

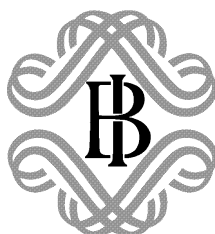
BANCA D'ITALIA

Temi di discussione

del Servizio Studi

**La “credit view” in economia aperta:
un’applicazione al caso italiano**

di P. Chiades e L. Gambacorta



Numero 388 - Dicembre 2000

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

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

Comitato di redazione:

ANDREA BRANDOLINI, FABRIZIO BALASSONE, MATTEO BUGAMELLI, FABIO BusetTI, RICCARDO CRISTADORO, LUCA DEDOLA, PATRIZIO PAGANO, PAOLO ZAFFARONI; RAFFAELA BISCEGLIA (segretaria).

LA “CREDIT VIEW” IN ECONOMIA APERTA: UN’APPLICAZIONE AL CASO ITALIANO

di Paolo Chiades* e Leonardo Gambacorta**

Sommario

Il lavoro analizza il funzionamento dei meccanismi di trasmissione della politica monetaria in Italia nel periodo 1984-1998, dedicando una particolare attenzione al ruolo svolto dal sistema creditizio. L’estensione del modello di Bernanke e Blinder (1988) al caso di un’economia aperta in regime di cambi fissi permette di derivare analiticamente le condizioni per il funzionamento dei tre canali di trasmissione generalmente identificati in letteratura (“monetario”, “estero” e “creditizio”). Tali condizioni contribuiscono a spiegare la parziale efficacia della politica monetaria nel raggiungere gli obiettivi di prezzo e reddito mantenendo, allo stesso tempo, l’equilibrio esterno. Attraverso un’applicazione empirica che fa ricorso alla metodologia econometrica dei VAR strutturali viene valutata l’efficacia della politica monetaria attraverso i tre canali.

Abstract

This paper analyses the functioning of monetary policy transmission mechanisms in Italy from 1984 to 1998, highlighting the role performed by the credit system. We extend the Bernanke and Blinder model (1988) to the case of an open economy under a quasi-fixed exchange rate regime, deriving analytically the conditions for the functioning of the three monetary policy channels generally identified in the literature (“money”, “exchange rate” and “credit”). These conditions explain the partial effectiveness of monetary policy in reaching price and income targets, while maintaining external equilibrium. By means of a structural VAR analysis, we evaluate the effectiveness of the transmission of monetary policy through the three channels.

JEL classification: E52, E58.

Keywords: monetary policy transmission mechanisms, credit channel, structural VAR.

* Banca d’Italia, Sede di Venezia, Nucleo per la ricerca economica.

** Banca d’Italia, Servizio Studi.

Indice

1. Introduzione	9
2. I canali di trasmissione della politica monetaria.....	10
2.1 Il canale “monetario”	11
2.2 Il canale “estero”	12
2.3 Il canale “creditizio”	14
3. Il modello di Bernanke e Blinder in economia aperta	17
4. L’evidenza empirica.....	20
4.1 I modelli VAR e l’analisi dei meccanismi di trasmissione della politica monetaria.....	22
4.2 La struttura del modello	23
4.3 L’identificazione delle relazioni di lungo periodo: l’analisi di steady-state	25
4.4 L’identificazione del modello VAR strutturale	27
4.5 L’analisi dinamica.....	32
5. Conclusioni	41
Appendice I.....	43
Appendice II.....	51
Appendice III	60
Riferimenti bibliografici	61

1. Introduzione¹

La “credit view” nasce dall’insoddisfazione verso il forte grado di astrattezza con il quale l’apparato teorico tradizionale considera la relazione tra le scelte finanziarie e le decisioni di investimento. Secondo il teorema di Modigliani e Miller (1958), in presenza di informazione completa vi è perfetta sostituibilità tra le forme di finanziamento e il valore dell’impresa è indipendente dalla sua struttura finanziaria. Secondo la “New Keynesian Economics” invece, l’esistenza di “difetti di coordinamento”, spesso causati da asimmetrie informative, fa sì che i mercati dei capitali siano imperfetti e che l’equilibrio raggiunto dal sistema economico non rappresenti sempre un ottimo paretiano.

Nonostante lo studio del canale di trasmissione “creditizio” possa essere rintracciato già in Hawtrey, Hahn, Keynes ed altri autori della “scuola svedese” (Trautwein, 2000), il recente dibattito sulla sua rilevanza è stato riavviato dal lavoro di Bernanke e Blinder (1988)². Secondo tali autori il mercato del credito è caratterizzato da imperfetta sostituibilità tra i titoli obbligazionari ed i prestiti. Infatti, se alcuni dei prenditori di fondi non hanno accesso al mercato dei capitali (non solo le famiglie ma anche le imprese di modeste dimensioni), le loro decisioni di spesa e di investimento debbono essere basate esclusivamente sull’autofinanziamento e sul credito bancario. In questa situazione, i prestiti e le obbligazioni non sono perfettamente sostituibili ed ogni cambiamento nella composizione dell’assetto patrimoniale delle banche influenza il livello e la distribuzione della spesa privata per consumi e investimenti. La letteratura econometrica ha dedicato particolare attenzione all’approccio della “credit view” concentrando però l’analisi soprattutto su modelli in economia chiusa. Tale ipotesi rappresenta un’approssimazione ragionevole per

¹ Versioni precedenti del paper sono state presentate al convegno “Ricerche quantitative per la politica economica” organizzato dalla Banca d’Italia e dal Cide (dicembre, 1999) e a un seminario presso l’Università Cattolica del Sacro Cuore di Milano (giugno, 2000). Gli autori desiderano ringraziare Piero Casadio, Piero Cipollone, Riccardo Cristadoro, Luca Dedola, Dario Focarelli, Eugenio Gaiotti, Giuseppe Garofalo, Giorgio Gobbi, Francesco Lippi, Marco Pifferi, Paola Rossi, Paolo Zaffaroni e, in particolare, un anonimo referee per gli utili suggerimenti. Le idee espresse riflettono esclusivamente le opinioni degli autori, che rimangono ovviamente i soli responsabili di eventuali errori e imprecisioni. Email: chiades.paolo@insedia.interbusiness.it; gambacorta.leonardo@insedia.interbusiness.it.

² Per un’analisi della rilevanza del canale di trasmissione “creditizio” si vedano, tra gli altri, Bernanke e Blinder (1992), Hein e Mercado-Mendez (1992), Ramey (1993), Romer e Romer (1993), Samolyk (1994), Thornton (1994), Edwards e Mishkin (1995), Bernanke e Gertler (1995).

una grande economia come quella statunitense, mentre appare meno realistica per una piccola economia aperta al commercio con l'estero.

Lo scopo di questo lavoro è di completare il quadro teorico ed empirico, da un lato, estendendo il modello di Bernanke e Blinder al caso di un'economia aperta con flussi di merci e capitali in regime di cambi fissi, dall'altro, presentando un'applicazione VAR strutturale del modello per l'economia italiana. Quest'ultima, date le modeste dimensioni e l'elevato grado di apertura verso l'estero, è fortemente dipendente dai mercati finanziari internazionali e rappresenta un interessante caso studio.

Il saggio si articola nel modo seguente. Dopo aver spiegato le differenze tra i canali di trasmissione "monetario", "estero" e "creditizio" (sezione 2), la sezione 3 fornisce un'interpretazione grafica del modello di Bernanke e Blinder in economia aperta e della parziale indipendenza della politica monetaria in Italia nel periodo di appartenenza allo SME. L'analisi empirica per il caso italiano è effettuata nella sezione 4 attraverso un modello VAR strutturale. Dopo aver delineato le caratteristiche della metodologia adottata (sezione 4.1) viene specificata la struttura del modello in forma ridotta (sezione 4.2). Le sezioni 4.3 e 4.4 identificano, rispettivamente, la dinamica di aggiustamento di lungo periodo (relazioni di cointegrazione) e la struttura delle relazioni contemporanee (modello AB; Giannini, 1997). La sezione 4.5 è dedicata all'analisi dinamica tramite lo studio delle funzioni di risposta ad impulso e della scomposizione della varianza degli errori di previsione. La sezione 5 riassume le principali conclusioni.

2. I canali di trasmissione della politica monetaria

Questo paragrafo si sofferma sull'analisi dei meccanismi di trasmissione della politica monetaria in economia aperta confrontando il funzionamento dei tradizionali canali "monetario" ed "estero" con quello del canale "creditizio". L'interpretazione causale proposta evidenzia solo i legami più importanti tra le variabili, "isolando" le altre relazioni (ad esempio negli schemi vengono esclusi i meccanismi di retroazione tra le variabili reali e quelle finanziarie).

2.1 Il canale “monetario”

Il canale di trasmissione “monetario” identifica gli effetti delle variazioni della quantità di moneta sulle decisioni di spesa nel caso di perfetta sostituibilità tra titoli di debito e prestiti bancari (i mercati dei capitali sono “perfetti”, come nel modello di Modigliani e Miller, 1958). Il meccanismo di trasmissione può essere schematizzato nel seguente modo, dove si suppone che la grandezza “esogena” del processo causale sia la quantità di moneta.



Una contrazione dell’offerta di moneta ($M\downarrow$) determina un aumento del tasso di interesse ($i\uparrow$). Ciò si riflette in un incremento del costo del capitale e in una riduzione delle possibilità di finanziamento delle imprese e delle famiglie che causa una flessione degli investimenti e dei consumi³ ($I\downarrow, C\downarrow$). Secondo l’“ipotesi di instabilità finanziaria” (Fisher, 1933; Minsky, 1975, 1982; Kindleberger, 1978) il corrispondente calo dell’output ($Y\downarrow$) risulta più accentuato se il settore privato dell’economia risulta molto indebitato; in questo caso, infatti, l’aumento del tasso di interesse determina un aumento degli oneri finanziari ($i\uparrow D\uparrow$) e una riduzione delle capacità di autofinanziamento ($AF\downarrow$) che, nel caso di imperfetta sostituibilità tra fonti interne ed esterne, causa una flessione della domanda aggregata.

Il punto centrale del canale di trasmissione “monetario” è rappresentato dal meccanismo attraverso il quale l’aumento del tasso di interesse determina un cambiamento delle decisioni di spesa da parte degli agenti. In particolare, la riduzione degli investimenti fissi e dei beni di consumo durevoli (componenti della domanda fortemente influenzate dalle aspettative degli agenti economici) è determinata da un aumento del tasso di interesse reale a

³ Sebbene esista un’ampia letteratura che investiga il meccanismo attraverso il quale la politica monetaria influenza le variabili reali, minore attenzione è stata dedicata agli effetti sul consumo. Oltre alle spiegazioni relative ad imperfezioni sul mercato del credito (cfr. infra), altre risposte “microfondate” si basano sul motivo precauzionale (Carroll, 1997), sulle preferenze non separabili nel tempo (Deaton, 1992), sulla “miopia” degli agenti (Campbell e Mankiw, 1989) e sul bias di aggregazione (Attanasio e Weber, 1993; Pischke, 1995).

medio e lungo termine che, in presenza di aspettative razionali, può essere causato da rigidità nel meccanismo di aggiustamento dei prezzi⁴.

Questa visione del funzionamento del canale di trasmissione “monetario”, che si basa esclusivamente su variabili flusso, può essere completata dalle teorie del “portfolio approach”, secondo le quali nella spiegazione del meccanismo di trasmissione della politica monetaria assume un ruolo centrale il processo di riallocazione della ricchezza finanziaria degli agenti economici. Una contrazione dell’offerta di moneta, infatti, rende necessaria una ricomposizione dei portafogli degli operatori che non si limita allo scambio di moneta con titoli, come nel meccanismo keynesiano, ma investe un’ampia gamma di attività finanziarie via via meno liquide fino ad arrivare alle azioni, che rappresentano la proprietà dei beni di investimento. Questo processo riallocativo determina una variazione dei prezzi relativi delle attività finanziarie che produce effetti reali (Brainard e Tobin, 1968)⁵.

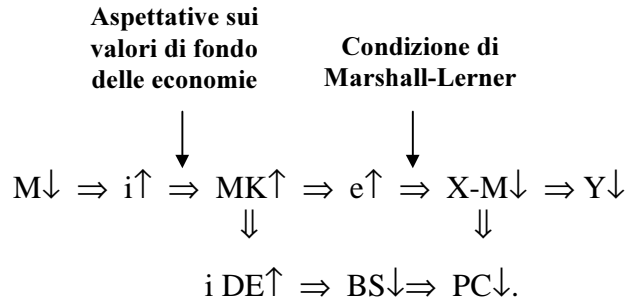
2.2 Il canale “estero”

Il canale di trasmissione “estero” è particolarmente rilevante nelle economie aperte al commercio internazionale. Esso permette di identificare gli effetti che una manovra di politica monetaria ha sul reddito attraverso la bilancia dei pagamenti (Bryant, Hooper e

⁴ Se gli agenti formano le aspettative in modo razionale (Muth, 1961), la politica monetaria determina effetti reali solo in presenza di un imperfetto funzionamento dei mercati. Le rigidità nel meccanismo di aggiustamento dei prezzi possono essere sia istituzionali (Fisher, 1977; Blinder, 1991; Ball e Mankiw, 1994; Akerlof, Dickens e Perry, 1996) sia legate a cause di “fallimento” del mercato. In particolare, il filone di ricerca della “New Keynesian Economics” ha fornito diverse spiegazioni della rigidità reale e nominale dei prezzi (Gordon, 1990; Mankiw e Romer, 1991). Un primo filone di ricerca, sviluppando i lavori di Barro e Grossman (1976) e Malinvaud (1977), ha studiato le rigidità dei prezzi relativi in presenza di informazione imperfetta (modelli con contratti impliciti, modelli di efficienza salariale, modelli di sindacato). Un secondo filone si è concentrato sulle rigidità nominali, basate sui cosiddetti “costi di listino” (Mankiw, 1985; Blanchard e Kiyotaky, 1989). Per una rassegna dei principali lavori dei suddetti filoni di ricerca si vedano, tra gli altri, Blanchard e Fischer (1989), Chrystal, Faini e Guiso (1992), Garofalo e Quintiliani, (1990).

⁵ Ad esempio, la “q-theory” dell’accumulazione di Tobin (1969) fornisce un’interpretazione degli effetti della politica monetaria sugli investimenti e sul reddito attraverso le variazioni di prezzo dei titoli azionari. La teoria “q di Tobin” può essere estesa anche per spiegare variazioni dei prezzi di altre attività reali come terreni e abitazioni (Meltzer, 1995). Inoltre, l’interazione tra variabili stock e flusso determina degli effetti non solo sugli investimenti ma anche sui consumi, attraverso il cosiddetto “effetto ricchezza”, come dimostrato nella teoria del “ciclo vitale” di Modigliani (1971).

Mann, 1993; Menon, 1995; Taylor, 1995). In presenza di tassi di cambio flessibili e mobilità dei capitali, il meccanismo può essere schematizzato nel seguente modo⁶:



Una politica monetaria restrittiva determina un aumento del tasso di interesse che, *ceteris paribus*, favorisce un afflusso di capitali dall'estero ($MK \uparrow$). Il miglioramento nella bilancia dei pagamenti si riflette in un apprezzamento del tasso di cambio ($e \uparrow$, nella definizione certo per incerto) che, se è soddisfatta la condizione di Marshall-Lerner e non si verifica l'effetto "J", determina un peggioramento della bilancia commerciale ($X-M \downarrow$). La riduzione del saldo delle partite correnti ($PC \downarrow$) è rafforzata dall'aumento del pagamento degli interessi sul debito estero ($i_{DE} \uparrow$), che causa un peggioramento della bilancia dei servizi ($BS \downarrow$), ed è contrastata dalla flessione dei prezzi interni che aumenta la competitività delle merci. L'andamento della bilancia dei pagamenti è determinato dall'effetto netto tra la sezione dei movimenti di capitale e le partite correnti. Solo se la dinamica reale supera quella finanziaria ($|PC \downarrow| > |MK \uparrow|$), e il saldo della bilancia dei pagamenti diviene negativo, si avvia un processo di riequilibrio tramite il deprezzamento del tasso di cambio. Nel caso contrario, il processo surplus della bilancia dei pagamenti/apprezzamento del cambio si autoalimenta fino a quando non si determinano aspettative di un deprezzamento futuro del tasso di cambio.

⁶ Lo schema causale proposto deriva da una reinterpretazione "stock-flussi" del noto modello IS-LM-BB di Mundell (1968) dove gli equilibri vengono determinati in modo interdipendente. Van der Ploeg (1993) estende l'analisi al caso di rigidità nella determinazione dei salari nominali e di effetti ricchezza. Per uno studio degli effetti sulle variabili reali in presenza di tassi di cambio fissi si vedano, tra gli altri, Svensson (1994) e Obstfeld e Rogoff (1995).

La capacità della politica monetaria di influenzare correttamente il tasso di cambio dipende, infatti, anche dall'impatto sulle aspettative degli agenti. Una restrizione monetaria potrebbe ad esempio associarsi a un deprezzamento del tasso di cambio se gli agenti non ritengono la manovra di politica economica capace di influenzare le differenze nei valori di fondo delle economie. Un'interpretazione alternativa dell'"exchange rate puzzle" è fornita nella sezione 3 che estende il modello di Bernanke e Blinder al caso di un'economia aperta.

Nel caso di cambi fissi, se vi è elevata mobilità dei capitali e assenza di controlli valutari, secondo la teoria tradizionale la politica monetaria è completamente inefficace (Mundell, 1968): una riduzione dell'offerta di moneta determina una contrazione del reddito solo temporanea in quanto l'aumento del tasso di interesse, *ceteris paribus*, determina un ingresso di capitali dall'estero che provoca un surplus della bilancia dei pagamenti. Se l'apprezzamento del tasso di cambio (certo per incerto) raggiunge il limite superiore della banda di oscillazione consentita l'autorità di politica monetaria deve intervenire con una manovra di segno opposto alla precedente. Alla fine del processo non si hanno effetti sul reddito e sui prezzi. Come vedremo nella sezione 3 tale risultato non è più valido, in generale, nel modello di Bernanke e Blinder in economia aperta.

2.3 Il canale "creditizio"

Il canale "creditizio" è un canale addizionale rispetto a quello monetario che mostra l'impatto della politica monetaria dovuto all'importanza relativa dell'intermediazione creditizia rispetto alle altre forme di finanziamento. Il suo effetto complessivo sulle variabili reali ("broad credit channel") può essere suddiviso in due meccanismi di trasmissione distinti: il "bank lending channel" e il "balance sheet channel" (Mishkin, 1995; Oliner e Rodebusch, 1996; Kashyap e Stein, 1997).

Il "bank lending channel" fa riferimento al lavoro seminale di Bernanke e Blinder (1988). La spiegazione del funzionamento di tale meccanismo di trasmissione si basa sull'analisi dell'andamento delle principali voci che caratterizzano il bilancio bancario. Ipotizzando per semplicità l'assenza di circolante, una contrazione dell'offerta di moneta determina un'analogia riduzione dei depositi bancari ($D \downarrow$). La variazione del lato passivo del

bilancio rende necessaria una ricomposizione anche dell'attivo patrimoniale delle banche attraverso una riduzione dei titoli in portafoglio e degli impieghi verso la clientela ($L \downarrow$).

**Possibili forme di
razionamento**



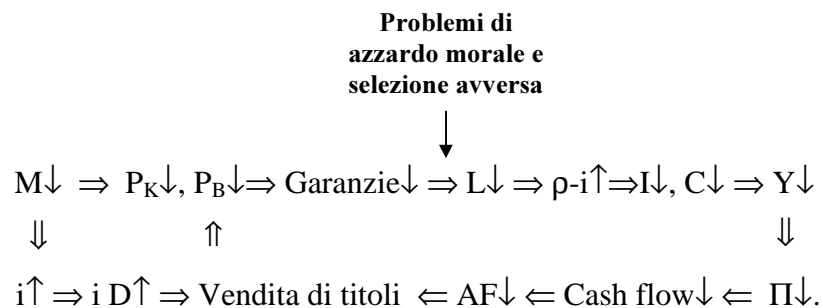
$$M \downarrow \Rightarrow D \downarrow \Rightarrow L \downarrow \Rightarrow \rho \cdot i \uparrow \Rightarrow I \downarrow, C \downarrow \Rightarrow Y \downarrow.$$

Se alcuni dei clienti non hanno accesso al mercato dei capitali, la riduzione dell'offerta di prestiti è più ampia di quella dei titoli e ciò determina un incremento dello spread tra il tasso di interesse sui prestiti (ρ) e quello sulle obbligazioni (i)⁷. Infatti, supponendo che il provvedimento di politica monetaria non modifichi il merito di credito dei prenditori di fondi (questa ipotesi verrà rimossa in seguito), le banche sono indotte a tagliare i finanziamenti concessi (titoli+prestiti) in proporzione alle quote detenute dai clienti. Pertanto la riduzione del fido concesso ai soggetti che non hanno accesso al mercato dei capitali avviene esclusivamente attraverso una contrazione dei prestiti che subiscono, pertanto, una flessione maggiore ($|L \downarrow| > |B \downarrow|$). Nel caso descritto, dunque, l'ampliamento dello spread è tanto maggiore quanto più il finanziamento del processo produttivo e dei consumi sono dipendenti dal sistema bancario. L'efficacia del canale "creditizio" è inoltre strettamente connessa alla composizione del debito: l'incidenza è maggiore se i finanziamenti bancari sono concessi a breve termine e a tasso variabile (Borio, 1996; Kashyap e Stein, 1997). Il processo viene infine rafforzato dalla presenza di forme di razionamento del credito (Stiglitz e Weiss, 1981; Blinder, 1987).

Il meccanismo del "balance sheet channel" può essere spiegato attraverso gli effetti delle variazioni dei prezzi relativi delle attività finanziarie detenute dagli agenti economici che richiedono il prestito. Secondo la teoria dell'approccio di portafoglio la manovra restrittiva di politica monetaria causa una flessione dei prezzi dei titoli obbligazionari e azionari ($PK \downarrow, PB \downarrow$) che determina una riduzione delle garanzie patrimoniali e del merito di

⁷ La letteratura empirica attribuisce allo spread tra il tasso di interesse bancario e quello obbligazionario un elevato contenuto informativo nello spiegare i disturbi sul mercato del credito e il loro impatto sulle variabili reali (Kashyap, Stein e Wilcox, 1993; Bernanke e Gertler, 1995). Nel meccanismo descritto, *ceteris paribus*, è la riduzione "autonoma" dell'offerta di prestiti che determina effetti reali, indipendentemente dalla contrazione della domanda di prestiti che potrebbe essere il riflesso della riduzione dei programmi di spesa via canale "monetario".

credito dei clienti bancari (Gertler e Hubbard, 1988). Questo fenomeno può accentuarsi se le imprese che non hanno accesso al mercato dei capitali vengono considerate più rischiose rispetto alle altre; in presenza di asimmetrie informative tra la banca e i prenditori di fondi (Oliner e Rudebusch, 1996), condizioni meno distese dell'offerta di moneta intensificano i problemi di selezione avversa (aumentano le perdite derivanti dall'errata individuazione della tipologia del cliente) e di azzardo morale (le imprese tendono ad investire in progetti più rischiosi). In questo contesto le banche si orientano verso il finanziamento di attività meno rischiose avviando un processo di "flight to quality" (Bernanke, Gertler e Gilchrist, 1994; Lang e Nakamura, 1995).



Il meccanismo può essere rafforzato da un processo di deflazione da debiti (Fisher, 1933). Se l'economia presenta un elevato indebitamento del settore privato può rendersi necessaria la vendita del portafoglio titoli che causa un ulteriore peggioramento delle garanzie patrimoniali. Questo processo è determinato dal fatto che la riduzione della capacità di autofinanziamento connessa al calo dei profitti ($\Pi \downarrow$) e l'aumento degli oneri finanziari sul debito ($i D \uparrow$) rendono possibili situazioni di carenza di liquidità, che possono essere fronteggiate solo attraverso lo smobilizzo dell'attivo circolante. Lo spread tende ad aumentare in modo più accentuato se le imprese che non hanno accesso al mercato dei capitali vengono considerate più rischiose rispetto alle altre. Secondo Mishkin (1978) situazioni di carenza di liquidità possono verificarsi anche tra i consumatori, soprattutto in presenza di aspettative di deflazioni future dei prezzi delle attività più difficilmente smobilizzabili.

3. Il modello di Bernanke e Blinder in economia aperta

Il modello di Bernanke e Blinder (1988) estende lo schema IS-LM introducendo il mercato del credito. Tale framework teorico è adattabile al caso di un'economia aperta al commercio con l'estero attraverso un approccio simile a quello di Mundell (1968) che tiene conto dell'equilibrio della bilancia dei pagamenti (BB). Inoltre, l'ipotesi di prezzi rigidi può essere rimossa attraverso l'introduzione di una relazione di offerta aggregata di tipo keynesiano che lega inversamente il prodotto al salario reale e al prezzo delle materie prime importate. Il salario nominale viene determinato sulla base delle aspettative inflazionistiche razionali degli agenti. Indicando con la scheda CC l'equilibrio congiunto sul mercato dei beni e del credito⁸, il sistema economico può essere rappresentato attraverso un semplice schema LM-CC-BB, AD-AS (cfr. fig. 1). Una descrizione più dettagliata del modello e la soluzione delle variabili endogene è riportata nell'Appendice I.

Ipotizzando un'elevata mobilità dei capitali e una perfetta sostituibilità tra i titoli obbligazionari nazionali ed esteri, il livello del tasso di interesse è unico (la scheda BB è orizzontale). A causa della presenza di asimmetrie informative e dalla mancanza di un efficiente mercato secondario il tasso sui prestiti può invece risultare diverso tra i paesi (Marston, 1992).

In regime di cambi fissi, la politica monetaria è rivolta al raggiungimento dell'equilibrio della bilancia dei pagamenti. In tal caso, data la regola aurea di Tinbergen (il numero degli strumenti deve essere pari al numero degli obiettivi), lo spazio di manovra della politica monetaria per influenzare anche il reddito e i prezzi risulta limitato.

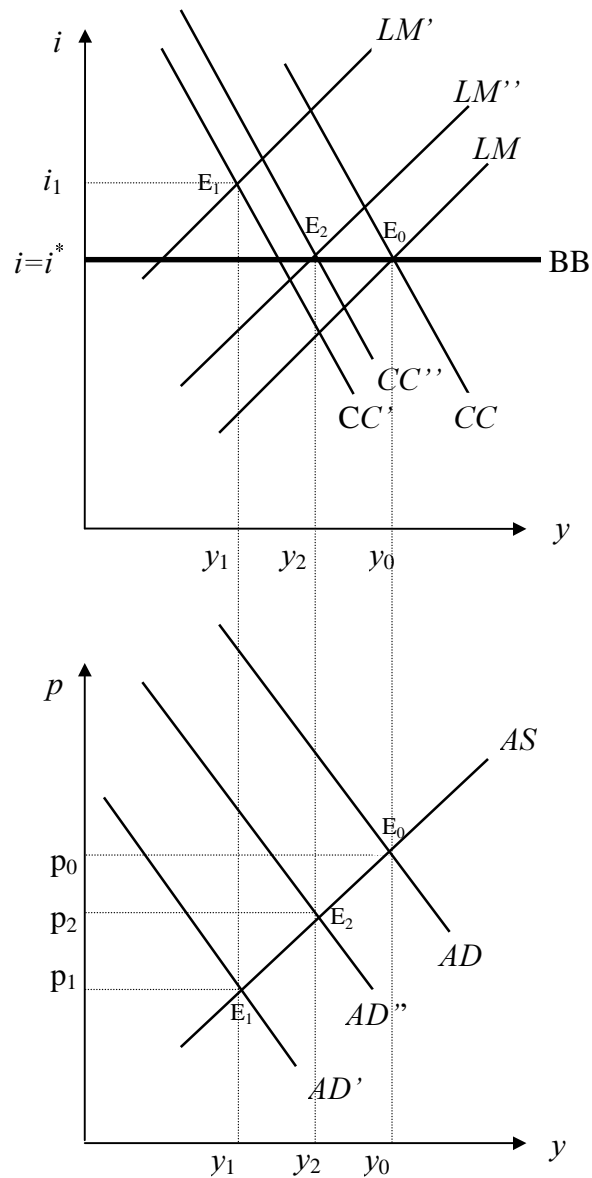
Nel modello di Bernanke e Blinder in economia aperta il risultato di completa inefficacia della politica monetaria in regime di cambi fissi ed elevata mobilità dei capitali (Mundell, 1968) risulta attenuato (Di Giorgio, 1994). Ad esempio, una politica monetaria restrittiva non anticipata oltre a muovere la scheda LM in LM' (fig. 1) determina uno

⁸ Bernanke e Blinder, in omaggio a Don Patinkin, contrappongono l'equilibrio congiunto sul mercato del credito e su quello dei beni (curva CC, "commodities and credit") con quello sul mercato della moneta. Nella sezione 4.3 verrà utilizzata la definizione di un equilibrio alternativo che confronta l'equilibrio congiunto sui mercati finanziari (scheda MC "money and credit") con quello del mercato dei beni (IS).

spostamento anche della CC in CC' in quanto la contrazione monetaria opera anche attraverso il canale del credito rendendo disponibili meno prestiti all'economia.

Fig. 1

GLI EFFETTI DI UNA POLITICA MONETARIA RESTRITTIVA NON ANTICIPATA



L'effetto complessivo sul tasso di interesse e sul tasso di cambio dipende dall'intensità della traslazione della CC che è funzione diretta dell'elasticità dell'offerta di prestiti rispetto ai depositi (z) e del canale "credizio" (v) e inversa del canale "monetario" (f) e di quello

“estero” (d). Il coefficiente di traslazione della scheda di CC rispetto alla moneta è infatti pari a $zv/(d+f)$. Se la traslazione della CC non è molto marcata l’equilibrio E_1 si trova, come nel modello di Mundell, al di sopra della scheda BB. Tale equilibrio è, tuttavia, temporaneo in quanto il più elevato tasso di interesse determina l’ingresso di capitali esteri e una tendenza all’apprezzamento del tasso di cambio. In regime di cambi fissi ciò rende necessaria una politica monetaria espansiva che determina uno spostamento della LM’ in LM’’ e della CC’ in CC’’. Il nuovo equilibrio E_2 può caratterizzarsi per un livello del reddito inferiore a quello iniziale. L’effetto complessivo, come dimostrato nell’Appendice I, dipende dall’efficacia relativa dei tre canali di trasmissione e dal valore dell’elasticità dell’offerta di prestiti rispetto ai depositi (che influenzano, oltre alla traslazione della CC e della AD, anche la pendenza di tali schede).

Il modello di Bernanke e Blinder in economia aperta fornisce pertanto una interpretazione teorica alternativa alla parziale indipendenza della politica monetaria mantenuta dall’Italia all’interno dello SME. Tale fatto “stilizzato”, ampiamente rilevato in letteratura (Bertocco, 1997; Smets, 1997; Grande, 1997; De Arcangelis e Di Giorgio, 1998; Gaiotti, Gavosto e Grande, 1998), è in genere spiegato dalla presenza di vincoli ai movimenti di capitale fino al 1990 e, per gli studi che analizzano anche la seconda metà degli anni novanta, dal periodo di cambi flessibili tra il settembre 1992 e il novembre 1996. Va tuttavia notato che il risultato di relativa efficacia della politica monetaria viene mantenuto anche se l’analisi viene effettuata su un periodo campionario caratterizzato da un assetto istituzionale relativamente omogeneo (alcuni degli studi citati partano dalla seconda parte degli anni ottanta, dove i vincoli sui capitali, seppur presenti, erano minori, o trascurano l’ultimo periodo degli anni novanta, caratterizzato da cambi flessibili) per cui l’interpretazione basata sul modello di Bernanke e Blinder in economia aperta potrebbe contribuire a spiegare un’apparente incoerenza teorica.

Il framework teorico proposto è in grado di spiegare anche perché a volte in seguito a una contrazione monetaria si osserva un deprezzamento del tasso di cambio anziché un apprezzamento. Tale fenomeno, indicato in letteratura come “exchange rate puzzle”, è stato rilevato da diversi lavori che studiano gli effetti della politica monetaria italiana negli anni ottanta e novanta (Grilli e Roubini, 1994; De Arcangelis e Di Giorgio, 1998, 1999; Gaiotti,

Gavosto e Grande, 1998). In particolare, se lo spostamento della CC verso sinistra è molto ampio, l'equilibrio potrebbe raggiungersi anche in un punto sotto la scheda BB e, al contrario di quanto atteso sulla base del tradizionale canale di trasmissione "estero" (cfr. sezione 2.2), essere associato a un deprezzamento del tasso di cambio.

Nel caso di una politica monetaria perfettamente anticipata, il modello di Bernanke e Blinder in economia aperta mantiene le principali caratteristiche dei modelli con aspettative razionali. Dalle soluzioni delle endogene riportate nell'Appendice I si ha che il reddito e il tasso di interesse nominale rimangono invariati al loro livello di trend ($y=i=0$), mentre gli effetti della variazione della moneta si scaricano interamente sui prezzi e sui salari ($p=w=m$). Anche in questo caso il livello del tasso di cambio è influenzato dal valore della elasticità dell'offerta di prestiti rispetto ai depositi per cui se questa si presenta relativamente elevata, nel nuovo equilibrio, il tasso di cambio può essere caratterizzato da un andamento opposto a quanto indicato dalla teoria tradizionale⁹.

4. L'evidenza empirica

L'Italia rappresenta un interessante caso studio per la verifica del modello di "credit view" in economia aperta. Da un lato, l'economia italiana, date le relativamente piccole dimensioni e l'elevato grado di apertura verso l'estero, è fortemente dipendente dai mercati finanziari internazionali; dall'altro è caratterizzata da una struttura finanziaria incline all'operare del canale "creditizio". Quest'ultimo aspetto può essere verificato attraverso la tavola 1 che riassume quattro indicatori riguardanti l'importanza relativa di questo canale di trasmissione nei principali paesi appartenenti all'area dell'euro.

La prima colonna evidenzia il peso del credito bancario rispetto al totale (definito come somma dei prestiti bancari e dei titoli, esclusi i prestiti commerciali), la seconda colonna riporta la percentuale dei prestiti bancari a breve termine, la terza colonna la quota dei prestiti stipulati a tasso variabile, la quarta colonna presenta l'incidenza dei prestiti erogati

⁹ In particolare, la soluzione del tasso di cambio diventa $e = -m[d\vartheta + v(1-z)]/d\vartheta$ (i significati dei simboli sono riportati nella tavola A1.1 dell'Appendice I) per cui una riduzione dello stock di moneta è associato a un apprezzamento del tasso di cambio solo se $z < 1 + d\vartheta/v$.

sulla base di garanzie reali. I valori tra parentesi nelle colonne a fianco rappresentano le posizioni in graduatoria dei paesi rispetto a ciascun indicatore.

Tav. 1

CONFRONTO INTERNAZIONALE SULL'EFFICACIA DEL CANALE DI TRASMISSIONE "CREDITIZIO"⁽¹⁾

	Credito bancario ⁽²⁾		Breve Termine ⁽³⁾		Tasso variabile ⁽⁴⁾		Garanzie Reali ⁽⁵⁾		Graduatoria ⁽⁶⁾
AU	97	(1)	27	(5)	28	(9)	31	(9)	6
BE	84	(3)	23	(6)	51	(5)	34	(7)	5
FR	63	(7)	17	(7)	43	(7)	41	(3)	8
GE	84	(4)	16	(9)	45	(6)	36	(5)	7
IT	85	(2)	54	(1)	79	(2)	40	(4)	1
PB	71	(6)	17	(8)	35	(8)	36	(6)	9
SP	82	(5)	41	(2)	67	(4)	33	(8)	4
SV	37	(9)	29	(4)	70	(3)	61	(1)	3
RU	45	(8)	38	(3)	85	(1)	59	(2)	2
Media	72	-	29	-	56	-	41	-	-

Fonte: Borio (1996).

(1) I dati si riferiscono al 1993. Per la Svezia sono relativi al 1992. – (2) Quota del credito bancario rispetto al totale; il credito totale è definito come il complesso dei prestiti delle banche e delle altre istituzioni finanziarie e dei titoli, esclusi i prestiti commerciali. – (3) Quota dei prestiti a breve termine. – (4) Quota dei prestiti a tasso variabile. – (5) Quota dei prestiti basati su garanzie reali. – (6) Graduatoria basata sulla media semplice degli indicatori.

In sintesi l'efficacia relativa del canale di trasmissione "creditizio" è tanto maggiore quanto più alto è l'indebitamento delle famiglie e delle imprese nei confronti del sistema bancario e quanto minore è la loro capacità di finanziamento "diretto" attraverso il mercato dei capitali o forme di autofinanziamento. La rapidità della trasmissione è elevata se i finanziamenti bancari sono concessi a breve termine e a tasso variabile. Un ultimo fattore da considerare è costituito dalle garanzie patrimoniali, per cui le variazioni dei prestiti bancari sono più accentuate se l'affidamento è basato prevalentemente su una visione statica del merito di credito (garanzie patrimoniali e personali) piuttosto che dinamica (redditività prospettica).

Dal momento che ogni paese ha caratteristiche differenti che non vanno in un'unica direzione, l'ultima colonna della tavola 1 riporta una graduatoria complessiva basata su una media semplice delle posizioni raggiunte da ciascun paese rispetto ai quattro indicatori. Il

risultato evidenziato da questo indice generale è che l'Italia, il Regno Unito e la Svezia mostrano le condizioni più favorevoli per l'operare del canale "creditizio", mentre la Francia, la Germania e i Paesi Bassi si trovano in una situazione opposta. L'eterogeneità dei canali "creditizi" viene inoltre accentuata dalle differenze nei sistemi produttivi nazionali. Le imprese di piccola dimensione (con un numero di dipendenti inferiore alle 50 unità) sono maggiormente diffuse in Italia e nel Regno Unito (dove si attestano, rispettivamente, all'89 e al 70 per cento del totale delle imprese) rispetto alla Germania (58 per cento), indicando una maggiore sensibilità rispetto a "strette" creditizie (Giovannetti, 1997). Gli studi empirici finora svolti sembrano confermare queste differenze: la presenza di un "efficace" canale creditizio è stata riscontrata in Italia (Buttiglione e Ferri, 1994; Angeloni et al., 1995; Bagliano e Favero, 1995; Fanelli e Paruolo, 1999) e nel Regno Unito (Dale e Haldane, 1993a, 1993b, 1995), mentre non è stata rilevata per la Francia (Bellando e Pollin, 1996), la Germania (Barran, Coudert e Mojon, 1995) e i Paesi Bassi (Garretsen e Swank, 1996).

4.1 I modelli VAR e l'analisi dei meccanismi di trasmissione della politica monetaria

Seguendo l'ampia letteratura avviata dal lavoro seminale di Sims (1980), l'analisi empirica del lavoro si propone di studiare le caratteristiche della politica monetaria italiana degli ultimi due decenni attraverso l'approccio VAR strutturale (Giannini, 1992)¹⁰. In particolare, alla luce delle considerazioni fatte circa l'influenza della politica monetaria italiana per il raggiungimento degli obiettivi interni nel periodo di appartenenza allo SME (cfr. sezione 3), questo studio cerca di verificare l'efficacia dei tre canali di trasmissione descritti nella sezione 2 in un periodo caratterizzato per larga parte da cambi semi-fissi. L'oggetto del lavoro, pur avendo natura retrospettiva, è interessante perché allo stato dell'arte non esiste un consenso unanime circa l'operare dei diversi canali di trasmissione.

La linea seguita nella specificazione del modello ha cercato, per quanto possibile, di non essere condizionata da scelte discrezionali (Canova, 1992). A tal fine, la strategia di specificazione del modello, sviluppata nell'Appendice II, è stata implementata in modo da

¹⁰ Le applicazioni più recenti, per paesi diversi dagli Stati Uniti, che utilizzano la metodologia VAR includono, tra gli altri, Sims (1992), Gerlach e Smets (1995), Kim e Roubini (2000), Barran, Coudert e Mojon (1996), Clarida e Gertler (1996), Smets (1997), Dedola e Lippi (2000).

risultare al contempo *theory consistent* e *data coherent* e tale da limitare il grado di soggettività nella scelta degli schemi identificativi.

4.2 La struttura del modello

Il modello VAR utilizzato nel presente lavoro è caratterizzato da un *lag* di ordine 8, una costante e un trend lineare. L'introduzione di 5 dummy puntuali¹¹ permette di ottenere la normalità dei residui della forma ridotta. Il set informativo si compone di nove variabili a frequenza mensile, di cui sei endogene e tre esogene. Le variabili endogene sono indicate dai seguenti acronimi:

- 1- IP: indice della produzione industriale destagionalizzato¹²;
- 2- CPI: indice dei prezzi al consumo destagionalizzato;
- 3- MR: tasso di interesse nominale a tre mesi italiano;
- 4- ER: tasso di cambio nominale (certo per incerto) tra lira e marco tedesco;
- 5- SPREAD: differenziale tra il tasso medio sugli impieghi a breve termine e il tasso netto dei BTP con scadenza oltre l'anno;
- 6- W: indice del salario contrattuale nominale.

Le variabili esogene sono invece rappresentate da:

- 7- CPIG: indice dei prezzi al consumo tedeschi destagionalizzato;
- 8- MRG: tasso di interesse nominale a tre mesi tedesco;
- 9- IPW: indice dei prezzi mondiali delle materie prime destagionalizzato.

¹¹ Le prime 4 dummy riflettono le operazioni di politica monetaria della Banca d'Italia avvenute durante la crisi valutaria del 1992 (92:07, 92:08 e 92:09) e la crisi del Messico del 1995 (95:03). L'ultima dummy (95:01) permette di normalizzare l'equazione del salario rispetto agli effetti dei rinnovi contemporanei dei contratti dei settori metalmeccanico, del commercio e del credito avvenuti dopo il periodo di "congelamento" del biennio 1993-94.

¹² La scelta di tale variabile, nonostante il fatto che il suo contributo alla formazione del prodotto nazionale sia diminuito nel corso degli anni, è dettata dall'esigenza di catturare in maniera appropriata gli effetti del canale creditizio sugli investimenti (Bagliano e Favero, 1997). L'andamento della produzione industriale è inoltre strettamente correlato a quello del prodotto interno lordo (Schlitzer, 1993).

Tutte le variabili sono di fonte IFS, tranne quelle di cui ai punti 5 e 6, tratte dalla Base Informativa del Servizio Studi della Banca d'Italia (BISS). L'analisi grafica delle variabili è riportata nell'Appendice II.

Tutte le serie sono in logaritmi eccetto, ovviamente, i tassi di interesse. Il *set* informativo, coerente con il modello teorico sviluppato nell'Appendice I, risponde a una duplice esigenza; da un lato, quella di rappresentare in modo adeguato l'assetto istituzionale che ha caratterizzato la conduzione della politica monetaria italiana negli anni ottanta e novanta, dall'altro, quella di identificare i diversi canali di trasmissione. La frequenza mensile della variabili consente di applicare delle *minimum delay restrictions* à la Sims (1992) economicamente plausibili (cfr. sezione 4.4).

Le prime due variabili costituiscono gli obiettivi interni di politica economica, mentre MR è lo strumento di policy¹³. Il tasso di cambio ER rappresenta l'obiettivo esterno della politica monetaria e, al contempo, una variabile di informazione per la banca centrale. L'introduzione dello spread, come già discusso nella sezione 2, è motivata dall'elevato contenuto informativo di questa variabile nello spiegare le condizioni del mercato del credito e l'impatto di quest'ultimo sul lato reale dell'economia. Il salario nominale svolge una doppia funzione: da un lato consente di modellare la curva di offerta aggregata dell'economia e, dall'altro, rappresenta una *proxy* dell'inflazione attesa (cfr. equazione A1.10).

Il periodo campionario, che va dal gennaio 1984 al dicembre 1998 (in linea con quelli utilizzati da Juselius, 1997 ed Ehrmann, 1998), pur comportando la perdita di gradi di libertà,

¹³ Nelle letteratura econometrica degli ultimi anni (cfr., ad esempio, Strongin, 1995; Bernanke e Mihov, 1998) è andata consolidandosi la convinzione che un indicatore corretto per misurare l'impatto e la direzione dei cambiamenti di politica monetaria sia rappresentato da un tasso a breve del mercato monetario. Il tradizionale approccio di identificare mutamenti nella *stance* di *policy* con le variazioni dello stock di moneta, non è infatti adeguato, poiché il tasso di crescita degli aggregati monetari dipende, oltre che da fattori di offerta, anche da fattori di domanda. I mutamenti nella velocità di circolazione della moneta, causati dall'innovazione finanziaria, dalla deregolamentazione e da altri fattori, rappresentano infatti degli ostacoli all'utilizzo degli aggregati monetari come indicatori della politica monetaria. L'adeguatezza nell'utilizzo di un tasso a breve del mercato monetario (il tasso *overnight*, il pronti contro termine o l'interbancario a uno o tre mesi) quale strumento di *policy* per il caso italiano, è documentata, tra gli altri, in Ansuini, Fornasari e Paruolo (1992), Amisano, Cesura, Giannini e Seghelini (1994), De Felice e Esposito (1995) e De Arcangelis e Di Giorgio (1998).

garantisce una maggiore stabilità alle stime¹⁴ così da non incorrere in mutamenti strutturali della funzione di reazione (critica di Lucas, 1976).

4.3 L'identificazione delle relazioni di lungo periodo: l'analisi di steady-state

L'identificazione dello spazio di cointegrazione e la determinazione delle caratteristiche del trend che guida il sistema, rappresentano un passaggio fondamentale per la successiva fase di strutturalizzazione. Tali relazioni forniscono, infatti, utili informazioni per l'identificazione del modello e l'analisi dinamica, legata alle funzioni di risposta ad impulso (IRF) e alla scomposizione della varianza dell'errore di previsione (FEVD).

L'analisi empirica, sviluppata attraverso il metodo FIML di Johansen (1995) permette di identificare quattro relazioni di lungo periodo trend stazionarie, coerenti con il modello teorico (cfr. Appendice I). Attribuire un significato economico a ogni vettore di cointegrazione rappresenta un importante guadagno di informazioni per comprendere i meccanismi di aggiustamento e per ridurre, di conseguenza, la discrezionalità delle scelte nella fase di strutturalizzazione del modello.

Le relazioni di cointegrazione, accettate a un livello di significatività superiore al 10 per cento (cfr. Appendice II), possono essere rappresentate nel seguente modo:

$$(4.1) \quad IP_t = -0.28 (MR_t - E_t CPI_{t+1} + CPI_t) - 0.16 (ER_t + CPI_t - CPIG_t) - 2.11 SPREAD_t + 0.0009 t$$

$$(4.2) \quad IP_t = -0.67 (W_t - CPI_t) - 0.14 IPW_t + 0.0016 t$$

$$(4.3) \quad MR_t = 0.10 IP_t + 0.61 CPI_t + 1.25 SPREAD_t - 0.003 t$$

$$(4.4) \quad MR_t = MRG_t - 0.57 CPI_t + 1.58 CPIG_t - 0.008 ER_t - 0.002 t.$$

¹⁴ Come evidenziato in diversi lavori empirici per l'Italia (Muscatelli e Tirelli, 1996; Dornbusch, Favero e Giavazzi, 1998; Ehrmann, 1998) il periodo campionario preso in considerazione assicura la stabilità nei parametri della funzione di reazione della banca centrale. Per stimare invece il modello su un periodo campionario più lungo, si dovrebbero valutare opportune condizioni per evitare l'instabilità nei parametri e l'inefficienza delle stime, in modo da non falsificare i risultati derivanti dalle simulazioni del modello (Hendry e Mizon, 1998).

La robustezza delle relazioni di cointegrazione è stata testata attraverso l'approccio di cointegrazione non riducibile (Davidson, 1998; cfr. Appendice II).

Il primo vettore di cointegrazione rappresenta la domanda di beni (cfr. l'equazione A1.7 del modello): la produzione industriale cresce attorno a un trend lineare e dipende negativamente dal tasso di interesse reale, dal tasso di cambio reale (certo per incerto) e dallo *spread*. Il tasso di interesse reale viene calcolato utilizzando il salario nominale come *proxy* del livello dei prezzi atteso (cfr. Appendice I).

Nel secondo vettore di cointegrazione, che rappresenta l'offerta aggregata, le deviazioni dal sentiero di lungo periodo del reddito dipendono negativamente dal salario reale e dall'indice mondiale dei prezzi delle materie prime. L'inclusione del trend permette di cogliere la dinamica di alcune variabili omesse (ad esempio i cambiamenti nella produttività dei fattori).

Il terzo vettore di cointegrazione rappresenta l'equilibrio congiunto sul mercato della moneta e del credito (scheda MC, "money and credit"). Il calcolo di questo equilibrio, alternativo a quello proposto da Bernanke e Blinder (scheda CC "commodities and credit"), consente di non utilizzare la moneta nel set informativo delle variabili. Dal punto di vista analitico la scheda MC, può essere rappresentata dalla soluzione del sottosistema (A1.1)–(A1.6), data da $i_t = \frac{kz - \psi}{az} y_t + \frac{z - 1}{az} p_t + \frac{\vartheta}{az} \tilde{\rho}_t$ (si ricorda che il significato dei simboli è riportato nella tavola A1.1). Il trend coglie gli effetti dell'innovazione finanziaria.

Dall'esame dei coefficienti della (4.3) è possibile effettuare alcune considerazioni. In primo luogo, l'elasticità dell'offerta di prestiti rispetto ai depositi (z) risulta superiore all'unità, un risultato coerente con gli effetti prodotti dall'abolizione del vincolo di portafoglio e dalla deregolamentazione del mercato del credito a partire dai primi anni novanta (Buttiglione e Ferri, 1994). In secondo luogo, utilizzando anche i valori dei coefficienti strutturali ricavati dalle relazioni di cointegrazione (4.1) e (4.2), si può individuare sotto quali condizioni la politica monetaria italiana ha avuto un più ampio margine di manovra nel periodo di cambi fissi (cfr. Appendice I). In particolare, dato $z > 1$, è possibile dimostrare che gli effetti di eventuali politiche monetarie non anticipate sul reddito sono stati tanto più elevati quanto più efficace è stato il canale "creditizio" (v) e quanto

minore è stata l'efficacia dei canali “monetario” (f) ed “estero” (d). Tali condizioni, come ricordato nella sezione precedente, massimizzano le traslazioni della CC in seguito a manovre di politica monetaria (cfr. fig. 1).

Il quarto vettore di cointegrazione rappresenta una combinazione in livelli tra la “uncovered interest parity” e la condizione di parità dei poteri d'acquisto (Johansen e Juselius, 1992). L'idea sottostante è che sebbene la UIP descriva una condizione di equilibrio di tipo *forward-looking*, il processo di riaggiustamento sul mercato dei cambi possa non sempre avvenire sulla base di soli fattori finanziari. L'evidenza empirica sembra infatti suggerire che la UIP rappresenti una relazione stazionaria nel lungo periodo solo se si considera un premio al rischio *time-dependent*, che tenga conto dell'evoluzione della PPP. La relazione proposta rappresenta pertanto un processo di aggiustamento del mercato dei cambi che dipende sia del differenziale tra i tassi di interesse sia dell'evoluzione dei fattori di competitività tra le due economie. Anche in questo caso la presenza del trend è giustificata dalla possibile omissione di variabili rilevanti (ad esempio i diversi fattori istituzionali che incidono sul premio al rischio tra i titoli italiani e quelli tedeschi)¹⁵.

4.4 L'identificazione del modello VAR strutturale

L'analisi VAR strutturale ipotizza che i disturbi istantanei che si osservano nel modello ridotto siano funzione di un insieme di shock non osservabili ed ortogonali tra loro. Questi ultimi sono i veri impulsi strutturali del sistema, in relazione ai quali è sensato calcolare le funzioni di risposta. Il passaggio dalla forma ridotta a quella strutturale consiste quindi nello stimare le relazioni che legano gli shock osservabili (ε) a quelli strutturali (e).¹⁶

¹⁵ I coefficienti sui prezzi e sul tasso di cambio sono significativamente diversi tra loro. Questo risultato, oltre che dall'omissione di variabili rilevanti come il premio al rischio, potrebbe dipendere dall'utilizzo dei livelli dei prezzi al consumo anziché dei livelli dei prezzi dei beni commerciati tra Italia e Germania.

¹⁶ Il problema dell'identificazione del modello strutturale è propedeutico rispetto alla fase di simulazione dinamica, in quanto è legittimo assegnare un senso coerente alle indicazioni provenienti dal calcolo delle risposte ad impulso solo se è possibile assegnare ad esse il significato di derivate parziali. Ciò è vero solo se la matrice di varianze e covarianze dei termini di disturbo è diagonale, ossia se gli elementi sono reciprocamente ortogonali. Nel modello VAR questa proprietà non è solitamente soddisfatta.

Seguendo l'approccio di Giannini (1992), nel presente lavoro il modello VAR viene strutturalizzato con l'impiego di un modello AB ($A\varepsilon=Be$). Lo schema identificativo adottato rappresenta un caso generale del modello K (Kim, 1999; Kim e Roubini, 2000), del modello C (Smets, 1997) e del modello ricorsivo à la Cholesky (Barran, Coudert e Mojon, 1996; Ramaswamy e Sloek, 1997). Il modello AB riduce sensibilmente la sensitività dell'analisi dinamica rispetto alla scelta tra questi schemi alternativi di identificazione che sono infatti *nested* in esso¹⁷.

Lo schema identificativo di partenza è dato da:

$$(4.5) \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & a_{34} & a_{35} & a_{36} \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & a_{45} & 0 \\ a_{51} & a_{52} & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{IP} \\ \varepsilon_{CPI} \\ \varepsilon_{MR} \\ \varepsilon_{ER} \\ \varepsilon_{SPREAD} \\ \varepsilon_W \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & b_{34} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{53} & 0 & b_{55} & 0 \\ 0 & b_{62} & 0 & 0 & 0 & b_{66} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{IP} \\ e_{CPI} \\ e_{MR} \\ e_{ER} \\ e_{SPREAD} \\ e_W \end{bmatrix}.$$

Tale schema, che fornisce 51 restrizioni (comprese quelle di normalizzazione degli elementi sulla diagonale principale della matrice A), risulta esattamente identificato.

La caratteristica peculiare della relazione (4.5) è la non diagonalità della matrice B, che permette di dare allo SVAR una interpretazione che richiama quella dei modelli strutturali tradizionali. Infatti, le componenti stocastiche delle varie equazioni possono essere tra loro legate in modo da avere uno o più shock "primitivi" in comune. In particolare, si suppone che vi sia una influenza "strutturale" del tasso di cambio sul tasso di interesse, dei prezzi rispetto al salario e, infine, del tasso di interesse sullo spread.

Il primo legame (b_{34}) è giustificato dal fatto che una variazione strutturale di competitività (ad esempio una svalutazione causata da un attacco speculativo) influenza la

¹⁷ Come messo in evidenza da Kieler e Saarenheimo (1998), nel caso di lavori basati su modelli VAR, la scelta dello schema di identificazione influenza profondamente i risultati raggiunti. Lo spettro di funzioni di risposta ad impulso che si determina in corrispondenza della scelta di schemi di identificazione teoricamente plausibili è tipicamente molto elevato. Infatti, non solo le IRF mostrano ampie variazioni a seconda degli schemi adottati, ma è la stessa forma della funzione che può sensibilmente variare, portando così il ricercatore ad avere risposte che possono essere al limite, diametralmente opposte a seconda delle restrizioni imposte al modello.

politica monetaria, che si riequilibra rispetto al nuovo livello del tasso di cambio reale. Il nesso causale tra i disturbi strutturali dell'equazione dei prezzi e quella del salario (b_{62}) implica che uno shock esogeno sul mercato dei beni si riflette nella contrattazione salariale, sia attraverso i meccanismi di indicizzazione, operanti per buona parte del periodo campionario, sia attraverso le attese di prezzo. Il terzo legame (b_{53}), vuole verificare l'ipotesi, dibattuta in letteratura, che le variazioni autonome delle condizioni monetarie influenzino in modo strutturale, all'interno del mese, il costo dell'indebitamento bancario.

Si noti che i tre nessi di causalità proposti sono di tipo unidirezionale ($e \rightarrow i$, $p \rightarrow w$, $i \rightarrow \tilde{p}$). La semplificazione adottata, necessaria per ottenere le condizioni di rango per l'identificazione del modello, deriva dalle seguenti ipotesi: a) una variazione "autonoma" del tasso di interesse influenza all'interno del mese il cambio attraverso il legame correlativo a_{43} ma non provoca un cambiamento "strutturale" della parità (cfr. sezione 4.5); b) uno shock dei salari contrattati non determina cambiamenti sui prezzi all'interno del mese a causa della presenza di rigidità nominali; c) una variazione autonoma dello spread, dovuta a cambiamenti del merito di credito delle imprese, non determina un effetto strutturale e immediato della politica monetaria che osserva invece le condizioni di liquidità sul mercato creditizio colte attraverso il nesso correlativo fornito dalla a_{35} .

Le *minimum delay restrictions* utilizzate nella matrice A riguardano l'assenza di effetti contemporanei degli shock di forma ridotta delle variabili del blocco finanziario (MR, ER e SPREAD) rispetto a quelle del blocco reale dell'economia (IP, CPI) e la rigidità (di breve periodo) del salario nominale rispetto a qualsiasi altro shock osservabile del sistema. Tali ipotesi trovano ampia giustificazione da un punto di vista teorico e sono condivise in tutti i lavori empirici che utilizzano la metodologia SVAR. L'ultimo vincolo imposto deriva dall'ipotesi che gli effetti del tasso di cambio sullo spread, mediati dal tasso di interesse, si completino solo con un certo ritardo temporale.

La logica sottostante al modello può essere meglio interpretata considerando separatamente le equazioni che mettono in relazione le innovazioni di forma ridotta (ε , osservabili) agli shock strutturali indipendenti (e , non osservabili):

$$(4.6) \quad \varepsilon_{IP} = b_{11}e_{IP}$$

$$(4.7) \quad a_{21}\varepsilon_{IP} + \varepsilon_{CPI} = b_{22}e_{CPI}$$

$$(4.8) \quad a_{31}\varepsilon_{IP} + a_{32}\varepsilon_{CPI} + \varepsilon_{MR} + a_{34}\varepsilon_{ER} + a_{35}\varepsilon_{SPREAD} + a_{36}\varepsilon_W = b_{33}e_{MR} + b_{34}e_{ER}$$

$$(4.9) \quad a_{41}\varepsilon_{IP} + a_{42}\varepsilon_{CPI} + a_{43}\varepsilon_{MR} + \varepsilon_{ER} + a_{45}\varepsilon_{SPREAD} = b_{44}e_{ER}$$

$$(4.10) \quad a_{51}\varepsilon_{IP} + a_{52}\varepsilon_{CPI} + \varepsilon_{SPREAD} = b_{53}e_{MR} + b_{55}e_{SPREAD}$$

$$(4.11) \quad \varepsilon_W = b_{62}\varepsilon_{CPI} + b_{66}e_W.$$

L'equazione (4.6) attribuisce i movimenti di breve periodo delle innovazioni di forma ridotta della produzione industriale solamente a shock strutturali di carattere reale, senza distinguere se essi siano di offerta piuttosto che di domanda.

La (4.7) può essere interpretata come un'equazione di determinazione dei prezzi di breve periodo. Le innovazioni dell'indice dei prezzi al consumo, dato lo shock osservabile della produzione industriale, sono causate da cambiamenti del mark-up, del prezzo delle materie prime e dei beni importati.

La (4.8) rappresenta la funzione di reazione di breve periodo della banca centrale. Al fine di isolare shock esogeni di politica monetaria e per evitare di incorrere nella critica di Sims, viene proposta un'equazione molto generale, in grado di cogliere un ampio spettro di modelli teorici di condotta. Il maggior ruolo che la componente sistematica della politica monetaria ha assunto a partire dai primi anni ottanta (Gaiotti, Gavosto e Grande, 1998) ha suggerito una formulazione della funzione di risposta che va al di là del *framework* rappresentato da una semplice "Taylor rule".

Le innovazioni di forma ridotta del tasso di interesse, dati i movimenti osservati del tasso di cambio (attraverso i quali si effettua il pegging), dello spread (informativo circa le condizioni sul mercato del credito), del salario (*proxy* delle pressioni inflazionistiche attese) e degli obiettivi interni di prezzo e reddito, sono attribuiti ai disturbi che nascono in modo autonomo dal mercato dei cambi o da azioni di politica monetaria non anticipate.

L'inclusione del disturbo strutturale del cambio, oltre che del suo shock in forma ridotta, come già accennato, ha lo scopo distinguere gli effetti che una variazione strutturale

della parità può determinare sulla condotta della politica monetaria rispetto a quelli imputabili alla politica di *pegging*.

L'equazione (4.9) è interpretabile come un'equazione di determinazione del tasso di cambio. Quest'ultimo può essere considerato un *forward looking asset price* e ha senso ipotizzare che le variabili del modello abbiano potenzialmente un effetto contemporaneo su di esso.

La (4.10) stabilisce che le innovazioni di forma ridotta dello spread, dati gli shock osservabili della produzione industriale e dei prezzi (che misurano la redditività delle imprese e il loro fabbisogno finanziario), dipendono dai disturbi "primitivi" sul mercato del credito (e_{SPREAD}) e da shock di politica monetaria (e_{MR}) tra loro ortogonali (che rappresentano il lato dell'offerta).¹⁸

L'ultima equazione identifica gli shock sul mercato del lavoro. Le innovazioni di forma ridotta del salario nominale sono attribuite agli effetti "strutturali" dei cambiamenti delle modalità di contrattazione salariale (e_W) e dei prezzi (e_{CPI}).

Partendo dall'equazione matriciale (4.5) e seguendo una strategia dal generale al particolare, si giunge all'accettazione, con un livello di significatività superiore al 21 per cento, del seguente modello (cfr. Appendice II):

$$(4.12) \quad \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & a_{34} & a_{35} & a_{36} \\ a_{41} & 0 & 0 & 1 & a_{45} & 0 \\ a_{51} & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{IP} \\ \varepsilon_{CPI} \\ \varepsilon_{MR} \\ \varepsilon_{ER} \\ \varepsilon_{SPREAD} \\ \varepsilon_W \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & b_{34} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b_{55} & 0 \\ 0 & b_{62} & 0 & 0 & 0 & b_{66} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{IP} \\ e_{CPI} \\ e_{MR} \\ e_{ER} \\ e_{SPREAD} \\ e_W \end{bmatrix}.$$

In tale schema, sono state eliminate, in quanto non statisticamente significative, le correlazioni istantanee tra i residui di forma ridotta dei prezzi e quelli del tasso di cambio

¹⁸ Il problema dell'identificazione degli shock autonomi sul mercato del credito viene risolto supponendo una curva di offerta di prestiti perfettamente elastica al costo dei finanziamenti bancari (un'interpretazione simile è fornita in Fanelli e Paruolo, 1999). Tale ipotesi è giustificata dall'assenza di vincoli amministrativi e di fenomeni di razionamento del credito nel periodo esaminato.

($a_{42} = 0$) e dello spread ($a_{52} = 0$). La non significatività della produzione industriale e dei prezzi nella terza equazione ($a_{31} = a_{32} = 0$) indica un caso di *information delay* (Sims e Zha, 1994; Roubini e Kim, 1999). L'utilizzo di dati mensili rende infatti improbabile che le autorità monetarie possano osservare, e reagire, agli sviluppi del reddito entro il mese. La non significatività della reazione del tasso di interesse rispetto all'indice dei prezzi al consumo è giustificata, oltre che dai ritardi informativi, anche dal fatto che la funzione di reazione tiene conto delle pressioni salariali i cui dati sono più velocemente disponibili e forniscono informazioni sull'andamento futuro del costo del lavoro su un orizzonte di due anni.

Risultano infine statisticamente pari a zero i coefficienti a_{43} e b_{53} . Il legame non significativo, all'interno del mese, tra le innovazioni osservate del tasso di interesse e del tasso di cambio evidenzia la presenza di un "exchange rate puzzle": movimenti osservati del tasso di interesse non producono effetti sul tasso di cambio. Questo risultato sembra indicare l'inefficacia del canale di trasmissione "estero".

La non significatività del legame tra il tasso di interesse e lo spread dipende dal diverso comportamento tenuto dalle banche nel corso del periodo campionario. In un primo periodo, che va approssimativamente dall'abolizione dei vincoli amministrativi fino all'inizio degli anni novanta, l'offerta di prestiti è stata "schermata" dagli effetti di politiche monetarie restrittive attraverso la ricomposizione del portafoglio titoli. Solo in seguito, raggiunta la composizione desiderata del portafoglio titoli, il sistema bancario ha reagito in modo più immediato alle variazioni delle condizioni di liquidità (Buttiglione e Ferri, 1994; Angeloni et al., 1995; Bagliano e Favero, 1995).

4.5 L'analisi dinamica

Dopo aver identificato l'equilibrio di *steady state* dello SVAR, si può analizzare l'aggiustamento dinamico del sistema rispetto all'operare dei diversi shock strutturali (tra loro ortogonali) delle variabili endogene.

Le funzioni di risposta ad impulso sono riportate nelle figure 2-5 che si riferiscono, rispettivamente, a shock del tasso di interesse (e_{MR}), del tasso di cambio (e_{ER}), dello spread

(e_{SPREAD}) e del salario (e_W). In ogni figura vengono rappresentate, per ogni singolo shock, le risposte dell'indice dei prezzi al consumo (a), dell'indice della produzione industriale (b), del tasso di interesse (c), dello spread (d), del tasso di cambio nominale lira-marco (e) e dell'indice dei salari nominali (f). Le risposte rispetto a shock dell'indice dei prezzi al consumo e della produzione industriale sono riportate nell'Appendice III. In ogni figura l'orizzonte temporale di riferimento è di 4 anni.

Un'indicazione preliminare sulla corretta specificazione del modello viene fornita dagli andamenti delle variabili endogene rispetto al loro shock. In seguito ad un aumento del tasso di interesse di 25 punti base (pari a una deviazione standard di e_{MR}) la politica monetaria si mantiene restrittiva per circa sette mesi, per poi ritornare verso il livello base, a seguito di un processo di *mean reverting* causato dalle pressioni deflazionistiche derivanti dalla contrazione della domanda (fig. 2c).

Uno shock proveniente dal mercato dei cambi (e_{ER} , pari ad una rivalutazione dello 0,75 per cento) raggiunge valori massimi già nel secondo mese (1 per cento) e, nonostante il processo di *mean reverting* che si innesca a partire dal terzo mese, si posiziona su un nuovo sentiero di equilibrio superiore dello 0,5 per cento rispetto al valore di base (fig. 3e).

Effetti temporanei si registrano invece a fronte di uno shock di offerta sul mercato del credito indipendente da azioni di politica monetaria (e_{SPREAD}): la risposta dello spread a un suo shock di 20 punti base risulta, infatti, statisticamente significativa fino al sesto mese, per raggiungere dopo circa tre anni un nuovo sentiero di equilibrio su valori simili al livello pre shock (fig. 4d).

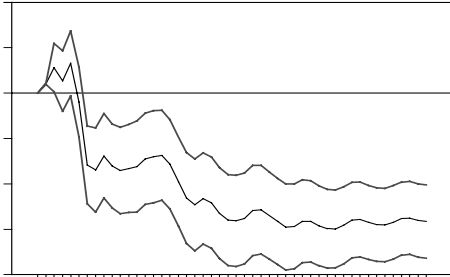
Uno shock del salario contrattato di 33 punti base ha natura persistente. Esso riflette il nuovo "gradino" determinato dalla contrattazione tra le parti sociali (fig. 5e).

Gli effetti di una manovra di politica monetaria restrittiva possono essere analizzati attraverso la figura 2. Un aumento del tasso di interesse di un quarto di punto determina effetti non solo sui prezzi ma anche sull'output. Quest'ultimo è statisticamente significativo per oltre due anni, mentre nel lungo periodo viene confermata l'ipotesi di neutralità. Non si rilevano dei "price puzzle" (Christiano e Eichenbaum, 1992; Grilli e Roubini, 1992, 1993 e 1994).

EFFETTI DI UNA POLITICA MONETARIA RESTRITTIVA

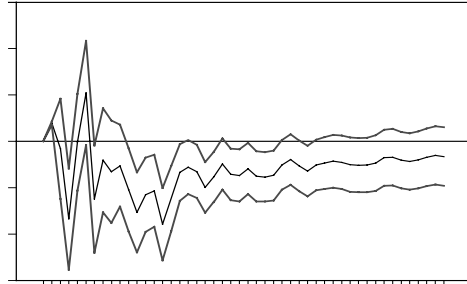
L'esperimento di policy consiste nell'aumento del tasso di interesse di 25 punti base (pari a una deviazione standard di e_{MR}). Il livello di confidenza è del 10 per cento.

(a) Risposta dell'indice dei prezzi al consumo



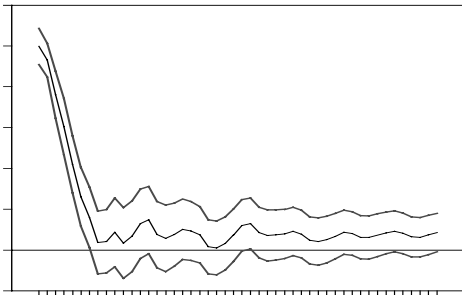
La flessione del livello dei prezzi è continua, persistente e statisticamente significativa nel lungo periodo. Il valore massimo (-0,06%) è raggiunto dopo circa 3 anni.

(b) Risposta della produzione industriale



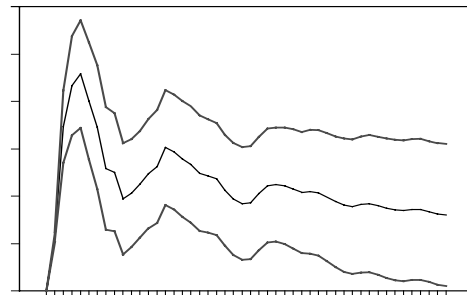
L'effetto sull'output è statisticamente significativo per oltre 2 anni. Poi si riscontra un andamento *mean reverting* verso i livelli base della simulazione, che conferma l'ipotesi di neutralità di lungo periodo. Il minimo è raggiunto poco dopo un anno (-0,2% circa).

(c) Risposta del tasso di interesse



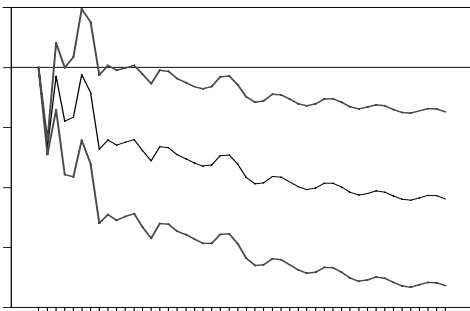
La politica monetaria si mantiene restrittiva per 6 mesi, per poi ritornare verso il livello base della simulazione a causa delle pressioni deflazionistiche derivanti dalla contrazione della domanda.

(d) Risposta dello spread



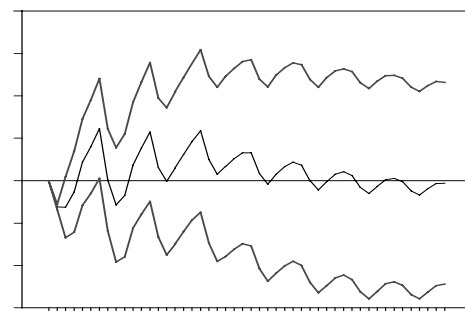
La contrazione monetaria non modifica significativamente lo spread nel primo mese a causa dell'iniziale ricomposizione del portafoglio titoli. L'ampliamento dello spread è massimo dopo quattro mesi (0,12 %) per poi tornare lentamente verso i valori di base.

(e) Risposta del tasso di cambio DM/L



La risposta del tasso di cambio a una politica monetaria restrittiva evidenzia un "exchange rate puzzle". Il deprezzamento, statisticamente significativo solo a partire dall'inizio del secondo anno, è causato dal verificarsi della condizione di *uncovered interest parity* di lungo periodo.

(f) Risposta del salario nominale

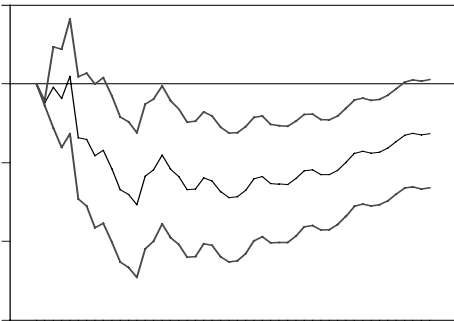


Lo shock del tasso di interesse si accompagna a una iniziale contrazione delle aspettative inflazionistiche. A partire dal terzo mese la risposta risulta non significativa.

EFFETTI DI UNA RIVALUTAZIONE DEL TASSO DI CAMBIO

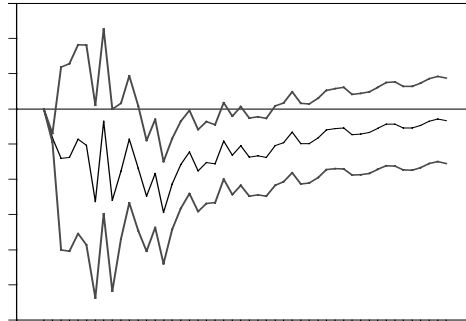
L'esperimento consiste in una rivalutazione del tasso di cambio nominale dello 0,75 per cento (pari a una deviazione standard di e_{ER}). Il livello di confidenza è del 10 per cento.

(a) Risposta dell'indice dei prezzi al consumo



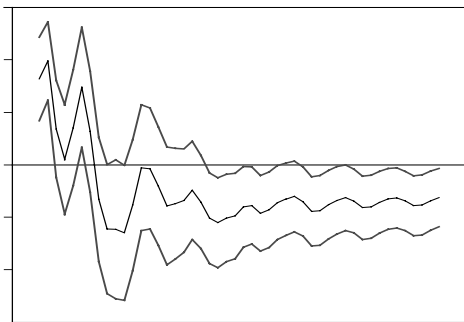
La flessione del livello dei prezzi, significativa a partire dall'ottavo mese, raggiunge il valore massimo (0,04%) dopo circa 1 anno. Nel lungo periodo lo shock è riassorbito e i prezzi tornano ai livelli di base della simulazione.

(b) Risposta della produzione industriale



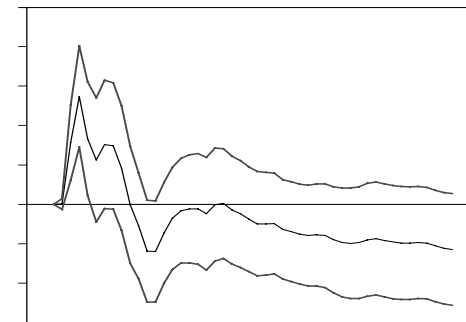
La riduzione della competitività commerciale determina una significativa contrazione della produzione per circa un anno e mezzo, a partire dal dodicesimo mese.

(c) Risposta del tasso di interesse



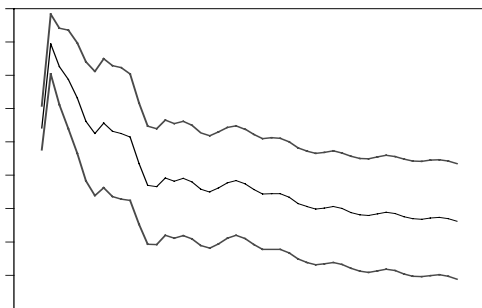
Al verificarsi della rivalutazione del cambio, il tasso di interesse aumenta in modo significativo per alcuni mesi. Questo andamento potrebbe essere spiegato dal disallineamento del tasso di interesse precedente lo shock a causa della difesa della parità. Nel lungo periodo il tasso si riduce per riavviare la produzione.

(d) Risposta dello spread



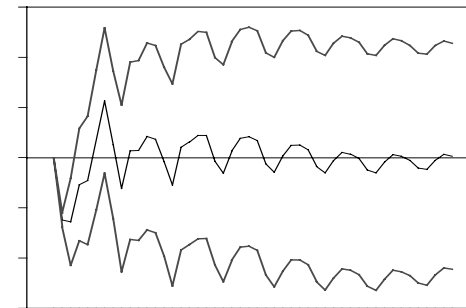
L'iniziale aumento del tasso di interesse si accompagna a un iniziale ampliamento dello spread. In seguito, si verifica un'inversione di tendenza a causa dell'allentamento delle condizioni monetarie.

(e) Risposta del tasso di cambio L/DM



In seguito alla rivalutazione il cambio continua a crescere per l'aumento del tasso di interesse raggiungendo il valore massimo nel secondo mese (1%). A seguito dell'allentamento delle condizioni monetarie esso converge verso un valore più basso dell'iniziale shock.

(f) Risposta del salario nominale

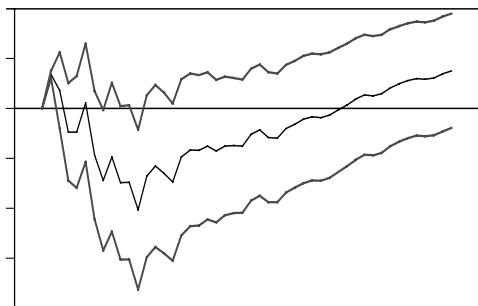


La riduzione significativa dei prezzi si accompagna a salari e aspettative inflazionistiche inizialmente in calo e successivamente sostanzialmente stabili.

EFFETTI DI UN AMPLIAMENTO DELLO SPREAD

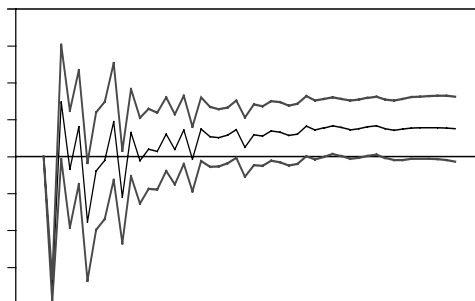
L'esperimento consiste in un aumento dello spread di circa 20 punti base (pari a una deviazione standard di e_{SPREAD}). Il livello di confidenza è del 10 per cento.

(a) Risposta dell'indice dei prezzi al consumo



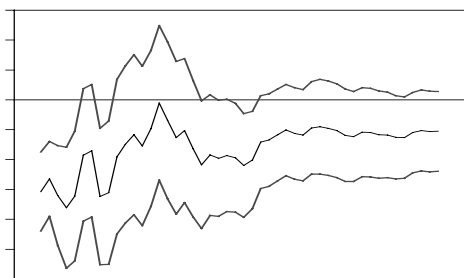
L'effetto sui prezzi di uno shock di offerta sul mercato creditizio è statisticamente non significativo a causa dell'effetto di sterilizzazione derivante dalla contrazione del tasso di

(b) Risposta della produzione industriale



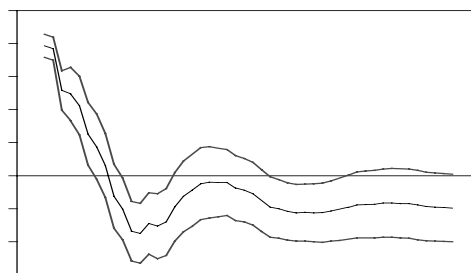
L'effetto sull'output, statisticamente significativo solo nei primi due mesi (-0,4%), viene neutralizzato dalla risposta dell'autorità monetaria rivolta a fronteggiare tensioni sulla liquidità.

(c) Risposta del tasso di interesse



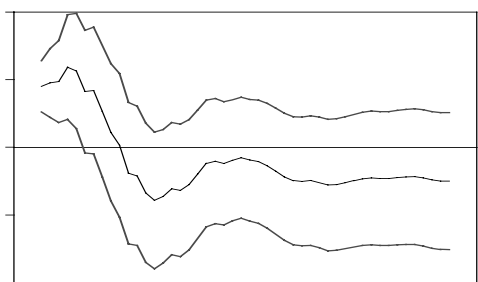
Un peggioramento delle condizioni dell'offerta di prestiti provoca una riduzione del tasso di interesse, significativa per circa sei mesi, rivolta ad aumentare la liquidità sul mercato

(d) Risposta dello spread



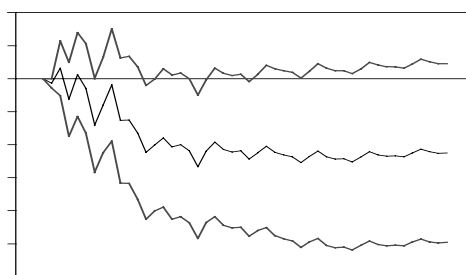
Shock di offerta sul mercato del credito vengono riassorbiti dopo circa sei mesi. Lo spread si annulla in seguito in corrispondenza della contrazione del tasso di interesse.

(e) Risposta del tasso di cambio L/DM



All'aumento dello spread il tasso di cambio si apprezza lievemente, per poi ritornare verso il valore di base della simulazione. Vi è una limitata influenza del mercato del credito rispetto all'equilibrio esterno.

(f) Risposta del salario nominale

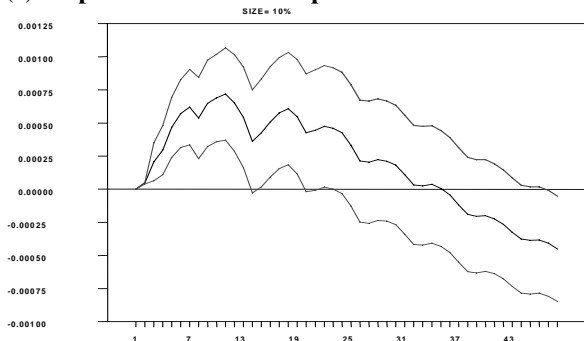


La riduzione non significativa dei prezzi si accompagna ad una contrazione dei salari e, dunque, delle aspettative inflazionistiche, che non risulta però statisticamente significativa.

EFFETTI DI UN AUMENTO DEI SALARI NOMINALI

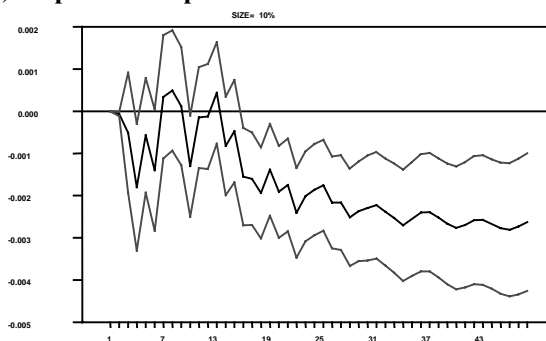
L'esperimento consiste in un aumento del salario nominale di 33 punti base (pari a una deviazione standard di e_W). Il livello di confidenza è del 10 per cento.

(a) Risposta dell'indice dei prezzi al consumo



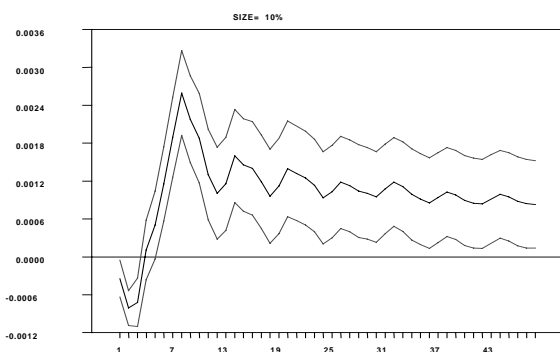
L'aumento del livello dei prezzi connesso con l'incremento dei salari è statisticamente significativo per circa due anni. La spirale prezzi-salari non viene innescata grazie a una politica monetaria restrittiva.

(b) Risposta della produzione industriale



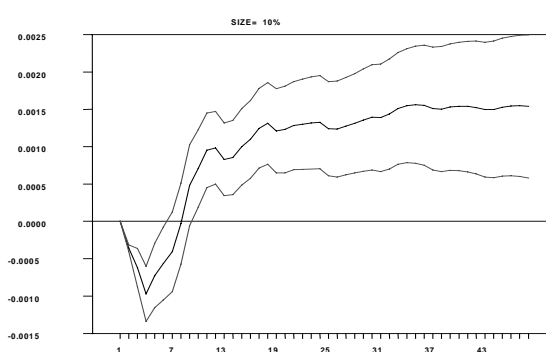
L'effetto sull'output è statisticamente significativo solo a partire dal secondo anno. In un primo momento l'incremento dei salari sembra generare un effetto ricchezza che stimola la domanda aggregata.

(c) Risposta del tasso di interesse



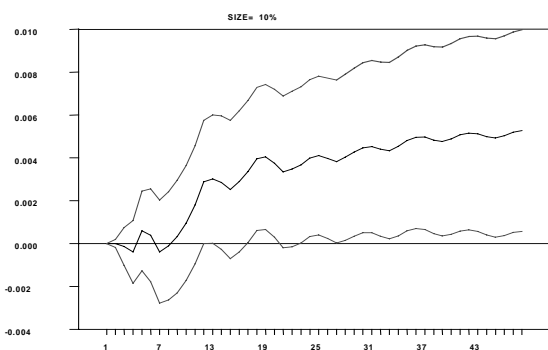
All'aumento del salario e dei prezzi il tasso di interesse aumenta in modo statisticamente significativo e persistente. Il nuovo equilibrio di lungo periodo è caratterizzato da un tasso di interesse reale più elevato che contrae i consumi e gli investimenti.

(d) Risposta dello spread



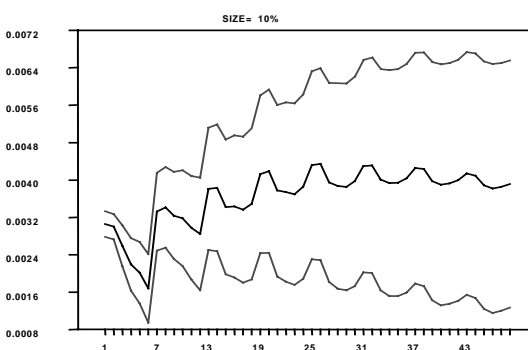
La risposta dello spread è speculare a quella del tasso di interesse. Il canale "credizio" si affianca a quello "monetario" nella determinazione degli effetti sul reddito.

(e) Risposta del tasso di cambio L/DM



L'aumento del tasso di interesse, rivolto al contenimento delle pressioni inflazionistiche, determina un apprezzamento del tasso di cambio che accentua la caduta dell'output.

(f) Risposta del salario nominale



L'aumento dei salari è costante e persistente. Esso riflette il nuovo "gradino" determinato dalla contrattazione tra le parti sociali. Non si avvia una spirale prezzi-salari.

Questa evidenza sembra indicare una relativa efficacia anti-inflazionistica della politica monetaria italiana. Quest'ultima, più contenuta fino alla fine degli anni ottanta dalle rigidità salariali e dal limitato ruolo delle aspettative nel processo di determinazione dei prezzi ha aumentato le proprie capacità di manovra a partire dai primi anni novanta. L'abolizione dell'indicizzazione salariale ha determinato un più diretto collegamento tra domanda e prezzi (AS più elastica), mentre lo sviluppo di un efficiente mercato secondario per i titoli di stato e la rimozione dei vincoli alla mobilità internazionale dei capitali hanno favorito un maggiore influenza della politica monetaria sulle aspettative degli operatori (De Arcangelis e Di Giorgio, 1998; Gaiotti, Gavosto e Grande, 1998).

La contrazione monetaria evidenzia l'efficacia del canale "creditizio" (lo spread si amplia in modo statisticamente significativo a partire dal secondo mese, cfr. fig. 2d), mentre il canale "estero" ha un comportamento opposto a quanto indicato dalla teoria tradizionale indicando un "exchange rate puzzle" (Grilli e Roubini, 1994; Smets, 1997; De Arcangelis e Di Giorgio, 1998 e 1999).

L'efficacia del canale "creditizio", ampiamente dibattuta in letteratura (Nicoletti Altimari et al., 1997), può essere riscontrata anche attraverso la scomposizione della varianza dell'errore di previsione (cfr. tav. 2). Gli effetti sulla variabilità dell'output sono relativamente alti fin dai primi mesi e superano sempre gli effetti prodotti dalle variazioni del tasso di interesse. Il discorso si inverte per quanto riguarda gli effetti sui prezzi, dove il meccanismo di trasmissione "monetario" incide, nel lungo periodo, in modo relativamente maggiore.

L'aumento del tasso di interesse si accompagna a un deprezzamento nel lungo periodo del tasso di cambio (un risultato simile è ottenuto in Gaiotti, Gavosto e Grande, 1998) che riflette la condizione di *uncovered interest parity* modificata (UIPM) rappresentata dalla relazione di cointegrazione (4.3): un aumento del tasso di interesse, *ceteris paribus*, può determinare un deprezzamento del cambio nel lungo periodo, in modo da riequilibrare la UIPM. È interessante notare dalla figura 2e che il deprezzamento si verifica fin dal secondo mese, anche se in modo statisticamente non significativo. Come già rilevato in precedenza, questo andamento è causato dalla non significatività del parametro a_{43} . Infatti, lo shock osservato del tasso di cambio è legato allo shock strutturale del tasso di interesse dalla

relazione $\varepsilon_{ER} = \frac{a_{43}b_{33}}{a_{34}a_{43} - 1} e_{MR}$ che, solo per $a_{43} < 0$ determina un impatto immediato e positivo sul tasso di cambio (b_{33} e a_{34} sono positivi).

La figura 3 rappresenta gli effetti di uno shock del tasso di cambio. Quest'ultimo, essendo indipendente da cambiamenti della politica monetaria, può essere interpretato come una rivalutazione in cambi fissi o un apprezzamento "strutturale" in cambi flessibili. Ciò è confermato dalla risposta persistente evidenziata nella figura 3e. Un aumento del tasso di cambio pari allo 0,7 per cento determina una flessione del livello dei prezzi che è statisticamente significativa a partire dall'ottavo mese (fig. 3a). Essa raggiunge il suo massimo (-0,04 per cento) dopo circa un anno convergendo poi verso il valore base della simulazione. La riduzione della competitività commerciale determina una contrazione della produzione per circa un anno e mezzo, a partire dal dodicesimo mese (fig. 3b).

La rivalutazione del tasso di cambio si accompagna a un iniziale aumento del tasso di interesse (fig. 3c). Questo andamento può essere spiegato dal fatto che nel periodo precedente, nel tentativo di mantenere la parità, il tasso di interesse è stato portato a un livello molto basso, inferiore rispetto al valore di equilibrio. In seguito alla rivalutazione, la politica monetaria viene resa meno restrittiva anche per evitare ampie conseguenze sul livello del reddito (De Arcangelis e Di Giorgio, 1998 e 1999). Questo fatto "stilizzato" ha caratterizzato non solo i riallineamenti nello SME, ma anche i casi di forti variazioni del cambio nel periodo di cambi flessibili 1992-96. In seguito le condizioni monetarie vengono rilassate. La flessione del tasso d'interesse è statisticamente significativa per circa sei mesi, corrispondente al periodo di tempo in cui lo shock sul mercato dei cambi esplica i suoi massimi effetti (fig. 3e).

In seguito alla rivalutazione del cambio (o un apprezzamento "strutturale" in cambi flessibili), la caduta dei prezzi dei beni importati e la riduzione dei margini di profitto dei settori all'esportazione sembrano avere un impatto deflazionistico. Sulla base della scomposizione della varianza di previsione (tav. 2), la variabilità del tasso di cambio contribuisce in misura significativa, nel medio periodo, alla fluttuazione dei prezzi. Dal punto di vista analitico, un effetto relativamente maggiore sui prezzi rispetto che sull'output può essere spiegato dal fatto che una rivalutazione del tasso di cambio, oltre a spostare la

curva AD verso il basso a sinistra, determina una traslazione anche della AS verso il basso a destra a causa della diminuzione dei prezzi dei fattori produttivi importati. Tale processo viene accentuato se i settori che producono beni esportati sono dotati di una maggiore dinamicità: la riduzione della vendita di manufatti all'estero determina sia una flessione della produttività dei fattori sia una diminuzione della capacità produttiva (Lamfalussy, 1963).

Tav. 2

SCOMPOSIZIONE DELLA VARIANZA DELL'ERRORE DI PREVISIONE

Risposta	mesi	SHOCK DI					
		IP	CPI	MR	ER	SPREAD	W
IP	1	100	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	12	75,52	5,61	4,05	2,73	8,91	3,17
	24	60,01	7,74	6,74	5,19	7,95	12,37
	36	45,67	10,99	6,09	4,64	7,48	25,14
	48	35,63	13,01	5,14	3,77	7,19	35,26
CPI	1	0,00	100	0,00	0,00	0,00	0,00
	12	3,41	64,60	4,33	3,11	3,52	21,03
	24	9,26	50,36	9,69	5,80	3,62	21,28
	36	11,61	42,28	17,99	7,62	2,99	17,50
	48	12,17	35,74	24,15	7,58	2,80	17,56
MR	1	0,03	0,35	83,94	5,78	7,95	1,95
	12	8,57	5,62	32,35	4,24	8,76	40,46
	24	6,20	9,90	22,66	4,12	7,99	49,13
	36	5,15	10,27	19,25	4,50	7,89	52,95
	48	4,60	10,31	17,38	4,78	7,79	55,13
ER	1	1,03	0,00	0,00	90,57	8,40	0,00
	12	0,83	9,36	1,79	81,51	5,01	1,51
	24	1,10	17,26	3,17	65,56	3,73	9,18
	36	1,29	20,70	4,51	55,51	3,02	14,97
	48	1,42	22,87	5,47	48,05	2,65	19,54
SPREAD	1	6,22	0,00	0,00	0,00	93,78	0,00
	12	12,07	0,99	21,21	4,16	45,26	16,32
	24	7,67	7,13	19,01	2,44	27,35	36,40
	36	5,24	9,19	15,32	1,98	20,39	47,87
	48	3,89	10,34	12,58	1,96	16,29	54,94
W	1	0,00	15,17	0,00	0,00	0,00	84,83
	12	3,08	24,68	0,50	0,65	1,65	69,45
	24	1,25	25,32	0,39	0,30	4,17	68,56
	36	0,76	24,83	0,25	0,18	4,84	69,14
	48	0,58	24,33	0,19	0,13	5,13	69,64

Un aumento dello spread causato dal lato dell'offerta, a parità di condizioni monetarie, può essere interpretato come la conseguenza di un peggioramento del merito di credito degli affidati o di una politica di riallocazione del portafoglio prestiti verso segmenti più rischiosi. L'effetto sull'output significativamente negativo solo per due mesi (fig. 4b), viene neutralizzato dalla banca centrale attraverso un rilassamento delle condizioni monetarie (fig. 4c). Non si hanno allo stesso tempo effetti statisticamente significativi sul livello dei prezzi (fig. 4a). La riduzione del tasso di interesse, significativa per sei mesi, riesce a sostenere la domanda aggregata, annullando gli effetti dell'ampliamento dello spread (fig. 4d).

5. Conclusioni

Il dibattito sulle caratteristiche dei canali di trasmissione della politica monetaria è sempre al centro di un notevole interesse. La controversia, che trae origine dalle conflittuali impostazioni di politica economica tra la teoria "keynesiana" e quella "monetarista", ha assunto nuovo vigore attraverso lo sviluppo dei filoni di ricerca della "New Keynesian Economics" e della "Real Business Cycle".

Partendo dai principali risultati raggiunti negli ultimi anni dalla letteratura, lo scopo del presente lavoro è stato quello di ricomporre i vari tasselli del mosaico proponendo per il caso italiano uno schema che estende il modello di Bernanke e Blinder a un'economia aperta.

Sulla base di tale *framework* teorico, nella prima parte del saggio è stato evidenziato come l'introduzione del mercato del credito nel modello di Mundell attenua la conclusione di relativa inefficacia della politica monetaria in un regime di cambi semi-fissi. A partire dalla soluzione di equilibrio del modello è stato possibile stabilire sotto quali condizioni la politica monetaria può essere rivolta anche al raggiungimento degli obiettivi interni.

La seconda parte del lavoro ha presentato un modello VAR strutturale che studia le principali caratteristiche della politica monetaria italiana a partire dalla metà degli anni ottanta. Le proprietà del comportamento di breve e di lungo periodo delle endogene sono risultate coerenti con le indicazioni emerse dal modello teorico. Le prime sono state analizzate seguendo uno schema identificativo AB (Giannini, 1992) che, superando l'approccio ricorsivo à la Cholesky, privo di assunzioni teoriche, permette di dare al modello

una interpretazione che richiama quella dei modelli strutturali tradizionali. Il comportamento di lungo periodo è stato analizzato attraverso la metodologia FIML di Johansen (1995) che ha consentito di fornire un'interpretazione economica alle relazioni di cointegrazione.

I principali risultati sono i seguenti. Nel breve periodo, l'impatto della politica monetaria sul reddito e sui prezzi è significativo attraverso i canali di trasmissione "monetario" e "creditizio", mentre si verifica un "exchange rate puzzle" (una variazione autonoma del tasso di interesse non determina l'effetto atteso sul tasso di cambio sulla base della teoria tradizionale). Nel lungo periodo viene confermata l'ipotesi di neutralità: la politica monetaria ha effetti solo sui prezzi, mentre l'impatto sull'output è statisticamente significativo per un periodo di tre anni.

Uno shock esogeno del tasso di cambio, indipendente dalle condizioni monetarie, produce effetti statisticamente significativi sull'output (per oltre due anni) e sui prezzi (per quasi cinque anni). L'impatto di una variazione dello spread tra il tasso sui prestiti e quello sui titoli, causato ad esempio da un deterioramento del merito creditizio degli affidati, è invece perfettamente neutralizzato dalla banca centrale che adotta una politica monetaria attenta ai segnali provenienti dal mercato bancario.

La relativa efficacia del canale "creditizio" - dovuta, presumibilmente, alla dipendenza finanziaria del settore produttivo italiano dal sistema bancario, alla composizione dell'indebitamento sbilanciata verso il breve termine e all'elevata elasticità dell'offerta di prestiti rispetto ai depositi - ha permesso alla politica monetaria italiana di mantenere un certo grado di efficacia sugli obiettivi interni (prezzi e reddito) anche in un regime di cambi semi-fissi.

Tra i possibili sviluppi del presente lavoro una strada particolarmente interessante è quella del confronto internazionale. In particolare, il framework teorico e la metodologia empirica proposti si presentano adatti per studiare la diversa efficacia del canale di trasmissione "creditizio" nei paesi dell'area dell'euro in modo da valutare come eventuali differenze strutturali dei sistemi bancari possano dar luogo a effetti "asimmetrici" della politica monetaria unica.

Appendice I

Il framework teorico

L'analisi presentata nell'articolo estende il modello di Bernanke e Blinder (1988) al caso di un'economia aperta. In particolare, rispetto al modello originario viene introdotta una curva di offerta aggregata di tipo keynesiano, con uno schema di determinazione del salario basato su aspettative razionali, e la condizione di parità scoperta del tasso di interesse.

Il modello può essere riassunto dal seguente sistema di equazioni in forma log-lineare dove, al fine di semplificare la forma funzionale, tutte le variabili sono state espresse come deviazione dal trend (Turnovsky e d'Orey, 1989; Monticelli, 1993; Gambacorta, 1998, 2000).

Mercato della moneta

$$(A1.1) \quad m_t^d - p_t = k y_t - a i_t$$

$$(A1.2) \quad m_t^s = \bar{m}_t$$

$$(A1.3) \quad m_t^d = m_t^s$$

Mercato dei prestiti

$$(A1.4) \quad l_t^d - p_t = \psi y_t - h \tilde{p}_t$$

$$(A1.5) \quad l_t^s = z m_t + q \tilde{p}_t$$

$$(A1.6) \quad l_t^d = l_t^s$$

Mercato dei beni

$$(A1.7) \quad y_t^d = -f(i_t - E_t p_{t+1} + p_t) - d(p_t - p_t^* + e_t) - v \tilde{p}_t$$

$$(A1.8) \quad y_t^s = -g(w_t - p_t) - \beta p_w$$

$$(A1.9) \quad y_t^d = y_t^s$$

Schema di determinazione del salario

$$(A1.10) \quad w_t = \alpha E_t p_{t+1}$$

Parità scoperta del tasso di interesse

$$(A1.11) \quad i_t = i_t^* - E_t e_{t+1} + e_t + \theta.$$

Il significato dei simboli è riportato nella tavola A1.1; le variabili relative al paese estero sono state indicate con un asterisco.

Tav. A1.1

ELENCO DELLE VARIABILI E DEI PARAMETRI DEL MODELLO

a	= semielasticità della domanda di moneta rispetto al tasso di interesse nominale sui titoli obbligazionari;
α	= parametro di aggiustamento del salario nominale all'inflazione attesa;
β	= elasticità dell'offerta di beni ai prezzi delle materie prime;
d	= elasticità della domanda aggregata rispetto al tasso di cambio reale (canale "estero");
e	= tasso di cambio nominale certo per incerto, espresso in logaritmi;
E_t	= aspettativa razionale formulata al tempo t ;
f	= semielasticità della domanda aggregata rispetto al tasso di interesse reale (canale "monetario");
h	= semielasticità della domanda di prestiti rispetto allo <i>spread</i> ;
i	= tasso di interesse nominale, espresso in unità;
k	= elasticità della domanda di moneta al reddito;
l^d	= domanda di prestiti in termini nominali, espressa in logaritmi;
l^s	= offerta di prestiti in termini nominali, espressa in logaritmi;
m	= quantità di moneta, espressa in logaritmi;
g	= elasticità dell'offerta aggregata al salario reale;
p	= livello del prezzo dei beni, espresso in logaritmi;
p_w	= livello dei prezzi mondiale delle materie prime, espresso in logaritmi;
q	= semielasticità dell'offerta di prestiti rispetto allo <i>spread</i> ;
\tilde{p}	= <i>spread</i> tra il tasso sui prestiti (p) e quello sulle obbligazioni (i), espresso in unità;
θ	= premio al rischio;
v	= semielasticità dell'output rispetto allo <i>spread</i> ("canale creditizio");
w	= salario nominale, espresso in logaritmi;
ψ	= elasticità della domanda di prestiti rispetto al reddito reale;
y	= reddito reale, espresso in logaritmi;
z	= elasticità dell'offerta di prestiti rispetto all'offerta di moneta.

Le prime tre equazioni, che riguardano il mercato della moneta, sono standard¹⁹. Ignorando il circolante detenuto dal pubblico, l'equilibrio sul mercato della moneta coincide con l'equilibrio sul mercato dei depositi.

Il mercato del credito (equazioni A1.4 - A1.6) viene modellato secondo l'approccio di Bernanke e Blinder (1988). I titoli obbligazionari e i prestiti non sono perfetti sostituti: i prenditori di fondi (le famiglie e le imprese) e i datori di fondi (le banche) scelgono la composizione del loro assetto patrimoniale sulla base dello spread tra il tasso di interesse sui prestiti e quello sulle obbligazioni ($\tilde{\rho} = \rho - i$). La domanda di credito bancario (A1.4) è influenzata negativamente dallo spread, mentre dipende positivamente dal livello del reddito reale per motivi transattivi. L'offerta di prestiti (A1.5) è legata in modo diretto alla moneta (e dunque ai depositi) e allo spread (il tasso di remunerazione delle riserve in eccesso è implicitamente assunto pari a zero). Il mercato dei prestiti si riequilibra per quantità e non è presente nessuna forma di razionamento del credito.

L'equazione di domanda di beni (A1.7) dipende dal tasso di interesse reale, dal tasso di cambio reale (certo per incerto) e dallo spread. Il parametro f indica l'efficacia del canale di trasmissione "monetario" (semielasticità dei consumi e degli investimenti al tasso di interesse reale), mentre il coefficiente d riflette il canale "estero" (elasticità della bilancia commerciale rispetto a variazioni del tasso di cambio reale, che misura la competitività tra i paesi). Il canale "creditizio" è rappresentato dal parametro ν che indica la semielasticità della domanda di beni rispetto allo spread. Quest'ultimo canale mostra il più forte impatto della politica monetaria dovuto all'importanza relativa dell'intermediazione creditizia rispetto alle forme di finanziamento diretto.

La curva di offerta aggregata (A1.8) lega l'output al salario reale e all'indice mondiale dei prezzi delle materie prime. Seguendo lo schema proposto da Rogoff (1985), il salario

¹⁹ Il moltiplicatore della moneta è considerato esogeno. L'esclusione delle riserve bancarie dal modello, oltre che del circolante detenuto dal pubblico, ha lo scopo di semplificare l'analisi, senza che vengano influenzati i risultati dello studio. Se si tiene conto della percentuale di riserva obbligatoria sui depositi (τ) e della percentuale di riserve liquide in eccesso detenute dalle banche per rimborsare i depositanti (ϵ), il moltiplicatore della moneta è pari a $m = 1/(\epsilon + \tau) BM$. Tuttavia sia il parametro τ , che è influenzato da fattori istituzionali, sia ϵ , che dipende dalla tecnologia di gestione della liquidità bancaria, possono ragionevolmente essere considerati esogeni all'interno del modello.

nominale è contrattato all'inizio di ogni periodo sulla base delle aspettative razionali degli agenti economici (equazione A1.10).²⁰ Viene infine ipotizzato che le materie prime siano importate principalmente da paesi esterni all'area di cambio fisso.

L'equazione (A1.11) rappresenta la condizione di parità scoperta dei tassi di interesse che nel caso di un'elevata reattività dei movimenti di capitale coincide con l'equilibrio della bilancia dei pagamenti. Tale relazione, supponendo per semplicità un'identica componente di premio al rischio ($\theta=0$), implica una perfetta sostituibilità tra i titoli obbligazionari a livello internazionale. Al contrario i prestiti sono considerati imperfetti sostituti, non solo perché il credito bancario dipende dalle relazioni di clientela che facilitano processi di concentrazione su base locale, ma anche per la mancanza di un efficiente mercato secondario dei crediti che impedisce l'arbitraggio.

Adottando l'ipotesi semplificatrice $\alpha=\beta=k=1$ e considerando gli shock tra loro non correlati, la soluzione del modello con aspettative razionali è data da:

$$(A1.12) \quad y_t = \frac{g[(d+f)\vartheta + avz]}{\Delta} (m - E_t m_{t+1}) + \frac{gad\vartheta}{\Delta} (i^* + p^*) - \frac{(1+a)(f+d)\vartheta + av}{\Delta} p^w$$

$$(A1.13) \quad p_t = \frac{[(d+f)\vartheta + avz]}{\Delta} m + \frac{[(a+g)(d+f) + ag]\vartheta + av(1+g\psi - z)}{\Delta} E_t m_{t+1} + \frac{ad\vartheta}{\Delta} (i^* + p^*) + \frac{(a+d+f)\vartheta + av\psi}{\Delta} p^w$$

$$(A1.14) \quad i_t = -\frac{[(g+d+f)\vartheta + v(1+g\psi) - zv(1+g)]}{\Delta} (m - E_t m_{t+1}) + \frac{(1+g)d\vartheta}{\Delta} (i^* + p^*) + \frac{(1-f-d)\vartheta - v(1+\psi)}{\Delta} p^w$$

²⁰ Lo schema di determinazione del salario che meglio riflette il periodo campionario preso in considerazione nella parte empirica del lavoro (1984-1998) è dato da $w_t = \alpha E_t p_{t+1} + \chi p_t + \delta$, dove vengono analizzati il meccanismo di indicizzazione salariale ($0 < \chi < 1$) e il livello del salario minimo concordato tra le parti sociali ($\delta > 0$). L'utilizzo della (A1.10) rappresenta dunque un'approssimazione che tiene conto del fatto che il tasso di indicizzazione salariale ha avuto un andamento decrescente nel periodo, fino ad annullarsi a partire dagli accordi sul costo del lavoro del 1993 (Fabiani, Locarno, Oneto e Sestito, 1998). Il salario minimo contrattuale è stato invece normalizzato a uno ($\delta=0$).

$$(A1.15) \quad e_t = -\frac{[(g+d+f)\vartheta + v(1+g\psi) - zv(1+g)]}{\Delta} m + \frac{(1-f-d)\vartheta + v(1-\psi)}{\Delta} p^w +$$

$$+ \frac{d\vartheta^2[f+g(1-d)] + gvd\vartheta(1-\psi) + [d\vartheta + v(1-z)]}{d\vartheta\Delta} E_t m_{t+1} + \frac{(1+g)d\vartheta}{\Delta} p^* +$$

$$- \frac{f\vartheta(1+g) + a[\vartheta(d+f+g) + v(1+g\psi)]}{\Delta} i^*$$

$$(A1.16) \quad \tilde{\rho}_t = -\frac{az(g+d+f) + (d+f)[-1-g\psi + z(1+g)]}{\Delta} m + \frac{a + (d+f)[1-\psi(1+a)]}{\Delta} p^w +$$

$$\frac{a\vartheta(d+f+g) + \vartheta(d+f)g(1-\psi) + av(1+g\psi)(1-z)}{\vartheta\Delta} E_t m_{t+1} + \frac{(1+g\psi)ad}{\Delta} (i^* + p^*)$$

$$(A1.17) \quad w_t = E_t m_{t+1}$$

dove $\vartheta = h+q > 0$ e $\Delta = \vartheta(1+a+g)(f+d) + a[g\vartheta + v(1+g\psi)] > 0$.

Il canale di trasmissione “creditizio” amplifica l’effetto di una manovra di politica monetaria non anticipata sul reddito e sui prezzi. Per quanto riguarda invece gli effetti delle variazioni della quantità di moneta sul tasso di interesse e sul tasso di cambio, il risultato dipende dall’elasticità dell’offerta di prestiti rispetto alla moneta (z). Se il valore di z è molto elevato ($z > \frac{\vartheta(g+d+f) + v(1+g\psi)}{v(1+g)}$), una “tight” policy non anticipata determina, al contrario di quanto indicato dal modello di Mundell (1968), una riduzione del tasso di interesse e un deprezzamento del tasso di cambio.

Anche la risposta dello spread a shock monetari dipende dal parametro z : se l’elasticità dell’offerta di prestiti soddisfa la condizione $z > \frac{(1+g\psi)(d+f)}{(1+g)(d+f) + a(g+d+f)}$ il coefficiente dell’equazione dello spread rispetto alla moneta risulta negativo, e viceversa. Questa condizione conferma analiticamente un risultato comune ai lavori empirici sulla “credit view” (Buttiglione e Ferri, 1994; Angeloni et al., 1995; Bagliano e Favero, 1995): in seguito a una stretta monetaria si verifica un’iniziale riduzione dello spread, dovuta al fatto che le banche cercano di mantenere invariata l’offerta di prestiti (z è inferiore al valore critico) attraverso la vendita dei titoli in portafoglio; solo in seguito, quando le banche raggiungono

la composizione desiderata del portafoglio titoli, si verifica una sensibile contrazione dell'offerta di prestiti e un conseguente aumento dello spread²¹.

L'analisi della soluzione del modello permette di fornire un'interpretazione analitica alla parziale efficacia di una politica monetaria non anticipata in regime di cambi parzialmente fissi (cfr. sezione 3)²².

Considerando una parità del cambio unitaria ($e_t=0$) e una banda di oscillazione consentita simmetrica dell' ε per cento²³, l'equazione (A1.15) può essere riscritta nel seguente modo:

$$(A1.18) \quad \log(1 - \varepsilon) < -\frac{[(g + d + f)\vartheta + v(1 + g\psi) - zv(1 + g)]}{\Delta} m < \log(1 + \varepsilon)$$

dove si ricorda che $\vartheta = h + q > 0$ e $\Delta = \vartheta(1 + a + g)(f + d) + a[g\vartheta + v(1 + g\psi)] > 0$, mentre tutte le variabili estere sono state poste pari a zero. L'ipotesi di un'economia piccola implica che la politica monetaria non abbia effetti sui prezzi e il reddito del resto del mondo che rimangono pari ai rispettivi valori di trend.

In tale situazione lo spazio di manovra consentito alla politica monetaria può essere espresso riscrivendo la (A1.18) nel seguente modo.

$$(A1.19) \quad -E(z, f, d, v, \varphi) < m < E(z, f, d, v, \varphi)$$

dove φ individua l'insieme residuale delle altre variabili che caratterizzano il modello.

L'impatto della manovra di politica monetaria sul tasso di cambio dipende, oltre che dai tre canali di trasmissione della politica monetaria (f , d , v), anche dall'elasticità

²¹ Secondo Buttiglione e Ferri (1994) la capacità delle banche italiane di "schermare" gli impieghi attraverso il portafoglio titoli è stata molto elevata nel corso della seconda parte degli anni ottanta quando in seguito all'abolizione dei vincoli amministrativi (massimale sugli impieghi e vincolo di portafoglio) il rapporto titoli su impieghi si presentava troppo elevato rispetto al valore desiderato dal sistema bancario.

²² Per l'Italia la banda di oscillazione, inizialmente fissata al 6 per cento, è stata ridotta al 2,25 dal luglio del 1990 al settembre del 1992, data di uscita dagli accordi di cambio. Nel periodo che va dal rientro nello SME (novembre 1996) alla fissazione delle parità con l'euro (dicembre 1998) i margini di oscillazione sono stati fissati al 15 per cento.

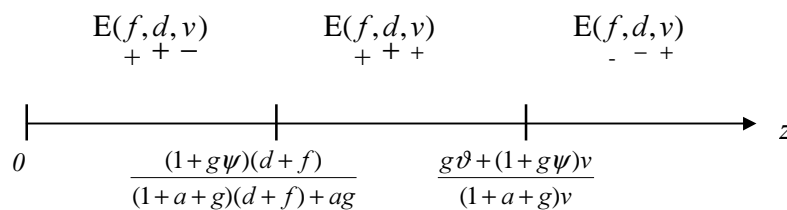
²³ In realtà i margini di oscillazione nello Sme sono stati asimmetrici (Gandolfo, 1990; De Grauwe, 1994).

dell'offerta di prestiti delle banche rispetto ai depositi (z). Come spiegato nella sezione 3 tali parametri influenzano non solo la traslazione della CC e della AD ma anche la loro pendenza (cfr. fig. 1).

Lo spazio di manovra della politica monetaria dipende pertanto dalla combinazione di una serie di parametri. Partendo dall'equazione (A1.18) e isolando la moneta come nella (A1.19) è possibile studiare gli andamenti degli estremi della disequazione rispetto a cambiamenti dei parametri di interesse (f, d, v, z). Si ottiene in tal modo un sistema di disequazioni che individua degli insiemi di valori per i quali la politica monetaria ha un diverso margine di autonomia (cfr. fig. A1.1). In particolare è possibile dimostrare che solo per valori $\frac{(1+g\psi)(d+f)}{(1+a+g)(d+f)+ag} < z < \frac{g\vartheta+(1+g\psi)v}{(1+a+g)v}$ una maggiore efficacia dei tre canali di trasmissione determina una più elevata capacità della politica monetaria non anticipata di raggiungere, oltre all'equilibrio esterno, anche gli obiettivi di prezzo e di reddito. Negli intervalli estremi i risultati sono contrastanti. In particolare se $z > \frac{g\vartheta+(1+g\psi)v}{(1+a+g)v}$ un aumento dell'efficacia del canale "creditizio" provoca un aumento della *policy room*, mentre il contrario avviene se l'aumento dell'efficacia interessa i canali "estero" e "monetario".

Fig. A1.1

SPAZIO DI MANOVRA DELLA POLITICA MONETARIA



Utilizzando tale relazione e i risultati dell'analisi di cointegrazione della sezione 4.2 è possibile stabilire in che segmento si è collocata l'efficacia dei canali di trasmissione della politica monetaria italiana nell'ultimo ventennio. In particolare, dall'esame dei segni dei coefficienti della relazione di cointegrazione (4.3), relativa all'equilibrio congiunto sul mercato della moneta e del credito, è possibile stabilire che l'elasticità dell'offerta di prestiti

rispetto ai depositi (z) è stata superiore all'unità (in quanto $(z-1)/az=0.61$), in linea con il lavoro di Buttiglione e Ferri (1994).

Attraverso i coefficienti delle relazioni di cointegrazione (4.1)-(4.3) è possibile calcolare i limiti della disequazione riportata nella figura A1.1. In particolare il limite superiore risulta pari a $\frac{3.16}{4.16-k}$ per cui se l'elasticità della domanda di moneta rispetto al reddito (k) non supera l'unità²⁴, dato che $z>1$, si ricade nella terza parte del segmento (la condizione $k \leq 1$ è ovviamente sufficiente ma non necessaria). Questo significa che il margine di manovra della politica monetaria italiana nel periodo di cambi semi-fissi è stato tanto maggiore quanto più efficace è stato il canale "creditizio" e quanto minore è stata l'efficacia dei canali "monetario" ed "estero".

²⁴ L'ipotesi $k \leq 1$ è confermata dalle stime econometriche della domanda di moneta effettuate per l'Italia. Angelini, Hendry e Rinaldi (1994), per il periodo campionario 1983-1991, indicano un valore di $k=0.6$, mentre lo studio di Filosa (1995), per il periodo 1980-1992, riporta un valore pari a 0.5.

Appendice II

Analisi di integrazione e specificazione del VAR²⁵

L'analisi empirica di specificazione di un modello VAR cointegrato richiede un elevato numero di scelte che il ricercatore deve compiere cercando di bilanciare in maniera appropriata considerazioni di natura economica e informazioni statistiche. In particolare, è necessario trovare un equilibrio tra le scelte riguardanti la determinazione della lista di variabili endogene ed esogene, il numero di ritardi del modello, l'ordine di integrazione delle variabili, la definizione del numero di relazioni di cointegrazione e la natura della componente deterministica (intercetta, trend e dummy), che interagendo fra di loro, si influenzano vicendevolmente. La combinazione di queste scelte dà luogo ad un numero molto elevato di modelli "plausibili". La massimizzazione della funzione di verosimiglianza dipende contemporaneamente dalle scelte effettuate che si basano su esercizi di verifica di ipotesi (le cui proprietà per piccoli campioni sono il più delle volte sconosciute) o per mezzo di modelli di criteri di selezione che spesso sono in conflitto tra di loro, rendendo così ancora più complessa la fase di specificazione.

Pur non esistendo una strategia ottimale nella determinazione delle singole scelte, al fine di ridurre la numerosità dei possibili modelli, in questo lavoro abbiamo deciso di adottare una strategia che fosse al contempo *theory consistent* e *data coherent*. Dopo aver stabilito a priori la dimensione del modello e la lista delle variabili endogene ed esogene²⁶, nonché il periodo campionario di riferimento, vengono determinati l'ordine di ritardo massimo, il set di dummy e il polinomio di trend in base ad una batteria di test diagnostici tesi ad ottenere residui omoschedastici e con distribuzione normale.

In ultima analisi, sulla base delle evidenze derivanti dai test di radice unitaria atti a stabilire l'ordine di integrazione di ciascuna variabile, viene determinato il numero di

²⁵ L'analisi è stata effettuata utilizzando i pacchetti econometrici MALCOLM (Mosconi, 1998) e PCFIML (Doornik e Hendry, 1994).

²⁶ Come sottolineato da Pesaran e Smith (1998), un importante uso di informazioni *a priori* riguarda la determinazione delle variabili esogene. Gli autori sottolineano come l'utilizzo di un modello strutturale di tipo VARDL (Vector Autoregressive Distributed Lag) con variabili esogene costituisca un framework migliore rispetto al VAR nel quale tutte le variabili vengono considerate endogene.

relazioni di cointegrazione facendo ricorso anche ad informazioni teoriche *a priori* tratte dal modello sviluppato nella seconda sezione e nell'Appendice I del lavoro.

L'analisi uniequazionale delle serie storiche, congiuntamente all'ispezione grafica (cfr. fig. A2.1), fornisce una prima indicazione circa l'ordine di integrazione e il polinomio di trend delle singole variabili. Nella tavola A.1 sono riportati i risultati del test di integrazione Phillips-Perron, dove le statistiche con \sim si riferiscono a un Processo Generatore dei Dati (PGD) caratterizzato da un trend lineare, mentre quelle con $*$ si riferiscono a un PGD con la sola costante (Perron, 1988).

Tav. A2.1

TEST DI INTEGRAZIONE PHILLIPS-PERRON
(parametro di troncamento del ritardo pari a 12)

Variabili	$z\alpha\sim$	$zt\alpha\sim$	$z\Phi_3$	$z\Phi_2$	$z\alpha^*$	$zt\alpha^*$	$z\Phi_1$
IP	-62.65	-5.91	17.49	11.85	-4.76	-1.79	2.45
CPI	-0.35	-0.20	15.06	105.55	-1.10	-5.22	143.78
MR	-12.19	-2.39	2.88	2.83	-2.61	-0.99	2.02
ER	-6.77	-1.72	1.69	2.07	-1.95	-1.28	2.69
SPREAD	-13.91	-2.66	3.55	2.37	-13.89	-2.65	3.53
W	-1.77	-0.89	6.74	48.07	-1.08	-3.86	80.94
CPIG	-3.86	-1.53	1.21	10.27	-0.01	-0.01	13.98
MRG	-2.69	-1.09	0.94	0.71	-2.40	-0.96	0.58
IPW	-8.56	-1.92	1.89	1.27	-5.83	-1.68	1.43
<i>Valori critici al 5%</i>	<i>-21.30</i>	<i>-3.43</i>	<i>6.34</i>	<i>4.75</i>	<i>-14.00</i>	<i>-2.88</i>	<i>4.63</i>

I test sono riportati secondo la sequenza logica della procedura di Perron che, al fine di tenere sotto controllo la potenza del test, parte da un modello generale con trend lineare per poi passare all'analisi di modelli con o senza costante.

Le variabili MR, ERDMN, MRG e IPW risultano I(1) senza drift, mentre per le variabili CPI, W e CPIG anch'esse integrate di primo ordine, si rifiuta l'ipotesi nulla di assenza del drift. Il test Augmented Dickey Fuller (ADF), con *lag* pari a 12, conduce ai medesimi risultati.

Più problematica è l'analisi per IP e lo SPREAD. Utilizzando il test ADF, IP risulta I(1) con drift mentre, in base a quanto evidenziato dalle statistiche Phillips-Perron, essa appare trend stazionaria. Il discorso si inverte per la variabile SPREAD: in base alle evidenze del test Phillips-Perron essa risulta integrata di primo ordine senza drift, mentre il test ADF rifiuta l'ipotesi nulla di radice unitaria. I test di stazionarietà condotti a livello multivariato (cfr. Mosconi, 1998) confermano questa situazione di *borderline stationarity*, con p-value di poco inferiore al 5 per cento per entrambe le variabili (l'ipotesi nulla è di stazionarietà).

La tavola A2.2 riporta i risultati relativi ai diversi criteri di informazione utilizzati per la determinazione dell'ordine massimo del VAR: Akaike (AIC), Hannan-Quinn (HQ), Schwartz (SC) e il test basato sul rapporto di verosimiglianza (test LR corretto da Sims). Il test di Godfrey è stato utilizzato per verificare la presenza di autocorrelazione di ordine uno nei residui.

Tav. A2.2

CRITERI DI INFORMAZIONE

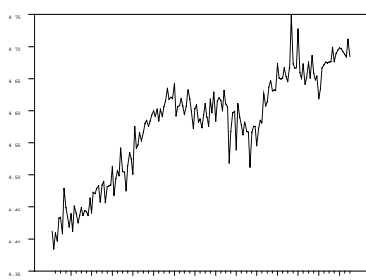
Ritardo	AIC	HQ	SC	LR	<i>p-value.</i>	Godfrey	<i>p-value</i>
1	-61.583	-60.723	-59.463	NA	<i>NN</i>	82.407	<i>0.000</i>
2	-61.763	-60.495	-58.639	115.229	<i>0.000</i>	53.523	<i>0.030</i>
3	-61.814	-60.138	-57.686	90.837	<i>0.001</i>	65.431	<i>0.002</i>
4	-61.905	-59.822	-56.772	89.505	<i>0.002</i>	52.596	<i>0.036</i>
5	-61.992	-59.501	-55.855	82.502	<i>0.008</i>	70.512	<i>0.001</i>
6	-62.148	-59.250	-55.008	83.127	<i>0.007</i>	62.347	<i>0.004</i>
7	-62.485	-59.179	-54.340	93.028	<i>0.001</i>	43.894	<i>0.172</i>
8	-62.796	-59.083	-53.648	82.095	<i>0.008</i>	55.704	<i>0.019</i>
9	-63.066	-58.946	-52.914	70.300	<i>0.067</i>	57.987	<i>0.012</i>
10	-63.469	-58.941	-52.312	71.097	<i>0.059</i>	64.199	<i>0.003</i>
11	-63.809	-58.873	-51.648	57.963	<i>0.331</i>	64.165	<i>0.003</i>
12	-64.272	-58.929	-51.107	55.312	<i>0.425</i>	39.547	<i>0.315</i>

In base all'analisi dei diversi criteri, si è ritenuto opportuno scegliere un ordine pari a 8, come indicato dal test LR. Per quest'ordine di ritardo l'ipotesi di assenza di autocorrelazione dal test Godfrey può essere accettata ad un livello di significatività pari a circa il 2 per cento.

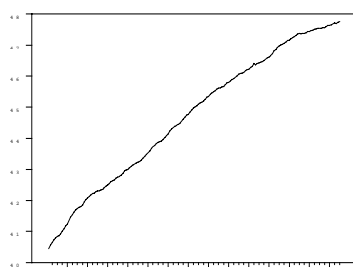
Fig. A2.1

ANALISI GRAFICA DELLE VARIABILI

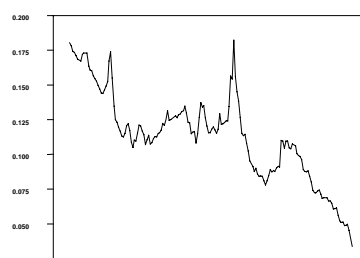
Logaritmo dell'indice della produzione industriale



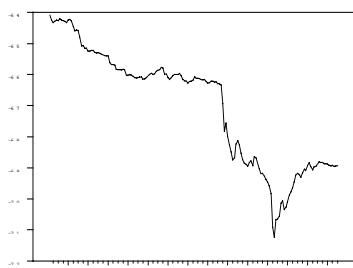
Logaritmo dell'indice dei prezzi al consumo italiani



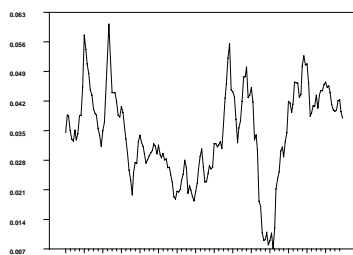
Tasso di interesse a tre mesi del mercato interbancario italiano



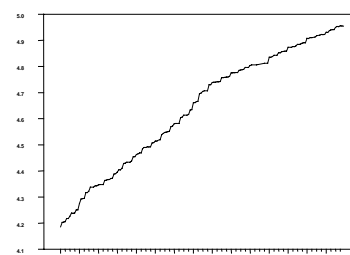
Logaritmo del tasso di cambio nominale lira-marco



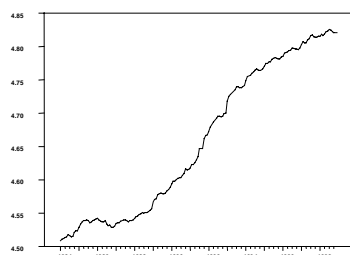
Spread tra il tasso sui prestiti e il tasso netto sui BTP



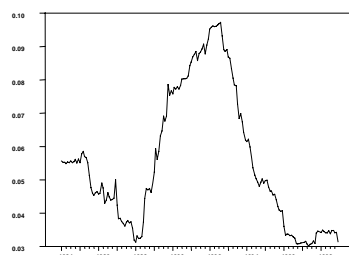
Logaritmo dell'indice del salario nominale



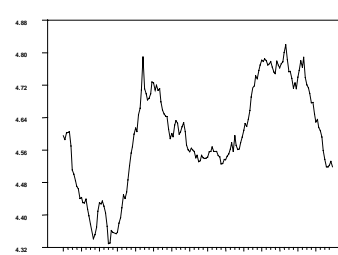
Logaritmo dell'indice dei prezzi al consumo tedeschi



Tasso di interesse a tre mesi del mercato interbancario tedesco



Logaritmo dell'indice dei prezzi mondiale delle materie prime



L'introduzione delle 5 dummy puntuali descritte nella sezione 5.2, permette di accettare le ipotesi di normalità e di assenza di autocorrelazione ed eteroschedasticità sia a livello uniequazionale che vettoriale (cfr. tav. A2.3)²⁷.

Tav. A2.3

TEST DIAGNOSTICI

IP	:AR 1- 3 F(3, 90) =	0.05509	[0.9829]
CPIIT	:AR 1- 3 F(3, 90) =	0.73101	[0.5362]
MMRIT	:AR 1- 3 F(3, 90) =	3.1202	[0.0299] *
ERDMC	:AR 1- 3 F(3, 90) =	1.8394	[0.1457]
W	:AR 1- 3 F(3, 90) =	0.79855	[0.4979]
SPREAD	:AR 1- 3 F(3, 90) =	3.5535	[0.0175] *
IP	:Normality Chi ² (2)=	4.7789	[0.0917]
CPIIT	:Normality Chi ² (2)=	0.84997	[0.6538]
MMRIT	:Normality Chi ² (2)=	0.6391	[0.7265]
ERDMC	:Normality Chi ² (2)=	0.34502	[0.8415]
W	:Normality Chi ² (2)=	0.75177	[0.6867]
SPREAD	:Normality Chi ² (2)=	3.0409	[0.2186]
IP	:ARCH 2 F(2, 89) =	0.094502	[0.9099]
CPIIT	:ARCH 2 F(2, 89) =	0.30127	[0.7406]
MMRIT	:ARCH 2 F(2, 89) =	0.71529	[0.4918]
ERDMC	:ARCH 2 F(2, 89) =	0.67534	[0.5116]
W	:ARCH 2 F(2, 89) =	0.68659	[0.5059]
SPREAD	:ARCH 2 F(2, 89) =	0.20818	[0.8125]
Vector AR 1-3	F(108,408) =	1.3941	[0.0117] *
Vector normality	Chi ² (12)=	17.313	[0.1382]

Date le proprietà delle serie analizzate, che evidenziano la presenza di variabili integrate del primo ordine con (IP, CPI, CPIG, W) e senza drift (MR, ER, SPREAD, MRG e IPW), la determinazione del rango di cointegrazione è stata condotta all'interno di un modello, identificato come $H_0^*(r)$, che ammette la presenza di variabili trend stazionarie. Tale modello sembra più appropriato sia rispetto ad un modello che esclude la presenza di trend nelle componenti stazionarie, che non sarebbe robusto rispetto all'eventuale omissione di variabili trend stazionarie, sia rispetto al modello $H_0(r)$ che, ammettendo la presenza di

²⁷ Per una descrizione dei test statistici riportati nella tavola A.3 si veda Doornik e Hendry (1994).

trend quadratici nelle componenti I(1) affinché il modello si adatti ai dati, implicherebbe la presenza di componenti I(2), escluse invece dall'analisi uniequazionale²⁸.

All'interno del modello I(1), l'inferenza sul rango di cointegrazione è stata effettuata attraverso una sequenza di test LR (Johansen, 1996). La distribuzione asintotica di questi test è valida in assenza di variabili esogene e di dummy. La distribuzione asintotica nel caso di variabili esogene è stata derivata e tabulata in Harbo *et al.* (1997) mentre nel caso di presenza di variabili dummy, la distribuzione asintotica dei test LR dipende dalle dummy incluse nel modello e deve essere tabulata *ad hoc* (Johansen e Nielsen, 1993).

Tav. A2.4

TRACE TEST

(l'ipotesi è accettata quando il valore del test è inferiore al valore tabulato)

Ipotesi	Valori del test	90%	95%	97.5%
$H_0^*(0)$	284.01	110.42	114.90	119.29
$H_0^*(1)$	198.31	83.20	87.31	91.06
$H_0^*(2)$	141.31	59.14	62.99	66.25
$H_0^*(3)$	93.00	39.06	42.44	45.42
$H_0^*(4)$	48.11	22.76	25.32	27.75
$H_0^*(5)$	11.45	10.49	12.25	14.21

²⁸ Seguendo l'approccio di Johansen (1995), si possono individuare 5 sottomodelli, con implicazioni dinamiche differenti, a seconda delle restrizioni imposte sulla costante e/o sul trend:

$$1) H_0(r): \mu_0 = \alpha\beta_0 + \alpha_{\perp}\gamma_0, \mu_1 = \alpha\beta_1 + \alpha_{\perp}\gamma_1$$

$$2) H_0^*(r): \mu_0 = \alpha\beta_0 + \alpha_{\perp}\gamma_0, \mu_1 = \alpha\beta_1$$

$$3) H_1(r): \mu_0 = \alpha\beta_0 + \alpha_{\perp}\gamma_0, \mu_1 = 0$$

$$4) H_1^*(r): \mu_0 = \alpha\beta_0 \quad \mu_1 = 0$$

$$5) H_2(r): \mu_0 = 0 \quad \mu_1 = 0$$

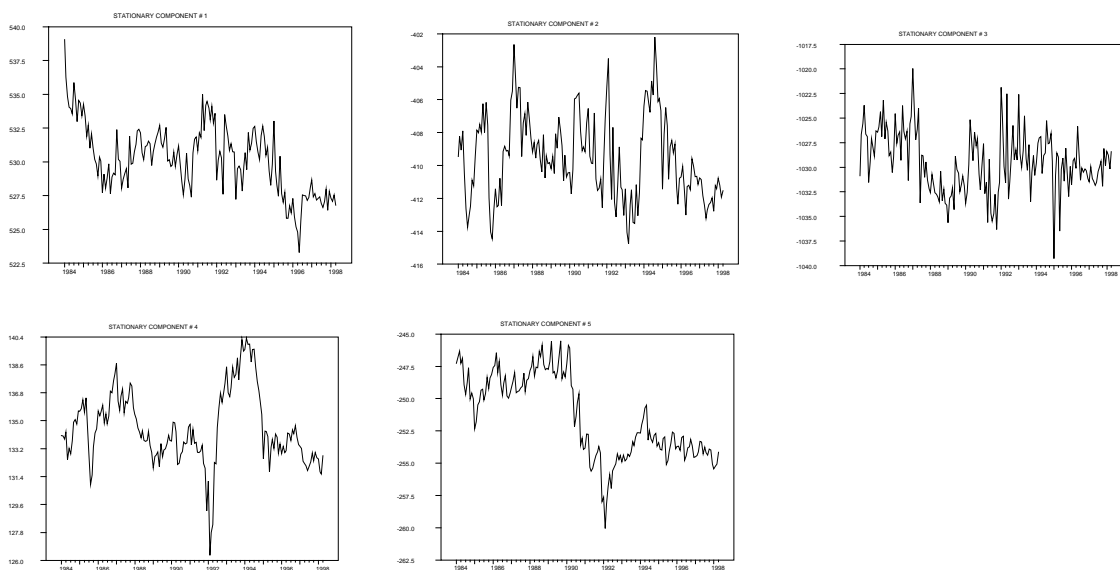
dove β_0 e β_1 sono vettori r-dimensionali, mentre γ_0 e γ_1 sono vettori (p-r) dimensionali. Le condizioni $\mu_0 = \alpha\beta_0 + \alpha_{\perp}\gamma_0$, e $\mu_1 = \alpha\beta_1 + \alpha_{\perp}\gamma_1$, implicano che entrambi i parametri non sono vincolati a "giacere" nello spazio coperto dalle colonne di α . I modelli 2 e 3 ammettono trend lineari, ma il modello 3 li esclude dalle componenti I(0), mentre il modello 1 prevede la presenza di trend quadratici nelle componenti I(1). L'adozione del modello 2 risulta preferibile rispetto al modello 3 per garantire la potenza del test, in quanto, analogamente a quanto accade nel caso univariato, il test condotto nel modello senza trend porterebbe ad accettare l'ipotesi nulla (di radice unitaria) anche qualora la serie fosse trend stazionaria.

L'evidenza derivante dal *trace test*, che indica un rango pari a cinque (tav. A2.4) va quindi interpretata con cautela in quanto, come sopra evidenziato i valori critici non sono appropriati. L'analisi grafica delle relazioni di cointegrazione (fig. A2.2) indica, infatti, come la quinta componente stazionaria oltre ad essere soggetta ad un aggiustamento piuttosto lento, sembra caratterizzata da un break strutturale, rendendola in tal modo una implausibile candidata ad entrare nello spazio di cointegrazione.

Queste considerazioni, unitamente agli argomenti teorici sviluppati nella seconda sezione del lavoro, portano a ritenere molto ragionevole la presenza di un rango pari a quattro, che riflette l'equilibrio nel mercato dei beni, dato dalle curve di offerta e domanda aggregata, l'equilibrio nei mercati della moneta e del credito e l'equilibrio nel mercato valutario.

Fig. A2.2

ANALISI GRAFICA DELLE RELAZIONI DI COINTEGRAZIONE (caso $r=5$ ed esatta identificazione)



Al fine di poter assegnare una interpretazione strutturale ai parametri stimati nelle relazioni di lungo periodo, viene di seguito sviluppata una analisi di sensitività delle relazioni identificate, per stabilire se esse possano essere considerate non riducibili e strutturali. In base alla definizione 1 in Davidson (1998), un insieme di variabili $I(1)$ è

cointegrato in maniera non riducibile se tali variabili sono cointegrate ma l'eliminazione di una qualsiasi di esse porta a rifiutare l'ipotesi di cointegrazione.

Partendo dal sistema di identificazione proposto nel lavoro è stata verificata l'ipotesi di non riducibilità delle quattro relazioni eliminando una variabile alla volta per ogni relazione e sviluppando la corrispondente successione di test LR a livello di sistema. I risultati sono riportati nella tavola A2.5. Come si può notare, tutte le relazioni risultano non riducibili, a eccezione ovviamente della terza che rappresenta l'equilibrio congiunto sul mercato della moneta e del credito (nonostante l'eliminazione della variabile IP o dello SPREAD, il test LR continua ad accettare il sistema di relazioni con un livello di significatività superiore al 5 per cento).

Tav. A2.5

TRACE TEST DI JOHANSEN

Equazione	Variabile eliminata	p-value del trace test
4.1 scheda IS		
	IP	0,00129
	MR-E _t CPI+CPI	0,00873
	ER+CPI-CPIG	0,02644
	SPREAD	0,00081
4.2 scheda AS		
	IP	0,01021
	W-CPI	0,01497
4.3 scheda MC	IPW	0,00176
	MR	0,01859
	IP	0,14258
	CPI	0,00146
4.4 UPI-PPP	SPREAD	0,11477
	MR-MRG	0,00496
	CPI	0,00201
	CPIG	0,00014
	ER	0,00432

Il passo successivo è quello di valutare quali delle relazioni di cointegrazione possono considerarsi strutturali. Il teorema 5 del lavoro di Davidson dimostra che affinché una

relazione non riducibile possa essere considerata strutturale, occorre che essa contenga almeno una variabile che non appare in nessun'altra relazione non riducibile del sistema. È facile verificare che il tasso di interesse reale entra solamente nella IS, l'indice dei prezzi delle materie prime entra solamente nella AS e il tasso di interesse tedesco compare solo nella UIP-PPP. La scheda MC non rappresenta invece una relazione strutturale in quanto rappresenta l'equilibrio congiunto sul mercato della moneta e del credito.

Di seguito, viene infine riportata la struttura identificativa del modello AB nella versione finale rappresentata dall'equazione 4.12, che impone sei restrizioni di sovra-identificazione, e che viene accettata con un livello di significatività del 21,2 per cento.

Tav. A2.6

TEST SULLE MATRICI A-B

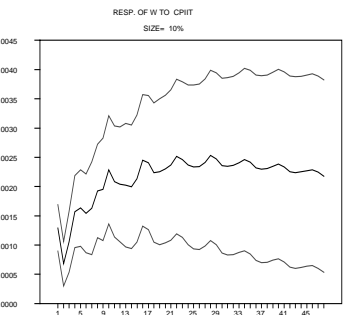
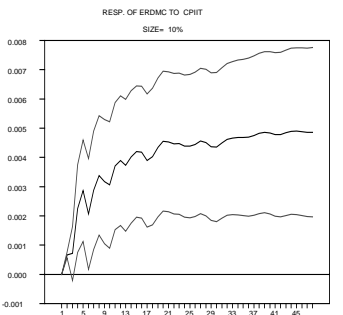
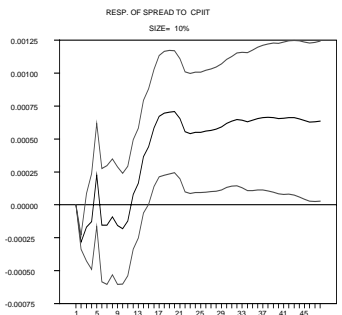
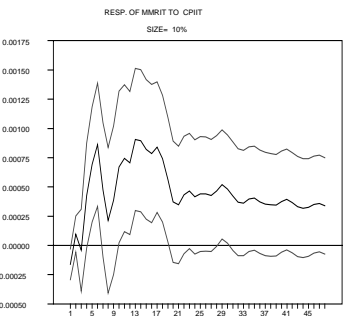
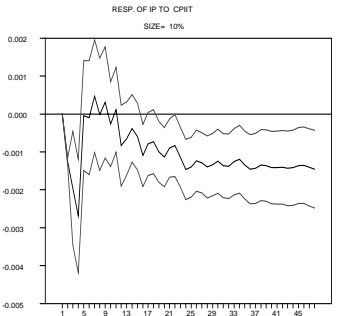
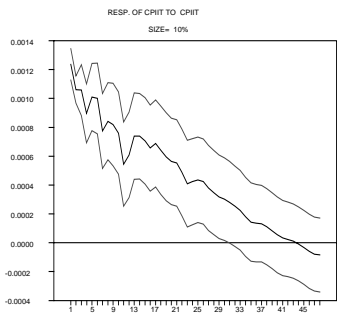
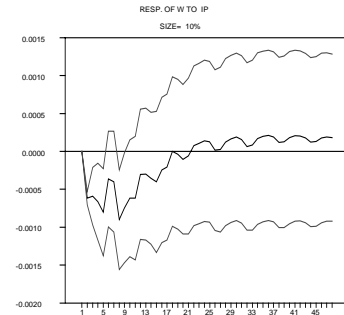
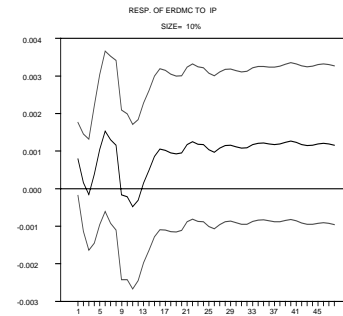
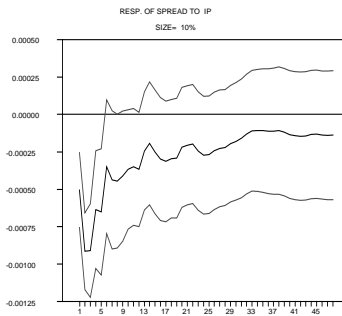
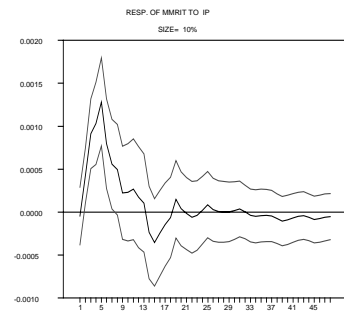
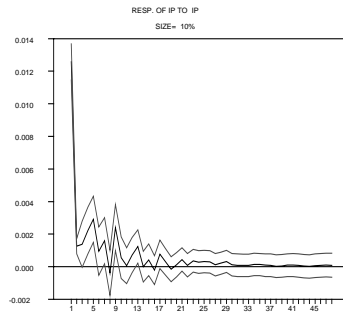
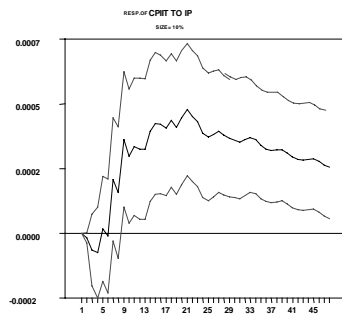
Parametri	Coefficienti	Errori Standard	Statistica T	Livello di significatività
A(3,4)	0.178	0.1825	0.97	0.3315
A(3,5)	0.187	0.2154	0.87	0.3872
A(3,6)	0.125	0.0574	2.17	0.0313
A(4,1)	-0.109	0.0465	-2.35	0.0200
A(4,5)	-1.150	0.2880	-3.99	0.0001
A(5,1)	0.040	0.0119	3.38	0.0009
B(1,1)	0.013	0.0007	18.55	0.0000
B(2,2)	0.001	0.0001	18.55	0.0000
B(3,3)	0.002	0.0001	18.55	0.0000
B(3,4)	0.002	0.0014	1.44	0.1520
B(4,4)	0.007	0.0004	18.55	0.0000
B(5,5)	0.002	0.0001	18.55	0.0000
B(6,2)	0.001	0.0002	5.31	0.0000
B(6,6)	0.003	0.0002	18.55	0.0000

Per la determinazione dei parametri della matrice AB è stato seguito un approccio “dal generale al particolare”. Secondo questa logica il modello non deve essere interpretato come un processo di riduzione meccanico che implica il taglio di tutti i parametri statisticamente non significativi (Pagan, 1990). Le semplificazioni sono state pertanto effettuate sempre tenendo conto dell'accettabilità complessiva dello schema identificativo attraverso un apposito test LR.

Appendice III

Effetti di shock dell'indice della produzione industriale e dell'indice dei prezzi al consumo

L'esperimento consiste in uno shock pari a $e_{IP}=130$ e $e_{CPI}=10$ punti base (pari a una deviazione standard). L'ordine dei grafici da sinistra verso destra rappresenta i prezzi, la produzione, il tasso di interesse, lo spread, il tasso di cambio e il salario. Il livello di confidenza è del 10 per cento.



Riferimenti bibliografici

- Akerlof, G., W. Dickens e G. Perry (1996), *The Macroeconomics of Low Inflation*, "Brooking Papers of Economic Activity", n. 1, pp. 1-59.
- Amisano, G., M. Cesura, C. Giannini e M. Seghelini (1995), *The Transmission Mechanism among Italian Interest Rates*, "Statistica", vol. 57, n. 4, pp. 465-97.
- Angelini, P., D. F. Hendry e R. Rinaldi (1994), *An Econometric Analysis of Money Demand in Italy*, Banca d'Italia, Temi di discussione, n. 219.
- Angeloni, I., L. Buttiglione, G. Ferri e E. Gaiotti (1995), *The Credit Channel of Monetary Policy across Heterogeneous Banks: The Case of Italy*, Banca d'Italia, Temi di discussione, n. 256.
- Ansuini, I., C. Fornasari e P. Paruolo (1992), *Tassi di interesse del mercato monetario e tassi bancari. Un'analisi dei meccanismi di trasmissione* in Giovannini E. (a cura di), *I mercati monetari e finanziari nel breve periodo*, Milano, IMI-II Sole 24 Ore.
- Attanasio, O. P. e G. Weber (1993), *Consumption Growth, the Interest Rate, and Aggregation*; "Review of Economic Studies", vol. 60, n. 3, pp. 631-49.
- Bagliano, F. C. e C. A. Favero (1995), *The Credit Channel of Monetary Transmission: The Case of Italy*, Milano, Università Cattolica del Sacro Cuore, mimeo.
- Bagliano, F. C. e C. A. Favero (1997), *Measuring Monetary Policy with VAR Models: an Evaluation*, CEPR Discussion Paper, n. 1743.
- Ball, L. e N. G. Mankiw (1994), *A Sticky Price Manifesto*, NBER Working Paper, n. 4677.
- Barran, F., V. Coudert e B. Mojon (1995), *Transmission de la politique monétaire et crédit bancaire: une application à trois pays de l'OCDE*, "Revue Économique", vol. 46, pp. 393-413.
- Barran, F., V. Coudert e B. Mojon (1996), *The Transmission of Monetary Policy in the European Countries*, LSE Financial Markets Group, Special Paper Series, n. 86.
- Barro, R. J. e H. Grossman (1976), *Money, Employment and Inflation*, Cambridge University Press.
- Bellando, R. e J. P. Pollin (1996), *Le canal du crédit en France depuis la déréglementation financière*, "Revue Économique", vol. 47, pp. 731-43.
- Bernanke, B. e A. S. Blinder (1988), *Credit, Money and Aggregate Demand*, "American Economic Review", vol. 78, n. 2, pp. 435-9.
- Bernanke, B. e A. S. Blinder (1992), *The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission*, "American Economic Review", vol. 82, pp. 901-21.
- Bernanke, B. e M. Gertler (1995), *Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission*, "Journal of Economic Perspectives", vol. 9, n. 4, pp. 27-48.
- Bernanke, B. e I. Mihov (1998), *Measuring Monetary Policy*, "The Quarterly Journal of Economics", n. 1, pp. 300-51.

- Bernanke, B., G. Gertler e S. Gilchrist (1994), *The Financial Accelerator and the Flight to Quality*, NBER Working Paper, n. 4789.
- Bernanke, B., M. Gertler e S. Gilchrist (1998), *The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework*, NBER Working Paper, n. 6455.
- Bertocco, G. (1997), *Il governo della moneta e del credito in Italia. Un'analisi del meccanismo di trasmissione della politica monetaria nel periodo 1960-95*, "Politica Economica", vol. 13, n. 3, pp. 309-44.
- Blanchard, O. J. e S. Fischer (1989), *Lectures on Macroeconomics*, Cambridge, MIT Press.
- Blanchard, O. J. e N. Kiyotaki (1987), *Monopolistic Competition and the Effect of Aggregate Demand*, "American Economic Review", vol. 77, n. 4, pp. 647-66.
- Blinder, A. S. (1987), *Credit Rationing and Effective Supply Failures*, "Economic Journal", vol. 97, pp. 327-52.
- Blinder, A. S. (1991), *Why Are Prices Sticky? Preliminary Results from an Interview Study*, "American Economic Review", vol. 81, n. 2, pp. 89-96.
- Borio, E. V. (1996), *Credit Characteristics and the Monetary Policy Transmission Mechanism in Fourteen Industrial Countries: Facts, Conjectures and Some Econometric Evidence*, in Alders K. et al. (a cura di), *Monetary Policy in a Converging Europe*, Kluwer Academic Publishers.
- Brainard, W. C. e J. Tobin (1968), *Pitfalls in Financial Model Building*, "American Economic Review", n. 2, pp. 383-400.
- Bryant, R., P. Hooper e C. Mann (1993), *Evaluating Policy Regimes: New Empirical Research in Macroeconomics*, Washington, Brooking Institutions.
- Buttiglione, L. e G. Ferri (1994), *Monetary Policy Transmission via Lending Rates in Italy: Any Lessons from Recent Experience?*, Banca d'Italia, Temi di discussione, n. 224.
- Campbell, J. Y. e G. Mankiw (1989), *Consumption, Income, and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence*, NBER Macroeconomics Annual, pp.185-216.
- Canova, F. (1992), *Vector Autoregressive Models: Specification, Estimation, Inference and Forecasting*, in Pesaran M. H. e H. Wickens (a cura di), *Handbook of Applied Econometrics*, Oxford, Blackwell.
- Carroll, C. D. (1997), *Buffer Stock Saving and the Permanent Income Hypothesis*, "Quarterly Journal of Economics", n. 1, pp. 1-56.
- Christiano, L. J. e M. Eichenbaum (1992), *Liquidity Effects and the Monetary Transmission Mechanism*, "American Economic Review", vol. 82, n. 2, pp. 346-53.
- Chrystal, A. K., R. Faini e L. Guiso, (1992), *Teorie Macroeconomiche*, Milano, Hoepli.
- Clarida, R. e M. Gertler (1996), *How the Bundesbank Conducts Monetary Policy*, NBER Working Paper, n. 5581.
- Clarida, R., J. Galí e M. Gertler (1997), *Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence*, CEPR Discussion Papers, n. 1750.

- Dale, S. e A. Haldane (1993a), *Bank Behaviour and the Monetary Transmission Mechanism*, "Bank of England Quarterly Bulletin", n. 33.
- Dale, S. e A. Haldane (1993b), *Interest Rate Control in a Model of Monetary Policy*, Bank of England, Working Paper Series, n. 17.
- Dale, S. e A. Haldane (1995), *Interest Rate and the Channel of Monetary Transmission: Some Sectoral Estimates*, "European Economic Review", vol. 39, pp. 1611-26.
- Davidson, J. (1998), *Structural relations, Cointegration and Identification: Some Simple Results and their Application*, "Journal of Econometrics" vol. 87, n. 1, pp. 87-113.
- De Arcangelis, G. e G. Di Giorgio (1998), *In Search of Monetary Policy Measures: the Case of Italy in the 90's*, "Giornale degli Economisti e Annali di Economia", vol. 57, n. 2, pp. 213-250.
- De Arcangelis, G. e G. Di Giorgio (1999), *Monetary Policy Shocks and Transmission in Italy*, presentato al convegno "Ricerche Quantitative per la politica economica", Banca d'Italia, Sadiba.
- De Felice, G. e M. Esposito (1995), *Il comportamento dei tassi di interesse interbancari e la trasmissione della politica monetaria*, "Giornale degli Economisti e Annali di Economia", vol. 54, pp. 25-56.
- De Grauwe, P. (1994), *The Economics of Monetary Integration: Second Revised Edition*, Oxford, Oxford University Press, Second Edition.
- Deaton, A. (1992), *Understanding Consumption*, New York, Oxford University Press.
- Dedola, L. e F. Lippi (2000), *The Monetary Transmission Mechanism: Evidence from Industries of 5 OECD Countries*, Temi di discussione, Banca d'Italia, in corso di pubblicazione.
- Di Giorgio, G. (1994), *Banche e politica monetaria in Italia: la "lending view" e il ruolo del canale creditizio*, "Bancaria", n.10, pp. 30-45.
- Doornik, J. A. e D. F. Hendry (1994), *PcFiml 8.0. Interactive Econometric Modeling of Dynamic Systems*, London, International Thomson Publishing.
- Dornbusch, R., C. A. Favero e F. Giavazzi (1998), *A Red Letter Day?*, CEPR Discussion Paper, n. 1804.
- Edwards, F. e F. S. Mishkin (1995), *The Decline of Traditional Banking: Implications for Financial Stability and Regulatory Policy*, Federal Reserve of New York, "Economic Policy Review", vol. 1, n. 2, pp. 27-95.
- Ehrmann, M. (1998), *Will EMU Generate Asymmetry? Comparing Monetary Policy Transmission Across European Countries*, presentato al convegno "Monetary Policy of the ESCB: Strategic and Implementation Issues", Università Bocconi.
- Fabiani, S., A. Locarno, G. Oneto e P. Sestito (1998), *Risultati e problemi di un quinquennio di politica dei redditi: una prima valutazione quantitativa*, Banca d'Italia, Temi di discussione, n. 329.

- Fanelli, L. e P. Paruolo (1999), *New Evidence on the Transmission Mechanisms of Monetary Policy in Italy before Stage III of European Monetary Union*, presentato al convegno "Ricerche Quantitative per la politica economica", Banca d'Italia, Sadiba.
- Faust, J. e E. M. Leeper (1994), *When Do Long-Run Identifying Restrictions Give Reliable Results?*, International Finance Discussion Papers, n. 462, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Filosa, R. (1995), *Money Demand Stability and Currency Substitution in Six European Countries (1980-1992)*, BIS, Working Paper, n. 30.
- Fischer, S. (1977), *Long-Term Contracts, Rational Expectations and the Optimal Money Supply Rule*, "Journal of Political Economy", vol. 85, pp. 191-206.
- Fisher, I. (1933), *The Debt Deflation Theory of Great Depressions*, "Econometrica", vol. 1, pp. 337-57.
- Gambacorta, L. (1998), *Heterogeneous "Credit Channels" and Optimal Monetary Policy in a Monetary Union*, Banca d'Italia, Temi di discussione, n. 340.
- Gambacorta, L. (2000), *Gli effetti di asimmetrie strutturali nella domanda aggregata per la politica monetaria della BCE*, "Economia Politica", in corso di pubblicazione.
- Gaiotti, E., A. Gavosto e G. Grande (1998), *The Rise and Fall of Inflation in Italy in the 1990s: A Comparative Analysis of Four Different Explanations*, "Giornale degli Economisti e Annali di Economia", vol. 57, n. 3-4, pp. 297-324.
- Gaiotti, E. (1999), *The Transmission of Monetary Policy Shocks in Italy, 1967-1997*, Banca d'Italia, Temi di discussione, n. 363.
- Gandolfo, G. (1990), *Corso di economia internazionale*, Torino, Utet.
- Garofalo, G. e F. Quintiliani (1994), *I microfondamenti della macroeconomia keynesiana*, Napoli, ESI.
- Garretsen, H. e J. Swank (1996), *The Transmission of Interest Rate Changes and the Role of Bank Balance Sheets: A VAR-Analysis for the Netherlands*, "Journal of Macroeconomics", vol. 20, n. 2, pp. 325-39.
- Gerlach, S. e F. Smets (1995), *The Monetary Transmission Mechanism: Evidence from the G7 Countries*, CEPR Discussion Paper, n. 1219.
- Gertler, M. e G. Hubbard (1988), *Financial Factors in Business Fluctuations*, NBER Working Paper, n. 2758.
- Giannini, C., A. Lanzarotti e M. Seghelini (1995), *A Traditional Interpretation of Macroeconomic Fluctuations: the Case of Italy*, "European Journal of Political Economy", vol. 11, pp. 131-55.
- Giannini, C. (1992), *Topics in Structural VAR Econometrics*, New York, Springer Verlag.
- Giovannetti, G. (1997), *Some Empirical Evidence on the Heterogeneity of the Financial Structure and Monetary Transmission Mechanism in Europe*, EUI, Firenze, mimeo.
- Gordon, R. J. (1990), *What is New-Keynesian Economics?*, "Journal of Economic Literature", vol. 28, n. 3, pp. 1115-71.

- Grande, G. (1997), *Properties of the Monetary Conditions Index*, Banca d'Italia, Temi di Discussione, n. 324.
- Grilli, V. e N. Roubini (1992), *Liquidity and Exchange Rates*, "Journal of International Economics", vol. 32, n. 3-4, pp. 339-52.
- Grilli, V. e N. Roubini (1993), *Liquidity, Capital Controls and Exchange Rates*, "Journal of International Money and Finance", vol. 12, n. 2, pp. 139-53.
- Grilli, V. e N. Roubini (1994), *Liquidity and Exchange Rates: Puzzling Evidence from the G7 Countries*, New York University, Salomon Brothers Center for the Study of Financial Institutions, Working Paper, n. 37.
- Harbo, I., S. Johansen, B. G. Nielsen. e A. C. Rahbek (1997), *Test for Cointegrating Rank in Partial Systems*, "Journal of Business Economics and Statistics", vol. 16, n. 4, pp. 388-99.
- Hein, S. E. e J. Mercado-Mendez (1992), *The Credit View, Financial Announcements and Interest Rate Responses*, "Journal of Banking and Finance", vol. 16, n. 4, pp. 743-56.
- Hendry, D. F. e G. E. Mizon (1998), *Exogeneity, Causality and Co-breaking in Economic Policy Analysis of a Small Econometric Model of Money in the UK*, "Empirical Economics", vol. 23, n. 3, pp. 267-94.
- Johansen, S. (1995), *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford, Oxford University Press.
- Johansen, S. e B. G. Nielsen (1993), *Asymptotic for Cointegration Rank Tests in the Presence of Intervention Dummies - Manuale per il programma di simulazione "DisCo"*.
- Johansen, S. e K. Juselius (1992), *Testing Structural Hypothesis in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK*, "Journal of Econometrics", vol. 53, pp. 211-44.
- Juselius, K. (1997), *Changing Monetary Transmission Mechanism Within the EU*, "Empirical Economics", vol. 23, n. 3, pp. 455-81.
- Kashyap, A. K. e J. C. Stein (1997), *The Role of Banks in Monetary Policy: A Survey with Implications for the European Monetary Union*, Federal Reserve Bank of Chicago, "Economic Perspectives", vol. 21, n. 5, pp. 2-18.
- Kashyap, A. K., J. C. Stein e D. W. Wilcox (1993), *Monetary Policy and Bank Lending*, "American Economic Review", vol. 83, n.1, pp. 78-98.
- Kieler, M. e T. Saarenheimo (1998), *Differences in Monetary Policy Transmission? A Case not Closed*, presentato al convegno "Monetary Policy of the ESCB: Strategic and Implementation Issues", Università Bocconi.
- Kim, S. (1999), *Do Monetary Policy Shocks Matter in the G-7 Countries? Using Common Identifying Assumptions about Monetary Policy across Countries*, "Journal of International Economics", vol. 48, n. 2, pp. 387-412.

- Kim, S. e N. Roubini (2000), *Exchange Rate Anomalies in the Industrial Countries: Assolution with Structural VAR Approach*, "Journal of Monetary Economics", vol. 45, n. 3, pp. 561-86.
- Kindleberger, C. P. (1978), *Manias, Panics and Crashes: A History of Financial Crises*, New York, Basic Books.
- Lamfalussy, A. (1963), *Contribution à une théorie de la croissance en économie ouverte*, "Reserches Economiques de Louvain", vol. 29, pp. 715-34.
- Lang, W. e L. C. Nakamura (1995), "*Flight to Quality*" in *Bank Lending and Economic Activity*, "Journal of Monetary Economics", vol. 36, n. 1, pp. 145-64.
- Lucas, R. E. (1976), *Econometric Policy Evaluation: A Critique*, in Brunner K. e A. Meltzer (a cura di), *The Phillips Curve and Labor Markets*, Amsterdam, North-Holland.
- Malinvaud, E. (1977), *The Theory of Unemployment Reconsidered*, New York, Basil Blackwell.
- Mankiw, N. G. (1985), *Small Menu Cost and Large Business Cycles: A Macroeconomic Model of Monopoly*, "Quarterly Journal of Economics", n. 2, pp. 529-37.
- Mankiw, N. G. e D. Romer (1991), *New Keynesian Economics*, Cambridge, MIT Press.
- Marston, R. C. (1992), *Determinants of Short-Term Real Interest Differentials Between Japan and the United States*, NBER Working Paper, n. 4167.
- Meltzer, A. H. (1995), *Monetary, Credit (and other) Transmission Processes: A Monetarist Perspective*, "Journal of Economic Perspectives", vol. 9, n. 4, pp. 49-72.
- Menon, J. (1995), *Exchange Rate Passthrough*, "Journal of Economic Surveys", vol. 9, n. 2, pp. 197-231.
- Minsky, H. P. (1975), *John Maynard Keynes*, Columbia University Press.
- Minsky, H. P. (1982), *Can 'It' Happen Again? Essays on Instability and Finance*, Armonk, New York, M.E. Sharpe.
- Mishkin, F. S. (1978), *The Household Balance Sheet and the Great Depression*, "Journal of Economic History", n. 4, pp. 918-37.
- Mishkin, F. S. (1995), *Symposium on the Monetary Transmission Mechanism*, "Journal of Economic Perspectives", vol. 9, n. 4, pp. 3-10.
- Modigliani, F. (1971), *Monetary Policy and Consumption* in Federal Reserve Bank of Boston (a cura di), *Consumer Spending and Monetary Policy: The Linkages*, Conference Series, n. 5.
- Modigliani, F. e R. Miller (1958), *The Cost of Capital, Corporate Finance and the Theory of Investment*, "American Economic Review", vol. 48, pp. 261-97.
- Monticelli, C. (1993), *Monetary Coordination under an Exchange Rate Agreement and the Optimal Monetary Instrument*, Banca d'Italia, Temi di discussione, n. 214.
- Mosconi, R. (1995), *Cointegrazione e modelli econometrici: Teoria ed Applicazioni* in Banca d'Italia, "Ricerche quantitative per la politica economica 1995", Roma, vol. I.

- Mosconi, R. (1998), *Malcolm: The Theory and Practice of Cointegration Analysis in RATS*, ver. 2, Politecnico di Milano.
- Mundell, R. (1968), *International Economics*, New York, Mac Millan.
- Muscatelli, A. e P. Tirelli (1996), *Institutional Change, Inflation Targets and the Stability of Interest Rate Reaction Functions in OECD Economics*, University of Glasgow, Department of Political Economy, Discussion Paper, n. 6.
- Muth, J. F. (1961), *Rational Expectations and the Theory of Price Movements*, "Econometrica", luglio.
- Nicoletti Altimari, S., R. Rinaldi, S. Siviero e D. Terlizzese (1997), *I canali di trasmissione della politica monetaria nel modello econometrico trimestrale della Banca d'Italia*, Banca d'Italia, Temi di discussione, n. 316.
- Obstfeld, M. e K. Rogoff (1995), *The Mirage of Fixed Exchange Rates*, "Journal of Economic Perspectives", vol. 9, n. 4, pp. 73-96.
- Oliner, S. D. e G. D. Rodebusch (1996), *Is There a Broad Credit Channel for Monetary Policy?*, "Economic Review", Federal Reserve Bank S. Francisco, n. 1, pp. 3-13.
- Pagan, A. R. (1990), *Three Econometric Methodologies: a Critical Appraisal*, in Granger C. W. J. (a cura di) *Modelling Economic Series: Readings in Econometric*, Oxford, Oxford University Press, pp. 97-120.
- Perron, P. (1988), *Trends and Random Walk in Macroeconomic Time Series*, "Journal of Economic Dynamic and Control", vol.12. n. 2-3, pp. 297-332.
- Pesaran, H. M. e R. P. Smith (1998), *Structural Analysis of Cointegrating VARs*, "Journal of Economic Surveys", vol. 12, n. 5, pp. 471-506.
- Pischke, J. (1995), *Individual Income, Incomplete Information, and Aggregate Consumption*, "Econometrica", vol. 63, n. 4, pp. 805-40.
- Ramaswamy, R. e T. Sloek (1997), *The Real Effects of Monetary Policy in the European Union: What Are the Differences?*, IMF Working Paper, n. 160.
- Ramey, V. A. (1993), *How Important is the Credit Channel in the Transmission of Monetary Policy?*, "Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy", n. 39, pp. 1-45.
- Rogoff, K. (1985), *The Optimal Degree of Commitment to an Intermediate Monetary Target*, "Quarterly Journal of Economics", vol. 100, n. 4, pp. 1169-90.
- Romer, C. D. e D. H. Romer (1993), *Credit Channel or Credit Actions? An Interpretation of the Postwar Transmission Mechanism*, NBER Working Paper, n. 4485.
- Samolyk, K. A. (1994), *Banking Conditions and Regional Economic Performance Evidence of a Regional Credit Channel*, "Journal of Monetary Economics", vol. 34, n. 2, pp. 259-78.
- Schlitzler, G. (1993), *Nuovi strumenti per la valutazione e la previsione del ciclo economico in Italia*, Banca d'Italia, Temi di discussione, n. 200.
- Sims, C. A. (1980), *Macroeconomics and Reality*, "Econometrica", vol. 48, n. 1, pp. 1-48.

- Sims, C. A. (1992), *Interpreting the Macroeconomic Time-Series Facts: the Effects of Monetary Policy*, "European Economic Review", vol. 36, n. 5, pp. 975-1011.
- Smets, F. (1997), *Measuring Monetary Policy Shocks in France, Germany and Italy: the Role of the Exchange Rate*, BIS Working Paper, n. 42.
- Stiglitz, J. e A. Weiss (1981), *Credit Rationing in Markets with Imperfect Information*, "American Economic Review", vol. 71, n. 3, pp. 393-410.
- Strongin, S. (1995), *The Identification of Monetary Policy Disturbances: Explaining the Liquidity Puzzle*, "Journal of Monetary Economics", vol. 35, n. 3, pp. 463-85.
- Svensson, L. E. O. (1994), *Fixed Exchange Rates as a Means to Price Stability: What Have We Learned?*, "European Economic Review", vol. 38, n. 3-4, pp. 447-68.
- Taylor, J. B. (1993), *Discretion Versus Policy Rules in Practice*, "Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy", n. 39, pp. 195-214.
- Taylor, J. B. (1995), *The Monetary Transmission Mechanism: an Empirical Framework*, "Journal of Economic Perspectives", vol. 9, n. 4, pp. 11-26.
- Thornton, D. L. (1994), *Financial Innovation, Deregulation and the "Credit View" of Monetary Policy*, "Federal Reserve Bank of St. Louis Review", vol. 76, n. 1, pp. 31-49.
- Tobin, J. (1969), *A General Equilibrium Approach to Monetary Policy*, "Journal of Money, Credit and Banking", n. 1, pp. 15-29.
- Trautwein, H. M. (2000), *The Credit View, Old and New*, "Journal of Economic Surveys", vol. 14, n. 2, pp. 155-89.
- Turnovsky, S. J. e V. d'Orey (1989), *The Choice of Monetary Instrument in Two Interdependent Economies under Uncertainty*, "Journal of Monetary Economics", vol. 23, n. 1, pp. 121-33.
- van der Ploeg, F. (1993), *Channels of International Policy Transmission*, "Journal of International Economics", vol. 34, n. 3-4, pp. 245-67.

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

- n. 365 — *Labor Markets and Monetary Union: A Strategic Analysis*, di A. CUKIERMAN e F. LIPPI (febbraio 2000).
- n. 366 — *On the Mechanics of Migration Decisions: Skill Complementarities and Endogenous Price Differentials*, di M. GIANNETTI (febbraio 2000).
- n. 367 — *An Investment-Function-Based Measure of Capacity Utilisation. Potential Output and Utilised Capacity in the Bank of Italy's Quarterly Model*, di G. PARIGI e S. SIVIERO (febbraio 2000).
- n. 368 — *Information Spillovers and Factor Adjustment*, di L. GUIISO e F. SCHIVARDI (febbraio 2000).
- n. 369 — *Banking System, International Investors and Central Bank Policy in Emerging Markets*, di M. GIANNETTI (marzo 2000).
- n. 370 — *Forecasting Industrial Production in the Euro Area*, di G. BODO, R. GOLINELLI e G. PARIGI (marzo 2000).
- n. 371 — *The Seasonal Adjustment of the Harmonised Index of Consumer Prices for the Euro Area: a Comparison of Direct and Indirect Methods*, di R. CRISTADORO e R. SABBATINI (marzo 2000).
- n. 372 — *Investment and Growth in Europe and in the United States in the Nineties*, di P. CASELLI, P. PAGANO e F. SCHIVARDI (marzo 2000).
- n. 373 — *Tassazione e costo del lavoro nei paesi industriali*, di M. R. MARINO e R. RINALDI (giugno 2000).
- n. 374 — *Strategic Monetary Policy with Non-Atomistic Wage-Setters*, di F. LIPPI (giugno 2000).
- n. 375 — *Emu Fiscal Rules: is There a Gap?*, di F. BALASSONE e D. MONACELLI (giugno 2000).
- n. 376 — *Do Better Institutions Mitigate Agency Problems? Evidence from Corporate Finance Choices*, di M. GIANNETTI (giugno 2000).
- n. 377 — *The Italian Business Cycle: Coincident and Leading Indicators and Some Stylized Facts*, di F. ALTISSIMO, D. J. MARCHETTI e G. P. ONETO (ottobre 2000).
- n. 378 — *Stock Values and Fundamentals: Link or Irrationality?*, di F. FORNARI e M. PERICOLI (ottobre 2000).
- n. 379 — *Promise and Pitfalls in the Use of “Secondary” Data-Sets: Income Inequality in OECD Countries*, di A. B. ATKINSON e A. BRANDOLINI (ottobre 2000).
- n. 380 — *Bank Competition and Regulatory Reform: The Case of the Italian Banking Industry*, di P. ANGELINI e N. CETORELLI (ottobre 2000).
- n. 381 — *The Determinants of Cross-Border Bank Shareholdings: an Analysis with Bank-Level Data from OECD Countries*, di D. FOCARELLI e A. F. POZZOLO (ottobre 2000).
- n. 382 — *Endogenous Growth with Intertemporally Dependent Preferences*, di G. FERRAGUTO e P. PAGANO (ottobre 2000).
- n. 383 — *(Fractional) Beta Convergence*, di C. MICHELACCI e P. ZAFFARONI (ottobre 2000).
- n. 384 — *Will a Common European Monetary Policy Have Asymmetric Effects?*, di L. GUIISO, A. K. KASHYAP, F. PANETTA e D. TERLIZZESE (ottobre 2000).
- n. 385 — *Testing for Stochastic Trends in Series with Structural Breaks*, di F. Busetti (ottobre 2000).
- n. 386 — *Revisiting the Case for a Populist Central Banker*, di F. LIPPI (ottobre 2000).
- n. 387 — *The multimarket contacts theory: an application to Italian banks*, di R. DE BONIS e A. FERRANDO (dicembre 2000).

(*) I “Temi” possono essere richiesti a:
Banca d’Italia - Servizio Studi - Divisione Biblioteca e pubblicazioni - Via Nazionale, 91 - 00184 Roma
(fax 0039 06 47922059). Essi sono disponibili sul sito Internet www.bancaditalia.it.