

**BANCA D'ITALIA**

**Temi di discussione**

**del Servizio Studi**

**Errori di misura nell'indagine  
sui bilanci delle famiglie italiane**

di C. Biancotti, G. D'Alessio e A. Neri



**Numero 520 - Ottobre 2004**

*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:*

*STEFANO SIVIERO, EMILIA BONACCORSI DI PATTI, FABIO BusetTI, ANDREA LAMORGESE, MONICA PAIELLA, FRANCESCO PATERNÒ, MARCELLO PERICOLI, ALFONSO ROSOLIA, STEFANIA ZOTTERI, RAFFAELA BISCEGLIA (segretaria).*

# **ERRORI DI MISURA NELL'INDAGINE SUI BILANCI DELLE FAMIGLIE ITALIANE**

di Claudia Biancotti\*, Giovanni D'Alessio\* e Andrea Neri\*

## **Sommario**

Il lavoro si propone di valutare gli errori di misura delle principali variabili raccolte con l'indagine sui bilanci delle famiglie italiane. Lo studio assume rilievo in primo luogo per i ricercatori che utilizzano l'indagine, che devono tenere conto della qualità dei dati che essi sottopongono ad analisi. La più approfondita conoscenza dei problemi che riguardano i dati raccolti nell'indagine è inoltre condizione indispensabile per affinarne la tecnica di rilevazione. Con riferimento alle variabili *time-invariant*, l'analisi viene effettuata valutando la coerenza tra le risposte fornite in diverse occasioni di indagine dai soggetti appartenenti al panel; per le grandezze che nel corso del tempo possono subire variazioni, come ad esempio il reddito o la ricchezza, il lavoro utilizza il modello di Heise (1969) che, a condizione di disporre di almeno tre rilevazioni sulle stesse unità panel e sotto ipotesi non troppo restrittive, permette di separare l'effettiva variazione temporale della grandezza esaminata dall'errore di misura. Il lavoro esamina inoltre il ruolo che le condizioni operative di svolgimento dell'intervista, le caratteristiche dell'intervistatore e dell'intervistato assumono in rapporto alla qualità dei dati rilevati.

Classificazione JEL: J1, C42, D31.

Parole chiave: reddito, ricchezza, metodi campionari.

## **Abstract**

This paper is aimed at evaluating the incidence of measurement error on the main variables collected in the Bank of Italy's Survey of Household Income and Wealth (SHIW). The results are especially relevant to researchers using the data for economic analysis, since they need to take data quality into account. Moreover, a thorough knowledge of the problems affecting the survey gives indications for improvements in its design and implementation. Where time-invariant variables are concerned, measurement error is studied by assessing the degree of inconsistency of answers given by panel households in subsequent survey waves. In the case of quantities that have an actual variation in time, such as income or wealth, the Heise (1969) model is applied; if data from at least three waves are available, we can separate the true dynamics from the noise of measurement error, under assumptions that are fairly mild. The essay also touches upon the role of fieldwork conditions, interviewer and respondent features in the determination of data quality.

---

\* Banca d'Italia, Servizio Studi.

## Indice

1. Introduzione .....	9
2. L'indagine sui bilanci delle famiglie italiane .....	13
3. La valutazione dell'affidabilità dei dati: nozioni metodologiche .....	17
4. La valutazione dell'affidabilità dei dati: alcune evidenze .....	24
4.1. Affidabilità delle variabili non soggette a variazione temporale .....	24
4.2. Affidabilità delle variabili soggette a variazione temporale .....	31
5. Modelli esplicativi dell'errore di misura .....	33
5.1. Modelli esplicativi: ruolo dell'intervistatore .....	36
5.2. Modelli esplicativi: ruolo dell'intervistato e dell'intervistatore .....	42
5.2.1. Il titolo di studio .....	42
5.2.2. Il tipo di diploma .....	44
5.2.3. L'età di inizio della vita lavorativa .....	46
5.2.4. Il reddito .....	48
6. Conclusioni .....	51
Appendice A – Annotazioni degli intervistatori a giustificazione di alcuni dati anomali nell'indagine sul 1995 .....	55
Bibliografia .....	57

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

Le stime derivanti da indagini campionarie sono soggette a diverse fonti di errore. Una prima fonte deriva dalla natura stessa del procedimento di inferenza statistica, che mira a indurre parametri caratteristici della popolazione a partire dalle sole unità rilevate. Gli errori di questo tipo, detti errori campionari, sono pertanto riferibili a questo processo logico e vengono misurati tramite la valutazione delle caratteristiche del campione (ad esempio, la numerosità, il disegno di campionamento) e della popolazione (come la distribuzione della variabile da stimare).

Le stime campionarie sono affette da ulteriori fonti di errore, riferibili al processo di misurazione e di stima; gli errori di questa specie sono detti non campionari. Tali errori rappresentano il prezzo della traduzione – alcune volte necessariamente imperfetta – dello schema teorico di un'indagine campionaria nella sua pratica realizzazione.

Per grandi linee, la letteratura sugli errori di misura si è concentrata sui problemi derivanti dai seguenti aspetti:

- composizione del campione, per effetto della incompletezza delle liste dalle quali le unità vengono estratte (*noncoverage*) o della mancata partecipazione di alcune unità estratte per la rilevazione (*nonresponse*);
- non esatta rispondenza del valore contenuto negli archivi rispetto al valore “vero”, per effetto di errori di risposta (*response error*) o di errori nel processo di elaborazione che precede la stima (*processing error*).

I riflessi di alcuni degli errori citati sulle stime dei principali aggregati raccolti nell'indagine sui bilanci delle famiglie italiane sono stati già in passato esaminati. Ad esempio, le misure degli errori campionari costituiscono un tradizionale corredo delle stime fornite nelle pubblicazioni che riportano i principali risultati dell'indagine (Banca d'Italia, 2002).

---

<sup>1</sup> Si ringraziano per gli utili commenti Luigi Cannari, Ivan Faiella, Grazia Marchese, Luigi Federico Signorini e due anonimi *referees*. Le idee espresse riflettono esclusivamente le opinioni degli autori, che rimangono ovviamente i soli responsabili per eventuali errori e imprecisioni.

Studi specifici sono stati invece condotti per valutare l'effetto della mancata partecipazione delle famiglie all'indagine sulle stime delle principali variabili<sup>2</sup>. Ulteriori analisi sono state inoltre condotte nel tentativo di valutare gli effetti della reticenza delle famiglie nella dichiarazione di attività reali, finanziarie e dei redditi (*under-reporting*)<sup>3</sup>.

Nonostante gli studi citati, numerosi sono ancora gli aspetti collegati alla qualità delle stime dell'indagine che non sono stati ancora esaminati approfonditamente, soprattutto con riferimento agli errori di risposta, cioè quelli dovuti all'insieme di circostanze che conducono a rilevare un valore diverso da quello "vero".

Sebbene per un'indagine sul reddito e la ricchezza l'*under-reporting* costituisca senz'altro il fenomeno più evidente (poiché determina una distorsione delle stime dei valori medi), numerosi altri fattori sono indicati in letteratura come potenziali elementi di disturbo che si riflettono sulla qualità della risposta fornita dagli intervistati e dunque sulle stime.

Il questionario, in primo luogo, non è uno strumento neutro: il modo in cui le domande sono poste, come sono ordinate e poste in relazione tra di loro, le modalità di risposta previste, sono tutti elementi in grado di influire sulle risposte degli intervistati, in particolare – ma non solo – nella rilevazione di opinioni, aspettative e altri elementi di natura soggettiva.

Un ulteriore fattore rilevante è costituito dagli intervistatori, il cui atteggiamento o modo di illustrare le domande può influire sulla risposta degli intervistati.

---

<sup>2</sup> Cannari e D'Alessio (1992), analizzando le famiglie panel, trovano che una minore tendenza alla partecipazione all'indagine caratterizza le famiglie che vivono nelle grandi città o nel Nord Italia. Il tasso di partecipazione decresce con il reddito e cresce con il numero di componenti della famiglia. Più di recente D'Alessio e Faiella (2002) trovano conferma della maggiore difficoltà che si incontra nell'intervistare le famiglie agiate o con capofamiglia con elevato titolo di studio; gli autori riscontrano inoltre una più elevata propensione a partecipare per le famiglie con capofamiglia nelle classi intermedie di età o residenti nelle regioni centrali.

<sup>3</sup> Le abitazioni, che costituiscono la posta predominante delle attività reali, risultano sottostimate nell'indagine di circa il 20 per cento; la sottostima è più sensibile se riferita solo alle seconde case (Cannari e D'Alessio, 1990). Anche le attività finanziarie sono soggette a forti sottostime, attribuite a comportamenti di *under-reporting* da parte dei rispondenti (Cannari e D'Alessio, 1993; Cannari, D'Alessio, Raimondi e Rinaldi, 1990). Per quanto riguarda i redditi, le sottostime più sensibili si rilevano per i redditi da lavoro autonomo e i redditi da capitale (Cannari e Violi, 1995; Brandolini, 1999).

Altri problemi possono derivare dai processi cognitivi del rispondente; al di là degli elementi intenzionali riconducibili ai fenomeni di *under-reporting*, le risposte a determinate domande sono influenzate dalla capacità di elaborazione (ad esempio per le domande ipotetiche) o di memoria (per le domande retrospettive) del rispondente<sup>4</sup>. Vanno inoltre considerati gli elementi di conoscenza vera e propria, soprattutto quando (come nell'indagine sui bilanci delle famiglie), per questioni pratiche, è talvolta consentito ad un soggetto di rispondere per conto di un altro.

Aspetti più generali, come la motivazione del rispondente, il tempo e l'impegno a lui richiesto sono ulteriori elementi che, secondo la letteratura (Groves e Couper, 1998), sono in grado di influire sulla qualità delle risposte fornite.

Infine, con riferimento sia agli aspetti di interazione tra intervistatore e intervistato e ai connessi errori di risposta sia agli aspetti operativi di editing che seguono generalmente la rilevazione, la circostanza che l'intervista sia condotta con un questionario cartaceo o viceversa con un questionario elettronico (al cui interno sono sovente previsti controlli dei campi di esistenza, controlli di coerenza tra diverse risposte, conferma di valori anomali) può fare differenza in termini di risposta fornita.

Come si può comprendere, i fattori di potenziale interesse per la valutazione degli errori di risposta sono troppo numerosi per poter essere esaminati tutti nell'ambito di un solo lavoro di ricerca. Tale considerazione, unitamente alla valutazione dei dati disponibili per effettuare considerazioni in merito, suggerisce di concentrarsi in questa sede solo su alcuni degli aspetti citati. Saranno in particolare esaminate quali sono le caratteristiche operative di svolgimento dell'indagine, quelle degli intervistatori e quelle degli intervistati che hanno maggiore impatto sulla qualità dei dati.

---

<sup>4</sup> Un esempio di domanda ipotetica che richiede un notevole sforzo di elaborazione da parte del rispondente è quella posta (si veda, ad esempio, Banca d'Italia, 2002) alle famiglie che vivono in abitazioni di loro proprietà (o in usufrutto o uso gratuito): *“Se, per ipotesi, volesse affittare questa abitazione, quale canone mensile di affitto potrebbe ottenere, secondo Lei, la Sua famiglia? Escluda le spese condominiali, di riscaldamento e le altre spese varie”*. Per quanto riguarda le difficoltà di memoria, un esempio è costituito dalla domanda posta ai pensionati: *“Pensi a quando ha cominciato a percepire la pensione. Quale percentuale rappresentava la Sua prima mensilità di pensione rispetto al suo ultimo stipendio (compenso medio mensile, per gli indipendenti)?”*.

Va precisato al riguardo che le considerazioni che verranno effettuate si basano sull'analisi statistica dei dati raccolti nell'indagine e di quelli disponibili negli archivi connessi all'attività di monitoraggio della stessa; i dati, dunque, non sempre rispettano quei criteri di randomizzazione che sarebbero necessari per condurre esperimenti controllati. Le conclusioni vanno dunque interpretate con cautela, tenendo presente che esse sono condizionate alla validità dei modelli impiegati che mirano a tenere sotto controllo eventuali fattori di disturbo. Di tale aspetto si darà conto nel corso del testo.

Va infine precisato che il lavoro ha un carattere essenzialmente esplorativo; in particolare si forniscono elementi di valutazione sulla dimensione degli errori di misura dei principali aggregati rilevati nell'indagine e sui fattori che possono essere a questi collegati; il lavoro tuttavia non fornisce alcun elemento in merito alle conseguenze che tali errori producono sulle stime di valori medi, di coefficienti di regressione o di altre statistiche<sup>5</sup>.

Il lavoro si articola nel modo seguente. Nel paragrafo 2 si illustrano le caratteristiche salienti dell'indagine sui bilanci delle famiglie, con particolare riferimento agli aspetti rilevanti sul piano della qualità dei dati. Nel paragrafo 3, si illustrano alcuni aspetti di metodo che riguardano la valutazione dell'affidabilità dei dati raccolti; nel paragrafo 4 vengono presentate alcune statistiche descrittive sugli errori di misura che caratterizzano i principali aggregati rilevati nell'indagine (reddito, ricchezza e consumi) e le loro componenti. Il paragrafo 5 presenta alcuni modelli esplicativi degli errori di codifica e delle incoerenze delle risposte fornite dalle famiglie panel; in tali modelli gli errori di misura vengono messi in relazione con le caratteristiche operative di svolgimento dell'indagine, con quelle degli intervistatori e quelle degli intervistati. Nel paragrafo 6 si traggono le conclusioni sui risultati ottenuti.

---

<sup>5</sup> La letteratura relativa agli effetti dell'errore di misura sulle stime campionarie è estremamente vasta ed articolata. Già l'errore casuale, per quanto non produca effetti sulla stima dei valori medi e dei totali della popolazione e influisca sulla varianza in modo che si può neutralizzare modificando la dimensione campionaria, genera diverse distorsioni, ad esempio sui quantili o sui coefficienti di regressione lineare, e sono necessari modelli non sempre semplici per studiarle (si veda ad esempio Biemer e Trewin, 1997). Frequentemente non si può neppure ipotizzare la completa casualità dell'errore: come si vedrà nelle sezioni successive, esso può dipendere sia dalle caratteristiche degli intervistati e degli intervistatori sia dalle modalità operative. L'errore correlato con le caratteristiche dell'unità osservata o dell'osservatore è latore di effetti che devono essere trattati con modelli complessi; a questi ed alla loro interpretazione dovrebbe essere dedicato un lavoro specifico, da realizzarsi in futuro, che proponga anche strumenti di correzione delle distorsioni indotte.



## 2. L'indagine sui bilanci delle famiglie italiane

Dal 1962 la Banca d'Italia conduce una indagine sui bilanci delle famiglie italiane allo scopo di acquisire una più approfondita conoscenza dei comportamenti economici delle famiglie.

Il campione, pari nelle ultime indagini a circa 8.000 famiglie, viene determinato utilizzando un disegno campionario a due stadi. Nel primo stadio vengono selezionati, con criteri di casualità, circa 300 comuni italiani, adottando una stratificazione per regione e ampiezza demografica del comune. Nel secondo stadio si provvede a estrarre dalle liste anagrafiche dei comuni selezionati nel primo stadio i nominativi delle famiglie che saranno oggetto della rilevazione.

A partire dall'indagine sul 1989, una parte del campione (intorno al 50 per cento nelle ultime indagini) è costituita da famiglie che hanno già partecipato a precedenti rilevazioni (famiglie panel). In questo modo è possibile studiare l'evoluzione di taluni fenomeni: ad esempio, la mobilità delle famiglie tra classi di reddito o di ricchezza o degli individui tra i diversi stati occupazionali.

Il questionario raccoglie stabilmente informazioni sulla struttura della famiglia e sulle caratteristiche dei componenti, sul reddito, il consumo e il risparmio, la ricchezza, le caratteristiche dell'abitazione di residenza.

La fase operativa di rilevazione presso le famiglie viene effettuata, per conto della Banca d'Italia, da una società specializzata. Alle famiglie disposte a concedere l'intervista (la partecipazione all'indagine è volontaria) viene somministrato, mediante interviste personali, un questionario sul quale vengono raccolte le informazioni fornite dall'intervistato. Nelle ultime indagini una quota rilevante delle interviste è stata effettuata con l'ausilio del computer (metodologia CAPI, acronimo di *Computer Assisted Personal Interviewing*).

**CARATTERISTICHE DEGLI INTERVISTATORI, 2000**  
(valori percentuali, unità)

	Nord	Centro	Sud e Isole	Totale
Sesso				
Maschi.....	25,2	15,0	24,2	23,1
Femmine.....	74,8	85,0	75,8	76,9
Titolo di studio				
Media inferiore.....	16,5	7,5	6,1	10,7
Media superiore.....	69,9	72,5	83,8	76,0
Laurea e oltre.....	13,6	20,0	10,1	13,2
Classe di età				
fino a 30 anni.....	12,6	7,5	17,2	13,6
da 31 a 40 anni.....	25,2	22,5	33,3	28,1
da 41 a 50 anni.....	23,3	32,5	30,3	27,7
da 51 a 65 anni.....	32,0	32,5	19,2	26,9
oltre 65 anni.....	6,8	5,0	0,0	3,7
Attività intervistatore				
Non professionista.....	36,9	37,5	25,3	32,2
Professionista.....	63,1	62,5	74,7	67,8
Totale.....	100,0	100,0	100,0	100,0
Anni di esperienza .....	9,0	10,6	11,5	10,3
Precedenti indagini Banca d'Italia.....	1,8	1,7	2,1	1,9

Nell'indagine si tiene traccia di molti aspetti operativi connessi alla rilevazione; si raccolgono ad esempio informazioni sulle caratteristiche degli intervistatori (tavola 1), sull'uso del CAPI (tavola 2), sulla presenza o meno di altri componenti della famiglia oltre il capofamiglia<sup>6</sup> al momento dell'intervista (tavola 3), sulla data e ora dell'intervista e sulla sua durata (figura 1).

I rilevatori sono più frequentemente professionisti e di sesso femminile, con un'età di poco superiore ai 40 anni e in possesso di un diploma di scuola media superiore.

Nelle regioni più ricche, il turnover degli intervistatori è più elevato, come dimostrato dal minor valore medio degli anni di esperienza: 9 anni al Nord contro 11,5 al Sud. Tale dato, insieme alla maggiore incidenza dei rilevatori non professionisti, il 36,9 per cento

<sup>6</sup> Nella fase di rilevazione, il capofamiglia è colui che si dichiara il "maggior responsabile dell'economia familiare".

contro il 25,3 per cento, e di quelli che sono in possesso della sola licenza media, il 16,5 per cento contro il 6,1 per cento, è interpretabile alla luce delle maggiori difficoltà nel trovare impiego qualificato nel Sud. I diplomati meridionali, in mancanza di opportunità più stabili e redditizie, hanno maggiore propensione rispetto alle controparti del Nord a divenire intervistatori a tempo pieno.

Tavola 2

**MODALITÀ DI SOMMINISTRAZIONE DEL QUESTIONARIO, 2000**  
(valori percentuali)

Area geografica	Carta	CAPI	Totale
Nord .....	47,8	52,2	100,0
Centro .....	20,3	79,7	100,0
Sud .....	21,8	78,2	100,0
Totale Italia .....	33,0	67,0	100,0

In media, il 67 per cento delle rilevazioni avviene con metodologia CAPI. Il questionario elettronico è largamente prevalente nelle aree ad alta intensità di intervistatori di professione; ciò riflette sia la propensione della società di rilevazione nel fornire una dotazione costosa principalmente a collaboratori stabili, sia lo scarso interesse da parte dell'intervistatore occasionale ad apprendere il funzionamento dello strumento informatico.

Tavola 3

**COMPONENTI INTERVISTATI PERSONALMENTE, 2000**  
(valori percentuali)

Numero d'ordine	Si	No	Ignoto	Totale
1 .....	99,8	0,2	0,0	100,0
2 .....	27,9	35,0	37,1	100,0
3 .....	5,9	29,0	65,1	100,0
4 .....	3,0	16,9	80,1	100,0
5 .....	2,9	15,6	81,5	100,0
6 .....	2,4	18,2	79,4	100,0
7 .....	2,4	19,5	78,0	100,0
8 .....	6,7	26,7	66,7	100,0
9 .....	0,0	0,0	100,0	100,0
Totale .....	42,1	18,5	39,4	100,0

La quasi totalità dei capifamiglia è intervistata personalmente, contro il 27,9 per cento dei componenti in seconda posizione, normalmente il coniuge o il convivente del

capofamiglia<sup>7</sup>. Con il crescere del numero d'ordine, che indica la posizione del componente all'interno della famiglia, diminuisce la quota di casi in cui le domande sono state poste all'interessato: il rilevatore spesso non trova in casa tutti i componenti.

La durata media di un'intervista è di 55 minuti, la deviazione standard di 19. La durata dell'intervista è funzione sia di alcune caratteristiche socio-demografiche, come ad esempio il numero di componenti e di percettori di reddito (per le famiglie di un solo componente l'intervista dura circa 46 minuti; per quelle di 5 componenti un'ora, per quelle molto numerose si superano i 70 minuti), sia del livello di benessere economico della famiglia (46 minuti per le famiglie con reddito inferiore a 10.000 euro contro i 64 minuti delle famiglie con oltre 40.000 euro)<sup>8</sup>. La durata dell'intervista è inoltre influenzata dalle modalità operative: ad esempio l'intervista con questionario cartaceo richiede 58 minuti, contro i 54 minuti di un'intervista con questionario elettronico.

Il numero di interviste portate a termine da ciascun rilevatore è piuttosto variabile: in media 33; nel 75 per cento dei casi tra 8 e 60.

La figura 2 mostra la densità di famiglie intervistate per rilevatore, calcolata con lo stimatore kernel di Epanechnikov con larghezza di banda ottimale secondo Silverman (1986). La distribuzione appare fortemente asimmetrica perché nella fase finale dell'indagine vengono assegnati molti nominativi agli intervistatori che si sono dimostrati più competenti e produttivi nei periodi precedenti.

---

<sup>7</sup> La presenza del capofamiglia è condizione essenziale per lo svolgimento dell'intervista. I pochi casi di assenza riscontrati si riferiscono a situazioni eccezionali, come ad esempio la morte del capofamiglia tra il 31 dicembre dell'anno di riferimento e la data di svolgimento dell'intervista. Per quanto riguarda gli altri componenti, la presenza all'atto dell'intervista viene rilevata solo in corrispondenza della compilazione degli allegati relativi alle fonti di reddito. Ciò implica che per i non percettori l'informazione non è disponibile. I valori riportati sono quindi sottostime, poiché per il 39,4 per cento del campione non è disponibile l'informazione.

<sup>8</sup> Il questionario ha una struttura per cui ciascun componente, o occupazione, o immobile, comporta la compilazione di appositi moduli.

Figura 1

**DISTRIBUZIONE DELLE INTERVISTE PER DURATA, 2000**  
(minuti)

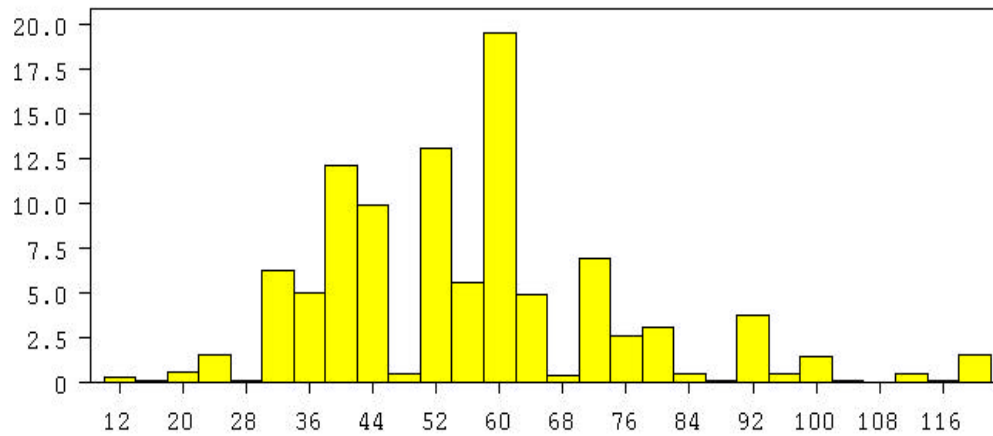
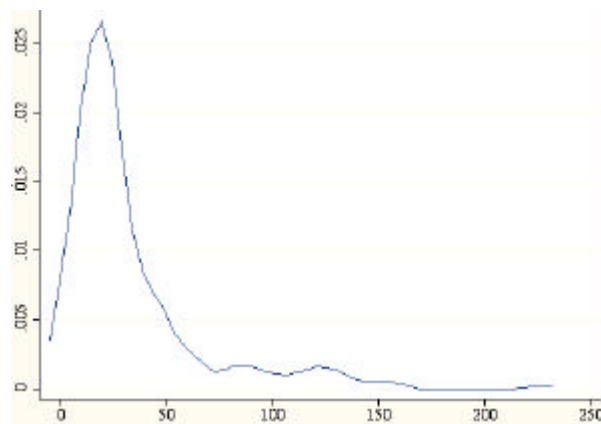


Figura 2

**DISTRIBUZIONE DELLE INTERVISTE PER RILEVATORE, 2000**  
(numero di interviste)



### 3. La valutazione dell'affidabilità dei dati: nozioni metodologiche

Si ipotizzi che una variabile  $X$  sia misurata con errore:

$$Y = X + e \quad (1)$$

La misura  $Y$  differisce dal valore vero  $X$  per una componente casuale avente le seguenti proprietà:

$$E(e) = 0 \quad (2)$$

$$E(X, e) = \sigma_{X,e} = 0 \quad (3)$$

$$E(e, e) = \sigma_e^2 \quad (4)$$

In queste condizioni, dette di errore incorrelato, la varianza della variabile osservata Y è uno stimatore distorto della varianza di X, essendo:

$$\sigma_Y^2 = \sigma_X^2 + \sigma_e^2 = \sigma_X^2 / \lambda^2 \quad (5)$$

dove

$$I = \frac{S_X}{S_Y} \quad (6)$$

Il coefficiente  $\lambda$  viene detto indice di affidabilità<sup>9</sup> ed esprime la quota di variabilità presente nella misura Y attribuibile al fenomeno analizzato X (Lord e Novick, 1968)<sup>10</sup>.

Tale indice è interpretabile in diversi altri modi, tenendo conto dell'impatto che l'errore di misura descritto dalle relazioni (1)-(3) può avere su indici statistici di vario genere. Ad esempio, il valore medio sulla variabile osservata con errore, E(Y), è uno stimatore non distorto del valore medio di X, essendo  $E(Y)=E(X)+E(e)=E(X)$ . La presenza della componente di errore comporta tuttavia un aumento della varianza dello stimatore secondo una relazione del tipo:

---

<sup>9</sup> Seguendo, tra gli altri, Hand, Mannila e Smyth (2001), "una procedura di misurazione precisa è una procedura i cui risultati hanno bassa variabilità [...] una procedura di misurazione accurata invece non solo possiede bassa variabilità, ma offre anche risultati che possiamo ritenere vicini al valore vero [della variabile misurata]. [...] L'affidabilità di una procedura di misurazione corrisponde alla sua precisione; [...] la validità corrisponde invece all'accuratezza. [...] Il primo termine [di ogni coppia] è tipico delle scienze sociali, il secondo delle scienze fisiche". Un indice di affidabilità valuta la capacità di uno strumento di misurazione, nel nostro caso il questionario dell'indagine, di fornire misure che rappresentano la realtà in modo coerente; non informa sulla capacità di tali misure di descrivere il mondo in modo esatto. In questo caso si vuole studiare il modo in cui l'errore di misura rende i dati di indagini diverse più distanti tra loro, eventualmente al netto delle variazioni effettive delle grandezze, di quanto non farebbe una misura priva d'errore; l'indice di affidabilità non rileva quanto l'errore induca scostamento dal valore vero. Si noti, peraltro, che anche una rilevazione accurata non è necessariamente precisa, come accade nel caso di registrazione priva di errore di risposte false: si vede in questo modo come l'incidenza di un fenomeno quale l'under-reporting, non dipendente dallo strumento usato nella misurazione, non possa essere individuata con il solo calcolo di indici di affidabilità.

<sup>10</sup> Nel seguito, si farà riferimento all'indice di affidabilità come a un valore descrittivo dello specifico campione e non come una stima di un parametro della popolazione. Questo induce a considerare la fonte di variabilità dovuta all'errore di misura trascurando la componente di variabilità campionaria.

$$\sigma_{E(Y)}^2 = \sigma_{E(X)}^2 + \sigma_e^2/n = \sigma_{E(X)}^2 / \lambda^2 \quad (7)$$

Dal punto di vista campionario, dalla (7) consegue che  $\lambda$  è il coefficiente che consente di ricavare la numerosità campionaria “effettiva”  $n^* = \lambda^2 n$ , cioè quella numerosità cui, in assenza di errore di misura, corrisponderebbe lo stesso errore standard della media <sup>11</sup>.

Per quanto riguarda l’analisi delle correlazioni, se l’errore di misura su X viene ipotizzato incorrelato, oltre che con X stesso anche con un’altra variabile Z, misurata senza errore,  $\mathbf{r}_{Y,Z} = \mathbf{I}_Y \mathbf{r}_{X,Z}$ , ovvero il coefficiente di correlazione tra X e Z viene attenuato proporzionalmente all’indice di affidabilità della variabile Y, misura di X. Se anche per la variabile Z disponiamo di una misura W, affetta da errore (ipotizzato incorrelato con Z, X e con l’errore su X), allora  $\mathbf{r}_{Y,W} = \mathbf{I}_Y \mathbf{I}_W \mathbf{r}_{X,Z}$ . Sotto queste condizioni, in una regressione lineare univariata del tipo  $Z = \mathbf{a} + \mathbf{b}_X X$  il coefficiente stimato utilizzando le due variabili osservate Y e W è legato al coefficiente vero per la variabile X dalla relazione  $\mathbf{b}_Y = \mathbf{I}_Y^2 \mathbf{b}_X$ .

L’indice  $\lambda$  si può stimare disponendo di due misurazioni dello stesso fenomeno <sup>12</sup>. Siano  $Y_1$  e  $Y_2$  tali rilevazioni per la variabile X, soggette a errori di misura additivi <sup>13</sup>:

$$Y_1 = X + e_1 \quad Y_2 = X + e_2 \quad (8)$$

per i quali valgono, oltre le assunzioni (2) (3) e (4), valgono anche le seguenti:

<sup>11</sup> In modo sostanzialmente equivalente si può anche dire che  $(1-\lambda^2)/\lambda^2$  è l’incremento di costo attribuibile all’errore di misura; ad esempio un indice di affidabilità  $\lambda$  pari a 0,8 implica un aumento del costo della rilevazione del 56 per cento, cioè – riducendo a zero l’errore di misura - sarebbe stato possibile ottenere stime della stessa precisione di quelle ottenute con un campione più piccolo del 36 per cento  $(1-\lambda^2)$ .

<sup>12</sup> Quanto detto a proposito dei coefficienti di regressione implica che è possibile stimare il livello di affidabilità di una variabile anche a partire da una sola rilevazione; ad esempio, qualora siano rispettate le condizioni per l’applicazione delle variabili strumentali e purché si possa individuare una relazione univariata sufficientemente esplicativa, si può stimare il coefficiente di affidabilità come rapporto tra il coefficiente di regressione ottenuto con gli OLS e quello stimato con le variabili strumentali.

<sup>13</sup> I risultati presentati nel seguito possono essere estesi senza particolari difficoltà al caso in cui la varianza dell’errore sia proporzionale alla grandezza rilevata. Un modello che descrive tale fenomeno in modo analogo a quello additivo presentato nel testo è il seguente:  $Y = Xe$ , con  $e = 1+u$  e  $E(u) = 0$ . Tale formalizzazione, che corrisponde al caso di errori eteroschedastici, permette di replicare gli sviluppi del caso base a condizione che sia rispettata l’assunzione di incorrelazione tra il termine  $u$  (che esprime la quota di errore) e la variabile osservata.

$$E(e_1, e_2) = \sigma_{e_1, e_2} = 0 \quad E(X_t, e_{t'}) = \sigma_{X_t, e_{t'}} = 0 \quad \forall t, t' \quad (9)$$

Sotto queste condizioni, il coefficiente di correlazione tra le due misure  $Y_1$  e  $Y_2$  è pari al quadrato dell'indice di affidabilità:

$$\rho_{y_1, y_2} = \sigma_{y_1, y_2} / \sigma_{y_1} \sigma_{y_2} = \sigma_x^2 / (\sigma_x^2 + \sigma_e^2) = \sigma_x^2 / \sigma_y^2 = \lambda_y^2 \quad (10)$$

Le famiglie panel, intervistate ogni 2 anni, sono talvolta chiamate a rispondere a quesiti cui hanno già fornito una risposta nelle rilevazioni precedenti. Per queste variabili, una quantificazione degli errori di misura può essere ottenuta applicando la (10) alle misure ottenute nei due tempi.

Nel caso di variabili categoriche, il calcolo della misura presentata in (6) non è immediato, essendo il modello (1) inadeguato: non è infatti ipotizzabile un termine di errore additivo e le stesse ipotesi sulla media, varianza e incorrelazione degli errori richiedono qualche ulteriore specifica.

Sia  $X$  una variabile binaria (*dummy*) di parametro  $p$  e  $Y$  la sua misura; siano inoltre  $\theta$  e  $\phi$  le probabilità di errata classificazione rispettivamente delle due categorie  $X=1$  e  $X=0$  dovute al processo di misurazione, cioè  $\theta = \text{pr}(Y=0|X=1)$  e  $\phi = \text{pr}(Y=1|X=0)$ . Si verifica agevolmente che la stima di  $p$  sulla misura  $Y$  è distorta, cioè

$$E(Y) = (1 - \theta) p + \phi (1 - p) \neq p \quad (11)$$

a meno che gli errori tra le categorie non si compensino  $\phi = \theta p / (1-p)$ .

Appare di rilievo il fatto che la stima di  $p$  sia in generale distorta nel caso in cui i tassi di errore  $\theta$  e  $\phi$  siano tra loro uguali, circostanza che ad esempio può essere ipotizzata per gli errori di codifica; in questo caso infatti:

$$E(Y) = (1 - \theta) p + \theta (1 - p) = p + \theta (1-2p) \quad (12)$$

Dalla precedente espressione si evince che, nell'ipotesi di uguaglianza dei tassi di errore  $\phi = \theta$ , lo stimatore medio di  $Y$  è non distorto solo nel caso particolare in cui  $p=0,5$ . Negli altri casi, il bias dello stimatore  $\theta (1-2p)$  tende ad avvicinare la stima al valore di 0,5 al crescere del tasso di errore, come si evince dal fatto che la quantità tra parentesi è positiva se  $p < 0,5$  e negativa nel caso contrario.



A parte questo caso particolare, non è comunque assicurato che  $\sigma_x^2 < \sigma_y^2$ ; ciò rende evidente come non sia applicabile il coefficiente  $\lambda$  di affidabilità come definito nella (6).

Una misura di affidabilità alternativa piuttosto agevole nel caso di variabili categoriche misurate due volte sullo stesso insieme è costituita dalla frazione  $f$  di unità classificate coerentemente nelle due rilevazioni:  $\lambda^* = f$ .

L'indice  $\lambda^*$ , tuttavia, non tiene conto del fatto che la frequenza di classificazioni discordanti tende ad aumentare, per effetto del caso, con la varianza di  $Y$ ,  $\sigma_y^2 = p_y(1-p_y)$ . Ciò risulta evidente ove si consideri che nel caso di due variabili casuali  $Y_1$  e  $Y_2$  tra di loro indipendenti e aventi la stessa media  $p_y$ , ci aspettiamo di trovare  $2p_y(1-p_y) = 2\sigma_y^2$  casi discordanti e  $p_y^2 + (1-p_y)^2 = 1-2\sigma_y^2$  casi concordanti. Una versione dell'indice di affidabilità che tenga conto di tale aspetto (si veda Biemer e Trewin, 1997) può dunque essere ottenuta normalizzando la quota di casi concordanti rispetto ai valori attesi nel caso di indipendenza delle due misurazioni su  $Y$ :

$$\lambda^{**} = (f - 2\sigma_y^2) / (1-2\sigma_y^2) \quad (13)$$

Appare utile rilevare che questo indice, analogamente a quello presentato in (6) non fornisce alcuna indicazione in merito all'eventuale distorsione dello stimatore.

Gli indici finora presentati consentono di fornire una misura degli errori di risposta su variabili soggette a un doppio processo di misurazione indipendente. Nel caso dei bilanci delle famiglie italiane questo è il caso per molti fenomeni che non subiscono variazioni nel tempo; la circostanza che le interviste vengano svolte con intervalli di circa due anni, rende basso il rischio di contaminazione delle singole risposte, che non possono essere ricordate da un'indagine all'altra dall'intervistato<sup>14</sup>.

Tuttavia, per gran parte delle grandezze, e soprattutto per quelle di maggiore interesse come le componenti di reddito e di ricchezza, il confronto tra aggregati rilevati in indagini successive richiede strumenti più sofisticati per estrarre informazioni sull'errore di misura,

---

<sup>14</sup> L'intervistato probabilmente ricorda di aver partecipato all'indagine due anni prima e questo può influire sugli elementi di motivazione o di timore a fornire informazioni riservate e dunque avere impatto sulla misura di certi tipi di errore.

poiché questo tende a confondersi con le variazioni effettive che possono essere intervenute tra una rilevazione e l'altra.

La valutazione dell'affidabilità di grandezze che variano nel tempo può essere effettuata utilizzando il metodo di Heise (1969) che, a condizione di disporre di almeno tre rilevazioni sulle stesse unità panel e sotto alcune ipotesi sulla dinamica temporale delle variabili, permette di separare l'effettiva variazione di ciascuna grandezza esaminata dal relativo errore di misura e dunque ricavare una stima dell'affidabilità.

Siano  $X_1$ ,  $X_2$  e  $X_3$  i valori veri della grandezza  $X$  rispettivamente ai tempi 1, 2 e 3 e  $Y_1$ ,  $Y_2$  e  $Y_3$  i corrispondenti valori osservati, per i quali vale la relazione:

$$Y_t = X_t + e_t \quad \forall t \quad (14)$$

dove per ciascun termine di errore  $e_t$ , valgono le assunzioni (2), (3), (4) e (9).

Inoltre i valori di  $X_1$ ,  $X_2$  e  $X_3$  sono legati tra di loro a coppie secondo modelli autoregressivi indipendenti di ordine 1, non necessariamente stazionari:

$$X_1 = \delta_1 \quad (15)$$

$$X_2 = \beta_{21} X_1 + \delta_2 \quad (16)$$

$$X_3 = \beta_{32} X_2 + \delta_3 \quad (17)$$

dove  $\beta_{t+1,t}$  rappresenta il coefficiente autoregressivo e  $\delta_t$  l'innovazione del processo; le innovazioni sono incorrelate tra loro.

Il coefficiente di correlazione tra i valori osservati  $Y_t$  e  $Y_{t+1}$ , assumendo che la qualità della rilevazione di una variabile - espressa dal coefficiente di affidabilità - sia costante nel tempo, risulta quindi:

$$\mathbf{r}_{Y_t, Y_{t+1}} = \mathbf{I}_{Y_t} \mathbf{I}_{Y_{t+1}} \mathbf{r}_{X_t, X_{t+1}} = \mathbf{I}_Y^2 \mathbf{r}_{X_t, X_{t+1}} \quad (18)$$

Il rapporto tra il coefficiente osservato e quello che si osserverebbe in assenza di errore di misura è quindi sempre minore di 1 e pari a  $\lambda_Y^2$ :

$$\frac{\mathbf{r}_{Y_t, Y_{t+1}}}{\mathbf{r}_{X_t, X_{t+1}}} = \mathbf{I}_Y^2 \quad (19)$$

Dal momento che i valori veri sono legati da processi autoregressivi indipendenti di ordine 1, possiamo affermare che  $\forall t$  risulta:

$$\frac{\mathbf{r}_{X_{t-1}, X_t} \mathbf{r}_{X_t, X_{t+1}}}{\mathbf{r}_{X_{t-1}, X_{t+1}}} = 1 \quad (20)$$

Sostituendo la (19) nella (20), si deduce che la stima dell'affidabilità può essere ricavata come:

$$\mathbf{I}_Y = \sqrt{\frac{\mathbf{r}_{Y_{t-1}, Y_t} \mathbf{r}_{Y_t, Y_{t+1}}}{\mathbf{r}_{Y_{t-1}, Y_{t+1}}}} \quad (21)$$

e più in generale:

$$\mathbf{I}_Y = \sqrt[n]{\frac{\prod_{s=t}^{t+n} \mathbf{r}_{Y_s, Y_{s+1}}}{\mathbf{r}_{Y_t, Y_{t+n}}}} \quad (22)$$

In sostanza, il metodo si basa sulla considerazione che, in presenza di errori di misura indipendenti nel tempo e non legati alla variabile osservata, i coefficienti di autocorrelazione stimati risultano in valore assoluto minori di quelli che si otterrebbero su variabili rilevate senza errore; l'entità della sottostima è funzione dell'errore di misura. Ipotizzando che le variabili rilevate nei tre tempi  $X_1$ ,  $X_2$  e  $X_3$  siano tra loro legate tramite modelli autoregressivi di ordine 1, il metodo ricava una stima dell'affidabilità della misurazione del fenomeno confrontando il prodotto delle correlazioni tra i periodi adiacenti  $\mathbf{r}_{Y_1, Y_2} \mathbf{r}_{Y_2, Y_3}$  con la correlazione tra il primo e il terzo periodo  $\mathbf{r}_{Y_1, Y_3}$ . Poiché la quantità  $\mathbf{r}_{Y_1, Y_2} \mathbf{r}_{Y_2, Y_3}$ , che in assenza di errore di misura dovrebbe essere uguale a  $\mathbf{r}_{X_1, X_3}$ , è in fase di stima soggetta a tale errore in misura quadratica rispetto a  $\mathbf{r}_{Y_1, Y_3}$ , è possibile ricavare un indicatore dell'accuratezza della rilevazione, scorporando la quota attribuibile (secondo il modello) alla variazione effettiva del fenomeno.

Per le variabili *time-invariant*, per cui  $\mathbf{r}_{X_1, X_2} = \mathbf{r}_{X_2, X_3} = \mathbf{r}_{X_1, X_3} = 1$ , dalla (19) si deduce che secondo il metodo di Heise  $\mathbf{I}_Y = \sqrt{\mathbf{r}_{Y_t, Y_{t+1}}}$ .

Come si è detto, l'indice si basa sull'ipotesi che la serie di dati riferiti alle tre indagini esaminate sia ben approssimata da due modelli autoregressivi di ordine 1 indipendenti. Qualora quest'assunzione venga violata, ossia qualora esista anche un effetto diretto della realizzazione di  $X_1$  su  $X_3$ , la specificazione del modello rimane quella descritta dalle (15), (16) e (17), ma si ha  $\beta_{31} = \beta_{21}\beta_{32} + \beta_{31}^*$ , dove  $\beta_{31}^*$  è il coefficiente di regressione tra  $X_1$  e  $X_3$  nel modello che include  $X_2$ . La (20) diventa quindi:

$$\frac{\mathbf{r}_{X_{t-1}, X_t} \mathbf{r}_{X_t, X_{t+1}}}{\mathbf{r}_{X_{t-1}, X_{t+1}}} + \frac{\mathbf{r}_{X_{t-1}, X_{t+1}}^* \sqrt{(1 - \mathbf{r}_{X_{t-1}, X_t}^2)(1 - \mathbf{r}_{X_t, X_{t+1}}^2)}}{\mathbf{r}_{X_{t-1}, X_{t+1}}} = 1 \quad (23)$$

Da questa relazione si possono trarre delle conclusioni di carattere generale sugli effetti della violazione dell'assunzione di processi AR(1) indipendenti. Se indichiamo con  $\xi$  il termine  $\frac{\mathbf{r}_{X_{t-1}, X_{t+1}}^* \sqrt{(1 - \mathbf{r}_{X_{t-1}, X_t}^2)(1 - \mathbf{r}_{X_t, X_{t+1}}^2)}}{\mathbf{r}_{X_{t-1}, X_{t+1}}}$  si può dedurre che:

$$I_{Y AR(1)}^2 = \frac{\mathbf{r}_{Y_{t-1}, Y_t} \mathbf{r}_{Y_t, Y_{t+1}}}{\mathbf{r}_{Y_{t-1}, Y_{t+1}}} = (1 - \xi) I_{Y AR(2)}^2 \quad (24)$$

ovvero che l'indice di Heise (misurato nell'ipotesi di processi AR(1)) è distorto rispetto a quello calcolato tenendo conto dei processi AR(2). Poiché sia il coefficiente di correlazione parziale sia i coefficienti di correlazione semplice, nel caso di fenomeni con una forte componente di inerzia (come i redditi e la ricchezza), sono quasi sempre positivi o nulli, si può dire che usualmente  $0 < (1 - \xi) < 1$ , cioè che l'applicazione del metodo di Heise conduce ad una sottostima dell'affidabilità delle grandezze<sup>15</sup>.

#### 4. La valutazione dell'affidabilità dei dati: alcune evidenze

##### 4.1. Affidabilità delle variabili non soggette a variazione temporale

La comparazione delle variabili socio-demografiche invarianti nel tempo (come il sesso e l'anno di nascita) o che possono subire variazioni limitate (come il titolo di studio)

---

<sup>15</sup> La determinazione di uno stimatore corretto nel caso di processi AR(2) non è agevole: non è infatti possibile operare in queste condizioni la stessa sostituzione che permetteva di ottenere la (22) poiché il corrispondente empirico  $\rho_{t+1, t-1}^*$  cattura anche l'effetto degli errori di misura, che si vuole invece isolare. Una possibilità è quella di correggere l'indice di Heise stimando la componente  $\xi$  con le variabili strumentali.

sul panel di famiglie permette di ottenere alcune interessanti indicazioni sugli errori di misura nell'indagine.

Un primo risultato che emerge da tali comparazioni è che le risposte, anche quelle relative a domande prive di complessità, presentano alcune incoerenze. Il sesso dei componenti intervistati, ad esempio, tra le rilevazioni del 1989 e del 1991 risulta non coincidente nell'1,79 per cento dei casi; la percentuale è stabile nella comparazione tra le indagini 1991 e 1993 (1,86) e decresce in quelle successive su un livello prossimo allo 0,3 per cento. L'analisi dei casi errati evidenzia che le discrepanze si manifestano 3 volte su 4 per i figli in giovane età, soggetti che – a parte le caratteristiche demografiche – non sono più oggetto di analisi nel corso dell'intervista. La diminuzione nel corso del tempo di questo tipo di errore è invece il riflesso della maggiore attenzione prestata al fenomeno delle discrepanze, sia con questionari cartacei (negli anni 1993-95) sia – più efficacemente – con quelli elettronici (dal 1998 in poi). Anche riguardo alla data di nascita dei componenti si rilevano alcune discrepanze, con tassi - come in precedenza - tendenzialmente decrescenti nel tempo. Per la provincia di nascita le discrepanze risultano intorno al 2 per cento; un lieve incremento negli ultimi anni è probabilmente da attribuire alla ricodifica delle nuove province (tavola 4).

Tavola 4

**DISCREPANZE IN INDAGINI CONTIGUE, 1989-2000**  
(valori percentuali)

Indagini	Sesso	Anno di nascita	Luogo di nascita
1989-1991.....	1,8	4,5	1,6
1991-1993.....	1,9	3,1	1,6
1993-1995.....	0,3	1,2	1,8
1995-1998.....	0,3	1,2	2,5
1998-2000.....	0,1	1,7	2,7

Anche la comparazione dei titoli di studio dei componenti mostra la presenza di una certa quantità di incoerenze. Naturalmente trattandosi di una variabile che può realmente subire variazioni nel corso del tempo, soprattutto nelle età giovanili, l'analisi va condotta distinguendo le diverse situazioni (tavola 5).

Per l'intero campione panel, tra l'80 e il 90 per cento dei soggetti presenta lo stesso titolo di studio tra una rilevazione e la successiva. Circa il 10 per cento dei soggetti presenta una crescita di un livello del titolo di studio, circostanza plausibile che si manifesta con maggiore frequenza tra il 1995 e il 1998, a fronte di un lag temporale superiore. La restante quota di soggetti, pari in media al 3-4 per cento, presenta principalmente titoli di studio in discesa, che segnalano una sicura incoerenza. Una ridotta quota di soggetti presenta infine titoli di studio superiori di più di un livello a quelli della rilevazione precedente, circostanza che in taluni casi appare verosimile mentre in altri casi, data la natura della discrepanza, appare del tutto impensabile.

Limitando l'attenzione ai soggetti con oltre 40 anni, che nella quasi totalità dovrebbero aver esaurito il loro percorso di studio, si può rilevare come la quantità di incoerenze accertate (diminuzione del titolo di studio) rimane pressoché costante.

Tavola 5

**TITOLO DI STUDIO IN INDAGINI CONTIGUE, 1989-2000**  
(valori percentuali)

Indagini	Tutti i componenti				Componenti oltre i 40 anni			
	Titolo uguale	Titolo in crescita di un livello	Titolo in diminuzione	Titolo in crescita di più livelli	Titolo uguale	Titolo in crescita di un livello	Titolo in diminuzione	Titolo in crescita di più livelli
1989-1991.....	87.2	9.3	3.1	0.5	92.8	2.8	4.0	0.4
1991-1993.....	83.9	9.9	5.8	0.4	86.5	4.9	8.5	0.2
1993-1995.....	86.8	11.3	1.7	0.2	94.0	3.2	2.5	0.3
1995-1998.....	81.3	15.0	3.2	0.5	88.7	6.0	5.1	0.2
1998-2000.....	88.4	9.4	1.9	0.2	93.4	3.9	2.6	0.1

Al di là degli elementi che impediscono una piena valutazione del livello di accuratezza di tale variabile, sembra che essa registri maggiori tassi di errore rispetto alle variabili demografiche mostrate in precedenza. Ciò potrebbe dipendere sia dal minore grado di conoscenza dei membri della famiglia dei titoli di studio di ciascun altro, sia da una certa delicatezza della domanda, potendosi immaginare una ritrosia a segnalare titoli di studio percepiti come non adeguati.

Un'altra variabile che può essere interessante studiare ai fini dell'analisi delle discrepanze è il tipo di diploma conseguito. Sebbene si riferisca a un insieme più limitato di

soggetti (1969 diplomati), ha – rispetto al titolo di studio – il vantaggio di essere time invariant; qualsiasi discrepanza segnala pertanto un’ incoerenza.

Con riferimento alle indagini 1998 e 2000 si riscontra che circa il 25 per cento dei soggetti presenta un diverso tipo di diploma tra le due rilevazioni. L’analisi della matrice delle transizioni mostra una certa tendenza alla confusione tra diploma tecnico e professionale, concentrandosi nell’inversione di questi due codici circa il 40 per cento delle incoerenze riscontrate (tavola 6).

Tavola 6

**TIPO DI DIPLOMA CONSEGUITO, 1998-2000**  
(valori percentuali)

	2000							
1998		A	B	C	D	E	F	Totale
A. Istituto professionale .....		3,3	4,7	0,9	0,1	0,4	0,3	9,8
B. Istituto tecnico.....		5,3	41,0	1,5	0,3	1,2	0,7	50,0
C. Liceo (classico, scientifico e linguistico)		0,4	1,9	16,1	0,2	0,7	0,1	19,5
D. Liceo artistico e istituti d'arte .....		0,2	0,3	0,6	2,0	0,1	0,0	3,2
E. Magistrali.....		0,6	1,1	1,0	0,0	11,6	0,0	14,3
F. Altro .....		0,8	1,3	0,3	0,1	0,6	0,2	3,2
Totale.....		10,5	50,4	20,4	2,7	14,6	1,4	100,0

Risposte coerenti (somma degli elementi diagonali): 74,3 per cento.

L’analisi del tipo di laurea evidenzia una percentuale di incoerenze inferiore (14,3 per cento); queste tendono a coinvolgere sovente la categoria residuale “altro”, segnalando forse un certo ruolo nella classificazione proposta che, evidentemente, non include in modo chiaro alcuni tipi di laurea (tavola 7). Va inoltre tenuto presente che alcuni individui possono possedere più di una laurea.

Tavola 7

**TIPO DI LAUREA CONSEGUITA, 1998-2000**  
(valori percentuali)

	2000	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	Totale
1998												
A. Matematica, fisica, chimica, biologia, scienze, farmacia .....		8,5	0,6	0,1	0,1	0,0	0,6	0,1	0,0	0,4	1,3	11,8
B. Scienze agrarie e veterinaria .....		0,0	1,3	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	1,3
C. Medicina e odontoiatria .....		0,3	0,3	5,8	0,4	0,0	0,0	0,0	0,1	0,3	0,1	7,3
D. Ingegneria .....		0,0	0,0	0,0	9,1	0,0	0,1	0,1	0,1	0,0	0,0	9,5
E. Architettura e urbanistica .....		0,0	0,0	0,0	0,0	4,0	0,1	0,0	0,0	0,1	0,0	4,3
F. Economia e statistica .....		0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	8,9	0,0	0,3	0,0	0,6	9,9
G. Scienze politiche, sociologia .....		0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	2,2	0,0	0,0	0,3	2,6
H. Giurisprudenza .....		0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,3	0,0	10,8	0,1	0,4	11,7
I. Lettere, filosofia, lingue, pedagogia .		0,7	0,0	0,3	0,0	0,1	0,4	0,1	0,4	28,4	0,6	31,1
J. Altro .....		0,9	0,3	0,3	0,1	0,0	0,6	0,0	0,0	1,4	6,8	10,4
Totale.....		10,7	2,4	6,5	9,8	4,2	11,1	2,6	11,8	30,8	10,1	100,0

Risposte coerenti (somma degli elementi diagonali): 85,7 per cento.

Gli errori di risposta possono manifestarsi più intensamente se la stessa domanda contiene elementi di ambiguità o di non precisa definizione della risposta che si intende ottenere. Ad esempio, le risposte fornite dalle famiglie sull'ubicazione dell'abitazione (tavola 8), presenta una quota di casi concordanti tra la rilevazione sul 1998 e quella sul 2000 pari al 54,6 per cento, probabilmente a causa del fatto che le categorie di risposta non sono precisamente definite<sup>16</sup>. Simile appare il caso della tipologia della zona di residenza, che presenta una quota di casi concordanti tra il 1998 e il 2000 del 69,1 per cento (tavola 9).

Tavola 8

**UBICAZIONE DELL'ABITAZIONE DI RESIDENZA, 1998-2000**  
(valori percentuali)

	2000	case sparse	frazione	periferia	tra periferia e centro	centro	altro	Totale
1998								
case sparse.....		3,4	0,9	1,4	0,5	0,2	0,0	6,4
frazione .....		0,8	3,0	2,0	0,5	0,1	0,0	6,3
periferia .....		1,6	1,8	15,2	9,3	1,3	0,2	29,5
tra periferia e centro .....		0,3	0,6	7,8	15,5	6,0	0,1	30,2
centro .....		0,2	0,6	2,1	6,5	17,5	0,1	27,1
altro .....		0,1	0,0	0,2	0,2	0,1	0,0	0,6
Totale.....		6,3	6,9	28,8	32,5	25,2	0,3	100,0

Risposte coerenti (somma degli elementi diagonali): 54,6 per cento.

<sup>16</sup> La comparazione è stata svolta sulle sole famiglie che non hanno cambiato abitazione tra il 1998 e il 2000. Ciò nonostante, la classificazione di un immobile rispetto alle categorie citate non è necessariamente invariante nel tempo, sebbene la circostanza possa considerarsi trascurabile a distanza di due anni.



**TIPOLOGIA DELLA ZONA DI RESIDENZA, 1998-2000**  
(valori percentuali)

1998	2000	zona di pregio	zona né di pregio né di degrado	Zona di degrado	Totale
Zona di pregio .....		12,2	13,7	0,5	26,4
Zona né di pregio né di degrado.....		11,0	55,8	2,1	68,9
Zona di degrado.....		0,4	3,2	1,2	4,8
Totale.....		23,6	72,7	3,7	100,0

Risposte coerenti (somma degli elementi diagonali): 69,1 per cento.

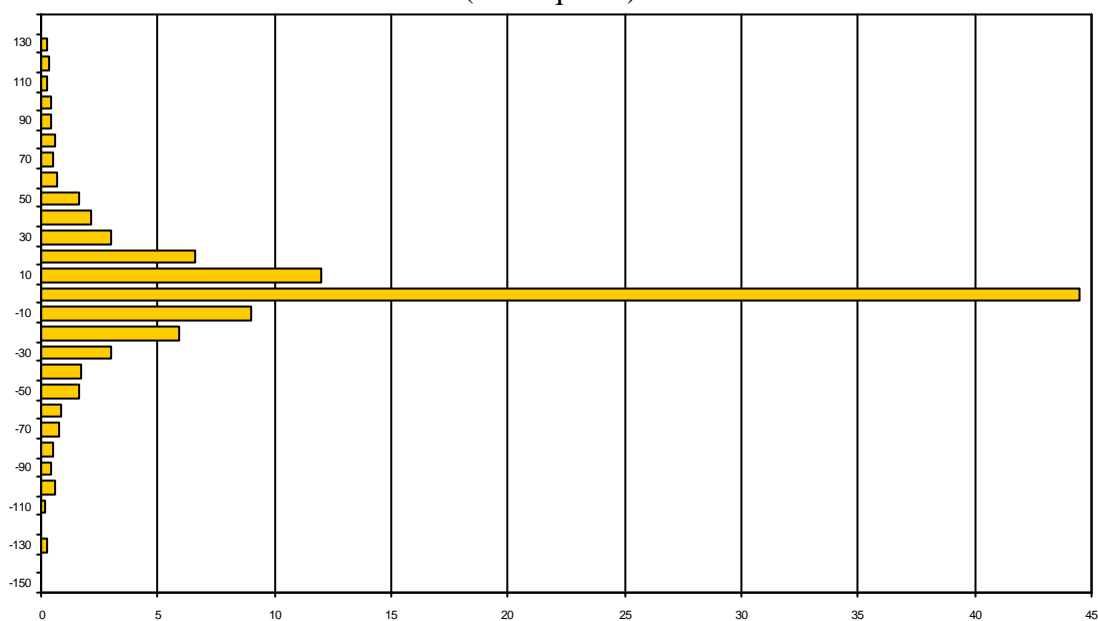
Nel caso di variabili quantitative continue, le incoerenze possono essere rappresentate mediante distribuzioni di frequenza delle differenze tra i valori assunti nelle due occasioni. Ad esempio, la superficie dell'abitazione di residenza, per le sole famiglie panel che non hanno cambiato abitazione tra il 1998 e il 2000 e non hanno affrontato spese di manutenzione straordinaria per l'immobile<sup>17</sup>, presenta tra le due rilevazioni scostamenti inferiori ai 5 metri quadri nel 44,5 per cento dei casi; la frequenza risulta decrescere all'aumentare dei divari (figura 3). Il coefficiente di correlazione lineare è, per variabili di questo tipo, una misura dell'affidabilità (e corrisponde a  $\lambda^2$  cioè al quadrato dell'indice di affidabilità): in assenza di errori di misura infatti dovrebbe valere 1; quanto più la rilevazione è imprecisa, tanto più  $\rho$  è minore di 1. Per la superficie dell'abitazione di residenza il coefficiente è pari a 0,65.

Il coefficiente di correlazione risulta inferiore per una variabile come l'anno di costruzione dell'immobile ( $\rho=0,55$ ), per cui si registra un'elevata quota di valori uguali o piuttosto simili (il 73 per cento dei casi ha un divario inferiore ai 5 anni) ma anche differenze molto elevate, che riflettono probabilmente una certa difficoltà di risposta nei casi di immobili che hanno subito pesanti ristrutturazioni.

<sup>17</sup> L'assenza di spese di manutenzione straordinaria è purtroppo verificabile solo per l'anno di indagine (2000) e non anche per il 1999, come sarebbe necessario per il confronto.

Figura 3

**DISTRIBUZIONE DELLE DIFFERENZE NELLE SUPERFICI  
DELL'ABITAZIONE DI RESIDENZA, 1998-2000**  
(metri quadri)



Un'altra variabile per la quale si registrano incoerenze di un certo rilievo è quella che registra l'età alla quale i soggetti hanno iniziato a lavorare; essa unisce alla difficoltà di memoria che insorge quando ci si riferisce a eventi lontani nel tempo una certa ambiguità nella domanda, non chiarendo alcuni punti importanti, come ad esempio come trattare i periodi di apprendistato e il lavoro saltuario. Dei 5.117 individui che hanno risposto alla domanda sia nel 1998 sia nel 2000, il 46,5 per cento ha fornito informazioni differenti nei due casi; la correlazione lineare tra le due misure risulta pari a 0,64.

#### 4.2. Affidabilità delle variabili soggette a variazione temporale

Viene di seguito presentato l'indice di affidabilità calcolato secondo Heise per le principali variabili rilevate nelle indagini 1995-1998-2000 (tavola 10)<sup>18 19 20</sup>. Con riferimento ai principali aggregati, l'indice segnala una maggiore affidabilità del reddito e della ricchezza netta, con un valore dell'indice pari a 0,82, rispetto ai consumi (indice pari a 0,69)<sup>21</sup>.

Tra le componenti di reddito mostrano una migliore qualità i redditi da pensioni e le retribuzioni da lavoro dipendente, con indici intorno ai valori di 0,95. Le integrazioni non monetarie del reddito, per contro, non sono rilevate altrettanto bene, con un indice pari a 0,41: questo segnala una difficoltà nell'indicare un valore preciso per alcuni *fringe benefits* quali il diritto all'uso dell'auto aziendale o la possibilità di fruire di convenzioni con esercizi commerciali. Il reddito da lavoro autonomo e il reddito da capitale sono, nel complesso, rilevati con minore affidabilità (rispettivamente con indici pari a 0,74 e 0,72). Problematica appare, in particolare, la rilevazione degli ammortamenti (0,48) e degli utili e altri redditi da partecipazione (0,35).

---

<sup>18</sup> I risultati presentati in questo paragrafo sono stati ottenuti sulla base dei dati micro presenti nell'archivio storico che incorporano, tra le altre cose, gli effetti di procedure di imputazione dei dati mancanti. Questo implica che l'indice di affidabilità non misura solamente la qualità della fase di rilevazione ma anche quella del trattamento preliminare dei dati.

<sup>19</sup> Gli indici di affidabilità calcolati per altre terne di indagini (1989-1991-1993; 1991-1993-1995; 1993-1995-1998) forniscono valori qualitativamente analoghi a quelli riportati nella tavola 10. Risultati simili si ottengono anche stimando gli indici di Heise sulla base dei coefficienti di correlazione di Spearman (detti indici di cograduazione), meno sensibili alla presenza di *outliers*. Si rileva, ragionevolmente, una minore stabilità delle stime per le grandezze meno affidabili: fa eccezione l'aggregato dei consumi di beni durevoli, che presenta sempre indici molto bassi. Ciò è probabilmente dovuto al fatto che il modello autoregressivo di ordine 1 non è adeguato a rappresentare il processo generatore dei dati, trattandosi di beni che vengono acquisiti o rinnovati ad intervalli irregolari.

<sup>20</sup> Anche applicando, laddove necessario, la correzione proposta in caso di processi AR(2), utilizzando le variabili strumentali per la stima di alcune componenti dell'affidabilità, l'ordinamento del livello dell'indice non cambia. Anche l'uso diretto del metodo delle variabili strumentali a regressioni univariate, quando ragionevolmente applicabile (ad esempio nel caso tra reddito e consumo), fornisce risultati sostanzialmente in linea con quelli forniti dal metodo di Heise.

<sup>21</sup> Per identificare le grandezze che sono maggiormente a rischio di violazione delle assunzioni, Heise suggerisce di porre a confronto le quantità  $\rho_{41\rho_{32}}$  e  $\rho_{31\rho_{42}}$ , calcolabili disponendo di 4 indagini, che nel caso di modelli autoregressivi di ordine 1 indipendenti dovrebbero risultare all'incirca uguali. In effetti le due quantità sono molto spesso simili tra loro; le differenze appaiono più sensibili solo per la ricchezza in oggetti di valore e, più limitatamente, quella in aziende. Tra le componenti di reddito, quella con i valori maggiormente discosti è quella relativa agli utili e altri redditi da partecipazione.

**INDICE DI AFFIDABILITÀ DI HEISE PER LE PRINCIPALI  
VARIABILI AGGREGATE DELL'INDAGINE, 1995-1998-2000**

Grandezze	Indice di Heise	Grandezze	Indice di Heise
<b><u>Redditi</u></b>		<b><u>Consumi e risparmio</u></b>	
Reddito disponibile netto	0,82	Consumi	0,69
Reddito netto da lavoro dipendente	0,94	consumi non durevoli	0,69
retribuzioni nette	0,95	<i>di cui</i> consumi alimentari	0,80
integrazioni non monetarie	0,41	consumi durevoli	0,27
Pensioni e trasferimenti netti	0,94	Risparmio	0,61
pensioni e arretrati	0,95		
altri trasferimenti	0,76	<b><u>Altre grandezze</u></b>	
Reddito netto da lavoro autonomo	0,74	Stock di beni durevoli	0,43
reddito da lavoro autonomo	0,79	mezzi di trasporto	0,89
ammortamenti	0,48	mobili, oggetti d'arredamento	0,23
utili e altri redditi da partecipazione	0,35		
Reddito netto da capitale	0,72	Scorta di contanti	0,57
reddito da fabbricati	0,67		
reddito da capitale finanziario	0,72	<b><u>Abitazione di residenza</u></b>	
		Famiglie proprietarie	
<b><u>Ricchezza</u></b>		superficie	0,84
Ricchezza netta	0,82	valore	0,84
attività reali	0,79	anno di costruzione	0,78
immobili	0,86	anni di proprietà	0,83
<i>di cui:</i> abitazione di residenza	0,90	affitto figurativo	0,74
aziende	0,56		
oggetti di valore	0,47	Famiglie non proprietarie	
Attività finanziarie	0,68	superficie	0,73
depositi bancari e postali	0,38	valore	0,82
titoli di Stato	0,74	anno di costruzione	0,83
altri titoli	0,64	anni di abitazione	0,96
Passività finanziarie	0,54	affitto pagato	0,96

Tra le componenti del consumo si rileva una maggiore accuratezza per i consumi alimentari (0,80).

Per quanto riguarda la ricchezza, la rilevazione del valore degli immobili appare abbastanza affidabile (0,86), in particolare per le abitazioni di residenza (0,90). Piuttosto problematica appare invece la stima degli oggetti di valore (0,47); emerge in tal caso la difficoltà di valutare entità che non sono al momento collocate sul mercato, che si acuisce per gli oggetti derivanti da eredità o regali, per cui non è noto nemmeno il costo all'origine.

Tra le attività finanziarie (complessivamente 0,68), i titoli di Stato riportano valori più elevati dell'indice rispetto ai depositi e agli altri titoli (rispettivamente 0,74 contro 0,38 e 0,64)<sup>22</sup>. Questo ordinamento sembra riflettere, da un lato, il fatto che i titoli di Stato non sono esposti a fluttuazioni di mercato (o almeno non sono percepiti in questo modo, in quanto vengono mantenuti in portafoglio fino alla scadenza) come le azioni o i fondi comuni, per cui le famiglie dichiarano il loro valore facciale che è piuttosto facile da ricordare. Dall'altra parte, è presumibile che per i depositi di vario tipo intervengano difficoltà di memoria, in ragione del grado di liquidità dello strumento ed alla frequenza con cui vi si fa ricorso.

Infine, le passività finanziarie sono rilevate in modo non molto affidabile (0,54). Lo stesso vale per i beni durevoli che la famiglia possiede (0,43), probabilmente in ragione dell'eterogeneità dei beni compresi nella categoria e al corrispondente problema di richiamare alla memoria i valori relativi. Fanno eccezione i mezzi di trasporto (0,89), in quanto la precisione della stima del loro valore si avvantaggia dell'ampia diffusione dell'informazione sui prezzi di mercato delle automobili usate.

Per quanto riguarda l'abitazione di residenza, si rileva che le famiglie proprietarie forniscono informazioni di qualità migliore sulla superficie rispetto alle famiglie non proprietarie; per contro gli affitti effettivamente pagati dai locatari risultano significativamente più affidabili di quelli imputati dai proprietari per le loro abitazioni.

## **5. Modelli esplicativi dell'errore di misura**

Nel successivi paragrafi vengono presentati alcuni modelli che mettono in relazione gli errori o le incoerenze presenti nei dati con alcune caratteristiche operative di svolgimento dell'indagine, degli intervistatori o degli intervistati. A differenza dei risultati fin qui

---

<sup>22</sup> Un indice di affidabilità elevato non implica che la stima non possa risentire di altri problemi, come ad esempio la distorsione derivante da under-reporting. È infatti sufficiente che esso sia sistematico nel corso del tempo perché non venga registrato dall'indice di affidabilità di Heise.

presentati, quelli che seguono non si propongono quindi di quantificare l'incidenza degli errori di misura ma di indagarne le origini<sup>23</sup>.

Nel paragrafo 5.1 si presenta un modello nel quale sono analizzati gli errori di codifica (ad esempio, di unità di misura), errori che essendo univocamente attribuibili agli intervistatori consentono di trarre utili indicazioni sul loro ruolo in termini di qualità dell'indagine.

Nella fase di preparazione dei dati per l'elaborazione statistica vengono effettuati numerosi controlli dei dati raccolti, allo scopo di verificarne la qualità. In molte circostanze questi controlli attivano interventi di verifica che vengono svolti consultando i questionari cartacei (se esistenti) o gli intervistatori responsabili della rilevazione. Per risolvere le incoerenze è inoltre possibile ipotizzare di contattare nuovamente le famiglie intervistate. Tuttavia, poiché quest'ultimo intervento è lento e costoso, non solo per la società di rilevazione ma anche per le famiglie stesse, si adotta la seguente strategia: se le incoerenze possono essere risolte senza alcun dubbio facendo ricorso alle evidenze già presenti nel questionario, si provvede ad apportare direttamente le rettifiche nella base dati. È il caso, ad esempio, degli importi del valore delle abitazioni espressi in milioni invece che in migliaia di lire, che rapportati ai metri quadri e alla tipologia dell'immobile rendono evidente la rettifica necessaria.

Nei casi in cui la rettifica non sia di chiara evidenza e l'incoerenza particolarmente grave, si provvede a contattare nuovamente la famiglia o, se questo non risulta possibile, ad annullare l'intervista; nei restanti casi, le incoerenze - che nella maggior parte dei casi sono solo presunte - vengono lasciate nella base dati.

---

<sup>23</sup> La letteratura prevalente (ad esempio, Fabbris, 1989) suppone che ciascun rilevatore introduca una sua distorsione nella risposta, che tuttavia si ipotizza a media nulla sull'universo degli intervistatori. Se l'assegnazione delle interviste segue criteri casuali, è possibile stimare la perdita di precisione delle stime attribuibile agli intervistatori (o alle diverse caratteristiche operative dell'indagine). Nell'indagine sui bilanci delle famiglie non è possibile ipotizzare tale allocazione casuale, in quanto esiste una forte correlazione tra il territorio di competenza di ciascun intervistatore e le caratteristiche degli intervistati. Inoltre, questo approccio non risponde alla finalità esplicativa di individuare quali caratteristiche dei rilevatori influiscono sulla varianza della risposta. Per tale motivo le caratteristiche dei rilevatori vengono poste in relazione con stime della variabilità delle risposte mediante modelli di regressione.

Questo approccio riflette una logica prudentiale, per cui i valori anomali vengono eliminati solo se esiste una ragionevole certezza sulla loro invalidità e le incoerenze vengono corrette solo quando i valori di rettifica siano chiaramente determinati. In questo modo si evita il rischio di “normalizzare” i micro dati, riconducendo le situazioni realmente anomale (si veda l’appendice A al riguardo) entro standard predefiniti; viene lasciato al ricercatore il compito di valutare, in relazione al caso specifico da analizzare, l’eventuale trattamento da riservare ai residui dati anomali presenti nella base dati.

Sulla base di quanto detto, appare evidente che un’analisi del processo di editing può risultare di interesse nella valutazione di alcuni errori di misura, sebbene con certi limiti che vanno sottolineati.

La frequenza delle modifiche rimane un indicatore imperfetto del peso che gli errori di misura hanno nel corso di una rilevazione. Poiché, come si è detto, esiste un *trade-off* tra il livello di discrezionalità degli interventi di editing e l’accuratezza nella ricostruzione della realtà, si sceglie di intervenire esclusivamente nei casi non opinabili; la conseguenza è che sono colti solo alcuni tipi di problemi, e ne sono trascurati altri. Dal momento che è più facile individuare le imprecisioni dei rilevatori che gli errori dei rispondenti, lo studio della fase di *editing* permette di trarre conclusioni soprattutto sulle correlazioni tra caratteristiche degli intervistatori e loro prestazioni, ma non aiuta a far luce sulle ragioni per cui le famiglie sbagliano a ritrarre la propria situazione.

Nel paragrafo 5.2 vengono analizzate le incoerenze riscontrate sul panel per alcune variabili socio-demografiche e per il reddito, al fine di valutare quali sono gli elementi cui queste si associano con maggiore frequenza.

A differenza dell’analisi degli edit, questi studi richiedono necessariamente il confronto tra due o più rilevazioni. Nelle elaborazioni che seguono si è dunque fatto riferimento alle indagini sul 1998 e sul 2000; le incoerenze riscontrate sono state studiate in

funzione di caratteristiche socio-demografiche delle famiglie intervistate, di caratteristiche degli intervistatori e di modalità operative della rilevazione<sup>24</sup>.

Con riferimento al periodo prescelto, va rilevato che le informazioni sugli intervistatori sono presenti solo per il 2000. Dal momento che le incoerenze derivano presumibilmente dalle caratteristiche di entrambe le indagini, tale carenza di dati merita di essere brevemente discussa.

In un modello di regressione, l'omissione di variabili rilevanti quali possono essere le caratteristiche degli intervistatori nel 1998, comporta una distorsione dei coefficienti stimati che dipende dalle correlazioni tra le variabili escluse e quelle presenti nel modello. Nel caso in esame, dal momento che le rilevazioni sono state condotte da due società diverse, è ragionevole assumere che tali correlazioni siano nulle, a meno di effetti di localizzazione che possono essere tenuti sotto controllo<sup>25</sup>. Gli effetti marginali di ciascuna caratteristica sono pertanto stimati in modo corretto, pur non essendo gli stimatori di minima varianza che deriverebbero da una specificazione completa del modello.

### 5.1. *Modelli esplicativi: ruolo dell'intervistatore*

Tenendo presente le limitazioni descritte, presentiamo di seguito come primo sguardo agli errori di misura nell'indagine sui bilanci delle famiglie e alle loro determinanti alcuni risultati relativi al processo di *editing* operato sui dati del 2000.

Sono state in particolare analizzate due tipologie di errori. In primo luogo sono stati analizzati gli errori riguardanti l'unità di misura in cui è espressa la risposta; si tratta di un certo numero di casi in cui i valori, invece di essere forniti come prescritto in migliaia di lire vengono, al di là di ogni ragionevole dubbio, indicati in milioni di lire. Sono stati inoltre analizzati gli errori derivanti da un riferimento temporale della risposta errato rispetto alla

---

<sup>24</sup> Gli esperimenti condotti non segnalano effetti significativi delle caratteristiche degli intervistatori (e delle modalità operative di svolgimento dell'indagine) sui valori medi del reddito. Ciò permette di attribuire la variabilità intertemporale delle risposte non spiegata da variazioni effettive alle caratteristiche degli intervistatori nelle due occasioni, e non anche alle differenze di queste caratteristiche tra le due indagini.

<sup>25</sup> La distribuzione delle caratteristiche degli intervistatori risente dell'area geografica, come in precedenza illustrato. Questo induce una correlazione delle caratteristiche degli intervistatori in tempi diversi, che tuttavia può essere eliminata includendo nella regressione una *dummy* per l'area geografica.



domanda; è il caso, ad esempio, di ammontari di reddito forniti al mese, quando richiesti all'anno, o viceversa.

Gli errori di unità di misura sono stati individuati prevalentemente sul valore dell'abitazione di residenza; gli errori riguardanti il riferimento temporale sono più frequenti sui redditi da lavoro dipendente (richiesti all'anno) e sull'ammontare delle pensioni (richiesti al mese).

Si tratta di grandezze particolarmente adatte ad uno studio preliminare; la domanda sul valore dell'abitazione di residenza, oltre che rilevante per la ricchezza di buona parte delle famiglie (quelle proprietarie dell'abitazione stessa), ha un chiaro significato e viene posta a tutte le famiglie del campione. Anche le informazioni sui redditi da lavoro dipendente e sulle pensioni riguardano un gran numero di famiglie; inoltre, data la loro trasparenza fiscale, le informazioni richieste non incorporano di norma errori difficili da individuare come quelli di *under-reporting* volontario. Da una parte questo non le rende del tutto rappresentative, dall'altra permette di identificare in modo piuttosto univoco i valori scorretti e di spiegarli con modelli semplici.

La tavola 11 mostra alcune statistiche descrittive in merito alle correzioni operate sui valori relativi alle tre grandezze oggetto di analisi; da essa si desume che la concentrazione tra gli intervistatori degli errori è piuttosto alta: all'ultimo quartile di intervistatori, ordinati per quota di errore, afferisce una percentuale di *edit* che va dal 78,6 all'88,7 per cento. Il coefficiente di Gini per il numero di errori va da 0,34 a 0,48.

Il coefficiente di correlazione tra la percentuale d'errore ed il numero di interviste è sempre negativo; questo dato suggerisce la presenza di un processo di controllo da parte della società di rilevazione, che assegna un maggior numero di incarichi ai collaboratori che paiono maggiormente affidabili<sup>26</sup>.

---

<sup>26</sup> Il dato è di interpretazione non immediata. Infatti al 59,8 per cento di rilevatori che non commettono errori corrisponde solo il 50,6 per cento di questionari privi di *edit*. Questo indica che gli intervistatori più precisi hanno tipicamente realizzato un numero di interviste inferiore al valore capitario medio. Però il numero di questionari che contengono solo un errore è il 25,5 per cento del totale, contro il 22 per cento di intervistatori; il 10,4 per cento delle interviste ha 2 errori, per il 9,0 per cento dei rilevatori.

**ERRORI SU ALCUNE VARIABILI DEL QUESTIONARIO, 2000**

(unità, valori percentuali)

	Valore dell'abitazione di residenza	Reddito da lavoro dipendente	Reddito da pensione
Errori.....	238	152	534
Totale casi.....	8.001	6.553	6.175
Tassi di errore .....	3,0	2,3	8,6
Intervistatori senza errori.....	59,8	69,8	63,1
Intervistatori con 1 errore .....	22,0	15,3	14,0
Intervistatori con più di 1 errore.....	18,2	14,9	22,9
Concentrazione degli errori .....	0,34	0,37	0,48
Quota degli errori commessi dal 25 per cento di intervistatori con maggiore tasso di errore .....	78,6	88,7	86,8
Correlazione tra tasso di errore e numero di interviste.....	-0,12	-0,13	-0,003

Tale evidenza costituisce un argomento a favore dell'osservabilità del livello di capacità dell'intervistatore; non è noto a priori il numero di *edit* che toccheranno ogni individuo, ma il carico di lavoro ricevuto pare coerente con le misure di precisione costruite *ex post*<sup>27</sup>.

La tavola 12 presenta i risultati di una regressione logistica condotta sui record, sottoposti o meno a editing, relativi ai fenomeni oggetto di analisi. Si analizza solo una parte delle interviste svolte da ciascun rilevatore. In particolare, per ognuno si considerano i primi 60 questionari somministrati: questo corrisponde all'incirca a selezionare un intervallo di una deviazione standard intorno al numero medio di famiglie pro capite. Si mantengono così 6467 osservazioni, l'80,8 per cento delle famiglie partecipanti, per un totale di 722 errori su 924, il 78,2 per cento. Si vuole in questo modo ridurre l'effetto sulle stime delle interviste somministrate negli ultimi giorni del periodo di rilevazione. Includerle indurrebbe infatti risultati scarsamente generalizzabili. Esse sono realizzate in condizioni particolari e da pochi intervistatori non rappresentativi dell'universo: hanno caratteristiche eccezionali, hanno

<sup>27</sup> Alcune note sulle caratteristiche di un efficiente disegno di selezione e supervisione dei rilevatori si possono trovare in Fowler (1991) e, con riferimento particolare alle nuove tecnologie di intervista, in Nicholls, Baker e Martin (1997).

accumulato molta esperienza nel corso dei mesi iniziali, e variano a seconda dell'edizione dell'indagine.

La variabile dipendente è una *dummy* che assume valore 1 se il record ha subito almeno un trattamento di *editing* e 0 in caso contrario; il vettore delle variabili indipendenti ritrae le principali caratteristiche degli intervistatori nonché alcune modalità operative, come ad esempio l'uso del CAPI, o la durata dell'intervista, che possono avere impatto sul livello di accuratezza dei dati.

Va rilevato che, sebbene in linea di principio anche l'intervistato possa avere un ruolo nel determinare un certo tipo di errore, nei casi in esame questa componente appare secondaria: l'annotazione imprecisa delle cifre, il mancato chiarimento dell'orizzonte temporale di riferimento, o la verifica non accurata della coerenza delle risposte con le domande sono comunque elementi che definiscono un comportamento non adeguato dell'intervistatore.

I risultati della regressione logistica presentano una discreta stabilità. La probabilità di commettere errori appare influenzata da alcune modalità operative e da alcune caratteristiche dell'intervistatore.

Conformemente alle attese, commettono meno imprecisioni gli intervistatori professionisti; inoltre le ultime interviste di ogni rilevatore sono in media significativamente migliori delle prime, per maggiore dimestichezza con i contenuti e con le procedure. Gli intervistatori non professionisti che dimostrano particolare abilità nell'ottenere elevati tassi di partecipazione si dimostrano anche più accurati.

La figura 4 descrive l'impatto della durata dell'intervista sull'accuratezza. Si desume che le rilevazioni eccessivamente brevi o eccessivamente lunghe hanno una qualità minore di quelle di durata media. L'intervistatore ha bisogno di un certo tempo, all'incirca un'ora, per prendere nota delle informazioni. Se ne impiega molto di meno, probabilmente ha lavorato in modo approssimativo. Con il protrarsi della rilevazione, invece, possono sopravvenire stanchezza e disattenzione da parte dell'intervistatore e della famiglia. Inoltre, è possibile che la durata molto elevata sia un indicatore di difficoltà nella conduzione dell'intervista.

**PROBABILITÀ DI COMMITTERE ALMENO UN ERRORE, 2000**  
(stima logit)

	Coefficiente <sup>o</sup>
Intercetta.....	36,3734**
Nord.....	-0,0449
Centro.....	-0,1954
Comune: fino a 20.000 abitanti.....	0,3212**
Comune: da 20.000 a 40.000 abitanti.....	0,1976
Comune: da 40.000 a 500.000 abitanti.....	0,2900
Questionario cartaceo.....	-1,2401***
Durata dell'intervista.....	-0,0403***
Durata dell'intervista al quadrato.....	0,0003***
Giudizio sul clima di svolgimento dell'intervista <sup>oo</sup> .....	-0,1159***
Ordine di effettuazione delle interviste.....	-0,0195***
Intervistatore: precedenti indagini BI.....	-0,0454
Intervistatore: anno di nascita.....	-0,0182**
Intervistatore: maschio.....	-0,2056
Intervistatore: licenza media inferiore.....	-0,4819
Intervistatore: diploma media superiore.....	-0,4948**
Intervistatore: residente in provincia diversa dall'intervistato.....	0,4083**
Intervistatore: tasso di risposta.....	0,5137
Intervistatore: non professionista.....	0,8381**
Intervistatore non professionista: tasso di risposta.....	-1,2495**

\*\*\* Significativo all'1 per cento \*\*Significativo al 5 per cento \*Significativo al 10 per cento.

<sup>o</sup>I livelli di significatività tengono conto del coefficiente di correlazione intraclassa a livello di intervistatore.

<sup>oo</sup> Punteggio espresso in decimi.

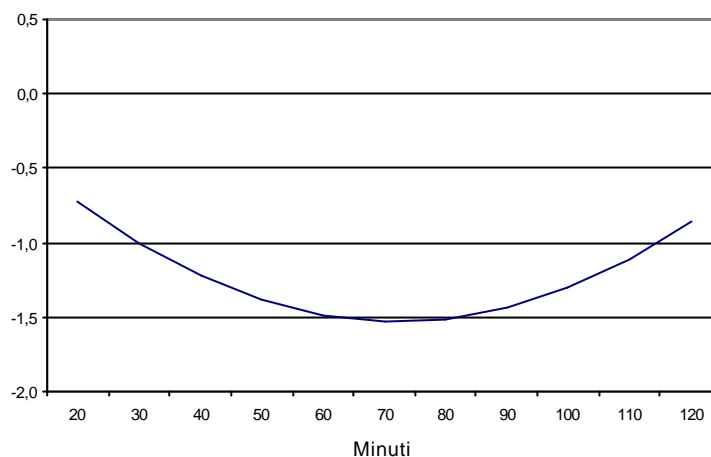
L'analisi dei risultati relativi al giudizio che l'intervistatore dà sul clima in cui il questionario è somministrato suggeriscono conclusioni complementari: se si devono risolvere situazioni di tensione, ad esempio vincere la reticenza del rispondente, è più facile sbagliare.

Dal punto di vista delle caratteristiche demografiche degli intervistatori, paiono meno propensi all'imprecisione i maschi, giovani, con diploma di scuola media superiore.

Il rischio di commettere errori aumenta se l'intervistatore opera in una provincia diversa da quella di residenza. Tale risultato può dipendere da numerosi fattori. Le interviste realizzate in trasferta sono in media più brevi delle altre, controllando per il numero di componenti e di percettori di reddito; chi si sposta ha probabilmente fretta in quanto può avere vincoli nei trasporti. In questi casi, inoltre, anche il clima generale in cui si svolge l'intervista peggiora.

Figura 4

**EFFETTO DELLA DURATA DELL'INTERVISTA SULLA  
PROBABILITÀ DI COMMITTERE ALMENO UN ERRORE**  
(stima logit)



In media commettono meno imprecisioni coloro che fanno uso del questionario cartaceo. A questo riguardo va tenuto presente che il programma CAPI risulta molto efficace nel controllo del flusso del questionario; la verifica sulla congruità degli importi immessi trova invece un limite nell'esistenza di situazioni rare la cui registrazione non può essere preclusa. Per questo il controllo si limita a richiedere una conferma degli importi anomali, ed è efficace nella misura in cui gli intervistatori approfondiscono i motivi alla base della segnalazione. Poiché il questionario cartaceo offre il vantaggio di una visione di assieme delle risposte fornite, un questionario elettronico può costituire un ostacolo all'accuratezza se non è in grado di recuperare tale dimensione. Il problema si rafforza se gli intervistatori non sono adeguatamente addestrati ad interagire con il computer: come rileva un recente studio di Couper, Hansen e Sadosky (1997), *per quanto molti intervistatori sappiano come fare uso delle varie funzioni [del CAPI], in alcune occasioni possono dimenticarle o confondersi, in particolare quando stanno rilevando situazioni rare o di difficile comprensione*". L'effetto di questi fattori pare sopravanzare l'impatto positivo delle verifiche automatiche proposte dal programma.

La migliore qualità dei dati raccolti tramite il questionario cartaceo non risulta confermata per tutte le variabili; in particolare, come si vedrà in seguito, quando il programma di rilevazione attiva controlli di coerenza sulla base di altri indicatori forniti nel

corso dell'intervista o nelle indagini precedenti, il CAPI sembra essere lo strumento più affidabile.

## 5.2. *Modelli esplicativi: ruolo dell'intervistato e dell'intervistatore*

### 5.2.1. *Il titolo di studio*

Nel presente paragrafo si illustrano i risultati di una regressione logistica condotta con riferimento ai 9.473 individui che hanno risposto alla domanda circa il titolo di studio sia nel 1998 sia nel 2000 (tavola 13).

La variabile dipendente è una *dummy* che assume valore 1 nei casi di incoerenza<sup>28</sup>: titolo di studio più elevato nel 1998 rispetto al 2000, e titolo di studio maggiore di più di un livello nel 2000 rispetto al 1998. I casi di titolo in crescita di un livello, ad esempio di passaggio dalla licenza elementare a quella media, non sono stati classificati come incoerenti.

In questo caso, al pari di altri analoghi che saranno presentati successivamente, le caratteristiche dell'intervistato e alcune modalità di effettuazione della rilevazione costituiscono fattori esplicativi della probabilità di riscontrare incoerenze; le caratteristiche dell'intervistatore, per contro, non appaiono particolarmente importanti.

Gli intervistati di sesso maschile paiono in media meno propensi all'incoerenza. I soggetti più anziani hanno maggiore probabilità di rispondere in modo diverso nei due anni osservati. Questo da una parte è spiegabile con le difficoltà di ricostruzione di eventi lontani nel tempo (Pearson, Ross e Dawes, 1992). Dall'altra, l'ordinamento scolastico rilevante per i

---

<sup>28</sup> È opportuno notare che le stime presentate in questo paragrafo, a differenza delle precedenti, non sono relative alla probabilità di errore, ma alla probabilità di riscontrare risposte incoerenti. Le variabili esplicative fanno riferimento a quanto dichiarato nel 1998, anche se non c'è ragione per ritenere che nel caso di discrepanze la vera caratteristica di un individuo sia quella riportata in tale anno. La sostituzione dei valori registrati nel 1998 con quelli del 2000 non produce tuttavia risultati significativamente differenti. Ciò implica una sostanziale simmetria della probabilità di riscontrare un'incoerenza rispetto all'anno per cui viene considerato il titolo di studio; in altre parole, la probabilità di riscontrare un'incoerenza per data categoria dichiarata nel 1998 è approssimativamente uguale a quella per la categoria corrispondente nel 2000. Nonostante questo, la presenza di errori di misura nella variabile dipendente, sia pure in quantità complessivamente limitata, dovrebbe comportare una distorsione nei coefficienti di regressione associati, nel senso del cosiddetto *attenuation bias*.

nati prima del 1955 offriva la possibilità di scelta tra scuole medie e scuole di avviamento al lavoro, non codificata nel questionario: l'incoerenza potrebbe dunque sorgere dal processo di riclassificazione che si attiva in presenza di modalità di risposta non pienamente adeguate.

Tavola 13

**PROBABILITÀ DI FORNIRE UNA RISPOSTA INCOERENTE  
SUL TITOLO DI STUDIO, 2000**  
(stima logit)

	Coefficiente <sup>o</sup>
Intercetta.....	47.2256**
Intervistato: maschio.....	-0,2512*
Intervistato: nessun titolo di studio.....	-0,5377*
Intervistato: licenza elementare.....	-0,5637***
Intervistato: licenza media inferiore.....	0,1367
Intervistato: diploma media superiore.....	0,6588***
Intervistato: anno di nascita.....	-0,0182***
Nord.....	-0,1276
Centro.....	-0,4366
Comune: fino a 20.000 abitanti.....	-0,3626
Comune: da 20.000 a 40.000 abitanti.....	-0,3188
Comune: da 40.000 a 500.000 abitanti.....	-0,2916
Questionario cartaceo.....	0,3465*
Durata dell'intervista.....	0,0005
Intervista somministrata personalmente al componente interessato <sup>+</sup> .....	-0,2473**
Intervista somministrata a componente diverso dall'interessato <sup>+</sup> .....	0,2694*
Giudizio sul clima di svolgimento dell'intervista <sup>oo</sup> .....	-0,1755*
Ordine di effettuazione delle interviste.....	-0,0070
Intervistatore: precedenti indagini BI.....	-0,0160
Intervistatore: maschio.....	-0,0671
Intervistatore: anno di nascita.....	-0,0070
Intervistatore: licenza media inferiore.....	0,4248
Intervistatore: diploma media superiore.....	-0,0604
Intervistatore: residente in provincia diversa dall'intervistato.....	0,2183
Intervistatore: non professionista.....	-0,0359
Intervistatore: tasso di risposta.....	-0,0319

\*\*\* Significativo all'1 per cento \*\*Significativo al 5 per cento \*Significativo al 10 per cento.

<sup>+</sup> La base di riferimento per la variabile categorica che indica a chi è stata somministrata l'intervista è costituita dalla modalità "Ignoto".

<sup>o</sup>I livelli di significatività tengono conto del coefficiente di correlazione intraclassa a livello di intervistatore.

<sup>oo</sup> Punteggio espresso in decimi.

L'effetto del riordino dei *curricula* contribuisce a spiegare la concentrazione di incoerenze che si registra per i titoli di studio intermedi: quanti non hanno ricevuto alcuna istruzione scolastica o si sono fermati alla licenza elementare tendono a confermare nel 2000 la risposta data nel 1998; chi dichiara di avere la licenza media o il diploma di media superiore è invece più esposto alla confusione, anche se nel primo caso l'effetto non appare

statisticamente significativo. Inoltre, per quanto la domanda faccia chiaramente riferimento al titolo di studio conseguito, una certa quota di soggetti può essere incerto nel classificarsi secondo tale schema, avendo magari frequentato la scuola di livello superiore pur senza aver conseguito il titolo.

Per quanto riguarda le modalità operative e l'interazione tra rispondente e intervistatore, l'intervista personale ha un effetto di riduzione delle discrepanze, mentre l'acquisizione di informazioni da persone diverse da quelle cui queste si riferiscono le aumenta. Ad un clima di svolgimento dell'intervista valutato come buono dai rilevatori si associa una minore quota di incoerenze. Infine, il questionario cartaceo aumenta il rischio di registrare risposte diverse; infatti la metodologia CAPI in questo caso specifico segnala all'intervistatore gli eventuali problemi.

Altri elementi individuati in precedenza come fonte di miglioramento della qualità della rilevazione, quali l'esperienza maturata nel corso dell'indagine, segnalata dal numero di interviste già realizzate, o la residenza di intervistatore ed intervistato nella stessa provincia, non paiono in questo caso esercitare effetti rilevanti. Lo stesso si può dire delle caratteristiche dell'intervistatore, ad esempio le precedenti partecipazioni all'indagine sui bilanci delle famiglie: nella maggior parte mostrano correlazioni del segno atteso, ma non significative, con la probabilità di riscontrare incoerenze.

### 5.2.2. *Il tipo di diploma*

La stima logit condotta sulla base delle risposte fornite dai diplomati intervistati sia nel 1998 sia nel 2000 conferma che le incoerenze dipendono fortemente proprio dalla tipologia di diploma (tavola 14)<sup>29</sup>: chi nel 1998 ha dichiarato di possedere un titolo professionale mostra maggiore probabilità di riportare un'informazione diversa nel 2000. I diplomi di natura più specifica, ad esempio quello liceale o quello magistrale, paiono invece indurre meno confusione. Viene confermata la maggiore coerenza nel tempo delle risposte fornite da

---

<sup>29</sup> Anche in questo caso, vale la sostanziale simmetria delle probabilità condizionate delle incoerenze descritte per il titolo di studio.



intervistati maschi; le altre caratteristiche dei rispondenti non presentano coefficienti significativi.

Il clima complessivo in cui si svolge l'intervista segnala nuovamente situazioni di minore variabilità temporale delle risposte. I rilevatori con maggiore esperienza nell'indagine della Banca d'Italia, residenti nella stessa provincia della famiglia assegnata, ed in possesso di licenza media inferiore paiono meno propensi a registrare incoerenze.

Tavola 14

**PROBABILITÀ DI FORNIRE UNA RISPOSTA INCOERENTE  
SUL TIPO DI DIPLOMA CONSEGUITO, 2000**  
(stima logit)

	Coefficiente <sup>o</sup>
Intercetta.....	16,3527
Intervistato: maschio.....	-0,2450*
Intervistato: diploma professionale.....	1,1456***
Intervistato: diploma tecnico.....	-1,0692***
Intervistato: diploma liceale non artistico.....	-1,5465***
Intervistato: diploma liceale artistico o affine.....	-0,3923
Intervistato: diploma magistrale.....	-1,2405***
Intervistato: anno di nascita.....	-0,0001
Nord.....	0,2935
Centro.....	0,4309**
Comune: fino a 20.000 abitanti.....	0,0086
Comune: da 20.000 a 40.000 abitanti.....	-0,0823
Comune: da 40.000 a 500.000 abitanti.....	0,1400
Questionario cartaceo.....	0,0953
Durata dell'intervista.....	0,0026
Giudizio sul clima di svolgimento dell'intervista <sup>oo</sup> .....	-0,2370***
Intervista somministrata personalmente al componente interessato <sup>+</sup> .....	-0,2253
Intervista somministrata a componente diverso dall'interessato <sup>+</sup> .....	-0,1644
Ordine di effettuazione delle interviste.....	-0,0055
Intervistatore: precedenti indagini BI.....	-0,0693**
Intervistatore: anno di nascita.....	-0,0074
Intervistatore: maschio.....	-0,0138
Intervistatore: licenza media inferiore.....	-0,6487**
Intervistatore: diploma media superiore.....	-0,1859
Intervistatore: residente in provincia diversa dall'intervistato.....	0,2922*
Intervistatore: non professionista.....	0,1753
Intervistatore: tasso di risposta.....	0,0556

\*\*\* Significativo all'1 per cento \*\*Significativo al 5 per cento \*Significativo al 10 per cento.

<sup>+</sup> La base di riferimento per la variabile categorica che indica a chi è stata somministrata l'intervista è costituita dalla modalità "Ignoto".

<sup>o</sup> I livelli di significatività tengono conto del coefficiente di correlazione intraclasse a livello di intervistatore.

<sup>oo</sup> Punteggio espresso in decimi.

### 5.2.3. L'età di inizio della vita lavorativa

Una stima logit relativa alle incoerenze nell'età dichiarata di inizio della vita lavorativa<sup>30</sup> sottolinea ulteriormente il ruolo delle caratteristiche dell'intervistato nel determinare la probabilità di discrepanze (tavola 15).

Tavola 15

#### PROBABILITÀ DI FORNIRE UNA RISPOSTA INCOERENTE NELLA DOMANDA RELATIVA AGLI ANNI DI LAVORO, 2000 (stima logit)

	Coefficiente <sup>o</sup>
Intercetta .....	24,3073***
Intervistato: maschio .....	-0,1843***
Intervistato: anno di nascita .....	-0,0091***
Intervistato: nessun titolo di studio .....	0,3370***
Intervistato: licenza elementare .....	0,0559
Intervistato: licenza media inferiore .....	-0,2839***
Intervistato: diploma media superiore .....	-0,0869
Intervistato: occupato dipendente .....	-0,1304**
Intervistato: occupato indipendente .....	0,0618
Intervistato: pensionato da lavoro dipendente .....	-0,0315
Intervistato: numero di esperienze lavorative .....	-0,0075
Nord .....	-0,6519***
Centro .....	-0,3123***
Comune: fino a 20,000 abitanti .....	0,1777**
Comune: da 20,000 a 40,000 abitanti .....	0,1969**
Comune: da 40,000 a 500,000 abitanti .....	0,6758***
Questionario cartaceo .....	0,3201***
Durata dell'intervista .....	0,0014***
Giudizio sul clima di svolgimento dell'intervista <sup>oo</sup> .....	-0,1126***
Intervista somministrata personalmente al componente interessato <sup>+</sup> .....	-0,0308
Intervista somministrata a componente diverso dall'interessato <sup>+</sup> .....	0,1192***
Ordine di effettuazione delle interviste .....	0,0025
Intervistatore: precedenti indagini BI .....	-0,0080
Intervistatore: anno di nascita .....	-0,0029
Intervistatore: maschio .....	-0,0270
Intervistatore: licenza media inferiore .....	-0,3900***
Intervistatore: diploma media superiore .....	-0,2093***
Intervistatore: residente in provincia diversa dall'intervistato .....	0,0742
Intervistatore: non professionista .....	0,5041**
Intervistatore: tasso di risposta .....	0,7525**
Intervistatore non professionista: tasso di risposta .....	-0,8970**

\*\*\* Significativo all'1 per cento \*\*Significativo al 5 per cento \*Significativo al 10 per cento.

<sup>+</sup> La base di riferimento per la variabile categorica che indica a chi è stata somministrata l'intervista è costituita dalla modalità "Ignoto".

<sup>o</sup> I livelli di significatività tengono conto del coefficiente di correlazione intraclasse a livello di intervistatore.

<sup>oo</sup> Punteggio espresso in decimi.

<sup>30</sup> Le distanze di un anno non sono state considerate incoerenze, in quanto è possibile che esista un'ambiguità relativa all'età compiuta o non compiuta.

Viene ulteriormente confermata la maggiore stabilità delle risposte degli intervistati di sesso maschile. Sono di nuovo più propensi all'incoerenza gli anziani, prevalentemente per ragioni di memoria. I lavoratori dipendenti tendono a ricordare in modo più univoco l'anno di inizio della vita lavorativa, essendo per questi maggiormente formalizzato il passaggio dalla condizione di non occupazione a quella lavorativa. Inoltre probabilmente si tratta di un dato che è spesso richiamato alla mente in vari momenti dell'attività lavorativa (ad esempio al ricevimento della busta paga, in corrispondenza di scatti di anzianità, promozioni, etc.).

L'effetto del titolo di studio sull'esistenza di discrepanze presenta un certo interesse: le persone agli estremi della scala di istruzione sono meno coerenti. Nel caso di chi non ha alcun titolo scolastico questo si può spiegare con i consueti argomenti di difficoltà di comprensione ed interazione con l'intervistatore. Coloro che sono in possesso della licenza media inferiore tendono invece ad essere più precisi anche rispetto a chi ha un titolo di studio superiore; probabilmente coloro che studiano di più svolgono più frequentemente attività a tempo parziale nel periodo di studi, e possono essere indecisi riguardo al considerare tali attività come vera e propria parte della vita da occupati.

È interessante notare che in questo caso le covariate riferite all'area geografica ed alla dimensione comunale, le quali normalmente non forniscono informazioni interpretabili, paiono segnalare una maggiore incoerenza di chi risiede nel Sud e nei piccoli comuni, probabilmente a causa del maggior peso dell'economia sommersa in tali contesti.

Le modalità di interazione tra intervistatore ed intervistato emergono nuovamente come importanti: l'intervista non personale diminuisce la coerenza delle risposte, gli intervistatori professionisti e quelli non professionisti più abili nell'ottenere la collaborazione delle famiglie hanno risultati migliori. Il buon rapporto interpersonale che si stabilisce tra rilevatore e famiglia, segnalato dal clima complessivo di svolgimento dell'intervista, sortisce ancora effetti positivi. La maggior durata della rilevazione va invece nella direzione opposta.

L'uso della metodologia CAPI consente di ridurre le probabilità di incoerenza. Infatti, per quanto non esista uno specifico controllo di coerenza con la risposta dell'indagine precedente, l'età di inizio della vita lavorativa viene verificata con riferimento ad altre

variabili rilevate, ad esempio l'età anagrafica, il numero di anni in cui si sono versati contributi previdenziali, l'anno del pensionamento.

L'effetto dell'esperienza nell'indagine e quello della residenza nella stessa provincia vanno nella direzione prevista, ma non sono statisticamente significativi. Le caratteristiche sociodemografiche dell'intervistatore paiono, invece, non in grado di spiegare l'incoerenza nelle risposte, eccezion fatta per il titolo di studio: gli intervistatori con bassi livelli di istruzione paiono registrare più risposte coerenti.

#### 5.2.4. Il reddito

Nella rilevazione di un aggregato ritenuto delicato dalle famiglie, come il reddito o la ricchezza, l'errore di misura di maggior rilievo è senz'altro costituito dall'*under-reporting*, vale a dire dalla volontaria sottostima degli ammontari guadagnati o posseduti.

I tratti fondamentali dei comportamenti di *under-reporting* sono noti da studi precedenti<sup>31</sup> e si ritrovano, a livello qualitativo, nelle indicazioni che intervistatori danno in merito al livello di veridicità delle risposte fornite dagli intervistati. Secondo tali indicazioni, gli ammontari di reddito e di ricchezza sarebbero sottostimati maggiormente per le famiglie residenti nel Sud e nelle Isole, con capofamiglia indipendente, con basso titolo di studio o in età avanzata (tavola 16).

Se la valutazione della dimensione del fenomeno dell'*under-reporting* può essere condotta soltanto mediante studi ad hoc, appare in linea con gli obiettivi del presente lavoro cercare di capire se le modalità operative di rilevazione dei dati o le caratteristiche degli intervistatori presentano un'influenza sulla variabilità che si osserva negli ammontari rilevati<sup>32</sup>.

---

<sup>31</sup> Si veda al riguardo: Cannari e D'Alessio, 1990; Cannari e D'Alessio, 1993; Cannari, D'Alessio, Raimondi e Rinaldi, 1990; Cannari e Violi, 1995; Brandolini, 1999.

<sup>32</sup> Come già citato, sono stati condotti alcuni esperimenti per valutare l'impatto delle caratteristiche degli intervistatori (e delle modalità operative di svolgimento dell'indagine) sui valori medi del reddito dichiarato, senza tuttavia riscontrare effetti significativi.

**ATTENDIBILITÀ DELLE RISPOSTE SUL REDDITO E LA RICCHEZZA NEL  
GIUDIZIO DEGLI INTERVISTATORI**  
(punteggi in decimi)

Modalità (*)	Attendibilità delle risposte	Modalità (*)	Attendibilità delle risposte
<b>Sesso</b>		<b>Numero di componenti</b>	
Maschi.....	7,7	1 componente .....	7,6
Femmine .....	7,8	2 componenti .....	7,7
<b>Età</b>		3 componenti .....	7,8
fino a 30 anni .....	7,8	4 componenti .....	7,8
da 31 a 40 anni .....	7,9	5 e più componenti .....	7,5
da 41 a 50 anni .....	7,8	<b>Numero di percettori</b>	
da 51 a 65 anni .....	7,7	1 percettore .....	7,5
Oltre 65 anni .....	7,5	2 percettori .....	7,9
<b>Titolo di studio</b>		3 percettori .....	7,8
Senza titolo .....	7,1	4 e più percettori .....	7,7
Licenza elementare .....	7,3	<b>Classe di reddito familiare</b>	
Media inferiore .....	7,8	fino a 10 mila euro.....	7,0
Media superiore .....	8,0	da 10 a 20 mila euro.....	7,5
laurea .....	8,1	da 20 a 30 mila euro .....	7,9
<b>Settore</b>		da 30 a 40 mila euro.....	8,0
agricoltura .....	7,1	oltre 40 mila euro.....	8,1
industria .....	7,7	<b>Ampiezza comunale</b>	
P.,A., servizi pubblici .....	8,1	fino a 20,000 abitanti .....	7,9
altri settori .....	7,8	da 20,000 a 40,000 abitanti .....	7,6
nessun settore .....	7,6	da 40,000 a 500,000 abitanti .....	7,7
<b>Condizione professionale</b>		oltre 500,000 abitanti .....	7,7
Lavoratore dipendente		<b>Area geografica</b>	
operaio .....	7,7	nord .....	8,1
impiegato .....	8,1	centro .....	7,6
dirigente, direttivo .....	8,3	sud isole .....	7,3
totale .....	7,9	Totale .....	7,7
Lavoratore autonomo			
imprenditore, libero professionista	7,7		
altro autonomo .....	7,3		
totale .....	7,5		
Condizione non professionale			
pensionati .....	7,6		
altri non occupati .....	7,0		
totale .....	7,6		

(\*) Le caratteristiche individuali sono riferite al capofamiglia, inteso come il maggior percettore di reddito all'interno della famiglia.

Fonte: Banca d'Italia, 2002

L'analisi delle determinanti della variabilità nei redditi dichiarati è stata condotta con riferimento alle indagini 1998 e 2000<sup>33</sup>, utilizzando due diverse formalizzazioni.

Nella prima, le differenze in valore assoluto fra le due misure di reddito sono state poste in relazione, oltre che con alcuni fattori di controllo che hanno il compito di intercettare le variazioni "vere", con le caratteristiche degli intervistatori e con le modalità

<sup>33</sup> Poiché nell'indagine sul 1998 non è disponibile l'informazione sugli intervistatori, i risultati sono da interpretare sotto la condizione di indipendenza delle caratteristiche degli intervistatori nei due periodi.

operative mediante una regressione lineare. I coefficienti stimati forniscono in tal modo una misura dell'impatto dei vari fattori esaminati sulla variabilità osservata.

Nella seconda, la variabilità fra le due misure di reddito è stata analizzata per mezzo di una regressione logistica, modellando la probabilità di osservare differenze oltre un certo limite. In particolare, ipotizzando che gli errori degli intervistatori (almeno quelli più rilevanti) vadano a concentrarsi nelle code della distribuzione, è stata creata una variabile indicatrice relativa alle variazioni percentuali del reddito collocate sotto il 5° e sopra il 95° percentile<sup>34</sup>.

Data una certa robustezza dei risultati rispetto al metodo, di seguito saranno presentati soltanto i risultati delle regressioni logistiche in quanto meno influenzati dalla presenza di *outliers* nella variabile risposta. È opportuno sottolineare come, a differenza delle analisi condotte nei paragrafi precedenti, i redditi sono considerati dopo la fase di *editing* e quindi sono depurati dalle incoerenze e dagli errori più evidenti.

L'esperimento è stato condotto analizzando le differenze rilevate fra il 1998 e il 2000 nei redditi da lavoro e da trasferimenti di un campione di 3.244 famiglie.

In linea con le attese, la maggior parte della variabilità è legata a caratteristiche sociodemografiche quali un cambiamento nel numero di percettori, il sesso, la professione, il titolo di studio e l'area geografica di appartenenza (tavola 17).

Le modalità operative e le caratteristiche degli intervistatori sembrano avere un impatto limitato sulla probabilità di osservare variazioni anomale. Solo l'esperienza dell'intervistatore e la buona qualità del clima in cui si svolge l'intervista riducono la probabilità di osservare differenze elevate fra i redditi dei due periodi.

Le fonti di variabilità nella misura dei redditi vanno dunque ricercate principalmente al di fuori del processo di rilevazione; gli stessi comportamenti di *under-reporting* sopra descritti potrebbero essere responsabili dell'introduzione di varianza nelle risposte in quanto non necessariamente essi sono coerenti nel tempo.

---

<sup>34</sup> Per eliminare l'effetto legato a cambiamenti nel nucleo familiare, sono state selezionate solo le famiglie con la stessa composizione demografica.

**DETERMINANTI DELLE VARIAZIONI ESTREME NEI REDDITI  
DA LAVORO E DA TRASFERIMENTI, 1998-2000**

*(stima logit)*

	Coefficiente <sup>o</sup>
Intercetta.....	-30,8911
Intervistato: maschio.....	-0,3287
Intervistato: anno di nascita.....	0,0117
Intervistato: numero di percettori in famiglia.....	0,1602
Intervistato : nuovi percettori lavoro dipendente in famiglia.....	1,0382***
Intervistato: nuovi percettori lavoro autonomo in famiglia.....	1,3093***
Intervistato: nuovi percettori trasferimenti in famiglia.....	0,8781***
Intervistato: ricchezza familiare sotto la mediana generale.....	1,0952***
Nord.....	0,3960**
Centro.....	-0,1302
Comune: fino a 20.000 abitanti.....	-0,3370
Comune: da 20.000 a 40.000 abitanti.....	-0,3141
Comune: da 40.000 a 500.000 abitanti.....	-0,0822
Intervistato: nessun titolo di studio.....	-0,9134
Intervistato: licenza elementare.....	-0,1442
Intervistato: licenza media inferiore.....	-0,2048
Intervistato: diploma media superiore.....	0,2445
Intervistato: occupato dipendente.....	-0,6571***
Intervistato: occupato indipendente.....	0,9803***
Intervistato: nuovo capofamiglia.....	0,3150
Questionario cartaceo.....	0,0711
Durata dell'intervista.....	0,0015
Giudizio sul clima di svolgimento dell'intervista <sup>oo</sup> .....	-0,1230**
Ordine di effettuazione delle interviste.....	-0,0032
Intervistatore: precedenti indagini BI.....	-0,1164***
Intervistatore: anno di nascita.....	0,0028
Intervistatore: maschio.....	0,1594
Intervistatore: licenza media inferiore.....	0,0395
Intervistatore: diploma media superiore.....	0,2877
Intervistatore: residente in provincia diversa dall'intervistato.....	0,1274
Intervistatore: non professionista.....	0,2247
Intervistatore: tasso di risposta.....	-0,1329

\*\*\* Significativo all'1 per cento \*\*Significativo al 5 per cento \*Significativo al 10 per cento.

<sup>o</sup>I livelli di significatività tengono conto del coefficiente di correlazione intraclasse a livello di intervistatore.

<sup>oo</sup> Punteggio espresso in decimi.

## 6. Conclusioni

Il lavoro ha analizzato gli errori di misura delle principali variabili raccolte nell'indagine sui bilanci delle famiglie italiane. I risultati assumono rilievo in primo luogo per i ricercatori che utilizzano l'indagine, che devono tenere conto della qualità dei dati che essi sottopongono ad analisi. La più approfondita conoscenza dei problemi che riguardano i dati raccolti nell'indagine è inoltre condizione indispensabile per affinarne la tecnica di rilevazione.

Con riferimento alle variabili *time-invariant*, l'analisi è stata effettuata valutando la coerenza tra le risposte fornite in diverse occasioni di indagine dai soggetti appartenenti al panel; per le grandezze che nel corso del tempo possono subire variazioni, come ad esempio il reddito o la ricchezza, il lavoro ha utilizzato il modello di Heise (1969) che, a condizione di disporre di almeno tre rilevazioni sulle stesse unità panel e sotto ipotesi non troppo restrittive, permette di separare l'effettiva variazione temporale della grandezza esaminata dall'errore di misura.

Il lavoro ha inoltre esaminato il ruolo che le condizioni operative di svolgimento dell'intervista, le caratteristiche dell'intervistatore e dell'intervistato assumono in rapporto alla qualità dei dati rilevati. Al di là di elementi ricollegabili specificamente alle singole domande, gli esperimenti condotti indicano la presenza di fattori esplicativi comuni alle diverse tipologie di incoerenze analizzate.

I risultati del lavoro possono essere così sintetizzati:

- tutte le domande, anche quelle prive di difficoltà di definizione o di risposta, come ad esempio il sesso, il luogo e l'anno di nascita, presentano alcune incoerenze (con percentuali nell'ordine del 2-3 per cento), sebbene in numero calante nel corso del tempo come riflesso della maggiore attenzione prestata al fenomeno delle discrepanze. L'analisi dei casi errati evidenzia che le discrepanze si manifestano 3 volte su 4 per i figli in giovane età, soggetti che – a parte le caratteristiche demografiche – non sono più oggetto di analisi nel corso dell'intervista;
- le incoerenze aumentano quando la risposta fa riferimento a elementi che possono essere non perfettamente conosciuti da tutti i membri della famiglia o percepiti come delicati dagli intervistati, come ad esempio il tipo di diploma o il titolo di studio;
- l'incoerenza è invece il segnale di una difficoltà oggettiva di determinare la risposta corretta (ad esempio, nel caso dell'età alla quale i soggetti hanno iniziato a lavorare) quando questa richiede uno sforzo di memoria o quando la domanda non specifica chiaramente come trattare alcune situazioni (ad esempio i periodi di apprendistato e il lavoro saltuario);



- gli errori di risposta possono manifestarsi più intensamente se la stessa domanda fa riferimento a concetti vaghi, come ad esempio quando si chiede se l'abitazione è ubicata nel "centro" o in "periferia";
- con riferimento ai principali aggregati, l'indice di affidabilità (che non tiene conto dei problemi di *under-reporting* sistematico, ma misura l'imprecisione della risposta) appare superiore per il reddito e la ricchezza netta ((indice pari a 0,82) rispetto ai consumi (0,69));
- tra le componenti di reddito mostrano una migliore affidabilità i redditi da pensioni e le retribuzioni da lavoro dipendente (indici intorno ai valori di 0,95). Le integrazioni non monetarie del reddito, per contro, non sono rilevate altrettanto bene, con un indice pari a 0,41. Il reddito da lavoro autonomo e il reddito da capitale sono, nel complesso, rilevati con minore affidabilità (indici pari a 0,74 e 0,72);
- tra le componenti del consumo si rileva una maggiore accuratezza per i consumi alimentari (0,80);
- per quanto riguarda la ricchezza, la rilevazione del valore degli immobili appare piuttosto affidabile (0,86), in particolare per le abitazioni di residenza (0,90). Piuttosto problematica appare invece la stima degli oggetti di valore (0,47), per i quali emerge il problema di valutare entità che non sono al momento collocate sul mercato;
- l'intervista personale ha un effetto di riduzione delle discrepanze, mentre l'acquisizione di informazioni da persone diverse da quelle cui queste si riferiscono le aumenta;
- quando il programma di rilevazione prevede specifici controlli di verifica con i dati immessi nelle precedenti occasioni, commettono meno imprecisioni coloro che fanno uso del questionario elettronico; in assenza di tali verifiche, la situazione si ribalta a favore del questionario cartaceo. Questo offre probabilmente il vantaggio di una visione di insieme delle risposte fornite, mentre il questionario elettronico può costituire un ostacolo all'accuratezza se non è in grado di recuperare tale dimensione. Il problema si rafforza se gli intervistatori non sono adeguatamente addestrati ad interagire con il computer;

- anche la durata dell'intervista può avere un impatto sull'accuratezza. Le rilevazioni eccessivamente brevi o eccessivamente lunghe hanno una qualità minore di quelle di durata media. L'intervistatore ha bisogno di un certo tempo, all'incirca un'ora, per prendere nota delle informazioni. Se ne impiega molto di meno, probabilmente ha lavorato in modo approssimativo. Con il protrarsi della rilevazione, invece, possono sopravvenire stanchezza e disattenzione da parte dell'intervistatore e della famiglia. Inoltre, è possibile che la durata molto elevata sia un indicatore di difficoltà nella conduzione dell'intervista;
- gli intervistatori professionisti (e talvolta anche quelli non professionisti più abili nell'ottenere la collaborazione delle famiglie) hanno risultati migliori in termini di qualità delle risposte; anche l'aver collaborato a precedenti rilevazioni dell'indagine della Banca d'Italia ha effetti migliorativi;
- l'esperienza maturata nell'ambito della stessa indagine dall'intervistatore ha un effetto positivo sull'accuratezza. Le ultime interviste di ogni rilevatore sono in media significativamente migliori delle precedenti, per maggiore dimestichezza con i contenuti e con le procedure;
- il rischio di commettere errori aumenta se l'intervistatore opera in una provincia diversa da quella di residenza. Tale risultato può dipendere da numerosi fattori. Le interviste realizzate in trasferta sono in media più brevi delle altre, controllando per il numero di componenti e di percettori di reddito; chi si sposta ha probabilmente fretta in quanto può avere vincoli di tempo a disposizione.

## Appendice A – Annotazioni degli intervistatori a giustificazione di alcuni dati anomali nell'indagine sul 1995

### Composizione familiare:

- LA COMPONENTE N.6 E' SPOSATA DA 7 ANNI MA OGNI TANTO LITIGA COL MARITO E TORNA A CASA. NEL 1993 ERA TORNATA PER UN ANNO.
- CONIUGATA MA IL MARITO VIVE IN SPAGNA.

### Reddito:

- HA CONFERMATO 60.000 ALLA SETTIMANA
- LA FAMIGLIA VIVE IN UN EX OSPEDALE RISTRUTTURATO E NON PAGA LUCE, TELEFONO E ACQUA. HA LAVORATO 1 MESE PER 1 MILIONE GLI ALTRI 7 MILIONI PER LA FAMIGLIA NON SI SA DA DOVE VENGA.
- SVOLGE PICCOLI LAVORI SALTUARI DI CUI NON VUOLE PARLARE PER ARROTONDARE LE ESIGUE ENTRATE.
- REDDITO INFERIORE PERCHE' DEVE PERCEPIRE 15 MENSILITA' IN ARRETRATO PER DIFFICOLTA' DEL DATORE DI LAVORO.
- OGNI TANTO RICEVONO MODESTE CIFRE IN REGALO QUALCHE CENTINAIA DI MILLE LIRE.
- DICHIARA DI NON PERCEPIRE NESSUN REDDITO E DI ARRANGIARSI SENZA NESSUN AIUTO. MOLTO RETICENTE.
- LA SIGNORA VIENE AIUTATA DALLE SORELLE IN TUTTO.
- HANNO DATO FONDO A TUTTI I RISPARMI CHE AVEVANO.
- L'INTERVISTATO CONTINUA A DIRE CHE IL COMP.2 E' CASALINGA E CHE FA UN PO' DI LAVORI DI SARTORIA MA DICE CHE GUADAGNA POCO. HO I MIEI SERI DUBBI.
- VIVE AL DI SOTTO DELLA SOGLIA DI POVERTA'.
- SOSPETTO CHE SIANO PROPRIETARI DI DIVERSI IMMOBILI IN SICILIA MA NON VOGLIONO PARLARNE.

### Reddito/Consumi:

- AIUTATO DAL FIGLIO. LA PENSIONE NON BASTA.
- AIUTATA ECONOMICAMENTE DAI GENITORI.
- INCOERENZA APPARENTE TRA ENTRATE E USCITE. HANNO ATTINTO AI RISPARMI.
- IL CAPOFAMIGLIA HA DETTO CHE HA FATTO IL VENDITORE AMBULANTE DA FEBBRAIO A GIUGNO COMPRESO, GUADAGNANDO POCHI MILIONI. E' STATA UNA DICHIARAZIONE IN VIA CONFIDENZIALE (trascritta sul questionario, N.d.R.).
- SPENDE DI PIU' PERCHE' DICE DI AVERE DEI RISPARMI IN CASA.
- CHIEDENDO CONFERMA DELLE SPESE E DELLO STIPENDIO CONFERMA LE SPESE E RETTIFICA LO STIPENDIO.
- SOLDI SPESI DALLA MADRE CHE ABITA ACCANTO.
- PER QUANTO RIGUARDA LA PROVENIENZA DEI SOLDI OGNI TANTO FANNO DEI LAVORI IN CASA DI CUCITO LA MOGLIE E I FIGLI.
- VIVONO DI REGALIE E AIUTI VARI.

### Spese per alimentari:

- SI SERVE SEMPRE DELLA MENSA AZIENDALE.

- ASSISTE UN'AMICA ANZIANA CHE LE PASSA IL VITTO.
- VA A MANGIARE DALLA SORELLA.
- SPESSO USUFRUISCE DI COLAZIONI C/O MENSE PUBBLICHE.
- I GENITORI CONTRIBUISCONO ALL'ANDAMENTO FAMILIARE ANCHE CON PRODOTTI ALIMENTARI.
- MANGIA SUL POSTO DI LAVORO E NON PAGA.
- PRENDONO TUTTO DAL LORO NEGOZIO SENZA PAGARE PER UN IMPORTO DI 600.000.
- MANGIA SEMPRE ALL'ALBERGO DELLA FIGLIA NON CONVIVENTE DOVE IN CAMBIO FA LAVORETTI.

### Affitto:

- OCCUPANO ABUSIVAMENTE L'ALLOGGIO IACP.
- ABITAVA IN UNA BARACCA DAL TERREMOTO DELL'80 PROPRIETA' DEL COMUNE NON PAGAVA L'AFFITTO PERCHE' MOROSO.
- LA CASA PRIMA ERA IN USO GRATUITO ORA DICE CHE DA DUE ANNI PAGA QUESTO AFFITTO MOLTO BASSO NON VUOLE SPECIFICARE ALTRO.
- E' UN SACERDOTE CHE VIVE IN PARROCCHIA. ALCUNE DOMANDE NON SONO PROPONIBILI.
- NON PAGANO AFFITTO. NON NE HANNO LE POSSIBILITA'.

### Ricchezza (Panel):

- NEL CORSO DEL '93 LA SUCCESSIONE ERA APPENA INIZIATA. LA PRATICA SI E' CONCLUSA NEL '95.
- IL CAPOFAMIGLIA NON AVEVA DICHIARATO I TERRENI NEL 1993. LA CASA DEL PADRE E' STATA DIVISA IN DUE ABITAZIONI INDIPENDENTI DI UGUALE METRATURA.
- ALTRA ABITAZIONE NON DICHIARATA NEL'94 PER RETICENZA; ABITAZIONE DI RESIDENZA E' LA STESSA MA ORA IN USUFRUTTO.

### Prezzo/costo dell'abitazione:

- CASA COSTRUITA IN PIU' TEMPI DALL'INTERVISTATO NON SA DARE INDICAZIONI DI QUANTO E' COSTATA.
- RICORDA DI AVER PAGATO 40 MILIONI PER IL TERRENO MA NON QUANTO E' COSTATA LA CASA PERCHE' E' STATA FATTA A POCO A POCO IN ECONOMIA.

### Attività finanziarie:

- NON RIESCE A CAPIRE COMPLETAMENTE. ALLA FINE DICE CHE I TITOLI A LUI NON INTERESSANO.
- CONFERMA DI NON AVERE C/C E DI AVERE I BOT.

### Prelievi/versamenti di denaro:

- CONFERMA I PRELIEVI AL MESE. LAVORA IN BANCA.
- E' EDICOLANTE. FA VERSAMENTI QUASI TUTTI I GIORNI.

- NON SA PERCHE' SE NE OCCUPAVA IL MARITO CHE ATTUALMENTE E' GRAVEMENTE INFERMO.

#### Pensioni (panel):

- INTERVISTATO ANZIANO. LA PERSONA CHE LO ASSISTE HA CONFERMATO L'ANNO DI PENSIONAMENTO. PROBABILMENTE NEL 1993 SI ERA CONFUSO.
- NEL 1993 AVEVA UNA PENSIONE NON DA LAVORO CHE ORA GLI HANNO TOLTO.
- LA REVERSIBILITA' E' DELLA MADRE. E' MOLTO CONFUSO.

#### Pensioni/Età:

- I COMPONENTI 4 E 5 PRENDONO LA PENSIONE DI REVERSIBILITA' PERCHE' LA MADRE E' MORTA IL PADRE SI E' RISPOSATO PER LEGGE LA PENSIONE SPETTA AI FIGLI MINORENNI.
- CONFERMA DI ANDARE IN PENSIONE ENTRO BREVE TEMPO
- CONFERMA BABY PENSIONE.
- PENSIONE DI REVERSIBILITA' ESTERA DAL PRIMO MARITO. OGGI CONVIVENTE CON ALTRA PERSONA.

#### Anni di contributi/lavoro:

- CONFERMA CHE E' UN PARTICOLARE CONTRATTO DOVE GLI ANNI DI TRASFERTA VALGONO DOPPI.
- OK 40 ANNI CONTRIBUTI. 25 DI LAVORO PIU' 15 RICONOSCIUTI DALL'INPS PER INVALIDITA' AL LAVORO.
- NEL 1993 CERCAVA LAVORO MA DICHIARA DI LAVORARE DA QUANDO AVEVA 13 ANNI. PRIMA LAVORAVA IN NERO; DAL'94 REGOLARMENTE.

#### Rapporto pensione/reddito da lavoro:

- CONFERMANO CHE LA PENSIONE E' IL 100 PER CENTO DELLO STIPENDIO. HANNO LAVORATO ALL'ESTERO.
- MARITO CONFERMA: HA AVUTO UNO SCATTO SUBITO PRIMA DI ANDARE IN PENSIONE (40 ANNI DI SERVIZIO): LA PENSIONE RISULTA QUINDI UGUALE AL REDDITO.

#### Liquidazione/termine lavoro:

- LA LIQUIDAZIONE E' STATA OTTENUTA NEL '95 PERCHE' C'E' STATO UN INTERVENTO LEGALE.
- PERCEPITO LIQUIDAZIONE IN RITARDO RISPETTO ALLA FINE DEL LAVORO.

#### Varie:

- CONFERMA DI AVER OTTENUTO UN MUTUO SUPERIORE AL VALORE D'ACQUISTO PERCHE' COMPRENDE LA QUOTA NECESSARIA PER LA RISTRUTTURAZIONE.
- IL COMPONENTE N. 1 (PENSIONATO) E' IN ATTESA DI PENSIONE. QUINDI MANCA L'ALLEGATO.
- CASA DI PROPRIETA' INTESTATA A BIMBA DI 2 ANNI.
- PRELEVA L.100.000 AL MESE MA HA SOLDI DELLA PARROCCHIA. NON SPECIFICA ALTRO.
- PERSONA ANZIANA NON RIESCE A DARE SPIEGAZIONI SUL C/C CHE PER LEI GESTISCONO I FIGLI.
- NEL'93 LA CASA ERA AD USO GRATUITO PERCHE' IL MARITO LAVORAVA PRESSO LA DITTA PROPRIETARIA DELL'APPARTAMENTO E LA MOGLIE NE PULIVA GLI UFFICI. NEL'94 HA CAMBIATO SETTORE.

## Bibliografia

- Banca d'Italia (2002), I bilanci delle famiglie italiane nell'anno 2000, a cura di G. D'Alessio, I. Faiella, Supplementi al Bollettino Statistico (nuova serie), Banca d'Italia, Anno XII n. 6.
- Biemer, P., D. Trewin (1997), A Review of Measurement Error Effects on the Analysis of Survey Data, L. Lyberg et al. eds., Survey Measurement and Process Quality, Wiley, pp. 603-633.
- Brandolini, A. (1999), The Distribution of Personal Income in Post-War Italy: Source Description, Data Quality, and the Time Pattern of Income Inequality, *Giornale degli Economisti e Annali di Economia*, Vol. 58, n. 2, pp. 183-239.
- Cannari, L., G. D'Alessio (1990), Housing Assets in the Bank of Italy's Survey of Household Income and Wealth, *Income and Wealth Distribution, Inequality and Poverty - Proceedings*, Pavia, Dagum e Zenga eds., Springer Verlag, pp. 326-334.
- Cannari, L., G. D'Alessio (1992), Mancate interviste e distorsione degli stimatori, Banca d'Italia, Temi di discussione, n. 172, Giugno.
- Cannari, L., G. D'Alessio (1993), Non-Reporting and Under-Reporting Behavior in the Bank of Italy's Survey of Household Income and Wealth, *Bulletin of the International Statistical Institute - Proceedings of the ISI 49th Session*, tome LV, four books, Isi, n. 3, Agosto-Settembre, pp. 395-412.
- Cannari, L., G. D'Alessio, G. Raimondi, A.I. Rinaldi (1990), Le attività finanziarie delle famiglie italiane, Banca d'Italia, Temi di discussione, n. 136, Luglio.
- Cannari, L., R. Violi (1995), Reporting Behaviour in the Bank of Italy's Survey of Italian Household Income and Wealth, *Research on Economic Inequality*, Vol. VI, JAI Press Inc., pp. 117-130.
- Couper, M.P., S.E. Hansen, S.A. Sadosky (1997), Evaluating Interviewer Performance in a CAPI Survey, L. Lyberg et al. eds., Survey Measurement and Process Quality, Wiley, pp. 267-285.
- D'Alessio, G., I. Faiella (2002), Nonresponse Behaviour in the Bank of Italy's Survey of Household Income and Wealth, Banca d'Italia, Temi di discussione, n. 462.
- Fabbris, L. (1989), L'indagine campionaria, *La Nuova Italia Scientifica*.
- Fowler, F.J. (1997), Reducing Interviewer-Related Error Through Interviewer Training, Supervision, and Other Means, P. Biemer, R. Groves, L. Lyberg, N. Mathiowetz, S. Sudman eds., *Measurement Error in Surveys*, Wiley, pp. 259-278.
- Groves, R.M., M.P. Couper (1998), How Survey Design Features Affect Participation, Nonresponse in Household Interview Surveys, Wiley, pp. 269-293.
- Hand, D., H. Mannila, P. Smyth (2001), *Principles of Data Mining*, MIT Press.
- Heise, D. (1969), Separating Reliability and Stability in Test-Retest Correlation, *American Sociological Review* Vol. 34, n. 1, pp. 93-101.

Lord, F.M., M.R. Novick (1968), *Statistical Theories of Mental Test Scores*, Addison-Wesley.

Nicholls, W., R. Baker, J. Martin (1997), *The Effect of New Data Collection Technologies on Survey Data*, L. Lyberg et al. eds., *Survey Measurement and Process Quality*, Wiley, pp. 221-244.

Pearson, R.W., M. Ross, R.M. Dawes (1992), *Personal Recall and the Limits of Retrospective Questions in Surveys*, J. M. Tanur ed., *Questions about Questions*, Russell Sage, pp.65-94.

Silverman, B.W. (1986), *Density Estimation*, Chapman & Hall.

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

- N. 494 – *Il credito commerciale: problemi e teorie*, di M. OMICCIOLI (giugno 2004).
- N. 495 – *Condizioni di credito commerciale e differenziazione della clientela*, di L. CANNARI, S. CHIRI e M. OMICCIOLI (giugno 2004).
- N. 496 – *Il debito commerciale in Italia: quanto contano le motivazioni finanziarie?*, di P. FINALDI RUSSO e L. LEVA (giugno 2004).
- N. 497 – *Funzionamento della giustizia civile e struttura finanziaria delle imprese: il ruolo del credito commerciale*, di A. CARMIGNANI (giugno 2004).
- N. 498 – *Does trade credit substitute for bank credit?*, di G. DE BLASIO (giugno 2004).
- N. 499 – *Monetary policy and the transition to rational expectations*, di G. FERRERO (giugno 2004).
- N. 500 – *Turning-point indicators from business surveys: real-time detection for the euro area and its major member countries*, di A. BAFFIGI e A. BASSANETTI (giugno 2004).
- N. 501 – *La ricchezza delle famiglie italiane e americane*, di I. FAIELLA e A. NERI (giugno 2004).
- N. 502 – *Optimal duplication of effort in advocacy systems*, di G. PALUMBO (giugno 2004).
- N. 503 – *Il pilastro privato del sistema previdenziale. Il caso del Regno Unito*, di F. SPADAFORA (giugno 2004).
- N. 504 – *Firm size distribution and employment protection legislation in Italy*, di F. SCHIVARDI e R. TORRINI (giugno 2004).
- N. 505 – *Social mobility and endogenous cycles in redistribution*, di F. ZOLLINO (luglio 2004).
- N. 506 – *Estimating expectations of shocks using option prices*, di A. DI CESARE (luglio 2004).
- N. 507 – *Estimating state price densities by Hermite polynomials: theory and application to the Italian derivatives market*, di P. GUASONI (luglio 2004).
- N. 508 – *The interaction between face-to-face and electronic delivery: the case of the Italian banking industry*, di E. BONACCORSI DI PATTI, G. GOBBI e P. E. MISTRULLI (luglio 2004).
- N. 509 – *Bad loans and entry into local credit markets*, by M. BOFONDI e G. GOBBI (luglio 2004).
- N. 510 – *Does wealth affect consumption? Evidence for Italy*, di M. PAIELLA (luglio 2004).
- N. 511 – *Information variables for monetary policy in a small structural model of the euro area*, di F. LIPPI e S. NERI (luglio 2004).
- N. 512 – *Monetary union with voluntary participation*, di W. FUCHS e F. LIPPI (luglio 2004).
- N. 513 – *Monetary policy and stock prices: theory and evidence*, di S. NERI (luglio 2004).
- N. 514 – *Financial structure and the transmission of monetary shocks: preliminary evidence for the Czech Republic, Hungary and Poland*, di A. ANZUINI e A. LEVY (luglio 2004).
- N. 515 – *The pricing behaviour of Italian firms: new survey evidence on price stickiness*, di S. FABIANI, A. GATTULLI e R. SABBATINI (luglio 2004).
- N. 516 – *Business cycle non-linearities and productivity shocks*, di P. PISELLI (luglio 2004).
- N. 517 – *The modelling of operational risk: experience with the analysis of the data collected by the Basel Committee*, di M. MOSCADELLI (luglio 2004).
- N. 518 – *Perché le imprese ricorrono al factoring? Il caso dell'Italia*, di M. BENVENUTI e M. GALLO (ottobre 2004).
- N. 519 – *Un modello dei conti economici per il sistema bancario italiano*, di L. CASOLARO e L. GAMBACORTA (ottobre 2004).

---

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

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

PUBBLICAZIONE ESTERNA DI LAVORI APPARSI NEI "TEMI"

1999

- L. GUISO e G. PARIGI, *Investment and demand uncertainty*, Quarterly Journal of Economics, Vol. 114 (1), pp. 185-228, **TD No. 289 (novembre 1996)**.
- A. F. POZZOLO, *Gli effetti della liberalizzazione valutaria sulle transazioni finanziarie dell'Italia con l'estero*, Rivista di Politica Economica, Vol. 89 (3), pp. 45-76, **TD No. 296 (febbraio 1997)**.
- A. CUKIERMAN e F. LIPPI, *Central bank independence, centralization of wage bargaining, inflation and unemployment: theory and evidence*, European Economic Review, Vol. 43 (7), pp. 1395-1434, **TD No. 332 (aprile 1998)**.
- P. CASELLI e R. RINALDI, *La politica fiscale nei paesi dell'Unione europea negli anni novanta*, Studi e note di economia, (1), pp. 71-109, **TD No. 334 (luglio 1998)**.
- A. BRANDOLINI, *The distribution of personal income in post-war Italy: Source description, data quality, and the time pattern of income inequality*, Giornale degli economisti e Annali di economia, Vol. 58 (2), pp. 183-239, **TD No. 350 (aprile 1999)**.
- L. GUISO, A. K. KASHYAP, F. PANETTA e D. TERLIZZESE, *Will a common European monetary policy have asymmetric effects?*, Economic Perspectives, Federal Reserve Bank of Chicago, Vol. 23 (4), pp. 56-75, **TD No. 384 (ottobre 2000)**.

2000

- P. ANGELINI, *Are banks risk-averse? Timing of the operations in the interbank market*, Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 32 (1), pp. 54-73, **TD No. 266 (aprile 1996)**.
- F. DRUDI e R. GIORDANO, *Default Risk and optimal debt management*, Journal of Banking and Finance, Vol. 24 (6), pp. 861-892, **TD No. 278 (settembre 1996)**.
- F. DRUDI e R. GIORDANO, *Wage indexation, employment and inflation*, Scandinavian Journal of Economics, Vol. 102 (4), pp. 645-668, **TD No. 292 (dicembre 1996)**.
- F. DRUDI e A. PRATI, *Signaling fiscal regime sustainability*, European Economic Review, Vol. 44 (10), pp. 1897-1930, **TD No. 335 (settembre 1998)**.
- F. FORNARI e R. VIOLI, *The probability density function of interest rates implied in the price of options*, in: R. Violi, (ed.), *Mercati dei derivati, controllo monetario e stabilità finanziaria*, Il Mulino, Bologna, **TD No. 339 (ottobre 1998)**.
- D. J. MARCHETTI e G. PARIGI, *Energy consumption, survey data and the prediction of industrial production in Italy*, Journal of Forecasting, Vol. 19 (5), pp. 419-440, **TD No. 342 (dicembre 1998)**.
- A. BAFFIGI, M. PAGNINI e F. QUINTILIANI, *Localismo bancario e distretti industriali: assetto dei mercati del credito e finanziamento degli investimenti*, in: L.F. Signorini (ed.), *Lo sviluppo locale: un'indagine della Banca d'Italia sui distretti industriali*, Donzelli, **TD No. 347 (marzo 1999)**.
- A. SCALIA e V. VACCA, *Does market transparency matter? A case study*, in: *Market Liquidity: Research Findings and Selected Policy Implications*, Basel, Bank for International Settlements, **TD No. 359 (ottobre 1999)**.
- F. SCHIVARDI, *Rigidità nel mercato del lavoro, disoccupazione e crescita*, Giornale degli economisti e Annali di economia, Vol. 59 (1), pp. 117-143, **TD No. 364 (dicembre 1999)**.
- G. BODO, R. GOLINELLI e G. PARIGI, *Forecasting industrial production in the euro area*, Empirical Economics, Vol. 25 (4), pp. 541-561, **TD No. 370 (marzo 2000)**.
- F. ALTISSIMO, D. J. MARCHETTI e G. P. ONETO, *The Italian business cycle: Coincident and leading indicators and some stylized facts*, Giornale degli economisti e Annali di economia, Vol. 60 (2), pp. 147-220, **TD No. 377 (ottobre 2000)**.
- C. MICHELACCI e P. ZAFFARONI, *(Fractional) Beta convergence*, Journal of Monetary Economics, Vol. 45, pp. 129-153, **TD No. 383 (ottobre 2000)**.



- R. DE BONIS e A. FERRANDO, *The Italian banking structure in the nineties: testing the multimarket contact hypothesis*, *Economic Notes*, Vol. 29 (2), pp. 215-241, **TD No. 387 (ottobre 2000)**.
- 2001
- M. CARUSO, *Stock prices and money velocity: A multi-country analysis*, *Empirical Economics*, Vol. 26 (4), pp. 651-72, **TD No. 264 (febbraio 1996)**.
- P. CIPOLLONE e D. J. MARCHETTI, *Bottlenecks and limits to growth: A multisectoral analysis of Italian industry*, *Journal of Policy Modeling*, Vol. 23 (6), pp. 601-620, **TD No. 314 (agosto 1997)**.
- P. Caselli, *Fiscal consolidations under fixed exchange rates*, *European Economic Review*, Vol. 45 (3), pp. 425-450, **TD No. 336 (ottobre 1998)**.
- F. ALTISSIMO e G. L. VIOLANTE, *Nonlinear VAR: Some theory and an application to US GNP and unemployment*, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 16 (4), pp. 461-486, **TD No. 338 (ottobre 1998)**.
- F. NUCCI e A. F. POZZOLO, *Investment and the exchange rate*, *European Economic Review*, Vol. 45 (2), pp. 259-283, **TD No. 344 (dicembre 1998)**.
- L. GAMBACORTA, *On the institutional design of the European monetary union: Conservatism, stability pact and economic shocks*, *Economic Notes*, Vol. 30 (1), pp. 109-143, **TD No. 356 (giugno 1999)**.
- P. FINALDI RUSSO e P. ROSSI, *Credit constraints in italian industrial districts*, *Applied Economics*, Vol. 33 (11), pp. 1469-1477, **TD No. 360 (dicembre 1999)**.
- A. CUKIERMAN e F. LIPPI, *Labor markets and monetary union: A strategic analysis*, *Economic Journal*, Vol. 111 (473), pp. 541-565, **TD No. 365 (febbraio 2000)**.
- G. PARIGI e S. SIVIERO, *An investment-function-based measure of capacity utilisation, potential output and utilised capacity in the Bank of Italy's quarterly model*, *Economic Modelling*, Vol. 18 (4), pp. 525-550, **TD No. 367 (febbraio 2000)**.
- F. BALASSONE e D. MONACELLI, *Emu fiscal rules: Is there a gap?*, in: M. Bordignon and D. Da Empoli (eds.), *Politica fiscale, flessibilità dei mercati e crescita*, Milano, Franco Angeli, **TD No. 375 (luglio 2000)**.
- A. B. ATKINSON e A. BRANDOLINI, *Promise and pitfalls in the use of "secondary" data-sets: Income inequality in OECD countries*, *Journal of Economic Literature*, Vol. 39 (3), pp. 771-799, **TD No. 379 (ottobre 2000)**.
- D. FOCARELLI e A. F. POZZOLO, *The determinants of cross-border bank shareholdings: An analysis with bank-level data from OECD countries*, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 25 (12), pp. 2305-2337, **TD No. 381 (ottobre 2000)**.
- M. SBRACIA e A. ZAGHINI, *Expectations and information in second generation currency crises models*, *Economic Modelling*, Vol. 18 (2), pp. 203-222, **TD No. 391 (dicembre 2000)**.
- F. FORNARI e A. MELE, *Recovering the probability density function of asset prices using GARCH as diffusion approximations*, *Journal of Empirical Finance*, Vol. 8 (1), pp. 83-110, **TD No. 396 (febbraio 2001)**.
- P. CIPOLLONE, *La convergenza dei salari manifatturieri in Europa*, *Politica economica*, Vol. 17 (1), pp. 97-125, **TD No. 398 (febbraio 2001)**.
- E. BONACCORSI DI PATTI e G. GOBBI, *The changing structure of local credit markets: Are small businesses special?*, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 25 (12), pp. 2209-2237, **TD No. 404 (giugno 2001)**.
- G. MESSINA, *Decentramento fiscale e perequazione regionale. Efficienza e redistribuzione nel nuovo sistema di finanziamento delle regioni a statuto ordinario*, *Studi economici*, Vol. 56 (73), pp. 131-148, **TD No. 416 (agosto 2001)**.

2002

- R. CESARI e F. PANETTA, *Style, fees and performance of Italian equity funds*, Journal of Banking and Finance, Vol. 26 (1), **TD No. 325 (gennaio 1998)**.
- L. GAMBACORTA, *Asymmetric bank lending channels and ECB monetary policy*, Economic Modelling, Vol. 20 (1), pp. 25-46, **TD No. 340 (ottobre 1998)**.
- C. GIANNINI, *"Enemy of none but a common friend of all"? An international perspective on the lender-of-last-resort function*, Essay in International Finance, Vol. 214, Princeton, N. J., Princeton University Press, **TD No. 341 (dicembre 1998)**.
- A. ZAGHINI, *Fiscal adjustments and economic performing: A comparative study*, Applied Economics, Vol. 33 (5), pp. 613-624, **TD No. 355 (giugno 1999)**.
- F. ALTISSIMO, S. SIVIERO e D. TERLIZZESE, *How deep are the deep parameters?*, Annales d'Economie et de Statistique, (67/68), pp. 207-226, **TD No. 354 (giugno 1999)**.
- F. FORNARI, C. MONTICELLI, M. PERICOLI e M. TIVEGNA, *The impact of news on the exchange rate of the lira and long-term interest rates*, Economic Modelling, Vol. 19 (4), pp. 611-639, **TD No. 358 (ottobre 1999)**.
- D. FOCARELLI, F. PANETTA e C. SALLEO, *Why do banks merge?*, Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 34 (4), pp. 1047-1066, **TD No. 361 (dicembre 1999)**.
- D. J. MARCHETTI, *Markup and the business cycle: Evidence from Italian manufacturing branches*, Open Economies Review, Vol. 13 (1), pp. 87-103, **TD No. 362 (dicembre 1999)**.
- F. Busetti, *Testing for stochastic trends in series with structural breaks*, Journal of Forecasting, Vol. 21 (2), pp. 81-105, **TD No. 385 (dicembre 2000)**.
- F. LIPPI, *Revisiting the Case for a Populist Central Banker*, European Economic Review, Vol. 46 (3), pp. 601-612, **TD No. 386 (dicembre 2000)**.
- F. PANETTA, *The stability of the relation between the stock market and macroeconomic forces*, Economic Notes, Vol. 31 (3), **TD No. 393 (febbraio 2001)**.
- G. GRANDE e L. VENTURA, *Labor income and risky assets under market incompleteness: Evidence from Italian data*, Journal of Banking and Finance, Vol. 26 (2-3), pp. 597-620, **TD No. 399 (marzo 2001)**.
- A. BRANDOLINI, P. CIPOLLONE e P. SESTITO, *Earnings dispersion, low pay and household poverty in Italy, 1977-1998*, in D. Cohen, T. Piketty and G. Saint-Paul (eds.), *The Economics of Rising Inequalities*, pp. 225-264, Oxford, Oxford University Press, **TD No. 427 (novembre 2001)**.
- L. CANNARI e G. D'ALESSIO, *La distribuzione del reddito e della ricchezza nelle regioni italiane*, Rivista Economica del Mezzogiorno (Trimestrale della SVIMEZ), Vol. XVI (4), pp. 809-847, Il Mulino, **TD No. 482 (giugno 2003)**.

2003

- F. SCHIVARDI, *Reallocation and learning over the business cycle*, European Economic Review, , Vol. 47 (1), pp. 95-111, **TD No. 345 (dicembre 1998)**.
- P. CASELLI, P. PAGANO e F. SCHIVARDI, *Uncertainty and slowdown of capital accumulation in Europe*, Applied Economics, Vol. 35 (1), pp. 79-89, **TD No. 372 (marzo 2000)**.
- P. ANGELINI e N. CETORELLI, *The effect of regulatory reform on competition in the banking industry*, Federal Reserve Bank of Chicago, Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 35, pp. 663-684, **TD No. 380 (ottobre 2000)**.
- P. PAGANO e G. FERRAGUTO, *Endogenous growth with intertemporally dependent preferences*, Contribution to Macroeconomics, Vol. 3 (1), pp. 1-38, **TD No. 382 (ottobre 2000)**.
- P. PAGANO e F. SCHIVARDI, *Firm size distribution and growth*, Scandinavian Journal of Economics, Vol. 105 (2), pp. 255-274, **TD No. 394 (febbraio 2001)**.

- M. PERICOLI e M. SBRACIA, *A Primer on Financial Contagion*, Journal of Economic Surveys, Vol. 17 (4), pp. 571-608, **TD No. 407 (giugno 2001)**.
- M. SBRACIA e A. ZAGHINI, *The role of the banking system in the international transmission of shocks*, World Economy, Vol. 26 (5), pp. 727-754, **TD No. 409 (giugno 2001)**.
- E. GAIOTTI e A. GENERALE, *Does monetary policy have asymmetric effects? A look at the investment decisions of Italian firms*, Giornale degli Economisti e Annali di Economia, Vol. 61 (1), pp. 29-59, **TD No. 429 (dicembre 2001)**.
- L. GAMBACORTA, *The Italian banking system and monetary policy transmission: evidence from bank level data*, in: I. Angeloni, A. Kashyap and B. Mojon (eds.), *Monetary Policy Transmission in the Euro Area*, Cambridge, Cambridge University Press, **TD No. 430 (dicembre 2001)**.
- M. EHRMANN, L. GAMBACORTA, J. MARTÍNEZ PAGÉS, P. SEVESTRE e A. WORMS, *Financial systems and the role of banks in monetary policy transmission in the euro area*, in: I. Angeloni, A. Kashyap and B. Mojon (eds.), *Monetary Policy Transmission in the Euro Area*, Cambridge, Cambridge University Press, **TD No. 432 (dicembre 2001)**.
- F. SPADAFORA, *Financial crises, moral hazard and the speciality of the international market: further evidence from the pricing of syndicated bank loans to emerging markets*, Emerging Markets Review, Vol. 4 (2), pp. 167-198, **TD No. 438 (marzo 2002)**.
- D. FOCARELLI e F. PANETTA, *Are mergers beneficial to consumers? Evidence from the market for bank deposits*, American Economic Review, Vol. 93 (4), pp. 1152-1172, **TD No. 448 (luglio 2002)**.
- E. VIVIANO, *Un'analisi critica delle definizioni di disoccupazione e partecipazione in Italia*, Politica Economica, Vol. 19 (1), pp. 161-190, **TD No. 450 (luglio 2002)**.
- F. BUSETTI e A. M. ROBERT TAYLOR, *Testing against stochastic trend and seasonality in the presence of unattended breaks and unit roots*, Journal of Econometrics, Vol. 117 (1), pp. 21-53, **TD No. 470 (febbraio 2003)**.

#### 2004

- F. LIPPI, *Strategic monetary policy with non-atomistic wage-setters*, Review of Economic Studies, Vol. 70 (4), pp. 909-919, **TD No. 374 (June 2000)**.
- P. CHIADES e L. GAMBACORTA, *The Bernanke and Blinder model in an open economy: The Italian case*, German Economic Review, Vol. 5 (1), pp. 1-34, **TD No. 388 (dicembre 2000)**.
- M. PAIELLA, *Heterogeneity in financial market participation: appraising its implications for the C-CAPM*, Review of Finance, Vol. 8, pp. 1-36, **TD No. 473 (giugno 2003)**.
- E. BONACCORSI DI PATTI e G. DELL'ARICCIA, *Bank competition and firm creation*, Journal of Money Credit and Banking, Vol. 36 (2), pp. 225-251, **TD No. 481 (giugno 2003)**.
- R. GOLINELLI e G. PARIGI, *Consumer sentiment and economic activity: a cross country comparison*, Journal of Business Cycle Measurement and Analysis, Vol. 1 (2), pp. 147-172, **TD No. 484 (settembre 2003)**.

#### FORTHCOMING

- A. F. POZZOLO, *Research and development regional spillovers, and the localisation of economic activities*, The Manchester School, **TD No. 331 (March 1998)**.
- L. DEDOLA e F. LIPPI, *The Monetary Transmission Mechanism: Evidence from the industry Data of Five OECD Countries*, European Economic Review, **TD No. 389 (dicembre 2000)**.
- M. BUGAMELLI e P. PAGANO, *Barriers to Investment in ICT*, Applied Economics, **TD No. 420 (ottobre 2001)**.
- D. J. MARCHETTI e F. NUCCI, *Price Stickiness and the Contractionary Effects of Technology Shocks*, European Economic Review, **TD No. 392 (febbraio 2001)**.

- G. CORSETTI, M. PERICOLI e M. SBRACIA, *Correlation analysis of financial contagion: what one should know before running a test*, Journal of International Money and Finance, **TD No. 408 (giugno 2001)**.
- D. FOCARELLI, *Bootstrap bias-correction procedure in estimating long-run relationships from dynamic panels, with an application to money demand in the euro area*, Economic Modelling, **TD No. 440 (marzo 2002)**.
- A. BAFFIGI, R. GOLINELLI e G. PARIGI, *Bridge models to forecast the euro area GDP*, International Journal of Forecasting, **TD No. 456 (dicembre 2002)**.
- D. AMEL, C. BARNES, F. PANETTA e C. SALLES, *Consolidation and Efficiency in the Financial Sector: A Review of the International Evidence*, Journal of Banking and Finance, **TD No. 464 (dicembre 2002)**.
- F. CINGANO e F. SCHIVARDI, *Identifying the sources of local productivity growth*, Journal of the European Economic Association, **TD NO. 474 (giugno 2003)**.
- E. BARUCCI, C. IMPENNA e R. RENÒ, *Monetary integration, markets and regulation*, Research in Banking and Finance, **TD NO. 475 (giugno 2003)**.
- G. ARDIZZI, *Cost efficiency in the retail payment networks: first evidence from the Italian credit card system*, Rivista di Politica Economica, **TD NO. 480 (giugno 2003)**.
- L. GAMBACORTA e P. E. MISTRULLI, *Does bank capital affect lending behavior?*, Journal of Financial Intermediation, **TD NO. 486 (settembre 2003)**.