

**BANCA D'ITALIA**

**Temi di discussione**

**del Servizio Studi**

**Mobilità territoriale e costo delle abitazioni:  
un'analisi empirica per l'Italia**

di L. Cannari, F. Nucci e P. Sestito



**Numero 308 - Giugno 1997**



# **Temi di discussione**

**del Servizio Studi**

*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:*

*MASSIMO ROCCAS, DANIELA MONACELLI, GIUSEPPE PARIGI, ROBERTO RINALDI, DANIELE TERLIZZESE, ORESTE TRISTANI; SILIA MIGLIARUCCI (segretaria).*

**Mobilità territoriale e costo delle abitazioni:  
un'analisi empirica per l'Italia**

di L. Cannari, F. Nucci e P. Sestito

Numero 308 - Giugno 1997



# MOBILITÀ TERRITORIALE E COSTO DELLE ABITAZIONI: UN'ANALISI EMPIRICA PER L'ITALIA

di Luigi Cannari<sup>(\*)</sup>, Francesco Nucci<sup>(\*\*)</sup> e Paolo Sestito<sup>(\*\*\*)</sup>

## Sommario

Negli ultimi decenni i flussi migratori interni si sono andati riducendo, pur in presenza di un ampliamento nei divari di reddito e occupazione tra le aree del paese. L'obiettivo del lavoro è valutare lo specifico ruolo che in proposito può avere avuto il mercato immobiliare, cercando di verificare se e in che misura la presenza di un differenziale tra aree geografiche nel prezzo delle abitazioni possa aver agito da freno alla mobilità. Preliminare rispetto a questa analisi è una stima dell'evoluzione nel tempo dei differenziali geografici del prezzo degli immobili, condotta per il periodo 1965-1995 mediante un modello statistico in cui vengono utilizzati dati a livello di singola città sui prezzi di mercato delle abitazioni.

Il calo dei flussi migratori dal Mezzogiorno al Centro-Nord risulta effettivamente sensibile, oltre che ai divari di disoccupazione e di tenore di vita, anche al differenziale di prezzo delle case, cresciuto intensamente a partire dalla metà dello scorso decennio. Dalla composizione dei flussi migratori si evidenzia inoltre che, mentre quelli del passato avevano portato a una riduzione delle distanze tra le due aree geografiche nella dotazione di capitale umano, quelli più recenti hanno interessato gli individui più scolarizzati, ampliando così la differenza tra le due aree.

## Indice

1. Introduzione .....	p. 7
2. Le tendenze e la composizione dei flussi di mobilità interregionale .....	p. 10
3. I differenziali di prezzo delle abitazioni .....	p. 28
4. Una stima degli effetti del costo delle abitazioni sulla mobilità .....	p. 53
5. Conclusioni .....	p. 67
Riferimenti bibliografici .....	p. 70

---

(\*) Banca d'Italia, Sede di Firenze, Nucleo per la ricerca economica.

(\*\*) Università di Roma "La Sapienza", Dipartimento di contabilità nazionale e analisi dei processi sociali.

(\*\*\*) Banca d'Italia, Servizio Studi.



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

L'Italia ha sperimentato negli anni cinquanta e sessanta una sostenuta e persistente corrente migratoria interna, dalle regioni del Mezzogiorno a quelle del Centro-Nord, in particolare del Nord-Ovest. Quello stesso flusso si è andato riducendo nei decenni successivi. Parallelamente, si è via via ampliato il divario fra le due aree nella situazione del mercato del lavoro e si è arrestato, e poi invertito, il processo di riduzione dei divari di reddito tra quelle aree. Al contrario dei due primi decenni postbellici, pertanto, i flussi migratori non hanno contribuito alla riduzione di quei divari. Il presente lavoro, prendendo spunto da questo ben noto insieme di fatti, si pone l'obiettivo di valutare il ruolo che può avere avuto il mercato immobiliare nelle dinamiche relative alla mobilità territoriale. In particolare, si cerca di verificare se e in che misura la presenza di un differenziale tra aree geografiche nel prezzo delle abitazioni può aver agito da freno ai flussi migratori.

Nella letteratura sulla mobilità territoriale della popolazione, i fattori abitativi vengono di norma enfatizzati come determinanti dei c.d. movimenti di corto raggio: la scelta di una casa e di un'area residenziale più consona al reddito e ai mutamenti intervenuti nella struttura del nucleo familiare sono infatti i fattori di spinta solitamente considerati (Huff e Clark, 1978; Onaka e Clark, 1983; Clark e

---

<sup>1</sup> Gli autori ringraziano i partecipanti ai seminari tenuti presso il Servizio Studi della Banca d'Italia e l'Ocsm-Luiss e i partecipanti al XI Convegno nazionale degli economisti del lavoro per gli utili suggerimenti forniti. Ringraziano inoltre Andrea Brandolini e Edmund S. Phelps per i numerosi commenti a una versione precedente del lavoro, dei cui eventuali errori gli autori rimangono, comunque, i soli responsabili. Peraltro, le opinioni espresse non riflettono necessariamente quelle della Banca d'Italia. L'intero lavoro è frutto di un'elaborazione comune; Cannari ha curato di più il par. 3, Nucci il par. 4 e Sestito il par. 2. Gli autori sono grati a Liliana Pulcini per la valida assistenza editoriale.

Onaka, 1985). Al contrario, gli spostamenti di lungo raggio vengono connessi alla situazione del mercato del lavoro e, in particolare, alle prospettive di occupazione e di reddito nelle diverse aree geografiche (Greenwood, 1975).

Nella letteratura sulla mobilità di lungo raggio si registra di conseguenza una scarsa attenzione alle vicende del mercato immobiliare (Clark e Van Lierop, 1986)<sup>2</sup>. È peraltro evidente che il costo e la disponibilità di alloggi, pur non essendo in generale molto rilevanti come fattori di incentivo alla rilocalizzazione in un'altra area geografica - mentre possono esserlo nel caso di spostamenti da un quartiere all'altro di una data città - possono tuttavia costituire una remora all'eventuale rilocalizzazione. Più in generale, la rilocalizzazione da un'area all'altra comporta costi legati alla presenza di oneri di transazione sul mercato immobiliare (Ioannides e Kan, 1996).

In questo lavoro considereremo in particolare se, in un modello standard in cui le migrazioni tra le due principali aree geografiche del paese dipendono dalle diverse prospettive reddituali e occupazionali ivi conseguibili, i differenziali di prezzo delle abitazioni tra le stesse aree geografiche abbiano un effetto di remora alla mobilità.

Preliminare a questa analisi è una stima dell'evoluzione nel tempo dei differenziali geografici del prezzo delle abitazioni. Questa viene condotta per il periodo

---

<sup>2</sup> Esistono comunque eccezioni che si caratterizzano per il tentativo di integrare i due filoni di analisi. In Hughes e McCormick (1985) sono esaminate per la Gran Bretagna le implicazioni delle politiche abitative sulla mobilità geografica del lavoro. In Bover, Muellbauer e Murphy (1989) si enfatizza l'importanza dei differenziali regionali del prezzo delle case nel determinare la mobilità. Anche nel lavoro di Livi Bacci e altri (1996) sono presi in considerazione vari aspetti del mercato immobiliare per spiegare i flussi migratori all'interno dell'Italia.

1965-1995 mediante un modello statistico in cui vengono utilizzati dati di fonte "Il Consulente immobiliare" sui prezzi di mercato delle abitazioni a livello di singola città. I risultati ottenuti per questo periodo vengono poi confrontati, per il solo anno 1993, con stime ricavate dai dati dell'Indagine della Banca d'Italia sui bilanci delle famiglie (1995). Da questa fonte, infatti, e in particolare grazie a un certo numero di domande specifiche inserite nell'Indagine del 1993, è possibile ricavare informazioni assai dettagliate a livello micro e, quindi, controllare per un ampio insieme di fattori rilevanti per il prezzo delle case. L'Indagine, inoltre, è stata anche utilizzata per meglio individuare le caratteristiche del flusso di persone che hanno mutato residenza.

Come già detto, non si considerano nel lavoro gli effetti del mercato immobiliare sulla mobilità intra-urbana<sup>3</sup>. Inoltre, non si prendono in considerazione l'eventuale esistenza di razionamento, né, se non in modo indiretto e parziale, la presenza di costi di transazione. Quanto agli altri fattori esplicativi della mobilità tra Sud e Nord del paese, ci si limita a considerare quelli più standard, i divari di reddito e di disoccupazione, senza poter tenere conto di fattori demografici e di composizione della popolazione in base a titolo di studio, esperienza lavorativa, legami familiari, ecc., nonché di quei fattori ambientali e culturali che hanno probabilmente portato a modifiche nella struttura dei flussi migratori interni all'Italia.

---

<sup>3</sup> Numerose tecniche di analisi sono state utilizzate in letteratura allo scopo di analizzare la localizzazione delle famiglie e la loro mobilità residenziale all'interno della città (cfr. tra gli altri Goodman, 1976). Tra di esse vi sono le tecniche di programmazione lineare, quelle log-lineari, i modelli gravitazionali e di entropia, quelli di scelta discreta, nonché i modelli di *search* relativi all'abitazione (per un'accurata rassegna si rimanda a Clark e Van Lierop, 1986).

Il lavoro si articola nel modo seguente: nel paragrafo 2 si analizzano le tendenze e le caratteristiche della mobilità territoriale in Italia; a esso fa seguito il paragrafo in cui si tenta di valutare in termini quantitativi il differenziale geografico del prezzo delle abitazioni e la sua evoluzione nel corso del tempo; il paragrafo 4 esamina il legame tra la mobilità nel territorio e il prezzo delle abitazioni; il paragrafo 5, infine, contiene considerazioni conclusive.

## **2. Le tendenze e la composizione dei flussi di mobilità interregionale**

Negli ultimi vent'anni l'Italia si è trasformata da paese con saldo migratorio sistematicamente negativo a meta di importanti flussi dal Terzo Mondo<sup>4</sup>. Il mutamento di *status* non appare un dato temporaneo e facilmente reversibile, anche se l'Italia è ancora distante, quanto a incidenza della popolazione di origine straniera, dalla situazione degli altri paesi europei. È però sui mutamenti che si sono registrati nella mobilità territoriale *all'interno* dell'Italia che qui si concentrerà l'attenzione.

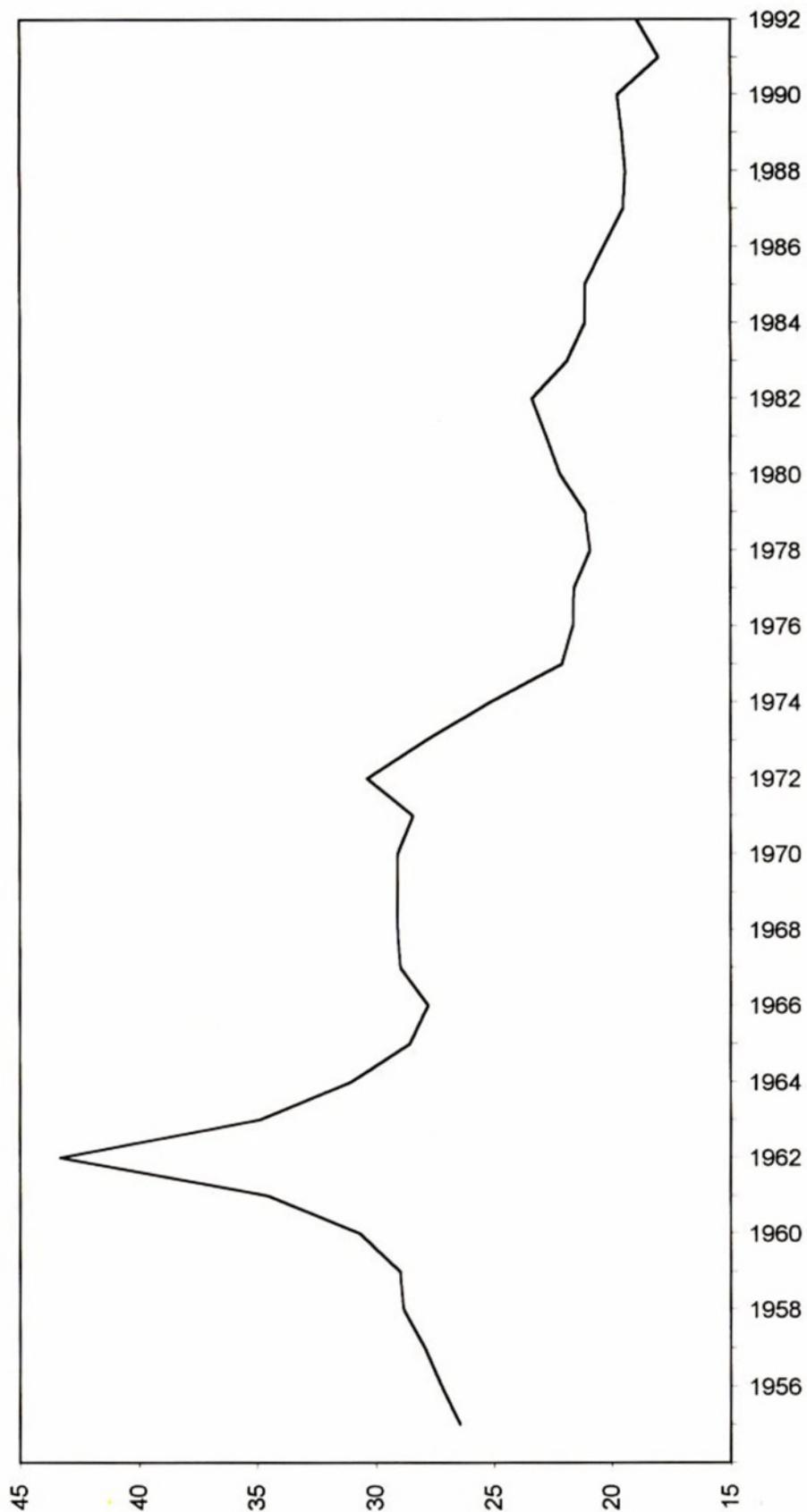
All'inizio di questo decennio i trasferimenti di residenza da un comune a un altro, sia della stessa provincia sia di province diverse, rappresentavano ogni anno meno del 2 per cento del totale della popolazione residente, a fronte del 3,2 per cento nella media degli anni sessanta (fig. 1). Anche se da più parti è stato rilevato come il calo sia stato particolarmente sostenuto per i flussi di più lungo raggio (cfr., per esempio, Livi Bacci e altri, 1996), i dati anagrafici evidenziano come, limitandosi alla ripartizione del

---

<sup>4</sup> Per un'ampia analisi sull'immigrazione di manodopera dai paesi in via di sviluppo, cfr. Borjas, 1994.

Fig. 1

**MOBILITA' INTERNA DELL'ITALIA:  
MOVIMENTI ANAGRAFICI DA UN COMUNE ALL'ALTRO IN RAPPORTO ALLA POPOLAZIONE RESIDENTE**  
(tassi per mille)



Fonte: Elaborazioni su dati Istat, *Annuari demografici*. Gli anni successivi ai censimenti decennali della popolazione tendono a riflettere anche movimenti precedenti, che solo in tali occasioni vengono registrati ufficialmente.

paese in due grandi aree<sup>5</sup>, il calo dei trasferimenti tra queste ultime sia stato pressoché parallelo a quello complessivo (fig. 2). Vi è perciò evidenza di un calo della mobilità anche e soprattutto all'interno del Centro-Nord (cfr. oltre)<sup>6</sup>.

La tendenza comunque più rilevante sotto il profilo macroeconomico, e su cui si concentrerà l'attenzione nel prosieguo di questo lavoro, è la riduzione del flusso dal Mezzogiorno verso le altre regioni del paese. Il saldo migratorio tra le due aree (fig. 3), pur mantenendo sempre lo stesso segno, si è infatti ridotto di intensità, anche se vi è stato un lieve aumento negli ultimi anni dello scorso decennio<sup>7</sup>.

Il quadro sinora descritto è quello ricavabile dalle trascrizioni anagrafiche e non consente di valutare la rilevanza, sullo stock della popolazione residente in una certa area, di quella proveniente da altra area del paese né di misurare la proporzione di quanti, nati in una data regione, siano poi da adulti residenti altrove<sup>8</sup>. Misure di

---

<sup>5</sup> La suddivisione in ripartizioni geografiche da noi utilizzata corrisponde a quella ufficiale adottata dall'Istat. Pertanto rientrano nella definizione di Sud: Abruzzo, Molise, Campania, Puglia, Basilicata, Calabria, Sicilia e Sardegna.

<sup>6</sup> Quelli con origine nel Centro-Nord sono calati, nello stesso periodo, dal 3,3 all'1,9 per cento, quelli con origine nel Mezzogiorno dal 3,1 all'1,9 per cento.

<sup>7</sup> I dati relativi alle trascrizioni anagrafiche sono disponibili solo fino al 1992.

<sup>8</sup> Alle trascrizioni anagrafiche non corrisponde pienamente neppure il flusso degli effettivi spostamenti sul territorio della popolazione. Vi può innanzitutto essere una non piena corrispondenza temporale, come posto in evidenza dai riaggiustamenti che si effettuano in occasione dei censimenti decennali della popolazione, quando le liste anagrafiche vengono riviste per tenere conto degli spostamenti realizzatisi in precedenza e non registrati. In particolare è da rilevare come il censimento della popolazione svolto nell'ottobre 1991 abbia evidenziato una discrepanza particolarmente significativa rispetto alle risultanze anagrafiche: nel complesso del paese queste

questo tipo sono desumibili dai dati censuari o, più in generale, dai dati di indagini campionarie in cui si rilevi, oltre all'area di residenza attuale, quella precedente. In quanto derivate da un quesito su eventi relativi a un passato anche lontano, queste informazioni possono naturalmente contenere errori di misurazione<sup>9</sup>, ma forniscono una valutazione dello *stock* di persone che in *qualsunque* momento del passato abbiano mutato la propria residenza. Per definizione, questo *stock* non include quanti, pur essendosi mossi in un dato momento del passato, siano successivamente ritornati nell'area d'origine.

In particolare si sono adoperate in proposito le informazioni tratte dall'Indagine sui bilanci delle famiglie condotta dalla Banca d'Italia (1995; d'ora in avanti, "Indagine"). Utilizzando in particolare l'Indagine relativa al 1993, si è cercato di caratterizzare le persone mobili sul territorio, identificate sulla base del confronto tra il loro luogo di nascita e quello di residenza nel 1993. Il confronto è stato effettuato con riferimento alla provincia e non al

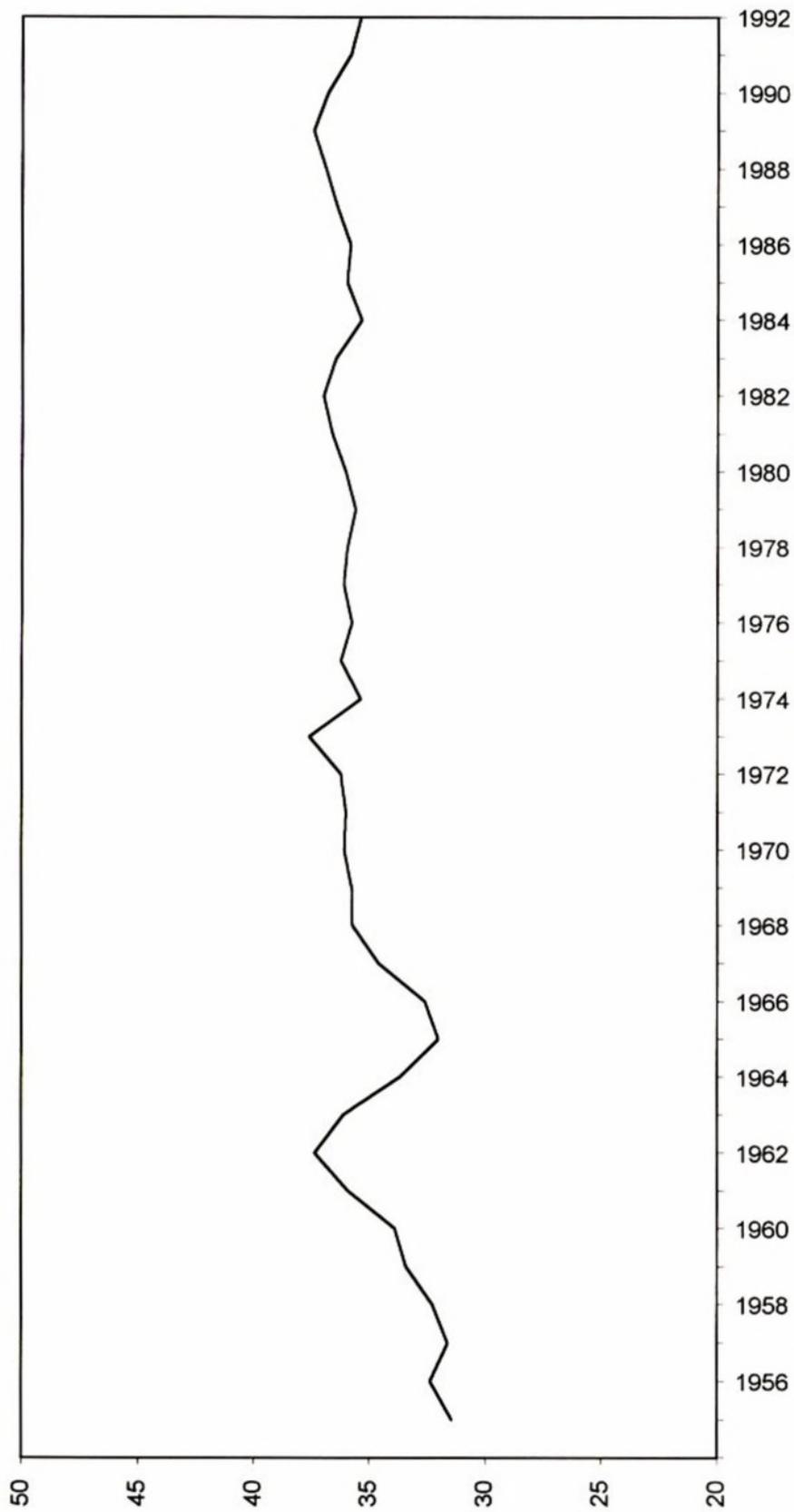
---

ultime sono apparse sovrastimare la popolazione di circa un milione di unità; la concentrazione della discrepanza nel Mezzogiorno potrebbe implicare una sottostima sistematica dei flussi migratori dal Mezzogiorno verso altre aree, in particolare di quelli verso l'estero. Inoltre, alcuni movimenti di fonte anagrafica possono risalire al trasferimento anagrafico di bambini nati in comuni diversi da quelli di residenza dei genitori e che inizialmente vengono iscritti d'ufficio nel luogo di nascita. Purtroppo, l'indisponibilità nei dati pubblicati di informazioni sufficientemente disaggregate, per fasce d'età e per altre caratteristiche (ad esempio la distanza tra il comune di cancellazione e quello di iscrizione) non consente di precisare meglio il quadro.

<sup>9</sup> In genere, le risposte ai quesiti retrospettivi sono soggette ad "addensamenti fittizi" (*heaping*) e a "effetti telescopio" determinati dalla tendenza dei soggetti intervistati a ricordare solo gli eventi salienti approssimandone il riferimento temporale. L'Indagine da noi utilizzata, poiché non include l'informazione sulla data dell'eventuale spostamento, non ne dovrebbe essere affetta.

Fig. 2

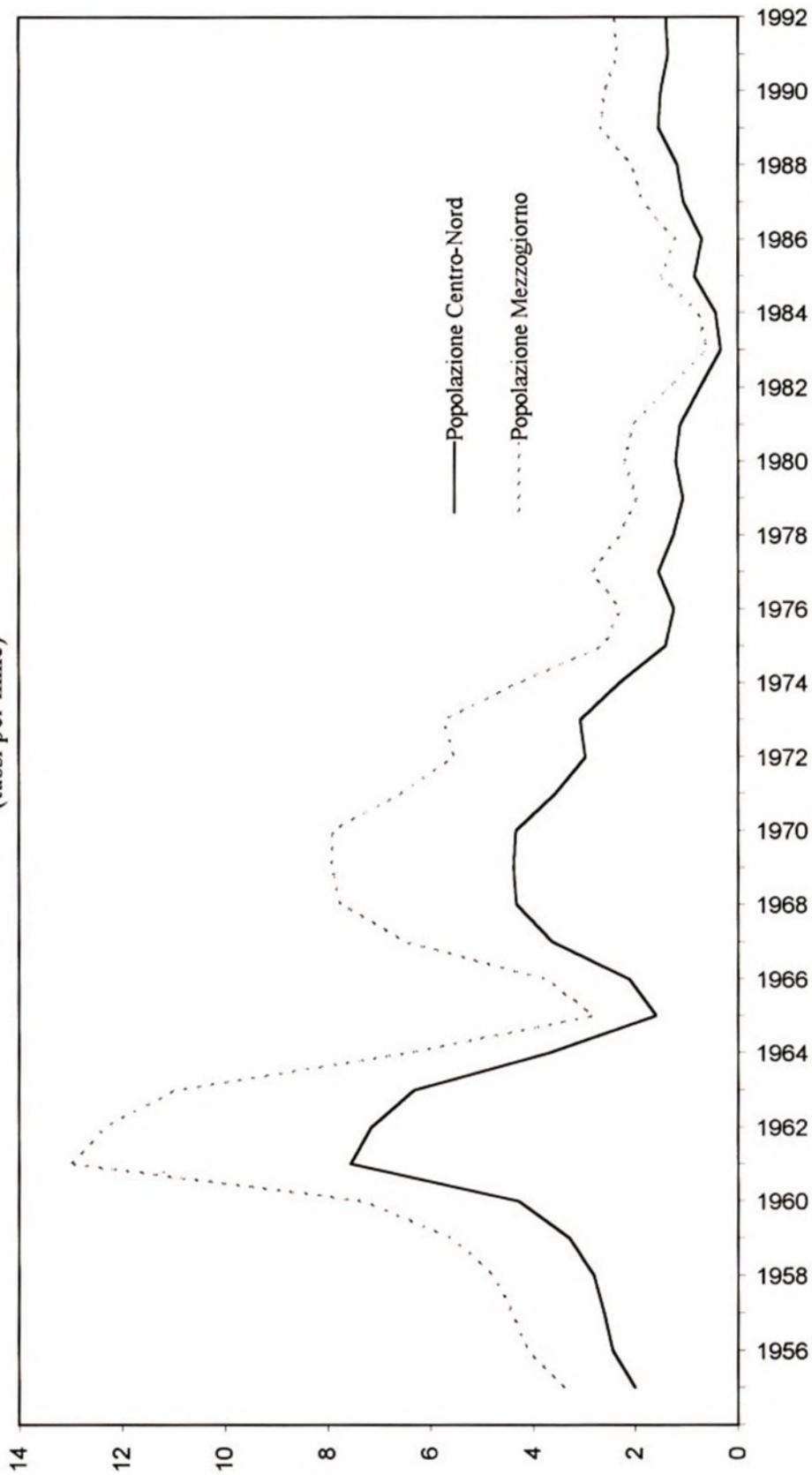
**MOBILITA' TRA LE DUE AREE DEL PAESE IN RAPPORTO  
ALLA MOBILITA' INTERNA COMPLESSIVA**  
(valori percentuali)



Fonte: Elaborazioni su dati Istat, *Annuari demografici*. Gli anni successivi ai censimenti decennali della popolazione tendono a riflettere anche movimenti precedenti, che solo in tali occasioni vengono registrati ufficialmente.

Fig. 3

**SALDO MIGRATORIO NETTO TRA LE DUE AREE  
IN RAPPORTO ALLA POPOLAZIONE RESIDENTE IN CIASCUNA DELLE DUE AREE**  
(tassi per mille)



Fonte: Elaborazioni su dati Istat, *Annuari demografici*. Gli anni successivi ai censimenti decennali della popolazione tendono a riflettere anche movimenti precedenti, che solo in tali occasioni vengono registrati ufficialmente.

comune, per cui per definizione si sono esclusi i movimenti di brevissimo raggio<sup>10</sup>.

Operare sull'Indagine ci ha consentito inoltre di misurare vari aspetti della popolazione "mobile", in particolare età e istruzione. L'uso di un'indagine campionaria di dimensioni comunque ridotte non dovrebbe peraltro essere fonte di distorsione, come evidenziato, almeno per le grandi aree (Centro-Nord e Mezzogiorno) a cui siamo interessati, dalla tavola 1, che mette a confronto le stime desumibili dall'Indagine (per il 1993) con quelle censuarie (per il 1991).

Prima di entrare nel dettaglio dei dati relativi al 1993, si è però presentato un confronto storico di lungo periodo tra la situazione attuale e quella dell'anteguerra, prima cioè che si registrassero i forti flussi prima descritti. Il confronto, nelle tavole 2 e 3, rispettivamente per quanto concerne la composizione dello stock di popolazione residente in una data area e la destinazione di quanti siano nati in una certa regione, evidenzia una forte crescita della mobilità fra aree geografiche, in particolare di quella dal Mezzogiorno al Centro-Nord, rispetto al periodo prebellico. Tra il 1931 e il 1993 la quota delle persone nate nel Sud residenti fuori dal Mezzogiorno (ma sempre in Italia) è passata dal 4 al 14,8 per cento (tav. 3). Sulla popolazione residente complessiva (tav. 2), la quota dei nati nella stessa provincia di residenza si è ridotta dall'85,7 per cento del 1931 al 78,5 del 1993 (dall'81,9 al 70,8 nel Nord, con un

---

<sup>10</sup> Problemi di comparabilità della propensione alla mobilità, non solo rispetto ad altri paesi, ma anche tra diverse regioni all'interno dell'Italia, discendono comunque dal fatto che la dimensione dei comuni e delle province influenza la misura della mobilità come qui definita. La stessa considerazione si applica ovviamente ai dati anagrafici, che anche risentono delle definizioni amministrative adoperate.

aumento dell'incidenza delle persone nate in quelle regioni ma mossesi da una provincia all'altra dal 7,4 al 16,7 per cento<sup>11</sup>).

All'interno della popolazione residente nel Centro e nel Nord, una tendenza all'aumento degli individui mobili appare peraltro già nel confronto tra il 1911 e il 1931; ciò che più nettamente contraddistingue il periodo postbellico sono perciò proprio gli spostamenti da Sud a Nord.

Le informazioni sinora considerate non consentono di individuare quando lo spostamento dal luogo di nascita a quello di residenza sia avvenuto, né se lo spostamento sia avvenuto per iniziativa dell'individuo in questione o della sua famiglia di origine. Per cercare di ridurre gli inconvenienti che da ciò possono derivare, nell'analizzare più in dettaglio l'Indagine relativa al 1993 si è scelto di restringere l'attenzione ai soli capifamiglia<sup>12</sup> maschi nati prima del 1965. Il nostro scopo è infatti l'identificazione di quelle persone la cui mobilità sul territorio è più probabilmente frutto di una scelta di rilocalizzazione dell'intero nucleo familiare, scelta quindi non estemporanea e per lo più legata al mercato del lavoro. Il riferimento al solo capofamiglia consente inoltre di caratterizzare immediatamente la situazione dell'intero nucleo familiare, il

---

<sup>11</sup> Più limitato è, al Nord, l'aumento dell'incidenza di quanti provengono dal Centro o dal Sud, probabilmente perché l'aumento di questi ultimi, implicito nei dati della tav. 3, è controbilanciato da un calo dei primi. Inoltre, il confronto tra la mobilità interprovinciale nel 1931 e quella nel 1993 può contenere elementi di distorsione dovuti alla creazione, nel periodo esaminato, di alcune nuove province (ad es.: Isernia, Oristano, Pordenone, ecc.).

<sup>12</sup> Più esattamente si tratta di quelle che nell'Indagine sono definite come le "persone di riferimento" della famiglia.

**POPOLAZIONE RESIDENTE PER AREA DI NASCITA E AREA DI RESIDENZA:  
CONFRONTO TRA DATI CENSUARI E DELL'INDAGINE BANCA D'ITALIA**

Area di nascita	Censimento 1991(1)		Indagine BI 1993 (2)	
	Area di residenza		Area di residenza	
	Nord-Centro	Italia	Nord-Centro	Italia
	Mezzogiorno		Mezzogiorno	
	<i>Valori assoluti</i>			
Nord-Centro	31.696.436	443.017	32.139.453	13.621
Mezzogiorno	3.535.138	19.625.618	23.160.756	1.465
Italia	35.231.574	20.068.635	55.300.209	15.086
Estero	1.008.973	468.849	1.477.822	270
Totale	36.240.547	20.537.484	56.778.031	15.356
	<i>Numerosità campionaria (dati ponderati)</i>			
Nord-Centro				166
Mezzogiorno				8.406
Italia				8.572
Estero				105
Totale				8.677
	<i>Percentuali per riga</i>			
Nord-Centro	98,6	1,4	100,0	98,8
Mezzogiorno	15,3	84,7	100,0	14,8
Italia	63,7	36,3	100,0	63,8
Estero	68,3	31,7	100,0	72,0
Totale	63,8	36,2	100,0	63,9
	<i>Percentuali per colonna</i>			
Nord-Centro	87,5	2,2	56,6	88,7
Mezzogiorno	9,8	95,6	40,8	9,5
Italia	97,2	97,7	97,4	98,2
Estero	2,8	2,3	2,6	1,8
Totale	100,0	100,0	100,0	100,0

(1) Fonte: SVIMEZ

(2) Fonte: Indagine sui bilanci delle famiglie nel 1993, Banca d'Italia (1995).

**POPOLAZIONE RESIDENTE IN CIASCUNA AREA PER ZONA DI PROVENIENZA**  
(valori percentuali sul totale dell'area di residenza)

	1911 <sup>(1)</sup>		1921 <sup>(1)</sup>		1931 <sup>(1)</sup>		1993		
	Maschi	Totale	Maschi	Totale	Maschi	Totale	Maschi	Totale	
<b>Nord:</b>									
- stessa provincia	}	92,5	93,2	92,2	92,8	81,3	81,9	71,6	70,8
- stessa area, altra provincia									
- altra area <sup>(2)</sup>									
- estero <sup>(3)</sup>									
- stessa area, altra provincia	6,4	5,6	6,5	5,8	10,3	9,1	11,1	10,8	
- estero <sup>(3)</sup>	1,1	1,2	1,3	1,4	1,3	1,6	1,8	1,7	
<b>Centro:</b>									
- stessa provincia	}	90,7	89,7	90,1	90,9	81,7	82,3	76,0	75,2
- stessa area, altra provincia									
- altra area <sup>(2)</sup>									
- estero <sup>(3)</sup>									
- stessa area, altra provincia	8,6	7,6	9,1	8,2	11,5	10,5	12,7	13,0	
- estero <sup>(3)</sup>	0,7	0,7	0,8	0,9	0,9	1,0	1,7	1,8	
<b>Mezzogiorno insulare:</b>									
- stessa provincia	}	95,6	96,3	96,6	97,0	92,3	92,8	90,6	89,7
- stessa area, altra provincia									
- altra area <sup>(2)</sup>									
- estero <sup>(3)</sup>									
- stessa area, altra provincia	3,9	3,2	2,9	2,5	4,4	3,9	2,3	2,7	
- estero <sup>(3)</sup>	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5	0,6	0,9	0,9	
<b>Isole:</b>									
- stessa provincia	}	97,8	98,3	98,1	98,4	91,2	92,0	91,1	89,8
- stessa area, altra provincia									
- altra area <sup>(2)</sup>									
- estero <sup>(3)</sup>									
- stessa area, altra provincia	1,9	1,4	1,5	1,2	2,4	2,0	3,0	2,5	
- estero <sup>(3)</sup>	0,3	0,3	0,4	0,4	0,5	0,6	1,7	1,9	
<b>Italia:</b>									
- stessa provincia	}	93,6	94,4	93,6	94,2	85,0	85,7	79,5	78,5
- stessa area, altra provincia									
- altra area <sup>(2)</sup>									
- estero <sup>(3)</sup>									
- stessa area, altra provincia	5,6	4,8	5,5	4,8	8,2	7,3	8,2	8,3	
- estero <sup>(3)</sup>	0,8	0,8	0,9	1,0	1,0	1,1	1,5	1,6	

Fonte: Elaborazioni sui dati censuari per il periodo 1911-1931 (come riportati in Svimez, 1954), sui dati Banca d'Italia (1995) per il 1993.

(1) Calcolata con riferimento alla popolazione di cui sia identificabile il luogo di nascita. - (2) Con riferimento a una suddivisione in 4 aree dell'Italia. - (3) Inclusive le colonie per il periodo 1911-1931.

**POPOLAZIONE NATA E RESIDENTE IN ITALIA**  
**IN BASE ALLA CIRCOSCRIZIONE DI NASCITA E DI RESIDENZA**  
 (valori percentuali sul totale dell'area di nascita)

Area di nascita	Area di residenza				Periodo	
	Centro-Nord		Mezzogiorno			Italia
Centro-Nord	99,2		0,8		100	1931
	98,8		1,2		100	1993
Mezzogiorno	4,0		96,0		100	1931
	14,8		85,2		100	1993
Italia (1)	62,8	64,9	37,2	36,0	100	1931
	63,8	63,9	36,2	36,1	100	1993

Fonte: Elaborazioni sui dati censuari per il 1931 (come riportati in Svimez, 1954), sui dati Banca d'Italia (1995) per il 1993.

(1) Mentre la prima colonna fa riferimento alle persone nate in Italia e con luogo di nascita identificabile, la seconda colonna si riferisce al totale della popolazione presente, inclusi i nati all'estero (incluse le colonie per il 1931) e, per il 1931, quanti abbiano luogo di nascita non identificabile.

che ha ovviamente dei limiti<sup>13</sup>, ma rimane nel caso italiano una semplificazione ragionevole.

Va precisato che, in linea di principio, nulla garantisce che le persone in questione non abbiano mutato residenza quando ancora facevano parte della propria famiglia d'origine. Tuttavia, la nostra scelta risulta confortata, almeno in prima approssimazione, dal fatto che nel ciclo di vita degli individui la mobilità raggiunge di norma un picco proprio intorno ai 20-25 anni di età<sup>14</sup>. Le considerazioni effettuate inducono perciò a ritenere che per l'ultima coorte considerata, quella dei nati tra il 1956 e il 1965, gli individui mobili dovrebbero in gran parte corrispondere ai flussi migratori effettuati intorno agli anni ottanta.

La ripartizione della popolazione tra varie categorie in base alla mobilità sul territorio è stata fatta distinguendo innanzitutto tra coloro che sono rimasti nella provincia di nascita e quanti si sono da essa mossi; questi ultimi sono stati a loro volta separati tra quanti sono rimasti nell'area geografica originaria e quanti si sono recati nell'altra ripartizione geografica. Avendo considerato due grandi ripartizioni geografiche (Mezzogiorno e Centro-Nord), si sono perciò raggruppati i capifamiglia in sei classi (anche se solo cinque verranno considerate con una certa attenzione, data la scarsa rilevanza quantitativa del gruppo

---

<sup>13</sup> Una valutazione più completa dovrebbe considerare i singoli individui e, congiuntamente, le loro scelte localizzative e di scelta del partner. In questo lavoro ci si limiterà a considerare se i capifamiglia mobili siano o meno coniugati con una loro corregionale, anche se ovviamente non è possibile sapere se la scelta del partner abbia determinato lo spostamento o se quest'ultimo abbia favorito un matrimonio con una persona nata in una diversa provincia.

<sup>14</sup> Per evidenze empiriche che confermano questa regolarità per l'Italia, cfr. Bonaguidi (1985); per il Mezzogiorno, questa regolarità sarebbe particolarmente forte, a testimonianza del prevalere dei flussi motivati dalla ricerca di un lavoro.

dei nati nel Centro-Nord che si sono poi spostati nel Mezzogiorno)<sup>15</sup>.

Dalla tavola 4 risulta che più di un quarto dei capifamiglia è residente in una provincia diversa da quella di nascita, una quota più elevata di quella (21,5 per cento) riferita al totale della popolazione e riportata nella tavola 2. L'incidenza degli individui immobili, di quanti, cioè, sono residenti nella stessa provincia ove sono nati, è più bassa per i nati nel Mezzogiorno: in altri termini, per le persone nate nel Sud si osserva una disponibilità maggiore alla mobilità. È inoltre da rilevare come questa "propensione" sia tendenzialmente cresciuta per le persone nate nel Sud, a fronte di un suo progressivo calo per quanti sono nati nel Centro-Nord<sup>16</sup>. Il calo della mobilità complessiva della popolazione nell'ultimo ventennio, già prima evidenziato, è comunque confermato dall'aumento, generalizzato a entrambe le aree, della quota degli "immobili" nell'ultima coorte considerata, quella dei nati tra il 1956 e il 1965<sup>17</sup>.

Il flusso la cui consistenza risulta più variabile tra le diverse coorti considerate è comunque proprio quello dal Mezzogiorno al Centro-Nord. Il picco viene raggiunto per i

---

<sup>15</sup> Al totale della popolazione residente in Italia contribuisce ovviamente un settimo gruppo, costituito da coloro che sono nati all'estero.

<sup>16</sup> Poiché non è possibile conoscere l'entità di quanti, nati nel Mezzogiorno, siano oggi residenti all'estero, questo trend fa in realtà riferimento al sottoinsieme di persone nate nel Sud che non hanno lasciato l'Italia. Inoltre, poiché i dati si riferiscono a coorti diverse nello stesso anno, l'affermazione circa la crescita o diminuzione *nel tempo* della propensione a emigrare risulta valida solo se, nel ciclo di vita individuale, la probabilità di emigrare delle varie coorti abbia raggiunto il picco sempre intorno alla stessa età.

<sup>17</sup> Una conferma del mutamento della situazione dell'Italia rispetto ai flussi migratori internazionali proviene dall'accresciuta incidenza dei residenti nati fuori dall'Italia (da meno dell'1 per cento per i nati prima del 1956 al 2,2 per cento per l'ultima coorte considerata).

**MOBILITA' PER AREA GEOGRAFICA E COORTE: CAPIFAMIGLIA MASCHI**  
(valori percentuali)

Area di nascita / residenza (1)	Anno di nascita					Totale
	<1920	1921-1930	1931-1940	1941-1955	1956-1965	
<b>Incidenza sul totale della popolazione residente in Italia</b>						
CN-CN stessa provincia	43,3	42,6	44,4	41,1	46,1	43,1
CN-CN diversa provincia	15,4	16,8	12,4	11,6	11,2	12,8
CN-SI	0,3	0,2	0,6	0,5	0,4	0,4
Totale nati CN	59,0	59,6	57,4	53,2	57,7	56,3
SI-SI stessa provincia	32,2	29,3	30,5	31,3	28,0	30,3
SI-SI diversa provincia	2,3	3,3	3,1	2,0	2,9	2,6
SI-CN	5,6	6,7	8,3	12,8	9,3	9,6
Totale nati SI	40,1	39,3	41,9	46,1	40,2	42,5
Nato all'estero	0,8	1,0	0,7	0,8	2,2	1,1
Totale	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
<b>Incidenza sul totale dei nati in ciascuna area</b>						
CN-CN stessa provincia	73,4	71,5	77,4	77,3	79,9	76,6
CN-CN diversa provincia	26,1	28,2	21,6	21,8	19,4	22,7
CN-SI	0,5	0,3	1,0	0,9	0,7	0,7
Totale nati CN	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
SI-SI stessa provincia	80,3	74,6	72,8	67,9	69,7	71,3
SI-SI diversa provincia	5,7	8,4	7,4	4,3	7,2	6,1
SI-CN	14,0	17,0	19,8	27,8	23,1	22,6
di cui: nel Nord-Ovest	4,8	6,1	11,6	17,9	10,0	12,4
Nord-Est	2,7	2,9	3,0	2,7	3,7	3,0
Centro	6,5	8,0	5,2	7,2	9,4	7,2
Totale nati SI	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
<b>Incidenza sul totale dei residenti in ciascuna area (2)</b>						
CN-CN stessa provincia	67,3	64,4	68,2	62,7	69,2	65,8
CN-CN diversa provincia	24,0	25,4	19,0	17,7	16,8	19,5
SI-CN	8,7	10,1	12,7	19,5	14,0	14,7
di cui: nel Nord-Ovest	6,9	9,7	17,6	33,0	14,5	20,1
Nord-Est	5,2	5,0	6,4	6,2	7,2	6,1
Centro	16,1	17,0	12,5	16,2	21,0	16,5
Totale residenti CN	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
SI-SI stessa provincia	92,5	89,3	89,2	92,6	89,5	91,0
SI-SI diversa provincia	6,6	10,1	9,1	5,9	9,3	7,8
CN-SI	0,9	0,6	1,8	1,5	1,3	1,2
Totale residenti SI	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Fonte: Elaborazioni su dati Banca d'Italia (1995).

(1) CN=Centro-Nord; SI=Sud-Isole. La sigla che compare per prima indica l'area di nascita, mentre la seconda si riferisce all'area di residenza.

(2) Sono esclusi i nati all'estero.

nati tra il 1941 e il 1955: in questo caso, più di un quarto delle persone nate nel Sud risultava nel 1993 residente nel Centro-Nord, dove rappresentava poco meno di un quinto della popolazione. La specificità di quella coorte e dei flussi migratori postbellici è meglio evidenziata se si distingue tra le diverse aree del Centro-Nord: per il Nord-Ovest, in particolare, si osserva che il 33 per cento dei capifamiglia maschi nati tra il 1941 e il 1955 e residenti in tale area è di origine meridionale. Considerando il complesso delle diverse coorti, il Nord-Ovest è invece solo di poco più importante<sup>18</sup> del Centro come luogo di destinazione di chi emigra dal Sud; per l'ultima coorte considerata, il Centro è addirittura la meta più importante. Quanto al Nord-Est, l'incidenza della popolazione di origine meridionale, pur se cresciuta nel tempo in maniera alquanto regolare, rimane tutt'oggi piuttosto esigua.

Le informazioni desunte dall'Indagine consentono di caratterizzare i gruppi dei "mobili" e degli "immobili" anche sotto altri punti di vista. Si sono considerati in particolare tre aspetti: la dotazione di capitale umano, l'area geografica di provenienza del coniuge e la localizzazione tra piccoli e grandi centri. Riguardo al primo aspetto, la composizione dei gruppi interessati da flussi migratori è mutata significativamente nel tempo (tavv. 5a e 5b). In generale, le persone "mobili" sono in media caratterizzate da una più elevata scolarità (Sestito, 1991; Gorla e Ichino, 1994). Il fenomeno è peraltro particolarmente accentuato per le coorti più anziane

---

<sup>18</sup> Considerando l'incidenza dei nati nel Sud sulla popolazione residente di ciascun area, in modo da tener conto della dimensione assoluta di ciascuna area.

**ANNI DI ISTRUZIONE DEI CAPIFAMIGLIA MASCHI  
IN BASE AD ANNO DI NASCITA E MOBILITÀ GEOGRAFICA**

Area di nascita / residenza (*)	Anno di nascita					Totale
	<1920	1921-1930	1931-1940	1941-1955	1956-1965	
CN-CN stessa provincia	5,6	6,5	7,3	9,5	10,6	8,5
CN-CN diversa provincia	7,0	6,2	8,0	9,8	11,5	8,7
SI-CN	7,4	7,3	7,1	8,6	10,2	8,4
SI-SI stessa provincia	4,2	5,1	6,6	9,0	9,8	7,6
SI-SI diversa provincia	7,8	9,0	10,4	11,4	9,9	10,1
<b>Totale</b>	<b>5,5</b>	<b>6,2</b>	<b>7,3</b>	<b>9,3</b>	<b>10,4</b>	<b>8,3</b>

**PROBABILITÀ DI EMIGRARE DA SUD VERSO IL CENTRO-NORD  
PER TITOLO DI STUDIO**  
(capifamiglia maschi; valori percentuali)

Titolo di studio	Anno di nascita					Totale
	<1920	1921-1930	1931-1940	1941-1955	1956-1965	
Fino alla licenza elementare	11,0	12,9	20,2	31,6	17,2	20,2
Scuola media inferiore	12,5	21,0	19,1	29,6	23,2	25,2
Diploma, laurea	32,1	32,0	19,6	22,4	24,8	23,6
- di cui: laurea	37,9	24,5	25,9	25,7	28,5	26,9
<b>Totale</b>	<b>14,0</b>	<b>17,0</b>	<b>19,8</b>	<b>27,8</b>	<b>23,1</b>	<b>22,6</b>

Fonte: Elaborazioni su dati Banca d'Italia (1995).

(\*) Cfr. *Legenda* tav. 1.4.

(individui nati prima del 1930) e per l'ultima (nati tra il 1956 e il 1965). Fuori linea rispetto a questa regolarità è il flusso dal Mezzogiorno al Centro-Nord per le coorti dei nati tra il 1931 e il 1956. In particolare, per i nati tra il 1941 e il 1955, quando cioè il flusso in questione raggiunge un'incidenza massima, la scolarità è minima proprio per chi si è recato dal Mezzogiorno nel Centro-Nord: la probabilità di essere emigrati verso il Centro-Nord è pari al 31,6 per cento per i nati in quel periodo e con titolo di studio fino alla licenza elementare. Con la coorte dei nati tra il 1956 e il 1965 si ritorna invece a una probabilità di migrazione più elevata per gli individui più scolarizzati. In altri termini, mentre i grossi flussi dal Sud al Centro-Nord registrati sino alla prima metà degli anni settanta hanno portato a una riduzione delle distanze tra le due aree geografiche nella dotazione di capitale umano, quelli più recenti avrebbero riacquisito una natura più selettiva, ampliando e non riducendo questa differenza.

Nella tavola 6 si pone in risalto il legame tra mobilità territoriale e provenienza geografica del coniuge. Il dato che emerge, peraltro non sorprendente e che probabilmente discende tanto da un legame causale tra mobilità e scelta del partner, quanto da un legame di tipo opposto, è che i capifamiglia "mobili" sono più frequentemente sposati con una persona nata in una provincia diversa da quella propria d'origine. Complessivamente, il 12,6 per cento delle famiglie risulterebbe perciò composto da partner provenienti da due diverse ripartizioni geografiche; per le famiglie residenti nel Centro-Nord tale quota sale al 16 per cento circa (il 24 per cento delle famiglie lì residenti ha almeno uno dei due partner di origine meridionale). La tavola 7, infine, considera la dimensione del comune di residenza. Anche qui, non sorprendentemente, risulta che la mobilità comporta di

norma una localizzazione nei centri maggiori, il che suggerisce un collegamento tra riduzione della mobilità territoriale e arresto del processo di crescita dei grandi centri.

Tav. 6

**FAMIGLIE PER LOCALITÀ DI NASCITA DEI CONIUGI  
E PER RESIDENZA DEL CAPOFAMIGLIA(\*)**  
(valori percentuali)

Area di nascita/ residenza del capofamiglia (*)	Località di nascita del coniuge				Totale
	Diversa area	Diversa regione	Diversa provincia	Stessa provincia	
CN-CN stessa provincia	8,3	5,4	10,0	76,3	100,0
CN-CN diversa provincia	19,7	27,0	31,6	21,7	100,0
SI-CN	45,3	15,5	4,1	35,1	100,0
SI-SI stessa provincia	3,2	2,5	6,0	88,3	100,0
SI-SI diversa provincia	0,5	29,7	49,5	20,3	100,0
Totale	12,6	8,9	11,9	66,7	100,0

Fonte: Elaborazioni su dati Banca d'Italia (1995).

(\*) Cfr. *Legenda* tav. 4. Capifamiglia maschi coniugati.

Tav. 7

**DIMENSIONE DEL COMUNE DI RESIDENZA PER TIPO DI FAMIGLIA**  
(valori percentuali)

Area di nascita/ residenza del capofamiglia (*)	Dimensione del comune di residenza (abitanti)				Totale
	<20.000	20.000- 40.000	40.000- 500.000	oltre 500.000	
CN-CN stessa provincia	53,1	12,0	25,4	9,5	100,0
CN-CN diversa provincia	48,2	11,2	24,6	16,0	100,0
SI-CN	31,1	10,4	28,2	30,3	100,0
SI-SI stessa provincia	47,4	16,0	27,7	8,9	100,0
SI-SI diversa provincia	26,9	22,5	36,6	14,1	100,0
Totale	47,6	13,4	26,6	12,4	100,0

Fonte: Elaborazioni su dati Banca d'Italia (1995).

(\*) Cfr. *Legenda* tav. 4.

Dall'analisi sinora effettuata emerge conferma del già noto fatto stilizzato riguardante il calo della mobilità territoriale rispetto a 20-30 anni fa. Emergono però anche mutamenti nella struttura e nella composizione dei flussi migratori, mutamenti la cui presenza costituisce un caveat dell'analisi econometrica condotta su dati aggregati nel paragrafo 4.

### 3. I differenziali di prezzo delle abitazioni

Scopo di questa parte del lavoro è evidenziare, tra i numerosi fattori che possono determinare l'intensità e la direzione dei flussi migratori, il ruolo specifico del mercato delle abitazioni. La disponibilità e il costo degli alloggi rappresentano, come ovvio, un'importante determinante della decisione di mobilità territoriale, alla base della quale vi è un confronto prospettico tra i costi e i vantaggi, di natura monetaria e non, di una rilocalizzazione sul territorio. In questo paragrafo, si intende fornire un quadro della variabilità territoriale dei prezzi delle abitazioni in Italia, sintetizzando al livello delle diverse ripartizioni geografiche le informazioni disponibili per le singole città. Seguendo l'evoluzione nel tempo di queste misure, si cercherà quindi di verificare se e in che misura il ruolo di "freno" alla mobilità costituito dalle condizioni del mercato immobiliare sia andato amplificandosi nel corso del tempo.

Si deve ricordare che esula dagli scopi del lavoro individuare le determinanti dei differenziali di prezzo delle abitazioni; il problema qui considerato è quello di *misurare* questi differenziali territoriali, cercando di tener conto di altri possibili fattori rilevanti legati alle caratteristiche intrinseche degli immobili. Non è pertanto nostra intenzione verificare la presenza di un legame causale inverso: dalla

domanda di abitazioni, che è *inter alia* funzione delle migrazioni, ai prezzi delle case.

Anche per quanto riguarda l'impatto delle vicende relative al mercato immobiliare sulle migrazioni, va peraltro ricordato che considerare il solo aspetto relativo ai costi delle abitazioni può essere limitativo. Vi è infatti un problema di disponibilità degli alloggi ai prezzi dati, conseguente ai possibili fenomeni di razionamento della domanda (si pensi agli effetti della legge sull'equo canone). Nessuna valutazione precisa (cfr. peraltro il paragrafo successivo) è inoltre disponibile per quanto concerne il costo della mobilità *tout-court*, a parità cioè di caratteristiche e prezzo dell'alloggio nella località di partenza e in quella che si sta considerando come possibile meta.

Per misurare il differenziale di prezzo delle case tra aree geografiche si è fatto ricorso a due fonti diverse: da un lato, le valutazioni soggettive sulla propria abitazione, di proprietà o in affitto, fornite da ciascuna famiglia inclusa nell'Indagine sui bilanci della Banca d'Italia<sup>19</sup>; dall'altro, le quotazioni medie per singole città, frutto di stima da parte di operatori del settore e riportate semestralmente dalla rivista "Il Consulente immobiliare" (per un'analisi dei dati, cfr. Nucci, 1996). La prima fonte ha il pregio di fare riferimento all'intero universo delle abitazioni e consente di tener conto di numerose caratteristiche qualitative intrinseche all'alloggio (signorile o popolare, numero di bagni, presenza del riscaldamento, ecc.). Inoltre è possibile disporre di informazioni sul fitto effettivo degli alloggi non

---

<sup>19</sup> In particolare, la domanda rivolta a ciascun capofamiglia è la seguente: "A suo giudizio a quanto potrebbe essere venduto, libero, l'appartamento in cui abita? E cioè quanto può valere oggi il Suo appartamento (considerando anche eventuali cantine, box e solai annessi)? La prego di fornire la Sua migliore stima".

di proprietà e ricavare, tra l'altro, indicazioni sulla tipologia del soggetto proprietario<sup>20</sup>. Tuttavia, molte di queste informazioni sono disponibili solo per il 1993 e, in misura minore, per alcuni anni del periodo 1986-1991, per cui soltanto in un periodo limitato di tempo è possibile controllare per uno spettro ampio di fattori<sup>21</sup>. La seconda fonte fa riferimento alle abitazioni dei soli comuni capoluogo distinte in base alla localizzazione provinciale e all'ubicazione in una specifica zona nell'ambito dell'area urbana (centro, semicentro o periferia). Questa tipologia di dati ha il pregio di non essere soggetta al possibile *bias* derivante dall'autovalutazione del proprio alloggio<sup>22</sup>, in quanto si fa riferimento ai prezzi medi delle transazioni effettive. Inoltre, il che è particolarmente importante dal nostro punto di vista, il periodo storico per cui i dati sono disponibili è alquanto più lungo: dal 1965 per le abitazioni "nuove" (quelle relative a edifici costruiti da non più di dieci anni) e dal 1984 per quelle "recenti" (massimo 30 anni)<sup>23</sup>.

---

<sup>20</sup> La distinzione in proposito è tra persona fisica, società privata, ente di previdenza, IACP, enti locali, altri enti pubblici.

<sup>21</sup> L'Indagine della Banca d'Italia, infatti, rileva informazioni sul valore degli immobili delle famiglie a partire dalla metà degli anni sessanta. Tuttavia, è solo con le ultime revisioni, in particolare quelle del 1993, che nel questionario vengono introdotte domande utili per tener conto della differente qualità degli immobili.

<sup>22</sup> Dall'Indagine risulta che in media il prezzo a metro quadrato delle case dove il proprietario alloggia è più alto del prezzo delle case date in locazione (cfr. oltre per delle evidenze). Ciò può riflettere, da un lato, una maggiore qualità che in media si riscontra nel primo gruppo di immobili. È anche possibile, però, che i soggetti proprietari dell'abitazione di residenza forniscano stime sistematicamente superiori (il prezzo a cui vorrebbero o sarebbero disposti a vendere) a quelle fornite dalle famiglie locatarie (che potrebbero indicare il prezzo a cui vorrebbero o sarebbero disposte ad acquistare).

<sup>23</sup> I prezzi delle abitazioni recenti sono *a priori* più rappresentativi del prezzo medio dello stock complessivo di abitazioni, di cui quelle nuove costituiscono una frazione piuttosto esigua. I prezzi delle case nuove sono, a parità di condizioni, sistematicamente superiori ai prezzi di quelle già esistenti perché le case nuove sono di qualità superiore. Il valore di mercato delle abitazioni è infatti costituito da una componente di prezzo "puro", che riflette il valore del bene casa, e da una componente rappresentativa delle

Per questi motivi si è fatto uso di quest'ultima fonte per misurare l'evoluzione nel tempo dei differenziali di prezzo e della prima per misurare questi con riferimento al 1993, verificando che i risultati ottenuti controllando per un insieme più ampio di caratteristiche dell'alloggio non si discostino troppo da quelli ottenuti per quell'anno utilizzando l'altro set informativo. L'obiettivo principale è esaminare come variano nel tempo le differenze di prezzo delle case attribuibili all'area geografica, una volta che si sia tenuto conto degli altri fattori di controllo da noi utilizzabili con la prima fonte, ossia l'ubicazione dell'abitazione all'interno della città e la dimensione, in termini di popolazione, della città medesima.

Al fine di misurare i differenziali territoriali dei prezzi delle case è stato perciò impiegato il seguente modello statistico:

$$(1) \quad \log P_t = a_t + b_t X_t + u_t$$

dove  $P_t$  rappresenta il prezzo al tempo  $t$  delle abitazioni (espresso in migliaia di lire a metro quadrato) e  $X_t$  è un vettore di variabili, in prevalenza dicotomiche, relative a:

- localizzazione in una determinata ripartizione geografica ( $ag$ ), distinguendo tra quattro aree (Nord-Ovest, Nord-Est, Centro e Sud-Isole);
- ubicazione in una specifica zona nell'ambito urbano ( $ub$ ), distinguendo tra centro, semicentro e periferia;

---

caratteristiche qualitative. Se a mutare sono anche queste ultime, la variazione osservata del prezzo risulta in parte "spuria", nel senso che si confrontano due beni che, a rigore, sono differenti (Nucci, 1996).

- dimensione, in termini di popolazione, del comune di appartenenza ( $pop$ ).

Il termine  $a_t$  è una costante specifica del periodo  $t$  e il termine di errore  $u_t$  denota la componente idiosincronica del prezzo dell'abitazione localizzata nell'area geografica  $ag$ , ubicata in  $ub$  e situata nella città di dimensione  $pop$ <sup>24</sup>.

Questa procedura è stata preferita alla più semplice costruzione di misure sintetiche quali la media dei prezzi delle abitazioni in ciascuna area geografica, per il fatto che tra un anno e l'altro il gruppo di città considerate nella rilevazione può mutare. Confrontare valori medi costruiti su gruppi disomogenei potrebbe generare distorsioni; confrontare il sottoinsieme di città presenti tra due anni limitrofi, costruendo un indice a catena delle variazioni dei prezzi, rischia di far dipendere le variazioni nel tempo da un numero troppo piccolo di osservazioni. Con la procedura qui adoperata entrambi i problemi vengono attenuati poiché si controlla, sia pur parzialmente, per possibili fattori di disomogeneità tra le città anche all'interno di una data area: anche se su campioni diversi tra un anno e l'altro, la componente di prezzo attribuita all'area geografica è infatti quella identificabile al netto degli altri fattori di controllo esistenti. In particolare il fattore di controllo qui

---

<sup>24</sup> I differenziali di prezzo, individuati nella (1) dai coefficienti stimati relativi alle aree geografiche, sono perciò effetti al margine, che isolano la quota dovuta all'area geografica. Il differenziale misura il costo della mobilità nell'ipotesi di spostamento da un'area geografica a un'altra, mantenendo però invariata l'ubicazione e la fascia dimensionale del comune. In altri termini, non si identifica il maggior costo dell'abitazione in cui si incorre migrando da una città del Mezzogiorno a una del Nord, ma il maggior costo nell'ipotesi in cui da una casa nel Mezzogiorno, per esempio in centro, ci si trasferisca in una casa nel Nord, situata in un comune di dimensioni simili e localizzata anch'essa nel centro dell'area urbana.

adoperato è la dimensione, in termini di popolazione, di ciascuna città.

L'analisi statistica è stata condotta, in un primo stadio, su un arco temporale che va dal 1965 al 1995 utilizzando dati semestrali (quotazioni della primavera e dell'autunno) relativi ai *prezzi delle abitazioni nuove e ristrutturate* di 96 comuni capoluogo di provincia. La stima è avvenuta separatamente per ciascun periodo  $t$  dal secondo semestre del 1965 alla fine del 1995. La strategia di stima ha consistito nello stimare l'equazione (1) sulle 57 *cross-sections* disponibili, una per ogni periodo<sup>25</sup>, così assicurando la più ampia libertà alla dinamica temporale dei coefficienti stimati.

Nella tavola 8 si riportano i valori medi nell'intero periodo dell' $R^2$  corretto e dei coefficienti stimati per le varie aree geografiche in diverse specificazioni prese in considerazione. La specificazione che risulta preferibile, in termini di  $R^2$  corretto nella media dei periodi considerati, è il modello 1, in cui, rispetto alla specificazione di base rappresentata dall'equazione (1), si è controllato anche per la possibile interazione tra dimensione del comune (*pop*) e ubicazione della casa nel centro della città, così come per la presenza di alcune città (Milano, Roma e Venezia) che si ritiene possano esibire, quanto al profilo dei prezzi delle case, "una storia a sé"<sup>26</sup>.

<sup>25</sup> Vi sono quattro semestri (1966.1, 1975.2, 1980.1 e 1981.2) in cui i dati non sono disponibili, per cui nel complesso la stima è stata effettuata per 57 periodi.

<sup>26</sup> Tra le alternative considerate, si è inserito un termine aggiuntivo di interazione tra la popolazione e il semicentro (modello 2); si è trattata la popolazione non come variabile continua ma attraverso classi dimensionali identificate da *dummy variables* (classe a: "20-60 mila abitanti", b: "60-300 mila", c: "300 mila-1 milione", d: "oltre 1 milione di abitanti") (modello 3); si sono escluse dal modello 1 l'interazione popolazione-centro (modello 4) o le *dummies* relative alle tre città "speciali": Roma, Milano e Venezia (modello 5).

Nel complesso, i risultati della regressione indicano che i modelli considerati sono in grado di spiegare i tre quarti circa della variabilità totale del prezzo delle case (fig. 4). Le stime dei coefficienti relativi alle aree geografiche esibiscono il segno atteso e sono in genere largamente significative dal punto di vista statistico, anche se il contributo dell'area geografica, calcolato come guadagno marginale di *fit* della regressione ( $\Delta R^2$ ) inserendo questa variabile, risulta piuttosto contenuto (fig. 4). Inoltre, nel periodo in cui sono disponibili entrambe le tipologie di dato, ovvero dal 1984 al 1995, le stime sono simili tra case nuove e recenti (in quest'ultimo caso è più piccolo il differenziale del Nord-Ovest).

I coefficienti sono simili anche tra le diverse specificazioni, sia in media (tav. 8) che quanto all'evoluzione nel tempo (tav. 9)<sup>27</sup>. Un'ulteriore verifica consiste nell'esaminare se la variabilità nel tempo della composizione del campione influisca sulla stima del modello, visto che, come si è già detto, in alcuni anni, in particolare nel periodo che va dal 1965 al 1978, sono disponibili dati per meno di 96 città. Per le sole case nuove, si è dunque considerato il sottoinsieme costituito dalle città sempre presenti nel corso del periodo esaminato (campione omogeneo): i risultati in tal modo ottenuti sono qualitativamente simili (tav. 8), anche se la loro maggiore instabilità, ascrivibile alla più ridotta dimensione del campione, produce un accostamento meno soddisfacente con le stime per l'intero campione (tav. 9).

---

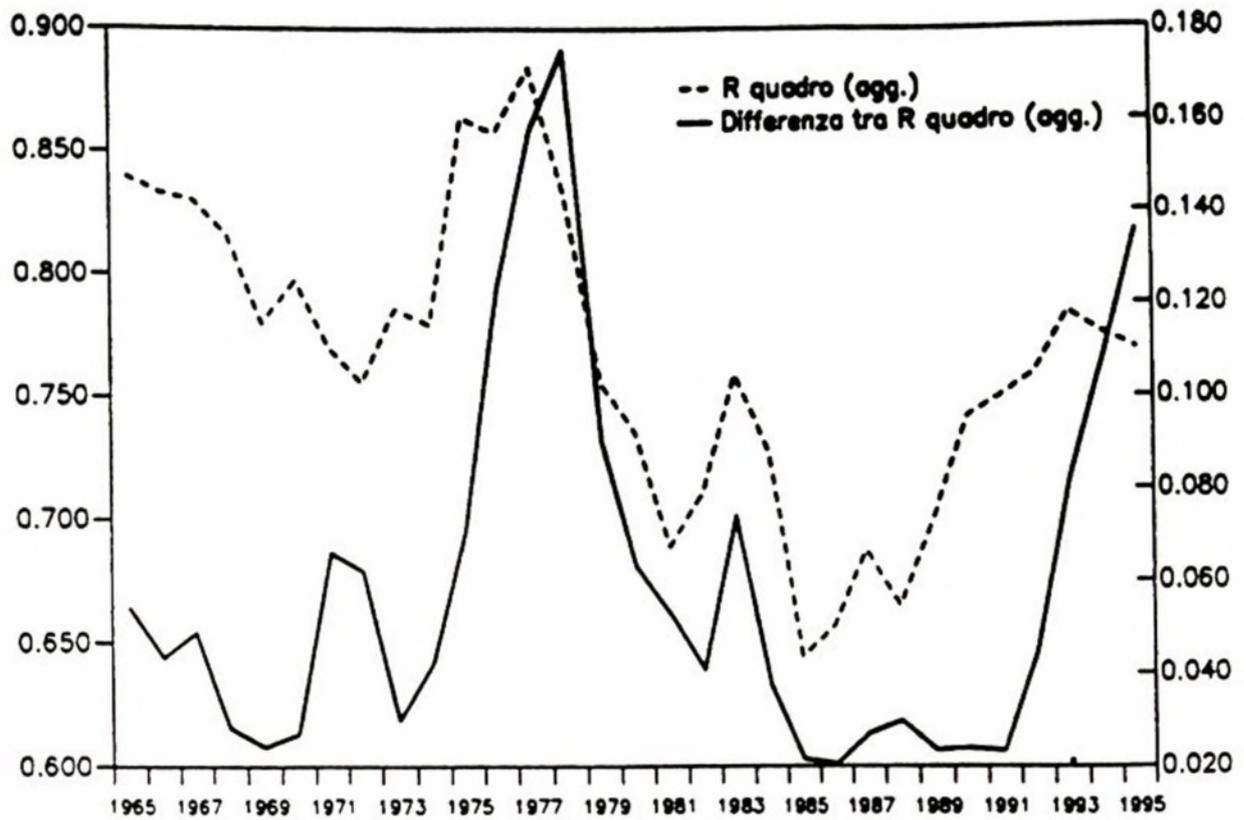
<sup>27</sup> Fa eccezione il Centro-Italia nel caso del modello 5, che esclude le città "speciali" e non controlla, dunque, per la presenza di Roma nel campione.

**CAPACITÀ ESPLICATIVA E STIMA DELL'EFFETTO MEDIO  
DELL'AREA GEOGRAFICA NELLE DIVERSE SPECIFICAZIONI  
DEL MODELLO (1)**

		Periodo 1965.2-1995.2			
		$R^2_{agg}$	Nord-Ovest	Nord-Est	Centro
		(medio)	(coefficiente medio)		
case nuove	modello 1	0,76	0,22	0,10	0,13
" "	modello 2	0,76	0,23	0,10	0,13
" "	modello 3	0,75	0,24	0,13	0,12
" "	modello 4	0,74	0,23	0,10	0,12
" "	modello 5	0,74	0,25	0,13	0,17
" "	modello 1 (2)	0,78	0,20	0,11	0,14
		Periodo 1984.2-1995.2			
case nuove	modello 1	0,72	0,21	0,12	0,13
case recenti	modello 1	0,65	0,15	0,10	0,13

(1) Il modello 1 è quello descritto in dettaglio nel testo. Per gli altri modelli, le specificazioni considerate sono le seguenti: si è inserito un termine aggiuntivo di interazione tra la popolazione e il semicentro (modello 2); si è trattata la popolazione non come variabile continua ma attraverso classi dimensionali identificate da *dummy variables* ( a) "20-60 mila abitanti", b) "60-300 mila", c) "300 mila-1 milione", d) "oltre 1 milione di abitanti") (modello 3); si sono escluse dal modello 1 l'interazione popolazione-centro (modello 4) o le *dummies* relative alle tre città "speciali": Roma, Milano e Venezia (modello 5). - (2) Campione omogeneo su tutto il periodo, costruito considerando solo le città per cui i dati sui prezzi sono *sempre* presenti.

**Coefficiente di determinazione (aggiustato) del modello comprensivo delle aree geografiche e differenza tra R quadro del modello con e senza aree geografiche** Fig. 4



**GRADO DI CONFORMITÀ DELLE STIME DELL'EFFETTO  
AREA GEOGRAFICA OTTENUTE DA SPECIFICAZIONI  
DIVERSE DEL MODELLO (1)**  
(coefficiente di correlazione rispetto al modello prescelto)

Periodo 1965.2-1995.2			
	Nord-Ovest	Nord-Est	Centro
modello 1	0,00	0,00	0,00
modello 2	0,999	0,999	0,998
modello 3	0,983	0,989	0,785
modello 4	0,998	0,998	0,994
modello 5	0,947	0,983	0,595
modello 1 (**)	0,744	0,876	0,213
Periodo 1984.2-1995.2			
modello 1 (2)	0,527	0,892	-0,063
modello 1 (3)	0,957	0,966	0,916

(1) Il modello 1 è quello descritto in dettaglio nel testo. Per gli altri modelli, le specificazioni considerate sono le seguenti: si è inserito un termine aggiuntivo di interazione tra la popolazione e il semicentro (modello 2); si è trattata la popolazione non come variabile continua ma attraverso classi dimensionali identificate da *dummy variables* ( a) "20-60 mila abitanti", b) "60-300 mila", c) "300 mila-1 milione", d) "oltre 1 milione di abitanti") (modello 3); si sono escluse dal modello 1 l'interazione popolazione-centro (modello 4) o le *dummies* relative alle tre città "speciali": Roma, Milano e Venezia (modello 5). - (2) Campione omogeneo su tutto il periodo, costruito considerando solo le città per cui i dati sui prezzi sono *sempre* presenti. - (3) Prezzi delle case recenti.

Per il modello prescelto (modello 1) le figure 5-10 (le prime tre per le case nuove dal 1965; le altre tre per le case recenti dal 1984) riportano i coefficienti relativi alle aree geografiche, con il relativo errore standard di stima modificato con la procedura di White. Trattandosi di un modello semi-logaritmico, i coefficienti in questione misurano, approssimativamente, un differenziale percentuale di prezzo. Nelle figure successive si riporta il dettaglio, per le sole case nuove, di tutti gli altri coefficienti, anch'essi con l'errore standard<sup>28</sup>.

La differenza percentuale di prezzo delle case tra, rispettivamente, Centro, Nord-Ovest e Nord-Est e Sud-Isole, pressoché sempre positiva<sup>29</sup>, si è andata progressivamente ampliando tra la metà degli anni ottanta e il 1995. Nel decennio precedente si era invece avuta una riduzione di questo differenziale. Nel 1977, per esempio, una casa di nuova costruzione nel Nord-Ovest e nel Nord-Est del paese costava in media, rispettivamente, il 34 e il 15 per cento in più di una nel Sud-Isole. Nel 1985 tale divario era sceso, rispettivamente, al 15 e al 6 per cento, per poi risalire fino al 35 per cento per il Nord-Ovest (30 per le case recenti) e al 31 per cento per il Nord-Est (30 per le case recenti) nel 1995 (figg. 5-10). Nel Centro, intorno alla metà degli anni ottanta, un'abitazione costava in media il 10 per cento in più rispetto al Mezzogiorno; tale divario si è ampliato fino a raggiungere il 24 per cento nel 1995 (22 per le case recenti).

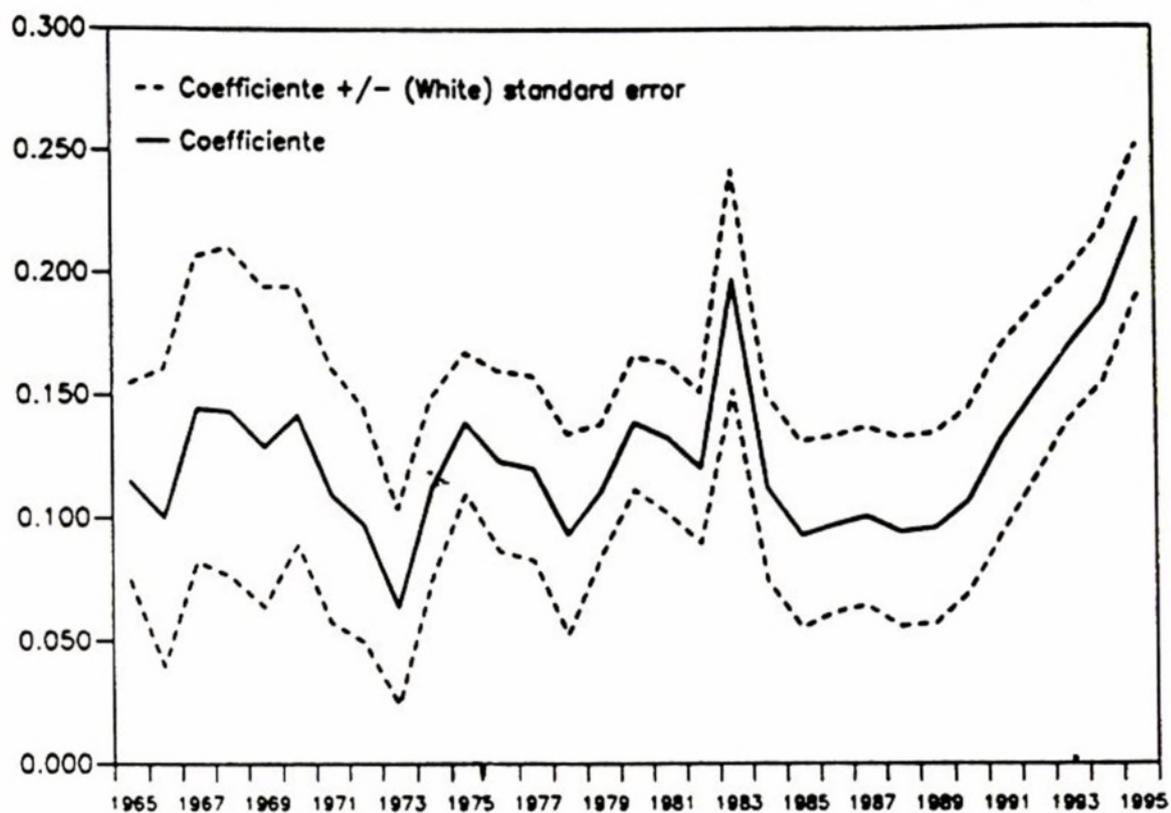
---

<sup>28</sup> Per le variabili che appaiono anche con un termine d'interazione, si considera l'intera semielasticità valutata al valore medio della variabile con cui interagiscono: nel nostro modello questo avviene per il centro dell'area urbana e per la popolazione.

<sup>29</sup> L'unica eccezione è costituita dai valori del 1973 e del 1987 per il Nord-Est.

Fig. 5

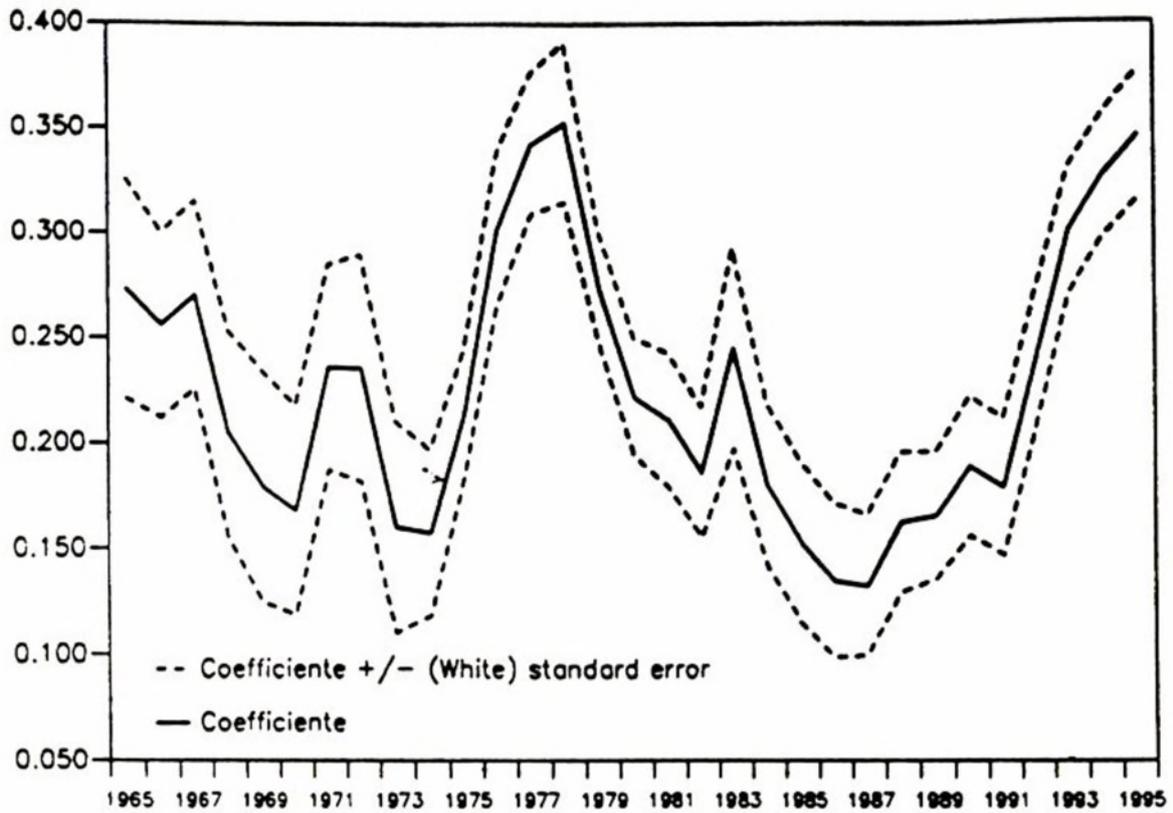
Stima dei singoli effetti presenti nel modello:  
il Centro - Italia (\*)  
(Prezzi delle case nuove e ristrutturate. Periodo 1965-1995)



(\*) medie nell'anno di dati semestrali.

Fig. 6

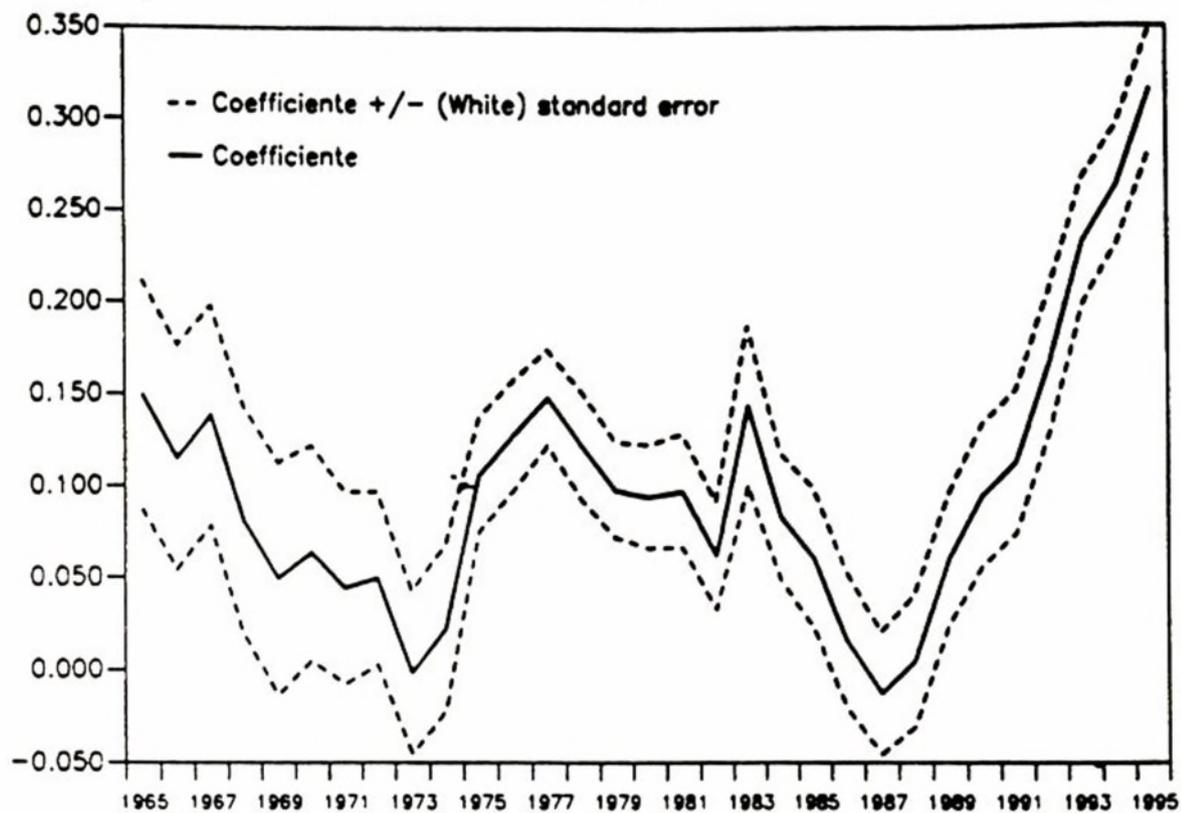
Stima dei singoli effetti presenti nel modello:  
 il Nord - Ovest (\*)  
 (Prezzi delle case nuove e ristrutturate. Periodo 1965-1995)



(\*) medie nell'anno di dati semestrali.

Fig. 7

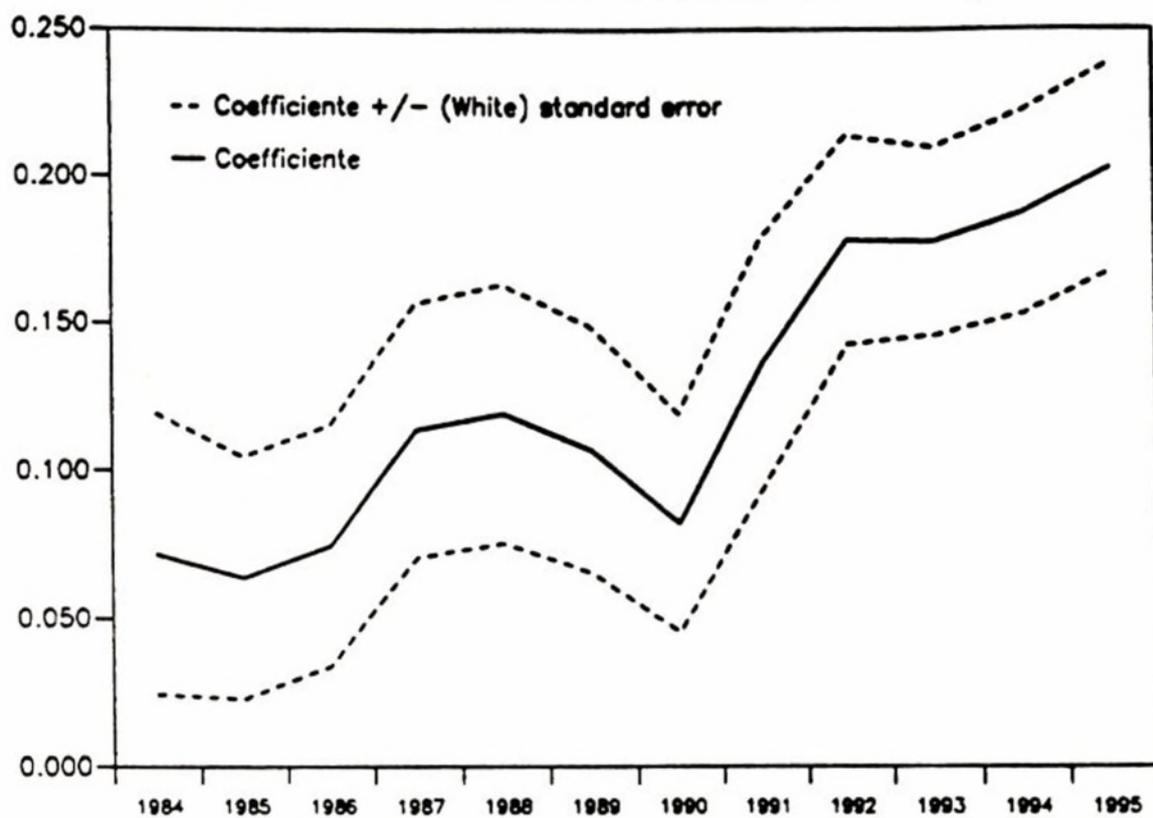
Stima dei singoli effetti presenti nel modello:  
 il Nord - Est (\*)  
 (Prezzi delle case nuove e ristrutturate. Periodo 1965-1995)



(\*) medie nell'anno di dati semestrali.

Fig. 8

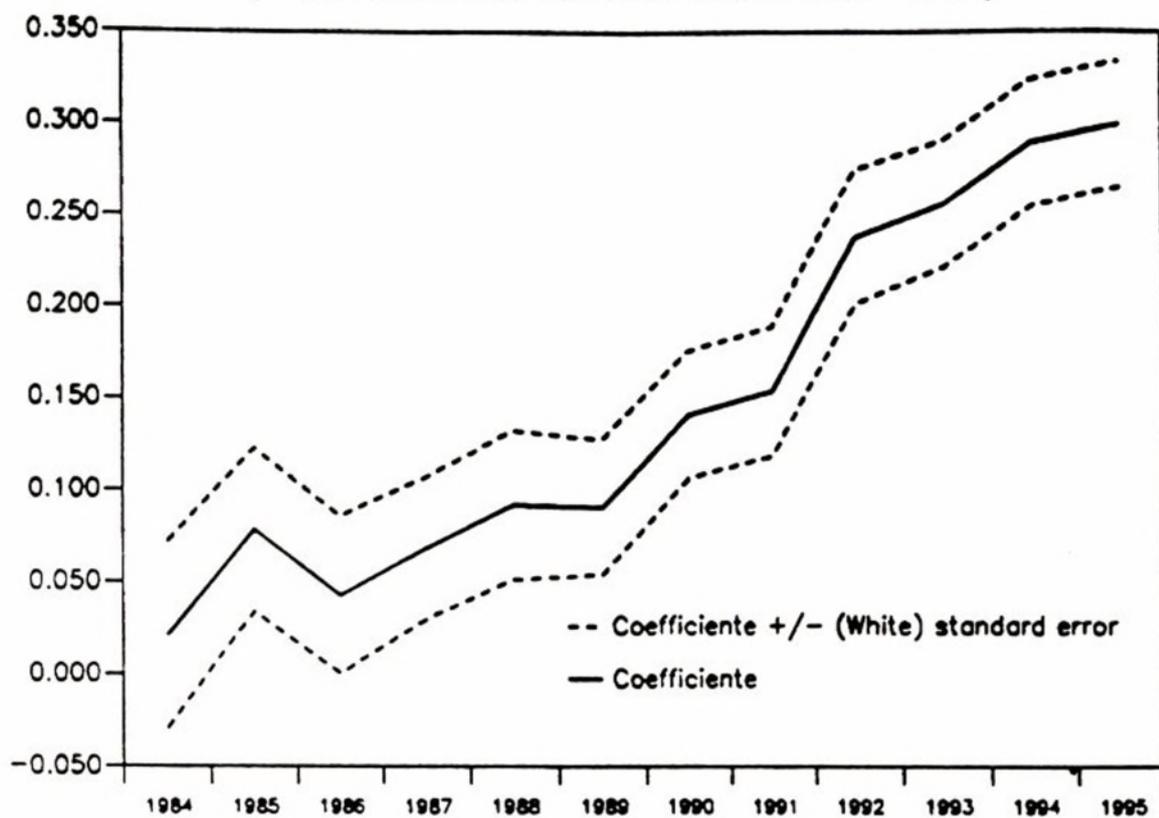
Stima dei singoli effetti presenti nel modello:  
Il Centro - Italia (\*)  
(Prezzi delle case recenti. Periodo 1984-1995)



(\*) medie nell'anno di dati semestrali.

Fig. 9

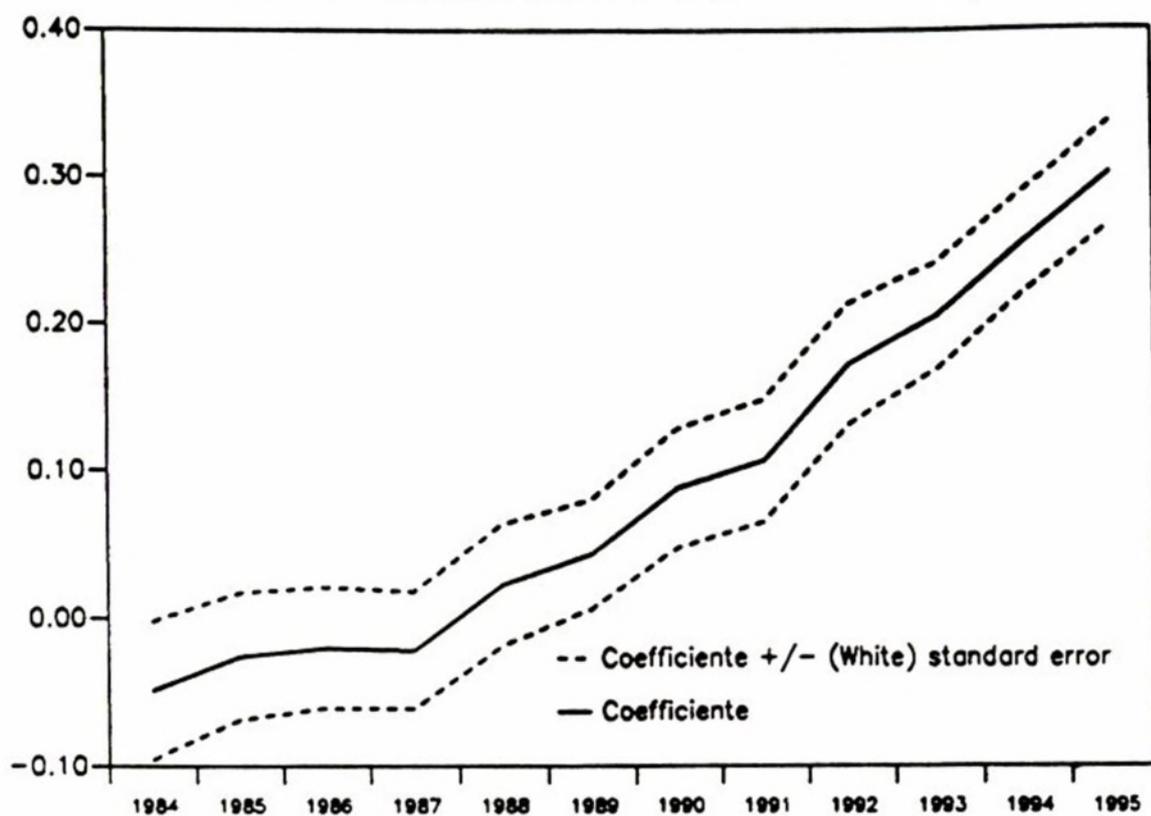
Stima dei singoli effetti presenti nel modello:  
Il Nord - Ovest (\*)  
(Prezzi delle case recenti. Periodo 1984-1995)



(\*) medie nell'anno di dati semestrali.

Fig. 10

Stima dei singoli effetti presenti nel modello:  
Il Nord - Est (\*)  
(Prezzi delle case recenti. Periodo 1984-1995)



(\*) medie nell'anno di dati semestrali.

Quanto agli altri effetti, la localizzazione nel centro dell'area urbana esibisce un andamento crescente a partire dall'inizio degli anni settanta; per il semicentro la crescita risulta meno marcata e comunque successiva (inizia intorno alla metà degli anni settanta). Come era prevedibile, vi è poi un effetto in media positivo dell'ampiezza del comune in cui è situata l'abitazione. Quest'ultimo effetto è andato riacquistando importanza nel tempo, dopo il forte calo durato fino al 1973. Tutti i differenziali legati all'ubicazione nel comune e alla dimensione dello stesso appaiono comunque in calo dal 1990-91 in poi.

Si pone ora la necessità di convalidare questi risultati, ottenuti per un orizzonte temporale esteso, attraverso il loro confronto, limitato al 1993, con le stime relative a un modello che controlli per le numerose caratteristiche degli alloggi. A questo scopo si sono utilizzati i dati dell'Indagine.

Per disporre comunque di un punto di riferimento, si è in primo luogo stimato, sui dati dell'Indagine, lo stesso modello semplificato usato con i dati del "Consulente Immobiliare". La stima conferma qualitativamente i risultati precedenti, in particolare la presenza di ampi differenziali territoriali. Nel Nord-Ovest, i prezzi al metro quadrato delle abitazioni risultano superiori del 42 per cento rispetto al Sud-Isole; nel Nord-Est del 38 per cento; nel Centro del 43 per cento<sup>30</sup>.

---

<sup>30</sup> L'Indagine conferma anche l'ampliarsi della differenza percentuale tra il prezzo delle abitazioni del Nord-Centro e quello delle abitazioni del Sud-Isole a partire dalla metà degli anni ottanta. Stimando il modello della tav. 10 sui dati relativi alle abitazioni occupate dal proprietario, per il periodo 1986-1993, il coefficiente del Nord-Ovest passa dallo 0,33 del 1986 allo 0,41 del 1993; quello del Nord-Est dallo 0,24 allo 0,40; quello del Centro dallo 0,22 allo 0,45. La crescita non è tuttavia regolare; i coefficienti relativi alle tre aree mostrano infatti un aumento tra il 1986 e il 1987, una

Ampi divari territoriali si riscontrano sia per le abitazioni nuove o ristrutturate di recente, sia per le altre abitazioni, sia per quelle occupate dal proprietario sia per quelle in affitto. I divari tendono ad accentuarsi nel passaggio dalle abitazioni localizzate nei comuni capoluogo a quelle situate in altri comuni, probabilmente in relazione alla più elevata presenza, nel Centro-Nord, di piccoli comuni facenti parte di più vaste aree metropolitane fortemente integrate.

Anche prendendo in considerazione le abitazioni nuove o ristrutturate di recente, localizzate nei comuni capoluoghi di provincia, i divari territoriali tra Nord-Centro e Sud-Isole misurati sui dati della Banca d'Italia risultano comunque superiori rispetto a quelli stimati sui dati del "Consulente Immobiliare", soprattutto per il Centro (0,43 contro 0,19); per il Nord-Ovest e per il Nord-Est le differenze sono invece più contenute (rispettivamente 0,33 contro 0,32 e 0,35 contro 0,26)<sup>31</sup>. Minori sono le differenze per il coefficiente relativo alla dimensione del comune (0,172 contro 0,196; cfr. tav. 10).

Le differenze territoriali nei prezzi al metro quadrato delle abitazioni permangono, pur attenuandosi, anche se si inseriscono nel modello le variabili aggiuntive che consentono di tenere conto della diversa qualità degli immobili. Paradossalmente, tener conto di questi fattori di controllo conduce a stime più simili a quelle ottenute con le quotazioni del "Consulente Immobiliare". A parità di localizzazione

---

flessione tra il 1987 e il 1989 e una ulteriore crescita tra il 1989 e il 1993.

<sup>31</sup> Si è fatto riferimento ai dati del "Consulente Immobiliare" del 1994 invece di quelli del 1993, in quanto l'Indagine della Banca d'Italia di fatto viene condotta l'anno successivo a quello a cui si riferisce.

PREZZI AL METRO QUADRATO DELLE ABITAZIONI: STIMA DEI PARAMETRI

Variabili	Stima dei parametri												Totale	di cui: abit. nuove (1) comuni capoluogo	
	Abitazioni occupate dal proprietario				Abitazioni in affitto				Abitazioni capoluogo						
	Comuni nuove		Altri comuni		Comuni nuove		Altri comuni		Abit. nuove		Altre abitaz.				Altre abitaz.
(1)	(1)	(1)	(1)	(1)	(1)	(1)	(1)	(1)	(1)	(1)	(1)	(1)	(1)		
Intercepta	5,445 (0,230)	5,325 (0,163)	6,039 (0,188)	5,679 (0,121)	4,153 (0,527)	5,564 (0,237)	6,482 (0,678)	6,406 (0,246)	5,533 (0,054)	4,875 (0,219)	5,533 (0,054)	6,482 (0,678)	6,406 (0,246)	5,533 (0,054)	4,875 (0,219)
Centro	-0,217 (0,508)	-0,151 (0,378)	-0,067 (0,360)	-0,137 (0,216)	0,862 (1,006)	-0,735 (0,491)	-2,254 (0,996)	-0,939 (0,395)	-0,214 (0,099)	-0,129 (0,450)	-0,214 (0,099)	-2,254 (0,996)	-0,939 (0,395)	-0,214 (0,099)	-0,129 (0,450)
Semicentro	0,130 (0,041)	0,080 (0,032)	0,077 (0,039)	0,123 (0,028)	0,204 (0,091)	0,154 (0,046)	0,191 (0,105)	0,082 (0,046)	0,112 (0,015)	0,146 (0,038)	0,112 (0,015)	0,191 (0,105)	0,082 (0,046)	0,112 (0,015)	0,146 (0,038)
Area Centro	0,433 (0,052)	0,413 (0,041)	0,448 (0,043)	0,455 (0,031)	0,435 (0,115)	0,418 (0,062)	0,322 (0,117)	0,296 (0,059)	0,430 (0,018)	0,432 (0,048)	0,430 (0,018)	0,322 (0,117)	0,296 (0,059)	0,430 (0,018)	0,432 (0,048)
Area Nord-Est	0,301 (0,051)	0,258 (0,040)	0,523 (0,044)	0,414 (0,033)	0,496 (0,116)	0,342 (0,060)	0,452 (0,125)	0,234 (0,058)	0,376 (0,018)	0,346 (0,048)	0,376 (0,018)	0,452 (0,125)	0,234 (0,058)	0,376 (0,018)	0,346 (0,048)
Area Nord-Ovest	0,342 (0,053)	0,238 (0,039)	0,627 (0,049)	0,504 (0,033)	0,282 (0,105)	0,284 (0,050)	0,538 (0,104)	0,424 (0,047)	0,421 (0,017)	0,327 (0,048)	0,421 (0,017)	0,538 (0,104)	0,424 (0,047)	0,421 (0,017)	0,327 (0,048)
Log. della popolazione	0,156 (0,019)	0,166 (0,013)	0,095 (0,018)	0,122 (0,012)	0,224 (0,042)	0,116 (0,019)	0,023 (0,066)	0,044 (0,024)	0,119 (0,005)	0,172 (0,018)	0,119 (0,005)	0,023 (0,066)	0,044 (0,024)	0,119 (0,005)	0,172 (0,018)
(Log. della popol. *Centro)	0,029 (0,042)	0,025 (0,031)	0,016 (0,036)	0,030 (0,022)	-0,039 (0,080)	0,080 (0,039)	0,261 (0,098)	0,106 (0,039)	0,036 (0,009)	0,027 (0,037)	0,036 (0,009)	0,261 (0,098)	0,106 (0,039)	0,036 (0,009)	0,027 (0,037)
Abitazione occupata dal propriet.	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---
Abitazione nuova (1)	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---
N. di osservazioni	637	1.155	982	2.066	212	824	183	844	6.904	849	6.904	183	844	6.904	849
R-quadrato corretto	0,231	0,238	0,212	0,197	0,229	0,146	0,216	0,100	0,243	0,268	0,243	0,216	0,100	0,243	0,268
Valore medio della var. dipendente	7,670	7,610	7,360	7,240	7,350	7,350	7,180	7,140	7,360	7,590	7,360	7,180	7,140	7,360	7,590
Errore quadratico medio dei residui	0,464	0,482	0,516	0,533	0,586	0,575	0,558	0,549	0,531	0,498	0,531	0,558	0,549	0,531	0,498

Variabile dipendente: log del prezzo al metro quadrato delle abitazioni.  
Gli errori standard delle stime sono riportati tra parentesi.

Fonte: Elaborazioni su dati Banca d'Italia (1995).

(1) Abitazioni costruite o ristrutturate dopo il 1987.

**PREZZI AL METRO QUADRATO DELLE ABITAZIONI**  
(modello generale)

Variabili	Stime dei parametri (3)		
Intercetta	6,742 (0,103)	6,427 (0,093)	6,441 (0,092)
Centro	-0,097 (0,089)	-0,134 (0,089)	-0,127 (0,088)
Semicentro	0,024 (0,014)	0,027 (0,014)	0,024 (0,014)
Area Centro	0,309 (0,019)	0,298 (0,017)	0,299 (0,017)
Area Nord-Est	0,252 (0,022)	0,254 (0,017)	0,254 (0,017)
Area Nord-Ovest	0,279 (0,019)	0,278 (0,016)	0,274 (0,016)
Log. della popolazione	0,094 (0,005)	0,109 (0,004)	0,110 (0,004)
Log. della popol.*Centro	0,016 (0,008)	0,019 (0,008)	0,018 (0,008)
Abitazione occupata dal propriet.	0,113 (0,014)	0,100 (0,014)	0,059 (0,015)
Abitazione nuova (1)	0,029 (0,013)	0,026 (0,013)	0,030 (0,013)
Log. della superficie	-0,202 (0,017)	-0,214 (0,017)	-0,211 (0,017)
Zona di pregio	0,142 (0,015)	0,134 (0,015)	0,134 (0,015)
Zona di degrado	-0,137 (0,027)	-0,118 (0,027)	-0,108 (0,027)
Abitaz. signorile/di lusso (2)	0,458 (0,027)	0,459 (0,027)	0,450 (0,027)
Abitaz. civile (2)	0,255 (0,015)	0,258 (0,015)	0,251 (0,015)
Abitaz. popolare (2)	-0,166 (0,023)	-0,166 (0,023)	-0,129 (0,023)
Abitaz. ultrapopolare (2)	-0,472 (0,044)	-0,465 (0,045)	-0,436 (0,045)
Abitaz. con due o più bagni	0,120 (0,014)	0,117 (0,014)	0,119 (0,014)
Abitaz. con riscaldamento	0,244 (0,017)	0,246 (0,017)	0,258 (0,017)
Proprietario: Ente di previdenza	----	----	-0,117 (0,066)
Proprietario: IACP o Ente locale	----	----	-0,178 (0,028)
Proprietario: Altro ente pubblico	----	----	-0,159 (0,054)
Altre variabili (4)	si	no	no
N. di osservazioni	6.904	6.904	6.904
R-quadrato corretto	0,405	0,395	0,399
Valore medio della var.dipendente	7.360	7.360	7.360
Errore quadr.medio dei residui	0,471	0,475	0,473

Variabile dipendente: log del prezzo al metro quadrato delle abitazioni.

Fonte: Elaborazioni su dati Banca d'Italia (1995).

(1) Abitazioni costruite o ristrutturate dopo il 1987. - (2) Nell'intercetta sono comprese le abitazioni economiche. - (3) Errori standard tra parentesi. - (4) Giudizi sui servizi pubblici e qualità della vita. Cfr. questionario, sez. F.

urbana, di dimensione del comune, di tipo di zona, di categoria dell'immobile, di superficie abitativa e delle altre caratteristiche dell'immobile elencate nella tavola 11, i prezzi delle abitazioni nel Centro risultano superiori del 30 per cento rispetto all'area Sud-Isole; quelli del Nord-Ovest del 28 per cento; quelli del Nord-Est del 25 per cento<sup>32</sup>. L'inserimento tra le variabili esplicative, nel caso degli immobili in affitto, della tipologia del soggetto proprietario dell'immobile non altera significativamente i divari territoriali.

È opportuno esaminare, oltre ai divari territoriali dei prezzi, anche quelli relativi alle locazioni; l'Indagine consente in effetti di rilevare, oltre al valore degli immobili, l'affitto effettivamente pagato, che, in teoria, dovrebbe meglio esprimere il costo della mobilità territoriale. Prescindendo dai costi di transazione che possono essere commisurati al valore capitale dell'immobile, in un mercato delle case ben funzionante, il costo del cambiare città dovrebbe essere dato dal differenziale di affitto, sia per chi, proprietario dell'alloggio di abitazione, possa, liberandolo, percepire un canone d'affitto, sia per chi, più direttamente, confronti le condizioni del mercato degli affitti nella città d'origine e in quella prescelta come possibile meta. Da un punto di vista empirico, però, bisogna tener conto di due aspetti: a) l'elevata e crescente quota di

---

<sup>32</sup> Scarso è l'effetto delle caratteristiche dell'ambiente circostante (condizioni del traffico, inquinamento ambientale, disponibilità di verde pubblico, qualità dei servizi pubblici, tasso di criminalità, ecc.) come misurate dai giudizi soggettivi degli intervistati circa la qualità dei servizi pubblici e, più in generale, della vita, nella città di residenza (sez. F del questionario dell'Indagine). È possibile che questo risultato, a priori inatteso, dipenda dal fatto che i giudizi soggettivi sulla qualità della vita presentino problemi di comparabilità interpersonale, per cui nella tav. 11 si presentano i risultati con e senza queste variabili aggiuntive.

famiglie proprietarie dell'immobile di residenza, che ha ridotto l'importanza del mercato degli affitti<sup>33</sup>; b) i fenomeni di razionamento e la disparità negli affitti effettivi tra mercato libero e "regolato". Il differenziale rilevante non è perciò quello dell'affitto effettivamente corrisposto da chi già occupa una casa in affitto, bensì quello valutato tenendo conto della probabilità di ottenere effettivamente un immobile in affitto. Queste considerazioni fanno dunque sorgere alcune perplessità circa la possibilità di utilizzare i differenziali territoriali della spesa per l'affitto sopra riportati quale variabile esplicativa dei flussi di mobilità. Poiché, inoltre, i dati disponibili in serie storica dal 1965 non concernono gli affitti, né tanto meno forniscono valutazioni circa la probabilità di ottenere un immobile in affitto sul mercato libero o su quello regolato, ci si è limitati a valutare, per il 1993, l'entità dei differenziali negli affitti, al fine di compararli a quelli relativi al valore degli immobili.

Applicando dunque la stessa metodologia sinora adoperata (tav. 12), emerge che il divario tra Nord-Centro e Sud-Isole nella spesa sostenuta per l'affitto dell'abitazione - rapportata alla dimensione dell'immobile e tenuto conto della differente qualità degli immobili - risulta inferiore a quello che si osserva sul prezzo delle abitazioni. Rispetto agli affitti pagati dalle famiglie locatarie del Sud-Isole, quelli corrisposti nel Centro risultano superiori solo del 6 per cento; per il Nord-Est non si riscontrano differenze significative; quelli del Nord-Ovest risultano superiori dell'11 per cento.

---

<sup>33</sup> In base a dati dell'Istat, nel 1994 viveva in abitazione in affitto soltanto il 22,8 per cento delle famiglie italiane (22,2 nel Sud-Isole).

**AFFITTO AL METRO QUADRATO**  
(abitazioni locate)

Variabili	Stime dei parametri (1)	
Intercetta	2,645 (0,226)	2,573 (0,195)
Centro	0,208 (0,037)	0,058 (0,032)
Semicentro	0,082 (0,034)	0,017 (0,030)
Area Centro	0,059 (0,045)	0,111 (0,039)
Area Nord-Est	0,003 (0,045)	0,033 (0,039)
Area Nord-Ovest	0,110 (0,039)	0,094 (0,034)
Log. della popolazione	0,063 (0,009)	0,067 (0,008)
Abitazione costruita dopo il 1987	0,060 (0,114)	0,180 (0,099)
Abitazione ristrutturata dopo il 1987	-0,096 (0,033)	-0,027 (0,033)
Log. della superficie	-0,572 (0,045)	-0,531 (0,039)
Zona di degrado	-0,114 (0,051)	-0,039 (0,044)
Abitaz. signorile/di lusso (2)	0,378 (0,079)	0,206 (0,069)
Abitaz. civile (2)	0,219 (0,037)	0,122 (0,032)
Abitaz. popolare (2)	-0,482 (0,044)	-0,194 (0,040)
Abitaz. ultrapolare (2)	-0,598 (0,075)	-0,413 (0,065)
Abitaz. con due o più bagni	0,124 (0,041)	0,177 (0,035)
Abitaz. con riscaldamento	0,161 (0,036)	0,280 (0,032)
Proprietario: ente di previdenza	—	-0,411 (0,079)
Proprietario: IACP o ente locale	—	-0,897 (0,036)
Proprietario: altro ente pubblico	—	-0,736 (0,064)
N. di osservazioni	2.051	2.051
R-quadrato corretto	0,250	0,439
Valore medio della variabile dipendente	1.120	1.120
Errore quadratico medio dei residui	0,646	0,557

Variabile dipendente: log dell'affitto al metro quadrato delle abitazioni.

Fonte: Elaborazioni su dati Banca d'Italia, (1995).

(1) Errori standard tra parentesi. - (2) Nell'intercetta sono comprese le abitazioni economiche.

Questo fenomeno deriva, almeno in parte, dalla maggiore diffusione nel Sud-Isole rispetto al Nord-Centro di affitti pattuiti nel mercato "libero" (Miniaci, 1995), fenomeno a sua volta connesso con la minore presenza, nel Meridione, di immobili di proprietà di enti di previdenza, dell'IACP, di enti locali o di altri enti pubblici, per i quali il canone al metro quadrato corrisposto dalle famiglie locatarie è inferiore rispetto a quello che si osserva per gli immobili di proprietà di famiglie e di società private<sup>34</sup> (cfr. tav. 13). Controllando per la natura del proprietario, il differenziale infatti si accresce significativamente, permanendo però inferiore a quello stimato per il prezzo delle abitazioni.

Tav. 13

**ABITAZIONI LOCATE PER SOGGETTO PROPRIETARIO**

Area geografica	Enti di previdenza IACP, enti, locali altri enti pubblici	Altri soggetti	Totale
Nord-Ovest	20,5	79,5	100,0
Nord-Est	27,8	72,2	100,0
Centro	40,1	59,9	100,0
Sud	19,3	80,7	100,0
Isole	20,1	79,9	100,0
Totale	25,0	75,0	100,0

Fonte: Elaborazioni su dati Banca d'Italia (1995).

<sup>34</sup> Nel 1992 è entrata in vigore la L. 359/1992 (c.d. "patti in deroga"), che ha riformato alcuni aspetti della L. 392/1978, consentendo la libera contrattazione del canone d'affitto tra il proprietario dell'immobile e l'affittuario. I dati dell'indagine sul 1993 risentono però ancora della preesistente situazione nel mercato degli affitti, sia perché i contratti a equo canone giungono a scadenza lentamente e possono essere prorogati per altri due anni in caso di disaccordo tra le parti circa il canone da pattuire "in deroga", sia perché i proprietari possono avere reagito con lentezza alle innovazioni normative, continuando a mantenere sfitti gli immobili o ad affittarli sul mercato "nero".

#### 4. Una stima degli effetti del costo delle abitazioni sulla mobilità

In questo paragrafo si intende verificare l'entità degli effetti di remora alla mobilità territoriale discendenti dai differenziali geografici nel prezzo delle case. L'analisi viene svolta considerando i flussi annui di mobilità tra comuni (di province diverse e della stessa provincia), come misurati dalle trascrizioni anagrafiche. Il vantaggio di operare su serie storiche è quello di considerare diversi momenti di storia delle migrazioni piuttosto che una singola coorte di migrazioni, con tutte le sue specificità storiche. Questo è d'altro canto il principale limite dell'analisi, tenuto conto di quanto evidenziato nel primo paragrafo circa le caratteristiche peculiari delle forti migrazioni da Sud a Nord degli anni cinquanta e sessanta. Inoltre, vi è il limite costituito dal livello di estrema aggregazione che così si deve accettare<sup>35</sup>, e i limiti propri della fonte anagrafica adoperata<sup>36</sup>.

---

<sup>35</sup> Un limite dell'analisi qui effettuata deriva dall'indisponibilità di informazioni sulla struttura della popolazione, sia per quanto riguarda la distribuzione per età e altre caratteristiche personali (si è già detto nel par. 2 che la mobilità dipende dall'età e dal titolo di studio, anche se con un legame che può a sua volta variare nel corso del tempo), sia per quanto riguarda la variabilità del reddito e delle condizioni di occupazione. Misure di dispersione sarebbero in via di principio importanti anche in un esame macro quale quello qui condotto, visto che analisi su micro dati hanno posto in evidenza come la decisione di muoversi interessi non tanto il soggetto mediano, quanto le frange estreme (per esempio, non chi è genericamente a rischio di rimanere disoccupato perché in un'area ad alta disoccupazione, ma chi è effettivamente disoccupato).

<sup>36</sup> In particolare, vi è il problema delle regolarizzazioni effettuate in prossimità dei censimenti (cfr. par. 2), che, come si vedrà nel seguito, saranno trattate introducendo delle *dummies*. Invece, il problema della endogeneità di alcuni dei regressori rispetto agli stessi flussi migratori - gli stessi prezzi delle case dipenderanno tra l'altro dalla pressione della domanda sullo stock abitativo esistente e quindi dalle migrazioni - è affrontato considerando le migrazioni del periodo  $t$  come funzione di variabili del periodo precedente  $t-1$ .

L'analisi si è incentrata fondamentalmente sulla mobilità lungo l'asse direzionale Sud-Nord definita, come vedremo, in tre diverse varianti; successivamente, si è esteso il campo d'indagine attraverso l'esame della mobilità che si esaurisce all'interno del Centro-Nord e di quella *tout-court* nel territorio nazionale.

Il ruolo delle vicende del mercato immobiliare è stato inserito all'interno di un modello standard di mobilità territoriale, in cui le migrazioni sono funzione delle diverse *chances* reddituali e di lavoro ottenibili sul territorio (cfr., ad esempio, Greenwood, 1975; in Ioannides e Kan, 1996, la relazione tra mobilità e mercato immobiliare è considerata esplicitamente). In primo luogo si sono presi in considerazione, come misura delle diverse *chances* di ottenere un'occupazione nelle due aree geografiche, i tassi di disoccupazione per area. Riguardo alle diverse *chances* reddituali, si è deciso di considerare direttamente le differenze nel livello dei consumi reali pro capite delle famiglie<sup>37</sup>. A differenza del divario salariale, su cui peraltro non si dispone di informazioni statistiche affidabili su un lungo orizzonte temporale, tale indicatore riflette anche le altre fonti di reddito, ivi inclusi i trasferimenti. Inoltre, a differenza del reddito disponibile corrente delle famiglie, che include anch'esso i trasferimenti, esso può meglio esprimere il divario nel reddito *permanente*<sup>38</sup>. Il fatto

---

<sup>37</sup> In realtà, il diverso livello dei consumi pro capite può riflettere anche la composizione della popolazione nelle due aree geografiche. In particolare, dato che il livello della spesa media per consumi tende a essere minore per gli anziani e la quota di questi ultimi è mediamente più elevata nelle regioni del Centro-Nord, il divario dei consumi pro capite potrebbe sottostimare quello dei consumi "equivalenti". A rigore, dunque, sarebbe da preferire la correzione per questi fattori, adoperando la stima delle "classi di equivalenza" nel quadro dei sistemi completi di domanda (cfr. Carbonaro, 1991; Patrizi e Rossi, 1991).

che nel differenziale dei consumi pro capite questi ultimi siano espressi a prezzi costanti (quelli del 1985) consente di tener conto anche delle divergenze geografiche dei prezzi al consumo e, in generale, del costo della vita (su tali aspetti cfr. Caruso, Sabbatini e Sestito, 1993; Campiglio, 1996). Nell'esaminare la mobilità all'interno del solo Centro-Nord e quella complessiva, si sono invece utilizzate misure di dispersione nel territorio delle variabili rilevanti<sup>39</sup>.

La novità di queste nostre valutazioni, tuttavia, consiste nel tentativo di verificare l'impatto delle vicende del mercato immobiliare. Per queste ultime si sono considerate le misure del differenziale percentuale di prezzo tra le macro aree del paese ottenute nel precedente paragrafo<sup>40</sup>. L'intento è verificare se e in quale misura l'ampliarsi nel tempo di tale differenziale abbia esercitato un effetto di freno alla mobilità.

Nessuna valutazione diretta è invece disponibile per quanto riguarda i costi di transazione presenti nel mercato immobiliare (per esempio, spese fiscali e notarili, costi di agenzia, ecc.), che hanno anch'essi un effetto di

---

<sup>38</sup> In effetti il divario nel reddito disponibile corrente delle famiglie, come ricostruito in Bollino e Magnani (1995), disponibile, peraltro, solo dal 1970, è risultato non significativo da un punto di vista statistico.

<sup>39</sup> Ovviamente si tratterà di misure di dispersione all'interno del solo Centro-Nord, in un caso, e dell'intero paese, nell'altro. L'esistenza di divari nei redditi e nella disoccupazione, quale che ne sia l'esatta direzione, dovrebbe infatti agire da stimolo alla rilocalizzazione sul territorio della popolazione. Empiricamente si è peraltro fatto ricorso solo alla dispersione dei redditi, poiché per quanto riguarda la disoccupazione i dati disponibili non sono abbastanza omogenei nel tempo, trattandosi di indici provinciali dal 1981 in poi, di indici regionali dal 1977 e di ricostruzioni effettuate da Prometeia per il periodo antecedente il 1977.

<sup>40</sup> In particolare, per ogni periodo si è calcolata una misura unica come media ponderata dei differenziali di prezzo ricavati nel precedente paragrafo, relativi al Nord-Est, al Nord-Ovest e all'Italia centrale. I pesi riflettono la popolazione presente nelle tre aree.

scoraggiamento sulla mobilità; come semplice proxy del fenomeno si è fatto ricorso all'indice generale dei prezzi delle case a livello nazionale (deflazionato sulla base dei prezzi al consumo), ipotizzando che i costi di trasferimento in cui si incorre siano proporzionali al valore di mercato degli immobili. Inoltre si è presa in considerazione la quota di famiglie proprietarie dell'abitazione principale sul totale, ipotizzando che l'aver una casa in proprietà possa costituire un freno allo spostamento.

Assenti sono invece misure del razionamento nel mercato abitativo, che di per sé costituisce un incentivo negativo alla mobilità territoriale, a prescindere dai differenziali geografici di prezzo<sup>41</sup>.

Come già detto, non si analizza qui la decisione individuale di mobilità, che è di natura discreta, ma si esaminano le scelte di mobilità nell'aggregato (*grouped data*). Poiché il nostro principale interesse è relativo alla mobilità tra le due grandi aree del paese, si è innanzitutto considerato il saldo migratorio tra il Mezzogiorno e il Centro-Nord ( $MOB_{1A}$ ) ovvero la differenza tra il flusso di persone mobili da Sud a Nord ( $MSICN$ ) e il flusso nell'opposta direzione ( $MCNSI$ ), il tutto rapportato alla popolazione del Mezzogiorno ( $PTOTSI$ ) per tenere conto di effetti di scala:

$$(2) \quad MOB_{1A} \equiv \frac{MSICN - MCNSI}{PTOTSI} .$$

---

<sup>41</sup> Nell'ipotesi che il razionamento si sia accresciuto con la legge per l'equo canone (anche se va ricordato che già prima esisteva un mercato regolato), si è provato a far ricorso a una variabile dicotomica opportunamente definita, che però non è risultata significativa.

Come prova di robustezza dei risultati si sono inoltre prese in esame altre due misure della mobilità tra Sud e Nord. Una,  $MOB_{1B}$ , è data dalla quota degli spostamenti lungo l'asse Sud-Nord sul totale degli spostamenti aventi origine nel Sud (in senso frequentista, una sorta di probabilità condizionale di andare al Nord per chi si sia comunque mosso dal proprio comune di residenza nel Sud):

$$(3) \quad MOB_{1B} \equiv \frac{MSICN}{(MSISI + MSICN)},$$

dove  $MSISI$  è il flusso di mobilità che si esaurisce all'interno della circoscrizione Sud-Isole. La seconda è, invece, la probabilità semplice di spostarsi dal Mezzogiorno al Centro-Nord ( $MOB_{1C}$ ):

$$(4) \quad MOB_{1C} \equiv \frac{MSICN}{PTOTSI}.$$

Peraltro, data la ridotta rilevanza del flusso  $MCNSI$ , la grandezza  $MOB_{1C}$  tende a coincidere con  $MOB_{1A}$ .

Le tavole 14-16 considerano la mobilità tra Sud e Centro-Nord nelle tre diverse varianti prima descritte<sup>42</sup>. Nella prima tavola, essendo la variabile dipendente relativa a un saldo, i soli regressori considerati sono quelli che si riferiscono ai differenziali tra le due aree (nel consumo,

<sup>42</sup> Riguardo alle ultime due misure, il cui campo di variazione è necessariamente ristretto all'intervallo tra 0 e 1, per la variabile dipendente osservata  $MOB_t$ , viene ipotizzata la seguente relazione non lineare con l'insieme di variabili esplicative  $X_t$ :

$$(5) \quad MOB_t = \exp(\beta'X_t) / (1 + \exp(\beta'X_t))$$

dove  $\beta$  rappresenta un vettore di parametri, stimabile con il metodo dei minimi quadrati attraverso la seguente trasformazione:

$$(6) \quad \log[MOB_t / (1 - MOB_t)] = \beta'X_t.$$

**STIME DEL SALDO MIGRATORIO TRA IL SUD E IL CENTRO-NORD**  
(periodo 1967-1992)

Regressore	(1)	(2)	(3)
	(°)		
Costante	-0,03 (-2,85)	-0,02 (-3,89)	-0,02 (-3,82)
log (CN/CS) <sub>1</sub>	0,08 (3,13)	0,07 (5,54)	0,08 (5,46)
log (URCN/URS) <sub>1</sub>	-0,004 (-3,07)	-0,004 (-3,30)	-0,003 (-2,44)
(DPC) <sub>1</sub>	----	----	-0,01 (-4,31)
trend	6,9E-4 (3,07)	-2,1E-4 (-4,44)	-1,9E-4 (-4,35)
trend <sup>2</sup>	-1,6E-5 (-4,27)	----	----
D <sub>cens</sub>	3,0E-4 (11,38)	9,2E-4 (1,97)	0,001 (2,76)
$\bar{R}^2$	0,71	0,82	0,86
SSR	9,0E-5	2,0E-5	1,5E-5
SE	0,002	9,8E-4	8,5E-4
DW	0,97	0,63	1,16
MLM(1)	13,84*	24,88*	5,28*
LB(2)	10,93*	15,23*	4,48
BJ	1,93	1,84	1,85
KS	1,97	1,84	3,88

(°) Periodo di stima soltanto per la (1): 1955-1992.

*Legenda:* La variabile dipendente è il saldo migratorio  $MOB_{1A}$ . I regressori sono: CS e CN = consumi delle famiglie pro capite, rispettivamente, nel Sud e nel Centro-Nord; URCN e URS = tassi di disoccupazione, rispettivamente, nel Centro-Nord e nel Sud; DPC = misura del differenziale di prezzo delle case tra Centro-Nord e Sud; D<sub>cens</sub> = *dummy* per controllare l'effetto dei censimenti sulle registrazioni anagrafiche negli anni 1961, 1962, 1971 e 1972. Le statistiche riportate, oltre al t di White sotto il coefficiente stimato, sono:  $\bar{R}^2$  = coefficiente di determinazione corretto; SSR = somma dei quadrati dei residui; SE = errore standard delle regressioni; DW = test di Durbin-Watson; MLM(1) = test modificato del moltiplicatore di Lagrange per verificare la presenza di autocorrelazione del primo ordine; LB(2) = test di Ljung-Box; BJ (2) = test di Bera-Jarque sulla normalità; KS(3) = test di Kiefer-Salmon sulla normalità.

L'asterisco indica significatività al 5 per cento (non viene indicato per le t statistiche).

**STIME DELLA PROBABILITÀ (CONDIZIONALE) DI TRASFERIRSI  
VERSO IL CENTRO-NORD**  
(modello *logit*; periodo 1967-1992)

Regressore	(1)	(2)	(3)
	(°)		
Costante	-5,15 (-3,73)	-1,40 (-2,77)	-1,44 (-2,92)
log (CN/CS) <sub>.1</sub>	8,39 (2,86)	3,41 (2,69)	3,82 (3,08)
log (URCN/URS) <sub>.1</sub>	-0,76 (-4,18)	-0,87 (-7,87)	-0,83 (-7,27)
(DPC) <sub>.1</sub>	----	----	-0,61 (-1,73)
trend	0,11 (4,36)	-0,05 (-9,21)	-0,05 (-9,57)
(trend) <sup>2</sup>	-0,003 (-6,57)	----	----
D <sub>cons</sub>	0,35 (8,26)	0,30 (8,77)	0,29 (9,04)
$\bar{R}^2$	0,68	0,92	0,92
SSR	1,09	0,18	0,17
SE	0,19	0,09	0,09
DW	0,67	1,21	1,26
MLM(1)	29,15*	3,92	2,99
LB(2)	20,62*	4,59	3,72
BJ	0,79	2,84	3,40
KS	1,20	6,04	7,44

(°) Periodo di stima soltanto per la (1): 1955-1992.

*Legenda:* La variabile dipendente è la trasformazione logistica di MOB<sub>1B</sub>. Per i regressori e la diagnostica si rimanda alla *legenda* contenuta nella tav. 14.

L'asterisco indica significatività al 5 per cento (non viene indicato per le t statistiche).

**STIME DELLA PROBABILITÀ (SEMPLICE) DI TRASFERIRSI VERSO IL CENTRO-NORD**  
(modello *logit*, periodo 1967-1992)

Regressore	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	(°)				
Costante	-10,13 (-8,17)	-5,54 (-13,74)	-5,60 (-13,67)	-3,18 (-3,03)	-5,69 (-6,86)
log (CN/CS) <sub>-1</sub>	10,41 (3,91)	4,04 (3,89)	4,74 (3,96)	9,75 (6,85)	3,50 (3,40)
log (URCN/URS) <sub>-1</sub>	-0,66 (-4,10)	-0,67 (-6,97)	-0,58 (-5,70)	-0,62 (-4,26)	-0,56 (-4,53)
(DPC) <sub>-1</sub>	----	----	-1,13 (-4,15)	-0,96 (-1,50)	-0,91 (-3,01)
trend	0,13 (5,82)	-0,05 (-13,90)	-0,05 (-14,6)	----	-0,06 (-8,82)
(trend) <sup>2</sup>	-0,003 (-8,35)	----	----	----	----
(PROP <sub>si</sub> ) <sub>-1</sub>	----	----	----	-0,05 (-6,66)	0,01 (1,27)
log (PRC) <sub>-1</sub>	----	----	----	-0,41 (-3,25)	-0,03 (-0,34)
D <sub>cons</sub>	0,38 (8,47)	0,36 (13,24)	0,34 (13,95)	0,43 (14,60)	0,33 (11,39)
$\bar{R}^2$	0,80	0,97	0,98	0,93	0,97
SSR	0,95	0,10	0,07	0,19	0,06
SE	0,17	0,07	0,06	0,10	0,06
DW	0,78	1,18	1,69	1,83	1,69
MLM(1)	21,58*	4,00	0,11	0,06	0,04
LB(2)	16,79*	5,80	0,13	0,07	0,09
BJ	0,33	0,93	3,50	0,27	3,37
KS	0,46	0,93	4,14	0,34	3,63

(°) Soltanto per la (1) il periodo di stima è 1955-1992.

*Legenda:* La variabile dipendente è la trasformazione logistica di MOB<sub>1C</sub>. Per i regressori e la diagnostica si rimanda alla *legenda* contenuta nella tav. 14. Altri regressori, non inclusi nelle stime delle tavole precedenti, sono: PROP<sub>si</sub> = quota di famiglie del Sud-Isole proprietarie dell'abitazione; PRC = prezzi relativi delle abitazioni a livello nazionale (livello).

L'asterisco indica significatività al 5 per cento (non viene indicato per le t statistiche).

nella disoccupazione e nei prezzi delle case). La stessa cosa viene fatta nella tavola 15, in cui si considera la probabilità di andare a Nord delle persone nate nel Sud che, avendo comunque lasciato il comune di residenza, debbano scegliere tra una localizzazione nell'altra area o all'interno del Sud.

Nella tavola 16, in cui si considera invece la probabilità semplice di spostarsi da Sud a Nord, così evitando l'assunzione implicita nelle stime della tavola precedente di una decisione di muoversi separata in due stadi (quella di muoversi al primo stadio, dove dirigersi a quello successivo), si considerano anche quei regressori prima ricordati che possono rappresentare una remora *tout-court* alla mobilità territoriale<sup>43</sup>.

In tutti e tre i casi, si è peraltro partiti da una specificazione che non considera i fattori relativi al mercato immobiliare su cui stiamo cercando di richiamare l'attenzione. In questo caso, la stima è inoltre effettuabile anche su un più ampio periodo (1955-1992). Sia su tale orizzonte (col. 1) che per il sottoperiodo 1967-1992 (col. 2), i coefficienti hanno il segno atteso: le differenze nei consumi pro capite delle famiglie tra Centro-Nord e Mezzogiorno esercitano un effetto positivo sulla mobilità da Sud a Nord e quelle nella disoccupazione hanno l'atteso effetto opposto. Parte prevalente dell'evoluzione nel tempo della mobilità da Sud a Nord è però "spiegata" da un termine di trend, che è negativo dalla metà degli anni sessanta in poi<sup>44</sup>. L'esito dei test

---

<sup>43</sup> Ove si considerino tra i regressori solo i differenziali tra le due aree del paese e visto che il flusso da Nord a Sud è di piccola entità, le stime di questa probabilità semplice tenderanno peraltro a coincidere con quelle del saldo migratorio, salvo che per quest'ultimo (tav. 14) non ha senso applicare alcuna trasformazione logistica, al contrario di quanto avviene per tutte le altre stime.

<sup>44</sup> Tra i regressori di tutte le specificazioni considerate è inclusa anche una *dummy variable* che controlla per le regolarizzazioni

diagnostici dell'equazione è inoltre insoddisfacente, con chiari segni di autocorrelazione nei residui. Il fatto che questi segnali siano più negativi ove si consideri il periodo più lungo potrebbe dipendere dalla disomogeneità nei flussi migratori prima e dopo gli anni settanta, già prima richiamati. Più in generale però i segnali di cattiva specificazione potrebbero dipendere proprio dalla mancata considerazione di altri fattori esplicativi.

I test diagnostici, in effetti, risultano migliori in misura sensibile ove si includa, per il periodo 1967-1992, il differenziale di prezzo delle case tra Sud e Nord (col. 3). Il coefficiente stimato è inoltre negativo e statisticamente significativo<sup>45</sup>. Il termine di trend rimane però rilevante, a indicare come il calo della mobilità da Sud a Nord rimanga largamente non spiegato dai fattori qui considerati.

Come detto, nella tavola 16, in cui si considera la probabilità semplice di mobilità da Sud a Nord, si è inoltre cercato di inserire variabili rappresentative della propensione alla mobilità (quale che ne sia la direzione). L'ipotesi che abbiamo in particolare cercato di verificare è che le *proxies* dei costi della mobilità territoriale prima discusse potessero essere sostitutive del termine di trend nello spiegare il calo della mobilità. Nella col. 4 si è perciò eliminato quest'ultimo a favore delle variabili relative al livello generale dei prezzi delle case, deflazionato con l'indice dei prezzi al consumo, e alla quota

---

anagrafiche avvenute in occasione dei censimenti, in particolare quelli del 1961 e 1971. Tali regolarizzazioni, pur riferendosi per definizione a movimenti migratori precedenti, vanno ad accrescere in modo improprio la dimensione dei flussi di mobilità di quegli anni.

<sup>45</sup> Solo marginalmente nella tav. 15, dove si considera la quota di spostamenti da Sud a Nord sul totale degli spostamenti di residenza aventi origine a Sud e dove anche il miglioramento dei test diagnostici sull'autocorrelazione è marginale.

di famiglie proprietarie; il loro profilo crescente nel tempo effettivamente sembra spiegare la caduta della mobilità territoriale. Tuttavia, se si reintroduce il trend (col. 5) il coefficiente relativo alla quota di famiglie proprietarie nell'area di partenza non è più significativo statisticamente e, comunque, assume segno positivo; il che suggerisce cautela circa la possibilità di ricondurre il calo tendenziale della mobilità all'evoluzione della quota di famiglie proprietarie<sup>46</sup>; riguardo al coefficiente del prezzo relativo delle abitazioni, esso si mantiene negativo, ma non è più statisticamente significativo.

Allo scopo di quantificare l'importanza dei divari nei prezzi delle case e nella disoccupazione tra le due aree del paese, si è effettuato un semplice esercizio controfattuale con riferimento agli ultimi tre anni (1993-95), quindi al di fuori del nostro campione di stima. Si è innanzitutto calcolato il valore implicito nell'equazione della tavola 16, col. 3, dato quello effettivo di tutti i regressori considerati, incluso il termine di trend<sup>47</sup>. Rispetto a questa simulazione di base, si sono quindi calcolati i valori impliciti nell'equazione ove il differenziale di prezzo delle abitazioni, da un lato, o quello nei tassi di disoccupazione e nel tenore di vita, dall'altro, fossero rimasti immutati sui livelli della metà degli anni settanta. Ripristinare il differenziale di prezzo delle abitazioni di vent'anni prima (pari all'11,5 per cento, a fronte del 25,9 nella media del triennio 1993-95) porterebbe a un innalzamento dei flussi dal

---

<sup>46</sup> Ci è stato suggerito che l'evoluzione della quota di famiglie proprietarie potrebbe cogliere la maggiore ricchezza delle famiglie, i cui effetti sulla propensione alla mobilità sono peraltro ambigui (maggiore disponibilità di fondi con cui finanziare i costi della mobilità o minore sensibilità ai differenziali di reddito e disoccupazione?).

<sup>47</sup> Per il differenziale nel livello dei consumi si è mantenuto fisso il valore del 1991, ultimo dato disponibile.

Mezzogiorno al Centro-Nord di circa il 17 per cento (la quota della popolazione meridionale diretta verso le altre regioni del paese passerebbe dal 3,7 al 4,3 per mille). Ove invece fosse il divario nei tassi di disoccupazione e nei consumi pro capite a ritornare ai livelli di vent'anni prima la mobilità si ridurrebbe all'incirca dello stesso ammontare (dal 3,7 al 3,0 per mille; sarebbe del 3,1 per mille ove solo il divario nella disoccupazione ritornasse sui più bassi livelli di vent'anni prima).

Ovviamente il calcolo effettuato ha valore esclusivamente indicativo. In particolare, non si tiene tra l'altro conto degli effetti di retroazione che vanno, sia pur lentamente, dall'intensità dei flussi migratori ai differenziali nel prezzo delle abitazioni e nei tassi di disoccupazione. Comunque, va ricordato che parte prevalente del calo della mobilità tra le due aree, oltre che di quella complessiva, rimane non spiegata, essendo stata da noi colta con un termine di trend<sup>48</sup>.

Come accennato, oltre a queste misure del flusso più tipico della mobilità interna all'Italia, si sono anche considerate una misura di mobilità all'interno del Centro-Nord ( $MOB_{2A}$ ) e una di mobilità in termini generali, che prescinde dunque dalle direzioni in cui essa si manifesta ( $MOB_{2B}$ ). Quest'ultima è data dalla somma di tutti i flussi di mobilità, entro e tra regioni, come quota della popolazione totale:

$$(7) \quad MOB_{2B} \equiv \frac{(MSICN + MCNSI + MSISI + MCNCN)}{(PTOTSI + PTOTCN)}$$

<sup>48</sup> Ipotizzando di neutralizzare quest'ultima, la probabilità di uno spostamento dal Mezzogiorno al Centro-Nord risulterebbe più che doppia (pari al 9,4 per mille).

dove *MCNCN* è la mobilità all'interno del Centro-Nord e *PTOTCN* è la popolazione totale residente in questa area geografica. Nell'altro caso (*MOB<sub>2A</sub>*) si considera il rapporto tra *MCNCN* e *PTOTCN*.

Non essendo in questo caso definite univocamente area di arrivo e di partenza dei flussi, i fattori di incentivo alla mobilità (disoccupazione e redditi) non possono essere considerati in termini di differenza tra area di arrivo e di partenza. Riguardo alla disoccupazione, inoltre, non si dispone di dati omogenei nel tempo, quanto a definizione adoperata, a un livello sufficientemente disaggregato geograficamente. L'unico elemento che si considera è pertanto la variabilità tra province del reddito pro capite<sup>49</sup>: un'elevata dispersione dovrebbe innescare flussi di individui che si spostano verso aree a più alto reddito. Riguardo al mercato immobiliare, considerato come fattore di possibile remora alla mobilità, l'ipotesi che ci interessa verificare è che la crescita del livello generale dei prezzi delle case, come rappresentativo dei costi delle transazioni immobiliari, e della quota di famiglie che possiedono l'abitazione di residenza, presumibilmente più restie a muoversi dovendo sopportare più elevati costi di transazione, spieghi il calo complessivo della mobilità in Italia.

La tavola 17 riporta i risultati delle stime relative alle due equazioni. Il prezzo delle case e la quota di famiglie proprietarie esercitano in effetti un significativo impatto negativo sulla mobilità. I test diagnostici dell'equazione sono però soddisfacenti solo per l'equazione che si riferisce al Centro-Nord (col. 1), al cui interno la dispersione territoriale del reddito pro capite, che, come

---

<sup>49</sup> Si adopera il livello provinciale, anche se i flussi considerati includono quelli infraprovinciali, per problemi di disponibilità dei dati, che sono quelli costruiti dall'Istituto Tagliacarne.

**ALTRE STIME DELLA PROBABILITÀ DI MOBILITÀ**  
(modello *logit*; periodo 1967-1992)

Regressore	(1)	(2)
Costante	-3,60 (-7,18)	-1,66 (-3,14)
(log PRC) <sub>.1</sub>	-0,01 (-0,07)	-0,30 (-2,65)
(PROP) <sub>.1</sub>	-0,01 (-4,52)	-0,01 (-4,25)
( $\sigma_{red}$ ) <sub>.1</sub>	17,89 (5,65)	1,15 (0,33)
D <sub>cens</sub>	0,18 (4,92)	0,19 (3,75)
$\bar{R}^2$	0,81	0,72
SSR	0,10	0,16
SE	0,07	0,09
DW	1,21	0,71
MLM(1)	3,79	15,62*
LB(2)	4,49	14,64*
BJ	0,11	1,14
KS	0,22	1,20

*Legenda:* Nella (1) la variabile dipendente è la trasformazione logistica della mobilità all'interno del Centro-Nord MOB<sub>2A</sub>; nella (2) è la trasformazione logistica della mobilità *tout-court* MOB<sub>2B</sub>. La variabile  $\sigma_{red}$  indica la varianza dei logaritmi dei redditi provinciali pro capite; le variabili nella prima colonna si riferiscono al Centro-Nord e quelle nella seconda all'intera Italia. Per gli altri regressori e la diagnostica si rimanda alla *legenda* contenuta nella tav. 14.

L'asterisco indica significatività al 5 per cento (non viene indicato per le t statistiche).

detto, dovrebbe cogliere i fattori di stimolo alla mobilità, ha un significativo effetto positivo. Nell'equazione relativa all'intera Italia tale variabile, che in questo caso è dominata dal differenziale tra Sud e Nord, ha un coefficiente positivo ma statisticamente poco significativo e i test diagnostici segnalano problemi di autocorrelazione, presumibile sintomo di cattiva specificazione. Il risultato potrebbe discendere dalla difficoltà, implicita nell'equazione della col. 2, di considerare alla stessa stregua i movimenti da Sud a Nord, che continuano a essere circa metà dei flussi complessivi (cfr. par. 2) e quelli all'interno di ciascuna delle due aree.

## 5. Conclusioni

La conclusione che sembra emergere, pur con le cautele legate alla natura dei dati sulla mobilità utilizzati e all'impossibilità di considerare pienamente i diversi fattori esplicativi, è che le vicende del mercato immobiliare hanno contribuito a frenare la spinta alle migrazioni interne che l'ampliarsi di altri differenziali, soprattutto della disoccupazione, avrebbe di per sé generato. Analizzando in particolare le migrazioni da Sud a Nord, abbiamo verificato un significativo ruolo del differenziale di prezzo delle abitazioni tra le due aree, cresciuto considerevolmente a partire dalla metà dello scorso decennio e pari al 30 per cento circa nel 1995. Anche se parte del calo dei flussi migratori dal Mezzogiorno al Centro-Nord è ascrivibile a una componente di trend non spiegata, la loro dinamica risulta molto sensibile sia a quella dei divari di disoccupazione e di tenore di vita generale, sia a quella del differenziale di prezzo delle abitazioni. A parità di altre condizioni, l'equazione da noi stimata implicherebbe che un differenziale di prezzo delle abitazioni pari a quello della metà degli anni

settanta porterebbe a un innalzamento della mobilità dal Sud al Centro-Nord di circa il 17 per cento (in termini di quota della popolazione residente nel Mezzogiorno dal 3,7 al 4,3 per mille); ove si annullasse invece l'ampliamento registrato negli ultimi vent'anni nei divari di tenore di vita e, soprattutto, di disoccupazione, la mobilità si ridurrebbe in misura pressoché analoga (dal 3,7 al 3,0 per mille).

Le simulazioni ora riportate vanno naturalmente considerate solo come indicative. Tra l'altro, non tengono conto del *feedback* tra migrazioni ed evoluzione dei differenziali di prezzo delle case, un aspetto che sarebbe importante indagare. In quanto tali, esse sono inoltre basate su un modello di analisi dei flussi migratori che, pur se standard, risente di limiti intrinseci alla natura dei dati da noi adoperati, in particolare all'utilizzo di informazioni di tipo aggregato sia sulla mobilità che sulle sue determinanti. Non è stato infatti possibile tener conto di caratteristiche importanti relative al singolo individuo, quali il livello di istruzione, l'età e la situazione familiare, che influiscono sulla sua scelta di muoversi e consentono di precisare meglio il quadro. In un'analisi condotta su dati più disaggregati, il cui obiettivo sia quello di caratterizzare i flussi migratori associati a una specifica coorte piuttosto che quello di spiegare il calo della mobilità avvenuto nel corso del tempo, sarebbe possibile controllare per tutti questi fattori, rilevanti nella decisione individuale. È questa la direzione verso cui è orientata la nostra ricerca futura.

Inoltre, circoscrivere l'analisi alle migrazioni di una sola coorte consentirebbe di evitare le difficoltà di un'analisi basata su serie storiche, derivanti da cambiamenti "strutturali" che, alterando l'importanza dei vari fattori esplicativi, influiscono sulla mobilità. L'esistenza di

differenze "strutturali" tra le migrazioni degli anni 1950 e 1960 e quelle correnti è stata in parte posta in evidenza nella parte iniziale di questo lavoro, basti qui ricordare le differenze nel livello di scolarità. Mentre i flussi migratori del passato hanno portato a ridurre le distanze tra le due aree nella dotazione di capitale umano, quelli più recenti avrebbero avuto natura selettiva, interessando individui mediamente più scolarizzati, così ampliando la differenza tra le due aree.

Un'ultima considerazione è d'obbligo. Quale che sia l'entità dei flussi attuali, va rilevato come la loro importanza in termini di riallocazione permanente della popolazione nel territorio, in particolare tra le due aree geografiche del paese, non sia trascurabile: nel 1993 circa il 15 per cento delle persone nate nel Sud risultava residente nel Centro-Nord, dove in circa un quarto delle famiglie residenti almeno uno dei coniugi era di origine meridionale.

### Riferimenti bibliografici

- Banca d'Italia, (1995), *I bilanci delle famiglie italiane nell'anno 1993*, in "Supplementi al Bollettino Statistico", n. 9.
- Bodo, G. e P. Sestito (1991), *Le vie dello sviluppo*, Bologna, Il Mulino.
- Bollino, C. A. e M. Magnani (1995), *Risparmio e trasferimenti pubblici nelle regioni italiane: le diversità del Mezzogiorno*, Roma, dattiloscritto.
- Bonaguidi, A. (a cura di) (1985), *Migrazioni e demografia regionale in Italia*, Milano, Angeli.
- Borjas, G. (1994), *The Economics of Immigration*, in "Journal of Economic Literature", vol. 32, n. 4, pp. 1667-717.
- Bover, O., J. Muellbauer e A. Murphy (1989), *Housing, Wages and UK Labour Markets*, in "Oxford Bulletin of Economics and Statistics", vol. 51, n. 2, pp. 97-136.
- Brandolini, A. e L. Cannari (1994), *Methodological Appendix: The Bank of Italy's Survey of Household Income and Wealth*, in A. Ando, L. Guiso e I. Visco (a cura di), *Saving and the Accumulation of Wealth: Essays on Italian Households and Government Behaviour*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Campiglio, L. (1996), *Il costo del vivere: Nord e Sud a confronto*, Bologna, Il Mulino.
- Carbonaro, G. (1991), *Distribuzione quantitativa del reddito*, in G. Marbach (a cura di), *Statistica economica*, Torino, UTET.
- Caruso, M., R. Sabbatini, e P. Sestito (1993), *Inflazione e tendenze di lungo periodo nelle differenze geografiche del costo della vita*, in "Moneta e Credito", vol. 46, n. 183, pp. 349-78.
- Clark, W. A. V. e J. Onaka (1985), *An Empirical Test of a Joint Model of Residential Mobility and Housing Choice*, in "Environment and Planning", n. A17.
- 
- \_\_\_\_\_ e W. F. J. Van Lierop (1986), *Residential Mobility and Household Location Modelling*, in P. Nijkamp (a cura di), *Handbook of Regional and Urban Economics*, Amsterdam, North-Holland.

- Goodman, J. (1976), *Housing Consumption Disequilibrium and Local Residential Mobility*, in "Environment and Planning", n. A8, pp. 855-74.
- Goria, A. e A. Ichino (1994), *Flussi migratori e convergenza tra regioni italiane*, in "Lavoro e Relazioni Industriali", n. 3, pp. 3-38.
- Greenwood, M. J. (1975), *Research on Internal Migration in the United States: A Survey*, in "Journal of Economic Literature", vol. 13, n. 2, pp. 397-433.
- Huff, J. O. e W. A. V. Clark (1978), *Cumulative Stress and Cumulative Inertia: A Behavioral Model of the Decision to Move*, in "Environment and Planning", n. A10, pp. 1101-119.
- Hughes, G. e B. McCornick (1985), *Migration Intentions in the UK*, in "Conference Papers: Supplement to the Economic Journal", n. 95, pp. 113-23.
- Ioannides, Y. M. e K. Kan (1996), *Structural Estimation of Residential Mobility and Housing Tenure Choice*, in "Journal of Regional Science", vol. 36, n. 3, pp. 335-63.
- Livi Bacci, M. M. Abbate, G. De Santis, C. Giovannelli e R. Ricci (1996), *Mobilità e territorio*, in G. Galli (a cura di), *La mobilità della società italiana*, Roma, SIPI.
- Miniaci, R. (1995), *Effetti redistributivi di breve periodo della riforma dell'equo canone*, in N. Rossi (a cura di), *Competizione e giustizia sociale 1994-95: terzo rapporto CNEL sulla distribuzione e redistribuzione del reddito in Italia*, Bologna, Il Mulino.
- Nucci, F. (1996), *Il mercato delle abitazioni: costruzione di misure di prezzo e calcolo del valore dello stock immobiliare*, Università di Roma "La Sapienza", Dipartimento di Contabilità nazionale e analisi dei processi sociali, Ricerche, n. 16.
- Onaka, J. e W. A. V. Clark (1983), *A Disaggregate Model of Residential Mobility and Housing Choice*, in "Geographical Analysis", n. 15, pp. 287-304.
- Patrizi, V. e N. Rossi (1991), *Preferenze, prezzi relativi e distribuzione*, Bologna, Il Mulino.

Sestito, P. (1991), *Sviluppo del Mezzogiorno e capitale umano*,  
in "Economia del Lavoro", vol. 25, n. 4, pp. 3-13.

Svimez, (1954), *Statistiche sul Mezzogiorno d'Italia: 1861-1953*, Roma.

ELENCO DEI PIÙ RECENTI "TEMI DI DISCUSSIONE" (\*)

- n. 284 — *Background Uncertainty and the Demand for Insurance against Insurable Risks*, di L. GUIISO e T. JAPPELLI (ottobre 1996).
- n. 285 — *Micro Enterprise and Macro Policy*, di R. TOWNSEND (ottobre 1996).
- n. 286 — *L'utilizzo di microdati d'impresa per l'analisi economica: alcune indicazioni metodologiche alla luce delle esperienze in Banca d'Italia*, di L. CANNARI, G. PELLEGRINI e P. SESTITO (novembre 1996).
- n. 287 — *Il comportamento strategico degli specialisti in titoli di Stato*, di M. ORDINE e A. SCALIA (novembre 1996).
- n. 288 — *Intermediazione finanziaria, condivisione dell'informazione e incentivi al monitoring*, di P. E. MISTRULLI (novembre 1996).
- n. 289 — *Investment and Demand Uncertainty*, di L. GUIISO e G. PARIGI (novembre 1996).
- n. 290 — *Where Do Migrants Go? Risk-Aversion, Mobility Costs and the Locational Choice of Migrants*, di F. DAVERI e R. FAINI (dicembre 1996).
- n. 291 — *Gli effetti del bilancio pubblico sull'attività economica nel breve periodo: una valutazione con il modello econometrico trimestrale della Banca d'Italia*, di S. MOMIGLIANO e S. SIVIERO (dicembre 1996).
- n. 292 — *Wage Indexation Bargaining and Inflation*, di F. DRUDI e R. GIORDANO (dicembre 1996).
- n. 293 — *Le determinanti del tasso di interesse sui crediti alle imprese*, di C. D'AURIA e A. FOGLIA (gennaio 1997).
- n. 294 — *La povertà tra i minorenni in Italia: dimensioni, caratteristiche, politiche*, di L. CANNARI e D. FRANCO (febbraio 1997).
- n. 295 — *Misurazione e previsione degli investimenti con il "metodo della disponibilità": analisi ed evidenze*, di F. NUCCI (febbraio 1997).
- n. 296 — *Gli effetti della liberalizzazione valutaria sulle transazioni finanziarie dell'Italia con l'estero*, di A. F. POZZOLO (febbraio 1997).
- n. 297 — *The Italian Recession of 1993: Aggregate Implications of Microeconomic Evidence*, di R. MINIACI e G. WEBER (febbraio 1997).
- n. 298 — *More Equal but Less Mobile? Education Financing and Intergenerational Mobility in Italy and in the US*, di A. RUSTICHINI, A. ICHINO e D. CHECCHI (febbraio 1997).
- n. 299 — *Excessive Activism or Passivism of Monetary Policy?*, di W. LETTERIE e F. LIPPI (marzo 1997).
- n. 300 — *Variabilità dei tassi d'interesse e contenuto informativo delle opzioni*, di F. FORNARI e C. MONTICELLI (marzo 1997).
- n. 301 — *Comportamento strategico sul mercato primario e secondario dei titoli di Stato: il ruolo dell'informazione asimmetrica*, di F. DRUDI e M. MASSA (marzo 1997).
- n. 302 — *Tecniche BVAR per la costruzione di modelli previsivi mensili e trimestrali*, di G. AMISANO, M. SERATI e C. GIANNINI (aprile 1997).
- n. 303 — *Bidder Profitability under Uniform Price Auctions and Systematic Reopenings: The Case of Italian Treasury Bonds*, di A. SCALIA (aprile 1997).
- n. 304 — *Determinazione decentrata di salario e condizioni lavorative: un confronto tra modelli di contrattazione e di salari di efficienza*, di R. TORRINI (aprile 1997).
- n. 305 — *The Role of the Different Central Bank Rates in the Transmission of Monetary Policy*, di L. BUTTIGLIONE, P. DEL GIOVANE ed E. GAIOTTI (aprile 1997).
- n. 306 — *Monetary Policy Actions and the Term Structure of Interest Rates: A Cross-Country Analysis*, di L. BUTTIGLIONE, P. DEL GIOVANE e O. TRISTANI (aprile 1997).
- n. 307 — *The Penalties of Unemployment*, di A. SEN (giugno 1997).

(\*) I "Temi" possono essere richiesti a:

Banca d'Italia – Servizio Studi – Divisione Biblioteca e pubblicazioni – Via Nazionale, 91 – 00184 Roma (fax 06 47922059).

*Finito di stampare  
nel mese di luglio 1997  
presso il Centro Stampa  
della Banca d'Italia in Roma.*