



BANCA D'ITALIA  
EUROSISTEMA

## Temi di Discussione

(Working Papers)

Il miglioramento qualitativo delle produzioni italiane:  
evidenze da prezzi e strategie delle imprese

di Valter di Giacinto e Giacinto Micucci

Aprile 2011

Numero

804





BANCA D'ITALIA  
EUROSISTEMA

## Temi di discussione

(Working papers)

Il miglioramento qualitativo delle produzioni italiane:  
evidenze da prezzi e strategie delle imprese

di Valter di Giacinto e Giacinto Micucci

Numero 804 - Aprile 2011

*The purpose of the Temi di discussione series is to promote the circulation of working papers prepared within the Bank of Italy or presented in Bank seminars by outside economists with the aim of stimulating comments and suggestions.*

*The views expressed in the articles are those of the authors and do not involve the responsibility of the Bank.*

*Editorial Board: MARCELLO PERICOLI, SILVIA MAGRI, LUISA CARPINELLI, EMANUELA CIAPANNA, DANIELA MARCONI, ANDREA NERI, MARZIA ROMANELLI, CONCETTA RONDINELLI, TIZIANO ROPELE, ANDREA SILVESTRINI.*

*Editorial Assistants: ROBERTO MARANO, NICOLETTA OLIVANTI.*

# IL MIGLIORAMENTO QUALITATIVO DELLE PRODUZIONI ITALIANE: EVIDENZE DA PREZZI E STRATEGIE DELLE IMPRESE

di Valter di Giacinto\* e Giacinto Micucci\*\*

## Sintesi

Anche prima dell'insorgere della crisi globale, l'economia italiana aveva attraversato una fase sfavorevole nel confronto internazionale; accanto a una scarsa crescita e a una perdita di quote nell'interscambio mondiale, si era però osservato un processo di trasformazione del sistema produttivo. Questo lavoro, utilizzando dati a livello di impresa (l'Indagine della Banca d'Italia sulle imprese industriali), si propone di misurare un aspetto cruciale di tale trasformazione, vale a dire il miglioramento qualitativo delle produzioni (*upgrading*) realizzato dall'industria italiana nel periodo 2000-06. Innovando rispetto alla precedente letteratura, la misura del miglioramento qualitativo è fornita da quella parte della variazione dei prezzi che dovrebbe rappresentare il corrispettivo per la creazione di valore, nei suoi aspetti tangibili (introduzione di nuovi prodotti e miglioramento di quelli esistenti) e intangibili (politiche del marchio). Troviamo evidenza di *upgrading*, che spiegherebbe un quarto della variazione media annua dei prezzi alla produzione delle imprese (circa mezzo punto percentuale su due); il fenomeno è parimenti riconducibile alla componente tangibile e a quella intangibile. L'analisi mostra, infine, che le strategie di *upgrading* hanno favorito una crescita dell'occupazione e delle vendite delle aziende.

**Classificazione JEL:** L11, L15, L60, M30.

**Parole chiave:** *upgrading*, qualità dei prodotti, cambiamento di strategia.

## Indice

1. Introduzione.....	5
2. Sintesi della letteratura collegata.....	6
3. I dati.....	9
4. Il modello .....	11
5. Le stime econometriche dell' <i>upgrading</i> .....	12
6 Il problema della simultaneità .....	15
7. <i>Upgrading</i> e performance aziendale .....	19
8. Conclusioni.....	21
Riferimenti bibliografici.....	23
Tavole.....	25

---

\* Banca d'Italia, Filiale di L'Aquila, Ufficio Analisi e Ricerche Economiche Territoriali.

\*\* Banca d'Italia, Filiale di Ancona, Ufficio Analisi e Ricerche Economiche Territoriali.



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

A partire dalla metà degli anni novanta l'Italia, nel confronto internazionale, ha mostrato una performance economica deludente (in termini di produttività del lavoro, esportazioni, crescita economica). Nell'ultimo decennio e prima della recessione in atto, il sistema produttivo aveva tuttavia dato prova di sapere reagire al nuovo scenario internazionale, caratterizzato dalla crescente competizione portata dalle economie emergenti (Bugamelli, Fabiani e Sette, 2008), attuando significativi processi di trasformazione (Banca d'Italia, 2008). Un aspetto cruciale di tale trasformazione è stato l'innalzamento della qualità dei prodotti (*upgrading*).

La misurazione dell'*upgrading* incontra tuttavia una serie di problemi, riconducibili sia alla metodologia da adottare, sia alla disponibilità dei dati. D'altro canto l'argomento non può essere eluso, anche perché propedeutico a una corretta misurazione della produttività (Hulten, 2000). Per misurare l'*upgrading*, in letteratura si utilizzano misure di input, quale il grado di scolarizzazione formale degli addetti, o, più frequentemente, i valori medi unitari ricavati dai dati aggregati sulle esportazioni (Fabrizio, Igan e Mody, 2007; Hallak e Schott, 2008; Manova e Zhang, 2009).

In questo lavoro, innoviamo rispetto ai metodi usualmente utilizzati in letteratura, cercando di misurare l'*upgrading* delle produzioni italiane in base a quella componente dei prezzi che dovrebbe rappresentare il corrispettivo del maggior valore della produzione, attribuibile ad aspetti tangibili (l'innovazione di prodotto) o intangibili (investimenti sul marchio). Utilizziamo a tal fine dati a livello di impresa, derivanti dalle rilevazioni condotte annualmente dalla Banca d'Italia sulle aziende industriali italiane con almeno 20 addetti, integrate dai dati contabili della Centrale dei Bilanci. L'indagine della Banca d'Italia, in particolare, consente di identificare le imprese che nel corso del periodo 2000-06 hanno adottato cambiamenti di strategia, puntando sulla qualità dei prodotti. In secondo luogo, valutiamo gli effetti delle politiche di *upgrading* sulla performance delle aziende, sia in termini di crescita delle vendite e dell'occupazione (Hall, Lotti e Mairesse, 2007), sia in termini reddituali.

---

<sup>1</sup> Gli autori desiderano ringraziare, per gli utili suggerimenti forniti, Raffaello Bronzini, Matteo Bugamelli, Emanuela Ciapanna, un anonimo referee dei Temi di discussione e i partecipanti al Seminario di analisi economica territoriale tenutosi in Banca d'Italia. Ogni imprecisione rimane ovviamente a carico degli autori.

I nostri risultati suggeriscono che vi è stato un diffuso processo di *upgrading* qualitativo, che in base alle nostre stime spiegherebbe un quarto dell'aumento dei prezzi alla produzione, sarebbe più intenso nei comparti del Made in Italy, quali la moda e la meccanica, e sarebbe riconducibile sia alla componente tangibile sia a quella intangibile. Mostriamo poi che le aziende che hanno realizzato tale *upgrading* hanno accresciuto vendite e occupazione e hanno conseguito un incremento dei margini unitari di profitto.

Il lavoro è così organizzato. Il par. 2 illustra brevemente quei filoni della letteratura che riteniamo siano maggiormente legati al nostro lavoro. La base dati utilizzata, l'indagine della Banca d'Italia sulle imprese industriali, è presentata nel par. 3. Passando alla parte econometrica, il modello è esposto nel par. 4, le stime econometriche dell'*upgrading* sono riportate nel par. 5 e una discussione dei problemi di simultaneità posti dalle stime è contenuta nel paragrafo 6. Il par. 7 discute l'impatto dell'*upgrading* sulla performance aziendale. Seguono le conclusioni.

## **2. Sintesi della letteratura collegata**

Questo lavoro si ricollega a due distinti filoni di letteratura. Poiché vuole misurare l'*upgrading* delle produzioni, è collegato a quei lavori che hanno prodotto dei risultati in tale ambito. Utilizzando informazioni relative alle innovazioni di prodotto, si ricollega anche alla letteratura su tali innovazioni e sui loro effetti.

### *2.1 Modalità di misurazione dell'upgrading*

Nell'ambito del commercio internazionale, la qualità dei prodotti è sovente misurata dai valori medi unitari delle esportazioni, ottenuti dal rapporto tra il valore di un gruppo di beni esportati e la loro quantità (solitamente il loro peso). Prescindendo dalla circostanza che questa variabile non fornisce informazioni sui beni collocati sui mercati domestici, essa rappresenta comunque solo un'approssimazione dei veri prezzi dei prodotti esportati, perché calcolata rispetto a un gruppo merceologico, di cui misura indicativamente il prezzo medio senza distinguere tra le diverse tipologie di beni inclusi (sull'utilizzo dei valori medi unitari e sui loro limiti, si vedano Hallak, 2006; Hallak e Schott, 2008; Lissovolik, 2008; Manova e Zhang, 2009; Khandelwal, 2010).

Se si ripercorre il recente dibattito sulle competitività internazionale dell'Italia, l'interpretazione del declino era stata alimentata soprattutto dalle statistiche sull'andamento dei valori medi unitari delle esportazioni, che suggerivano una caduta delle quote di mercato italiane espresse a prezzi costanti, mentre la tenuta delle quote a prezzi correnti era

ricondata alla dinamica molto elevata dei prezzi all'export. Utilizzando dati a livello di impresa, Bugamelli (2007) ha invece mostrato che i valori medi unitari delle esportazioni hanno sovrastimato significativamente la dinamica dei prezzi praticati dalle imprese italiane sui mercati esteri e che, sulla base dei prezzi opportunamente ricalcolati, l'andamento delle quote di mercato dell'Italia a valori costanti risulterebbe migliore, seppure confermandosi sensibilmente inferiore rispetto a quello di Francia e Germania.

Altre misure di *upgrading* si basano sulle caratteristiche della tecnologia e degli input produttivi, nel presupposto che il miglioramento della qualità della produzione debba essere supportato da appropriati investimenti in R&S e tecnologia e da un'adeguata dotazione di capitale umano degli addetti. Quanto al capitale umano, è spesso misurato dal grado di scolarizzazione formale degli addetti (*skill upgrading*). Il limite delle misure di scolarizzazione deriva dalla circostanza che una parte del *know-how* di un lavoratore viene accumulata tramite l'apprendimento sul posto di lavoro (e non è perciò rilevabile dalle statistiche sul grado di istruzione); questo limite è particolarmente rilevante proprio nei settori tipici del Made in Italy (tra cui la moda e la meccanica), dove prevalgono tradizioni artigianali trasmesse sul campo come "saper fare" (Quintieri, 2007).

D'altro canto, misurare la qualità dei beni è operazione complessa. La qualità dei beni incorpora, infatti, aspetti di diversa natura, riconducibili al miglioramento della funzionalità dei prodotti, alle loro caratteristiche intrinseche, allo sviluppo dell'assistenza post vendita, ecc. Piuttosto che misurare la qualità "oggettiva" di un bene, è pertanto preferibile misurarne la qualità "percepita" dai consumatori, tramite il prezzo di vendita che essi pagano per ottenere il bene (Fabrizio, Igan e Mody, 2007; Caponera, Lugaresi e Riti, 2008). Infatti, un aumento dei prezzi può essere in principio ricondotto anche a un maggior valore dei beni prodotti (Nordhaus, 1997; Hulten, 2000).

In questo lavoro misureremo l'eventuale *upgrading* delle produzioni italiane proprio utilizzando informazioni sui prezzi praticati dalle imprese, cercando di discernere la componente che dovrebbe remunerare l'innovazione di prodotto all'interno di un più ampio insieme di fattori che influiscono sui prezzi.

## 2.2 *Upgrading e performance*

Specialmente a partire dagli anni Novanta vi è stata una crescente diffusione di studi sull'impatto dell'innovazione a livello di impresa, stimolati anche da una maggiore disponibilità di microdati e da più appropriate tecniche econometriche. Nel contempo, si è progressivamente rafforzata la convinzione che l'innovazione possa operare in maniera differenziata, a seconda che investa il processo o il prodotto.

Concentrando l'attenzione sull'innovazione di prodotto, che costituisce più da vicino il focus di questo lavoro, la letteratura empirica è ricca di analisi che ne documentano l'apporto favorevole alla creazione di occupazione. Più di recente, per la Germania Peters (2004) trova un impatto positivo sull'occupazione per l'innovazione di prodotto e negativo per quella di processo; un analogo risultato è fornito, per un gruppo di principali paesi europei, da Harrison *et al.* (2005), secondo i quali, inoltre, l'effetto positivo dell'innovazione di prodotto più che compenserebbe l'effetto opposto delle innovazioni di processo. Per l'Italia, in base a recenti contributi, l'effetto sarebbe di segno parimenti positivo, ma attenuato nell'entità. Utilizzando dati di Mediocredito-Capitalia, Piva e Vivarelli (2005) documentano un contributo favorevole, sebbene debole, dell'innovazione di prodotto; con la medesima base dati, aggiornata con le informazioni più recenti, Hall, Lotti e Mairesse (2007) suddividono la creazione di occupazione in una componente dovuta ai nuovi prodotti e in un'altra riferibile agli articoli già esistenti, trovando che i contributi delle due componenti sono pressoché analoghi, ma anche che l'impatto complessivo è inferiore a quello registrato in altri paesi europei.

Effetti positivi sono stati trovati invece meno frequentemente per la redditività. L'*upgrading*, infatti, comporta dei costi. Affinché un prodotto nuovo o migliorato possa essere immesso con successo sul mercato, è necessario svolgere varie attività, come analisi di mercato, ricerca e sviluppo, design, test di produzione (Nås e Leppälähti, 1997), adeguare i metodi di produzione, di vendita e, più in generale, l'organizzazione, al fine di realizzarne l'opportuno adattamento con le strategie (Milgrom e Roberts, 1995). Il riposizionamento strategico deve così essere supportato anche da nuovi investimenti, in beni materiali e immateriali. Affinché la redditività ne benefici, questi costi devono essere più che bilanciati dai ricavi addizionali generati dalla nuova domanda. Nella letteratura empirica vi sono certamente evidenze a sostegno di un miglioramento reddituale riconducibile all'attività innovativa, ma non univoche (Geroski, Machin e van Reenen, 1993; Love, Roper e Du, 2009). Per limitarci agli studi più recenti, Cefis e Ciccarelli (2005) trovano per un campione di aziende inglesi un impatto favorevole delle attività innovative sui profitti, che tende però a contrarsi nel corso del tempo. Koellinger (2008), su un campione di aziende europee, mostra che solo l'innovazione di prodotto si riflette favorevolmente sulla profittabilità.

Meno diffusi sono gli studi sull'impatto di altre attività di marketing legate alla componente intangibile del prodotto. Più di recente, Madden, Fehle e Fourier (2006) hanno trovato che gli investimenti sul marchio si riflettono positivamente sul valore azionario delle aziende. Corrado, Hulten e Sichel (2006) hanno documentato come una parte rilevante dello stock di capitale impiegato nell'economia statunitense sia rappresentata dalla componente

intangibile legata agli investimenti pubblicitari e in marketing, in grado di contribuire alla crescita del prodotto.

### **3. I dati**

La Banca d'Italia conduce annualmente un'indagine sulle imprese industriali italiane con almeno 20 addetti (da qui in avanti: Invind), somministrando un questionario comprendente informazioni ribadite ogni anno (tra quelle che utilizzeremo in questo lavoro vi è la variazione dei prezzi alla produzione) e altre informazioni monografiche, variabili di anno in anno (di interesse per questo lavoro vi è una sezione sulle strategie delle imprese, predisposta per l'indagine sul 2006).<sup>2</sup>

Il campione è stato così costruito: sono state selezionate tutte le imprese presenti in Invind ogni anno tra il 2001 e il 2006, per le quali erano disponibili anche informazioni di bilancio nell'archivio della Centrale dei Bilanci<sup>3</sup>. Sono state ulteriormente selezionate le aziende che hanno fornito risposte valide sia alla sezione monografica Invind del 2006 sulle strategie adottate, sia alle domande sulla dinamica dei prezzi formulate nel corso dell'intero periodo in esame.<sup>4</sup> Nel complesso si è ottenuto un campione chiuso di 475 aziende.

Le imprese sono state distinte in due gruppi, a seconda che abbiano o meno cambiato strategia tra il 2000 e il 2006, introducendo significative innovazioni di prodotto, cioè, per usare le parole dell'Indagine, apportando "rilevanti variazioni nella gamma dei prodotti offerti" o "investendo di più sul proprio marchio".<sup>5</sup> Non sono state invece incluse tra le aziende che hanno introdotto innovazioni di prodotto quelle che hanno "in prevalenza internazionalizzato", perché l'internazionalizzazione, ai nostri fini, costituisce un'innovazione di processo e non di prodotto, finalizzata a ridurre i costi, in particolare beneficiando di un minore costo del lavoro.

---

<sup>2</sup> Per maggiori informazioni su Invind e in particolare sulla sezione monografica predisposta per la rilevazione sul 2006, si veda Banca d'Italia (2007).

<sup>3</sup> Questa integrazione si è resa necessaria perché in Centrale dei Bilanci (e non in Invind) sono disponibili alcuni dati (valore aggiunto, redditività) che saranno usati nel corso dell'analisi.

<sup>4</sup> Nella costruzione del campione si sono adottati anche i seguenti accorgimenti: si sono escluse le code al 2 per cento della distribuzione delle variazioni dei prezzi; si sono considerate solo le aziende che hanno riportato l'informazione sulla variazione dei prezzi per almeno metà del periodo, imputando per la restante parte la variazione media delle segnalazioni effettuate.

<sup>5</sup> Utilizzeremo indifferentemente i termini "aziende che hanno introdotto innovazioni di prodotto" e "aziende che hanno cambiato strategia" per indicare, appunto, le aziende che hanno cambiato strategia puntando sulla qualità, con innovazioni di prodotto tangibili e intangibili.

Circa il 45 per cento delle aziende ha dichiarato di avere cambiato strategia nel periodo 2000-06, più spesso apportando rilevanti variazioni nella gamma dei prodotti offerti e, in secondo luogo, dedicando maggiori risorse all'affermazione del marchio (tav. 1).<sup>6</sup> L'incidenza delle aziende che hanno modificato la strategia è maggiore nel Nord Ovest e nel Centro e tra le aziende minori.<sup>7</sup> In tutti i settori l'innovazione tangibile di prodotto è stata più frequente di quella intangibile, basata sugli investimenti nel marchio; nel comparto della moda, comunque, l'incidenza delle imprese che hanno accresciuto gli investimenti sul marchio, pari a quasi il 20 per cento, è risultata più elevata nel confronto con gli altri settori.

L'analisi descrittiva mostra che le aziende che hanno cambiato strategia hanno praticato modifiche dei prezzi alla produzione superiori nel confronto con le imprese che non hanno effettuato cambiamenti di strategia, dello 0,4 per cento all'anno (tav. 2). Questo differenziale è positivo, con talune differenze d'intensità, in ogni area geografica e ogni classe dimensionale; è concentrato nei principali comparti di specializzazione dell'Italia, quali l'industria della moda e della meccanica.

Per le aziende che hanno cambiato strategia, inoltre, sono saliti a un ritmo più elevato la produttività del lavoro in termini nominali (4,6 contro 2,0 per cento), l'occupazione (0,6 contro 0,2 per cento) e il capitale fisso per addetto (7,6 contro 4,0 per cento) (tavv. 3-6).

Quanto agli indicatori di redditività, infine, nel corso del periodo in esame, seppure in un contesto di complessivo ridimensionamento della redditività, l'esito delle aziende che hanno cambiato strategia è divenuto progressivamente più favorevole nel confronto con le altre (tav. 7).

---

<sup>6</sup> Le analisi descrittive che presenteremo in questo lavoro possono differire da quelle riportate in Banca d'Italia (2007) essenzialmente per due ordini di motivi. *i)* Il numero di imprese che utilizzeremo in questo lavoro è minore rispetto a quelle che hanno partecipato all'Indagine sul 2006, perché le finalità dell'analisi ci hanno portato a costruire un campione chiuso per il periodo 2000-06 (mentre la numerosità campionaria di Invind è cresciuta nel corso di tale periodo) e ad integrare i dati con quelli della Centrale dei Bilanci (tuttavia alcune imprese rilevate in Invind non sono presenti negli archivi della Centrale). *ii)* Nella nostra analisi per identificare l'*upgrading* della produzione non considereremo tra le aziende che hanno cambiato strategia quelle che hanno prevalentemente internazionalizzato.

<sup>7</sup> L'incidenza delle aziende di maggiore dimensione salirebbe se vi includessimo anche quelle che hanno in prevalenza internazionalizzato.

#### 4. Il modello

Il nostro obiettivo è quello di quantificare l'impatto del mutamento di strategia sulla dinamica dei prezzi dell'output<sup>8</sup> (e così misurare l'*upgrading*). Dobbiamo pertanto tenere conto di altri fattori che influiscono sui prezzi, riconducibili alla domanda, ai costi, alla produttività e al potere di mercato (Bugamelli, Fabiani e Sette, 2008). In un modello standard di concorrenza imperfetta, l'equilibrio con massimizzazione dei profitti dell'impresa si ha fissando un prezzo ( $P_{it}$ ) con un mark-up ( $m_{it}$ ) sui costi marginali ( $c_{it}$ )

$$P_{it} = m_{it} * c_{it}$$

dove gli indici  $i$  e  $t$  si riferiscono rispettivamente all'impresa e al periodo temporale considerato. Prendendo i logaritmi e differenziando si ottiene la seguente equazione:

$$\Delta \log P_{it} = \Delta \log m_{it} + \Delta \log c_{it}$$

che riconduce la dinamica dei prezzi a quella dei costi e del mark-up.

Per quanto riguarda il primo fattore, la produzione di varietà di maggior pregio, all'interno di un determinata categoria merceologica, può richiedere l'utilizzo di input più qualificati e maggiori investimenti in ricerca e sviluppo, beni capitali e marketing.

Rispetto al secondo fattore di crescita dei prezzi, nei modelli di concorrenza monopolistica (si veda, ad esempio, Dixit e Stiglitz, 1977) l'incremento del markup si verifica quando l'impresa riesce a ricollocare il proprio prodotto in segmenti di mercato denotati da una minore elasticità di sostituzione tra le diverse varietà di beni offerti. Dal momento che tale caratteristica viene tipicamente riscontrata nei segmenti superiori del mercato, è lecito attendersi che il miglioramento qualitativo possa mediamente tradursi in un incremento del potere di mercato dell'impresa, catturato dal coefficiente di mark-up sul costo marginale.

---

<sup>8</sup> Ci riferiamo alla variazione dei prezzi media annua nel periodo 2000-06. Rimane aperta la questione se l'impatto sui prezzi sia stato di tipo statico o invece di tipo dinamico. Rispondere a tale domanda, tuttavia, non ci è possibile, perché il quesito posto alle imprese non consente di identificare l'anno in cui è stata modificata la strategia all'interno del periodo 2000-2006. In particolare, le innovazioni potrebbero essere state introdotte in maniera uniforme nell'arco di tempo considerato o avrebbero potuto invece concentrarsi in determinati anni.

## 5. Le stime econometriche dell'*upgrading*

Al fine di quantificare l'impatto del mutamento di strategia sulla dinamica dei prezzi dell'output (e così misurare l'*upgrading*), utilizzando il panel (circa 450 aziende per 6 anni) sopra descritto, è stata sottoposta a stima la seguente equazione:

$$\Delta \log P_{it} = c + \delta_t + \alpha_s + \lambda' Z_{st} + \mu_g + \gamma ST_i + \beta' \Delta X_{it-1} + u_{it} \quad (1)$$

dove gli indici  $i$ ,  $t$ ,  $s$  e  $g$  individuano rispettivamente l'impresa, il periodo, il settore a cui appartiene l'impresa e l'area geografica dove essa è localizzata, e dove:

- $\Delta \log P_{it}$  è la variazione percentuale annua dei prezzi medi di vendita praticati dall'impresa sul mercato;
- $\delta$ ,  $\alpha$  e  $\mu$  sono degli effetti fissi di periodo, settore (Ateco a 3 cifre) e area geografica di localizzazione dell'impresa;
- $ST$  è una variabile binaria posta pari a uno se l'impresa ha dichiarato di avere cambiato, nel periodo 2000-06, la propria strategia di posizionamento sul mercato modificando la gamma dei prodotti o investendo su marchi propri. Sotto l'assunzione che le innovazioni di prodotto siano state introdotte in maniera uniforme all'interno del periodo considerato, il coefficiente  $\gamma$  fornisce una misura del divario tra tasso annuo di crescita dei prezzi mediamente registrato nel periodo tra le imprese che hanno mutato strategia e le rimanenti imprese;
- $X$  ( $Z$ ) è un vettore di variabili aziendali (settoriali) *time-varying* che possono avere effetti sulla dinamica dei prezzi (tramite fattori di costo e di markup) ed essere allo stesso tempo correlate con  $ST$ , rispetto alle quali è quindi necessario controllare al fine di ottenere delle stime corrette del parametro di interesse  $\gamma$ ;
- $u$  è un termine di disturbo casuale incorrelato con  $ST$ ,  $X$  e  $Z$ .

La colonna (a) della tavola 8 riporta la stima del coefficiente  $\gamma$  ottenuta con il metodo dei minimi quadrati ordinari (OLS) a partire da una specificazione in cui si sono inseriti come variabili di controllo unicamente degli effetti fissi di anno, area geografica, settore (ATECO a 3 cifre) e classe dimensionale dell'azienda

Il valore stimato per il parametro di interesse implica che, nel confronto con le imprese appartenenti al medesimo settore e classe dimensionale e localizzate nella stessa area geografica, le aziende che hanno modificato la propria strategia hanno registrato una dinamica dei prezzi di vendita più sostenuta, con un scarto pari a 0,45 punti percentuali

l'anno nella media del periodo 2002-2006. L'effetto è di entità rilevante e altamente significativo in termini statistici.

Al fine di migliorare la robustezza dell'equazione di stima rispetto alla presenza di possibili variabili omesse, si sono successivamente introdotte le variabili dummy di interazione tra settore economico (Ateco a 2 cifre) e anno. In tal modo è possibile controllare la presenza di trend temporali differenziati tra settori - le variabili indicate con  $Z_{st}$  nella (1) - legati a specifiche evoluzioni dei fattori di costo, domanda o del grado di competizione nelle diverse branche.<sup>9</sup> I risultati, esposti nella colonna (b) della tavola 8, mostrano come la stima dell'effetto sui prezzi esercitato dal cambiamento strategico appaia essenzialmente invariata rispetto al modello di partenza.

La colonna (c) riporta i risultati ottenuti utilizzando la precedente specificazione del modello, ma tenendo conto in questo caso del *clustering* delle osservazioni a livello di singola impresa nel calcolare gli standard error delle stime: anche a fronte di un aumento dell'errore standard, il coefficiente di interesse permane significativamente diverso da zero. Ulteriori analisi di robustezza, i cui risultati non sono riportati per brevità, hanno visto l'impiego - per alcuni comparti per i quali era disponibile un numero sufficiente di imprese - di *dummy* definite a livello di Ateco a 4 cifre. La specificazione adottata si è mostrata robusta a questa differente definizione dei settori, producendo una conferma dei risultati ottenuti con le *dummy* Ateco a 3 cifre. Inoltre, sono state replicate le stime anche sul campione aperto, che consente di accrescere il numero di imprese, sebbene con dati non disponibili per tutti gli anni: anche in questo caso i risultati sono rimasti sostanzialmente invariati.

La colonna (d) della tavola 8 riporta la stima del coefficiente  $\gamma$  ottenuta a partire da una versione estesa del modello in cui si tiene conto, oltre che degli effetti fissi e dei trend di settore considerati nella specificazione precedente, di un ulteriore insieme di variabili di controllo, che presentano una dinamica temporale a livello della singola impresa. Nella scelta di tali variabili si è fatto riferimento alla specificazione empirica dell'equazione dei prezzi utilizzata recentemente in Bugamelli, Fabiani e Sette (2008), che include controlli per gli shock provenienti sia dal lato della domanda, sia da quello dell'offerta.

Tra le variabili figurano la variazione del costo unitario del lavoro e della produttività del lavoro, al fine di controllare per possibili impatti differenziati sul versante dei costi di produzione; tenendo conto dei possibili ritardi con cui tali variabili influenzano i prezzi di vendita, i due indicatori sono introdotti con riferimento all'anno precedente. Tra i rimanenti

---

<sup>9</sup> Una specificazione alternativa, che prevedeva l'introduzione di trend lineari per ciascuna branca Ateco a 3 cifre, ha prodotto risultati analoghi.

regressori, la variazione della dimensione aziendale consente di catturare effetti dinamici nel periodo analizzato non colti dalle *dummy* dimensionali.

Si sono infine inclusi due indicatori di internazionalizzazione, commerciale (quota delle esportazioni sul fatturato) e produttiva (una *dummy* pari a uno se l'impresa ha dichiarato di realizzare all'estero parte della produzione). La variabile che misura l'internazionalizzazione commerciale è inserita al fine di cogliere l'eterogeneità nella dinamica dei prezzi osservata a livello aziendale che può derivare dall'esistenza di eventuali differenze nell'andamento dei prezzi sui mercati esteri e su quello interno. La *dummy* di internazionalizzazione produttiva mira invece a cogliere un'innovazione di processo finalizzata alla riduzione dei costi del lavoro, che può pertanto impattare sui prezzi agendo dal lato dei costi.

I risultati della stima della specificazione maggiormente estesa del modello, riportati nella colonna (d), confermano pienamente le stime precedentemente ottenute per *ST*, in termini di entità e significatività statistica.

I coefficienti delle variabili di controllo, pur presentando generalmente il segno atteso, non risultano statisticamente significativi agli usuali livelli di riferimento, fatta eccezione per la crescita dimensionale. Tale risultato è riconducibile essenzialmente al fatto che la specificazione di partenza prevede già un insieme particolarmente esteso di controlli.<sup>10</sup>

Al fine di mettere in luce eventuali differenze tra le imprese che hanno agito soprattutto sulla componente tangibile del prodotto rispetto a quelle che hanno prevalentemente investito sul marchio,<sup>11</sup> l'equazione (1) è stata successivamente ristimata suddividendo la variabile binaria *ST* in due variabili riferite alle due ipotesi alternative. I risultati, esposti nella colonna (e) della tav. 8, mostrano come l'impatto sulla dinamica dei prezzi sia risultato sostanzialmente simile, la differenza tra i due coefficienti non risultando statisticamente significativa.

I risultati ottenuti sono stati ulteriormente approfonditi stimando il modello su quattro sottocampioni di imprese individuati in base al macro-settore di appartenenza. In particolare sono stati considerati due comparti tipici del Made in Italy - la moda (tessile e abbigliamento; cuoio e calzature) e la meccanica -, il comparto chimico e un quarto aggregato residuale. Le stime presentano differenze apprezzabili tra i settori (tav. 9). Utilizzando la specificazione più estesa dell'equazione di stima, l'impatto più elevato sui prezzi si osserva nell'industria

---

<sup>10</sup> Ad esempio, variabili come la quota dell'export sui ricavi e l'internazionalizzazione sono fortemente correlate con la dimensione aziendale, di cui si tiene già conto nell'equazione di base mediante uno specifico insieme di variabili *dummy*.

<sup>11</sup> Le quali costituiscono due ipotesi mutuamente esclusive nel questionario sottoposto alle aziende.

meccanica (poco meno di un punto percentuale). Nel comparto della moda il coefficiente è pari a circa 5 decimi di punti percentuali, ma è stimato in maniera poco precisa, non risultando significativo. Nei due rimanenti settori l'effetto della strategia di qualità appare meno significativo. Anche per tali disaggregazioni settoriali si sono stimati effetti differenziati per le due diverse modalità di innovazione considerate. I risultati mostrano alcune differenze: in particolare nella meccanica l'impatto dell'investimento sul marchio appare superiore rispetto a quello sulla gamma di prodotti, e la differenza è statisticamente significativa. Nel comparto della moda l'effetto stimato risulta positivo e significativo nel caso dell'introduzione di innovazioni nella gamma dei prodotti.

## 6. Il problema della simultaneità

La possibilità di dare un'interpretazione causale alle stime OLS dell'effetto del cambiamento di strategia richiede che sia verificata la condizione di esogeneità di tale variabile di policy aziendale rispetto alla dinamica dei prezzi. Dal momento che sia le scelte strategiche di lungo periodo sia le decisioni sui prezzi di vendita costituiscono aspetti governati dal management aziendale, non è possibile escludere a priori la possibilità che i due tipi di fenomeni siano determinati simultaneamente.

Il problema della scelta endogena della tipologia del prodotto nell'ambito di mercati di concorrenza imperfetta è stato trattato da Mazzeo (2002a) e Seim (2006). Il modello di Seim (2006), che introduce disturbi di tipo idiosincratice nella funzione di pay-off, consente di precisare il problema di simultaneità sopra delineato. In tale modello, il profitto ottenuto dall'impresa a seguito della decisione di entrata in un determinato segmento di mercato è così formulato:

$$\Pi_{il}^m = X_l^m \beta + \xi^m + h(\Gamma_l^m, \mathbf{n}^m) + \varepsilon_{il}^m \quad (2)$$

dove gli indici  $i$ ,  $m$  e  $l$  individuano rispettivamente l'impresa, il segmento di mercato e la località e dove:

- $X_{il}^m$  è un vettore di caratteristiche osservate della domanda nella località  $l$ -esima
- $\xi^m$  è un effetto specifico di mercato che cattura l'effetto di variabili di domanda e di costo non osservabili;

- $h(\Gamma_I^m, \mathbf{n}^m)$  rappresenta un indicatore delle pressioni competitive, in funzione della dissimilarità del prodotto  $m$ -esimo rispetto alle restanti tipologie offerte ( $\Gamma_I^m$ ) e del numero di imprese che offrono le differenti qualità di prodotto ( $\mathbf{n}^m$ );
- $\varepsilon_{il}^m$  è un disturbo stocastico che rappresenta il “tipo” di impresa, introdotto al fine di catturare l’effetto sul pay-off di caratteristiche *firm-specific* riferite ai costi o alla presenza di attività intangibili come la qualità del management o il grado di *customer service*.

Assumendo che lo shock  $\varepsilon_{il}^m$  sia conosciuto all’impresa ma non sia direttamente osservato dai concorrenti, i quali ne conoscono tuttavia la distribuzione di probabilità nella popolazione, Seim (2006) mostra come il modello ammetta un unico equilibrio di Nash di tipo Bayesiano, in cui la probabilità di ingresso dell’impresa in un dato segmento di mercato è funzione delle caratteristiche esogene della domanda, delle pressioni competitive esercitate dai concorrenti e del tipo di impresa.

Uno *shift* in  $\varepsilon_{il}^m$ , comportando una diversa soluzione per il problema di ottimo dell’impresa, si rifletterà infatti sia sulla decisione, in questo caso endogena, di entrare o uscire da un determinato segmento di mercato sia sui prezzi praticati nei segmenti in cui l’impresa è presente.

Quando il mutamento è determinato non da shock di tipo idiosincratice bensì da spostamenti della curva di domanda o da mutamenti nel grado di competitività del mercato (legati, ad esempio, a modifiche nelle politiche di regolamentazione della concorrenza o alla rimozione di barriere di tipo normativo all’entrata), esso può essere qualificato come esogeno, in quanto determinato dalla risposta ottima dell’impresa a mutamenti del contesto di riferimento.

Mazzeo (2002b), nel trattare un problema di simultaneità analogo al caso qui considerato, propone, in linea con la letteratura precedente, una struttura sequenziale per il gioco condotto dalle imprese che competono nel mercato. Nel primo stadio le imprese decidono in maniera irrevocabile in quali mercati entrare e che tipologia di prodotti offrire sulla base della domanda osservata e anticipando il comportamento dei concorrenti. Nel secondo stadio, data la struttura del mercato determinatasi nella fase iniziale, le imprese fissano prezzi e quantità in modo da massimizzare i profitti.

Con riferimento a tale schema sequenziale, variabili che influenzano il comportamento dell’impresa nel primo stadio del gioco competitivo, ma che non hanno un effetto diretto sul

prezzo di vendita una volta che le decisioni in merito all'ingresso sul mercato e alla tipologia di prodotto siano state assunte, possono rappresentare strumenti validi ai fini della stima dell'effetto del *quality upgrading* sulla dinamica dei prezzi di vendita.

Seguendo le argomentazioni di Seim (2006), strumenti plausibili per il cambiamento di strategia sono stati individuati in taluni aspetti della struttura della governance aziendale, da cui può derivare una fonte idiosincratICA di variabilità dei pay-off in grado di influenzare le scelte strategiche operate dall'impresa. In particolare sono state selezionate le seguenti quattro variabili (tratte dalla stessa indagine della Banca d'Italia sulle imprese industriali):

- una variabile *dummy* binaria che specifica se l'azienda fa capo a una persona fisica o a una famiglia proprietaria o controllante (CG). È pertanto una misura del grado di concentrazione del controllo, a prescindere dalla distribuzione delle quote di proprietà: così potrebbe essere maggiormente concentrato il controllo di un'azienda quotata con molti azionisti, in cui esiste però una famiglia che detiene il controllo, piuttosto che quello di una piccola società con più soci che detengono quote paritarie. È una *proxy* della velocità decisionale, e pertanto dovrebbe esercitare un impatto positivo sulla probabilità di cambiamento di strategia da parte dell'impresa;
- due variabili *dummy* che indicano se vi è stato un trasferimento del controllo (CT) nel periodo precedente quello del cambio di strategia (1998-2006), e se questo trasferimento è avvenuto nell'ambito della stessa famiglia (FS). Se da un lato nuovi controllanti possono favorire cambiamenti strategici, apportando nuove idee e visioni d'azienda, dall'altro non è indifferente valutare se il trasferimento del controllo è avvenuto nell'ambito della stessa famiglia. Infatti, Bertrand e Schoar (2006) sottolineano come i familiari che ereditano l'impresa possono essere meno propensi ad apportare cambiamenti nelle strategie, non solo perché possono esservi casi di inadeguatezza gestionale (su questo aspetto esistono molte evidenze; per l'Italia, si vedano Cucculelli e Micucci, 2008), ma anche per un malinteso senso di rispetto e lealtà nei confronti dei parenti che gestivano l'azienda. Pertanto il segno atteso è positivo per CT, negativo per FS;
- l'età dell'azienda (AGE), resa discreta mediante una serie di dummies relative alla distribuzione per quartili della variabile, al fine di tenere conto di eventuali non linearità e di correggere per la presenza di outliers nella coda destra della distribuzione. A priori il segno atteso è ambiguo. Da un lato le aziende più giovani non hanno ancora consolidato una cultura aziendale che possa ostacolare il cambiamento, dall'altro il loro mercato di riferimento potrebbe essere meno soggetto al declino e perciò minori dovrebbero essere le spinte a cambiare strategie.

Al fine di valutare la capacità esplicativa degli strumenti rispetto alla decisione di cambiare strategia è stato stimato il seguente modello Probit *cross-section* (in quanto la dipendente non presenta variabilità temporale nel *panel*).

$$ST = CG + CT + FS + AGE\_q2 + AGE\_q3 + AGE\_q4 + controlli \quad (3)$$

i cui risultati sono esposti nella Tavola 10.

Come atteso, troviamo che un cambiamento di strategia è più frequente per le imprese che hanno effettuato un trasferimento del controllo; non così, però, se il trasferimento è avvenuto all'interno della medesima famiglia. I trasferimenti del controllo in favore di manager esterni alla famiglia, pertanto, si accompagnano a cambiamenti strategici. Il segno positivo della variabile CG suggerisce che mutamenti strategici sono più facilmente attuabili quando il controllo è maggiormente concentrato, presumibilmente perché le decisioni non sono ostacolate dalla necessità di trovare l'accordo tra più soggetti e pertanto sono meno esposte alla tirannia dello status quo. Infine, i risultati ottenuti suggeriscono l'esistenza di una relazione non lineare tra cambiamenti di strategia ed età aziendale: la probabilità di cambiare strategia diminuisce dapprima in maniera pronunciata muovendosi dal primo al secondo quartile della distribuzione per classe di età, con un effetto negativo che si attenua successivamente nel corso del ciclo di vita dell'azienda, presumibilmente perché l'azienda ha consolidato una cultura e una strategia che la identificano chiaramente sul mercato. In tutti i casi, l'effetto delle variabili risulta statisticamente significativo.

Facendo uso dell'insieme di variabili strumentali sopra descritto è stata successivamente ottenuta una nuova stima dei parametri del modello (1) con il metodo dei minimi quadrati a due stadi (2SLS).

I risultati, riportati nella colonna (a) della Tavola 11, mostrano come il valore stimato dell'effetto della ristrutturazione sulla crescita dei prezzi sia assai prossimo a quello stimato con il metodo OLS. Allo stesso tempo, la stima 2SLS risulta assai meno precisa, con un errore standard pari a circa 4 volte il livello ottenuto con le stime OLS; di conseguenza non risulta possibile rifiutare l'ipotesi che l'effetto sia statisticamente diverso da zero.

Gli usuali test di specificazione mostrano come la capacità predittiva della regressione di primo stadio risulti adeguata, come indicato dal valore dell' $R^2$  parziale e del test F, il cui valore statisticamente significativo è superiore alla soglia (pari a 10) indicata in letteratura come riferimento al fine di individuare un problema di debolezza degli strumenti (Stock,

Wright e Yogo, 2002). Anche il test di sovra-identificazione di Sargan appare confermare la validità del set di variabili strumentali individuato, escludendo problemi di correlazione tra strumenti e termine di disturbo dell'equazione.

I risultati ottenuti mediante una tecnica IV alternativa, che utilizza come unica variabile strumentale il valore predetto dell'endogenea ottenuto da una regressione Probit di questa sulle variabili strumentali e le variabili esogene presenti nel modello (Angrist e Pischke, 2008), non mostrano differenze apprezzabili rispetto alla stima 2SLS (Tav. 11, colonna (b)).

In presenza di forti mutamenti nel quadro competitivo internazionale determinati dall'innovazione tecnologica e dal rapido incremento del grado di apertura internazionale dei mercati appare plausibile, alla luce delle previsioni del modello teorico a cui si è fatto sopra riferimento, che il cambiamento di strategia attuato da numerose imprese italiane negli anni recenti abbia avuto natura essenzialmente esogena, nascendo come risposta aziendale a uno stimolo proveniente dall'ambiente esterno.

Disponendo di un insieme di strumenti la cui validità appare confermata dai controlli diagnostici, si è provveduto a sottoporre a verifica l'ipotesi di esogeneità del cambiamento di strategia mediante l'usuale test di Hausman. Nel caso in cui l'ipotesi non possa essere rigettata, la preferenza andrebbe accordata ai risultati ottenuti mediante gli stimatori OLS, in quanto consistenti e maggiormente efficienti rispetto agli stimatori basati sulle variabili strumentali.

I risultati dei test, riportati nella Tav. 11 sia per le stime 2SLS che per quelle IV, sono concordi nel fornire scarso supporto a favore dell'ipotesi alternativa di endogeneità del mutamento strategico, come testimoniato da valori del livello di probabilità ( $p$ -value) del test prossimi all'unità.

Sulla base di tali evidenze, riteniamo che la decisione di introdurre caratteristiche innovative a livello di prodotto, nel campione di imprese considerato, abbia avuto carattere esogeno rispetto alla dinamica dei prezzi di vendita, con la conseguenza di poter confermare la validità dei risultati delle stime OLS già discusse nel paragrafo 5.

## **7. Upgrading e performance aziendale**

Con l'obiettivo di qualificare ulteriormente il processo di qualitativo, è stato stimato l'impatto delle strategie considerate su una serie di indicatori di performance dell'impresa:

$$\Delta PERF_{it} = c + \delta_t + \alpha_s + \lambda' Z_{st} + \mu_g + \gamma ST_i + \beta' \Delta X_{it-1} + u_{it} \quad (4)$$

dove  $PERF_{it}$  è, rispettivamente, nelle quattro equazioni stimate, un indicatore di crescita dimensionale, come la variazione percentuale dell'occupazione e del fatturato, o un indicatore di dinamica reddituale, come la variazione assoluta del margine operativo netto sul fatturato e del ROA. Le variabili dipendenti sono le medesime già utilizzate nella specificazione (d) della (1).

Ancora una volta la nostra principale variabile di interesse è rappresentata da  $ST$ , che indica l'eventuale cambio di strategia dell'impresa, attuato modificando la gamma dei prodotti o investendo su marchi propri.<sup>12</sup> Il suo impatto dovrebbe essere positivo almeno sugli indicatori di crescita dimensionale, e sulle vendite in particolare. In un modello standard di competizione imperfetta, un aumento della qualità percepita da parte dei consumatori, e perciò della domanda, dovrebbe consentire un aumento dei prezzi praticati dall'impresa e, entro certi limiti, una stabilità o un aumento delle quantità vendute.

Quanto agli indicatori di redditività, le considerazioni *a priori* sono meno univoche, dipendendo dall'entità dei costi sostenuti per realizzare l'*upgrading*. Da un lato il riposizionamento strategico deve trovare il favore dei consumatori finali; dall'altro, deve essere supportato da nuovi investimenti, in beni materiali e immateriali, nonché da ripensamenti dell'organizzazione aziendale, i cui costi devono essere più che bilanciati dai ricavi aggiuntivi generati dalla nuova domanda. Così, se per alcuni indicatori di redditività (come ad esempio i margini unitari) l'*upgrading* dovrebbe non ambigualmente determinarne un innalzamento, per altri indicatori (quelli tratti dalla parte bassa del conto economico che già include le varie voci di costo, come ad esempio il ROA) l'esito dell'*upgrading* è a priori maggiormente controverso.

Concordemente alle attese, i risultati, esposti nella tav. 12, mostrano come le imprese che hanno cambiato strategia abbiano registrato un tasso di crescita reale annua del fatturato mediamente superiore di circa 1,5 punti percentuali, con un effetto analogo della componente tangibile e di quella intangibile, mostrando come tali imprese siano riuscite ad accrescere in termini reali i ricavi a un ritmo superiore rispetto ai concorrenti che non hanno mutato strategia. La maggiore espansione dell'output trova conferma nella dinamica dell'occupazione, più elevata per il gruppo delle imprese che hanno cambiato strategia.

---

<sup>12</sup> Essendo mutata la variabile dipendente nel modello, in tutti i casi considerati è stata sottoposta nuovamente a verifica l'ipotesi di esogeneità del cambiamento di strategia. I risultati, riportati nell'ultima riga della Tavola 12, conducono nuovamente a escludere la presenza di un problema di endogeneità per tutti gli indicatori di performance considerati.

I risultati sono meno univoci per quanto riguarda gli effetti sulla redditività. La variazione annua dei margini unitari - espressa dal rapporto tra margine operativo netto e le vendite<sup>13</sup> - appare leggermente più sostenuta per le imprese che hanno innovato, con un differenziale pari a circa 4 decimi di punto l'anno. L'effetto del cambiamento di strategia sulla redditività netta del capitale investito (ROA) appare anch'esso positivo, ma nel complesso di entità non significativa (risultati analoghi si ottengono per la redditività delle vendite, ROS). Nel complesso, anche tenendo conto della crescita dimensionale che ne è seguita (l'incremento dei margini unitari di profitto non è infatti andato a discapito delle vendite complessive), possiamo argomentare che l'*upgrading* si sia tradotto in un miglioramento reddituale, anche se, in presenza di un'espansione dell'attivo, l'impatto sul ROA è stato attenuato.

## 8. Conclusioni

In questo lavoro abbiamo analizzato il miglioramento qualitativo delle produzioni (*upgrading*), all'interno di un più generale processo di trasformazione che ha interessato l'industria italiana negli ultimi anni.

Dal punto di vista metodologico, abbiamo mostrato come un'appropriata disponibilità di dati a livello di impresa (in questo caso, l'Indagine della Banca d'Italia sulle imprese industriali, che ricomprende informazioni sui prezzi e le strategie adottate dalle aziende) possa consentire di ottenere una misura dell'intensità dell'*upgrading*, identificando la parte della variazione dei prezzi che rappresenta il corrispettivo per il premio di qualità. È così possibile integrare le evidenze raccolte mediante metodologie alternative, che si basano generalmente sui valori medi unitari all'esportazione e su misure di input nel processo produttivo.

Dal punto di vista empirico, abbiamo trovato evidenza del miglioramento qualitativo delle produzioni realizzato dall'industria italiana, riconducibile sia alla componente tangibile di prodotto, sia a quella intangibile. In base alle nostre stime, un quarto dell'aumento dei prezzi alla produzione nel periodo 2000-06 registrato dalle imprese che hanno innovato la gamma dei prodotti offerti sarebbe stato la controparte per il maggior valore apportato dall'*upgrading*.

---

<sup>13</sup> Risultati analoghi si ottengono considerando il rapporto tra il margine operativo lordo e le vendite.

In base alle evidenze raccolte, l'*upgrading* qualitativo avrebbe stimolato la crescita del fatturato e dell'occupazione. Pur con qualche cautela, è infine possibile sostenere che le strategie finalizzate all'*upgrading* abbiano influenzato positivamente la redditività delle imprese, anche a fronte dei maggiori costi sostenuti per il miglioramento dei prodotti.

## Riferimenti bibliografici

- Angrist J.D., J. Pischke (2008), *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, Princeton University Press.
- Banca d'Italia (2007), "Indagine sulle imprese industriali e dei servizi. Anno di riferimento 2006", *Supplementi al Bollettino Statistico*, Vol. XVIII.
- Banca d'Italia (2008), *Rapporto sulle tendenze del sistema produttivo italiano*, presentato al Convegno "Tendenze del sistema produttivo italiano", Roma, 26-27 novembre.
- Baum C.F., M.E. Schaffer, S. Stillman (2002), "IVREG2: Stata module for extended instrumental variables/2SLS and GMM estimation," *Statistical Software Components*. S425401, Boston College Department of Economics, revised 28 June 2010.
- Bertrand M., A. Schoar (2006), "The Role of Family in Family Firms", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 20, no. 2, pp. 73-96.
- Bugamelli M. (2007), "Prezzi delle esportazioni, qualità dei prodotti e caratteristiche di impresa: un'analisi su un campione di imprese italiane", in Lanza A. e B. Quintieri (a cura di) "Eppur si muove: come cambia l'export italiano", collana *Analisi della Fondazione Manlio Masi* (2007), edizione Rubbettino.
- Bugamelli M., S. Fabiani, E. Sette (2008), "The pro-competitive effect of imports from China: an analysis on firm-level price data", *NBER Working Paper Series*, No 14454.
- Caponera G., S. Lugaresi, A. Riti (2008), "Prezzi delle esportazioni e caratteristiche d'impresa: un'analisi sui dati delle indagini congiunturali sulle PMI di UniCredit-Capitalia", *Economia italiana*, n. 2.
- Cefis E., M. Ciccarelli (2005), "Profit differentials and innovation", *Economics of Innovation and New Technology*, Vol. 14, No. 1-2, pp. 43-61.
- Corrado C.A., C.R. Hulten, D. E. Sichel (2006), "Intangible capital and economic growth", *NBER Working Paper* no. 11948.
- Cucculelli M., G. Micucci G. (2008), "Family succession and firm performance: Evidence from Italian family firms", *Journal of Corporate Finance*, Vol. 14, n. 1, pp. 17-31.
- Dixit A.K, J.E. Stiglitz (1977), "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity", *American Economic Review*, Vol. 67, No. 3, pp. 297-308
- Fabrizio S., D. Igan, A. Mody (2007), "The Dynamics of Product Quality and International Competitiveness," *IMF Working Paper*, No. 07/97.
- Geroski P., S. Machin, J. van Reenen (1993), "The profitability of innovating firms", *Rand Journal of Economics*, Vol. 24, No. 2.
- Hall B.H., F. Lotti, J. Mairesse (2007), "Employment, innovation and productivity: Evidence from Italian microdata", *Temi di discussione del Servizio Studi*, Banca d'Italia, no. 622.
- Hallak J.C. (2006), "Product quality and the direction of trade", *Journal of International Economics*, Vol. 68, pp. 238- 265.
- Hallak J.C., P.K. Schott (2008), "Estimating Cross-Country Differences in Product Quality", *NBER Working Paper* no. 13807.
- Harrison R., J. Jaumandreu, J. Mairesse, B. Peters (2005), "Does Innovation Stimulate Employment? A Firm-Level analysis Using Comparable Micro Data from four European Countries", *Mimeo*, Department of Economics, University Carlos III, Madrid.
- Hulten C.R. (2000), "Total factor productivity: a short biography", *NBER Working Papers Series*, No. 7471.

- Lissovlik B. (2008), "Trends in Italy's Non-price Competitiveness", IMF Working Paper, no. 08/124.
- Love J.H, S. Roper, J. Du (2009), "Innovation, ownership and profitability", *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 27, pp. 424-434.
- Khandelwal, A. (2010), "The Long and Short (of) Quality Ladders", *Review of Economic Studies*, Vol. 77, pp. 1450-1476.
- Koellinger P. (2008), "The Relationship between Technology, Innovation, and Firm Performance: Empirical Evidence on E-Business in Europe", ERIM Report Series, n. 26.
- Madden, T.J., F. Fehle, S. Fournier (2006), "Brands Matter: An Empirical Demonstration of the Creation of Shareholder Value Through Branding", *Journal of the Academy of Marketing Science*, 34(2), 224-235.
- Manova, K., Z. Zhang (2009), "Quality Heterogeneity Across Firms and Export Destinations", NBER Working Paper no. 15342.
- Mazzeo M.J. (2002a), "Product Choice and Oligopoly Market Structure", *RAND Journal of Economics*, Vol. 33, No. 2, pp. 221-242.
- Mazzeo M.J. (2002b), "Competitive Outcomes in Product-Differentiated Oligopoly", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 84(4), pp. 716-728.
- Milgrom P., J.D. Roberts (1995), "Complementarities and Fit: Strategy, Structure and Organizational Change in Manufacturing", *Journal of Accounting and Business*, Vol. 19, pp. 179-208.
- Nås S.O., A. Leppälähti (1997), "Innovation, firm profitability and growth", STEP Report, no. 1.
- Nordhaus W.D. (1997), "Do Real Output and Real Wage Measures Capture reality? The History of Lighting Suggests Not", T. Breshanan and R.J. Gordon (eds.), *The Economics of New Goods, Studies in Income and Wealth*, Vol. 58, Chicago: University of Chicago Press for the National Bureau of Economic Research, pp. 29-66.
- Peters B. (2004), "Employment Effects of Different Innovation Activities: Macroeconometric Evidence", *ZEW Discussion Papers*, 04-73.
- Piva M., M. Vivarelli (2005), "Innovation and Employment: Evidence from Italian Microdata", *Journal of Economics*, Vol. 86(1), pp. 65-83.
- Quintieri B. (2007), "Declino o cambiamento? Il (ri)posizionamento dell'industria italiana sui mercati internazionali", paper presentato al convegno "Trasformazioni dell'industria italiana", ISAE, Roma.
- Seim K. (2006), "An empirical model of firm entry with endogenous product-type choices", *RAND Journal of Economics*, Vol. 37, No. 3, pp. 619-640.
- Stock, J.H., J.H. Wright e M. Yogo (2002), "A Survey of Weak Instruments and Weak Identification in Generalized Method of Moments," *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 20(4), pp. 518-29.

## TAVOLE

Tav. 1

### Strategie delle imprese manifatturiere (in percentuale del numero di imprese)

Voci	L'azienda non ha cambiato la propria strategia (nel periodo 2000-06)	L'azienda ha cambiato la propria strategia (nel periodo 2000-06)		
		di cui:		di cui:
		<i>in prevalenza con l'introduzione di rilevanti variazioni nella gamma dei prodotti offerti</i>	<i>investendo di più sul proprio marchio</i>	
Totale	55,8	44,2	30,0	14,2
<b>Area geografica</b>				
Nord Ovest	49,7	50,3	38,1	12,2
Nord Est	60,3	39,7	28,9	10,8
Centro	50,0	50,0	33,3	16,7
Sud	65,8	34,2	15,9	18,2
<b>Settori</b>				
Tessile, abbigliamento, cuoio e calzature	50,8	49,2	30,2	19,0
Coke, chimica, gomma e plastica	67,4	32,6	29,6	9,0
Meccanica	52,0	48,0	37,0	11,0
Altre industrie manifatturiere	57,8	48,2	24,6	17,6
<b>Classe dimensionale</b>				
20-99 addetti	49,8	50,2	29,4	20,8
100-199 addetti	54,0	46,0	37,6	8,4
Oltre 200 addetti	61,8	38,2	25,3	12,9

Fonte: elaborazioni su dati Banca d'Italia, *Indagine sulle imprese dell'industria in senso stretto*. Campione chiuso di 475 aziende.

**Prezzi e strategie delle imprese manifatturiere**  
(variazioni percentuali medie annue 2001-2006)

Voci	L'azienda non ha cambiato la propria strategia	L'azienda ha cambiato la propria strategia		
		di cui: <i>in prevalenza con l'introduzione di rilevanti variazioni nella gamma dei prodotti offerti</i>	di cui: <i>in prevalenza investendo di più sul proprio marchio</i>	
Totale	1,6	2,0	2,0	2,1
<b>Area geografica</b>				
Nord Ovest	1,3	2,0	1,9	2,3
Nord Est	1,6	1,8	1,6	2,3
Centro	1,4	2,2	2,3	1,8
Sud	2,1	2,2	2,4	2,0
<b>Settori</b>				
Tessile, abbigliamento, cuoio e calzature	1,6	2,0	2,0	2,1
Coke, chimica, gomma e plastica	2,0	2,0	2,5	0,7
Meccanica	1,3	2,2	2,1	2,5
Altre industrie manifatturiere	1,8	1,8	1,7	2,0
<b>Classe dimensionale</b>				
20-99 addetti	1,8	2,1	1,9	2,4
100-199 addetti	1,8	2,0	2,2	1,6
Oltre 200 addetti	1,3	1,9	2,0	1,9

Fonte: elaborazioni su dati Banca d'Italia, *Indagine sulle imprese dell'industria in senso stretto*. Campione chiuso di 475 aziende.

**Principali variabili delle imprese manifatturiere**  
(variazioni percentuali medie annue 2001-2006)

Voci	L'azienda non ha cambiato la propria strategia	L'azienda ha cambiato la propria strategia		
			di cui: <i>in prevalenza con l'introduzione di rilevanti variazioni nella gamma dei prodotti offerti</i>	di cui: <i>in prevalenza investendo di più sul proprio marchio</i>
Prezzi	1,6	2,0	2,0	2,1
Valore aggiunto pro capite	2,0	4,6	4,9	4,1
Occupazione	0,2	0,6	0,8	0,2
Capitale fisso per addetto	4,0	7,6	8,6	5,4

Fonte: Banca d'Italia, *Indagine sulle imprese dell'industria in senso stretto*, e Centrale dei Bilanci. Campione chiuso di 475 aziende. Dati provvisori.

**Prezzi e strategie delle imprese manifatturiere, per anno**  
(variazioni percentuali sull'anno precedente)

Voci	2001	2002	2003	2004	2005	2006
L'azienda non ha cambiato strategia	1,9	0,7	0,6	1,4	1,9	3,0
L'azienda ha cambiato strategia	2,0	1,6	0,8	2,3	2,4	3,0
<i>in prevalenza con l'introduzione di rilevanti variazioni nella gamma dei prodotti offerti</i>	2,0	1,2	0,9	2,2	2,7	3,0
<i>in prevalenza investendo di più sul proprio marchio</i>	2,1	2,5	0,7	2,4	1,9	2,9

Fonte: Elaborazioni su dati Banca d'Italia, *Indagine sulle imprese dell'industria in senso stretto*. Campione chiuso di 475 aziende.

Tav. 5

**Ricavi e strategie delle imprese manifatturiere, per anno**  
(variazioni percentuali sull'anno precedente)

Voci	2001	2002	2003	2004	2005	2006
L'azienda non ha cambiato strategia	6,5	2,5	-0,2	5,0	4,0	7,7
L'azienda ha cambiato strategia	5,6	3,8	0,9	4,8	3,5	11,2
<i>in prevalenza con l'introduzione di rilevanti variazioni nella gamma dei prodotti offerti</i>	5,1	3,2	1,6	4,5	3,4	12,1
<i>in prevalenza investendo di più sul proprio marchio</i>	6,5	5,1	-0,6	5,5	3,9	9,2

Fonte: Elaborazioni su dati Banca d'Italia, *Indagine sulle imprese dell'industria in senso stretto*, e Centrale dei Bilanci. Campione chiuso di 475 aziende.

Tav. 6

**Occupazione e strategie delle imprese manifatturiere, per anno**  
(variazioni percentuali sull'anno precedente)

Voci	2001	2002	2003	2004	2005	2006
L'azienda non ha cambiato strategia	3,0	0,0	-0,1	-1,1	-0,2	0,1
L'azienda ha cambiato strategia	1,7	1,0	0,3	0,2	0,1	0,6
<i>in prevalenza con l'introduzione di rilevanti variazioni nella gamma dei prodotti offerti</i>	2,3	0,9	0,1	0,7	0,3	0,7
<i>in prevalenza investendo di più sul proprio marchio</i>	0,5	1,2	0,5	-0,9	-0,3	0,4

Fonte: Elaborazioni su dati Banca d'Italia, *Indagine sulle imprese dell'industria in senso stretto*. Campione chiuso di 475 aziende.

**Redditività e strategie delle imprese manifatturiere, per anno**  
(valori percentuali)

VOCI	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
<b>Return on Assets (ROA)</b>							
L'azienda non ha cambiato strategia		5,1	4,5	3,7	4,6	4,0	4,2
L'azienda ha cambiato strategia		4,9	4,8	4,2	4,4	3,9	4,6
<i>in prevalenza con l'introduzione di rilevanti variazioni nella gamma dei prodotti offerti</i>		4,8	4,6	4,0	4,0	3,9	4,7
<i>In prevalenza investendo di più sul proprio marchio</i>		5,0	5,2	4,5	5,3	3,8	4,2
<b>Return on Sales (ROS)</b>							
L'azienda non ha cambiato strategia		4,6	4,2	3,5	4,8	3,7	3,9
L'azienda ha cambiato strategia		4,0	4,0	3,5	3,9	3,3	4,0
<i>in prevalenza con l'introduzione di rilevanti variazioni nella gamma dei prodotti offerti</i>		4,0	4,0	3,5	3,6	3,4	4,1
<i>In prevalenza investendo di più sul proprio marchio</i>		4,0	3,9	3,4	4,5	3,2	3,8
<b>Margine operativo lordo sulle vendite</b>							
L'azienda non ha cambiato strategia		11,0	10,7	9,6	9,7	9,0	8,3
L'azienda ha cambiato strategia		10,2	10,4	9,9	9,7	8,8	9,3
<i>in prevalenza con l'introduzione di rilevanti variazioni nella gamma dei prodotti offerti</i>		9,8	9,8	9,1	9,3	8,7	9,3
<i>In prevalenza investendo di più sul proprio marchio</i>		11,0	11,9	11,6	10,5	9,1	9,4

Fonte: Elaborazioni su dati Banca d'Italia, *Indagine sulle imprese dell'industria in senso stretto*, e Centrale dei Bilanci. Campione chiuso di 475 aziende.

**Variazione % annua dei prezzi di vendita: stime OLS per il totale manifatturiero**

Variabili indipendenti e statistiche	(a)		(b)		(c)		(d)		(e)	
	Coeff.	St. err.	Coeff.	St. err.	Coeff.	St. err.	Coeff.	St. err.	Coeff.	St. err.
L'impresa ha cambiato strategia	0,447***	0,159	0,447***	0,156	0,447**	0,224	0,459***	0,163		
di cui:										
<i>in prevalenza con l'introduzione di rilevanti variazioni nella gamma dei prodotti offerti</i>									0,471***	0,174
<i>in prevalenza investendo di più sul proprio marchio</i>									0,438*	0,247
Quota % export/fatturato							-0,001	0,003	-0,001	0,003
Dummy delocalizzazione							0,033	0,220	0,031	0,220
Var. % produttività del lavoro (t-1)							-0,003	0,005	-0,003	0,005
Var. % Costo unit. del lavoro (t-1)							0,017	0,011	0,017	0,011
Var. % Dimensione impresa (t-1)							0,019*	0,011	0,018	0,011
Osservazioni	2.581		2.581		2.581		2.125		2.125	
R <sup>2</sup>	0,150		0,225		0,225		0,232		0,232	

Fonte: Elaborazioni su dati Banca d'Italia, *Indagine sulle imprese dell'industria in senso stretto*, e Centrale dei Bilanci.

Dovendo includere variabili differenziate ritardate per cui non si disponeva di osservazioni sufficienti per gli anni anteriori al 2000, il periodo di stima considerato va dal 2002 al 2006. Tutte le regressioni includono variabili *dummy* per anno, settore (Ateco a 3 cifre), dimensione (fino a 99 addetti, da 100 a 199, da 200 a 499 e oltre 500 addetti) e ripartizione geografica (Nord Ovest, Nord Est, Centro, Sud e Isole). Le stime degli standard error sono robuste alla presenza di eteroschedasticità. Al fine di contenere l'influenza degli *outliers* sulle stime, sono state eliminate le osservazione che presentavano valori della variazione dei prezzi di vendita inferiori al 1° o superiori al 99° percentile della distribuzione campionaria dell'indicatore. \*, \*\* e \*\*\* indicano, rispettivamente, significatività statistica al livello del 10, 5 e 1 per cento. (b) La regressione include anche dummies per l'interazione tra anno e settore (ATECO a 2 cifre). (c) Specificazione come in (b) ma con standard errors robusti calcolati assumendo clustering a livello di singola impresa. (d) La regressione include anche dummies per l'interazione tra anno e settore (ATECO a 2 cifre).

### Variazione % annua dei prezzi di vendita: stime OLS per settore

Variabili indipendenti e statistiche	Tessile, abbigliamento, cuoio e calzature		Coke, chimica, gomma e plastica		Meccanica		Altre industrie manifatturiere	
	Coeff.	St. err.	Coeff.	St. err.	Coeff.	St. err.	Coeff.	St. err.
L'impresa ha cambiato strategia	0,427	0,397	-0,330	0,504	1,051***	0,302	0,066	0,253
Osservazioni	312		267		682		864	
R <sup>2</sup>	0,241		0,233		0,306		0,232	
L'impresa ha cambiato strategia								
di cui:								
<i>in prevalenza con l'introduzione di rilevanti variazioni nella gamma dei prodotti offerti</i>	0,955*	0,467	0,108	0,519	0,818***	0,308	0,072	0,269
<i>in prevalenza investendo di più sul proprio marchio</i>	-0,297	0,560	-1,378*	0,779	1,666**	0,482	0,057	0,383
Osservazioni	312		267		682		864	
R <sup>2</sup>	0,252		0,243		0,310		0,233	

Fonte: Elaborazioni su dati Banca d'Italia, *Indagine sulle imprese dell'industria in senso stretto*, e Centrale dei Bilanci.

Tutte le regressioni includono variabili *dummy* per anno, settore (Ateco a 3 cifre), dimensione (fino a 99 addetti, da 100 a 199, da 200 a 499 e oltre 500 addetti), ripartizione geografica (Nord Ovest, Nord Est, Centro, Sud e Isole) e per l'interazione tra anno e settore (ATECO a 2 cifre). Sono inoltre incluse le seguenti variabili, già riportate in tavola 8: Quota % export/fatturato; Dummy delocalizzazione; Var. % Produttività del lavoro (t-1); Var. % Costo unit. del lavoro (t-1); Var. % Dimensione impresa (t-1). Le stime degli standard error sono robuste alla presenza di eteroschedasticità. Al fine di contenere l'influenza degli *outliers* sulle stime, sono state eliminate le osservazione che presentavano valori della variazione dei prezzi di vendita inferiori al 1° o superiori al 99° percentile della distribuzione campionaria dell'indicatore. \*, \*\* e \*\*\* indicano, rispettivamente, significatività statistica al livello del 10, 5 e 1 per cento.

---

**Regressione probit. Variabile dipendente: cambiamento di strategia**


---

Variabili indipendenti e statistiche	Coeff.	St. err.	z	P> z	[95% Conf. Interval.]	
CG	0,436	0,218	2,00	0,045	0,010	0,863
CT	0,520	0,274	1,90	0,057	-0,016	1,057
FS	-0,870	0,370	-2,35	0,019	-1,594	-0,145
Age q2	-0,776	0,265	-2,93	0,003	-1,296	-0,257
Age q3	-0,632	0,260	-2,43	0,015	-1,141	-0,123
Age q4	-0,407	0,274	-1,49	0,137	-0,944	0,130
N. osservazioni	300					
Pseudo R <sup>2</sup>	0,177					

---

Fonte: Elaborazioni su dati Banca d'Italia, *Indagine sulle imprese dell'industria in senso stretto*, e Centrale dei Bilanci.

La regressione include variabili *dummy* per settore (Ateco a 3 cifre), ripartizione geografica (Nord Ovest, Nord Est, Centro, Sud e Isole) e classe dimensionale.

---

### Variazione % annua dei prezzi di vendita: stime IV per il totale manifatturiero

Variabili indipendenti e statistiche	(a)		(b)	
	Coeff.	St. err.	Coeff.	St. err.
L'impresa ha cambiato strategia	0,450	0,744	0,443	0,703
Quota % export/fatturato	-0,001	0,004	0,0002	0,004
Dummy delocalizzazione	0,055	0,285	-0,012	0,298
Var. % Produttività del lavoro (t-1)	0,000	0,005	-0,001	0,006
Var. % Costo unit. del lavoro (t-1)	0,019	0,013	0,025	0,015
Var. % Dimensione impresa (t-1)	0,031**	0,013	0,028**	0,013
Statistiche di diagnostica (p-values tra parentesi)				
Osservazioni	1.686		1.478	
R <sup>2</sup>	0,165		0,150	
R <sup>2</sup> parziale primo stadio	0,063		0,066	
Test F di primo stadio (1)	17,41	(0,000)	98,86	(0,000)
Test di sovra-identificazione (Test di Sargan) (2)	6,970	(0,223)	-	
Test di esogeneità (Test di Hausman) (2)	0,024	(0,876)	0,009	(0,9253)

Fonte: Elaborazioni su dati Banca d'Italia, *Indagine sulle imprese dell'industria in senso stretto*, e Centrale dei Bilanci.

Il periodo di stima considerato va dal 2002 al 2006. Tutte le regressioni includono variabili *dummy* per anno, settore (Ateco a 3 cifre), dimensione (fino a 99 addetti, da 100 a 199, da 200 a 499 e oltre 500 addetti) e ripartizione geografica (Nord Ovest, Nord Est, Centro, Sud e Isole). Le stime degli standard error sono robuste alla presenza di eteroschedasticità. Al fine di contenere l'influenza degli *outliers* sulle stime, sono state eliminate le osservazione che presentavano valori della variazione dei prezzi di vendita inferiori al 1° o superiori al 99° percentile della distribuzione campionaria dell'indicatore. \*, \*\* e \*\*\* indicano, rispettivamente, significatività statistica al livello del 10, 5 e 1 per cento.

(a) Gli strumenti includono separatamente le quattro variabili riportate nella Tav. 11. - (b) L'unica variabile strumentale è data dal valore predetto del modello Probit illustrato nella Tav. 11.

(1) I gradi di libertà sono (6;1.545) per la specificazione (a) e (1;1.368) per la (b). - (2) I due test sono distribuiti asintoticamente come un  $\chi^2$  rispettivamente con 1 e 5 gradi di libertà. I risultati si riferiscono alla versione del test robusta alla presenza di eteroschedasticità, come implementata nella funzione IVREG2 in ambiente Stata (Baum et al., 2002).

### Analisi di regressione sugli indicatori di performance

Variabili indipendenti e statistiche	Var. % del fatturato (1)		Var. % dell'occupazione		Var. MON/fatturato (2)		Var. ROA (2)	
L'impresa ha cambiato strategia	1,418*	0,826	0,707**	0,337	0,397*	0,217	0,201	0,232
Osservazioni	2.148		2.148		2.148		2.148	
R <sup>2</sup>	0,131		0,192		0,116		0,089	
L'impresa ha cambiato strategia								
di cui:								
<i>in prevalenza con l'introduzione di rilevanti variazioni nella gamma dei prodotti offerti</i>	1,499	0,971	0,844**	0,369	0,443*	0,233	0,212	0,262
<i>in prevalenza investendo di più sul proprio marchio</i>	1,277	1,075	0,452	0,481	0,312	0,315	0,180	0,320
Osservazioni	2.148		2.148		2.148		2.148	
R <sup>2</sup>	0,131		0,192		0,116		0,089	
Test di esogeneità (p-values tra parentesi) (3)	0,689 (0,406)		<0,001 (0,9825)		2,217 (0,137)		0,228 (0,633)	

Fonte: Elaborazioni su dati Banca d'Italia, *Indagine sulle imprese dell'industria in senso stretto*, e Centrale dei Bilanci.

Tutte le regressioni includono variabili *dummy* per anno, settore (Ateco a 3 cifre), dimensione (fino a 99 addetti, da 100 a 199, da 200 a 499 e oltre 500 addetti), ripartizione geografica (Nord Ovest, Nord Est, Centro, Sud e Isole) e per l'interazione tra anno e settore (ATECO a 2 cifre). Sono inoltre incluse le seguenti variabili, già riportate in tavola 8: Quota % export/fatturato; Dummy delocalizzazione; Var. % Produttività del lavoro (t-1); Var. % Costo unit. del lavoro (t-1); Var. % Dimensione impresa (t-1). Le stime degli standard error sono robuste alla presenza di eteroschedasticità. \*, \*\* e \*\*\* indicano, rispettivamente, significatività statistica al livello del 10, 5 e 1 per cento.

(1) La variazione delle vendite è deflazionata in base alla variazione del prezzo medio di vendita riportata dall'impresa. - (2) Punti percentuali. - (3) Test di Hausman basato su una specificazione IV analoga a quella a cui si riferiscono i risultati esposti nella Tav. 11, colonna (b). I risultati si riferiscono alla versione del test robusta alla presenza di eteroschedasticità, come implementata nella funzione IVREG2 in ambiente Stata (Baum et al., 2002).

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

- N. 782 – *Central bank's macroeconomic projections and learning*, di Giuseppe Ferrero e Alessandro Secchi (Dicembre 2010).
- N. 783 – *(Non)persistent effects of fertility on female labour supply*, di Concetta Rondinelli e Roberta Zizza (Dicembre 2010).
- N. 784 – *Stars and comets: an exploration of the patent universe*, di Carlo Menon (Gennaio 2011).
- N. 785 – *Sectoral money demand and the great disinflation in the US*, di Alessandro Calza e Andrea Zaghini (Gennaio 2011).
- N. 786 – *Public sector efficiency and political culture*, di Raffaella Giordano e Pietro Tommasino (Gennaio 2011).
- N. 787 – *Monetary incentives vs. monitoring in addressing absenteeism: experimental evidence*, di Francesco D'Amuri (Gennaio 2011).
- N. 788 – *FaMIDAS: a mixed frequency factor model with MIDAS structure*, di Cecilia Frale e Libero Monteforte (Gennaio 2011).
- N. 789 – *Policies for local development: an evaluation of Italy's "Patti Territoriali"*, di Antonio Accetturo e Guido de Blasio (Gennaio 2011).
- N. 790 – *Testing for east-west contagion in the European banking sector during the financial crisis*, di Emidio Coccozza e Paolo Piselli (Febbraio 2011).
- N. 791 – *Are incentives for R&D effective? Evidence from a regression discontinuity approach*, di Raffaello Bronzini e Eleonora Iachini (Febbraio 2011).
- N. 792 – *Evaluating the impact of innovation incentives: evidence from an unexpected shortage of funds*, di Guido de Blasio, Davide Fantino e Guido Pellegrini (Febbraio 2011).
- N. 793 – *Credit availability and investment in Italy: lessons from the "Great Recession"*, di Eugenio Gaiotti (Febbraio 2011).
- N. 794 – *Bridging the gap between migrants and the banking system*, di Giorgio Albareto e Paolo Emilio Mistrulli (Febbraio 2011).
- N. 795 – *I fondi comuni aperti in Italia: performance delle società di gestione del risparmio*, di Michele Leonardo Bianchi e Maria Grazia Miele (Febbraio 2011).
- N. 796 – *Securitization is not that evil after all*, di Ugo Albertazzi, Ginette Eramo, Leonardo Gambacorta e Carmelo Salleo (Febbraio 2011).
- N. 797 – *Reserve management and sovereign debt cost in a world with liquidity crises*, di Flavia Corneli e Emanuele Tarantino (Marzo 2011).
- N. 798 – *Managerial incentives, financial constraints and ownership concentration*, di Marco Protopapa (Marzo 2011).
- N. 799 – *Bootstrap LR tests of stationarity, common trends and cointegration*, di Fabio Buseti e Silvestro di Sanzo (Marzo 2011).
- N. 800 – *Performance pay and shifts in macroeconomic correlations*, di Francesco Nucci e Marianna Riggi (Marzo 2011).
- N. 801 – *Monetary and macroprudential policies*, di Paolo Angelini, Stefano Neri e Fabio Panetta (Marzo 2011).
- N. 802 – *Imperfect information, real-time data and monetary policy in the euro area*, di Stefano Neri e Tiziano Ropele (Marzo 2011).

---

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

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

2008

- P. ANGELINI, *Liquidity and announcement effects in the euro area*, *Giornale degli Economisti e Annali di Economia*, v. 67, 1, pp. 1-20, **TD No. 451 (ottobre 2002)**.
- P. ANGELINI, P. DEL GIOVANE, S. SIVIERO e D. TERLIZZESE, *Monetary policy in a monetary union: What role for regional information?*, *International Journal of Central Banking*, v. 4, 3, pp. 1-28, **TD No. 457 (dicembre 2002)**.
- L. GUIISO e M. PAIELLA, *Risk aversion, wealth and background risk*, *Journal of the European Economic Association*, v. 6, 6, pp. 1109-1150, **TD No. 483 (settembre 2003)**.
- F. SCHIVARDI e R. TORRINI, *Identifying the effects of firing restrictions through size-contingent Differences in regulation*, *Labour Economics*, v. 15, 3, pp. 482-511, **TD No. 504 (giugno 2004)**.
- C. BIANCOTTI, G. D'ALESSIO e A. NERI, *Measurement errors in the Bank of Italy's survey of household income and wealth*, *Review of Income and Wealth*, v. 54, 3, pp. 466-493, **TD No. 520 (ottobre 2004)**.
- S. MOMIGLIANO, J. HENRY e P. HERNÁNDEZ DE COS, *The impact of government budget on prices: Evidence from macroeconomic models*, *Journal of Policy Modelling*, v. 30, 1, pp. 123-143 **TD No. 523 (ottobre 2004)**.
- L. GAMBACORTA, *How do banks set interest rates?*, *European Economic Review*, v. 52, 5, pp. 792-819, **TD No. 542 (febbraio 2005)**.
- P. ANGELINI e A. GENERALE, *On the evolution of firm size distributions*, *American Economic Review*, v. 98, 1, pp. 426-438, **TD No. 549 (giugno 2005)**.
- R. FELICI e M. PAGNINI, *Distance, bank heterogeneity and entry in local banking markets*, *The Journal of Industrial Economics*, v. 56, 3, pp. 500-534, **No. 557 (giugno 2005)**.
- S. DI ADDARIO e E. PATACCHINI, *Wages and the city. Evidence from Italy*, v.15, 5, pp. 1040-1061, *Labour Economics*, **TD No. 570 (gennaio 2006)**.
- S. SCALIA, *Is foreign exchange intervention effective?*, *Journal of International Money and Finance*, v. 27, 4, pp. 529-546, **TD No. 579 (febbraio 2006)**.
- M. PERICOLI e M. TABOGA, *Canonical term-structure models with observable factors and the dynamics of bond risk premia*, *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 40, 7, pp. 1471-88, **TD No. 580 (febbraio 2006)**.
- E. VIVIANO, *Entry regulations and labour market outcomes. Evidence from the Italian retail trade sector.*, *Labour Economics*, v. 15, 6, pp. 1200-1222, **TD No. 594 (maggio 2006)**.
- S. FEDERICO e G. A. MINERVA, *Outward FDI and local employment growth in Italy*, *Review of World Economics*, v. 144, 2, pp. 295-324, **TD No. 613 (febbraio 2007)**.
- F. Busetti e A. HARVEY, *Testing for trend*, *Econometric Theory*, v. 24, 1, pp. 72-87, **TD No. 614 (febbraio 2007)**.
- V. CESTARI, P. DEL GIOVANE and C. ROSSI-ARNAUD, *Memory for prices and the Euro cash changeover: an analysis for cinema prices in Italy*, In P. Del Giovane e R. Sabbatini (eds.), *The Euro Inflation and Consumers' Perceptions. Lessons from Italy*, Berlin-Heidelberg, Springer, **TD No. 619 (febbraio 2007)**.
- B. H. HALL, F. LOTTI e J. MAIRESSE, *Employment, innovation and productivity: evidence from Italian manufacturing microdata*, *Industrial and Corporate Change*, v. 17, 4, pp. 813-839, **TD No. 622 (aprile 2007)**.
- J. SOUSA e A. ZAGHINI, *Monetary policy shocks in the Euro Area and global liquidity spillovers*, *International Journal of Finance and Economics*, v.13, 3, pp. 205-218, **TD No. 629 (giugno 2007)**.
- M. DEL GATTO, GIANMARCO I. P. OTTAVIANO e M. PAGNINI, *Openness to trade and industry cost dispersion: Evidence from a panel of Italian firms*, *Journal of Regional Science*, v. 48, 1, pp. 97-129, **TD No. 635 (giugno 2007)**.
- P. DEL GIOVANE, S. FABIANI e R. SABATINI, *What's behind "inflation perceptions"? A survey-based analysis of Italian consumers*, in P. Del Giovane e R. Sabbatini (eds.), *The Euro Inflation and Consumers' Perceptions. Lessons from Italy*, Berlin-Heidelberg, Springer, **TD No. 655 (gennaio 2008)**.
- R. BRONZINI, G. DE BLASIO, G. PELLEGRINI e A. SCOGNAMIGLIO, *La valutazione del credito d'imposta per gli investimenti*, *Rivista di politica economica*, v. 98, 4, pp. 79-112, **TD No. 661 (aprile 2008)**.

- B. BORTOLOTTI, e P. PINOTTI, *Delayed privatization*, Public Choice, v. 136, 3-4, pp. 331-351, **TD No. 663 (aprile 2008)**.
- R. BONCI e F. COLUMBA, *Monetary policy effects: New evidence from the Italian flow of funds*, Applied Economics, v. 40, 21, pp. 2803-2818, **TD No. 678 (giugno 2008)**.
- M. CUCCULELLI, e G. MICUCCI, *Family Succession and firm performance: evidence from Italian family firms*, Journal of Corporate Finance, v. 14, 1, pp. 17-31, **TD No. 680 (giugno 2008)**.
- A. SILVESTRINI e D. VEREDAS, *Temporal aggregation of univariate and multivariate time series models: a survey*, Journal of Economic Surveys, v. 22, 3, pp. 458-497, **TD No. 685 (agosto 2008)**.

2009

- F. PANETTA, F. SCHIVARDI e M. SHUM, *Do mergers improve information? Evidence from the loan market*, Journal of Money, Credit, and Banking, v. 41, 4, pp. 673-709, **TD No. 521 (ottobre 2004)**.
- M. BUGAMELLI e F. PATERNÒ, *Do workers' remittances reduce the probability of current account reversals?*, World Development, v. 37, 12, pp. 1821-1838, **TD No. 573 (gennaio 2006)**.
- P. PAGANO e M. PISANI, *Risk-adjusted forecasts of oil prices*, The B.E. Journal of Macroeconomics, v. 9, 1, Article 24, **TD No. 585 (marzo 2006)**.
- M. PERICOLI e M. SBRACIA, *The CAPM and the risk appetite index: theoretical differences, empirical similarities, and implementation problems*, International Finance, v. 12, 2, pp. 123-150, **TD No. 586 (marzo 2006)**.
- U. ALBERTAZZI e L. GAMBACORTA, *Bank profitability and the business cycle*, Journal of Financial Stability, v. 18, 2, pp. 181-204, **TD No. 601 (settembre 2006)**.
- S. MAGRI, *The financing of small innovative firms: the Italian case*, Economics of Innovation and New Technology, v. 18, 2, pp. 181-204, **TD No. 640 (settembre 2007)**.
- V. DI GIACINTO e G. MICUCCI, *The producer service sector in Italy: long-term growth and its local determinants*, Spatial Economic Analysis, Vol. 4, No. 4, pp. 391-425, **TD No. 643 (settembre 2007)**.
- F. LORENZO, L. MONTEFORTE e L. SESSA, *The general equilibrium effects of fiscal policy: estimates for the euro area*, Journal of Public Economics, v. 93, 3-4, pp. 559-585, **TD No. 652 (novembre 2007)**.
- R. GOLINELLI e S. MOMIGLIANO, *The Cyclical Reaction of Fiscal Policies in the Euro Area. A Critical Survey of Empirical Research*, Fiscal Studies, v. 30, 1, pp. 39-72, **TD No. 654 (gennaio 2008)**.
- P. DEL GIOVANE, S. FABIANI e R. SABBATINI, *What's behind "Inflation Perceptions"? A survey-based analysis of Italian consumers*, Giornale degli Economisti e Annali di Economia, v. 68, 1, pp. 25-52, **TD No. 655 (gennaio 2008)**.
- F. MACCHERONI, M. MARINACCI, A. RUSTICHINI e M. TABOGA, *Portfolio selection with monotone mean-variance preferences*, Mathematical Finance, v. 19, 3, pp. 487-521, **TD No. 664 (aprile 2008)**.
- M. AFFINITO e M. PIAZZA, *What are borders made of? An analysis of barriers to European banking integration*, in P. Alessandrini, M. Fratianni and A. Zazzaro (eds.): The Changing Geography of Banking and Finance, Dordrecht Heidelberg London New York, Springer, **TD No. 666 (aprile 2008)**.
- A. BRANDOLINI, *On applying synthetic indices of multidimensional well-being: health and income inequalities in France, Germany, Italy, and the United Kingdom*, in R. Gotoh and P. Dumouchel (eds.), Against Injustice. The New Economics of Amartya Sen, Cambridge, Cambridge University Press, **TD No. 668 (aprile 2008)**.
- G. FERRERO e A. NOBILI, *Futures contract rates as monetary policy forecasts*, International Journal of Central Banking, v. 5, 2, pp. 109-145, **TD No. 681 (giugno 2008)**.
- P. CASADIO, M. LO CONTE e A. NERI, *Balancing work and family in Italy: the new mothers' employment decisions around childbearing*, in T. Addabbo and G. Solinas (eds.), Non-Standard Employment and Quality of Work, Physica-Verlag. A Springer Company, **TD No. 684 (agosto 2008)**.
- L. ARCIERO, C. BIANCOTTI, L. D'AURIZIO e C. IMPENNA, *Exploring agent-based methods for the analysis of payment systems: A crisis model for StarLogo TNG*, Journal of Artificial Societies and Social Simulation, v. 12, 1, **TD No. 686 (agosto 2008)**.
- A. CALZA e A. ZAGHINI, *Nonlinearities in the dynamics of the euro area demand for M1*, Macroeconomic Dynamics, v. 13, 1, pp. 1-19, **TD No. 690 (settembre 2008)**.
- L. FRANCESCO e A. SECCHI, *Technological change and the households' demand for currency*, Journal of Monetary Economics, v. 56, 2, pp. 222-230, **TD No. 697 (dicembre 2008)**.

- G. ASCARI e T. ROPELE, *Trend inflation, taylor principle, and indeterminacy*, Journal of Money, Credit and Banking, v. 41, 8, pp. 1557-1584, **TD No. 708 (maggio 2007)**.
- S. COLAROSSO e A. ZAGHINI, *Gradualism, transparency and the improved operational framework: a look at overnight volatility transmission*, International Finance, v. 12, 2, pp. 151-170, **TD No. 710 (maggio 2009)**.
- M. BUGAMELLI, F. SCHIVARDI and R. ZIZZA, *The euro and firm restructuring*, in A. Alesina e F. Giavazzi (eds): Europe and the Euro, Chicago, University of Chicago Press, **TD No. 716 (June 2009)**.
- B. HALL, F. LOTTI e J. MAIRESSE, *Innovation and productivity in SMEs: empirical evidence for Italy*, Small Business Economics, v. 33, 1, pp. 13-33, **TD No. 718 (giugno 2009)**.

2010

- A. PRATI e M. SBRACIA, *Uncertainty and currency crises: evidence from survey data*, Journal of Monetary Economics, v. 57, 6, pp. 668-681, **TD No. 446 (luglio 2002)**.
- S. MAGRI, *Debt maturity choice of nonpublic Italian firms*, Journal of Money, Credit, and Banking, v.42, 2-3, pp. 443-463, **TD No. 574 (gennaio 2006)**.
- R. BRONZINI e P. PISELLI, *Determinants of long-run regional productivity with geographical spillovers: the role of R&D, human capital and public infrastructure*, Regional Science and Urban Economics, v. 39, 2, pp.187-199, **TD No. 597 (settembre 2006)**.
- E. IOSSA e G. PALUMBO, *Over-optimism and lender liability in the consumer credit market*, Oxford Economic Papers, v. 62, 2, pp. 374-394, **TD No. 598 (settembre 2006)**.
- S. NERI e A. NOBILI, *The transmission of US monetary policy to the euro area*, American Economic Journal: Macroeconomics, v. 2, 2, pp. 125-164, **TD No. 606 (dicembre 2006)**.
- F. ALTISSIMO, R. CRISTADORO, M. FORNI, M. LIPPI e G. VERONESE, *New Eurocoin: Tracking Economic Growth in Real Time*, Review of Economics and Statistics, v. 92, 4, pp. 1024-1034, **TD No. 631 (giugno 2007)**.
- A. CIARLONE, P. PISELLI e G. TREBESCHI, *Emerging Markets' Spreads and Global Financial Conditions*, Journal of International Financial Markets, Institutions & Money, v. 19, 2, pp. 222-239, **TD No. 637 (giugno 2007)**.
- U. ALBERTAZZI e L. GAMBACORTA, *Bank profitability and taxation*, Journal of Banking and Finance, v. 34, 11, pp. 2801-2810, **TD No. 649 (novembre 2007)**.
- M. IACOVIELLO e S. NERI, *Housing market spillovers: evidence from an estimated DSGE model*, American Economic Journal: Macroeconomics, v. 2, 2, pp. 125-164, **TD No. 659 (gennaio 2008)**.
- F. BALASSONE, F. MAURA e S. ZOTTERI, *Cyclical asymmetry in fiscal variables in the EU*, Empirica, **TD No. 671**, v. 37, 4, pp. 381-402 **(giugno 2008)**.
- F. D'AMURI, O. GIANMARCO I.P. e P. GIOVANNI, *The labor market impact of immigration on the western german labor market in the 1990s*, European Economic Review, v. 54, 4, pp. 550-570, **TD No. 687 (agosto 2008)**.
- A. ACCETTURO, *Agglomeration and growth: the effects of commuting costs*, Papers in Regional Science, v. 89, 1, pp. 173-190, **TD No. 688 (settembre 2008)**.
- S. NOBILI e G. PALAZZO, *Explaining and forecasting bond risk premiums*, Financial Analysts Journal, v. 66, 4, pp. 67-82, **TD No. 689 (settembre 2008)**.
- A. B. ATKINSON e A. BRANDOLINI, *On analysing the world distribution of income*, World Bank Economic Review, v. 24, 1, pp. 1-37, **TD No. 701 (gennaio 2009)**.
- R. CAPPARIELLO e R. ZIZZA, *Dropping the Books and Working Off the Books*, Labour, v. 24, 2, pp. 139-162, **TD No. 702 (gennaio 2009)**.
- C. NICOLETTI e C. RONDINELLI, *The (mis)specification of discrete duration models with unobserved heterogeneity: a Monte Carlo study*, Journal of Econometrics, v. 159, 1, pp. 1-13, **TD No. 705 (marzo 2009)**.
- V. DI GIACINTO, G. MICUCCI e P. MONTANARO, *Dynamic macroeconomic effects of public capital: evidence from regional Italian data*, Giornale degli economisti e annali di economia, v. 69, 1, pp. 29-66, **TD No. 733 (novembre 2009)**.
- F. COLUMBA, L. GAMBACORTA e P. E. MISTRULLI, *Mutual Guarantee institutions and small business finance*, Journal of Financial Stability, v. 6, 1, pp. 45-54, **TD No. 735 (novembre 2009)**.
- A. GERALI, S. NERI, L. SESSA e F. M. SIGNORETTI, *Credit and banking in a DSGE model of the Euro Area*, Journal of Money, Credit and Banking, v. 42, 6, pp. 107-141, **TD No. 740 (gennaio 2010)**.
- M. AFFINITO e E. TAGLIAFERRI, *Why do (or did?) banks securitize their loans? Evidence from Italy*, Journal of Financial Stability, v. 6, 4, pp. 189-202, **TD No. 741 (gennaio 2010)**.

- S. FEDERICO, *Outsourcing versus integration at home or abroad and firm heterogeneity*, *Empirica*, v. 37, 1, pp. 47-63, **TD No. 742 (febbraio 2010)**.
- V. DI GIACINTO, *On vector autoregressive modeling in space and time*, *Journal of Geographical Systems*, v. 12, 2, pp. 125-154, **TD No. 746 (febbraio 2010)**.
- S. MOCETTI e C. PORELLO, *How does immigration affect native internal mobility? new evidence from Italy*, *Regional Science and Urban Economics*, v. 40, 6, pp. 427-439, **TD No. 748 (marzo 2010)**.
- A. DI CESARE e G. GUAZZAROTTI, *An analysis of the determinants of credit default swap spread changes before and during the subprime financial turmoil*, *Journal of Current Issues in Finance, Business and Economics*, v. 3, 4, pp., **TD No. 749 (marzo 2010)**.
- A. BRANDOLINI, S. MAGRI e T. M. SMEEDING, *Asset-based measurement of poverty*, *Journal of Policy Analysis and Management*, v. 29, 2, pp. 267-284, **TD No. 755 (marzo 2010)**.
- G. CAPPELLETTI, *A Note on rationalizability and restrictions on beliefs*, *The B.E. Journal of Theoretical Economics*, v. 10, 1, pp. 1-11, **TD No. 757 (aprile 2010)**.
- S. DI ADDARIO e D. VURI, *Entrepreneurship and market size. the case of young college graduates in Italy*, *Labour Economics*, v. 17, 5, pp. 848-858, **TD No. 775 (settembre 2010)**.

#### FORTHCOMING

- L. MONTEFORTE e S. SIVIERO, *The Economic Consequences of Euro Area Modelling Shortcuts*, *Applied Economics*, **TD No. 458 (dicembre 2002)**.
- M. BUGAMELLI e A. ROSOLIA, *Produttività e concorrenza estera*, *Rivista di politica economica*, **TD No. 578 (febbraio 2006)**.
- G. DE BLASIO e G. NUZZO, *Historical traditions of civicness and local economic development*, *Journal of Regional Science*, **TD No. 591 (maggio 2006)**.
- S. DI ADDARIO, *Job search in thick markets*, *Journal of Urban Economics*, **TD No. 605 (dicembre 2006)**.
- F. SCHIVARDI e E. VIVIANO, *Entry barriers in retail trade*, *Economic Journal*, **TD No. 616 (febbraio 2007)**.
- G. FERRERO, A. NOBILI e P. PASSIGLIA, *Assessing excess liquidity in the Euro Area: the role of sectoral distribution of money*, *Applied Economics*, **TD No. 627 (aprile 2007)**.
- P. E. MISTRULLI, *Assessing financial contagion in the interbank market: maximum entropy versus observed interbank lending patterns*, *Journal of Banking & Finance*, **TD No. 641 (settembre 2007)**.
- Y. ALTUNBAS, L. GAMBACORTA e D. MARQUÉS, *Securitisation and the bank lending channel*, *European Economic Review*, **TD No. 653 (novembre 2007)**.
- E. CIAPANNA, *Directed matching with endogenous markov probability: clients or competitors?*, *The RAND Journal of Economics*, **TD No. 665 (aprile 2008)**.
- M. BUGAMELLI and F. PATERNÒ, *Output growth volatility and remittances*, *Economica*, **TD No. 673 (giugno 2008)**.
- V. DI GIACINTO e M. PAGNINI, *Local and global agglomeration patterns: two econometrics-based indicators*, *Regional Science and Urban Economics*, **TD No. 674 (giugno 2008)**.
- G. BARONE e F. CINGANO, *Service regulation and growth: evidence from OECD countries*, *Economic Journal*, **TD No. 675 (giugno 2008)**.
- S. MOCETTI, *Educational choices and the selection process before and after compulsory school*, *Education Economics*, **TD No. 691 (settembre 2008)**.
- P. SESTITO e E. VIVIANO, *Reservation wages: explaining some puzzling regional patterns*, *Labour*, **TD No. 696 (dicembre 2008)**.
- P. PINOTTI, M. BIANCHI e P. BUONANNO, *Do immigrants cause crime?*, *Journal of the European Economic Association*, **TD No. 698 (dicembre 2008)**.
- R. GIORDANO e P. TOMMASINO, *What determines debt intolerance? The role of political and monetary institutions*, *European Journal of Political Economy*, **TD No. 700 (gennaio 2009)**.
- L. FORNI, A. GERALI e M. PISANI, *Macroeconomic effects of greater competition in the service sector: the case of Italy*, *Macroeconomic Dynamics*, **TD No. 706 (marzo 2009)**.
- Y. ALTUNBAS, L. GAMBACORTA, e D. MARQUÉS-IBÁÑEZ, *Bank risk and monetary policy*, *Journal of Financial Stability*, **TD No. 712 (maggio 2009)**.
- P. ANGELINI, A. NOBILI e C. PICILLO, *The interbank market after August 2007: What has changed, and why?*, *Journal of Money, Credit and Banking*, **TD No. 731 (ottobre 2009)**.

- L. FORNI, A. GERALI e M. PISANI, *The macroeconomics of fiscal consolidations in euro area countries*, Journal of Economic Dynamics and Control, **TD No. 747 (marzo 2010)**.
- A. DI CESARE e G. GUAZZAROTTI, *An analysis of the determinants of credit default swap spread changes before and during the subprime financial turmoil*, in C. V. Karsone (eds.), *Finance and Banking Developments*, Nova Publishers, New York., **TD No. 749 (marzo 2010)**.
- G. GRANDE e I. VISCO, *A public guarantee of a minimum return to defined contribution pension scheme members*, Journal of Risk, **TD No. 762 (giugno 2010)**.
- P. DEL GIOVANE, G. ERAMO e A. NOBILI, *Disentangling demand and supply in credit developments: a survey-based analysis for Italy*, Journal of Banking and Finance, **TD No. 764 (giugno 2010)**.
- G. BARONE e S. MOCETTI, *With a little help from abroad: the effect of low-skilled immigration on the female labour supply*, Labour Economics, **TD No. 766 (luglio 2010)**.
- S. MAGRI e R. PICO, *The rise of risk-based pricing of mortgage interest rates in Italy*, Journal of Banking and Finance, **TD No. 778 (ottobre 2010)**.