazione e del prodotto dei settori manifatturieri statunitensi.

### **3. La specificazione empirica**

Per una corretta identificazione del nesso causale tra concorrenza estera e produttività, è necessario disporre di una misura di concorrenza che sia al contempo "esogena" rispetto alla variabile dipendente e una buona approssimazione del fenomeno che si intende misurare. Nel caso della recente esperienza italiana, non si dispone di interventi istituzionali che abbiano avuto l'effetto di modificare, in maniera esogena, il grado di concorrenza. Al contempo riteniamo che la misura proposta da Bernard e Jensen (2002) non soddisfi i requisiti di esogenità, dato che le importazioni risentono delle scelte delle imprese estere che saranno inevitabilmente influenzate dalla produttività delle imprese domestiche.

Abbiamo quindi scelto di utilizzare la quota di mercato mondiale detenuta, a livello di singolo settore, dall'insieme dei PNA. Tale quota non solo rappresenta una misura diretta, unanimemente accettata, dell'importanza relativa di un paese (come di un'impresa) su un dato mercato, ma, proprio in quanto riferita al mercato mondiale, è sicuramente non influenzata dall'andamento - atteso o effettivo - della produttività delle imprese italiane operanti nel medesimo settore; più probabilmente, essa risponde a politiche di liberalizzazione del commercio intraprese nei PNA e dal loro processo di sviluppo industriale. In questo senso, riteniamo la nostra misura di concorrenza assolutamente esogena.

Ciò non impedisce che essa fornisca una buona approssimazione dell'accresciuta concorrenza percepita dalle imprese italiane. Il processo di entrata delle imprese localizzate nei paesi in via di sviluppo nel mercato italiano, quello indubbiamente più rilevante per il complesso delle imprese italiane, è modellato in parte (endogenamente) dall'andamento della produttività dei nostri settori, in parte (esogenamente) dalle politiche e dallo sviluppo industriale nei medesimi paesi in via di sviluppo. Ebbene, la "forza" della nostra misura poggia sul peso relativo del secondo fattore, peso che a nostro avviso è tutt'altro che trascurabile. In questa ottica, la nostra specificazione empirica può essere intesa come una forma ridotta della relazione tra produttività e concorrenza: la quota di mercato mondiale dei PNA rappresenta dunque una sorta di "strumento" della concorrenza percepita dalle imprese italiane sui mercati rilevanti (presumibilmente, quello domestico e quello europeo); essendo quest'ultima non ovvia da definire, sicuramente eterogenea tra settori ed endogena, preferiamo la forma ridotta a una stima con variabili strumentali.

Anche la misura di produttività non è esente da criticità. Idealmente si vorrebbe utilizzare la produttività totale dei fattori (PTF), che misura la produttività al netto dei contributi fattoriali. Purtroppo, per la sua non-osservabilità, la PTF è fortemente sensibile alla metodologia di stima. Disponendo di dati a livello di impresa, un metodo che recentemente ha ricevuto ampio seguito è quello proposto da Olley e Pakes (1996), che suggeriscono di stimare una funzione di produzione a livello di singolo settore utilizzando la variabilità tra imprese e imponendo una serie di ipotesi di identificazione. Questa metodologia mal si presta tuttavia al nostro caso, a causa del fatto che la disaggregazione settoriale a 3 cifre (Ateco91) imporrebbe di stimare i parametri settoriali sulla base di un numero ridotto di imprese. D'altronde, non riteniamo opportuno rinunciare a lavorare a tale disaggregazione per due ragioni. La prima attiene alla quota di mercato, ovvero alla nostra misura di pressione competitiva, che presenta una considerevole variabilità anche a 3 cifre, dato che le produzioni si riferiscono ad attività che spesso richiedono tecnologie e qualità della forza lavoro molto differenti. Inoltre, la reazione di un'economia sviluppata, come l'Italia, alla crescente pressione competitiva può consistere nello spostare, nell'ambito del medesimo settore non finemente definito, risorse dalle attività più esposte a quelle meno esposte alla concorrenza estera, ad esempio dalla produzione di prodotti intermedi a forte intensità di lavoro a prodotti finiti che richiedono tecnologie, capacità organizzativo-gestionali e strategie di marketing più sofisticate (*L*).

Poiché riteniamo che questi effetti non debbano assolutamente essere trascurati nell'analisi empirica, abbiamo scelto di concentrare l'analisi sulla produttività del lavoro, definita come rapporto tra il valore aggiunto ( $Y$ ) e il numero di occupati ( $L$ ). A fronte del pregio della diretta osservabilità, l'uso della produttività del lavoro presenta alcuni limiti; il principale è costituito dal fatto che le variazioni della produttività del lavoro non corrispondono soltanto a cambiamenti della produttività totale dei fattori. Supponendo una funzione di produzione di tipo Cobb-Douglas  $Y = AK^\alpha L^{1-\alpha}$ , il logaritmo della produttività del lavoro ( $y$ ) è infatti pari a:

$$(1) \quad y = a + \alpha k$$

dove  $a = \log(A)$  è il logaritmo della PTF e  $k$  quello dell'intensità di capitale (il rapporto tra  $K$  e  $L$ ): miglioramenti della produttività del lavoro possono derivare sia da incrementi della PTF sia da aumenti dell'intensità di capitale. Alla luce di queste considerazioni nel lavoro stimiamo simultaneamente le seguenti equazioni (SUR):

$$(2) \quad \begin{aligned} y_{s,t} &= \alpha + \gamma k_{s,t} + \beta_1 q_{s,t-2} + \varphi_1 WD_{s,t-2} + \lambda_1 \Delta \log WD_{s,t} + \delta_1 S + \theta_1 T + \epsilon_{s,t} \\ k_{s,t} &= \alpha + \beta_2 q_{s,t-2} + \varphi_2 WD_{s,t-2} + \lambda_2 \Delta \log WD_{s,t} + \delta_2 S + \theta_2 T + u_{s,t} \end{aligned}$$

dove, relativamente al settore  $s$  e all'anno  $t$ ,  $y$  è la produttività del lavoro,  $k$  è il rapporto tra capitale e lavoro,  $q$  è la quota di mercato mondiale dei PNA,  $WD$  il logaritmo del livello delle importazioni mondiali,  $S$  sono effetti fissi a livello di settore e  $T$  dummies temporali.

Gli effetti fissi settoriali controllano per l'eventuale correlazione, a livello di settore, tra la produttività media e la quota di mercato dei PNA: le due grandezze potrebbero infatti muoversi insieme a prescindere dalla relazione di causalità che stiamo cercando, nonostante la cura impiegata nella ricerca dello strumento. Per esempio, i PNA potrebbero espandersi in maniera più significativa nei settori strutturalmente meno efficienti; oppure, al contrario, potrebbero entrare in quelli strutturalmente più efficienti, approfittando dei processi di diffusione della conoscenza. In entrambi i casi vi sarebbe una correlazione tra efficienza

media del settore e quota di mercato dei PNI che non avrebbe nulla a che fare con l'effetto causale del grado di concorrenza sull'efficienza delle imprese italiane.

Con l'inclusione di dummies temporali si intende eliminare i problemi connessi con l'evoluzione di lungo periodo della produttività e con la potenziale ciclicità della quota e dell'efficienza (o delle altre variabili di interesse). Più in generale, le dummies annuali permettono di catturare i fenomeni comuni a tutti i settori, quali, ad esempio, la comune risposta a uno shock concorrenziale dovuta a effetti di equilibrio economico generale, come illustrato nell'introduzione sulla base del modello di Heckscher-Ohlin, o a effetti del tasso di cambio. Si potrebbe obiettare che, non essendo i cicli settoriali necessariamente simultanei, vi sia ancora una potenziale correlazione residua che verrebbe erroneamente interpretata come nesso causale. Riteniamo di risolvere questo problema includendo variabili settoriali che variano nel tempo, in particolare un indicatore di domanda mondiale che si presta ad approssimare fattori ciclici: nella (2) abbiamo incluso quindi il (logaritmo del) livello, ritardato, della domanda mondiale ( $WD_{st-2}$ ) e il suo tasso di crescita contemporaneo ( $\Delta WD_{st}$ ). La scelta di includere la quota di mercato dei PNI con un ritardo di due periodi rispetto alla variabile dipendente dovrebbe ulteriormente indebolire eventuali residui di endogeneità e di comovimenti ciclici a livello settoriale.

Nella specificazione (2) il coefficiente  $\beta_1$  cattura dunque la relazione tra le deviazioni della quota di mercato e della produttività rispetto al loro livello medio settoriale e all'andamento ciclico complessivo al netto delle variazioni dell'intensità di capitale. Pertanto, nel nostro contesto, esso può essere interpretato come l'effetto di un aumento esogeno della pressione competitiva da parte dei PNA sulla produttività totale dei fattori del settore. Il coefficiente  $\beta_2$  permette invece di catturare eventuali mutamenti nella composizione fattoriale, innescati dalle pressioni competitive.

Un ultimo aspetto concerne la relazione tra efficienza da un lato e peso del settore in termini di produzione interna e di quote sui mercati internazionali dall'altro. La relazione non è necessariamente positiva: aumenti di efficienza ottenuti attraverso un processo di selezione delle imprese migliori possono corrispondere a un calo dell'importanza relativa di un settore. La nostra analisi prescinde da questioni relative alla dimensione domestica o internazionale del settore e si limita a verificare se, alla crescente pressione competitiva da

parte dei PNA, corrisponda un processo di ristrutturazione e razionalizzazione oppure un lento declino dell'efficienza e dunque della capacità competitiva del nostro sistema industriale.

### 3.1 Le varie misure di produttività settoriale

La scelta di lavorare a livello di settore, pur disponendo di dati a livello di impresa, deriva dal fatto che la nostra misura di pressione competitiva varia soltanto tra settori (e nel tempo). Ciò non impedisce tuttavia di inferire alcune indicazioni sulla dinamiche intra-settoriali, variando la metodologia di calcolo della produttività settoriale. A questo scopo è opportuno dapprima identificare gli elementi che contribuiscono all'evoluzione della produttività del lavoro nel tempo. La produttività del lavoro nel settore  $s$  al tempo  $t$ ,  $(\frac{Y}{L})_{s,t}$ , dipende dalla produttività delle singole imprese  $i$  attive nel settore  $s$  al tempo  $t$ :

$$(3) \quad \left(\frac{Y}{L}\right)_{s,t} = \sum_{i \in s_t} \omega_{i,t} \left(\frac{Y}{L}\right)_{i,t}$$

dove  $\omega_{i,t} = \frac{Y_{i,t}}{Y_{s,t}}$  rappresenta il peso, in termini di prodotto, dell'impresa sul totale settoriale. Le imprese possono poi essere distinte tra quelle già presenti al tempo  $t - 1$  (i cosiddetti *incumbents*,  $I_t$ ) e quelle nuove formatesi al tempo  $t$  (imprese entranti,  $E_t$ ). Pertanto l'espressione (3) può essere riscritta come:

$$(4) \quad \left(\frac{Y}{L}\right)_{s,t} = \sum_{i \in I_t} \omega_{i,t} \left(\frac{Y}{L}\right)_{i,t} + \sum_{i \in E_t} \omega_{i,t} \left(\frac{Y}{L}\right)_{i,t}$$

Le variazioni della produttività settoriale del lavoro tra  $t - 1$  e  $t$  possono discendere quindi da: i) variazioni della produttività delle imprese *incumbents* ( $\Delta(\frac{Y}{L})_{i \in I_t,t}$ ); ii) riallocazione di quote di mercato tra imprese *incumbents* ( $\Delta\omega_{i \in I_t,t}$ ); iii) entrata di nuove imprese con una produttività differente da quella media degli *incumbents*; iv) variazione dell'insieme di imprese *incumbent* a seguito dell'uscita di unità produttive dal mercato. Ovviamente l'effetto sulla produttività settoriale determinato dal turnover di imprese dipende anche dal loro peso relativo.

Quando la variabile dipendente è data da  $(\frac{Y}{L})_{s,t}$ , una misura di produttività settoriale calcolata come *media ponderata* della produttività delle imprese che appartengono al settore  $s$  al tempo  $t$ , i risultati sintetizzano gli effetti veicolati da tutte le componenti sopra descritte insieme. Passando invece alla *media semplice* o alla *mediana* della distribuzione delle imprese

in termini di produttività del lavoro si sta di fatto neutralizzando l'effetto sulla produttività settoriale della variazione dei pesi, ovvero della struttura di mercato settoriale. Ancora, limitando il campione alle imprese che sono sempre presenti nell'intero periodo campionario (*panel chiuso*) equivale a eliminare l'effetto derivante dal turnover di imprese.

#### 4. I dati

Per l'analisi empirica facciamo uso di due fonti di dati, l'una di commercio estero per costruire le quote di mercato mondiali dei PNA e le importazioni mondiali per settore, l'altra di bilancio per calcolare la produttività e l'intensità di capitale settoriali

I dati di commercio estero sono di fonte Canada Trade Statistics. Sulla base dei dati ONU, il Canada Trade Statistics fornisce, per un ampio insieme di paesi del mondo, i flussi di importazione ed esportazione, in dollari correnti, verso tutti i mercati esteri e con riferimento a una disaggregazione settoriale molto fine (4 cifre della classificazione SITC Rev. 3). Per il calcolo della quota di mercato dei PNA, abbiamo dapprima selezionato le esportazioni mondiali, a prezzi correnti, di ciascuno dei paesi industriali e del mondo; abbiamo poi deflazionato le esportazioni totali dei paesi industriali e del mondo utilizzando i valori medi unitari disponibili, separatamente per il mondo e l'aggregato dei paesi industriali, nelle statistiche dell'FMI (International Financial Statistics)<sup>7</sup>. Dopo aver raccordato la classificazione SITC Rev. 3 a 4 cifre con quella Ateco 91 a 3 cifre, che caratterizza invece i nostri dati di impresa, abbiamo calcolato la quota di mercato mondiale, a prezzi costanti, dei paesi industriali, da cui quella dei PNA è stata infine ricavata per differenza. Come già discusso nell'introduzione, la quota di mercato mondiale dei PNA è fortemente cresciuta negli ultimi venti anni, tra l'altro in modo differenziato tra settori, registrando un'accelerazione soprattutto in quelli in cui era inizialmente sui livelli più elevati. Questa forte variabilità settoriale costituisce il fulcro della nostra strategia di identificazione.

---

<sup>7</sup> Purtroppo, i valori medi unitari dell'FMI non presentano una disaggregazione settoriale, quindi l'effetto della deflazione agisce soltanto sulla dinamica nel tempo delle quote, ma non introduce ulteriore varianza tra prodotti. Nell'appendice riportiamo un test di robustezza dei nostri risultati utilizzando la quota di mercato a prezzi correnti.

La produttività e l'intensità di capitale sono state calcolate a partire dai dati a livello di impresa raccolti dalla Centrale dei Bilanci (CB)<sup>8</sup>. Per circa 30.000 imprese all'anno e con riferimento al periodo 1982-2002, la CB rileva informazioni su un ampio insieme di voci di bilancio e su alcune caratteristiche qualitative, quali la data di fondazione dell'impresa, il numero di occupati, la localizzazione geografica, la quota di esportazioni sul fatturato<sup>9</sup>. I dati di bilancio disponibili in CB non consentono di tenere conto, nella ricostruzione dello stock di capitale con il metodo dell'inventario permanente, di eventuali dismissioni o disinvestimenti. Abbiamo pertanto scelto di utilizzare, come misura dello stock di capitale, il valore di bilancio delle immobilizzazioni materiali al netto dei relativi ammortamenti, opportunamente deflazionato. I risultati presentati nel lavoro sono robusti alla misura di capitale adottata. Essi non si modificano in maniera sostanziale quando si utilizza la misura ricostruita in Rosolia e Torrini (2001), basata sull'inventario permanente, o sue varianti.

La tavola 1 confronta varie misure ottenute dalla CB con quelle corrispondenti calcolate dall'Istat attraverso l'Indagine sui conti di tutte le imprese con almeno 20 dipendenti (SCI) per gli anni 1982, 1990 e 1996<sup>10</sup>. A scopo espositivo, abbiamo aggregato alcuni settori e ridotto a due il numero di classi dimensionali (20-50 e oltre 50 occupati). Non sorprende che la CB rappresenti più fedelmente la distribuzione del fatturato piuttosto che quella dell'occupazione. Relativamente a quest'ultima, risulta evidente che la CB tende a sovrastimare l'importanza delle grandi imprese.

## 5. I risultati

La prima parte della tavola 2 (pannello A) mostra i risultati ottenuti stimando il modello (2) in cui le variabili dipendenti sono espresse come nella (3), cioè come medie ponderate

---

<sup>8</sup> La Centrale dei Bilanci è un'organizzazione fondata all'inizio degli anni '80 dalla Banca d'Italia, dall'ABI (Associazione Bancaria Italiana) e da un pool delle principali banche con il compito di raccogliere e gestire le informazioni relative agli agenti economici che prendono a prestito dalle banche. Ne consegue che il campione della Centrale dei Bilanci non è casuale, ma distorto verso le imprese migliori, quelle in grado di prendere a prestito: in particolare, sono sovrappresentate le imprese di maggiori dimensioni e quelle localizzate nel nord dell'Italia.

<sup>9</sup> I bilanci sono riclassificati in modo tale da ridurre la distorsione indotta da convenzioni contabili usate dalle imprese. I dati sono sottoposti a numerose procedure di controllo e quindi possono essere considerati molto affidabili.

<sup>10</sup> Per omogeneità abbiamo considerato soltanto le imprese della CB con almeno 20 dipendenti.

delle corrispondenti variabili a livello di impresa. Per chiarezza espositiva non riportiamo i coefficienti sulle dummies temporali e settoriali.

Dalle stime emerge che la maggiore pressione competitiva estera ha favorito incrementi della produttività, mentre non sono riscontrabili effetti significativi sull'intensità di capitale. Una valutazione congiunta dei due coefficienti stimati suggerisce che gli effetti sulla produttività del lavoro deriverebbero esclusivamente dalla reazione alla pressione competitiva della produttività totale dei fattori, piuttosto che da quella del rapporto capitale-lavoro.

Nel pannello A della tavola 2 si riporta l'effetto complessivo della concorrenza estera sull'efficienza del settore, che, come detto può discendere dall'aumento di efficienza realizzato dalle imprese esistenti, dalla riallocazione di quote di mercato tra le imprese esistenti e dall'entrata e dall'uscita di imprese. Un'indicazione preliminare circa l'importanza relativa di questi effetti è desumibile dalla stima della medesima equazione con riferimento alla media semplice della distribuzione della variabile di interesse nel settore  $s$ , che esplicitamente esclude i pesi a livello di impresa,  $w_{it}$ , e quindi tutti gli effetti associabili all'importanza relativa delle singole imprese e alla sua variazione. Per ovviare alle possibili distorsioni causate dalla limitatezza della numerosità campionaria in alcune celle, abbiamo utilizzato come variabile dipendente anche la mediana della variabile dipendente.

I risultati, riportati nei pannelli B e C della tavola 2, sono qualitativamente simili a quelli sulle medie ponderate e puntano a un effetto positivo della pressione competitiva sulla produttività; le indicazioni circa gli effetti di quest'ultima sull'intensità di capitale risultano meno chiare. Nel complesso essi suggeriscono che la struttura di mercato, che incide soltanto sulla stima ponderata, tende ad attenuare gli incrementi nella produttività settoriale del lavoro. Una prima indicazione che se ne può trarre è che i maggiori guadagni di produttività si sarebbero concentrati tra le imprese più piccole, ossia quelle con un peso minore<sup>11</sup>.

L'interpretazione causale dei risultati presentati nella tavola 2 riposa sul fatto che la quota di mercato dei PNA sia una proxy valida della pressione competitiva sulle imprese italiane. Tuttavia, anche questa variabile risente del ciclo economico mondiale, delle oscillazioni dei tassi di cambio, etc. Abbiamo ampiamente discusso come riteniamo di controllare per tutti

---

<sup>11</sup> I test statistici rifiutano chiaramente l'ipotesi nulla secondo cui l'effetto della pressione competitiva sulla media ponderata e su quella semplice sia identico. Non è invece possibile rifiutare l'ipotesi che quelli stimati sulla produttività mediana e sulla media ponderata siano uguali.

gli effetti che potrebbero inficiare l'interpretazione dei risultati. Presentiamo nella tavola 3 un controllo indiretto di robustezza che consiste nell'analizzare la stessa relazione su periodi diversi, in modo da accertarsi che i risultati discussi non siano determinati da eventi specifici a qualche sotto-periodo. In particolare, vogliamo verificare che i risultati non dipendano dallo shock positivo sulla produttività determinato dalla svalutazione del 1992 e dal fatto che le nostre esportazioni sono storicamente sbilanciate verso quei settori dove la quota di mercato dei PNA è aumentata rapidamente durante gli anni novanta. Abbiamo quindi stimato la relazione (2) per tre periodi: anni ottanta, anni novanta e 1983-2000 escludendo dal campione il triennio successivo alla svalutazione del 1992. Dai risultati emerge chiaramente che la relazione tra produttività settoriale e concorrenza da parte dei PNA diventa significativa solo negli anni '90<sup>12</sup>. Questo tuttavia non è dovuto alla svalutazione del 1992: infatti, eliminando dal campione il triennio 1992-94, l'effetto resta positivo e significativo<sup>13</sup>.

### 5.1 *La demografia di impresa*

Come mostrato in precedenza, i flussi di imprese in entrata e in uscita dal mercato possono influenzare l'evoluzione della produttività del settore. Nei dati a nostra disposizione la rappresentatività dei flussi demografici è decisamente insufficiente per effettuare un'analisi completa e trarre conclusioni generali sugli effetti in termini di produttività settoriale. Tuttavia, possiamo provare a estrarre alcune indicazioni in modo indiretto, restringendo il campione alle circa 3000 imprese sempre presenti nel periodo 1983-2000.

Dapprima rileviamo che in termini di composizione settoriale (figura 5), il campione ristretto non differisce significativamente da quello ad esso complementare, costituito da tutte le imprese che non sono osservate per l'intero periodo campionario. Lo stesso dicasi con riferimento alla dinamica della produttività e dell'intensità di capitale (figure 6 e 7); non sorprendentemente, risulta molto diversa la dimensione media d'impresa (figura 8).

---

<sup>12</sup> Questo risultato potrebbe riflettere un effetto di soglia: soltanto negli anni novanta la quota di mercato dei PNA sarebbe salita sopra un livello capace di condizionare l'efficienza nei settori manifatturieri italiani.

<sup>13</sup> Abbiamo anche cercato di valutare il contributo dei settori tradizionali a questi miglioramenti di efficienza, aggiungendo tra le variabili esplicative un termine di interazione tra la quota di mercato e una dummy eguale a 1 soltanto nel caso dei settori tradizionali. Dai risultati emerge che anche nei settori tradizionali si sarebbero realizzati guadagni di efficienza, in particolare tra le imprese di minori dimensioni, anche se ampiamente al di sotto della media; abbiamo tuttavia ritenuto opportuno non riportare queste stime le cui affidabilità e significatività sono fortemente limitate dalla ridotta variabilità settoriale.

Dal confronto dei risultati econometrici sul panel chiuso delle imprese longeve (tavola 4) con quelli ottenuti sul campione complessivo (tavola 2) è possibile qualificare gli effetti delle dinamiche demografiche. Il fatto che il coefficiente  $\beta_1$  stimato sulle medie semplici nel panel chiuso sia statisticamente inferiore a quello corrispondente ottenuto utilizzando il campione complessivo suggerisce che gli effetti delle dinamiche demografiche, in termini di produttività, siano stati più forti nei settori più esposti alla concorrenza estera. In altre parole, la concorrenza estera avrebbe contribuito ad acuire la selezione delle imprese migliori nel mercato innalzando la soglia di efficienza minima richiesta alle imprese per rimanere sul mercato. Questo avrebbe, da una parte, contribuito a eliminare quelle meno efficienti, dall'altra, reso profittevole l'entrata solo a imprese più produttive. I nostri risultati risultano quindi in linea con le predizioni teoriche di Melitz (2003) e Bernard, Eaton, Jensen e Kortum (2003).

Per distinguere l'effetto attribuibile al miglioramento della produttività delle imprese da quello derivante dalla riallocazione delle quote di mercato, è utile confrontare i risultati basati sulla media ponderata con quelli basati sulla media semplice e sulla mediana. Come già osservato per il campione sbilanciato (tavola 2), anche in questo caso l'effetto positivo della concorrenza estera è più forte nel caso della media semplice e della mediana, il che segnala la rilevanza dei miglioramenti a livello di impresa. Nel campione chiuso la riallocazione sembra addirittura esercitare un effetto negativo.

## **6. Conclusioni**

Questo lavoro si colloca nell'ampia letteratura empirica tesa a valutare gli effetti della concorrenza sull'efficienza d'impresa.

Al fine di identificare una relazione causale della pressione competitiva sull'efficienza produttiva è necessario disporre di una misura di concorrenza esogena rispetto alla misura di efficienza. In mancanza di un cosiddetto "esperimento naturale", abbiamo utilizzato la quota di mercato mondiale dei paesi non avanzati. Il fine dettaglio settoriale utilizzato (tre cifre della classificazione Ateco91) ci ha consentito di controllare in misura adeguata per eventuali fenomeni di ricollocazione delle imprese all'interno della filiera.

Dai nostri risultati emerge un effetto significativo e positivo della pressione concorrenziale sulla produttività totale dei fattori settoriale, a cui si sarebbe accompagnato

un'innalzamento della soglia minima di efficienza necessaria per restare nel mercato. Ne sarebbe derivato, nei settori più esposti alla concorrenza dei paesi meno avanzati, un contributo favorevole delle dinamiche demografiche all'evoluzione della produttività settoriale, riconducibile sia all'uscita delle imprese meno efficienti sia all'entrata di altre più efficienti.

Le analisi condotte in questo lavoro sono necessariamente limitate e parziali, data la natura delle informazioni disponibili. Sarebbe opportuno condurre un'analisi simile a livello di impresa, disponendo di un campione longitudinale che sia rappresentativo a livello settoriale e, soprattutto, di una misura di concorrenza a livello di impresa ed esogena rispetto alle caratteristiche dell'impresa stessa.

## Appendice

### A.1 Alcune utili implicazioni del modello Heckscher - Ohlin

Si supponga che esistano due settori che producono a mezzo di una tecnologia a rendimenti di scala costanti:

$$(5) \quad \begin{aligned} Y_1 &= A_1 K_1^\alpha L_1^{1-\alpha} \\ Y_2 &= A_2 K_2^\beta L_2^{1-\beta} \end{aligned}$$

tali che  $\alpha > \beta$ . Dati i prezzi dei due fattori di produzione  $w$  e  $r$ , il rapporto capitale-lavoro ottimale sarà:

$$(6) \quad K_1/L_1 = \frac{\alpha}{1-\alpha} \frac{w}{r} \geq K_2/L_2 = \frac{\beta}{1-\beta} \frac{w}{r}$$

Sostituendo queste relazioni nelle rispettive funzioni di produzione si ottiene:

$$(7) \quad \begin{aligned} Y_1 &= A_1 \left( \frac{\alpha}{1-\alpha} \frac{w}{r} \right)^\alpha L_1 \\ Y_2 &= A_2 \left( \frac{\beta}{1-\beta} \frac{w}{r} \right)^\beta L_2 \end{aligned}$$

L'eguaglianza del valore del prodotto marginale del lavoro tra i due settori implica che:

$$(8) \quad A_1 \left( \frac{\alpha}{1-\alpha} \frac{w}{r} \right)^\alpha = p_2 A_2 \left( \frac{\beta}{1-\beta} \frac{w}{r} \right)^\beta$$

dove  $p_2$  è il prezzo relativo del bene 2 sul mercato mondiale ( $p_1 = 1$ ). La (8) definisce dunque il prezzo relativo dei due fattori in funzione del prezzo relativo dei beni come segue:

$$(9) \quad \frac{w}{r} = p_2 \frac{A_2}{A_1} \left( \frac{\beta}{1-\beta} \right)^\beta \left( \frac{1-\alpha}{\alpha} \right)^\alpha$$

da cui risulta che il segno della relazione dipende dai coefficienti tecnologici. In particolare, esso sarà positivo se e solo se  $\alpha > \beta$ . Utilizzando la (9) e la (7) e risolvendo per  $Y_1/L_1$  e  $Y_2/L_2$  si ha che:

Inoltre varrà anche:

$$(10) \quad \frac{\partial Y_1/L_1}{\partial p_2} = \Gamma p_2^{\frac{\alpha}{\alpha-\beta}}$$

$$(11) \quad \frac{\partial Y_2/L_2}{\partial p_2} = \Gamma p_2^{\frac{\beta}{\alpha-\beta}}$$

dove  $\Gamma$  è un parametro comune alle due espressioni. Le due espressioni precedenti mostrano che la produttività del lavoro ( $Y/L$ ) si muoverà nella stessa direzione di  $p_2$ . Inoltre, se  $\alpha > \beta$  allora  $\left| \frac{\partial Y_1/L_1}{\partial p_2} \right| > \left| \frac{\partial Y_2/L_2}{\partial p_2} \right|$ .

## A.2 Il problema dei deflatori settoriali.

I risultati presentati nel testo utilizzano una misura della quota di mercato dei PNA che non tiene conto, per mancanza di dati, della variabilità settoriale dei deflatori delle esportazioni di questi paesi. Formalmente, sia  $e_{st}^N$  il valore delle esportazioni dei PNA del settore  $s$  al tempo  $t$  e  $p_{st}^N$  il loro deflatore ( $e_{st}$  e  $p_{st}$  i corrispondenti valori mondiali). La misura di quota dei PNA desiderata è:

$$(12) \quad q_{st}^* = \frac{e_{st}^N}{p_{st}^N} / \frac{e_{st}}{p_{st}}$$

mentre la misura effettivamente utilizzata è:

$$(13) \quad q_{st} = \frac{e_{st}^N}{p_t^N} / \frac{e_{st}}{p_t}$$

dove  $p_t^N$  e  $p_t$  sono i valori medi unitari del complesso delle esportazioni dei PNI e di quelle mondiali, che non hanno una varianza settoriale. Pertanto, l'errore che si commette è una funzione dei valori medi unitari:

$$(14) \quad q_{st} = q_{st}^* \frac{p_{st}^N}{p_t^N} \frac{p_t}{p_{st}} = c_{st}^* \frac{p_t}{p_t^N}$$

La seconda riga della (14) chiarisce la relazione tra la variabile usata nell'analisi  $q_{st}$ , la quota di mercato dei PNA a prezzi correnti  $c_{st}$  e i nostri deflatori. La tavola che segue replica le stime della tavola (2) con la differenza che, invece della quota di mercato a prezzi costanti, abbiamo utilizzato la quota a prezzi correnti. Questi risultati costituiscono un controllo indiretto della robustezza di quelli presentati nel testo: se infatti il mancato utilizzo dei deflatori appropriati

costituisse un problema serio per la nostra analisi, ci aspetteremmo risultati significativamente diversi. Al contrario, essi sono sostanzialmente in linea con quelli della tavola (2): sia il valore puntuale dei coefficienti sia il grado di precisione della stima.

Produttività del lavoro e intensità di capitale.

	Produttività del lavoro		Intensità di capitale	
	Coeff	SE	Coeff	SE
<b>A. Medie ponderate</b>				
$k_{st}$	0,339	0,029	-	-
$c_{st-2}$	0,292	0,121	0,113	0,093
$WD_{st-2}$	0,015	0,031	0,057	0,024
$\Delta WD_{st}$	0,093	0,056	0,081	0,043
<b>B. Medie semplici</b>				
$k_{st}$	0,223	0,014	-	-
$c_{st-2}$	0,541	0,077	0,475	0,099
$WD_{st-2}$	0,042	0,020	0,020	0,046
$\Delta WD_{st}$	0,173	0,035	0,020	0,046
<b>C. Mediane</b>				
$k_{st}$	0,172	0,015	-	-
$c_{st-2}$	0,381	0,050	0,254	0,062
$WD_{st-2}$	0,035	0,013	0,035	0,016
$\Delta WD_{st}$	0,118	0,023	-0,010	0,029

## **Tavole e Figure**

## Un confronto tra CB e SCI

	1982				1990				1996			
	SCI		CB		SCI		CB		SCI		CB	
	20-50	+50	20-50	+50	20-50	+50	20-50	+50	20-50	+50	20-50	+50
OCCUPAZIONE (1)												
Alimentari	1,4	6,0	0,9	5,1	1,7	6,3	1,2	5,5	1,9	5,9	1,5	5,4
Tradizionali	5,9	13,4	2,4	21,6	7,3	11,4	3,6	20,8	7,7	10,8	3,0	21,1
Chimica	6,7	29,7	4,5	32,6	8,6	26,7	6,9	29,8	10,1	25,3	5,3	32,2
Macchinari	1,9	10,0	1,4	14,2	2,6	9,8	2,2	12,8	3,2	10,6	1,6	13,6
Macchinari elettrici	1,1	9,4	0,7	9,1	1,6	9,8	1,3	9,8	2,2	8,3	1,0	8,6
Mezzi di trasport	0,4	10,2	0,2	6,0	0,6	9,7	0,3	4,7	0,7	8,8	0,3	4,1
Altro	1,6	2,3	0,1	1,1	1,8	2,1	0,3	1,1	2,0	2,5	0,4	1,8
Totale	19,0	81,0	10,3	89,7	24,1	75,9	15,7	84,3	27,7	72,3	13,1	86,9
FATTURATO (2)												
Alimentari	3,2	11,5	2,8	10,8	3,1	10,9	2,5	9,4	3,0	10,2	3,4	8,9
Tradizionali	3,9	9,1	3,2	17,7	4,5	8,6	4,2	17,4	4,3	8,5	4,1	17,3
Chimica	5,5	37,3	5,7	33,2	7,0	32,9	7,8	30,1	7,4	33,3	6,7	31,6
Macchinari	1,4	8,5	1,4	11,7	2,1	8,3	2,1	11,5	2,5	9,7	1,8	12,0
Macchinari elettrici	0,7	7,7	0,7	6,7	1,2	8,6	1,3	7,9	1,4	7,2	1,3	6,6
Mezzi di trasport	0,3	8,0	0,2	4,2	0,4	9,3	0,3	3,6	0,5	8,3	0,3	3,3
Altro	1,1	1,8	0,3	1,5	1,2	1,8	0,5	1,4	1,3	2,3	0,7	2,0
Totale	16,1	83,9	14,3	85,7	19,6	80,4	18,7	81,3	20,4	79,6	18,2	81,8
IMPRESSE (3)												
Alimentari	5,2	2,6	3,4	3,8	4,7	2,6	3,5	3,3	4,8	2,1	4,5	4,1
Tradizionali	20,4	8,9	8,4	15,0	20,8	7,5	10,5	13,1	20,2	6,4	8,6	15,2
Chimica	23,6	12,3	16,3	25,3	24,1	11,8	19,9	20,9	25,7	10,7	15,0	24,4
Macchinari	6,3	4,2	5,2	9,8	7,1	4,5	6,2	8,6	8,0	4,3	4,6	9,5
Macchinari elettrici	3,9	2,4	2,4	5,6	4,4	2,9	3,6	5,5	5,5	2,6	2,9	5,5
Mezzi di trasport	1,5	1,2	0,6	2,8	1,5	1,3	0,9	2,1	1,6	1,3	0,8	2,3
Altro	5,5	2,0	0,5	0,8	5,0	1,7	1,0	0,9	5,1	1,7	1,3	1,3
Totale	66,3	33,7	36,9	63,1	67,6	32,4	45,6	54,4	70,9	29,1	37,7	62,3

(1) Quota dell'occupazione; (2) Quota del fatturato; (3) Quota di imprese.

Fonte: CB - Centrale dei Bilanci; SCI - Sistema dei conti d'impresa.

**Produttività del lavoro e intensità di capitale.**

	Produttività del lavoro		Intensità di capitale	
	Coefficiente	Standard Error	Coefficiente	Standard Error
<b>A. Medie ponderate</b>				
$k_{st}$	0,340	0,029	-	-
$q_{st-2}$	0,323	0,117	0,075	0,090
$WD_{st-2}$	0,011	0,031	0,060	0,024
$\Delta WD_{st}$	0,091	0,056	0,081	0,043
<b>B. Medie semplici</b>				
$k_{st}$	0,230	0,014	-	-
$q_{st-2}$	0,571	0,074	0,371	0,097
$WD_{st-2}$	0,036	0,020	0,052	0,026
$\Delta WD_{st}$	0,169	0,035	0,019	0,046
<b>C. Mediane</b>				
$k_{st}$	0,181	0,015	-	-
$q_{st-2}$	0,406	0,048	0,087	0,061
$WD_{st-2}$	0,031	0,013	0,051	0,016
$\Delta WD_{st}$	0,115	0,023	-0,009	0,029

*Nota:* A - medie ponderate della variabile dipendente con pesi pari al valore aggiunto dell'impresa; B - medie semplici della variabile dipendente; C - mediana della variabile dipendente.

**Produttività del lavoro e intensità di capitale: analisi per sottoperiodi.**

	1983-1991.				1992-2000.				1983-2000 escluso 1992-1994.			
	Produttività del lavoro		Intensità di capitale		Produttività del lavoro		Intensità di capitale		Produttività del lavoro		Intensità di capitale	
	Coefficiente	SE	Coefficiente	SE	Coefficiente	SE	Coefficiente	SE	Coefficiente	SE	Coefficiente	SE
<b>A. Medie pesate.</b>												
$k_{st}$	0,487	0,025			0,166	0,071			0,387	0,024		
$q_{st-2}$	-0,210	0,128	0,113	0,139	0,629	0,391	0,078	0,187	0,332	0,096	0,065	0,096
$WD_{st-2}$	-0,135	0,029	0,053	0,032	0,434	0,121	0,081	0,058	-0,020	0,026	0,079	0,025
$\Delta WD_{st}$	0,021	0,040	0,067	0,043	0,184	0,131	0,024	0,063	0,137	0,046	0,084	0,046
<b>B. Medie semplici.</b>												
$k_{st}$	0,262	0,015			0,065	0,026			0,277	0,016		
$q_{st-2}$	-0,110	0,106	0,243	0,155	0,874	0,208	0,646	0,236	0,512	0,076	0,403	0,097
$WD_{st-2}$	-0,067	0,024	0,017	0,035	0,233	0,064	-0,029	0,073	0,032	0,020	0,044	0,026
$\Delta WD_{st}$	0,086	0,033	-0,004	0,048	0,183	0,070	-0,011	0,079	0,183	0,036	0,003	0,047
<b>C. Mediane.</b>												
$k_{st}$	0,116	0,023			0,018	0,025			0,186	0,016		
$q_{st-2}$	-0,015	0,072	0,071	0,082	0,637	0,117	0,245	0,136	0,382	0,051	0,109	0,065
$WD_{st-2}$	-0,030	0,016	0,058	0,019	0,111	0,036	-0,045	0,042	0,032	0,013	0,055	0,017
$\Delta WD_{st}$	0,022	0,022	-0,011	0,025	0,197	0,039	-0,034	0,046	0,111	0,024	-0,008	0,031

*Nota:* A - medie ponderate della variabile dipendente con pesi pari al valore aggiunto dell'impresa; B - medie semplici della variabile dipendente; C - mediana della variabile dipendente.

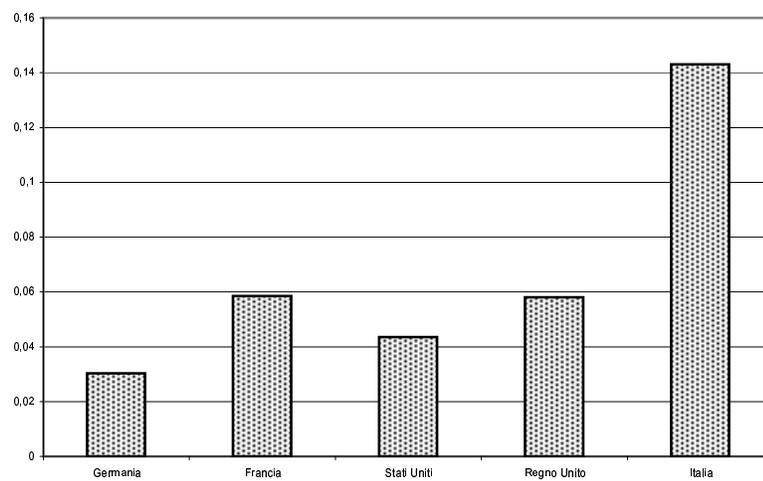
**Produttività del lavoro e intensità di capitale: panel chiuso.**

	Produttività del lavoro		Intensità di capitale	
	Coefficiente	Standard Error	Coefficiente	Standard Error
<b>A. Medie ponderate</b>				
$k_{st}$	0,548	0,021	-	-
$q_{st-2}$	0,433	0,087	0,098	0,083
$WD_{st-2}$	-0,093	0,024	0,099	0,023
$\Delta WD_{st}$	0,052	0,042	0,143	0,033
<b>B. Medie semplici</b>				
$k_{st}$	0,474	0,013	-	-
$q_{st-2}$	0,446	0,068	0,282	0,079
$WD_{st-2}$	0,014	0,019	0,021	0,022
$\Delta WD_{st}$	0,143	0,033	0,045	0,038
<b>C. Mediane</b>				
$k_{st}$	0,160	0,018	-	-
$q_{st-2}$	0,254	0,054	-0,028	0,057
$WD_{st-2}$	0,031	0,015	0,034	0,016
$\Delta WD_{st}$	0,116	0,026	0,038	0,027

*Nota:* A - medie ponderate della variabile dipendente con pesi pari al valore aggiunto dell'impresa; B - medie semplici della variabile dipendente; C - mediana della variabile dipendente.

Fig. 1

Quota dei settori tradizionali sul valore aggiunto manifatturiero  
(media negli anni novanta)



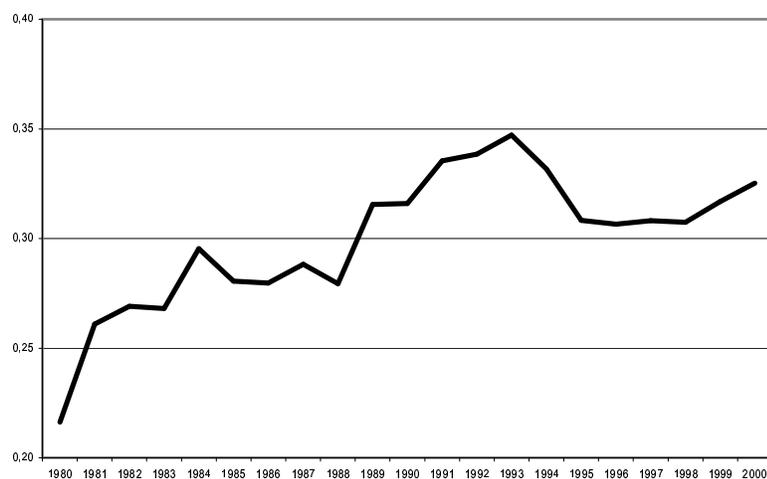
Fonte: Eurostat, Istat.

Nota: Settori tradizionali: tessile e abbigliamento, cuoio e calzature.

Fig. 2

### Quota di mercato dei PNA

(Differenza tra la quota nei prodotti tradizionali e quella nella manifattura al netto dei tradizionali)

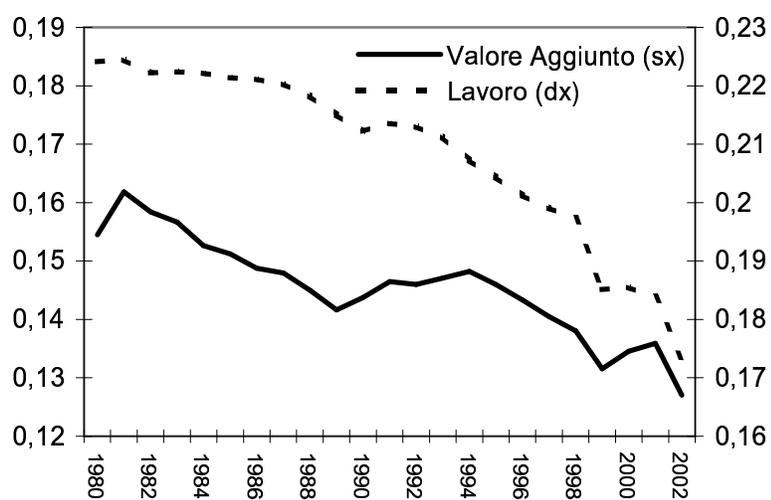


Fonte: WTA, Canada Trade Statistics.

Nota: Settori tradizionali: tessile e abbigliamento, cuoio e calzature.

Fig. 3

**Valore aggiunto e occupazione nei settori tradizionali**  
(quota sul totale del settore manifatturiero)

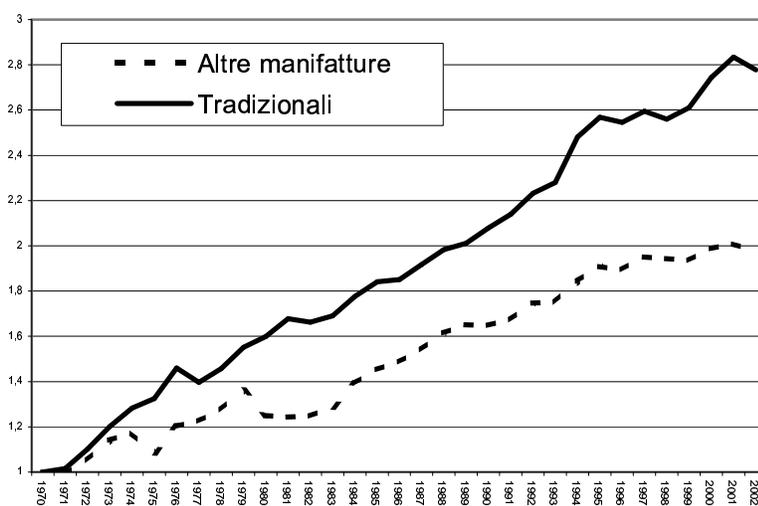


Fonte: Istat, Conti nazionali annuali.

Nota: Settori tradizionali: tessile e abbigliamento, cuoio e calzature.

Fig. 4

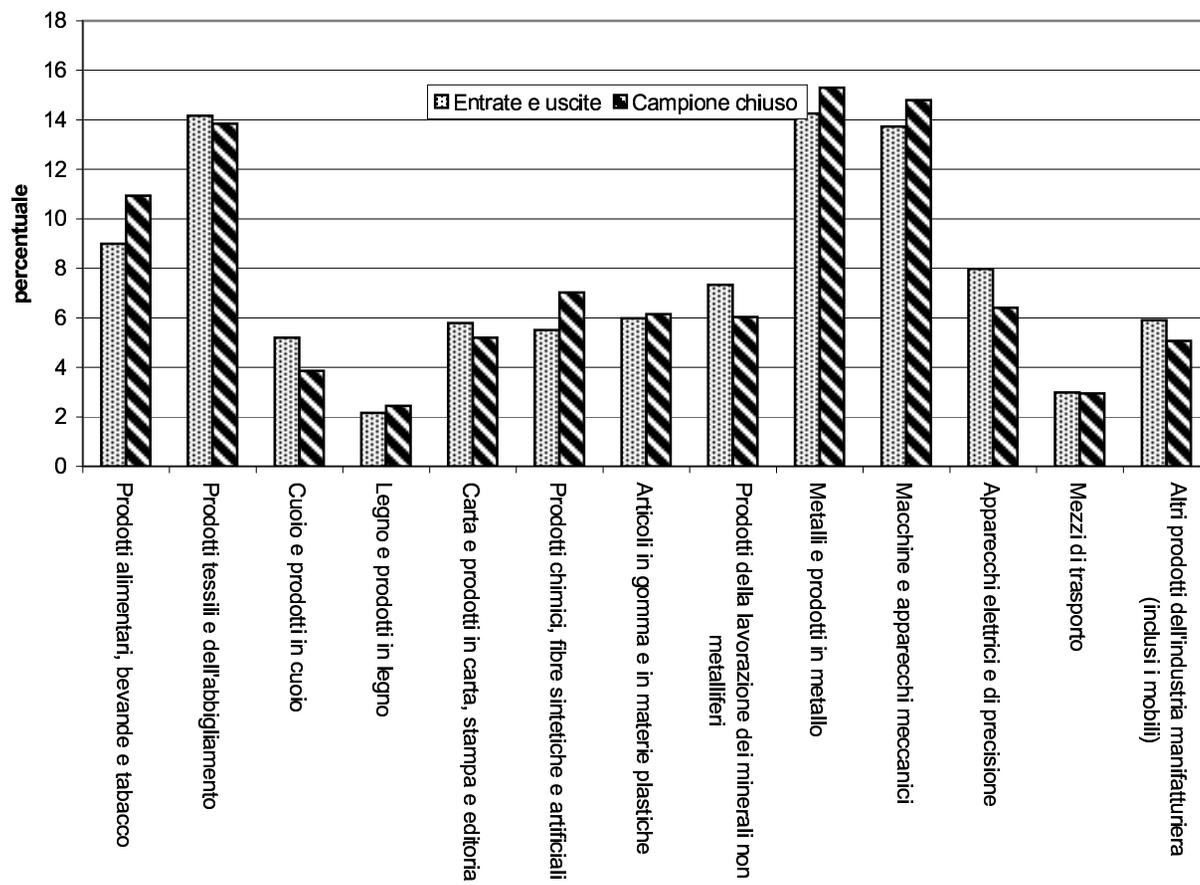
### Produttività del lavoro (indici: 1970=1)



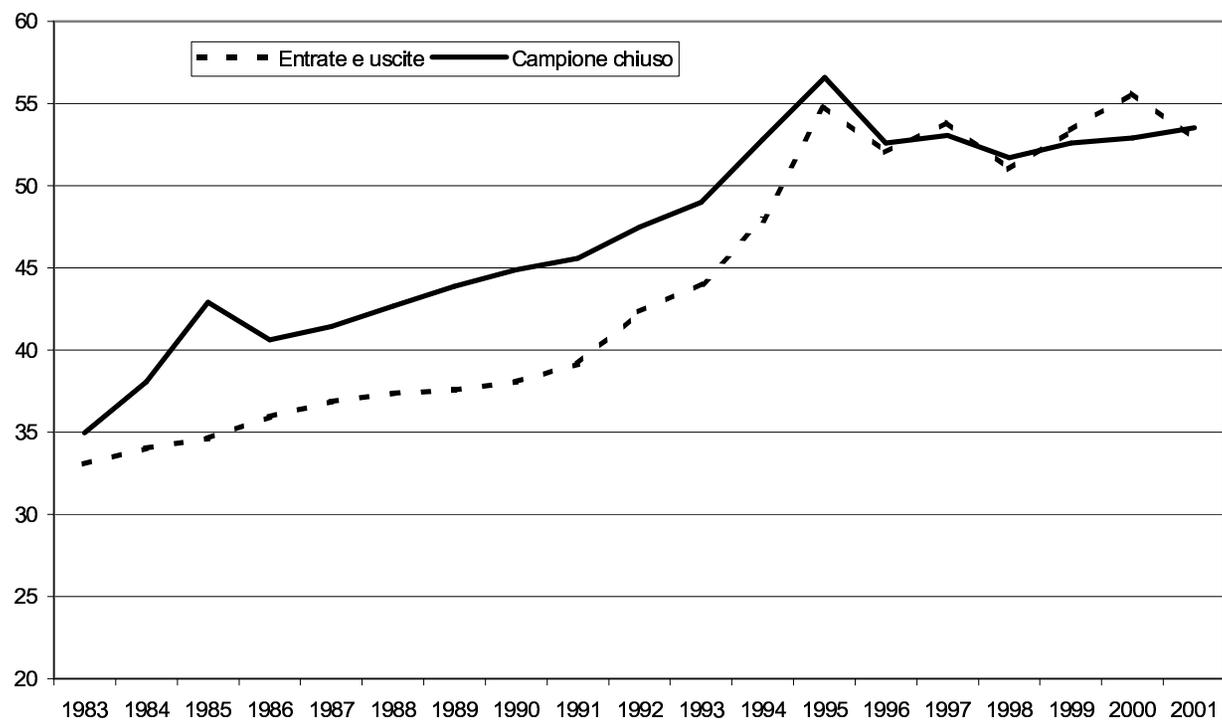
Fonte: Istat, Conti nazionali annuali.

Nota: Settori tradizionali: tessile e abbigliamento, cuoio e calzature.

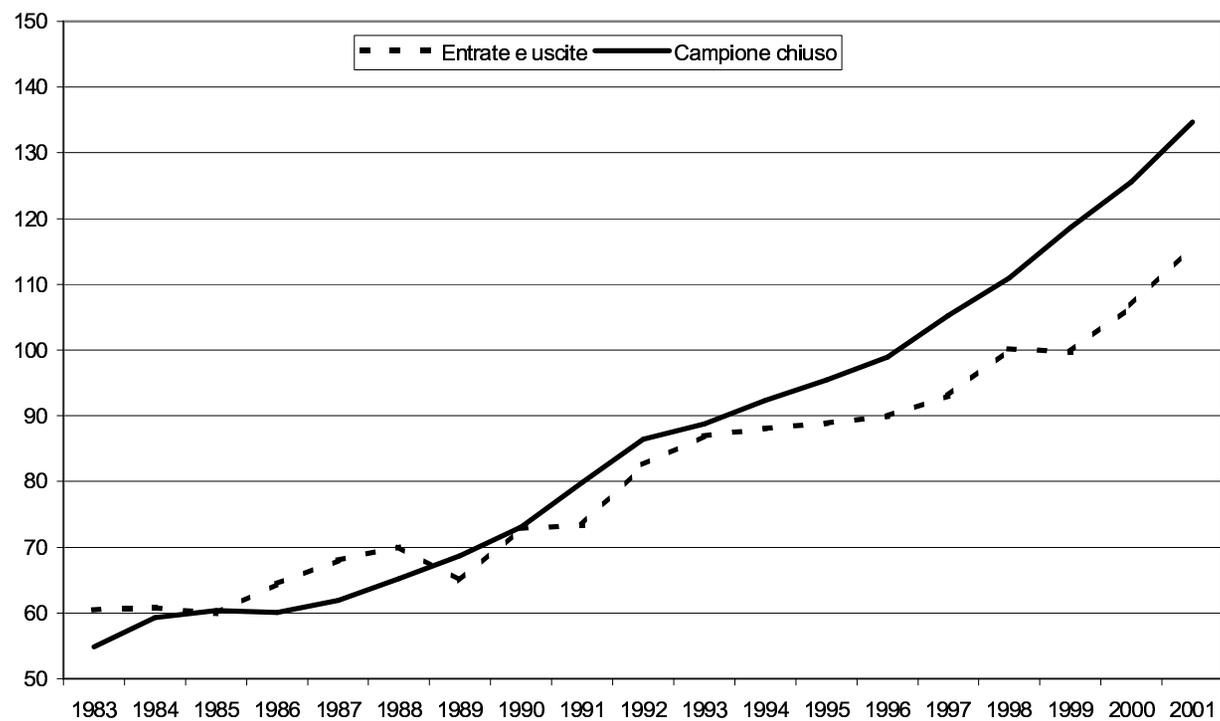
### Composizione settoriale del campione chiuso e del suo complemento.



Fonte: Centrale dei Bilanci.

**Produttività del lavoro nel campione chiuso e nel suo complemento.**

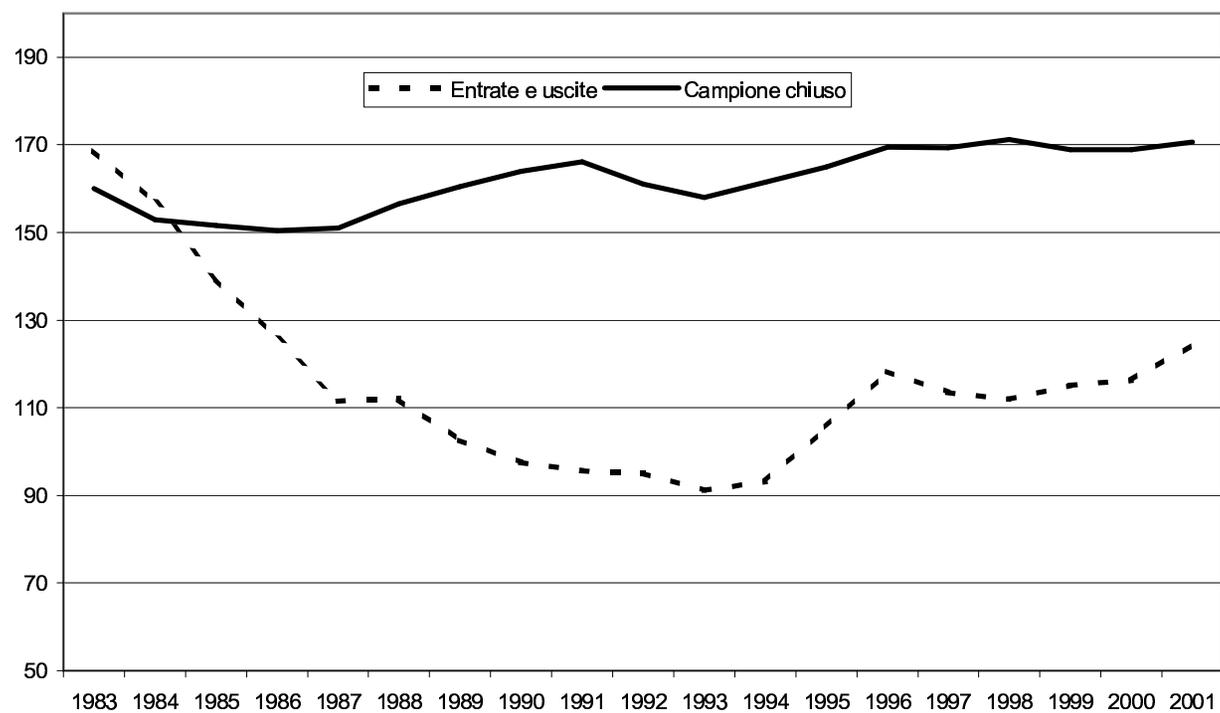
Fonte: Centrale dei Bilanci.

**Intensità di capitale nel campione chiuso e nel suo complemento.**

Fonte: Centrale dei Bilanci.

Fig. 8

**Dimensione media di impresa nel campione chiuso e nel suo complemento.**



Fonte: Centrale dei Bilanci.

## Bibliografia

- Aghion, P. e P. Howitt (1992), *A Model of Growth through Creative Destruction*, *Econometrica*, vol. 60, pp. 323-351.
- Alcalà, F. e A. Ciccone (2004), *Trade and Productivity*, *Quarterly Journal of Economics*, vol. CXIX, n.2, pp. 613-646.
- Aw, B. Y., S. Chung e M.J. Roberts (2000), *Productivity and Turnover in the Export Market: Micro Evidence from Taiwan and South Korea*, *The World Bank Economic Review*, January.
- Banca d'Italia (2004), *Relazione Annuale sul 2003*.
- Bassanetti, A., M. Iommi, C. Jona-Lasinio e F. Zollino (2005), *La crescita dell'economia italiana negli anni novanta tra ritardo tecnologico e rallentamento della produttività*, Temi di Discussione n. 539, Banca d'Italia.
- Bernard, A. B., J. Eaton, J. B. Jensen e S. Kortum (2003), *Plants and Productivity in International Trade*, *American Economic Review*, vol. 93, pp. 1268-1290.
- Bernard, A. B. e J. B. Jensen (1995), *Exporters, Jobs, and Wages in U.S. Manufacturing: 1976-1987*, *Brookings papers on Economic Activity: Microeconomics*, pp. 67-119.
- Bernard, A. B. e J. B. Jensen (1999), *Exceptional Exporter Performance: Cause, Effect or Both?*, *Journal of International Economics*, vol. 47, pp. 1-25.
- Bernard, A. B. e J. B. Jensen (2001), *Who Dies? International Trade, Market Structure, and Industrial Restructuring*, NBER Working Paper n. 8327.
- Bernard, A. B. e J. B. Jensen (2002), *The Deaths of Manufacturing Plants*, NBER Working Paper n. 9026.
- Bernard, A. B. e J. B. Jensen (2004), *Exporting and Productivity in the USA*, *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 20, n. 3.
- Bernard, A. B., J. B. Jensen e P.K. Schott (2003a), *Survival of the Best Fit: Exposure to Low-Wage Countries and the (Uneven) Growth of US Manufacturing Plants*, NBER Working Paper n. 9170.
- Bernard, A. B., J. B. Jensen e P.K. Schott (2003b), *Falling Trade Costs, Heterogeneous Firms, and Industry Dynamics*, NBER Working Paper n. 9639.
- Brandolini, A. e P. Cipollone (2001), *Multifactor Productivity and Labour Quality in Italy, 1981-2000*, Temi di Discussione n. 422, Banca d'Italia.
- Bugamelli, M. (2001), *Il modello di specializzazione internazionale dell'Italia e dei principali paesi europei*, Temi di Discussione n. 402, Banca d'Italia.

- Ciocca, P. (2003), *L'economia italiana: un problema di crescita*, Bollettino Economico n. 41, Banca d'Italia.
- Clerides, S., P. Lach e J.R. Tybout (1998), *Is Learning by Exporting Important? Micro-Dynamic Evidence from Colombia, Mexico and Morocco*, Quarterly Journal of Economics, vol. 113, pp. 903-947.
- De Nardis, S. e F. Traù (1999), *Specializzazione settoriale e qualità dei prodotti: misure della pressione competitiva sull'industria italiana*, Rivista Italiana degli Economisti, Vol. IV, n. 2.
- Faini, R. (2003), *Fu Vero Declino?*, Il Mulino, n. 410.
- Faini, R. e A. Sapir (2005), *Un modello obsoleto? Crescita e specializzazione dell'economia italiana*, lavoro preparato per la conferenza "Oltre il declino" organizzata dalla Fondazione Rodolfo De Benedetti.
- Galdon Sanchez, J.E. and J. A. Schmitz Jr. (2002), *Competitive Pressure and Labor Productivity: World Iron-Ore Markets in the 1980's*, American Economic Review, vol. 92, pp. 1222-36.
- Hay, D. (2001), *The Post-1990 Brazilian Trade Liberalization and The Performance of Large Manufacturing Firms: Productivity, Market Share and Profits*, The Economic Journal, vol. 111, pp. 620-641.
- Hay D. and Liu G.S. (1997), *The efficiency of firms: what difference does competition make?*, Economic Journal, vol. 107, pp. 597-617.
- Levinsohn, J. and W. Petropoulos (2001), *Creative Destruction or Just Plain Destruction?: The US Textile and Apparel Industries since 1972*, mimeo.
- Melitz, M. (2003), *The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity*, Econometrica, vol. 71 (6), pp. 1695-1725.
- Monti, P. (2005), *Caratteristiche e mutamenti della specializzazione delle esportazioni italiane*, Temi di Discussione n. 559, Banca d'Italia.
- Muendler, M. (2002), *Trade, Technology, and Productivity: A Study of Brazilian Manufacturers, 1986-1998*, mimeo, University of California Berkeley.
- Nickell, S. (1996), *Competition and Corporate Performance*, Journal of Political Economy, vol. 104, pp. 724-746.
- Nickell, S. (1999), *Product Markets and Labour Markets*, Labour Economics, vol. 6, pp. 1-20.
- Nickell, S., Vainiomaki, J. and Washwani, S. (1994), *Wages and Product Market Power*, Economica, vol. 61, pp. 457-473.
- Olley, G. S. and Pakes A. (1996), *The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry*. Econometrica, vol.64, n.6, pp. 1263-1297.

Pavcnik, N. (2002), *Trade Liberalization, Exit, and Productivity Improvements: Evidence from Chilean Plants*, Review of Economic Studies, vol. 69, pp. 245-76.

Rosolia, A. e R. Torrini (2001), *The Investment Decisions on Italian Manufacturing Firms*, mimeo, Banca d'Italia.

Symeonidis, G. (2003), *The Effect of Competition on Wages and Productivity: Evidence from the UK*, mimeo, University of Essex

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

- N. 553 – *Trade credit as collateral*, di M. OMICCIOLI (giugno 2005).
- N. 554 – *Where do human capital externalities end up?*, di A. DALMAZZO e G. DE BLASIO (giugno 2005).
- N. 555 – *Do capital gains affect consumption? Estimates of wealth effects from italian households' behavior*, di L. GUISO, M. PAIELLA e I. VISCO (giugno 2005).
- N. 556 – *Consumer price setting in Italy*, di S. FABIANI, A. GATTULLI, R. SABBATINI e G. VERONESE (giugno 2005).
- N. 557 – *Distance, bank heterogeneity and entry in local banking markets*, di R. FELICI e M. PAGNINI (giugno 2005).
- N. 558 – *International specialization models in Latin America: the case of Argentina*, di P. CASELLI e A. ZAGHINI (giugno 2005).
- N. 559 – *Caratteristiche e mutamenti della specializzazione delle esportazioni italiane*, di P. MONTI (giugno 2005).
- N. 560 – *Regulation, formal and informal enforcement and the development of the household loan market. Lessons from Italy*, di L. CASOLARO, L. GAMBACORTA e L. GUISO (settembre 2005).
- N. 561 – *Testing the “Home market effect” in a multi-country world: a theory-based approach*, di K. BEHRENS, A. R. LAMORGESE, G. I. P. OTTAVIANO e T. TABUCHI (settembre 2005).
- N. 562 – *Banks' participation in the eurosystem auctions and money market integration*, di G. BRUNO, M. ORDINE e A. SCALIA (settembre 2005).
- N. 563 – *Le strategie di prezzo delle imprese esportatrici italiane*, di M. BUGAMELLI e R. TEDESCHI (novembre 2005).
- N. 564 – *Technology transfer and economic growth in developing countries: an economic analysis*, di V. CRISPOLTI e D. MARCONI (novembre 2005).
- N. 565 – *La ricchezza finanziaria nei conti finanziari e nell'indagine sui bilanci delle famiglie italiane*, di R. BONCI, G. MARCHESE e A. NERI (novembre 2005).
- N. 566 – *Are there asymmetries in the response of bank interest rates to monetary shocks?*, di L. GAMBACORTA e S. IANNOTTI (novembre 2005).
- N. 567 – *Un'analisi quantitativa dei meccanismi di riequilibrio del disavanzo esterno degli Stati Uniti*, di F. PATERNÒ (novembre 2005).
- N. 568 – *Evolution of trade patterns in the new EU member States*, di A. ZAGHINI (novembre 2005).
- N. 569 – *The private and social return to schooling in Italy*, di A. CICCONE, F. CINGANO e P. CIPOLLONE (gennaio 2006).
- N. 570 – *Is there an urban wage premium in Italy?*, di S. DI ADDARIO e E. PATACCHINI (gennaio 2006).
- N. 571 – *Production or consumption? Disentangling the skill-agglomeration Connection*, di GUIDO DE BLASIO (gennaio 2006).
- N. 572 – *Incentives in universal banks*, di UGO ALBERTAZZI (gennaio 2006).
- N. 573 – *Le rimesse dei lavoratori emigrati e le crisi di conto corrente*, di M. BUGAMELLI e F. PATERNÒ (Gennaio 2006).
- N. 574 – *Debt maturity of Italian firms*, di SILVIA MAGRI (Gennaio 2006).
- N. 575 – *Convergence of prices and rates of inflation*, di F. Busetti, S. FABIANI e A. HARVEY (Febbraio 2006).
- N. 576 – *Stock market fluctuations and money demand in Italy, 1913-2003*, di MASSIMO CARUSO (Febbraio 2006).
- N. 577 – *Skill dispersion and firm productivity: an analysis with employer-employee matched data*, di S. IRANZO, F. SCHIVARDI e E. TOSETTI (Febbraio 2006).

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

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

1999

- L. GUISO e G. PARIGI, *Investment and demand uncertainty*, Quarterly Journal of Economics, Vol. 114 (1), pp. 185-228, **TD No. 289 (novembre 1996)**.
- A. F. POZZOLO, *Gli effetti della liberalizzazione valutaria sulle transazioni finanziarie dell'Italia con l'estero*, Rivista di Politica Economica, Vol. 89 (3), pp. 45-76, **TD No. 296 (febbraio 1997)**.
- A. CUKIERMAN e F. LIPPI, *Central bank independence, centralization of wage bargaining, inflation and unemployment: theory and evidence*, European Economic Review, Vol. 43 (7), pp. 1395-1434, **TD No. 332 (aprile 1998)**.
- P. CASELLI e R. RINALDI, *La politica fiscale nei paesi dell'Unione europea negli anni novanta*, Studi e note di economia, (1), pp. 71-109, **TD No. 334 (luglio 1998)**.
- A. BRANDOLINI, *The distribution of personal income in post-war Italy: Source description, data quality, and the time pattern of income inequality*, Giornale degli economisti e Annali di economia, Vol. 58 (2), pp. 183-239, **TD No. 350 (aprile 1999)**.
- L. GUISO, A. K. KASHYAP, F. PANETTA e D. TERLIZZESE, *Will a common European monetary policy have asymmetric effects?*, Economic Perspectives, Federal Reserve Bank of Chicago, Vol. 23 (4), pp. 56-75, **TD No. 384 (ottobre 2000)**.

2000

- P. ANGELINI, *Are banks risk-averse? Timing of the operations in the interbank market*, Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 32 (1), pp. 54-73, **TD No. 266 (aprile 1996)**.
- F. DRUDI e R. GIORDANO, *Default Risk and optimal debt management*, Journal of Banking and Finance, Vol. 24 (6), pp. 861-892, **TD No. 278 (settembre 1996)**.
- F. DRUDI e R. GIORDANO, *Wage indexation, employment and inflation*, Scandinavian Journal of Economics, Vol. 102 (4), pp. 645-668, **TD No. 292 (dicembre 1996)**.
- F. DRUDI e A. PRATI, *Signaling fiscal regime sustainability*, European Economic Review, Vol. 44 (10), pp. 1897-1930, **TD No. 335 (settembre 1998)**.
- F. FORNARI e R. VIOLI, *The probability density function of interest rates implied in the price of options*, in: R. Violi, (ed.),  *Mercati dei derivati, controllo monetario e stabilità finanziaria*, Il Mulino, Bologna, **TD No. 339 (ottobre 1998)**.
- D. J. MARCHETTI e G. PARIGI, *Energy consumption, survey data and the prediction of industrial production in Italy*, Journal of Forecasting, Vol. 19 (5), pp. 419-440, **TD No. 342 (dicembre 1998)**.
- A. BAFFIGI, M. PAGNINI e F. QUINTILIANI, *Localismo bancario e distretti industriali: assetto dei mercati del credito e finanziamento degli investimenti*, in: L.F. Signorini (ed.), *Lo sviluppo locale: un'indagine della Banca d'Italia sui distretti industriali*, Donzelli, **TD No. 347 (marzo 1999)**.
- A. SCALIA e V. VACCA, *Does market transparency matter? A case study*, in: *Market Liquidity: Research Findings and Selected Policy Implications*, Basel, Bank for International Settlements, **TD No. 359 (ottobre 1999)**.
- F. SCHIVARDI, *Rigidità nel mercato del lavoro, disoccupazione e crescita*, Giornale degli economisti e Annali di economia, Vol. 59 (1), pp. 117-143, **TD No. 364 (dicembre 1999)**.
- G. BODO, R. GOLINELLI e G. PARIGI, *Forecasting industrial production in the euro area*, Empirical Economics, Vol. 25 (4), pp. 541-561, **TD No. 370 (marzo 2000)**.
- F. ALTISSIMO, D. J. MARCHETTI e G. P. ONETO, *The Italian business cycle: Coincident and leading indicators and some stylized facts*, Giornale degli economisti e Annali di economia, Vol. 60 (2), pp. 147-220, **TD No. 377 (ottobre 2000)**.
- C. MICHELACCI e P. ZAFFARONI, *(Fractional) Beta convergence*, Journal of Monetary Economics, Vol. 45, pp. 129-153, **TD No. 383 (ottobre 2000)**.
- R. DE BONIS e A. FERRANDO, *The Italian banking structure in the nineties: testing the multimarket contact hypothesis*, Economic Notes, Vol. 29 (2), pp. 215-241, **TD No. 387 (ottobre 2000)**.

2001

- M. CARUSO, *Stock prices and money velocity: A multi-country analysis*, Empirical Economics, Vol. 26 (4), pp. 651-72, **TD No. 264 (febbraio 1996)**.
- P. CIPOLLONE e D. J. MARCHETTI, *Bottlenecks and limits to growth: A multisectoral analysis of Italian industry*, Journal of Policy Modeling, Vol. 23 (6), pp. 601-620, **TD No. 314 (agosto 1997)**.
- P. CASELLI, *Fiscal consolidations under fixed exchange rates*, European Economic Review, Vol. 45 (3), pp. 425-450, **TD No. 336 (ottobre 1998)**.
- F. ALTISSIMO e G. L. VIOLANTE, *Nonlinear VAR: Some theory and an application to US GNP and unemployment*, Journal of Applied Econometrics, Vol. 16 (4), pp. 461-486, **TD No. 338 (ottobre 1998)**.
- F. NUCCI e A. F. POZZOLO, *Investment and the exchange rate*, European Economic Review, Vol. 45 (2), pp. 259-283, **TD No. 344 (dicembre 1998)**.
- L. GAMBACORTA, *On the institutional design of the European monetary union: Conservatism, stability pact and economic shocks*, Economic Notes, Vol. 30 (1), pp. 109-143, **TD No. 356 (giugno 1999)**.
- P. FINALDI RUSSO e P. ROSSI, *Credit constraints in Italian industrial districts*, Applied Economics, Vol. 33 (11), pp. 1469-1477, **TD No. 360 (dicembre 1999)**.
- A. CUKIERMAN e F. LIPPI, *Labor markets and monetary union: A strategic analysis*, Economic Journal, Vol. 111 (473), pp. 541-565, **TD No. 365 (febbraio 2000)**.
- G. PARIGI e S. SIVIERO, *An investment-function-based measure of capacity utilisation, potential output and utilised capacity in the Bank of Italy's quarterly model*, Economic Modelling, Vol. 18 (4), pp. 525-550, **TD No. 367 (febbraio 2000)**.
- F. BALASSONE e D. MONACELLI, *Emu fiscal rules: Is there a gap?*, in: M. Bordignon e D. Da Empoli (eds.), *Politica fiscale, flessibilità dei mercati e crescita*, Milano, Franco Angeli, **TD No. 375 (luglio 2000)**.
- A. B. ATKINSON e A. BRANDOLINI, *Promise and pitfalls in the use of "secondary" data-sets: Income inequality in OECD countries*, Journal of Economic Literature, Vol. 39 (3), pp. 771-799, **TD No. 379 (ottobre 2000)**.
- D. FOCARELLI e A. F. POZZOLO, *The determinants of cross-border bank shareholdings: An analysis with bank-level data from OECD countries*, Journal of Banking and Finance, Vol. 25 (12), pp. 2305-2337, **TD No. 381 (ottobre 2000)**.
- M. SBRACIA e A. ZAGHINI, *Expectations and information in second generation currency crises models*, Economic Modelling, Vol. 18 (2), pp. 203-222, **TD No. 391 (dicembre 2000)**.
- F. FORNARI e A. MELE, *Recovering the probability density function of asset prices using GARCH as diffusion approximations*, Journal of Empirical Finance, Vol. 8 (1), pp. 83-110, **TD No. 396 (febbraio 2001)**.
- P. CIPOLLONE, *La convergenza dei salari manifatturieri in Europa*, Politica economica, Vol. 17 (1), pp. 97-125, **TD No. 398 (febbraio 2001)**.
- E. BONACCORSI DI PATTI e G. GOBBI, *The changing structure of local credit markets: Are small businesses special?*, Journal of Banking and Finance, Vol. 25 (12), pp. 2209-2237, **TD No. 404 (giugno 2001)**.
- CORSETTI G., PERICOLI M., SBRACIA M., *Some contagion, some interdependence: more pitfalls in tests of financial contagion*, Journal of International Money and Finance, 24, 1177-1199, **TD No. 408 (giugno 2001)**.
- G. MESSINA, *Decentramento fiscale e perequazione regionale. Efficienza e redistribuzione nel nuovo sistema di finanziamento delle regioni a statuto ordinario*, Studi economici, Vol. 56 (73), pp. 131-148, **TD No. 416 (agosto 2001)**.

2002

- R. CESARI e F. PANETTA, *Style, fees and performance of Italian equity funds*, Journal of Banking and Finance, Vol. 26 (1), **TD No. 325 (gennaio 1998)**.
- L. GAMBACORTA, *Asymmetric bank lending channels and ECB monetary policy*, Economic Modelling, Vol. 20 (1), pp. 25-46, **TD No. 340 (ottobre 1998)**.
- C. GIANNINI, "*Enemy of none but a common friend of all*"? *An international perspective on the lender-of-last-resort function*, Essay in International Finance, Vol. 214, Princeton, N. J., Princeton University Press, **TD No. 341 (dicembre 1998)**.
- A. ZAGHINI, *Fiscal adjustments and economic performing: A comparative study*, Applied Economics, Vol. 33 (5), pp. 613-624, **TD No. 355 (giugno 1999)**.
- F. ALTISSIMO, S. SIVIERO e D. TERLIZZESE, *How deep are the deep parameters?*, Annales d'Economie et de Statistique, (67/68), pp. 207-226, **TD No. 354 (giugno 1999)**.
- F. FORNARI, C. MONTICELLI, M. PERICOLI e M. TIVEGNA, *The impact of news on the exchange rate of the lira and long-term interest rates*, Economic Modelling, Vol. 19 (4), pp. 611-639, **TD No. 358 (ottobre 1999)**.
- D. FOCARELLI, F. PANETTA e C. SALLESO, *Why do banks merge?*, Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 34 (4), pp. 1047-1066, **TD No. 361 (dicembre 1999)**.
- D. J. MARCHETTI, *Markup and the business cycle: Evidence from Italian manufacturing branches*, Open Economies Review, Vol. 13 (1), pp. 87-103, **TD No. 362 (dicembre 1999)**.
- F. BUSETTI, *Testing for stochastic trends in series with structural breaks*, Journal of Forecasting, Vol. 21 (2), pp. 81-105, **TD No. 385 (dicembre 2000)**.
- F. LIPPI, *Revisiting the Case for a Populist Central Banker*, European Economic Review, Vol. 46 (3), pp. 601-612, **TD No. 386 (dicembre 2000)**.
- F. PANETTA, *The stability of the relation between the stock market and macroeconomic forces*, Economic Notes, Vol. 31 (3), **TD No. 393 (febbraio 2001)**.
- G. GRANDE e L. VENTURA, *Labor income and risky assets under market incompleteness: Evidence from Italian data*, Journal of Banking and Finance, Vol. 26 (2-3), pp. 597-620, **TD No. 399 (marzo 2001)**.
- A. BRANDOLINI, P. CIPOLLONE e P. SESTITO, *Earnings dispersion, low pay and household poverty in Italy, 1977-1998*, in D. Cohen, T. Piketty and G. Saint-Paul (eds.), *The Economics of Rising Inequalities*, pp. 225-264, Oxford, Oxford University Press, **TD No. 427 (novembre 2001)**.
- L. CANNARI e G. D'ALESSIO, *La distribuzione del reddito e della ricchezza nelle regioni italiane*, Rivista Economica del Mezzogiorno (Trimestrale della SVIMEZ), Vol. XVI (4), pp. 809-847, Il Mulino, **TD No. 482 (giugno 2003)**.

2003

- F. SCHIVARDI, *Reallocation and learning over the business cycle*, European Economic Review, , Vol. 47 (1), pp. 95-111, **TD No. 345 (dicembre 1998)**.
- P. CASELLI, P. PAGANO e F. SCHIVARDI, *Uncertainty and slowdown of capital accumulation in Europe*, Applied Economics, Vol. 35 (1), pp. 79-89, **TD No. 372 (marzo 2000)**.
- P. ANGELINI e N. CETORELLI, *The effect of regulatory reform on competition in the banking industry*, Federal Reserve Bank of Chicago, Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 35, pp. 663-684, **TD No. 380 (ottobre 2000)**.
- P. PAGANO e G. FERRAGUTO, *Endogenous growth with intertemporally dependent preferences*, Contribution to Macroeconomics, Vol. 3 (1), pp. 1-38, **TD No. 382 (ottobre 2000)**.
- P. PAGANO e F. SCHIVARDI, *Firm size distribution and growth*, Scandinavian Journal of Economics, Vol. 105 (2), pp. 255-274, **TD No. 394 (febbraio 2001)**.
- M. PERICOLI e M. SBRACIA, *A Primer on Financial Contagion*, Journal of Economic Surveys, Vol. 17 (4), pp. 571-608, **TD No. 407 (giugno 2001)**.
- M. SBRACIA e A. ZAGHINI, *The role of the banking system in the international transmission of shocks*, World Economy, Vol. 26 (5), pp. 727-754, **TD No. 409 (giugno 2001)**.

- E. GAIOTTI e A. GENERALE, *Does monetary policy have asymmetric effects? A look at the investment decisions of Italian firms*, *Giornale degli Economisti e Annali di Economia*, Vol. 61 (1), pp. 29-59, **TD No. 429 (dicembre 2001)**.
- L. GAMBACORTA, *The Italian banking system and monetary policy transmission: evidence from bank level data*, in: I. Angeloni, A. Kashyap and B. Mojon (eds.), *Monetary Policy Transmission in the Euro Area*, Cambridge, Cambridge University Press, **TD No. 430 (dicembre 2001)**.
- M. EHRMANN, L. GAMBACORTA, J. MARTÍNEZ PAGÉS, P. SEVESTRE e A. WORMS, *Financial systems and the role of banks in monetary policy transmission in the euro area*, in: I. Angeloni, A. Kashyap and B. Mojon (eds.), *Monetary Policy Transmission in the Euro Area*, Cambridge, Cambridge University Press, **TD No. 432 (dicembre 2001)**.
- F. SPADAFORA, *Financial crises, moral hazard and the speciality of the international market: further evidence from the pricing of syndicated bank loans to emerging markets*, *Emerging Markets Review*, Vol. 4 (2), pp. 167-198, **TD No. 438 (marzo 2002)**.
- D. FOCARELLI e F. PANETTA, *Are mergers beneficial to consumers? Evidence from the market for bank deposits*, *American Economic Review*, Vol. 93 (4), pp. 1152-1172, **TD No. 448 (luglio 2002)**.
- E. VIVIANO, *Un'analisi critica delle definizioni di disoccupazione e partecipazione in Italia*, *Politica Economica*, Vol. 19 (1), pp. 161-190, **TD No. 450 (luglio 2002)**.
- M. PAGNINI, *Misura e Determinanti dell'Agglomerazione Spaziale nei Comparti Industriali in Italia*, *Rivista di Politica Economica*, Vol. 3 (4), pp. 149-196, **TD No. 452 (ottobre 2002)**.
- F. BUSETTI e A. M. ROBERT TAYLOR, *Testing against stochastic trend and seasonality in the presence of unattended breaks and unit roots*, *Journal of Econometrics*, Vol. 117 (1), pp. 21-53, **TD No. 470 (febbraio 2003)**.

2004

- F. LIPPI, *Strategic monetary policy with non-atomistic wage-setters*, *Review of Economic Studies*, Vol. 70 (4), pp. 909-919, **TD No. 374 (giugno 2000)**.
- P. CHIADES e L. GAMBACORTA, *The Bernanke and Blinder model in an open economy: The Italian case*, *German Economic Review*, Vol. 5 (1), pp. 1-34, **TD No. 388 (dicembre 2000)**.
- M. BUGAMELLI e P. PAGANO, *Barriers to Investment in ICT*, *Applied Economics*, Vol. 36 (20), pp. 2275-2286, **TD No. 420 (ottobre 2001)**.
- A. BAFFIGI, R. GOLINELLI e G. PARIGI, *Bridge models to forecast the euro area GDP*, *International Journal of Forecasting*, Vol. 20 (3), pp. 447-460, **TD No. 456 (dicembre 2002)**.
- D. AMEL, C. BARNES, F. PANETTA e C. SALLESO, *Consolidation and Efficiency in the Financial Sector: A Review of the International Evidence*, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 28 (10), pp. 2493-2519, **TD No. 464 (dicembre 2002)**.
- M. PAIELLA, *Heterogeneity in financial market participation: appraising its implications for the C-CAPM*, *Review of Finance*, Vol. 8, pp. 1-36, **TD No. 473 (giugno 2003)**.
- E. BARUCCI, C. IMPENNA e R. RENÒ, *Monetary integration, markets and regulation*, *Research in Banking and Finance*, (4), pp. 319-360, **TD No. 475 (giugno 2003)**.
- E. BONACCORSI DI PATTI e G. DELL'ARICCIA, *Bank competition and firm creation*, *Journal of Money Credit and Banking*, Vol. 36 (2), pp. 225-251, **TD No. 481 (giugno 2003)**.
- R. GOLINELLI e G. PARIGI, *Consumer sentiment and economic activity: a cross country comparison*, *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*, Vol. 1 (2), pp. 147-172, **TD No. 484 (settembre 2003)**.
- L. GAMBACORTA e P. E. MISTRULLI, *Does bank capital affect lending behavior?*, *Journal of Financial Intermediation*, Vol. 13 (4), pp. 436-457, **TD No. 486 (settembre 2003)**.
- F. SPADAFORA, *Il pilastro privato del sistema previdenziale: il caso del Regno Unito*, *Rivista Economia Pubblica*, (5), pp. 75-114, **TD No. 503 (giugno 2004)**.
- G. GOBBI e F. LOTTI, *Entry decisions and adverse selection: an empirical analysis of local credit markets*, *Journal of Financial Services Research*, Vol. 26 (3), pp. 225-244, **TD No. 535 (dicembre 2004)**.
- F. CINGANO e F. SCHIVARDI, *Identifying the sources of local productivity growth*, *Journal of the European Economic Association*, Vol. 2 (4), pp. 720-742, **TD No. 474 (giugno 2003)**.

- C. BENTIVOGLI e F. QUINTILIANI, *Tecnologia e dinamica dei vantaggi comparati: un confronto fra quattro regioni italiane*, in C. Conigliani (a cura di), *Tra sviluppo e stagnazione: l'economia dell'Emilia-Romagna*, Bologna, Il Mulino, **TD No. 522 (ottobre 2004)**.
- E. GAIOTTI e F. LIPPI, *Pricing behavior and the introduction of the euro: evidence from a panel of restaurants*, *Giornale degli Economisti e Annali di Economia*, 2004, Vol. 63(3/4):491-526, **TD No. 541 (febbraio 2005)**.

2005

- L. DEDOLA e F. LIPPI, *The monetary transmission mechanism: evidence from the industries of 5 OECD countries*, *European Economic Review*, 2005, Vol. 49(6): 1543-69, **TD No. 389 (dicembre 2000)**.
- G. DE BLASIO e S. DI ADDARIO, *Do workers benefit from industrial agglomeration?* *Journal of Regional Science*, Vol. 45 n.4, pp. 797-827, **TD No. 453 (ottobre 2002)**.
- M. OMICCIOLI, *Il credito commerciale: problemi e teorie*, in L. Cannari, S. Chiri e M. Omiccioli (a cura di), *Imprese o intermediari? Aspetti finanziari e commerciali del credito tra imprese in Italia*, Bologna, Il Mulino, **TD No. 494 (giugno 2004)**.
- L. CANNARI, S. CHIRI e M. OMICCIOLI, *Condizioni del credito commerciale e differenziazione della clientela*, in L. Cannari, S. Chiri e M. Omiccioli (a cura di), *Imprese o intermediari? Aspetti finanziari e commerciali del credito tra imprese in Italia*, Bologna, Il Mulino, **TD No. 495 (giugno 2004)**.
- P. FINALDI RUSSO e L. LEVA, *Il debito commerciale in Italia: quanto contano le motivazioni finanziarie?*, in L. Cannari, S. Chiri e M. Omiccioli (a cura di), *Imprese o intermediari? Aspetti finanziari e commerciali del credito tra imprese in Italia*, Bologna, Il Mulino, **TD No. 496 (giugno 2004)**.
- A. CARMIGNANI, *Funzionamento della giustizia civile e struttura finanziaria delle imprese: il ruolo del credito commerciale*, in L. Cannari, S. Chiri e M. Omiccioli (a cura di), *Imprese o intermediari? Aspetti finanziari e commerciali del credito tra imprese in Italia*, Bologna, Il Mulino, **TD No. 497 (giugno 2004)**.
- G. DE BLASIO, *Credito commerciale e politica monetaria: una verifica basata sull'investimento in scorte*, in L. Cannari, S. Chiri e M. Omiccioli (a cura di), *Imprese o intermediari? Aspetti finanziari e commerciali del credito tra imprese in Italia*, Bologna, Il Mulino, **TD No. 498 (giugno 2004)**.
- G. DE BLASIO, *Does trade credit substitute bank credit? Evidence from firm-level data*. *Economic Notes*, Vol. 34 n.1, pp. 85-112, **TD No. 498 (giugno 2004)**.
- A. DI CESARE, *Estimating Expectations of Shocks Using Option Prices*, *The ICAFI Journal of Derivatives Markets*, Vol. II (1), pp. 42-53, **TD No. 506 (luglio 2004)**.
- M. BENVENUTI e M. GALLO, *Perché le imprese ricorrono al factoring? Il caso dell'Italia*, in L. Cannari, S. Chiri e M. Omiccioli (a cura di), *Imprese o intermediari? Aspetti finanziari e commerciali del credito tra imprese in Italia*, Bologna, Il Mulino, **TD No. 518 (ottobre 2004)**.
- P. DEL GIOVANE e R. SABBATINI, *L'euro e l'inflazione. Percezioni, fatti e analisi*, Bologna, Il Mulino, **TD No. 532 (dicembre 2004)**.