

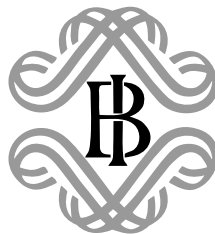
**BANCA D'ITALIA**

**Temi di discussione**

**del Servizio Studi**

**Le strategie di prezzo delle imprese esportatrici italiane**

di M. Bugamelli e R. Tedeschi



**Numero 563 - Novembre 2005**

*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, ANDREA LAMORGESE, FRANCESCO PATERNÒ, MARCELLO PERICOLI, ALESSANDRO SECCHI, FABRIZIO VENDITTI, STEFANIA ZOTTERI.  
*Segreteria:* ROBERTO MARANO, CRISTIANA RAMPAZZI.

# LE STRATEGIE DI PREZZO DELLE IMPRESE ESPORTATRICI ITALIANE

di Matteo Bugamelli\* e Roberto Tedeschi\*

## Sommario

Questo lavoro stima, per l'Italia e con riferimento al periodo 1990-99, un'equazione di *pricing-to-market* (PTM) a livello di prodotto e mercato, con l'obiettivo di quantificare l'elasticità del prezzo al tasso di cambio (*exchange rate pass-through*, ERPT). Rispetto ad altri lavori sull'argomento, le distorsioni che derivano da problemi di aggregazione e selezione sono per quanto possibile minimizzate, basando l'analisi su tutti i singoli mercati di esportazione (in media 70) e su circa 700 prodotti (4 cifre della classificazione SITC). Nel complesso l'ERPT è asimmetrico: le imprese italiane non hanno ridotto i margini unitari di profitto, e quindi non hanno "difeso" le quote di mercato, quando la lira si è apprezzata (ERPT completo); rinunciando parzialmente alla conquista di quote, li hanno invece accresciuti – per circa il 30 per cento della variazione del tasso di cambio – nei casi di deprezzamento (ERPT incompleto). Distinguendo per mercati e prodotti, l'ERPT risulta incompleto nei paesi industriali e relativamente alle vendite di prodotti più al riparo dalla competizione, quelle dei settori a tecnologia più avanzata o a economie di scala. Nonostante le forti sovrapposizioni, lo stesso si può dire dei settori in cui prevale la grande dimensione d'impresa e in cui l'andamento della produttività è tendenzialmente migliore. Per i prodotti tradizionali e i mercati dei paesi diversi dagli industriali, in cui la presenza è più frammentata, il *pass-through* appare più vicino a essere completo.

Classificazione JEL: F14, F3, L1.

Parole chiave: pass-through del tasso di cambio, pricing-to-market, struttura di mercato.

## Abstract

This paper estimates a pricing-to-market equation for Italy over the period 1990-99 with the aim of assessing the degree of exchange rate pass-through (ERPT). As compared to previous works, we minimize aggregation and selection biases using export data on all products (about 700 from 4 digits of SITC) and all destination markets (about 70). On average, ERPT is asymmetric: Italian exporters did not reduce their profit margins, and thus did not defend their market shares, when the Italian lira got appreciated (complete ERPT); on the contrary, they did raise margins – in the order of 30 per cent of the exchange rate variation – after a depreciation. Disaggregating in terms of destination markets and products, ERPT is incomplete when exports are directed to industrial countries and originate in oligopolistic industries, more precisely high-tech and economies of scale sectors. Despite large overlappings, the same results hold for industries where firms are bigger and more productive than average. Sales of traditional competitive products to non-industrial countries display an almost complete ERPT.

---

\* Banca d'Italia, Servizio Studi.



## Indice

1. Introduzione.....	9
2. La letteratura di riferimento.....	12
3. La specificazione empirica.....	14
4. I dati.....	17
5. I risultati.....	19
5.1 I mercati.....	22
5.2 I prodotti.....	23
5.3 I mercati-prodotti.....	25
5.4 I vantaggi comparati.....	26
5.5 Produttività e dimensione delle imprese.....	27
6. Conclusioni.....	28
Figure e tavole.....	30
Riferimenti bibliografici.....	42



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

Nel corso degli anni novanta il tasso di cambio della lira ha fluttuato sensibilmente rispetto alle principali valute. Tra il 1992 e il 1995 il tasso di cambio nominale effettivo si è deprezzato di circa il 30 per cento; all'apprezzamento del 10 per cento registrato nel 1996, facevano seguito ulteriori recuperi fino al 1998. Successivamente, dall'introduzione dell'euro e fino al 2001 il tasso di cambio nominale effettivo dell'Italia si è deprezzato. Le quantità esportate dalle imprese italiane hanno seguito andamenti in larga parte speculari: sono cresciute a tassi elevati in occasione dei deprezzamenti per rallentare successivamente. Le quote di mercato mondiale dell'Italia, valutate a prezzi costanti, si sono espanse nella prima metà degli anni novanta, raggiungendo un picco (4,6 per cento) nel 1995, e si sono poi ridotte costantemente fino al 2,9 per cento nel 2004.

La performance delle esportazioni di un paese dipende da tanti fattori, microeconomici e macroeconomici. Tra questi, un ruolo rilevante spetta senza dubbio al tasso di cambio, le cui fluttuazioni innescano mutamenti nei prezzi relativi e quindi nelle quantità esportate. In particolare, la relazione tra tassi di cambio e prezzi relativi si complica in presenza di mercati imperfettamente concorrenziali e segmentati a livello internazionale, poiché le imprese esportatrici possono seguire politiche attive di discriminazione del prezzo.

Questo lavoro stima un'equazione di determinazione del prezzo all'esportazione per l'Italia, prendendo a riferimento la letteratura su *pricing-to-market* (PTM), con l'obiettivo di quantificare l'elasticità del prezzo al tasso di cambio (*exchange rate pass-through*, ERPT). La stima di un'equazione di PTM per l'Italia è relativamente nuova in letteratura. Alcuni lavori empirici si sono rivolti a specifici settori (Caselli, 1996) o a specifici episodi, quali la svalutazione del 1992 (Gola, 2000).

Il contributo di questo lavoro non è limitato all'applicazione al caso italiano, ma è più generale e si estende anche alla voluminosa letteratura empirica su ERPT. Come discuteremo in maggiore dettaglio nella prossima sezione di rassegna della letteratura, i lavori di misurazione dell'ERPT presentano spesso distorsioni derivanti o dall'aggregazione

---

<sup>1</sup> Gli autori desiderano ringraziare Paola Caselli, Antonio Ciccone, Marco Magnani, Alfonso Rosolia e Federico Signorini per gli utili commenti e Claudia Borghese per l'eccellente assistenza editoriale. Le opinioni espresse in questo lavoro sono dei soli autori e non impegnano la responsabilità della Banca d'Italia.

dei prodotti o dalla selezione dei prodotti o dei mercati di destinazione. Il primo obiettivo di questo lavoro è dunque di minimizzare per quanto possibile tali distorsioni, basando l'analisi sul complesso delle esportazioni italiane suddivise per mercati di destinazione (circa 70) e per prodotti finemente definiti (4 cifre della classificazione SITC Rev. 3 per un totale di circa 700 prodotti). In questo ambito, stimiamo un coefficiente di ERPT che si può effettivamente considerare medio.

Nella formulazione più aggregata dell'equazione l'ERPT risulta statisticamente non diverso da 1 (*pass-through* completo). Quando si consente all'ERPT di essere quantitativamente differente a seguito di variazioni di segno opposto del tasso di cambio, risulta una netta asimmetria: l'ERPT è completo dopo un apprezzamento, è pari invece al 75 per cento dopo un deprezzamento della lira. Nel passato soltanto due lavori (Marston, 1990 e Knetter, 1994b) hanno stimato una relazione asimmetrica, concludendo che essa non sarebbe molto robusta. Riteniamo che anche in questa direzione la cospicua variabilità presente nei nostri dati consenta un test più attendibile<sup>2</sup>.

L'asimmetria della risposta dei prezzi ai cambi, che risulta tra l'altro molto robusta nelle varie specificazioni empiriche utilizzate nel lavoro, può sembrare difficilmente conciliabile con un modello teorico di equilibrio di lungo periodo. In questa sede, ci preme rilevare che il nostro risultato non si prefigura come assolutamente anomalo: in un recente lavoro, Peltzman (2000) ha trovato empiricamente una netta asimmetria nell'aggiustamento dei prezzi al consumo rispetto ai costi di produzione.

Il lavoro passa poi alla caratterizzazione dell'ERPT per mercato e prodotto. A fronte di un'elevata eterogeneità lungo entrambe le dimensioni, i risultati del lavoro puntano, utilmente e in modo robusto, a due (macro)fattori.

Il primo ha a che fare con le caratteristiche tecnologiche dei prodotti. Utilizzando la classificazione Pavitt dei prodotti, emerge che l'ERPT è molto più basso nei settori ad alta tecnologia e a elevate economie di scala: si tratta dei prodotti maggiormente differenziati, con il maggior contenuto di R&D e con conseguenti strutture di mercato di tipo oligopolistico.

---

<sup>2</sup> La presenza di un ampio insieme di paesi di destinazione delle esportazioni italiane, ciascuno osservato nel decennio 1990-99, ci garantisce di lavorare con un'elevata numerosità di variazioni positive e negative del tasso di cambio.



In secondo luogo, per dato prodotto, l'ERPT risulta minore nei mercati dei paesi industriali. Seguendo Dornbusch (1987), una possibile interpretazione è che su questi mercati il peso dei concorrenti domestici nella determinazione dei prezzi di equilibrio è maggiore, il che induce le imprese estere a perseguire strategie più vicine alla fissazione del prezzo nella valuta del mercato importatore (*local currency pricing*); in un mercato oligopolistico in cui gli *incumbent* sono forti, le politiche di guerra commerciale sui prezzi possono facilmente sfociare in ritorsioni.

Alla luce di questi risultati non è troppo lontano dal vero affermare che il risultato diffuso nei lavori empirici di un ERPT incompleto e nell'ordine del 50-60 per cento è relativo alle esportazioni in paesi avanzati di beni prodotti in condizioni di oligopolio.

I nostri risultati possono essere interpretati anche rispetto alla propensione a stabilizzare la presenza all'estero<sup>3</sup>. Sono quindi le imprese che esportano nei paesi industriali a perseguire una strategia di stabilizzazione dei prezzi finalizzata a difendere la presenza sui mercati internazionali, anche al costo di significative riduzioni dei profitti in episodi di apprezzamento, mantenendo comunque una continua pressione (segnalata dall'asimmetria) in direzione di prezzi e profitti più alti. Le imprese più piccole e meno produttive che operano in settori tradizionali e mercati marginali passano quasi completamente le variazioni del cambio al prezzo in valuta dell'importatore, "subendo" le oscillazioni delle valute stesse con l'esito, riscontrato in altri lavori empirici (Bugamelli e Infante, 2003), di frequenti entrate e uscite dai mercati.

Il lavoro è organizzato nel modo seguente. La sezione 2 presenta una breve rassegna della letteratura empirica su *exchange rate pass-through* che è funzionale anche all'introduzione della nostra specificazione empirica (sezione 3). La sezione 4 presenta e discute le principali caratteristiche dei dati utilizzati nell'analisi. La sezione successiva è dedicata ai risultati della regressione di base, che mira a stimare un coefficiente medio di ERPT. La differenziazione dell'ERPT per mercati e prodotti è oggetto di approfondita analisi nella sezione 5. L'ultima sezione riporta alcune considerazioni conclusive.

---

<sup>3</sup> Un'intuizione simile è, tra gli altri, proposta da Froot e Klemperer (1989), secondo cui il legame tra le politiche di prezzo e una variazione permanente del tasso di cambio può dipendere, a livello di impresa, dalla scelta, di lungo periodo, di ampliare la quota di mercato estero, anche a prezzo di profitti inferiori nel breve periodo.

## 2. La letteratura di riferimento

Idealmente le scelte di prezzo delle imprese esportatrici dovrebbero essere spiegate facendo leva su modelli teorici sufficientemente generali. In realtà la teoria non ha sviluppato tali modelli, anche per la molteplicità di fattori, statici e dinamici, che interagiscono a determinare la struttura e il funzionamento di un mercato e quindi le strategie di prezzo delle imprese. A tal proposito il contributo di Krugman (1987) rimane esemplare: dopo aver passato in rassegna le principali varianti di modelli, statici e dinamici, su PTM, egli conclude “*explaining pricing-to-market is not as simple as one might hope... What is needed at this point is not so much more theory as more data*”<sup>4</sup>.

La ricca letteratura empirica sulla relazione tra tasso di cambio e prezzi dei beni commerciati internazionalmente può essere suddivisa in due filoni (Goldberg e Knetter, 1997): *exchange rate pass-through* (ERPT) e *pricing-to-market* (PTM).

I lavori su ERPT assumono tipicamente la prospettiva del paese importatore di cui considerano i flussi di importazione disaggregati per prodotto e, in alcuni casi, per paese di origine. Kreinin (1977) stima un *pass-through* del 50 per cento negli Stati Uniti, del 60 in Germania e del 100 in Italia. Caselli (1996) trova un *pass-through* minore per i prodotti meno differenziati. Recentemente, Campa e Goldberg (2002) hanno stimato un’equazione di ERPT per i paesi OCSE, concludendo che la composizione per prodotto spiega larga parte della varianza tra paesi importatori e nel tempo, mentre la dimensione del paese importatore non ha effetti.

Come illustrato da Goldberg e Knetter (1997), la specificazione usata nei lavori su ERPT presenta alcune criticità. Da un lato, la prospettiva di un singolo paese importatore non consente di individuare se le variazioni nei prezzi siano specifiche a quel mercato oppure dovute a modifiche nei prezzi internazionali. Dall’altro, vi potrebbero essere errori di misura in particolare nella variabile utilizzata come *proxy* dei costi marginali dell’esportatore (in genere i salari); vi sono ragioni per ritenere che tale errore sia negativamente correlato con il tasso di cambio così da indurre una sottostima dell’ERPT.

---

<sup>4</sup> Una proposta cui aggiungere un’ulteriore osservazione: i modelli teorici esistenti propongono spesso conclusioni difficilmente confrontabili coi dati, almeno direttamente, in quanto fondate sul ruolo delle aspettative o, ad esempio, dell’investimento in reputazione da parte delle imprese.

Entrambe queste difficoltà sono state risolte dalla letteratura su PTM che ha spostato la prospettiva d'analisi dal paese importatore a quello esportatore e di quest'ultimo ha considerato i prezzi all'esportazione su più mercati differenti. Questo approccio multi-mercato consente sia di controllare per variazioni dei prezzi comuni a più mercati sia di limitare gli effetti distorsivi dell'errore di misura dei costi. Anche la maggior parte dei lavori su PTM conclude che in media l'ERPT si attesta intorno al 50-60 per cento.

I lavori empirici si differenziano per il periodo di analisi e per la tipologia di dati, in particolare relativamente alla frequenza, alla copertura e al livello di disaggregazione settoriale. Mentre la frequenza prescelta determina se i risultati vadano interpretati come di breve o di lungo periodo, il grado di copertura e il livello di disaggregazione settoriale possono incidere sulla qualità dei risultati.

Una disaggregazione settoriale poco fine espone le stime al rischio di *aggregation bias*. Categorie troppo ampie includono prodotti assolutamente diversi per tecnologia di produzione e struttura di mercato e quindi per strategie di prezzo e grado di ERPT<sup>5</sup>. Tipicamente i lavori su PTM (Knetter, 1989, 1993, 1994a) selezionano finemente i prodotti; quelli su ERPT tendono invece a lavorare su livelli di aggregazione molto più elevati al fine di poter costruire un indicatore sintetico di costo marginale dell'esportatore.

L'attenzione limitata soltanto ad alcuni prodotti e/o mercati di destinazione può associarsi poi a problemi di *selection bias*. Nei vari contributi di Knetter, l'analisi si concentra sulle esportazioni di alcuni paesi industrializzati (Germania, Giappone, Regno Unito e Stati Uniti) nei principali 6-7 mercati mondiali (tipicamente gli stessi paesi esportatori più l'Italia e qualche altro). Vi si aggiungono anche forti restrizioni sull'insieme di prodotti. Ne discende che la maggior parte delle conclusioni raggiunte in questi lavori non possono essere interpretate in senso generale, ma sono valide solo relativamente ai binomi prodotto-mercato effettivamente presenti nei dati.

---

<sup>5</sup> Il problema è anche più grave considerando che la quasi totalità dei lavori, il nostro incluso, utilizza i valori medi unitari all'esportazione come misura dei prezzi all'esportazione: in quanto originata da mutamenti nella composizione sottostante dei prodotti, la distorsione che ne deriva è tanto maggiore quanto più aggregata è l'unità di analisi (Alterman, 1991).

### 3. La specificazione empirica

Quando tutti i mercati sono integrati e concorrenziali, il prezzo di un bene è, via arbitraggio, unico e uguale al costo marginale; in questo caso, in cui vale la legge del prezzo unico, il prezzo risponde soltanto a variazioni dei costi. Empiricamente, la legge del prezzo unico per i singoli beni e la parallela parità dei poteri d'acquisto per l'aggregato non trovano riscontro empirico, neppure nella meno impegnativa versione espressa nelle variazioni<sup>6</sup>.

Nel caso in cui i mercati non siano perfettamente concorrenziali, alla determinazione del prezzo di equilibrio concorrono anche le caratteristiche della domanda, la struttura di mercato e il comportamento delle imprese concorrenti. Se poi i mercati sono anche segmentati, i prezzi possono differire in quanto l'impresa può discriminare sulla base delle caratteristiche del singolo mercato: tra queste spicca il tasso di cambio che, modificando la competitività relativa e quindi le quantità domandate a parità di prezzo, può indurre variazioni nel prezzo ottimale fissato dall'esportatore, anche a parità di costi. In altri termini, variazioni differenziate tra mercati nei tassi di cambio bilaterali possono dare luogo e quindi consentire di identificare comportamenti di discriminazione del prezzo.

E' questa la logica che sottende alla specificazione di equazioni di prezzo all'esportazione nella letteratura di *pricing-to-market* dove, relativamente al singolo prodotto  $i$  venduto dal paese  $k$ , si stima la seguente equazione:

$$\ln p_{jt} = \alpha + \beta \ln c_t + \gamma \ln E_{jt} + \delta \ln Z_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (1)$$

dove  $p_{jt}$  è il prezzo all'importazione nel mercato  $j$  (con  $j$  che va 1 a  $N$ ),  $E_{jt}$  è il cambio bilaterale con il paese  $j$ ,  $c_t$  è il costo di produzione per l'impresa esportatrice, che è comune a tutti i mercati di sbocco  $j$ ,  $Z_{jt}$  è un indicatore di domanda nel mercato  $j$ . Nel caso  $\gamma = 1$ , il *pass-through* sarebbe completo: al variare del cambio il prezzo, espresso nella valuta dell'importatore, varia proporzionalmente (al netto di modifiche nel costo indotte da variazioni nelle quantità). Dato il controllo per il costo di produzione, il *pass-through*

---

<sup>6</sup> Per una rassegna si veda Rogoff (1996).

unitario implica anche che il *mark-up* dell'impresa, espresso nella valuta dell'esportatore, rimane costante.

Utilizzando dati annuali, in questo lavoro stimiamo la seguente variante della (1):

$$\Delta \ln p_{ijt} = \alpha + \beta \Delta \ln c_{it} + \gamma \Delta \ln E_{jt} + \delta \Delta \ln Z_{ijt} + \tau_t + \mu_{ij} + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

La prima differenza risiede nel fatto che la stima è basata su un panel più completo che, per l'esportatore  $k$ , comprende non solo i mercati  $j$ , ma anche i prodotti  $i$ . Questo dà la possibilità da un lato di sfruttare la variabilità tra prodotti, e dall'altro di derivare una misura dell'ERPT che sia media in termini di mercati e prodotti.

Inoltre la nostra specificazione non è in livelli, ma in differenze prime. I vantaggi e gli svantaggi di stimare nei tassi di crescita sono ben noti. Per quanto sia riconosciuto che la potenza dei test rende difficile una conclusione definitiva, i livelli dei prezzi e del cambio sono non stazionari o prossimi a essere non stazionari anche rispetto a un trend: la stima nelle differenze prime riporta alla stazionarietà e risolve questo possibile inconveniente. D'altro canto, questa scelta porta a escludere l'informazione contenuta nei livelli che potrebbe invece informare sul ritorno all'equilibrio dopo uno shock di cambio, attraverso un processo non lineare di risposta allo squilibrio, come nel caso di un meccanismo a correzione dell'errore. In altri termini, si subisce una perdita di efficienza della stima, che è comunque inevitabile in quanto la brevità del periodo campionario difficilmente ci permetterebbe di ottenere risultati riguardo all'equilibrio<sup>7</sup>.

All'equazione sono state aggiunte dummies annuali ( $\tau_t$ ) per tenere conto di andamenti medi comuni a tutti i paesi e prodotti, quali shock mondiali di domanda. In un'equazione in differenze prime, gli effetti fissi di mercato-prodotto ( $\mu_{ij}$ ) vogliono dare conto di eventuali trend idiosincratici di variazione dei prezzi dovuti alla disomogeneità nel paniere di beni destinati a ciascun paese. A nostro avviso, gli effetti fissi possono rimediare anche alle distorsioni dei valori medi unitari rispetto ai prezzi, soltanto nel caso in cui tali discrepanze siano costanti nel tempo.

---

<sup>7</sup> A questo proposito, a scopo di analisi di robustezza, è stata stimata una equazione a cui è aggiunta la variabile dipendente ritardata, utilizzando il metodo dei momenti (GMM) nella versione di Arellano e Bond, ottenendo sostanziale conferma dei coefficienti stimati nel panel statico.

Dato l'uso di tassi di crescita di medie annuali, noi interpretiamo il coefficiente  $\gamma$  come l'elasticità di medio-lungo periodo dei prezzi al cambio: pur riconoscendo che l'aggiustamento possa completarsi in un periodo superiore all'anno, riteniamo che le nostre stime non siano inficiate dalla volatilità di breve periodo, ma riflettano piuttosto effetti economicamente rilevanti e duraturi sui profitti delle imprese e sulle quantità commerciate.

Per testare l'esistenza di un effetto asimmetrico del tasso di cambio sui prezzi all'esportazione, l'equazione viene modificata nel seguente modo:

$$\Delta \ln p_{ijt} = \alpha + \beta \Delta \ln c_{it} + \gamma^+ \Delta \ln E^+_{jt} + \gamma^- \Delta \ln E^-_{jt} + \delta \Delta \ln Z_{ijt} + \tau_t + \mu_{ij} + \varepsilon_{ijt}$$

dove  $E^+$  ( $E^-$ ) identifica un apprezzamento (deprezzamento) del tasso di cambio del paese esportatore.

Dapprima l'equazione (2) viene stimata simultaneamente per tutte le categorie di beni  $i$  e i mercati di sbocco  $j$ , imponendo cioè l'uguaglianza del coefficiente "di comportamento"  $\beta$  tra prodotti e mercati. In seguito passiamo alla caratterizzazione di eventuali eterogeneità: utilizzando le indicazioni che vengono dalla teoria, aggiungiamo termini di interazione tra il tasso di cambio e variabili dummy che raggruppano prodotti o mercati con caratteristiche comuni.

Una strategia alternativa sarebbe di stimare prima coefficienti differenziati per ogni cella mercato-prodotto, facendo leva quindi soltanto sulla varianza temporale del campione, e, in un secondo stadio, di regredire i coefficienti così stimati sulle medesime variabili dummy che raggruppano prodotti o mercati. A causa della struttura del nostro campione che ha circa 70x700 celle mercato-prodotto e soltanto 10 anni, questa seconda soluzione è impraticabile.

L'affidabilità delle nostre stime di *exchange-rate pass-through* può essere valutata alla luce del recente contributo di Corsetti, Dedola e Leduc (2005), che sviluppano un modello dinamico in economia aperta con *pass-through* endogeno e rigidità nominali. Calibrando opportunamente il modello, Corsetti, Dedola e Leduc (2005) generano una serie storica dei prezzi all'importazione, che utilizzano poi come variabile dipendente nelle specificazioni tipiche delle letterature di ERPT e PTM. Da questo esercizio emerge che le specificazioni

empiriche, in particolare quella di PTM, forniscono risultati poco distorti rispetto alle predizioni del modello teorico.

#### 4. I dati

L'analisi empirica si serve di dati che provengono da varie fonti. I prezzi all'esportazione ( $p_{ijt}$ ) sono approssimati dai valori medi unitari, calcolati a partire dai flussi di esportazione, in dollari correnti e in quantità, di fonte OCSE. Per tutti i paesi OCSE più la Cina, Taiwan e Hong Kong, sono disponibili i flussi annuali di esportazione e importazione disaggregati per paese controparte e per prodotto; la disaggregazione per prodotto segue le 5 cifre (circa 5.000 prodotti) della classificazione SITC (*Standard International Trade Classification*) Rev. 3. I dati sono disponibili a partire dal 1989. Poiché i dati OCSE sono di fonte nazionale, e quindi raccolti nella valuta nazionale e convertiti in dollari dall'OCSE, abbiamo potuto calcolare i valori medi unitari nella valuta dell'esportatore, utilizzando il tasso di cambio medio annuo rispetto al dollaro.

La nostra analisi è limitata al periodo 1990-1999, alle 4 cifre della classificazione SITC e ai soli prodotti manifatturieri. La restrizione del periodo è finalizzata a escludere gli effetti dell'introduzione dell'euro che ha annullato le variazioni del cambio rispetto a un aggregato di paesi molto rilevante per le esportazioni dell'Italia. Alla disaggregazione a 4 cifre corrispondono circa 800 prodotti suddivisi nelle seguenti 4 macro-categorie (prima cifra SITC): “*chemicals and related products*” (5), “*manufactured goods classified chiefly by materials*” (6), “*machinery and transportation equipment*” (7) e “*miscellaneous manufactures articles*” (8). Per ciascuno dei prodotti consideriamo le esportazioni italiane in tutti i mercati di destinazione.

Rispetto al massimo numero di osservazioni disponibili abbiamo eliminato le celle mercato-prodotto che riportavano flussi commerciali molto piccoli (meno di 500.000 euro) o, ritenendo che essi riflettessero transazioni eccezionali piuttosto che effettive variazioni di prezzo, quelli con variazioni dei prezzi all'esportazione superiori, in lire, al 150 per cento. Alla fine il nostro campione è risultato di 109.000 osservazioni relative a circa 70 mercati di destinazione dei prodotti e a circa 700 prodotti per il periodo 1990-99.

E' noto che i valori medi unitari all'esportazione presentano, come indicatori di prezzo, diverse limitazioni e criticità, specialmente quando usati a un livello di disaggregazione non troppo fine. Va detto che per la maggior parte dei paesi, inclusa l'Italia, non vi è alternativa all'uso dei valori medi unitari in quanto gli istituti nazionali di statistica non dispongono di rilevazioni ufficiali dei prezzi all'esportazione. Per limitare le possibili distorsioni, abbiamo scelto di lavorare al massimo livello di disaggregazione per prodotto compatibilmente con la minimizzazione del numero di valori mancanti. L'utilizzo di dati annuali consente a nostro avviso di limitare ulteriormente l'effetto distorsivo derivante da singole transazioni eccezionali e quindi di avvicinare l'andamento dei valori medi unitari a quello dei prezzi veri.

Nella specificazione empirica utilizziamo vari controlli. Abbiamo approssimato i costi marginali delle imprese esportatrici ( $c_{it}$ ) con i prezzi alla produzione ( $ppi_{it}$ ); di fonte Eurostat, essi sono disponibili con una disaggregazione a 3 cifre della classificazione europea NACE, e sono stati raccordati alla classificazione SITC<sup>8</sup>.

Come indicatori di domanda nel mercato di destinazione, usiamo il deflatore dell'output complessivo ( $\Pi_{jt}$ ), calcolato dividendo il PIL a prezzi correnti per quello a prezzi costanti, e il PIL pro capite ( $gdp_{jt}$ ). Questi dati, di fonte Fondo Monetario Internazionale (World Economic Outlook), non presentano, contrariamente a quanto sarebbe desiderabile, alcuna variabilità per prodotto. Torneremo su questo punto nella discussione dei risultati.

Nell'analisi empirica facciamo uso anche di un indicatore di vantaggio comparato rivelato (indice di Balassa), per il cui calcolo abbiamo fatto ricorso al dataset World Trade Analyzer del Canada Trade Statistics che garantisce una copertura completa degli scambi mondiali di beni.

Nelle tavole 1-3 riportiamo alcune statistiche sintetiche del nostro campione. La distribuzione delle oltre 100.000 osservazioni (tav. 1) nel periodo considerato è

---

<sup>8</sup> Per la documentazione sui collegamenti tra le diverse classificazioni dei prodotti e delle attività si veda, nel sito di Eurostat, la sezione RAMON: [europa.eu.int/comm/eurostat/ramon](http://europa.eu.int/comm/eurostat/ramon).



complessivamente abbastanza bilanciata, ed è in linea con l'espansione delle transazioni avvenuta a livello mondiale durante lo scorso decennio, anche a seguito dell'apertura agli scambi internazionali da parte di alcuni paesi meno sviluppati.

Poiché i dati si riferiscono al prezzo delle transazioni relative a ogni cella mercato-prodotto-anno, le singole osservazioni non tengono conto alcuno dell'importo della transazione, fatta salva l'esclusione delle transazioni minime. La distorsione che si ottiene, a favore di celle mercato-prodotto quantitativamente minori, pur se limitata, aumenta la robustezza dei risultati, attribuendo peso, ad esempio, a paesi non rappresentati nelle analisi parziali che si trovano in letteratura.

La distribuzione delle osservazioni per prodotto (tav. 2) riflette in modo soddisfacente la specializzazione produttiva sui mercati internazionali dell'Italia. Secondo la classificazione SITC a 1 cifra, le esportazioni italiane risultano più concentrate nei settori 6 e 7 che accolgono, rispettivamente, le produzioni dell'industria tessile e dell'abbigliamento e quelle di macchinari industriali. Seguendo la classificazione Pavitt, emergono indicazioni simili.

Il 67 per cento delle transazioni è destinato a paesi dell'OCSE (tav. 3), in particolare a quelli industriali che da soli assorbono oltre la metà delle osservazioni. Tra questi ultimi spiccano ovviamente quelli appartenenti all'area dell'euro, con il 33 per cento del totale. È importante tuttavia sottolineare l'ampia copertura dei nostri dati relativamente a mercati meno sviluppati in termini sia di peso relativo sul totale delle osservazioni del campione sia di numero di paesi rappresentati. La voce "paesi non OCSE", che compare nell'ultima riga della tavola e che assorbe quasi un terzo delle osservazioni, si compone di una moltitudine di paesi di piccola dimensione localizzati in tutti i continenti.

## 5. I risultati

I risultati della stima dell'equazione (2) sono riportati nella tavola 4. Nelle prime quattro colonne le stime includono effetti *fissi* per mercato-prodotto, nell'ultima effetti *random* che consentono di apprezzare la significatività congiunta delle dummies settoriali e di quelle per mercato di destinazione.

Quando l'equazione non consente asimmetria nell'ERPT (colonna [1]), il coefficiente del tasso di cambio, pari a 0,96, risulta soltanto formalmente differente da 1, portando a concludere in favore di un *pass-through* del cambio nei prezzi all'importazione pressoché completo. L'asimmetria è invece rilevante (colonna [2]): 0,96 non è altro che la media di due coefficienti sensibilmente differenti tra loro. A questo livello di aggregazione, le imprese esportatrici italiane optano per un ERPT completo in caso di apprezzamento della lira (il coefficiente di  $E^+$  è 0,99, non significativamente differente da 1), lasciando quindi che il prezzo pagato dall'importatore aumenti percentualmente tanto quanto la variazione del cambio bilaterale. L'ERPT è invece incompleto e nell'ordine del 76 per cento quando la lira si deprezza: l'aumento dei prezzi in lire, percentualmente pari a un quarto della variazione del cambio, garantisce l'espansione dei margini unitari di profitto, con l'appropriazione di parte dello sconto di prezzo di cui l'importatore avrebbe potuto giovare grazie all'apprezzamento del proprio cambio.

Il prezzo interno dei paesi importatori ( $\Pi$ ) non risulta significativo. Questo risultato può in parte essere spiegato dalla collinearità, in particolare su un orizzonte decennale, dell'indice generale dei prezzi interni con il tasso di cambio. Per verificare l'eventuale capacità di indici più disaggregati dei prezzi interni del paese importatore di spiegare andamenti del prezzo del bene importato e quindi escludere che il nostro indicatore possa essere fonte di distorsione nella stima dell'ERPT, abbiamo ripetuto la stima per un sottoinsieme di paesi importatori per cui sono disponibili gli stessi indici di prezzo alla produzione settoriali che abbiamo usato come proxy dei costi marginali per l'Italia (fonte Eurostat). Su questo campione ristretto di 11 paesi, il coefficiente dei prezzi interni diviene significativo anche se di dimensione ridotta (0,16) e i coefficienti del *pass-through* si modificano solo leggermente: 0,77 e 0,52 per apprezzamento e deprezzamento della lira, rispettivamente, contro 0,70 e 0,56 che si otterrebbero utilizzando, per questo stesso set ristretto di paesi, l'indice generale dei prezzi interni. L'utilizzo del deflatore quindi non sembra creare particolari problemi alle nostre stime.

Fin qui, i risultati suggeriscono che in media gli esportatori italiani perseguono strategie che non prevedono la difesa delle quantità vendute e delle quote di mercato a fronte di perdite di competitività di prezzo (apprezzamento) e che ne limitano la potenziale espansione che seguirebbe invece un guadagno di competitività (deprezzamento).

Questi risultati potrebbero essere distorti dall'imposizione di una relazione lineare tra tasso di cambio e prezzi all'esportazione. Se il grado di ERPT cresce con l'entità della variazione del cambio, il coefficiente di  $E^+$  potrebbe risultare sovrastimato dalla predominanza di frequenti episodi di crisi valutarie nei paesi meno sviluppati, con conseguente forte deprezzamento della loro valuta – e quindi apprezzamento della lira. A seguito dell'introduzione del quadrato della variazione del tasso di cambio (colonna [3]), nulla accade al termine lineare dell'apprezzamento  $E^+$ , mentre quello del deprezzamento si abbassa ulteriormente. L'ERPT è tanto più elevato quanto maggiore è il deprezzamento della lira: le imprese italiane adottano strategie di *pricing-to-market* in modo proporzionalmente più accentuato quando il cambio si muove meno.

Nella colonna [4], abbiamo consentito anche ai prezzi alla produzione di avere effetti asimmetrici<sup>9</sup>. Anche se i due coefficienti risultano diversi, un test statistico formale consente di rifiutare l'ipotesi che le differenze siano significative; gli altri coefficienti dell'equazione restano invariati.

Si è poi sostituita alla variazione dei prezzi alla produzione, quale proxy della variazione dei costi marginali del settore, una dummy di interazione tra i prodotti definiti a 2 sole cifre (35 settori)<sup>10</sup> e gli anni (10): anche in questo caso i coefficienti delle variazioni del cambio restano sostanzialmente invariati (stima non riportata).

Il resto del lavoro è dedicato alla individuazione di eterogeneità di comportamento riconducibili a elementi strutturali di tipo micro o macroeconomico. Come anticipato nell'introduzione, strutturiamo l'analisi prendendo a riferimento il contributo di Dornbusch (1987). Dornbusch dimostra che l'ERPT si riduce al crescere del peso relativo delle imprese domestiche sul totale delle imprese che vendono su un certo mercato; l'intuizione è che la presenza di un elevato numero di imprese domestiche, i cui prezzi sul mercato interno reagiscono soltanto marginalmente al cambio, forzerà le imprese estere a cercare di mantenere il più possibile stabili i loro prezzi sul quel mercato, assorbendo quindi nei prezzi

---

<sup>9</sup> Il coefficiente dei prezzi alla produzione (pari a 0,6-0,7 in tutte le stime) risulta inferiore al valore teorico di equilibrio, pari all'unità.

<sup>10</sup> La disaggregazione dei prodotti a 4 cifre dà luogo a problemi dimensionali che non consentono la stima.

espressi nella loro valuta le variazioni del cambio bilaterale. Questo comportamento stabilizzante è rafforzato da relazioni di tipo oligopolistico che hanno tipicamente come esito una stabilizzazione dei prezzi, specie quando il mercato è importante per l'impresa.

### 5.1 I mercati

Seguendo la logica di Dornbusch (1987) è ragionevole attendersi che la competizione da parte dei produttori domestici sia più elevata nei paesi che possono vantare un maggiore grado di sviluppo industriale; questo è tanto più vero in quanto la nostra analisi si concentra sui soli beni manifatturieri.

Nella colonna [1] della tavola 5 aggiungiamo alla regressione di base, nella versione con effetti fissi, l'interazione tra il tasso di cambio e una variabile dummy che prende valore 1 per i paesi appartenenti all'OCSE. L'intuizione è confermata dai risultati: il coefficiente di  $E^-$  scende da 0,97 a 0,65 (tenendo conto dell'effetto differenziale stimato di 0,32), passando dai paesi non OCSE a quelli OCSE.

L'aggregato OCSE raccoglie paesi con un grado di industrializzazione avanzato – i cosiddetti paesi industriali – e paesi in via di industrializzazione. Modificando la variabile dummy ad includere soltanto i paesi industriali (IND), i risultati (colonne [2] e [3]) si rafforzano ulteriormente. Compare la stabilizzazione dei prezzi anche nel caso di un apprezzamento: il coefficiente passa da 0,99 a 0,82 per l'elasticità nei paesi industriali. A fronte di un deprezzamento della lira del 10 per cento, le imprese italiane aumentano i prezzi, in lire, del 3,1 per cento nei paesi industriali, di meno dell'1 per cento nei paesi non industriali. Ne consegue anche che l'asimmetria si riduce in questi ultimi, si conferma nei primi.

Nel 1999 quasi il 50 per cento delle esportazioni italiane, in valore, erano destinate ai paesi dell'area dell'euro; non sorprenderebbe se in questi mercati gli esportatori perseguissero specifiche strategie di prezzo. Nella colonna [4] la regressione include l'interazione tra  $E^+$  ( $E$ ) e la variabile dummy EURO: l'ERPT, che a seguito di un deprezzamento sembra sostanzialmente in linea con quello stimato per il complesso dei paesi industriali, è più decisamente incompleto anche dopo un apprezzamento della lira. Sui mercati dell'area dell'euro gli esportatori italiani reagiscono a perdite di competitività di

prezzo riducendo i prezzi in lire, nell'ordine del 30 per cento dell'apprezzamento del cambio. Nel complesso permane qualche asimmetria nell'elasticità dei prezzi al cambio, anche se assai meno accentuata di quanto osservato nei restanti paesi industriali.

Come suggerito da Taylor (2000) e Corsetti e Pesenti (2001) il grado di ERPT potrebbe dipendere, prima ancora che da caratteristiche micro-strutturali del mercato di destinazione dei prodotti, da fattori macroeconomici. Secondo questi autori, le imprese esportatrici sceglierebbero di mantenere invariati i prezzi nella loro valuta, e quindi i margini unitari di profitto, ogniqualevolta il mercato di destinazione si caratterizzi per un'elevata inflazione e/o una forte volatilità del tasso di cambio. In tali paesi strategie di *pass-through* incompleto imporrebbero frequenti e costose variazioni dei listini.

Abbiamo quindi distinto i mercati di destinazione per livello di inflazione e volatilità infra-annuale del tasso di cambio: le variabili dummy INFL e VOLAT assumono un valore positivo quando i valori di inflazione e volatilità, rispettivamente, risultano superiori al 75esimo percentile. Dalla colonna [6] emergono solo deboli effetti, nel senso atteso, dell'inflazione; essi tuttavia scompaiono quando alla regressione si aggiunge la più robusta interazione tra il cambio e la dummy IND (colonna [7]).

In conclusione, la distinzione tra mercati industriali e non industriali sembra essere quella più rilevante e robusta nel discriminare le scelte di prezzo delle imprese esportatrici italiane in risposta a variazioni del tasso di cambio.

## 5.2 I prodotti

Le analisi empiriche su ERPT e PTM trovano spesso conferma della presenza di rilevanti differenze tra prodotti. Ciò non sorprende se si considera l'importanza della tecnologia nel determinare la struttura di mercato prevalente. In questa sezione si cerca di caratterizzare l'elasticità dei prezzi al tasso di cambio per diverse tipologie di beni.

La prima utile classificazione è quella suggerita da Pavitt che raggruppa i settori esplicitamente in base alle caratteristiche della tecnologia di produzione in quattro macro-categorie: ad alta tecnologia, ad economie di scala, specializzati e tradizionali. Le attese di un minore ERPT nei settori meno competitivi dell'alta tecnologia e a economie di scala sono confermate dai risultati (colonna [1] della tavola 6): le differenze, che di nuovo emergono

soltanto a seguito di un deprezzamento, sono di circa 25-30 punti percentuali – l'ERPT passa dall'85 per cento nei settori tradizionali e specializzati al 64 nei settori a economie di scala, al 53 per quelli a più alta tecnologia. Nelle colonne [2] e [3] della tavola si è ripetuto l'esercizio cercando di identificare più precisamente lo scarto dal *pass-through* medio dei soli settori tradizionali e dell'insieme di quelli a economie di scala e ad alta tecnologia, qui definiti per semplicità "oligopolistici". In entrambi i casi lo scarto è notevole: pari al 16 per cento per i tradizionali e al 24 per gli oligopolistici.

Rileva notare che nei settori in cui l'Italia detiene vantaggi comparati, prevalentemente inclusi tra i tradizionali e gli specializzati, il grado di ERPT è abbastanza elevato e poco asimmetrico.

La classificazione à la Pavitt fornisce alcune indicazioni robuste e ragionevoli. E' tuttavia impossibile escludere *a priori* che una disaggregazione settoriale più fine non possa fornire ulteriori indicazioni. Nella tavola 7 abbiamo quindi isolato alcuni settori specifici, mantenendo sempre la stima dell'effetto dei quattro macrosettori Pavitt in modo da identificare eventuali differenze rispetto ai risultati della tavola 6. Nella colonna [1] ci siamo concentrati sul settore "moda" facendo interagire il tasso di cambio con la variabile dummy TEX posta uguale a 1 per i prodotti appartenenti all'industria tessile e dell'abbigliamento, al cuoio e alle calzature. Il settore Pavitt dei prodotti tradizionali, da cui sono stati esclusi i suddetti, viene ora preso a *benchmark*. Dai risultati emerge che i settori tradizionali in cui l'Italia detiene forti vantaggi comparati non presentano alcuna rilevante peculiarità: l'ERPT è completo dopo un apprezzamento e incompleto (85 per cento) dopo un deprezzamento.

Un settore in cui la struttura di mercato è oligopolistica, se non altro per la necessità di sostenere significativi investimenti in ricerca e sviluppo, è la chimica. Abbiamo quindi identificato con la variabile dummy CHM i prodotti dell'industria chimica compresi tra i settori a economie di scala e a tecnologia avanzata. Rispetto all'ERPT medio nei settori a tecnologia avanzata (settore *benchmark* nella colonna [2]), anche la chimica non presenta differenze significative.

Infine ci siamo concentrati sul settore dei macchinari e dei mezzi di trasporto (MACT) con l'esclusione, tra i primi, di quelli appartenenti alla categoria Pavitt "specialized

suppliers”): anche in questo caso (colonna [3]) non emergono differenze significative rispetto agli altri beni con tecnologia a rendimenti crescenti di scala (settore *benchmark*).

Al pari del grado di industrializzazione dei mercati, la classificazione Pavitt, in particolare quella che distingue i settori “oligopolistici” dagli altri, può essere considerata un efficace criterio discriminante delle caratteristiche settoriali rilevanti.

### 5.3 I mercati-prodotti

L’ERPT da parte delle imprese esportatrici italiane è più basso nei settori oligopolistici e nei mercati dei paesi industriali. Un’ovvia critica a questa conclusione è che le due dimensioni siano fortemente interrelate: tra le vendite nei paesi industriali potrebbero dominare quelle di prodotti ad alta tecnologia e/o a economie di scala, che in effetti dovrebbero caratterizzare il commercio di tipo intra-industriale tra paesi sviluppati. Per le stesse ragioni larga parte delle esportazioni di tali prodotti sarebbe destinata ai paesi sviluppati.

L’obiettivo di questa sezione è di identificare l’importanza di un fattore controllando esplicitamente per l’altro.

Una prima ispezione di tipo grafico in cui si confronta la composizione per prodotto delle esportazioni nei paesi industriali e in quelli non industriali suggerisce che il grado di industrializzazione del mercato di destinazione può essere un fattore autonomo. Seguendo la classificazione Pavitt (fig. 1) il peso, in termini di numero di osservazioni, dei singoli macrosettori differisce soltanto marginalmente tra i due gruppi di mercati; distinguendo i settori oligopolistici dagli altri (tradizionali e specializzati), si ottengono percentuali assolutamente simili: 57 per cento nei paesi industriali contro 59 nei non industriali. Simili indicazioni si traggono quando la composizione per prodotto segua 1 o 2 cifre della classificazione SITC (figg. 2 e 3).

La tavola 8 presenta la stima con le interazioni per tipo di mercato e di prodotto insieme. In linea con quanto argomentato precedentemente abbiamo ritenuto sufficiente concentrarci sulle due interazioni rilevanti: i prodotti “oligopolistici” e i paesi industriali (IND). I risultati delle varie specificazioni (colonne [1] – [3]) mostrano che entrambe le dimensioni sono importanti. Per i casi di apprezzamento la pur modesta stabilizzazione già

riscontrata per i paesi industriali resta presente. Restringendo l'analisi ai soli casi di deprezzamento della lira, l'ERPT è completo per i prodotti più competitivi nei paesi non industriali, esso decresce di oltre il 20 per cento quando si tratta di prodotti oligopolistici o di circa il 30 per le vendite nei paesi industriali. Dalla combinazione di questi due ultimi coefficienti emerge che il *pass-through* è circa del 50 per cento per i prodotti oligopolistici venduti nei paesi industriali.

Questa evidenza non si discosta da quanto emerso in vari lavori precedenti, in particolare di Knetter, in cui il livello medio di ERPT si attestava intorno al 50-60 per cento con riferimento a un aggregato di mercati spesso ristretto ad alcuni paesi industriali e a una selezione di prodotti che includeva sempre i macchinari e i mezzi di trasporto.

#### 5.4 I vantaggi comparati

Nello spirito delle conclusioni di Dornbusch (1987), un modo differente di guardare alla capacità competitiva dei produttori domestici è di considerare esplicitamente la loro specializzazione produttiva. A parità di altre condizioni, un esportatore dovrà tenere in maggiore considerazione le scelte strategiche delle imprese domestiche quando esse presentino espliciti vantaggi comparati nella produzione di un determinato bene. Una misura della capacità competitiva delle imprese domestiche può essere ricavata dai dati di commercio estero: rispetto all'uso di dati interni, la specializzazione internazionale rappresenta sicuramente una misura migliore che tiene conto dell'esito della competizione sui mercati internazionali.

Secondo l'indicatore di vantaggi comparati rivelati proposto da Balassa si definiscono specializzati nella produzione del bene  $i$  quei paesi nelle cui esportazioni tale bene riveste un peso superiore rispetto alla media mondiale. Secondo l'approccio finora seguito, introduciamo nella regressione base l'interazione tra il tasso di cambio e la variabile dummy BALA che prende valore 1 nel caso in cui il paese importatore  $j$  sia specializzato nel prodotto  $i$ ; per robustezza abbiamo scelto come valore discriminante un indice di Balassa pari 1,08<sup>11</sup>.

---

<sup>11</sup> L'indicatore è calcolato sulla base dei dati mondiali di commercio per paese e prodotto, in valore, di World Trade Analyzer del Canada Trade Statistics. L'indicatore ha quindi la dimensione paese - prodotto. L'esclusione di alcuni incroci ha portato alla riduzione del campione a circa 80.000 osservazioni.



I risultati (tavola 9) supportano parzialmente l'ipotesi: quando si trovi a fronteggiare produttori domestici specializzati, l'esportatore sembrerebbe aumentare di più i prezzi nel caso di un deprezzamento (colonna [1]), ma l'effetto perde di significatività statistica quando si includono le interazioni tra il tasso di cambio e le dummy IND e "oligopolistici" (colonne [2] e [3]). Una regressione in cui insieme alle caratteristiche dei mercati e dei prodotti si consideri anche un indicatore di specializzazione dell'Italia non ha fornito indicazioni interessanti.

### 5.5 *Produttività e dimensione delle imprese*

Le strategie di prezzo non dipendono soltanto dalle caratteristiche dei prodotti e dei mercati ma anche da fattori strettamente di offerta: a parità di prodotti e mercati, imprese con caratteristiche strutturali differenti potrebbero fare scelte di prezzo dissimili. In mancanza di dati a livello di impresa sui prezzi all'esportazione, la dimensione di impresa, che come noto è fortemente correlata all'attività di esportazione (Bugamelli, 2003), è stata approssimata con la maggiore o minore presenza di imprese grandi in ciascun settore NACE, come rilevata nell'ultimo censimento dell'Industria. In particolare, abbiamo costruito una dummy "Dimensione" che assume valore unitario per i settori nei quali le imprese con più di 250 addetti contano per più del 25 per cento degli occupati complessivi del settore<sup>12</sup>.

Come emerge dalla tavola 10 (colonna [1]), i settori in cui più diffusa è la grande impresa evidenziano un'attenuazione dell'elasticità nel caso di deprezzamenti (-0,23), nessuna differenza invece rispetto alla media a seguito di un apprezzamento. Nella colonna [2] abbiamo aggiunto l'interazione tra il tasso di cambio e un indicatore di produttività<sup>13</sup>, mirando così a cogliere l'omogeneità di comportamento dovuta alla prospettiva più favorevole di posizionamento delle imprese sui mercati internazionali a seguito di vantaggi tecnologici<sup>14</sup>.

---

<sup>12</sup> Differenti soglie danno risultati simili.

<sup>13</sup> La dummy Produttività assume valore unitario per i settori nei quali l'incremento nel periodo corrente e in quello precedente è superiore a quello mediano del settore più aggregato (con una cifra in meno).

<sup>14</sup> La debolezza di questo indicatore sta nel fatto che la comparazione avviene con le altre imprese nazionali e non con le imprese estere dello stesso settore, una distorsione che appare significativa se alcuni settori sono strutturalmente in una fase di crescita della produttività per ragioni legate alla tecnologia del settore stesso.

I risultati sono in buona misura simili a quelli per la dimensione d'impresa, anche per una nota correlazione tra le due caratteristiche nel periodo campionario: le imprese a più alta crescita della produttività scelgono un *pass-through* ridotto rispetto alle altre a seguito di deprezzamenti. Questi effetti si aggiungono a quelli associati alle caratteristiche della tecnologia e dei mercati, come appare dai coefficienti stimati congiuntamente (col. [3])<sup>15</sup>. Una possibile interpretazione viene proposta nelle conclusioni.

## 6. Conclusioni

In base ai risultati dell'analisi empirica svolta in questo lavoro, le politiche di fissazione del prezzo delle esportazioni adottate dalle imprese italiane sono marcatamente eterogenee.

La reazione dei prezzi alle variazioni del cambio è asimmetrica. L'asimmetria che stimiamo è equivalente a una rigidità nominale dei prezzi verso il basso: prevalgono gli esportatori italiani che non riducono i prezzi nella loro valuta quando un apprezzamento di questa rende le loro merci meno competitive, mentre tendono ad alzarli quando un deprezzamento conferisce loro una maggiore competitività di costo. Come mostrato nella tavola 11, tratta da un precedente lavoro, il comportamento delle imprese esportatrici italiane risulta peculiare anche nel confronto con gli esportatori dei principali paesi dell'area dell'euro.

Le eterogeneità si rivelano pronunciate per mercato, prodotto e caratteri dell'impresa. Un gruppo di celle settore-paese manifesta un comportamento quasi esattamente di *producer currency pricing*, cioè i prezzi sono fissati nella valuta domestica dell'esportatore e non variano con le oscillazioni del cambio bilaterale. Si tratta delle esportazioni nei paesi non industriali e di beni dei settori tradizionali o *specialized suppliers*, in cui l'Italia detiene vantaggi comparati rivelati. Va detto che si tratta di flussi di esportazioni quantitativamente meno importanti, come si deduce anche da stime ponderate per la quantità o limitate alle sole transazioni di importo elevato. Parte dell'effetto stimato è imputabile anche alla dimensione e alla produttività di impresa: le imprese più piccole e meno produttive,

---

<sup>15</sup> Anche se va notata qualche instabilità, probabilmente indotta dalla numerosità dei regressori, del coefficiente (1,12) del deprezzamento che fa da riferimento.

concentrate nei settori tradizionali, potrebbero scegliere di entrare in mercati marginali quando il cambio garantisce un vantaggio competitivo in termini di prezzo, per poi uscire non appena un successivo apprezzamento della valuta annulla tale vantaggio. In questo scenario, il *pass-through* completo dopo i deprezzamenti potrebbe semplicemente riflettere un effetto di composizione, con la comparsa tra gli esportatori di imprese piccole e poco produttive incapaci di adottare comportamenti di *price-making*.

D'altra parte, la quota più consistente delle esportazioni italiane è concentrata in pochi paesi industriali e proviene da settori in cui prevalgono grandi imprese con prospettive di innovazione tecnologica e crescita della produttività. Queste imprese si trovano a competere in mercati ampi, e per loro importanti, da cui, in caso di apprezzamento, non si possono permettere di uscire: ne conseguono riduzioni dei prezzi e del *mark-up*. Nel caso di deprezzamenti, gli stessi produttori sono vincolati a non aumentare troppo la scala di produzione, per cui aumentano il *mark-up*, i prezzi in lire e i profitti. In questi settori oligopolistici, tra l'altro, comportamenti troppo aggressivi sui prezzi potrebbero produrre reazioni ritorsive da parte dei produttori domestici. Il risultato è quindi quello di una compensazione parziale e asimmetrica, ma “bilaterale”, delle oscillazioni del cambio. Una spiegazione dell'asimmetria residua in questi casi, seppur meno forte di quella media, potrebbe trovarsi nell'effetto di coordinamento costituito da un deprezzamento quale occasione per aumentare i prezzi di vendita. Solamente l'analisi di veri dati d'impresa potrebbe identificare questo ulteriore effetto.

## Figure e tavole

Fig. 1

**Composizione delle esportazioni per prodotto - Pavitt**  
(quota delle osservazioni sul totale del gruppo di paesi)

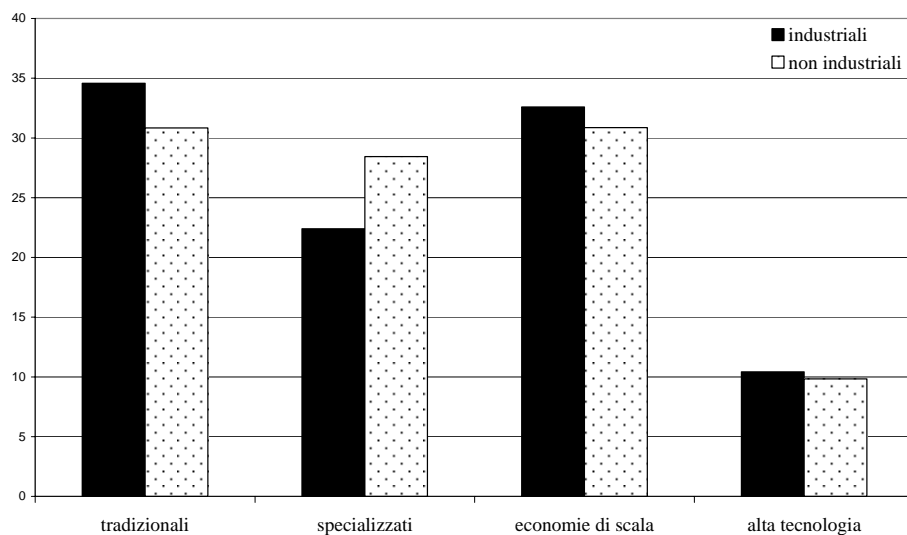
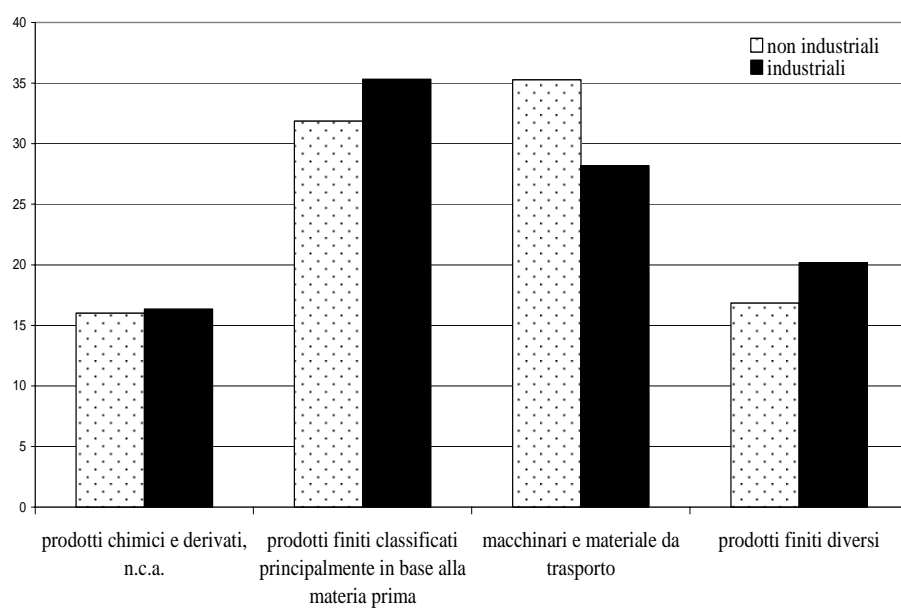


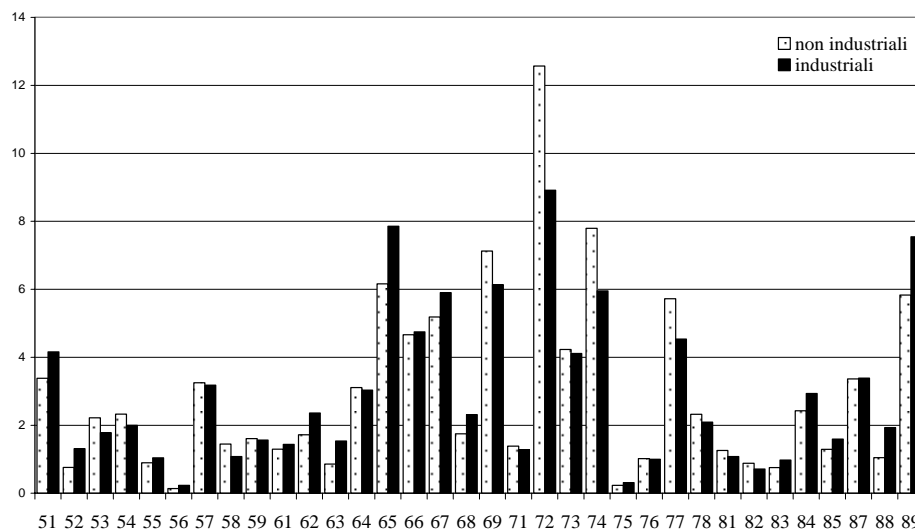
Fig. 2

**Composizione delle esportazioni per prodotto - SITC 1 cifra**  
(quota delle osservazioni sul totale del gruppo di paesi)



### Composizione delle esportazioni per prodotto - SITC 2 cifre (\*)

(quota delle osservazioni sul totale del gruppo di paesi)



#### (\*) Legenda codici SITC

Codice SITC	Descrizione	Codice SITC	Descrizione
51	Prodotti chimici organici	71	Macchine generatrici, motori e relativi accessori
52	Prodotti chimici inorganici	72	Macchinari ed apparecchiature industriali specializzate
53	Prodotti per tintura e per concia, coloranti	73	Macchinari per la lavorazione dei metalli
54	Prodotti medicinali e farmaceutici	74	Macchinari ed apparecchiature industriali d'applicazione generale, comprese parti e accessori n.c.a.
55	Oli essenziali, prodotti di profumeria e cosmetici	75	Macchine per ufficio e per il trattamento automatico delle informazioni
56	Concimi, fertilizzanti n.c.a.	76	Apparecchi per telecomunicazioni, registrazione e riproduzione del suono
57	Materie plastiche in forme primarie	77	Macchine e apparecchiature elettriche, compresi parti e pezzi di ricambio elettrici (compresi gli equivalenti non elettrici n.c.a. di macchine e apparecchi elettrici)
58	Materie plastiche in forme non primarie	78	Autoveicoli stradali
59	Materie e prodotti chimici n.c.a.	79	Altro materiale da trasporto
61	Cuoi e pelli trattati e articoli in cuoio e pelletteria	81	Costruzioni prefabbricate; app. idrosanitarie, di riscaldamento e di illuminazione n.c.a.
62	Articoli in gomma	82	Mobili e loro parti; effetti lettereci, materassi, reti e cuscini
63	Articoli in sughero e legno	83	Articoli da viaggio, borse e contenitori simili
64	Carta, cartoni e prodotti in carta	84	Articoli di vestiario e accessori di abbigliamento
65	Filati, tessuti e articoli connessi	85	Calzature
66	Articoli in minerali non metallici	87	Strumenti ed apparecchiature professionali, scientifiche e di controllo
67	Ferro e acciaio	88	Attrezzature ed articoli per fotografia ed ottica n.c.a.; orologi
68	Metalli non ferrosi	89	Prodotti finiti diversi n.c.a.
69	Articoli in metallo		

Tav. 1

**Numerosità campionaria**

Anno	Numero	% sul totale
1990	7.410	6,8
1991	7.745	7,1
1992	8.004	7,4
1993	8.444	7,8
1994	9.072	8,3
1995	9.771	9,0
1996	10.528	9,7
1997	16.247	14,9
1998	16.014	14,7
1999	15.504	14,3
<b>Totale</b>	<b>108.739</b>	<b>100</b>

Tav. 2

**Distribuzione delle osservazioni per settore**

SITC	Numero	% sul totale	Pavitt	Numero	% sul totale
5	17.722	16,3	alta tecnologia	10.296	9,5
6	33.796	31,1	economie di scala	37.012	34,0
7	36.521	33,6	specializzati	26.119	24,0
8	20.700	19,0	tradizionali	35.312	32,5
<b>Totale</b>	<b>108.739</b>	<b>100</b>	<b>Totale</b>	<b>108.739</b>	<b>100</b>

**Distribuzione delle osservazioni per mercato di destinazione**

	Numero	% sul totale
OCSE	66.928	61,8
Paesi industriali (1)	54.172	50,0
Area dell'euro	32.755	30,2
USA	3.762	3,5
altri	17.655	16,3
Paesi OCSE non industriali	12.756	11,8
Principali paesi dell'Europa Centro-orientale (2)	6.165	5,7
Corea del Sud	2.082	1,9
altri	4.509	4,2
Paesi non OCSE	41.409	38,2
Mercosur (3)	4.480	4,1
Asean (4)	5.761	5,3
Altri	31.168	28,8
<b>Totale</b>	<b>108.337</b>	<b>100</b>

(1) Include i 15 paesi della UE, gli Stati Uniti, il Canada, il Giappone, l'Australia, la Nuova Zelanda, la Svizzera e l'Islanda. – (2) Include la Polonia, la Repubblica Ceca, la Repubblica Slovacca e l'Ungheria. – (3) Include l'Argentina, il Brasile, il Paraguay e l'Uruguay. – (4) Include Filippine, Indonesia, Malesia, Singapore e Thailandia.

## Regressione base: 1990-1999

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]
	Effetti fissi				Effetti random
E	<b>0,96*</b> (0,01)				
E <sup>+</sup>		<b>0,99*</b> (0,01)	<b>1,01*</b> (0,01)	<b>0,99*</b> (0,01)	<b>1,00*</b> (0,01)
(E <sup>+</sup> ) <sup>2</sup>			-0,01* (0,01)		
E <sup>-</sup>		<b>0,76*</b> (0,03)	<b>0,55*</b> (0,06)	<b>0,75*</b> (0,03)	<b>0,77*</b> (0,02)
(E <sup>-</sup> ) <sup>2</sup>			<b>-1,00*</b> (0,24)		
ppi	<b>0,67*</b> (0,03)	<b>0,67*</b> (0,03)	<b>0,66*</b> (0,03)		<b>0,64*</b> (0,03)
ppi <sup>+</sup>				<b>-0,61*</b> (0,04)	
ppi <sup>-</sup>				<b>-0,79*</b> (0,07)	
Π	0,03 (0,01)	0,0 (0,01)	0,0 (0,01)	0,00 (0,01)	-0,01 (0,01)
gdp	<b>-0,12*</b> (0,04)	<b>-0,11*</b> (0,04)	<b>-0,09*</b> (0,04)	<b>-0,11*</b> (0,04)	<b>-0,08*</b> (0,03)
dummy anno (Prob > χ <sup>2</sup> )	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
dummy prodotto (Prob > χ <sup>2</sup> )					0,00
dummy mercato (Prob > χ <sup>2</sup> )					0,22
numero di osservazioni	108.739	108.739	108.739	108.739	108.739
Prob > χ <sup>2</sup>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Hausman test (Prob > χ <sup>2</sup> )					0,12
H <sub>0</sub> : E=1 (Prob > χ <sup>2</sup> )	0,00				
H <sub>0</sub> : E <sup>+</sup> =1 (Prob > χ <sup>2</sup> )		0,64	0,34		0,09
H <sub>0</sub> : E <sup>-</sup> =1 (Prob > χ <sup>2</sup> )		0,00	0,00		0,00
H <sub>0</sub> : E <sup>+</sup> =E <sup>-</sup> (Prob > χ <sup>2</sup> )		0,00	0,00		0,00
R <sup>2</sup> within	0,31	0,31	0,31	0,31	0,31

Nota: stima logaritmica con effetti fissi ed effetti random su dati in differenze prime; standard error in parentesi. Le variabili sono descritte nella sezione terza. Il simbolo \* e il coefficiente in grassetto identificano un livello di significatività del coefficiente allo 0.1%; \*\* identifica un livello di significatività all'1%; \*\*\* identifica un livello di significatività al 5%.



## I mercati

	[1] OCSE	[2] IND	[3] OCSE IND	[4] EURO	[5] EURO IND	[6] INFL VOLAT	[7] INFL VOLAT IND
E <sup>+</sup>	<b>0,99*</b> (0,01)	<b>0,99*</b> (0,01)	<b>0,99*</b> (0,01)	<b>0,99*</b> (0,01)	<b>0,99*</b> (0,01)	<b>0,92*</b> (0,04)	<b>0,98*</b> (0,04)
(E <sup>+</sup> )*OCSE	0,00 (0,02)		0,01 (0,02)				
(E <sup>+</sup> )*IND		<b>-0,17*</b> (0,05)	<b>-0,18*</b> (0,05)		<b>-0,11*</b> (0,06)		-0,14** (0,06)
(E <sup>+</sup> )*EURO				<b>-0,29*</b> (0,07)	<b>-0,19*</b> (0,09)		
(E <sup>+</sup> )*INFL						0,07*** (0,04)	0,02 (0,04)
(E <sup>+</sup> )*VOLAT						-0,02 (0,02)	-0,02 (0,02)
E <sup>-</sup>	<b>0,97*</b> (0,04)	<b>0,96*</b> (0,04)	<b>0,97*</b> (0,04)	<b>0,82*</b> (0,03)	<b>0,95*</b> (0,04)	<b>0,66*</b> (0,04)	<b>0,88*</b> (0,05)
(E <sup>-</sup> )*OCSE	<b>-0,32*</b> (0,04)		-0,03 (0,08)				
(E <sup>-</sup> )*IND		<b>-0,31*</b> (0,05)	<b>-0,28*</b> (0,08)		<b>-0,20*</b> (0,06)		<b>-0,32*</b> (0,05)
(E <sup>-</sup> )*EURO				<b>-0,26*</b> (0,05)	-0,14*** (0,06)		
(E <sup>-</sup> )*INFL						<b>0,18*</b> (0,05)	-0,01 (0,07)
(E <sup>-</sup> )*VOLAT						0,04 (0,04)	0,08*** (0,04)
ppi	<b>0,66*</b> (0,03)	<b>0,66*</b> (0,03)	<b>0,66*</b> (0,03)	<b>0,66*</b> (0,03)	<b>0,66*</b> (0,03)	<b>0,66*</b> (0,03)	<b>0,65*</b> (0,03)
Π	-0,01 (0,01)	0,00 (0,01)	0,01 (0,01)	0,00 (0,01)	0,01 (0,01)	0,02 (0,02)	0,02 (0,02)
gdp	-0,10** (0,04)	-0,08*** (0,04)	-0,09*** (0,04)	-0,09*** (0,04)	-0,09*** (0,04)	-0,11** (0,05)	-0,09*** (0,04)
dummy anno (Prob > χ <sup>2</sup> )	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
numero di osservazioni	108.739	108.739	108.739	108.739	108.739	93.185	93.185
Prob > χ <sup>2</sup>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
R <sup>2</sup> within	0,31	0,31	0,31	0,31	0,31	0,32	0,33

Nota: stima logaritmica con effetti fissi su dati in differenze prime; standard error in parentesi. Le variabili sono descritte nella sezione terza. Il simbolo \* e il coefficiente in grassetto identificano un livello di significatività del coefficiente allo 0.1%; \*\* identifica un livello di significatività all'1%; \*\*\* identifica un livello di significatività al 5%.

## I prodotti

	[1] Pavitt	[2] tradizionali	[3] oligopolistici
E <sup>+</sup>		<b>1,00*</b> (0,01)	<b>1,00*</b> (0,01)
(E <sup>+</sup> )*specializzati	<b>1,00*</b> (0,01)		
(E <sup>+</sup> )*economie di scala	-0,02 (0,01)		
(E <sup>+</sup> )*alta tecnologia	0,01 (0,02)		
(E <sup>+</sup> )*tradizionali	-0,02 (0,01)	-0,01 (0,01)	
(E <sup>+</sup> )*oligopolistici			-0,01 (0,01)
E <sup>-</sup>		<b>0,70*</b> (0,03)	<b>0,86*</b> (0,03)
(E <sup>-</sup> )*specializzati	<b>0,85*</b> (0,05)		
(E <sup>-</sup> )*economie di scala	<b>-0,21*</b> (0,05)		
(E <sup>-</sup> )*alta tecnologia	<b>-0,32*</b> (0,08)		
(E <sup>-</sup> )*tradizionali	-0,01 (0,05)	<b>0,16*</b> (0,05)	
(E <sup>-</sup> )*oligopolistici			<b>-0,24*</b> (0,04)
ppi	<b>0,65*</b> (0,03)	<b>0,66*</b> (0,03)	<b>0,65*</b> (0,03)
Π	0,00 (0,01)	0,00 (0,01)	0,00 (0,01)
gdp	<b>-0,11*</b> (0,04)	<b>-0,11*</b> (0,04)	<b>-0,10*</b> (0,04)
dummy anno (Prob > $\chi^2$ )	0,00	0,00	0,00
numero di osservazioni	108.739	108.739	108.739
Prob > $\chi^2$	0,00	0,00	0,00
R <sup>2</sup> within	0,31	0,31	0,31

Nota: stima logaritmica con effetti fissi su dati in differenze prime; standard error in parentesi. Le variabili sono descritte nella sezione terza. Il simbolo \* e il coefficiente in grassetto identificano un livello di significatività del coefficiente allo 0.1%; \*\* identifica un livello di significatività all'1%; \*\*\* identifica un livello di significatività al 5%.

## I prodotti

	[1] tessile e abbigliamento cuoio e calzature TEX	[2] chimica CHM	[3] macchinari mezzi di trasporto MACT
(E <sup>+</sup> )*specializzati	0,02 (0,02)	0,05 (0,02)	0,03*** (0,01)
(E <sup>+</sup> )*economie di scala	-0,01 (0,02)	0,02 (0,02)	<b>0,98*</b> (0,01)
(E <sup>+</sup> )*alta tecnologia	0,00 (0,02)	<b>0,96*</b> (0,02)	0,03 (0,02)
(E <sup>+</sup> )*tradizionali	<b>0,99*</b> (0,02)	-0,03 (0,02)	0,00 (0,02)
(E <sup>+</sup> )*TEX	-0,01 (0,02)		
(E <sup>+</sup> )*CHM		0,05*** (0,07)	
(E <sup>+</sup> )*MACT			0,01 (0,03)
(E <sup>-</sup> )*specializzati	0,00 (0,06)	<b>0,34*</b> (0,08)	<b>0,15*</b> (0,05)
(E <sup>-</sup> )*economie di scala	<b>-0,20*</b> (0,06)	0,13 (0,09)	<b>0,71*</b> (0,04)
(E <sup>-</sup> )*alta tecnologia	<b>-0,32*</b> (0,08)	<b>0,53*</b> (0,08)	-0,18** (0,08)
(E <sup>-</sup> )*tradizionali	<b>0,85*</b> (0,05)	<b>0,34*</b> (0,08)	<b>0,15*</b> (0,06)
(E <sup>-</sup> )*TEX	-0,04 (0,07)		
(E <sup>-</sup> )*CHM		0,08 (0,09)	
(E <sup>-</sup> )*MACT			-0,00 (0,07)
dummy anno (Prob > $\chi^2$ )	0,00	0,00	0,00
numero di osservazioni	108.739	108.739	108.739
Prob > $\chi^2$	0,00	0,00	0,00
R <sup>2</sup> within	0,31	0,31	0,31

Nota: stima logaritmica con effetti fissi su dati in differenze prime; standard error in parentesi. Le variabili sono descritte nella sezione terza. Il simbolo \* e il coefficiente in grassetto identificano un livello di significatività del coefficiente allo 0.1%; \*\* identifica un livello di significatività all'1%; \*\*\* identifica un livello di significatività al 5%.

## I mercati - prodotti

	[1]	[2]	[3]
E <sup>+</sup>	<b>1,00*</b> (0,01)	<b>1,00*</b> (0,01)	<b>1,00*</b> (0,01)
(E <sup>+</sup> )*IND	<b>-0,17*</b> (0,06)	<b>-0,13*</b> (0,06)	<b>-0,13*</b> (0,06)
(E <sup>+</sup> )*oligopolistici	-0,01 (0,01)		-0,01 (0,01)
(E <sup>+</sup> )*IND*oligopolistici		-0,11 (0,09)	-0,10 (0,09)
E <sup>-</sup>	<b>1,05*</b> (0,04)	<b>0,96*</b> (0,04)	<b>1,02*</b> (0,05)
(E <sup>-</sup> )*IND	<b>-0,30*</b> (0,04)	<b>-0,19*</b> (0,05)	<b>-0,25*</b> (0,06)
(E <sup>-</sup> )*oligopolistici	<b>-0,23*</b> (0,04)		-0,14** (0,06)
(E <sup>-</sup> )*IND*oligopolistici		<b>-0,26*</b> (0,06)	-0,12 (0,08)
ppi	<b>0,64*</b> (0,03)	<b>0,64*</b> (0,03)	<b>0,64*</b> (0,03)
Π	-0,00 (0,02)	-0,00 (0,02)	-0,00 (0,02)
gdp	-0,09** (0,04)	-0,09** (0,04)	-0,09** (0,04)
dummy anno (Prob > $\chi^2$ )	0,00	0,00	0,00
numero di osservazioni	108.739	108.739	108.739
Prob > $\chi^2$	0,00	0,00	0,00
R <sup>2</sup> within	0,32	0,32	0,32

Nota: stima logaritmica con effetti fissi su dati in differenze prime; standard error in parentesi. Le variabili sono descritte nella sezione terza. Il simbolo \* e il coefficiente in grassetto identificano un livello di significatività del coefficiente allo 0.1%; \*\* identifica un livello di significatività all'1%; \*\*\* identifica un livello di significatività al 5%.

## I vantaggi comparati

	[1]	[2]	[3]
E <sup>+</sup>	<b>1,00*</b> (0,02)	<b>1,00*</b> (0,02)	<b>1,00*</b> (0,02)
(E <sup>+</sup> )*BALA	0,01 (0,01)	0,01 (0,01)	0,01 (0,01)
(E <sup>+</sup> )*IND		<b>-0,16*</b> (0,05)	<b>-0,16*</b> (0,05)
(E <sup>+</sup> )*OLI			-0,00 (0,01)
E <sup>-</sup>	<b>0,80*</b> (0,04)	<b>1,02*</b> (0,05)	<b>1,09*</b> (0,05)
(E <sup>-</sup> )*BALA	<b>-0,15*</b> (0,05)	-0,08 (0,05)	-0,07 (0,05)
(E <sup>-</sup> )*IND		<b>-0,32*</b> (0,05)	<b>-0,31*</b> (0,05)
(E <sup>-</sup> )*OLI			<b>-0,19*</b> (0,05)
ppi	<b>0,62*</b> (0,04)	<b>0,61*</b> (0,04)	<b>0,60*</b> (0,04)
Π	-0,00 (0,02)	-0,00 (0,02)	-0,00 (0,02)
gdp	<b>-0,12*</b> (0,04)	-0,11 *** (0,04)	-0,10 *** (0,04)
dummy anno (Prob > $\chi^2$ )	0,00	0,00	0,00
numero di osservazioni	80.346	80.346	80.346
Prob > $\chi^2$	0,00	0,00	0,00
R <sup>2</sup> within	0,33	0,33	0,33

Nota: stima logaritmica con effetti fissi su dati in differenze prime; standard error in parentesi. Le variabili sono descritte nella sezione terza. Il simbolo \* e il coefficiente in grassetto identificano un livello di significatività del coefficiente allo 0.1%; \*\* identifica un livello di significatività all'1%; \*\*\* identifica un livello di significatività al 5%.

## Le caratteristiche delle imprese

	[1]	[2]	[3]
E <sup>+</sup>	<b>1,00*</b> (0,01)	<b>0,99*</b> (0,01)	<b>1,00*</b> (0,01)
ppi <sup>+</sup>			
(E <sup>+</sup> )*IND			<b>-0,18*</b> (0,05)
(E <sup>+</sup> )*OLI			-0,00 (0,01)
(E <sup>+</sup> )*Dimensione	-0,01 (0,01)		-0,01 (0,01)
(E <sup>+</sup> )*Produttività		-0,00 (0,01)	-0,00 (0,01)
E <sup>-</sup>	<b>0,86*</b> (0,03)	<b>0,81*</b> (0,03)	<b>1,12*</b> (0,04)
ppi <sup>-</sup>			
(E <sup>-</sup> )*IND			<b>-0,29*</b> (0,04)
(E <sup>-</sup> )*OLI			<b>-0,15*</b> (0,05)
(E <sup>-</sup> )*Dimensione	<b>-0,23*</b> (0,04)		<b>-0,13*</b> (0,05)
(E <sup>-</sup> )*Produttività		<b>-0,14*</b> (0,04)	<b>-0,12*</b> (0,04)
ppi	<b>0,64*</b> (0,03)	<b>0,66*</b> (0,03)	<b>0,63*</b> (0,03)
Π	0,00 (0,01)	0,00 (0,01)	0,00 (0,01)
gdp	<b>-0,11*</b> (0,04)	<b>-0,11*</b> (0,04)	<b>-0,9*</b> (0,04)
dummy anno (Prob > $\chi^2$ )	0,00	0,00	0,00
numero di osservazioni	108.739	108.739	108.739
Prob > $\chi^2$	0,00	0,00	0,00
R <sup>2</sup> within	0,31	0,31	0,32

Nota: stima logaritmica con effetti fissi su dati in differenze prime; standard error in parentesi. Le variabili sono descritte nella sezione terza. Il simbolo \* e il coefficiente in grassetto identificano un livello di significatività del coefficiente allo 0.1%; \*\* identifica un livello di significatività all'1%; \*\*\* identifica un livello di significatività al 5%.

**Il confronto internazionale**

	E <sup>+</sup>		E <sup>-</sup>		Numero osservazioni
	singolo paese	pooled	singolo paese	pooled	
	esportatore		esportatore		
Belgio	<b>1,02*</b> (0,06)	<b>0,98*</b> (0,03)	<b>0,78*</b> (0,09)	<b>0,41*</b> (0,09)	17.575
Francia	<b>0,95*</b> (0,02)	0,02 (0,03)	<b>0,81*</b> (0,05)	<b>0,31*</b> (0,10)	77.775
Germania	<b>1,02*</b> (0,01)	0,01 (0,03)	<b>0,87*</b> (0,03)	<b>0,51*</b> (0,09)	172.210
Italia	<b>1,03*</b> (0,02)	0,04 (0,03)	<b>0,75*</b> (0,03)	0,11 (0,09)	92.881
Olanda	<b>0,99*</b> (0,03)	0,03 (0,03)	<b>0,84*</b> (0,06)	<b>0,37*</b> (0,10)	53.896
Spagna	<b>0,96*</b> (0,03)	0,03 (0,03)	<b>0,80*</b> (0,05)	<b>0,31*</b> (0,10)	57.279

Fonte: Bugamelli e Tedeschi (2005).

Nota: stima logaritmica con effetti fissi su dati in differenze prime; standard error in parentesi. Le variabili sono descritte nella sezione terza. Il simbolo \* e il coefficiente in grassetto identificano un livello di significatività del coefficiente allo 0.1%; \*\* identifica un livello di significatività all'1%; \*\*\* identifica un livello di significatività al 5%.

## Riferimenti bibliografici

- Alterman, W. (1991), "Price Trends in US Trade: New Data, New Insights", in P. Hooper and J. D. Richardson (eds.), *International Economic Transactions: Issues in Measurement and Empirical Research*, Chicago: University of Chicago Press.
- Bugamelli, M. (2003), "Le imprese esportatrici italiane: alcune considerazioni sui microdati dell'Istat", Banca d'Italia, mimeo.
- Bugamelli, M. e L. Infante (2003), "Sunk costs of exports", *Temi di Discussione* n. 469, Banca d'Italia.
- Bugamelli, M. e R. Tedeschi (2005), "Pricing-to-Market and Market Structure", mimeo.
- Campa, J. M. e L. Goldberg (2002), "Exchange Rate Pass-Through: A Macro or Micro Phenomenon", *NBER Working Paper*, no. 8934.
- Caselli, P. (1996), "Pass-Through and Export Prices: an Empirical Test for the Leading European Countries", *International Review of Applied Economics*, vol. 10, no. 2.
- Corsetti, G., L. Dedola e S. Leduc (2005), "Pass-Through and Exchange-Rate Fluctuations in a SDGE Model of Price Discrimination and Nominal Rigidities", mimeo.
- Corsetti, G. e P. Pesenti (2001), "International Dimensions of Optimal Monetary Policy", *NBER Working Paper*, no. 8230.
- Dornbusch, R. (1987), "Exchange Rates and Prices", *American Economic Review*, vol. 77, pp. 93-106.
- Froot, A. K. e P. D. Klemperer (1989), "Exchange Rate Pass-Through When Market Share Matters", *American Economic Review*, vol. 79, no. 4.
- Gola, C. (2000), "Le strategie di prezzo delle imprese esportatrici: dalla svalutazione della lira all'entrata nell'euro", *Liuc Papers*, n. 77.
- Goldberg, P. e M. M. Knetter (1997), "Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned?", *Journal of Economic Literature*, vol. 35.
- Knetter, M. M. (1989), "Price Discrimination by US and German Exporters", *American Economic Review*, vol. 79, no. 4.
- Knetter, M. M. (1993), "International Comparisons of Pricing to Market Behavior", *American Economic Review*, vol. 83, pp. 473-86.
- Knetter, M. M. (1994a), "Exchange Rates and Corporate Pricing Strategies", in Amihud and Levich (eds.), *Exchange Rates and Corporate Performance*, New York: Irwin.
- Knetter, M. M. (1994b), "Is Price Adjustment Asymmetric? Evaluating the Market Share and Marketing Bottlenecks Hypothesis", *Journal of International Money and Finance*, vol. 10, pp. 55-70.
- Kreinin, M. (1977), "The Effect of Exchange Rate Changes on the Prices and Volume of Foreign Trade", *International Monetary Fund Staff Papers*, vol. 24.



- Krugman, P. (1987), "Pricing to Market When the Exchange Rate Changes", in S. W. Arndt and J. D. Richardson (eds.), *Real-Financial Linkages Among Open Economies*, Cambridge: MIT Press.
- Marston, R. (1990), "Pricing to Market in Japanese Manufacturing", *Journal of International Economics*, vol. 29, pp. 217-36.
- Peltzman, S. (2000), "Prices Rise Faster than They Fall", *Journal of Political Economy*, vol. 108, pp. 466-502.
- Rogoff, K. (1996), "The Purchasing Power Parity Puzzle", *Journal of Economic Literature*, vol. 34, pp. 647-68.
- Taylor, J. B. (2000), "Low Inflation, Pass-Through, and the Pricing Power of Firms", *European Economic Review*, vol. 44, pp. 1389-1408.

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

- N. 538 – *An empirical micro matching model with an application to Italy and Spain*, di F. PERACCHI e E. VIVIANO (dicembre 2004).
- N. 539 – *La crescita dell'economia italiana negli anni novanta tra ritardo tecnologico e rallentamento della produttività*, di A. BASSANETTI, M. IOMMI, C. JONA-LASINIO e F. ZOLLINO (dicembre 2004).
- N. 540 – *Cyclical sensitivity of fiscal policies based on real-time data*, di L. FORNI e S. MOMIGLIANO (dicembre 2004).
- N. 541 – *L'introduzione dell'euro e le politiche di prezzo: analisi di un campione di dati individuali*, di E. GAIOTTI e F. LIPPI (febbraio 2005).
- N. 542 – *How do banks set interest rates?*, di L. GAMBACORTA (febbraio 2005).
- N. 543 – *Maxmin portfolio choice*, di M. TABOGA (febbraio 2005).
- N. 544 – *Forecasting output growth and inflation in the euro area: are financial spreads useful?*, di A. NOBILI (febbraio 2005).
- N. 545 – *Can option smiles forecast changes in interest rates? An application to the US, the UK and the Euro Area*, di M. PERICOLI (febbraio 2005).
- N. 546 – *The role of risk aversion in predicting individual behavior*, di L. GUIISO e M. PAIELLA (febbraio 2005).
- N. 547 – *Prices, product differentiation and quality measurement: a comparison between hedonic and matched model methods*, di G. M. TOMAT (febbraio 2005).
- N. 548 – *The Basel Committee approach to risk weights and external ratings: what do we learn from bond spreads?*, di A. RESTI e A. SIRONI (febbraio 2005).
- N. 549 – *Firm size distribution: do financial constraints explain it all? Evidence from survey data*, di P. ANGELINI e A. GENERALE (giugno 2005).
- N. 550 – *Proprietà, controllo e trasferimenti nelle imprese italiane. Cosa è cambiato nel decennio 1993-2003?* di S. GIACOMELLI e S. TRENTO (giugno 2005).
- N. 551 – *Quota dei Profitti e redditività del capitale in Italia: un tentativo di interpretazione*, di R. TORRINI (giugno 2005).
- N. 552 – *Hiring incentives and labour force participation in Italy*, di P. CIPOLLONE, C. DI MARIA e A. GUELFÌ (giugno 2005).
- 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. GUIISO, 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. GUIISO (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).

(\*) 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).

PUBBLICAZIONE ESTERNA DI LAVORI APPARSI NEI "TEMI"

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)**.
- 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. SALLEO, *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)**.
- 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. SALLEO, *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*, **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)**.

FORTHCOMING

- A. DALMAZZO e G. DE BLASIO, *Production and consumption externalities of human capital: an empirical study for Italy*. Journal of population economics, **TD No. 554 (giugno 2005)**.