

Un modello econometrico per il credito bancario alle famiglie in Italia *

LUCA CASOLARO e LEONARDO GAMBACORTA

1. Introduzione

A partire dalla seconda metà degli anni Novanta, dopo oltre un decennio di crescita relativamente moderata, il credito bancario alle famiglie consumatrici in Italia è aumentato a ritmi molto sostenuti, con un'espansione pari al doppio di quella media dell'area dell'euro. In particolare, i prestiti finalizzati all'acquisto di abitazioni (inclusi quelli destinati alla ristrutturazione delle stesse) sono cresciuti dal 1997 a un tasso medio vicino al 20%, superiore a quello di tutti i principali paesi dell'area.

La forte crescita dell'indebitamento delle famiglie, che rimane comunque basso nel confronto internazionale, è avvenuta in presenza di profondi cambiamenti nel contesto economico e normativo del nostro paese. In primo luogo, la forte diminuzione dei tassi di interesse nominali e reali registrata in Italia a partire dalla seconda metà degli anni Novanta ha portato a un notevole ridimensionamento degli oneri del debito sostenuti dalle famiglie. In secondo luogo, dalla fine degli anni Novanta si è registrata un'intensa crescita degli scambi sul mercato immobiliare favorita, tra l'altro, dall'introduzione di alcuni benefici fiscali per le ristrutturazioni edilizie. Infine, dalla seconda metà degli anni Novanta hanno iniziato a dispiegarsi interamente gli effetti del

□ Banca d'Italia, Servizio Studi, Roma; email: luca.casolaro@bancaditalia.it; leonardo.gambacorta@bancaditalia.it

* Gli autori ringraziano Giorgio Gobbi, Alberto Locarno e due anonimi *referees* per i consigli e i suggerimenti ricevuti. Le idee espresse riflettono esclusivamente le opinioni degli autori, che rimangono i soli responsabili di eventuali errori e imprecisioni.

processo di deregolamentazione del sistema creditizio dovuti all'introduzione del Testo Unico Bancario del 1993. La liberalizzazione finanziaria ha determinato un aumento nel numero degli intermediari operanti nel mercato dei mutui e del credito al consumo, anche attraverso l'entrata di banche estere specializzate. Tutto ciò ha aumentato la pressione concorrenziale e sviluppato una forte innovazione di prodotto, contribuendo ad aumentare la disponibilità di credito alle famiglie.

Tali fatti sollevano alcuni quesiti cui tale lavoro vuole fornire una risposta: *a)* qual è il legame tra il credito alle famiglie e l'andamento congiunturale dell'economia? *b)* tale legame ha subito dopo il 1997 una modifica strutturale? *c)* quanta parte della crescita dei prestiti alle famiglie nel periodo 1997-2003 è imputabile al forte calo dei tassi di interesse reali, alla dinamica dei prezzi delle abitazioni e a fattori di offerta connessi con il processo di liberalizzazione del mercato del credito?

Questo lavoro presenta la stima di un modello econometrico per il credito bancario alle famiglie in Italia nel periodo 1984-2003. Il modello è composto di due equazioni per i prestiti per l'acquisto di abitazioni e per gli altri prestiti alle famiglie. Entrambe le componenti evidenziano uno stretto legame con l'andamento congiunturale dell'economia e il livello dei tassi di interesse reali; i mutui alle famiglie appaiono correlati anche con la dinamica del mercato immobiliare e di quello azionario. Il modello permette l'analisi della presenza di cambiamenti strutturali dovuti alle trasformazioni intervenute nel mercato del credito nella seconda parte degli anni Novanta; esso, inoltre, consente la scomposizione del contributo alla crescita del credito alle famiglie tra i diversi fattori.

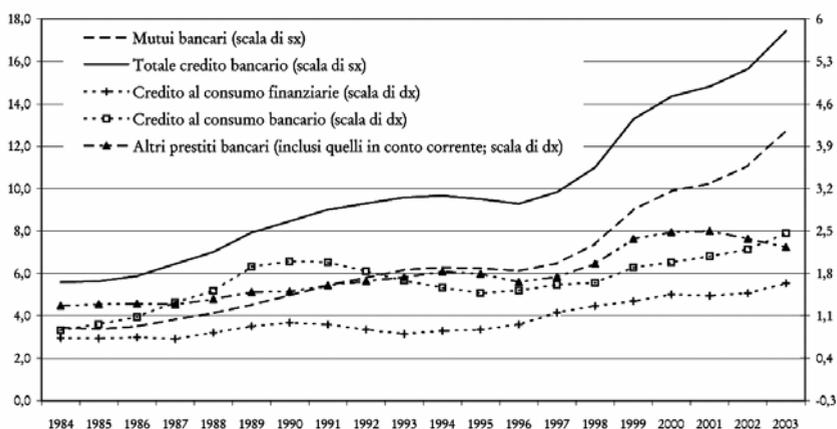
L'articolo è organizzato nel seguente modo. Il paragrafo seguente analizza l'evoluzione dei prestiti bancari in Italia e le differenze nella composizione dell'indebitamento delle famiglie in rapporto al Pil rispetto alle altre principali economie dell'area dell'euro. Dopo aver analizzato alcuni fatti stilizzati che caratterizzano il mercato del credito alle famiglie nel nostro paese, il paragrafo 3 descrive il modello econometrico separando i prestiti per l'acquisto di abitazioni dagli altri prestiti alle famiglie (tipicamente credito al consumo e finanziamenti in conto corrente). Il paragrafo 4 presenta i risultati del modello e analizza i fattori di crescita per il periodo 1997-2003. L'ultimo paragrafo riassume le principali conclusioni.

2. I prestiti bancari alle famiglie in Italia nel periodo 1984-2003

Negli ultimi vent'anni i prestiti concessi alle famiglie italiane hanno registrato una forte espansione: tra il 1984 e il 2003 il credito bancario alle famiglie in rapporto al Pil è più che triplicato, passando dal 5,6 al 17,4% (cfr. figura 1).

FIGURA 1

CREDITO ALLE FAMIGLIE CONSUMATRICI IN RAPPORTO AL PIL
(valori percentuali)



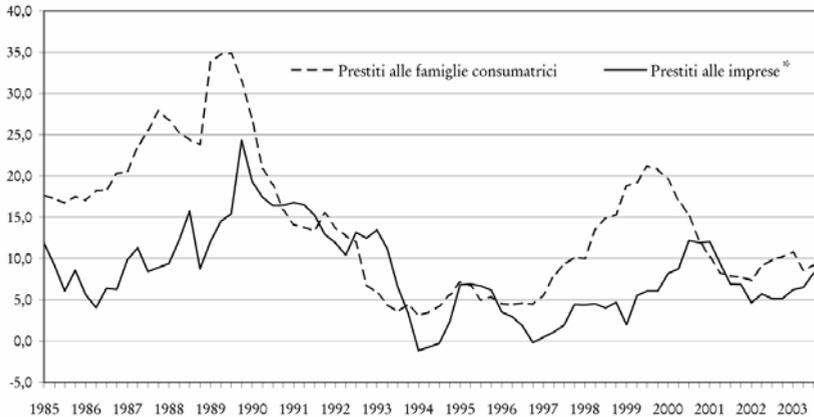
Fonte: segnalazioni statistiche di Vigilanza e ISTAT.

La crescita si è concentrata soprattutto in due periodi: tra il 1987 e l'inizio degli anni Novanta, in connessione con una fase di espansione delle compravendite e dei prezzi delle abitazioni e, soprattutto, a partire dalla fine del 1997. In questi periodi si riscontrano le maggiori differenze rispetto alla dinamica dei prestiti alle imprese, il cui andamento appare nel complesso simile, sebbene più contenuto (figura 2).

Alla fine del 2003 il credito bancario alle famiglie consumatrici ammontava in Italia a 230 miliardi di euro, oltre un quinto del totale concesso dal sistema bancario. Di questi, 142 miliardi erano rappresentati da prestiti per l'acquisto di abitazioni, 31 miliardi da credito al consumo, 57 miliardi da altri finanziamenti, tra cui quelli erogati in conto corrente. Questi ultimi, pur non rientrando nelle statistiche sul credito al consumo, sono in gran parte rivolti a finanziare l'acquisto di beni da parte delle famiglie.

FIGURA 2

PRESTITI ALLE FAMIGLIE CONSUMATRICI E ALLE IMPRESE IN ITALIA
(tassi di crescita annuali)



* Includere le famiglie produttrici.

Fonte: segnalazioni statistiche di Vigilanza.

Il forte incremento del credito alle famiglie italiane nel periodo 1997-2003 è ascrivibile per oltre i due terzi all'espansione dei prestiti per l'acquisto di abitazioni, cresciuti in media d'anno del 19% (contro il 9% dell'area dell'euro), in un contesto caratterizzato dalla diminuzione del tasso di interesse reale e dal forte aumento degli scambi sul mercato immobiliare. In rapporto al Pil, i prestiti per l'acquisto di abitazioni, inclusi quelli in sofferenza, sono passati negli ultimi sei anni dal 5 all'11%; il credito al consumo ha registrato una crescita più contenuta, dall'1 al 2%.

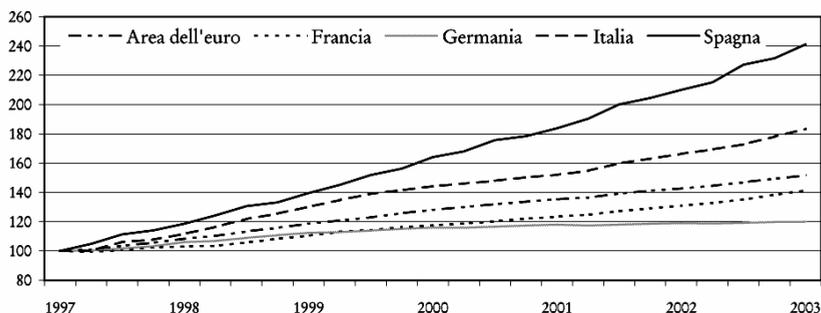
Nel confronto internazionale, negli ultimi sei anni la crescita dei prestiti alle famiglie italiane, consumatrici e produttrici, è stata quasi il doppio di quella media dell'area (figura 3).¹

Nonostante questa forte espansione, alla fine del 2003 il totale dei prestiti alle famiglie italiane in rapporto al Pil, pari al 23%, era circa un terzo del valore registrato in Germania (67%) e poco più della metà di

¹ Per motivi di coerenza statistica l'analisi riguardante il confronto con i paesi dell'area dell'euro, limitata al periodo 1997-2003, viene condotta sull'insieme delle famiglie consumatrici e produttrici. Queste ultime, costituite dalle imprese individuali o a conduzione familiare, rappresentavano alla fine del 2003 il 25% del totale dei prestiti alle famiglie e l'8% dei mutui (rispettivamente 29 e 7% a dicembre del 1997). Un'ulteriore differenza deriva dal fatto che in questo aggregato sono inclusi i prestiti in sofferenza.

FIGURA 3

PRESTITI ALLE FAMIGLIE NEI MAGGIORI PAESI DELL'AREA DELL'EURO *
(consistenze di fine periodo; 1997 = 100)



* Famiglie produttrici e consumatrici

Fonte: elaborazione su dati BCE e statistiche nazionali.

quello della Francia (37%; tavola 1). In Italia il credito concesso alle famiglie per l'acquisto di abitazioni e quello direttamente finalizzato all'acquisto di beni di consumo rappresentavano, rispettivamente, il 12 e il 3% del Pil (31 e 6 nell'area dell'euro). Era invece sostanzialmente in linea con la media dell'area dell'euro l'incidenza dei prestiti per altri scopi sul Pil (9%). Essi sono costituiti per oltre la metà da finanziamenti alle famiglie produttrici, più diffuse in Italia.

TAVOLA 1

CREDITO BANCARIO ALLE FAMIGLIE PER DESTINAZIONE DEL PRESTITO *
(consistenze di fine periodo in percentuale del Pil)

	Italia	Francia	Germania	Spagna	Area dell'euro
	1997				
Acquisto di abitazioni	5,2	20,3	37,3	21,2	23,9
Credito al consumo	1,3	6,7	10,9	5,9	6,6
Altro	9,7	5,6	14,9	7,2	9,5
Totale	16,2	32,5	63,1	34,2	39,9
	2003				
Acquisto di abitazioni	11,8	24,3	43,6	37,1	31,4
Credito al consumo	2,5	8,1	8,1	7,4	6,4
Altro	9,0	4,5	14,9	10,4	9,0
Totale	23,3	36,9	66,6	54,9	46,8

* Famiglie consumatrici e produttrici.

Fonte: Elaborazioni su dati BCE, Eurostat e statistiche nazionali.

3. Un modello econometrico per il credito alle famiglie

3.1. *Aspetti generali*

La letteratura per l'Italia ha finora analizzato prevalentemente il credito bancario alle imprese, mentre l'indebitamento delle famiglie ha ricevuto una minore attenzione. Tuttavia, il peso crescente dei prestiti alle famiglie sul totale del credito bancario e la diversa dinamica registrata negli ultimi anni rispetto ai finanziamenti alle imprese rendono rilevante la costruzione di un modello econometrico per l'analisi di questo aggregato.

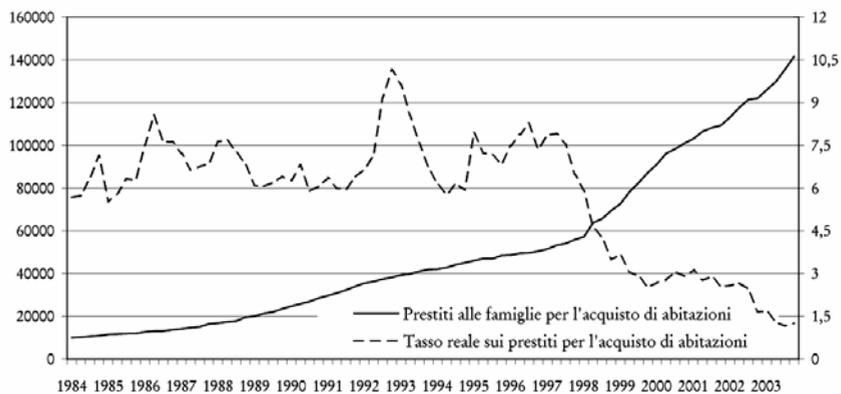
Le figure 4 e 5 riportano l'andamento dei prestiti per l'acquisto di abitazioni e quello degli "altri prestiti" (in prevalenza credito al consumo e finanziamenti in conto corrente)² insieme ai rispettivi tassi di interesse reali (deflazionati con la variazione percentuale annua dei prezzi al consumo).³ Da tali figure emergono alcuni fatti stilizzati. In primo luogo, i tassi di interesse reali sui prestiti alle famiglie, elevati fino alla metà del 1997, registrano un rapido calo negli anni successivi. Tra il giugno del 1997 e la fine del 1999 sia il tasso sui prestiti per l'acquisto di abitazioni sia quello sul credito al consumo sono diminuiti di circa 5 punti percentuali. Questo calo si è accompagnato, da un lato, alla riduzione dei rendimenti a medio e a lungo termine dei titoli pubblici e, dall'altro, alla diminuzione del differenziale tra il tasso sui prestiti e il costo medio della raccolta bancaria. A partire dal 2002, dopo una fase di sostanziale stabilità, i tassi bancari in termini reali hanno ripreso a scendere toccando, alla fine del 2003, un punto di minimo.

² L'andamento dei prestiti per l'acquisto di abitazioni e quello degli "altri prestiti" è stato ricostruito, per il periodo 1984-97 nel quale non è disponibile il dettaglio del credito per destinazione, utilizzando come serie profilo, rispettivamente, i mutui concessi alle famiglie consumatrici e la somma del credito al consumo e dei prestiti in conto corrente concessi alle famiglie consumatrici. Maggiori dettagli sono riportati nell'Appendice 1.

³ Per entrambi i tassi sono state utilizzate le rilevazioni statistiche armonizzate sui tassi di interesse bancari alle famiglie residenti nell'area dell'euro, ricostruite per gli anni precedenti il 2003 sulla base delle statistiche decadali, delle segnalazioni degli istituti di credito fondiario, della Segnalazione sull'usura (1997-2002) e quelle del tasso sui "finanziamenti in conto corrente alle famiglie" della Centrale dei Rischi. Per maggiori dettagli si veda l'Appendice 1.

FIGURA 4

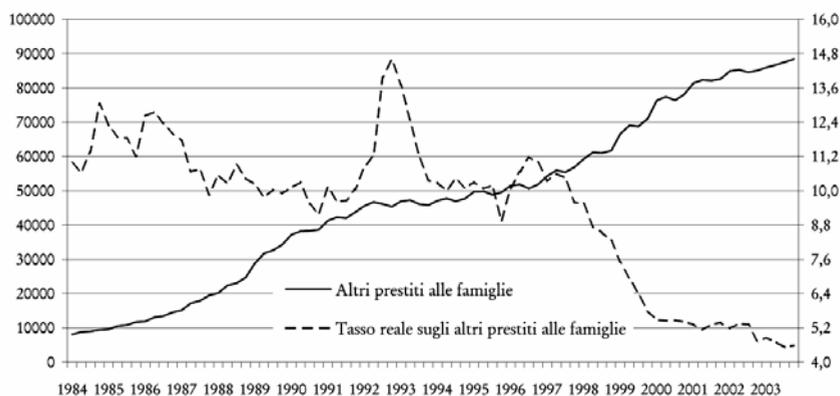
PRESTITI PER L'ACQUISTO DI ABITAZIONI E TASSI DI INTERESSE REALI
(milioni di euro e valori percentuali)



Fonti: Segnalazioni statistiche di Vigilanza e Istat.

FIGURA 5

ALTRI PRESTITI ALLE FAMIGLIE E TASSI DI INTERESSE REALI
(milioni di euro e valori percentuali)



Fonti: Segnalazioni statistiche di Vigilanza e Istat.

In secondo luogo, l'andamento del credito alle famiglie appare strettamente correlato con i mutamenti nei tassi di interesse. La crescita dei prestiti per l'acquisto di abitazioni e del credito al consumo, avviatasi nella seconda metà degli anni Ottanta, fu interrotta dal brusco rialzo dei rendimenti innescati dalla crisi valutaria del 1992, per poi riprendere in misura significativa soltanto dopo la stabilizzazione monetaria. Il basso livello dei tassi di interesse appare pertanto come una delle cause più rilevanti della recente crescita dei prestiti per l'acquisto di abitazioni. Esso, oltre che dal processo di convergenza connesso all'adozione della moneta unica, è stato reso possibile e facilitato da strutture di offerta più elastiche rispetto al passato, scaturite dalle riforme della normativa introdotte all'inizio dello scorso decennio e dai successivi profondi cambiamenti intervenuti nel sistema bancario italiano.

Infine, le componenti del credito alle famiglie mostrano una dinamica differenziata nel periodo 1997-2003. L'ispezione grafica evidenzia che l'espansione dei prestiti per l'acquisto di abitazioni è particolarmente accentuata (cfr. figura 4), mentre quella della componente relativa agli "altri prestiti" mostra un aumento più graduale (figura 5). Questo diverso andamento evidenzia dei potenziali vantaggi nello studiare separatamente i mutui dagli altri prestiti alle famiglie.

L'andamento del credito bancario alle famiglie negli ultimi vent'anni solleva dunque due interrogativi sulle determinanti economiche che ne hanno influenzato la crescita. Un primo quesito è se la componente dei prestiti per l'acquisto di abitazioni e quella degli "altri prestiti" (in prevalenza credito al consumo e finanziamenti in conto corrente) dipendano dalle stesse variabili esplicative. Sebbene esistano dei fattori macroeconomici comuni che spiegano gran parte del loro andamento, come i tassi di interesse reali, possono essere individuati altri fattori che sono specifici per ciascuna componente. Ad esempio, l'andamento dei prestiti per l'acquisto di abitazioni dipende, tra l'altro, dall'evoluzione del mercato immobiliare e di quello azionario, mentre quello degli "altri prestiti" è legato alla spesa per consumi delle famiglie (figura 6). L'analisi di corretta specificazione sviluppata nell'Appendice 2 ha confermato tale ipotesi: il *set* di variabili macroeconomiche utilizzate per spiegare le due componenti sono solo in parte coincidenti.

Un secondo interrogativo riguarda la presenza di un cambiamento strutturale alla fine degli anni Novanta nelle relazioni che legano le componenti del credito bancario alle famiglie alle variabili macroeco-

FIGURA 6

ANDAMENTO DEI PREZZI DELLE ABITAZIONI E DEI PREZZI AL CONSUMO
(Numeri indice; 1984:01 = 1)



Fonti: Borsa Italiana, ISTAT ed elaborazioni su dati de "Il consulente immobiliare".

nomiche. La forte accelerazione dei prestiti per l'acquisto di abitazioni registrata dalla fine del 1997 potrebbe, infatti, non essere interamente riconducibile alla riduzione dei tassi d'interesse reali. In questo caso potremmo essere in presenza di un cambiamento strutturale connesso a variabili non incluse nel modello. Oltre alle variabili macroeconomiche sulle quali si sofferma questo lavoro, il credito bancario alle famiglie è influenzato da un ampio insieme di fattori, anche socioculturali, che riguardano sia il lato della domanda sia quello dell'offerta. Nel primo gruppo la letteratura include: la propensione all'indebitamento, il profilo di reddito, il tasso di sconto intertemporale, i prestiti informali, i trasferimenti intergenerazionali, la tassazione. Tra i fattori di offerta sono solitamente ricondotti: l'efficienza del sistema giudiziario, il capitale sociale, la regolamentazione finanziaria. La maggior parte di questi fattori, tuttavia, evolvono molto lentamente nel tempo e non sembrano idonei a giustificare il repentino aumento del credito alle famiglie nella seconda metà degli anni Novanta.⁴ Gli unici cam-

⁴ Ad esempio, il capitale sociale, che rappresenta la dotazione di risorse a disposizione degli individui che risultano dai loro legami sociali, presenta variazioni plurisecolari (Guiso, Sapienza e Zingales 2004). Tale variabile è utile per capire le differenze tra paesi o regioni nello sviluppo del mercato del credito ma non per interpretare variazioni nell'indebitamento bancario delle famiglie su un arco temporale limitato.

biamenti di rilievo in quel periodo sono, come sarà illustrato in seguito, l'introduzione di incentivi fiscali per le ristrutturazioni edilizie a partire dal 1997 e, soprattutto, l'incremento della disponibilità di credito che ha seguito l'aumento della concorrenza bancaria connessa con la liberalizzazione (Desario 1999, Angelini e Cetorelli 2002).

Un ulteriore aspetto da considerare riguarda il metodo di stima. Le diverse tipologie di indebitamento delle famiglie, che corrispondono tendenzialmente a opportunità di investimento e consumo nettamente distinte, possono tuttavia, in taluni casi, derivare da scelte unitarie e presentare quindi una significativa correlazione. Una parte del credito concesso a una famiglia per l'acquisto dell'abitazione potrebbe, infatti, essere utilizzato dalla stessa per altre finalità, più simili a quelle tipiche del credito al consumo (ad esempio per l'arredamento della casa). In questo caso la stima di equazioni distinte per i due aggregati (prestiti per l'acquisto di abitazioni e altri prestiti alle famiglie) porterebbe a un limitato utilizzo delle informazioni presenti nel modello, determinando una diminuzione di efficienza della stima. Questo problema è stato superato ricorrendo a un modello del tipo SURE (*Seemingly Unrelated Equations*), che consente una stima simultanea delle due equazioni, tenendo conto delle possibili correlazioni esistenti tra i rispettivi residui.

Gli studi econometrici sui prestiti bancari per l'Italia su un periodo campionario simile a quello considerato in questo lavoro (Focarelli e Rossi 1998, Fanelli e Paruolo 2003, Chiades e Gambacorta 2004) ipotizzano una funzione di offerta di prestiti perfettamente elastica al costo dei finanziamenti bancari. In particolare, tali lavori, basati su modelli VAR, considerano un'equazione di offerta dei prestiti del tipo $r_P = r_M + \phi$, dove r_P è il tasso sui prestiti, r_M è il tasso di politica monetaria e ϕ è un premio per il rischio. Le banche fissano cioè un tasso sui prestiti in corrispondenza del quale sono disposte a offrire tutto il credito richiesto. In questo modo mutamenti del tasso di interesse sui prestiti possono sempre essere ricondotti al lato dall'offerta. In questo lavoro tale ipotesi viene rilassata e le due equazioni stimate vengono considerate come forme ridotte derivanti dall'incontro della domanda e dell'offerta. In altre parole, l'offerta di prestiti è positivamente inclinata al tasso sui finanziamenti. In questo modo, tuttavia, non si posso-

Per una discussione sulla rilevanza di questi fattori per il caso italiano si veda, tra gli altri, Casolaro, Gambacorta e Guiso (2004).

no considerare come strutturali alcuni parametri stimati: ad esempio, l'elasticità dell'ammontare dei mutui al tasso di interesse rappresenta una convoluzione dei parametri, genuinamente strutturali, relativi all'elasticità della domanda e dell'offerta di mutui al tasso di interesse.

3.2. *L'equazione dei prestiti per l'acquisto di abitazioni*

Il livello dei prestiti alle famiglie per l'acquisto di abitazioni è influenzato sia dall'andamento congiunturale dell'economia sia dalle condizioni di tasso applicate. Nell'equazione dei mutui sono stati quindi inseriti sia il prodotto interno lordo nominale sia il tasso d'interesse reale sui prestiti a medio e a lungo termine alle famiglie.

Tra le variabili esplicative è stato incluso anche l'andamento del prezzo medio degli immobili, che costituisce una *proxy* della tensione sul mercato immobiliare, atta a fornire un'indicazione circa le correlazioni tra il mercato creditizio e quello delle abitazioni e non circa i nessi di causalità.

Il credito per l'acquisto di abitazioni potrebbe essere influenzato anche dall'andamento del mercato azionario. È necessario tuttavia separare le dinamiche di lungo da quelle di breve periodo. In equilibrio un aumento del valore dei titoli azionari nel portafoglio delle famiglie dovrebbe determinare, a livello aggregato, un incremento della loro ricchezza e dunque della loro capacità di indebitamento. Nel lungo periodo, pertanto, dovremmo osservare un legame diretto tra il livello dei prestiti e l'indice MIB storico. Tuttavia, nel breve periodo, l'investimento in azioni e quello in abitazioni potrebbero presentarsi come potenziali sostituti in un'ottica di scelta di portafoglio, soprattutto se l'andamento dei prezzi azionari e quello delle abitazioni risultano in controtendenza. Per tale motivo, la correlazione tra i tassi di crescita dei mutui e la dinamica del mercato azionario potrebbe essere negativa nel breve termine. Dalla figura 6 si evidenzia, infatti, che i prezzi delle abitazioni hanno registrato una forte crescita tra la fine degli anni Ottanta e l'inizio degli anni Novanta, fase in cui si ha una flessione dell'indice di borsa; successivamente si registra una relativa stabilità nel periodo 1994-99, in corrispondenza con una forte crescita dell'indice azionario. A partire dall'inizio del presente decennio si osserva, invece, una nuova crescita dei prezzi degli immobili, trainati dal forte incremento della domanda di abitazioni e dalla fase di incertezza dei mercati azionari.

L'equazione dei prestiti per l'acquisto di abitazioni, espressa mediante un modello a correzione dell'errore, è quindi la seguente:

$$\begin{aligned} \Delta LPABIT_t = & \mu_0 + \alpha(LPABIT_{t-1} + \beta_1 LPILN_{t-1} + \beta_2 LPRIMM_{L,t-1} + \\ & + \beta_3 LMIB_{t-1} + \beta_4 RPABIT_{t-1}) + \sum_{i=1}^4 a_i \Delta LPABIT_{t-i} + \sum_{i=1}^4 b_i \Delta LPILN_{t-i} + \\ & + \sum_{i=1}^4 c_i \Delta LPRIMM_{t-i} + \sum_{i=1}^4 d_i \Delta LMIB_{M,t-i} + \sum_{i=1}^4 e_i \Delta RPABIT_{M,t-i} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (1)$$

il significato delle variabili è illustrato nella tavola 2.

TAVOLA 2

ELENCO DELLE SERIE UTILIZZATE

Variabili	Descrizione *
LPABIT	Logaritmo dei mutui e ogni altro finanziamento connesso con l'acquisto di abitazioni
LALTRIP	Logaritmo degli altri prestiti alle famiglie. Questi ultimi includono il credito al consumo, quello concesso tramite scoperti di conto corrente e ogni altro tipo di finanziamento alle famiglie
LPILN	Logaritmo del Pil nominale
LCONSN	Logaritmo delle spese per consumi delle famiglie
LPRIMM	Logaritmo dei prezzi degli immobili residenziali
LCPI	Logaritmo dei prezzi al consumo
LMIB	Logaritmo dell'indice MIB storico
RPABIT	Tasso reale sulle erogazioni di prestiti a medio e a lungo termine alle famiglie
RALTRIP	Tasso reale sugli "altri prestiti"

* Maggiori dettagli sulle serie sono forniti nell'Appendice 1.

Come già evidenziato nella sezione precedente, il volume dei prestiti per l'acquisto (e ristrutturazione) di abitazioni concessi alle famiglie ha registrato a partire dal 1998 un rapido aumento; questa dinamica è in parte riconducibile al forte calo dei tassi reali registrato nel periodo, ma le analisi statistiche suggeriscono anche la presenza di un cambiamento strutturale dell'equazione, che può essere riconducibile all'andamento di variabili omesse nel modello. Come già discusso nel paragrafo 3.1, nella seconda metà degli anni Novanta, a fronte di una sostanziale stabilità delle variabili socio-economiche non incluse nel modello, si osserva l'introduzione nel mercato di incentivi fiscali e, soprattutto, il pieno dispiegarsi del processo di liberalizzazione finanziaria.

Per quanto riguarda il primo aspetto, la domanda di mutui per le ristrutturazioni edilizie ha risentito: 1) degli sgravi fiscali in forma di crediti di imposta Irpef inizialmente introdotti nel 1998, più volte prorogati (L. 449/97); 2) della deducibilità ai fini dell'Irpef degli interessi passivi relativi ai mutui ipotecari stipulati a partire dal 1998 per la costruzione dell'abitazione principale e per gli interventi di ristrutturazione che ne comportano una modifica strutturale, ad esempio per ampliamento (L. 449/97). Tra il 1998 e il 2003 il numero di comunicazioni inviate dai contribuenti per detrazioni delle spese di ristrutturazione edilizia è stato superiore a 1,7 milioni. La domanda di mutui potrebbe aver risentito anche del rafforzamento, a partire del 1999, del regime fiscale agevolato previsto per la prima casa (L. 448/98). L'effetto dovuto a fattori fiscali, tuttavia, presente anche in altri paesi tra cui il Regno Unito e i Paesi Bassi (Banks e Tanner 2002; Rob, Hochguertel e Van Soest 2002), riesce a spiegare solo una parte limitata della forte crescita dei mutui osservata nel recente passato.

Il motivo predominante del cambiamento strutturale nell'equazione dei prestiti per l'acquisto di abitazioni sembra essere, infatti, il mutamento nella struttura di offerta del credito. Nonostante l'introduzione del Testo Unico Bancario sia avvenuta nel 1993, l'analisi di Desario (1999, figura 6) sui mutui fondiari evidenzia una forte crescita della mobilità delle quote di mercato solo a partire dal 1998: l'ingresso di operatori esteri specializzati ha aumentato da quell'anno la pressione concorrenziale e determinato una forte innovazione di prodotto anche per le banche già presenti. Sembra dunque che gli effetti dell'introduzione del Testo Unico Bancario del 1993, che ha sancito la despecializzazione temporale e funzionale nello svolgimento dell'attività creditizia, siano intervenuti dopo alcuni anni. Questo ritardo sembra in linea con l'esperienza dei processi di liberalizzazione nei paesi anglosassoni degli anni Settanta e Ottanta.⁵

⁵ Il Testo Unico Bancario del 1993 ha esteso a tutte gli intermediari la possibilità di concedere prestiti a medio e lungo termine alle famiglie, espandendo notevolmente l'offerta potenziale di credito. La liberalizzazione del mercato si è accompagnata a una ristrutturazione profonda del sistema creditizio, compiuta attraverso fusioni tra banche e incorporazioni delle banche meno efficienti da parte di quelle più efficienti. Tra il 1990 e il 2003 il numero di banche si è contratto di oltre il 20%, mentre il numero di sportelli è quasi raddoppiato, passando da 16.000 a 30.000. Inoltre, malgrado la contrazione del numero totale di banche nel paese, il numero di istituti diversi presenti in media nelle piazze bancabili è aumentata in tutte le aree durante gli anni Novanta. Il grado di concorrenza nei mercati locali si è accresciuto considerevolmente. Analisi statistiche mostrano che nel periodo 1998-2003 vi è stata una forte correlazione

È possibile considerare quindi il 1998 come l'anno in cui il processo di liberalizzazione inizia a manifestare a pieno gli effetti sulla disponibilità di credito. Per tenere conto dell'effetto delle agevolazioni fiscali e della liberalizzazione finanziaria è stata quindi inserita nell'equazione una *step dummy* uguale a 1 a partire dal primo trimestre del 1998.

3.3. L'equazione del credito al consumo

I prestiti concessi alle famiglie per scopi diversi dall'acquisto di abitazioni sono riconducibili, prevalentemente, al credito al consumo e ai finanziamenti in conto corrente. L'analisi econometrica mostra che tale aggregato non presenta un cambiamento strutturale nel corso degli anni Novanta.

Nell'equazione degli "altri prestiti" alle famiglie sono state inserite come variabili esplicative il logaritmo dei consumi nominali delle famiglie e il tasso di interesse reale sugli "altri prestiti" ottenuto come media ponderata dei tassi di interesse sul credito al consumo e sui finanziamenti in conto corrente alle famiglie. L'equazione degli "altri prestiti" alle famiglie, espressa mediante un modello a correzione dell'errore, è la seguente:

$$\begin{aligned} \Delta LALTRIP_t = & \alpha_0 + \beta(LALTRIP_{t-1} + \alpha_1 LCONSN_{t-1} + \alpha_2 RALTRIP_{t-1}) + \\ & + \sum_{i=1}^4 a_i \Delta LALTRIP_{t-i} + \sum_{i=1}^4 b_i \Delta LCONSN_{t-i} + \sum_{i=1}^4 c_i \Delta RALTRIP_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

dove il significato delle variabili è riportato nella tavola 2.

a livello provinciale tra la quota di famiglie indebitate e il numero degli sportelli per abitante (Casolaro, Gambacorta e Guiso 2004). L'ingresso nella seconda parte degli anni Novanta di intermediari esteri specializzati nella concessione di mutui ipotecari e di credito al consumo, oltre ad accrescere la pressione competitiva, ha avuto un effetto positivo sugli operatori nazionali che hanno rapidamente modificato "lo stato dell'arte", facilitato anche dal rapido progresso nelle tecniche di *scoring* (Bofondi e Lotti 2003). Come conseguenza, il credito alle famiglie è diventato più facilmente disponibile e il costo si è notevolmente ridotto.

4. Risultati

4.1. *Specificazione del modello*

L'analisi empirica del credito alle famiglie italiane è stata effettuata utilizzando una procedura a due stadi. Nel primo stadio, preliminare, è stata applicata la procedura di massima verosimiglianza sviluppata da Johansen (1995), che permette la stima e l'analisi di cointegrazione di un sistema di equazioni con variabili non stazionarie. Nel secondo stadio le equazioni relative ai prestiti per abitazioni e agli altri prestiti alle famiglie sono stimate con il metodo SURE, tenendo conto delle informazioni fornite dal primo livello di analisi per i vettori di cointegrazione e la struttura generale del modello.

Le analisi preliminari relative alla struttura univariata delle serie e alla presenza di vettori di cointegrazione nel modello, riportate nell'Appendice 2, permettono di giungere alla specificazione finale di un modello bivariato a correzione dell'errore. Il metodo di Johansen identifica due relazioni di lungo periodo relative, rispettivamente, ai meccanismi di aggiustamento dell'equazione dei prestiti per l'acquisto di abitazioni e di quella degli altri prestiti. I test di corretta specificazione confermano l'ottimalità di una struttura di ritardi di ordine 4 tipica delle equazioni basate su dati trimestrali.

4.2. *Risultati delle equazioni*

I coefficienti delle equazioni sono riportati nella tavola 3.⁶ I test statistici sui residui confermano la corretta specificazione di entrambe le equazioni e l'assenza di problemi derivanti da autocorrelazione, eteroschedasticità e non normalità nei residui.

⁶ Nell'analisi econometrica riportata nella tavola 3 tutte le equazioni sono state riparametrizzate in modo da ottenere delle specificazioni lineari. Ad esempio, nella prima colonna la variabile dipendente è data dal logaritmo dei prestiti per l'acquisto di abitazioni. Alcuni ritardi sono stati esclusi dalle equazioni seguendo un approccio "dal generale al particolare". Secondo questa logica la semplificazione del modello non deve essere interpretata 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 tenendo conto dell'accettabilità complessiva delle restrizioni attraverso appositi test.

RISULTATI DELLA STIMA DELLE EQUAZIONI

Variabili esplicative	Prestiti per acquisto abitazioni		Altri prestiti alle famiglie	
CONST	-0.868 0.176	***	-0.015 0.011	
Variabile dipendente t_{-1}	0.795 0.028	***	0.913 0.013	***
Δ Variabile dipendente t_{-1}	-0.232 0.093	***	0.120 0.077	*
Δ Variabile dipendente t_{-2}			0.316 0.072	***
LPILN t_{-1}	0.205 0.028	***		
Rreale t_{-1}	-0.007 0.002	***	-0.002 0.001	**
PRIMM t_{-1}	0.098 0.018	***		
LMIB t_{-1}	0.017 0.010	**		
LCONSN t_{-1}			0.087 0.013	***
Maggiore offerta e sgravi fiscali	0.063 0.012	***		
Δ Rreale t_{-2}	-0.001 0.004			
Δ LCONSN t_{-2}			0.148 0.348	
Δ LMIB t_{-4}	-0.062 0.019	***		
Statistiche				
Numero di osservazioni	72		72	
R ²	0,99		0,99	
DW	2,01		1,94	
RSS	0,010		0,013	
Periodo di stima	1986.1-2003.4		1986.1-2003.4	
Test sulle restrizioni	50,4%		8,5%	
Test AR (ordine 1-4)	85,9%		5,4%	
Test di normalità	79,7%		49,4%	
Test di eteroschedasticità	71,4%		49,3%	
Test DF	5,80**		-8,53***	

I risultati nella prima colonna si riferiscono alla variabile dipendente LPABIT, pari al logaritmo dei prestiti alle famiglie per l'acquisto di abitazioni; quelli della seconda colonna all'equazione relativa a LALTRIP, il logaritmo degli altri prestiti alle famiglie. Le variabili LPILN e LCONSN rappresentano, rispettivamente, il logaritmo del Pil nominale e il logaritmo dei consumi nominali delle famiglie. La variabile Rreale rappresenta nella prima equazione il tasso di interesse reale sui prestiti a medio e a lungo termine alle famiglie (RPABIT), nella seconda equazione la media tra il tasso reale sul credito al consumo e quello sulle aperture di credito in conto corrente (RALTRIP). La variabile PRIMM rappresenta il logaritmo dell'indice del prezzo delle abitazioni, la variabile LMIB rappresenta il logaritmo dell'indice MIB. La variabile maggiore offerta e sgravi fiscali è una *step dummy* uguale a 1 a partire dal primo trimestre del 1998. Sono escluse dalla tavola le *dummies* inserite per tenere conto di valori anomali nelle serie e le *dummies* stagionali. I dati in corsivo si riferiscono alla deviazione standard. Tre asterischi indicano un livello di significatività pari all'1%, due pari al 5% e uno pari al 10%.

L'equazione dei prestiti per l'acquisto di abitazioni si caratterizza per la seguente relazione di cointegrazione tra le variabili:

$$\begin{aligned} \text{LPABIT} = & \text{LPILN} + 0,09 \text{LMIB} + \\ & - 0,04 \text{RPRABIT} + 0,48 \text{LPRIMM} \end{aligned} \quad (3)$$

con un coefficiente di *loading* pari a $-0,20$. Questo significa che in seguito a una deviazione dai valori di *steady state*, i tre quarti del riaggiustamento verso l'equilibrio di lungo periodo si completano in circa 7 trimestri. L'elasticità di lungo periodo dei prestiti rispetto al Pil nominale non è statisticamente diversa da 1. La semielasticità al tasso d'interesse reale a medio e a lungo termine, sebbene contenuta (0,04%), è statisticamente significativa (l'errore standard del coefficiente è pari a 0,01).

I prestiti per l'acquisto di abitazioni presentano, inoltre, nel lungo periodo, un legame positivo con il prezzo delle abitazioni: un aumento dell'1% del prezzo degli immobili si accompagna a un crescita dei prestiti per abitazioni di circa mezzo punto percentuale.

Il legame positivo, nel lungo periodo, tra i mutui e l'indice di borsa risulta in linea con quanto atteso dall'effetto ricchezza. L'elasticità si presenta contenuta rispetto all'esperienza anglosassone a causa del minor peso delle azioni tra le attività finanziarie delle famiglie in Italia (alla fine del 2002 esso era pari al 30% contro il 47% negli Stati Uniti). Va notato, inoltre, che vi è anche un legame negativo tra il tasso di crescita dei prestiti per l'acquisto di abitazioni e il tasso di crescita del MIB; questo risultato indica un processo di sostituzione tra le due forme di investimento nel breve periodo.

Infine, il coefficiente della *step dummy* è positivo (e statisticamente significativo) confermando la presenza, insieme al calo dei tassi reali, di un possibile effetto dovuto agli incentivi fiscali e alla liberalizzazione bancaria.

L'equazione degli "altri prestiti" alle famiglie presenta la seguente relazione di lungo periodo:

$$\text{LALTRIP} = \text{LCONSN} - 0,02 \text{RALTRIP} \quad (4)$$

Il coefficiente di *loading* è pari a $-0,1$ e indica che, nel caso vi fosse una deviazione esogena dal sentiero di equilibrio di lungo periodo, l'aggiustamento avverrebbe in modo molto lento (i tre quarti della convergenza si completerebbe in circa 14 trimestri). L'elasticità di lungo periodo rispetto alla spesa per consumi delle famiglie in termini no-

minali non è statisticamente diversa da 1. La semielasticità al tasso d'interesse reale è pari allo 0,02%.

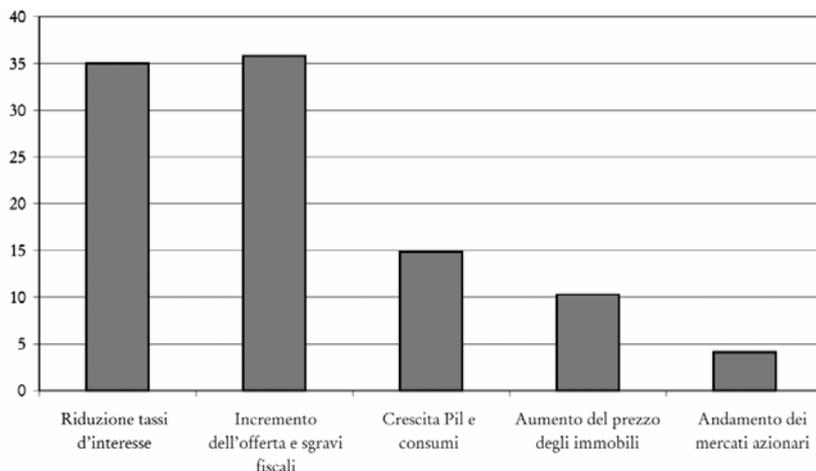
4.3. *Scomposizione dei fattori di crescita per il periodo 1997-2003*

Sulla base dei parametri stimati dal modello è possibile, utilizzando scenari alternativi a quelli realizzati, valutare il contributo delle variabili indipendenti alla crescita del credito alle famiglie nel periodo 1997-2003. In particolare, il contributo di ciascun fattore è stato calcolato confrontando il tasso di crescita effettivamente realizzato con quello ottenuto tenendo fermo ai livelli della fine del 1997 quello specifico fattore.

I risultati, riportati nella figura 7, mostrano che il calo del tasso di interesse reale spiega il 35% della crescita del credito alle famiglie nel periodo in esame, mentre il 15% è riconducibile alla dinamica del Pil e dei consumi. Circa il 10% è dovuto all'andamento del prezzo delle abitazioni, mentre la dinamica del mercato azionario spiega solo il 4%. La restante parte, pari al 36% dell'incremento totale, rappresenta la frazione della crescita non spiegata dal modello a causa del cambiamento strutturale nell'equazione sui prestiti per l'acquisto di abitazioni e che viene colto dalla *step dummy*. Quest'ultima, come già illustrato in precedenza, può essere interpretata come la somma dell'effetto dovuto ai benefici fiscali per le ristrutturazioni edilizie e dell'espansione dell'offerta di credito indotto dal processo di liberalizzazione finanziaria. Per cercare di quantificare l'effetto dei benefici fiscali è possibile analizzare l'andamento degli investimenti effettuati per rinnovi nell'edilizia residenziale (figura 8). La serie presenta una forte accelerazione dal 1998, in connessione con l'entrata in vigore dei provvedimenti legislativi. Calcolando l'integrale dell'area compresa tra l'andamento realizzato e quello prevedibile al netto di tali benefici otteniamo la misura dei maggiori investimenti. Nell'ipotesi estrema in cui l'intero volume di investimenti sia stato finanziato attraverso il credito bancario, quest'ultimo determinerebbe un incremento del 2% del credito alle famiglie, pari a circa un decimo della crescita media annua realizzata.⁷

⁷ Questa rappresenta una stima per eccesso del contributo alla crescita per altri due motivi: 1) non tutti gli investimenti per rinnovi in edilizia residenziale sono dichiarati come fiscalmente deducibili; 2) la legislazione fiscale impone un limite massimo, nel 2003 pari a 48.000 euro. Dal confronto con gli ultimi dati disponibili

FIGURA 7

CONTRIBUTO ALLA CRESCITA DEI PRESTITI ALLE FAMIGLIE
NEL PERIODO 1998-2003

Identificando la parte di crescita attribuibile alle agevolazioni fiscali, otteniamo un valore residuo pari a circa un quarto della crescita del credito alle famiglie nel periodo 1997-2003, che può essere verosimilmente ricondotta al processo di liberalizzazione finanziaria che ha aumentato la concorrenza sul mercato e ampliato l'accesso al credito alle famiglie.

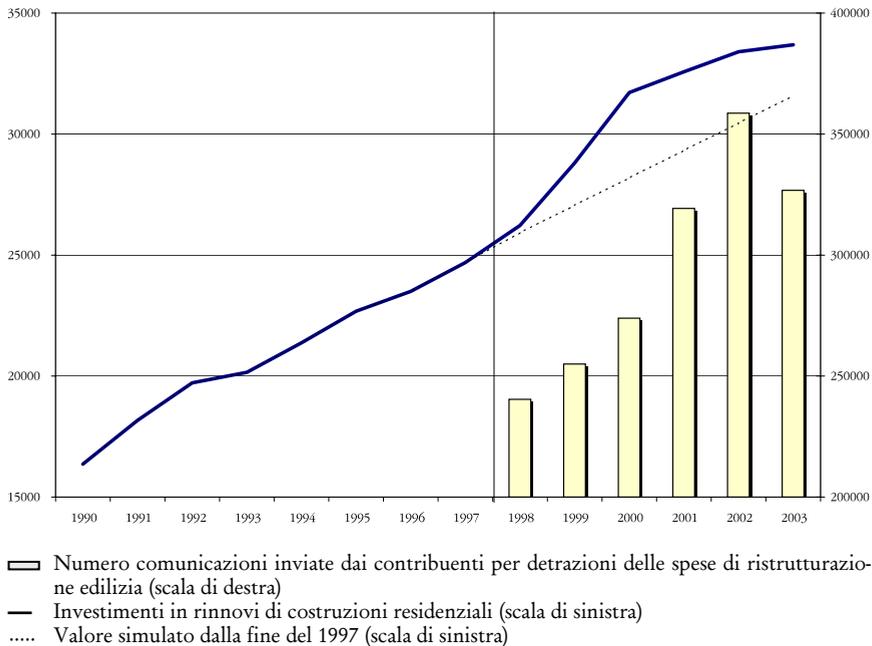
Per fornire ulteriore supporto alla tesi che la liberalizzazione finanziaria può aver avuto un ruolo significativo all'espansione del credito nel periodo 1997-2003, abbiamo confrontato il nesso di causalità tra il prezzo delle abitazioni e la quantità di mutui erogati prima e dopo il 1997. In assenza di vincoli finanziari il prezzo delle abitazioni dovrebbe essere esogeno rispetto al credito concesso: esso dovrebbe cioè influenzare l'ammontare dei mutui ma non essere da questi ultimi influenzato. In caso contrario, si potrebbe supporre che dei vincoli creditizi possano in qualche modo influenzare la determinazione del prezzo delle case. Utilizzando come modello di riferimento un VAR con il logaritmo dei mutui, degli altri prestiti alle famiglie e dei prezzi per le abitazioni come endogene (e inserendo tutte le altre variabili

riportati dal Ministero dell'economia e delle finanze per l'anno di imposta 2000, il rapporto tra l'ammontare delle detrazioni per le spese della sez. III e la stima dei maggiori investimenti per rinnovi dell'edilizia residenziale è pari a circa il 70%.

come esogene), è possibile dimostrare che il prezzo delle abitazioni è debolmente esogeno per il periodo di stima 1984-2003 (p -value: 62,1%), mentre non lo è per il 1984-1997 (p -value: 0,00%). Questo risultato ha due implicazioni. La prima è quella di giustificare la stima di un modello a due equazioni anziché a tre (la debole esogenità del prezzo delle abitazioni permette di marginalizzare il sistema, cfr. Harris 1995); la seconda è quella di confermare l'esistenza di un *break* strutturale nella relazione dei mutui alle famiglie a partire dal 1998.

FIGURA 8

EFFETTO DEI BENEFICI FISCALI SUGLI INVESTIMENTI IN RINNOVI
(milioni di euro)



Fonte: nostre elaborazioni su dati ANCE e CRESME.

5. Conclusioni

Questo lavoro ha presentato un modello econometrico per il credito bancario alle famiglie in Italia. L'evidenza proposta, che si basa sulla stima simultanea di due equazioni per i prestiti per l'acquisto di abita-

zioni e per gli altri prestiti alle famiglie (in prevalenza credito al consumo e finanziamenti in conto corrente), delinea il seguente quadro: l'andamento delle due componenti del credito alle famiglie dipende solo in parte da fattori comuni, come i tassi di interesse reali e la dinamica della domanda aggregata. I prestiti per l'acquisto di abitazioni evidenziano un legame anche con l'andamento del mercato azionario e, soprattutto, con quello del mercato immobiliare.

L'equazione dei prestiti per l'acquisto di abitazioni presenta, inoltre, un cambiamento strutturale dalla fine del 1997, in coincidenza con l'introduzione degli incentivi fiscali per la ristrutturazione edilizia e con il pieno dispiegamento degli effetti del processo di liberalizzazione del mercato del credito, che ha influito maggiormente sul mercato dei mutui.

Scindendo gli effetti delle singole variabili, i risultati delle simulazioni effettuate sul modello evidenziano che all'aumento del credito alle famiglie nel periodo 1997-2003 ha contribuito per oltre un terzo l'andamento del tasso di interesse reale e per circa il 15% la crescita del Pil e dei consumi; l'evoluzione dei prezzi delle abitazioni e della ricchezza azionaria hanno contribuito, rispettivamente, per circa il 10 e il 5% del totale; l'introduzione dei benefici fiscali per le ristrutturazioni edilizie e l'acquisto della prima casa ha spiegato una quota non superiore al 10% della crescita; la parte rimanente, circa un quarto, può essere verosimilmente ricondotta al processo di liberalizzazione finanziaria che ha aumentato la concorrenza sul mercato e ampliato l'accesso al credito alle famiglie.

APPENDICE 1

Dettagli tecnici sui dati

I *prestiti per l'acquisto di abitazioni* sono calcolati sulla base delle segnalazioni statistiche di Vigilanza. Per il periodo 1984-97, nel quale non è disponibile il dettaglio del credito per destinazione, l'aggregato è stato calcolato utilizzando come serie profilo i mutui concessi alle famiglie consumatrici.

Gli *altri prestiti* sono ottenuti come differenza tra i prestiti totali alle famiglie e i prestiti per l'acquisto di abitazioni delle segnalazioni statistiche di Vigilanza. Per il periodo 1984-97, nel quale non è disponibile il dettaglio del credito per destinazione, l'aggregato è stato calcolato utilizzando come serie profilo la somma del credito al consumo e dei finanziamenti in conto corrente.

I *tassi di interesse sui prestiti per l'acquisto di abitazioni* sono calcolati sulla base delle rilevazioni statistiche armonizzate sui tassi di interesse bancari alle famiglie residenti nell'area dell'euro. Tali serie sono tuttavia disponibili solo a partire dal gennaio 2003. Il tasso per i periodi precedenti è stato quindi calcolato sulla base di una serie profilo ottenuta giustapponendo il costo dell'indebitamento bancario a medio e a lungo termine (oltre i 18 mesi) delle famiglie fino al 1995 e, per gli anni precedenti, i rendimenti delle operazioni non agevolate degli istituti di credito fondiario. Dato che i prestiti a medio e a lungo termine alle famiglie includono anche il credito al consumo e che le operazioni di credito fondiario avevano come controparte anche il settore delle imprese, vi è un salto di livello nella serie nel primo trimestre del 1995. È plausibile pertanto che il tasso di interesse praticato dalle istituzioni creditizie alle famiglie fosse lievemente superiore a quello indicato dalla linea prima del 1995 e lievemente inferiore successivamente. L'inclusione di una *dummy* puntuale per il primo trimestre del 1995 nell'equazione dei mutui alle famiglie non è risultata significativa sia nello spazio di cointegrazione sia al di fuori di esso. La nostra ricostruzione del tasso sui prestiti per l'acquisto di abitazioni è stata confrontata con la serie storica utilizzata dal modello econometrico della Banca d'Italia. Le due serie mostrano un profilo sostanzialmente analogo.

Il *tasso di interesse sugli "altri prestiti" alle famiglie* è ottenuto come media ponderata dei finanziamenti alle famiglie in conto corrente e per credito al consumo sulla base delle rilevazioni statistiche armonizzate sui tassi di interesse bancari alle famiglie residenti nell'area dell'euro. Per i periodi precedenti il 2003 il tasso sui finanziamenti in conto corrente alle famiglie è stato ricavato retropolando il livello con le variazioni dei tassi segnalati alla Centrale dei Rischi, che riportano le sole operazioni di finanziamento superiori a 75.000 euro. Va sottolineato che non è stato considerato il livello del tasso per le operazioni di finanziamento superiori a 75.000 euro ma solo il suo andamento. Questo significa che la bontà della ricostruzione dipende dal fatto che la differenza nella componente di premio al rischio tra grandi e piccoli finanziamenti si mantiene sufficientemente costante nel tempo. Il tasso sul credito al consumo è stato ottenuto retropolando il livello con le variazioni del tasso sui "prestiti finalizzati" della Segnalazione sull'usura (1997-2002) e quelle del tasso sui "finanziamenti in conto corrente alle famiglie" della Centrale dei Rischi (1984-96).

APPENDICE 2

Analisi di integrazione e specificazione del modello¹

La specificazione del modello econometrico finale adottato per la stima richiede una fase preliminare che permetta, attraverso opportuni test di ipotesi, di stabilire la dimensione e l'ordine di ritardo massimo del modello, la lista delle variabili endogene ed esogene, il *set* di *dummies* e di elementi deterministici presenti in modo da ottenere una distribuzione dei residui che presenti caratteristiche di normalità, omoschedasticità e mancanza di autocorrelazione. Inoltre, sulla base delle evidenze derivanti dai test di radice unitaria atti a stabilire l'ordine di integrazione di ciascuna variabile, viene determinata la struttura dinamica del modello e il numero di eventuali relazioni di cointegrazione.

L'analisi uniequazionale delle serie storiche fornisce una prima indicazione circa l'ordine di integrazione e il polinomio di *trend* delle singole variabili.

Nella tavola A1 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. 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.

Il logaritmo dei prestiti per l'acquisto di abitazioni (LPABIT), il logaritmo degli altri crediti alle famiglie (LALTRIP), il logaritmo del Pil nominale (LPILN), il logaritmo dell'indice dei prezzi delle abitazioni (LPRIMM), il logaritmo della spesa per consumo delle famiglie (LCONSN) e il logaritmo dell'indice dei prezzi al consumo (LCPI) risultano I(1) con *drift*. Il tasso di interesse reale sui prestiti per l'acquisto di abitazioni (RPABIT), quello sugli altri prestiti alle famiglie (RALTRIP) e il logaritmo dell'indice MIB storico (LMIB) sono integrate di primo ordine senza deriva. Il test Augmented Dickey Fuller (ADF), con *lag* pari a 4, conduce ai medesimi risultati.

Nel modello di partenza per l'analisi di specificazione vengono considerate come variabili endogene il logaritmo dei prestiti per abitazioni e il logaritmo degli altri crediti alle famiglie. Tutte le altre variabili sono considerate esogene.

¹ L'analisi è stata effettuata utilizzando il pacchetto econometrico MALCOLM (Mosconi 1998).

TEST DI INTEGRAZIONE PHILLIPS-PERRON
(parametro di troncamento del ritardo pari a 4)

Variabili	$z\alpha\sim$	$zt\alpha\sim$	$Zt\beta\sim$	$z\Phi_2$	$z\alpha^*$	$zt\alpha^*$	$z\Phi_1$
LPABIT	-4,90	-1,59	1,78	38,16	-13,70	-0,55	56,40
LALTRIP	-2,63	-1,85	0,42	24,95	-2,16	-4,52	37,50
LPILN	-19,42	-3,37	2,73	9,30	-1,66	-2,69	20,58
RPABIT	-8,36	-2,15	-2,35	2,25	-2,41	-0,79	0,55
LPRIMM	-2,53	-1,15	1,09	5,48	-0,71	-0,82	7,82
RALTRIP	-9,39	-2,27	-2,32	2,33	-1,51	-0,60	0,68
LCONSN	-17,48	-3,19	2,36	8,05	-1,40	-2,42	19,41
LMIB	-9,67	-2,31	1,75	2,69	-4,85	-2,08	3,08
LCPI	-1,42	-1,36	0,18	120,43	-1,35	-6,88	179,34
<i>Valori critici al 5%</i>	-20,70	-3,45	2,79	4,88	-13,70	-2,89	4,71

gene.² Una batteria di test evidenzia che tutte le variabili endogene ed esogene contengono informazioni rilevanti per il modello; l'ipotesi nulla di esclusione viene infatti rifiutata per tutte le variabili, sebbene il test sia marginalmente significativo per il logaritmo dei prezzi al consumo. Come vedremo, questa variabile spiega una parte molto limitata della dinamica dei prestiti.

La tavola A2 riporta i risultati relativi ai diversi criteri di informazione utilizzati per la determinazione dell'ordine massimo del VAR: Akaike (AIC), 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 1 e 4 nei residui.

In base all'analisi dei diversi criteri e data anche la natura trimestrale delle serie utilizzate nell'analisi, si è ritenuto opportuno scegliere un ordine pari a 4. Per quest'ordine di ritardo l'ipotesi di assenza di autocorrelazione dal test Godfrey può essere accettata sia per un ordine pari a 1 sia per un ordine pari a 4.

² 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.

TAVOLA A2

CRITERI DI INFORMAZIONE*

Ritardo	AIC	SC	LR	<i>p-value</i>	Godfrey 1	<i>p-value</i>	Godfrey 4	<i>p-value</i>
1	-15,790	-14,145	n.d.	..	7,635	0,106	9,445	0,042
2	-15,707	-13,901	18,130	0,447	7,302	0,121	2,440	0,056
3	-15,812	-13,446	21,319	0,264	18,178	0,001	7,319	0,067
4	-16,984	-14,506	47,787	0,000	5,241	0,263	4,215	0,437
5	-17,301	-13,813	14,445	0,700	6,517	0,164	0,745	0,327
6	-18,376	-14,128	14,055	0,726	6,156	0,188	5,403	0,001

* In neretto i valori ottimi.

L'introduzione di una *step dummy* dal 1998 e di altre due *dummies* puntuali per il primo trimestre del 1986 e del 1989 permette di normalizzare i residui del modello (cfr. tavola A3).

TAVOLA A3

TEST DI NORMALITÀ DEI RESIDUI

<i>Skewness</i>	<i>p-value</i>	<i>Kurtosis</i>	<i>p-value</i>	<i>Skew & kurt.</i>	<i>p-value</i>
0,337	0,824	0,014	0,907	1,521	0,911

La normalità è accettata quando il *p-value* è superiore a 0,05.

Date le proprietà delle serie analizzate, che evidenziano la presenza di variabili integrate del primo ordine con e senza *drift*, la determinazione del rango di cointegrazione è stata condotta all'interno di un modello che esclude la presenza di *trend* nelle componenti stazionarie.

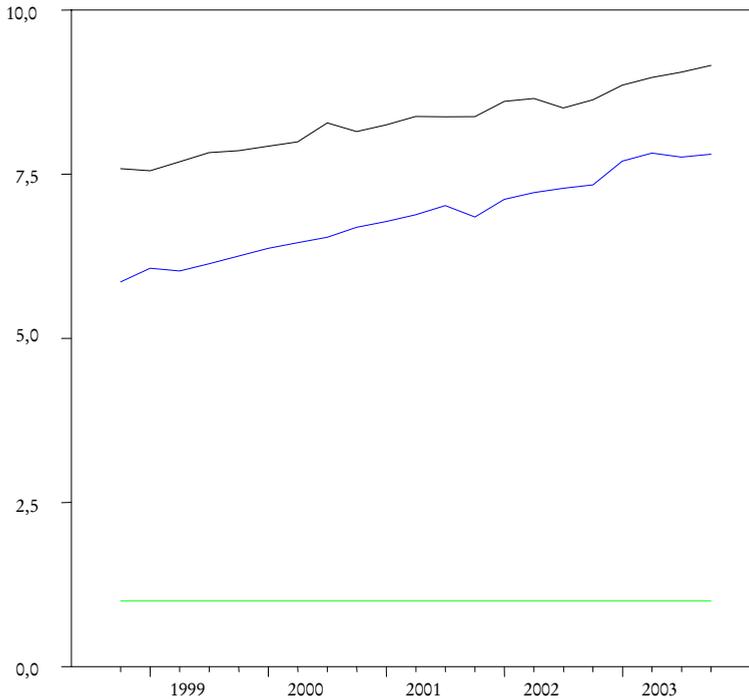
All'interno del modello I(1), l'inferenza sul rango di cointegrazione è stata effettuata attraverso una sequenza di test LR (Johansen 1995). La distribuzione asintotica di questi test, tuttavia, è valida in assenza di variabili esogene e di *dummies*.³

L'evidenza derivante dal *trace test* indica un rango di cointegrazione pari a 2. Tale risultato va tuttavia interpretato con cautela in quanto, come sopra evidenziato, i valori critici non sono appropriati. Perciò al fine di fornire una prova della robustezza del test di rango abbiamo utilizzato la procedura iterativa suggerita da Hansen e Johansen (1993) escludendo le *dummies* dal modello. Il risultato, riportato nella figura A1, conferma l'esistenza di due relazioni di cointegrazione.

³ 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 *dummies* la distribuzione asintotica dei test LR dipende dalle *dummies* incluse nel modello e deve essere tabulata *ad hoc* (Johansen e Nielsen 1993).

FIGURA A1

ANALISI ITERATIVA DELL'ORDINE DI COINTEGRAZIONE
DI HANSEN E JOHANSEN (r-MODEL)
(livello di significatività = 95%)



La figura soprastante rappresenta l'evoluzione della statistica del rango di cointegrazione, riscalata rispetto al rispettivo valore critico (l'intervallo di confidenza al 95% è stato normalizzato a 1). Il test è stato calcolato in modo ricursivo negli ultimi cinque anni del periodo campionario. Le linee sopra il valore uno indicano l'esistenza di due relazioni di cointegrazione in ciascun periodo.

Al fine di poter assegnare un'interpretazione economica alle relazioni di lungo periodo, la prima relazione è stata normalizzata rispetto al logaritmo dei prestiti per abitazioni escludendo il logaritmo degli altri prestiti, mentre la seconda relazione di cointegrazione è stata normalizzata rispetto agli altri prestiti escludendo dal vettore il logaritmo dei prestiti per abitazioni. In tal modo il primo (secondo) vettore di cointegrazione può essere interpretato come una relazione di lungo periodo che lega i prestiti per abitazioni (gli altri prestiti delle famiglie) alle altre variabili macroeconomiche. Va sottolineato che in tal modo i vettori risultano esattamente identificati e non è necessario testare le restrizioni.

Al fine di poter verificare la possibilità di stimare le due equazioni separatamente è stata imposta alla matrice dei *loading* una struttura del tipo $\begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}$

in modo che la relazione di cointegrazione sui prestiti per l'acquisto di abitazioni (altri prestiti) entri solo nell'equazione relativa a quella variabile. Dal punto di vista economico ciò significa che quando si verifica una deviazione dall'equilibrio di lungo periodo che lega i prestiti per abitazioni (gli altri prestiti) alle variabili macroeconomiche, solo l'equazione dei prestiti per abitazioni (degli altri prestiti) viene influenzata dal processo di aggiustamento, mentre l'equazione relativa agli altri prestiti alle famiglie (ai prestiti per abitazioni) non ne risente. Il test LR che si distribuisce come un chi quadro con 2 gradi di libertà è pari a 4,68 e permette di accettare, con un *p-value* pari al 9,6%, tale tipo di struttura dei vettori di cointegrazione.

L'ultima parte dell'analisi è stata rivolta a verificare l'esistenza di una relazione di causalità che va dall'equazione dei prestiti per abitazioni a quella degli altri prestiti e viceversa. Il test di non causalità *à la* Granger è dato dall'annullamento congiunto dei ritardi del logaritmo degli altri prestiti nell'equazione dei prestiti per abitazioni e viceversa. Tali restrizioni sono accettate con un *p-value* del 54,2%, indicando che il modello può essere stimato attraverso due equazioni separate e senza alcuna interazione tra i prestiti per abitazioni e gli altri prestiti alle famiglie nella parte espressa in differenze prime degli ECM. Tuttavia, al fine di cogliere eventuali correlazioni nei residui di due equazioni apparentemente non collegate, il sistema è stato stimato con il metodo SURE.

BIBLIOGRAFIA

- ANGELINI, P. e N. CETORELLI (2002), "Bank competition and regulatory reform: the case of the Italian banking industry", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 35, no. 5, pp. 663-84.
- BANKS, J. e S. TANNER (2002), "Household portfolios in the United Kingdom", in L. Guiso, M. Haliassos e T. Jappelli eds, *Household Portfolios*, MIT Press, Cambridge, pp. 219-50.
- BOFONDI, M. e F. LOTTI (2003), "Italian banks and credit scoring: adoption and consequences on credit availability", Banca d'Italia, mimeo.
- CASOLARO, L., L. GAMBACORTA e L. GUISO (2004), "Regulation, formal and informal enforcement and the development of the household loan market. Lessons from Italy", in G. Bertola, C. Grant e R. Disney eds, *The Economics of Consumer Credit: European Experience and Lessons from the US*, MIT Press, in corso di pubblicazione.

- CHIADES, P. e L. GAMBACORTA (2004), "The Bernanke and Blinder model in an open economy: the Italian case", *German Economic Review*, vol. 5, no. 1, pp. 1-34.
- DESARIO, V. (1999), "Indagine conoscitiva sui recenti incrementi dei tassi di interesse sui mutui fondiari", Audizione del Direttore Generale della Banca d'Italia alla Camera dei Deputati, ottobre.
- FANELLI, L. e P. PARUOLO (2003), "New evidence on the transmission mechanisms of monetary policy in Italy before stage III of European Monetary Union", in Banca d'Italia - CIDE, *Ricerche quantitative per la politica economica*, pp. 603-54.
- FOCARELLI, D. e P. ROSSI (1998), "La domanda di finanziamenti bancari in Italia e nelle diverse aree del Paese (1984-1996)", *Temi di discussione*, n. 333, Banca d'Italia.
- GUISO, L., P. SAPIENZA e L. ZINGALES (2004), "The role of social capital in financial development", *American Economic Review*, in corso di pubblicazione.
- HANSEN, H. e S. JOHANSEN (1993), "Recursive estimation in cointegrated VAR models", University of Copenhagen, Institute of Mathematical Statistics, mimeo.
- HARBO, I., S. JOHANSEN, B.G. NIELSEN. e A.C. RAHBK (1997), "Test for cointegrating rank in partial systems", *Journal of Business Economics and Statistics*, vol. 16, no. 4, pp. 388-99.
- HARRIS, R. (1995), *Cointegration Analysis in Econometric Modelling*, Prentice Hall, Harvester Wheatsheaf, London.
- JOHANSEN, S. (1995), *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press, Oxford.
- 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", Oxford University; <http://www.nuff.ox.ac.uk/users/nielsen/disco.html>.
- MOSCONI, R. (1998), *MALCOLM: the Theory and Practice of Cointegration Analysis in RATS*, ver. 2, Politecnico di Milano, Milano.
- PAGAN, A.R. (1990), "Three econometric methodologies: a critical appraisal", in C.W.J. Granger eds, *Modelling Economic Series: Readings in Econometrics*, Oxford University Press, Oxford, pp. 97-120.
- PESARAN, H.M. e R.P. SMITH (1998), "Structural analysis of cointegrating VARs", *Journal of Economic Surveys*, vol. 12, no. 5, pp. 471-506.
- ROB, A., S. HOCHGUERTEL e A. VAN SOEST (2002), "Household portfolios in the Netherlands", in L. Guiso, M. Haliassos e T. Jappelli eds, *Household Portfolios*, MIT Press, Cambridge, pp. 341-88.