

NR. 1 - 2008

FONDATA NEL 1931 DAL



BANCO
di NAPOLI

RASSEGNA ECONOMICA

RIVISTA INTERNAZIONALE
DI ECONOMIA E TERRITORIO

sr*m* studi e ricerche per
il mezzogiorno

RIFERIMENTI REDAZIONALI

Rassegna Economica, Associazione Studi e Ricerche per il Mezzogiorno, Via Cervantes, 64
– 80133 Napoli – Direttore Responsabile: *Francesco Saverio Coppola* tel. 0814935291; fax
0814935240; f.coppola@srmezzogiorno.it

Redazione:

Salvio Capasso - (Coordinatore Editoriale);
Lucia Simonetti - (Segreteria di redazione) tel. 0814935280
l.simonetti@srmezzogiorno.it

Gli articoli proposti per la pubblicazione devono conformarsi alle norme redazionali disponibili alla pagina www.srmezzogiorno.it/rassegna-economica.html

Le opinioni espresse negli scritti pubblicati in questo periodico impegnano esclusivamente la responsabilità degli Autori.

È consentita la riproduzione degli articoli, purchè se ne citi la fonte.

Rassegna

Pubblicazione periodica

*Associazione Studi e Ricerche
per il Mezzogiorno*

Comitato di Redazione

Adriano Giannola, Massimo Marrelli,
Federico Pepe, Maria Teresa Salvemini Ristuccia

Direttore Responsabile

Francesco Saverio Coppola

ANNO LXXI

N. 1 - 2008

SAGGI

Mario Mustilli, Francesco Gangi, Francesco Campanella	Erogazione del credito, efficienza allocativa e potenzialità di crescita delle imprese: un'analisi empirica	5
Federico Pepe	Banche e mercato: una riflessione	37
Claudio Quintano, Rosalia Castellano, Antonella Rocca	Il degrado delle periferie: un'analisi del tessuto produttivo nei quartieri della città di Napoli	45
Salvatore Esposito De Falco	Dimensione e competitività della media impresa	75
Guglielmo Forges Davanzati	Le basi teoriche delle politiche di contrasto al lavoro irregolare nel pensiero economico italiano (1960-2000)	105
Valerio Filoso	La teoria economica del divorzio: un'applicazione al caso italiano	123
Nicola Quirino, Antonio Corvino	Un indicatore provinciale di vitalità del sistema economico sociale	143
Francesco Saverio Coppola, Anna Arianna Buonfanti	Il sistema aeroportuale del Mezzogiorno: aspetti organizzativi e concettuali	163
Fabrizio De Filippis, Roberto Henke, Fabio Pierangeli	Il sistema agroalimentare campano tra vincoli strutturali e opportunità di sviluppo	199

Vincenzo Asero, Simona Gozzo, Sebastiano Patti	Qualità percepita e qualità attesa nel mercato turistico	235
Vittorio Daniele	Divari di sviluppo e crescita regionale in Italia (1980-2004). Alcuni aspetti empirici	259
Alba Distaso	Local sustainable development and well- being quality of life. An application of the capability approach at regional level	287
Notizie sugli autori		323

LA TEORIA ECONOMICA DEL DIVORZIO: UN'APPLICAZIONE AL CASO ITALIANO

Abstract. *The Economic Theory of Divorce -Analysis of the Italian Case.* According to the standard economic analysis of marriage (Becker, 1973), negative assortative mating with regard to labour income prevails in competitive marriage markets, while no neat prediction can be made for mating with regard to education, since partners' schooling levels tend to be positively related, but education is also positively related to labour income. A richer framework for marriage decision must take into account the strategic and dynamic aspects of mates' choices and exit option of divorce (Lundberg and Pollak, 2003). This approach may help explaining some patterns of the Italian marriage market. Using data from Bank of Italy's Survey of Household Income and Wealth and crossing them with data from Istat for the years 1995-1998, we test the standard theory against the strategic theory. The results show a strong inverse relation at the regional level between the educational correlation and the divorce rate, which suggests that transaction costs do play a role in partner's choice. This result corroborates the Lundberg-Pollak's hypothesis against Becker's.

Keywords: family economics. divorce, assortative mating

JEL: D190, J120, J240

INTRODUZIONE

Il matrimonio e il divorzio sono tra gli eventi che maggiormente influenzano il livello del benessere individuale, sia sotto il profilo psicologico che economico. La riuscita di una specifica partnership matrimoniale dipende dalla particolare combinazione dei tratti personali dei coniugi. I tratti rilevanti presi in considerazione dall'analisi economica sono essenzialmente la produttività nel lavoro extradomestico e il livello d'istruzione. Nel primo di una lunga serie di contributi, Gary Becker (1973) ha dedicato una riflessione approfondita alla relazione esistente tra l'efficienza dei mercati matrimoniali e la produttività extradomestica: il risultato standard, ottenuto sotto l'ipotesi di sostituibilità dei tratti personali nella produzione di beni domestici, è che le partnership più efficienti sono quelle formate da individui con tratti marcatamente differenziati. L'implicazione statistica immediata è che la correlazione osservata tra i salari dei coniugi dovrebbe presentarsi con segno negativo. Riguardo all'assortimento dei tratti complementari, la teoria economica ha sviluppato una riflessione meno articolata, che invece costituisce un oggetto di indagine dell'analisi sociologica (Kalmijn, 1994). Infine, la teoria micro-economica dello scioglimento della partnership matrimoniale è un settore ancora relativamente inesplorato che si presta a notevoli sviluppi, grazie anche alla disponibilità di nuovi dati su base individuale.

La rilevanza dell'omogamia coniugale (nota nella letteratura anglosassone con il termine *positive assortative mating*) è oggetto di ampio approfondimento nella letteratura

sullo sviluppo economico: livelli elevati di omogamia tendono a incrementare nel tempo le disuguaglianze sociali, a ridurre il livello della redistribuzione, a incrementare i livelli di attività criminosa, a ridurre gli effetti economici dell'istruzione e a rendere più ineguale il valore dell'investimento nel capitale umano dei figli (Becker and Murphy, 2000); sul versante empirico, esiste un'ampia evidenza internazionale (Ermisch, Francesconi, Siedler, 2006; Fernández, Guner, e Knowles, 2005; Ermisch e Francesconi, 2002; Fernández e Rogerson, 2001) che supporta il ruolo determinante dell'assortative mating nell'evoluzione della distribuzione del reddito, mentre risulta virtualmente assente lo studio del ruolo che l'omogamia riveste nel contribuire a determinare le separazioni coniugali e i costi sociali che ne derivano. Per la realtà italiana un'analisi sistematica di questi effetti è stata effettuata da Filoso (2007a).

Lo scopo di questo lavoro è misurare il grado di omogamia, sia educativa che retributiva, delle coppie italiane e interpretarne l'impatto sulla stabilità coniugale, con un'enfasi particolare sulle differenze regionali, tramite l'utilizzo delle informazioni sulle modalità della separazione coniugale per inferire a posteriori alcune caratteristiche educative delle coppie. I risultati, ottenuti utilizzando il campione della Banca d'Italia e le indagini Istat per gli anni 1995-1998, indicano la presenza di una robusta correlazione tra i livelli educativi che tende ad accentuarsi nelle regioni del Sud; una relazione inversa tra le correlazioni educative e le separazioni coniugali che rivela come il basso livello di separazioni coniugali nelle regioni meridionali possa essere spiegato anche dal ruolo dell'omogamia educativa; una relazione negativa tra i tassi di separazione regionali e il rapporto tra le separazioni giudiziali e quelle consensuali.

Questo lavoro è organizzato come segue: nella prossima sezione vengono forniti i principali riferimenti alle spiegazioni economiche dell'omogamia educativa e il ruolo giocato da questa variabile nella formazione delle coppie e nel loro scioglimento. Nella sezione successiva si esaminano le risultanze del campione utilizzato, relativamente al capitale umano dei coniugi. Nella sezione finale si discutono i risultati e si forniscono alcune direzioni per ulteriori analisi.

LA LETTERATURA TEORICA

L'assortimento nel mercato matrimoniale

Con l'espressione *mercato matrimoniale* si intende l'idea che l'incontro, la selezione e la scelta del partner non costituiscano attività casuali, quanto piuttosto le risultanti del comportamento razionale individuale. Becker (1973) giustifica l'uso della metafora del mercato in questo contesto notando che nelle società moderne la scelta del partner è un'attività volontaria, guidata dalle preferenze individuali e vincolata dalla scarsità. In assenza di frizioni e senza un'esplicita considerazione dell'aspetto temporale della ricerca, questo mercato è caratterizzato un equilibrio efficiente (Gale e Shapley, 1962; Becker, 1973; Roth e Sotomayor, 1990). Nella realtà, tuttavia, la raccolta delle informazioni necessarie a effettuare una scelta perfettamente informata risulta costosa,

dato che campionare tutti i possibili matching è virtualmente impossibile. Per interpretare questo processo bisogna quindi adottare un modello di ricerca sequenziale nel quale la scelta se accettare una proposta matrimoniale dipende dal confronto al margine tra il benessere potenziale netto derivante dallo sposarsi oggi e il beneficio – ugualmente potenziale – di attendere l'arrivo di un'ulteriore proposta di matrimonio. In presenza di sconto intertemporale non nullo e di incertezza, in questi modelli possono verificarsi equilibri multipli (Burdett e Wright, 1994; Cornelius, 2003).

Uno dei primi quesiti che gli economisti si sono posti riguardo alla struttura dei mercati matrimoniali è se il processo di ricerca tenda a selezionare individui dai tratti simili (complementari) oppure dissimili (sostituti). L'approccio originario di Becker (1973, 1974) assume che la maggior parte dei guadagni dell'organizzazione familiare derivino dalla produzione di beni domestici privati e dalla divisione del lavoro: di conseguenza, maggiore è la diversità dei tratti produttivi individuali, maggiore risulta l'incentivo a sposarsi. Se per esempio uno dei due partner presenta un vantaggio comparato nel mercato del lavoro mentre l'altro possiede un vantaggio comparato nella produzione di beni domestici, risulta allora efficiente un'allocazione dello sforzo lavorativo che prevede che i coniugi si specializzino nelle attività nelle quali risultino maggiormente produttivi. L'implicazione di questo modello suggerisce che la correlazione tra i salari dei coniugi dovrebbe presentarsi con il segno negativo nelle analisi empiriche. Al centro di questa costruzione teorica risiede la funzione di produzione domestica: questo concetto mette in relazione gli input produttivi, rappresentati dai tratti individuali e dai beni di mercato, con un bene composto che riassume il valore totale dei beni prodotti all'interno della coppia. Per i tratti sostituibili nella produzione domestica, l'assortimento ottimale è negativo, mentre per i tratti che risultano complementari, come l'istruzione, l'intelligenza oppure la piacevolezza dell'aspetto fisico, l'assortimento ottimale è positivo, e si osserveranno quindi coppie formate da individui aventi caratteristiche simili.

È corretto quindi affermare che sul mercato del matrimonio prevale un assortimento positivo rispetto all'istruzione? In linea di principio non è possibile affermarlo (Becker, Landes, e Michael, 1977), in quanto l'investimento in capitale umano è correlato positivamente alla partecipazione nel mercato del lavoro e questo fattore tende invece a favorire un assortimento negativo dei tratti individuali dei coniugi. Ci si può quindi attendere che, laddove si perpetuino istituzioni familiari tradizionali con una forte differenziazione dei ruoli, l'omogamia educativa dovrebbe presentarsi in forma attenuata. La questione però coinvolge anche aspetti non legati strettamente all'offerta di lavoro: per esempio, se l'investimento in capitale umano comporta vantaggi per la coppia di tipo non monetario¹ che bilanciano gli aspetti monetari, potrebbe allora prevalere anche

¹ Due principali spiegazioni sono state fornite dalla letteratura sociologica e antropologica sul fenomeno dell'omogamia. Secondo un primo filone (Mare, 1991), gli individui sono convinti che un'elevata similitudine tra i livelli d'istruzione (ma anche etnici, religiosi, sociali) comporta una maggiore condivisione dei valori, fattore questo che può determinare il successo di un'unione coniugale. Secondo un altro filone, invece (Kalmijn and Flap, 2001), una frazione rilevante dell'omogamia che si osserva nelle coppie (intorno al 40%) sarebbe dovuta alla dinamica stessa dell'incontro, cioè al fatto che gli individui tendono a frequentare luoghi di aggregazione istituzionali (luoghi di lavoro, circoli,

un assortimento positivo anche in una società tradizionale. Per esempio, una maggiore omogamia educativa potrebbe rendere le coppie più stabili e meno sensibili agli shock esterni. Non esistono dunque motivazioni sufficienti a prevedere un particolare assortimento relativo al capitale umano, ed è quindi compito dell'economia applicata misurarne il valore.

La stima empirica dei livelli di associazione tra i tratti dei coniugi ha fornito coefficienti positivi per l'istruzione e, sorprendentemente, anche per i salari, confutando quindi l'approccio beckeriano. Di conseguenza, l'insoddisfazione per la divergenza della teoria economica rispetto ai risultati empirici ha comportato un ripensamento della natura della produzione domestica. In questa prospettiva, Lam (1988) ha chiarito che l'associazione dei tratti personali dipende criticamente dalle ipotesi sulla funzione di produzione domestica. Se si ipotizza, contrariamente a quanto faccia Becker, che la maggior parte dei benefici della famiglia derivino dalla produzione di beni pubblici e da economie di scala nel consumo, allora ne segue che l'assortimento dei tratti individuali più efficiente è quello positivo, anche rispetto all'allocazione dello sforzo lavorativo. Questo effetto può quindi indurre un attenuamento significativo del livello di assortimento negativo anche per i salari. Altre considerazioni ugualmente rilevanti nell'ambito familiare (Waite, 1995), come la reciprocità e l'equità orizzontale, rafforzano la tendenza verso l'omogamia.

LA TEORIA ECONOMICA DELLA SEPARAZIONE

L'approccio classico

Nella sua versione statica, la teoria dello scioglimento del matrimonio è un'estensione immediata della teoria della formazione delle coppie. In quest'ottica, Becker, Landes, e Michael (1977), utilizzando il teorema di Coase, sostengono che una coppia decide di dissolvere il legame matrimoniale se e solo se la somma della ricchezza dei coniugi da separati eccede la ricchezza ottenibile complessivamente da sposati. Da questa impostazione, che esplicitamente assume la trasferibilità dell'utilità tra i coniugi, discende che la probabilità di separazione è maggiore quanto minore risultano i vantaggi attesi del matrimonio, sotto l'ipotesi che i vantaggi inattesi non siano correlati negativamente a quelli attesi. Nel caso in cui sul mercato matrimoniale prevalga un assortimento positivo, secondo Becker, gli individui dotati di tratti particolarmente apprezzati sul mercato del matrimonio (alta istruzione, elevata retribuzione) sono tra coloro i quali guadagnano di più dal matrimonio e che conseguentemente ricavano meno dalla separazione. In sintesi, secondo questa teoria, i fattori che aumentano la probabilità di sposarsi invariabilmente diminuiscono la probabilità di separarsi.

riunioni familiari, vicinato) nei quali è già presente un alto livello di similitudine tra gli individui e in questi luoghi avviene la ricerca del partner. In questa visione, alcune istituzioni sociali possono agevolare la formazione delle coppie perché riducono i costi di ricerca del partner.

Nel suo contributo del 1997, Weiss delinea un modello dinamico della scelta di separarsi che è opportuno richiamare qui, in modo tale da arricchire il framework statico già esposto. La produzione domestica, al tempo t , è definita come

$$g_t = G(x_{ht}, x_{wt}, k_f, \theta_t)$$

dove x_{ht} è il vettore delle caratteristiche del marito, x_{wt} il vettore delle caratteristiche della moglie, k_f è il capitale umano specifico della famiglia e θ_t è la qualità del matching. Si assume inoltre che tutte le variabili evolvano nel tempo secondo una struttura che verrà esposta in seguito.

Il valore delle alternative esterne alla coppia, ovvero i payoff che i partner riceverebbero se decidessero di separarsi e di risposarsi, è presentato in forma lineare come

$$A_{it} = \zeta' x_{it} + v_{it}$$

in cui v_{it} rappresenta uno shock casuale inatteso. La soluzione del rapporto matrimoniale è tipicamente un'attività costosa: questi costi sono quelli diretti, indotti dal processo legale e dalla divisione della proprietà comune. Esistono però anche costi indiretti: con la separazione, il capitale umano specifico k_f che è stato accumulato all'interno della coppia non può essere trasferito in un'altra coppia e quindi va perduto. Inoltre, la separazione può rendere inefficiente l'allocazione delle risorse verso i figli, a causa del fatto che i genitori divorziati non internalizzano nelle proprie scelte le preferenze dei loro ex-partner. La funzione di costo della separazione è quindi così definita

$$C_t = \gamma' k_t + \eta' s_t + \omega_t$$

in cui s_t è un vettore di variabili che caratterizza gli accordi legali, come la custodia dei minori e gli assegni di mantenimento e ω_t è uno shock casuale inatteso.

Le variabili esogene del modello evolvono secondo un processo dinamico del tipo

$$y_t = B'y_{t-1} + \mu_t$$

dove B è una matrice di coefficienti reali, $y_t = (x_{ht}, x_{wt}, k_f, \theta_t)$ è il vettore delle variabili endogene e μ_t è un vettore di shock casuali inattesi.

Nel contesto dinamico appena delineato, sia la scelta tra lo status di single e il matrimonio che la scelta di separazione può essere modellizzata facendo riferimento alla *funzione valore*. Definiamo quindi $V_t(y_t)$ come il beneficio atteso derivante dall'essere sposati al tempo t , sotto l'ipotesi di comportamento massimizzante e temporalmente coerente tra t e T , che corrisponde alla durata dell'orizzonte di vita e dato il vettore delle variabili endogene. Date queste ipotesi, la funzione valore può essere scritta in forma ricorsiva come

$$V_t(y_t) = G(y_t) + \beta E_t \text{Max}[V_{t+1}(y_{t+1}), A_{ht+1} + A_{wt+1} - C_{t+1}]$$

dove β è il fattore di sconto intertemporale e E_t è l'operatore di valore atteso. L'equazione funzionale precedente, nota come *equazione di Bellman*, può essere interpretata come segue: il valore di essere sposati al tempo t dipende dal valore corrente della produzione domestica, individuato dalla funzione G , più il valore atteso e attualizzato del massimo tra continuare a rimanere sposati a $t+1$ e separarsi, al netto dei costi della separazione. In questo modello, dunque, la separazione avviene quando

$$V_t(y_t) \leq A_{h,t+1} + A_{w,t+1} - C_{t+1}.$$

La formulazione additiva del termine di destra della disuguaglianza rivela la presenza di utilità trasferibile tra i coniugi: con questa caratterizzazione, i coniugi decidono di separarsi solo se la ricchezza congiunta familiare è inferiore al valore congiunto dei payoff netti esterni. Sotto questa ipotesi, la regola gli individui decidono di separarsi *independentemente* dal fatto che la legislazione richieda il consenso congiunto delle parti, in quanto, in caso di dissenso, i trasferimenti reciproci possono indurre comportamenti efficienti. Anche in questo un caso, quindi, si assume che valga il teorema di Coase.

La struttura del modello di Weiss permette di individuare alcune determinanti delle separazioni coniugali che possono essere testate empiricamente. Innanzitutto, data la struttura di ottimalità, che implica decisioni temporalmente coerenti, solamente gli shock inattesi, come quelli della qualità del matching oppure quelli delle caratteristiche individuali, possono indurre la separazione coniugale. Siccome la decisione iniziale di formare una data coppia dallo specifico assortimento dipende dalle caratteristiche *attese* dei coniugi, uno shock inatteso può fornire l'incentivo a separarsi a causa delle interazioni che le caratteristiche personali hanno nella funzione di produzione domestica. Nel caso in cui il guadagno di efficienza tra lo status di sposato e lo status di divorziato (oppure di single) sia sufficientemente elevato, gli shock inattesi non indurranno la separazione tra i coniugi. Di conseguenza, nel mercato matrimoniale, gli individui razionali cercheranno di accoppiarsi secondo quelle caratteristiche che rendono l'unione matrimoniale resistente rispetto agli shock esterni. L'istruzione ricevuta, per esempio, può ricadere in questa tipologia di caratteristiche. Inoltre, va notato come le frizioni del processo di ricerca, ovvero i costi della separazione e il reperimento di un nuovo partner, inducano un'ulteriore diminuzione dell'impatto degli shock inattesi sulla stabilità del matrimonio.

Le implicazioni empiriche del modello di Weiss sono state testate empiricamente da svariati autori, con risultati che in generale confermano le risultanze teoriche. Weiss e Willis (1996), utilizzando il campione della National Longitudinal Study of the High School Class of 1972, rinvennero un effetto deciso delle variazioni inattese del reddito sulla probabilità di divorzio, laddove quelle prevedibili al momento del matrimonio non hanno impatto sulla medesima probabilità. In particolare, un incremento inatteso del reddito del marito riduce l'hazard rate del divorzio, mentre un incremento inatteso del reddito della moglie lo accresce. Nello stesso lavoro, gli autori dimostrano come l'hazard rate sia inizialmente crescente nella durata del matrimonio e che la presenza di figli e di assett immobiliari riduce la probabilità di divorziare. Anche i lavori di Cain

e Wissoker (1990) e di Groenveld et al. (1980) corroborano l'ipotesi che l'avverarsi di eventi inattesi – in questo caso si tratta di sussidi pubblici – possa incrementare la probabilità di divorzio. Gli stessi lavori testimoniano come anche i costi di ricerca e i costi legali della separazione abbiano un impatto significativo sulla decisione di interrompere il matrimonio.

L'approccio strategico

La visione beckeriano del divorzio è stata criticata (Pollak, 1985; Lundberg e Pollak, 2003) a partire dall'osservazione che la specializzazione completa nella produzione domestica, che è alla base dei guadagni di efficienza ottenibili nel matrimonio, alimenta l'accumulazione di un capitale matrimoniale specifico e non trasferibile dopo la separazione. L'effetto di questa accumulazione è l'aumento del payoff relativo alla permanenza in una determinata coppia rispetto al payoff derivante dalla separazione. Inoltre, l'individuo che non lavora fuori casa rinuncia ad accumulare capitale umano lavorativo: questa scelta determina quindi anche una diminuzione del rendimento derivante dalla scelta di separarsi e aumentare l'offerta di lavoro. Risulta chiaro quindi che la simmetria beckeriana tra specializzazione domestica e divorzio non regge quando si prendono in considerazione gli effetti strategici dell'investimento in capitale umano.

L'approccio beckeriano presenta un altro punto controverso: ipotizzando la possibilità di trasferire la ricchezza senza costi durante la durata del matrimonio e nel momento della separazione, assume implicitamente che la decisione di separarsi e i termini degli accordi di separazione risultino invariati rispetto ai vincoli posti dalle istituzioni legali. Nella realtà, tuttavia, la maggioranza degli ordinamenti giuridici prevede che accanto agli accordi volontari dei coniugi sulla distribuzione dei beni e sull'affidamento dei figli minori, esista anche la possibilità di decidere sugli stessi argomenti affidandosi al pronunciamento di un giudice: in quest'ultimo caso, le parti non sono nella possibilità di raggiungere un accordo autonomamente proprio a causa della presenza di costi di transazione elevati. L'osservazione della modalità di scioglimento del matrimonio può allora fornire una prospettiva differente sull'instabilità matrimoniale perché può rivelare un contrasto che riflette accordi di distribuzione e di investimento all'interno del matrimonio che ex post risultano inefficienti e che inducono a comportamenti predatori tra le parti e livelli inefficienti di investimento nel capitale umano dei figli. Un modo tramite il quale è possibile ridurre tali inefficienze è la stesura ex ante di contratti che specifichino i termini della separazione sulla base degli impegni effettivamente assunti dai coniugi. Quanto minore è il dettaglio contrattuale ottenibile tramite la negoziazione tra le parti, tanto maggiore allora sarà l'incertezza che i coniugi affrontano nel momento dell'eventuale separazione. Il livello del dettaglio ottenibile è determinato dalle norme dell'ordinamento giuridico vigente sulla libertà contrattuale dei coniugi e laddove l'ordinamento nazionale pone serie limitazioni alle contrattazioni private, come accade in Italia, la distribuzione dei costi e dei benefici post separazione risulta maggiormente indeterminata.

Dato quindi il contesto istituzionale, quali sono i fattori che possono far propendere un individuo per la scelta della separazione giudiziale rispetto a quello consensuale? Si

può ipotizzare che i matrimoni basati su una marcata divisione dei ruoli rimangano in equilibrio grazie a un sistema di trasferimenti monetari e no, generalmente dal marito verso la moglie (Peters, 1986). Quando questa compensazione si interrompe con il venir meno del legame matrimoniale, le donne sono caratterizzate da un basso livello di capitale umano lavorativo e da un alto livello di capitale matrimoniale specifico: ritornare o entrare per la prima volta nel mercato del lavoro può risultare particolarmente oneroso, a causa dell'età, del basso livello di capitale umano e della presenza di figli minori. Quindi, data la maggiore incertezza che le donne incontrano nell'affrontare lo scenario post separazione, saranno loro a richiedere all'altra parte la continuazione dell'erogazione dei trasferimenti in modo da mantenere inalterato il proprio livello di consumi. L'implicazione è che quanto minore risulta il livello di capitale umano delle donne, sia educativo che lavorativo (e, di converso, quanto maggiore risulta l'investimento nel capitale specifico matrimoniale), allora tanto maggiore risulterà la domanda di separazione giudiziale. Infine, la presenza congiunta dell'incertezza e dell'investimento nel capitale matrimoniale specifico fa sì che la domanda di separazioni giudiziali sul totale delle separazioni cresca in funzione della durata del matrimonio (Cohen, 1987).

RISULTANZE EMPIRICHE

Per l'analisi è stata utilizzata l'Indagine sui bilanci delle famiglie italiane della Banca d'Italia. La variabile relativa al livello d'istruzione, dal 1977 al 1987, è stata rilevata solo per i percettori di redditi: questa limitazione ha indotto quindi a escludere queste osservazioni e a selezionare solo il campione che va dal 1989 al 2004. Dato che il piano di campionamento prevede frazioni sondate non costanti, è stato necessario utilizzare nelle stime i coefficienti di ponderazione per ottenere stime non distorte. I dati sulle separazioni delle coppie a livello regionale (numero di separazioni totali per mille abitanti) per gli anni 1995 e 1998 sono di provenienza Istat (2001).

Matrimoni

Nella prima e nella terza colonna della Tabella n.1 sono riportati i livelli medi di istruzione delle donne e degli uomini sposati, calcolati per regioni e per ripartizioni geografiche utilizzando gli anni di istruzione completata.

Tra tutte le regioni italiane, quelle situate al Nord presentano i livelli di istruzione più elevati, sia per i mariti che per le mogli. La differenza tra l'istruzione dei mariti calcolata al Nord e calcolata al Sud è pari a 1,13 anni, mentre per le mogli la differenza è pari a 1,43 anni. L'Emilia Romagna è la regione italiana con l'istruzione maschile più alta (10,28 anni), mentre la Basilicata, con 7,09 anni, è la regione con l'istruzione maschile più bassa. Le mogli valdostane sono le più istruite d'Italia (10,65 anni), mentre quelle lucane sono le meno istruite (6,8 anni).

TABELLA 1
Descrizione istruzione per regioni (1989–2004)

Regione	Mariti		Mogli		Differenza %		ρ (7)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
Piemonte	8,888	0,160	8,735	0,138	1,763	0,995	0,682
Valle d'Aosta	8,850	0,256	10,642	0,066	20,792	0,908	0,647
Lombardia	9,604	0,198	9,227	0,235	4,982	1,276	0,692
Trentino A. Adige	9,333	0,225	9,106	0,252	2,137	0,776	0,647
Veneto	8,633	0,213	8,022	0,228	6,221	0,965	0,673
Friuli V. Giulia	9,684	0,238	8,928	0,280	8,576	1,758	0,614
Emilia Romagna	10,283	0,209	9,763	0,276	6,859	1,229	0,646
Liguria	9,033	0,193	9,068	0,289	1,540	1,179	0,681
<i>Nord</i>	<i>9,250</i>	<i>0,175</i>	<i>8,917</i>	<i>0,220</i>	<i>4,238</i>	<i>0,732</i>	<i>0,679</i>
Toscana	8,694	0,204	8,437	0,272	7,314	2,013	0,686
Marche	9,033	0,214	8,342	0,153	13,972	1,611	0,701
Umbria	8,265	0,269	8,182	0,321	5,732	1,322	0,733
Lazio	9,682	0,087	9,319	0,174	5,721	1,286	0,713
Centro	9,117	0,130	8,802	0,202	6,883	1,161	0,709
Abruzzo	8,106	0,334	7,897	0,295	10,359	2,286	0,779
Molise	7,665	0,378	7,002	0,381	14,932	2,590	0,795
Campania	8,276	0,095	7,459	0,142	15,993	1,683	0,728
Puglia	8,219	0,240	7,489	0,237	15,064	1,088	0,743
Basilicata	7,094	0,144	6,804	0,347	1,155	3,927	0,702
Calabria	8,108	0,112	7,569	0,138	13,713	2,436	0,765
Sicilia	8,312	0,192	7,533	0,196	12,603	0,870	0,757
Sardegna	7,611	0,117	7,638	0,255	2,968	2,118	0,662
<i>Sud e Isole</i>	<i>8,123</i>	<i>0,113</i>	<i>7,491</i>	<i>0,115</i>	<i>12,688</i>	<i>1,086</i>	<i>0,739</i>

Descrizione colonne: 1, 3: Livello medio d'istruzione (anni); 2, 4: σ del livello medio d'istruzione; 5: Differenza percentuale Istruzione marito – Istruzione moglie; 6: σ della differenza percentuale Istruzione marito – Istruzione moglie; 7: Coefficiente di correlazione tra l'istruzione tra i coniugi.

La variabilità dell'istruzione maschile al Nord, calcolata come σ/μ è pari a 0,019, mentre al Sud è pari a 0,014 e risulta quindi sostanzialmente simile. Quella femminile, al Nord è pari a 0,025, mentre al Sud assume il valore 0,015. Queste risultanze mostrano quindi che le coppie situate al Nord Italia presentano una maggiore variabilità educativa; in particolare, se confrontata con quella prevalente del Sud, la variabilità dell'istruzione femminile intorno alla media risulta leggermente più accentuata.

Nella settima colonna della Tabella 1 sono riportati i coefficienti di correlazione (ρ di Pearson) tra l'istruzione del marito e l'istruzione della moglie. Questo valore misura il grado di associazione lineare tra il capitale umano dei coniugi e in Italia risulta mediamente più alto al Sud (0,739) che al Nord (0,679). La regione italiana con minore associazione educativa è il Friuli Venezia-Giulia (0,614), mentre in Molise l'associazione è massima (0,795). Tra le regioni del Sud, la Sardegna è l'unica a presentare un valore di correlazione molto vicino a quello prevalente nelle regioni settentrionali.

Un altro indice che risulta utile nello studio delle differenze educative tra coniugi è la differenza percentuale tra gli anni d'istruzione (completata) del marito e quelli della moglie, riportata nella quinta colonna della Tabella 1 e calcolata come segue:

$$\frac{\text{Istruzione marito} - \text{Istruzione moglie}}{(\text{Istruzione marito} + \text{Istruzione moglie})/2} \times 100$$

In media, le differenze d'istruzione tra i coniugi si accentuano al Sud Italia – un'area che presenta una differenza media del 12,69% – mentre sono più contenute al Nord, dove si aggirano intorno al 4,24%. La Valle d'Aosta è l'unica regione nella quale l'istruzione media delle mogli sorpassa di più del 20% l'istruzione dei rispettivi mariti. Quanto è variabile questa differenza percentuale attorno ai valori stimati? Il coefficiente σ/μ è pari a 0,173 al Nord, a 0,169 al Centro e 0,086 al Sud: così come avviene per l'indice di correlazione, la variabilità di questo indice di differenza percentuale assume un valore superiore al Nord e al Centro rispetto al Sud.

Come è stato notato, il metodo tradizionale utilizzato nella letteratura economica per computare il livello di assortimento del capitale umano tra i coniugi fa riferimento al coefficiente di correlazione; tuttavia, l'uso esclusivo di questo strumento nello studio dei mercati matrimoniali può risultare problematico in quanto, per ottenere un quadro completo del livello di assortimento è necessario ispezionare l'intera matrice delle frequenze congiunte tra l'istruzione del marito e l'istruzione della moglie, in modo da controllare il livello complessivo di dispersione della distribuzione e non limitarsi ai soli aspetti parametrici. Come notato da Pencavel (1998), le inferenze riguardo all'omogamia scolastica calcolata tramite il coefficiente di correlazione sono soggette all'obiezione che questo tipo di misura non mantiene costante le variazioni nelle distribuzioni univariate marginali dell'istruzione.

Questo avviene perché le variazioni nel livello di omogamia sono intimamente connesse con l'innalzamento dei livelli educativi: se la distribuzione educativa dei mariti e delle mogli diventa meno dispersa, *ceteris paribus*, l'omogamia educativa nel matrimonio tende a crescere. Inoltre, l'indice di correlazione assume una relazione lineare tra le due variabili, mentre a priori non è escluso che la relazione oggetto di studio possa risultare non lineare. La matrice della distribuzione congiunta del capitale umano è riportata nella Tabella 2.

Nel caso estremo in cui il processo di formazione delle coppie fosse completamente casuale rispetto al capitale umano, gli indici di correlazione tra l'istruzione dei partner potrebbero risultare comunque positivi, senza che però questo indichi alcuna effettiva tendenza verso l'omogamia educativa. È necessario quindi testare preliminarmente l'ipotesi che il matching sia strutturato contro l'ipotesi che sia completamente casuale. A questo scopo, il test χ^2 di Pearson ha rivelato un valore di $4,5e^4$ che induce a respingere l'ipotesi di indipendenza e a non escludere che il processo di matching sia intrinsecamente sistematico. Partendo da questo risultato, è possibile procedere per analizzare le specifiche caratteristiche dell'omogamia educativa.

TABELLA 2
Distribuzione congiunta dell'istruzione (1989-2004)

Istruzione Moglie	Nord e Centro						
	NE	LE	MI	MS	LA	SP	
Nessuno	1,76	1,83	0,14	0,05	–	–	3,79
Licenza elementare	0,90	20,83	6,51	2,75	0,09	0,02	31,11
Medie inferiori	0,18	4,35	16,70	8,56	0,57	0,01	30,37
Medie superiori	0,01	1,24	7,69	15,53	3,37	0,05	27,90
Laurea	–	0,05	0,52	2,49	3,6	0,07	6,73
Specializzazione post laurea	–	–	–	0,04	0,03	0,03	0,10
<i>Totale</i>	<i>2,86</i>	<i>28,31</i>	<i>31,56</i>	<i>29,42</i>	<i>7,67</i>	<i>0,18</i>	<i>100</i>

Istruzione Moglie	Sud e Isole						
	NE	LE	MI	MS	LA	SP	
Nessuno	6,84	4,92	1,11	0,05	0,02		12,94
Licenza elementare	2,36	21,99	9,33	2,28	0,14		36,11
Medie inferiori	0,29	3,84	13,28	6,39	0,63		24,44
Medie superiori		0,95	5,85	11,11	3,23	0,12	21,27
Laurea			0,17	2,17	2,71	0,11	5,16
Specializzazione post laurea				0,01	0,05	0,03	0,09
<i>Totale</i>	<i>9,49</i>	<i>31,7</i>	<i>29,74</i>	<i>22,02</i>	<i>6,78</i>	<i>0,28</i>	<i>100</i>

Dalle risultanze della Tabella 2 si nota una sensibile tendenza all'omogamia, sia al Nord che al Sud. La maggiore parte della probabilità di matching, sia per gli uomini che per le donne, è addensata principalmente intorno all'intervallo che ha come centro il proprio livello educativo e come estremi il livello immediatamente successivo e quello immediatamente precedente. Per quanto riguarda i livelli educativi più bassi, si nota che al Sud una frazione pari al 6,84% del totale delle coppie è costituita da individui che sono entrambi privi d'istruzione, mentre al Nord questa frazione scende all'1,76%. Consideriamo il totale delle donne illetterate al Sud: questo valore è pari a 12,94%; sottraendo a questo valore la parte che risulta sposata con mariti dello stesso livello educativo (6,84%), si ottiene la parte che invece è accoppiata con individui dissimili. Ripetendo lo stesso calcolo per le donne al Nord, si ricava una sostanziale equivalenza di comportamento tra le due aree geografiche: circa metà delle donne senza alcun titolo di studio sposa individui di livello educativo superiore. Gli uomini privi di scolarizzazione, invece, al Sud sposano donne illetterate nel 72% dei casi, mentre al Nord lo stesso tipo di matching avviene solo nel 61% dei casi. Per gli uomini illetterati, quindi, il mercato matrimoniale appare più sfavorevole al Sud che al Nord, anche a causa della relativa abbondanza di donne del Sud prive di istruzione. Salendo poi nella scala educativa, si evidenzia il pattern notato per gli Stati Uniti da Michielutte (1972): per gli individui laureati maschi, è più probabile sposare una donna di livello inferiore rispetto a quanto avvenga per le donne laureate.

Se interpretiamo la Tabella 2 come l'effettiva distribuzione di probabilità del matching – ipotizzando cioè che valga anche come informazione a priori sulle possibilità di

assortimento – possiamo porci il seguente quesito: dato un determinato livello educativo, qual è la probabilità di sposare un individuo di un livello d'istruzione pari o superiore? Questa risposta è fornita nella Tabella 3, che è derivata dalla Tabella 2 sommando le probabilità di incontro con individui di un livello di istruzione uguale o superiore.

TABELLA 3
Probabilità di matching con individui di istruzione uguale o superiore (1989-2004)

	Moglie		Marito	
	Nord	Sud	Nord	Sud
Licenza elementare	0,971	0,934	0,935	0,845
Medie inferiori	0,851	0,831	0,789	0,649
Medie superiori	0,679	0,680	0,614	0,604
Laurea	0,545	0,547	0,473	0,407
Specializzazione post laurea	0,300	0,333	0,167	0,107

Da questa elaborazione si ricavano ulteriori considerazioni sulla distribuzione dell'istruzione nelle coppie sposate:

1. Al crescere del livello d'istruzione la probabilità di sposare un individuo di istruzione pari o superiore risulta decrescente: questo fatto evidenzia un fondamentale trade-off sul mercato del matrimonio. Infatti, se da un lato la scelta di investire in istruzione migliora le possibilità di incontrare individui di qualità superiore e quindi di realizzare un incontro migliore, dall'altro, invece, la scarsità di individui nei livelli più elevati della scala educativa riduce le effettive probabilità d'incontro e aumenta quindi l'eterogamia educativa.
2. Gli uomini presentano delle probabilità di matching omogamo uniformemente inferiori rispetto a quelle femminili. Se il procedere nella scala educativa costituisce un vantaggio competitivo nel mercato del matrimonio per i suoi effetti economici e no, allora la probabilità di ottenere questo vantaggio è superiore per le donne. A parità di altre caratteristiche, una donna è più propensa a rifiutare una proposta di matrimonio con un individuo dotato di un livello educativo inferiore al proprio, e ciò può avvenire a causa della maggiore scarsità relativa di istruzione femminile, così come descritto in precedenza.
3. Rispetto al Nord, gli uomini incontrano difficoltà superiori al Sud per sposare donne con un livello d'istruzione pari o superiore: verosimilmente, questo è dovuto all'accentuarsi al Sud della scarsità di individui di sesso femminile dotati di istruzione elevata.
4. Riguardo alle donne, non si nota una sostanziale differenza tra le probabilità di matching al Nord e al Sud.

Separazioni

Le differenze educative

La Tabella 4 riporta il livello di istruzione delle coppie separate durante l'anno 1995. Le probabilità, calcolate separatamente per i mariti e le mogli, sono valutate a parità di istruzione dell'altro coniuge. In ogni cella della tabella, quindi, sono riportati due valori: π_H che

rappresenta la frequenza di separazioni dei mariti per livello d'istruzione, valutata per ogni dato livello d'istruzione delle mogli, e π_w che rappresenta la stessa probabilità condizionata, calcolata invece per le donne. Di conseguenza, la somma dei π_H è uguale a 1 sulle righe, mentre la somma dei π_w è uguale a 1 sulle colonne. Questi valori, com'è chiaro, rappresentano distribuzioni di frequenza tabulate sotto l'ipotesi che la separazione sia già stata decisa, e quindi non possono essere interpretate come le probabilità di separazione al variare dell'omogamia educativa.

TABELLA 4
Probabilità di separazione per livello d'istruzione (1995)

Istruzione Moglie	π	E/N	Istruzione Marito		
			LM	DS	LA
Elementare o niente (E/N)	π_H	0,64	9,91	36,00	53,45
	π_w	0,96	3,08	9,90	59,20
Licenza Media (LM)	π_H	1,38	22,05	68,77	7,79
	π_w	7,34	24,32	67,18	30,65
Diploma Superiore (DS)	π_H	7,55	65,51	24,86	2,08
	π_w	33,17	59,83	20,11	6,79
Laurea (LA)	π_H	45,83	45,61	7,77	0,79
	π_w	57,29	11,85	1,79	0,73

Considerando gli individui privi d'istruzione, si nota che circa il 90% delle separazioni avviene nelle coppie nelle quali l'altro coniuge possiede almeno un diploma superiore. Un risultato analogo si ottiene valutando le probabilità condizionate su livelli elevati d'istruzione: tuttavia, in questo caso si nota che, dato un marito privo d'istruzione, la probabilità che si sia separato da una moglie laureata è pari al 59,2%, mentre la probabilità simmetrica calcolata per un marito nelle stesse condizioni è pari al 45,8%. Si evidenzia, inoltre, che le separazioni nelle coppie nelle quali entrambi i coniugi sono privi d'istruzione oppure in quelle nelle quali entrambi sono laureati sono sempre inferiori all'1%, a conferma della scarsa presenza delle coppie omogame tra quelle instabili. Infine, si nota come i valori presenti sulla diagonale principale, che denotano la massima omogamia educativa, sono uniformemente più contenuti rispetto a quelli che si trovano lungo la diagonale secondaria, sulla quale invece l'omogamia educativa è minima.

Le differenze regionali

Date le risultanze del sottoparagrafo precedente, è possibile metterle in relazione con quelle relative ai tassi di separazione? Ovvero, esiste una relazione statistica stabile tra la probabilità di separazione e le differenze educative esistenti nelle coppie? Per testare questa ipotesi, nella fig. 1 sono stati riportati i tassi di separazione a livello regionale e i coefficienti di correlazione educativa. Le regioni del Nord presentano elevati tassi di separazione e bassi livelli di omogamia educativa; il contrario avviene per le regioni del Sud. Per testare quindi l'esistenza di una relazione lineare, il tasso di separazione

a livello regionale, è stato regredito con un metodo di eliminazione *stepwise*, al livello di significatività del 10%, sulle seguenti variabili: livello di correlazione educativa, differenza educativa percentuale, tasso di fertilità, rapporto di genere *M/F*, anno di rilevazione (1995 e 1998), più una dummy per la localizzazione geografica al Sud. Il modello più parsimonioso che ne è derivato ha le seguenti caratteristiche:

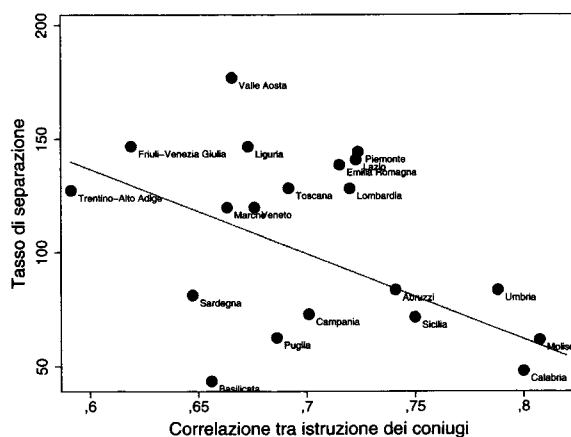
$$\text{Tasso di separazione} = -0,17 \text{ Correlazione Educ.} - 0,06 \text{ Sud} + 0,01 \text{ Anno} - 12,63$$

$$\begin{array}{cccc} & -2,30 & -6,45 & 5,21 & 5,13 \end{array}$$

$$R^2 = 0,77, n = 40.$$

Il segno del coefficiente di omogamia educativa è negativo, così come previsto: quanto maggiore è l'omogamia educativa, tanto minore risulta il tasso di separazioni coniugali. L'elasticità delle separazioni rispetto all'omogamia educativa, calcolata per le regioni del Sud è pari a 1,0, mentre per le regioni del Nord è pari a -1,91. Il minore livello di separazioni al Sud trova anche nella dummy un fattore esplicativo che presumibilmente cattura elementi non inseriti nel modello, come fattori culturali e altre differenze regionali non osservate. Se quindi l'omogamia educativa è un fattore stabilizzante per le coppie, allora questo effetto si esplica nettamente per le regioni italiane, determinando un minore tasso di separazione nelle regioni meridionali.

GRAFICO 1
Correlazione educativa e tasso di separazione coniugale (1998)



Le modalità della separazione

Come anticipato, l'analisi delle modalità di separazione può contribuire alla comprensione del fenomeno dell'instabilità coniugale. Dai dati raccolti dall'Istat per il biennio 1997-1998 emergono le seguenti risultanze.

Sono le donne a presentare la maggioranza (68,1%) delle domande di separazione giudiziale. Questa evidenza è coerente con il nostro modello: le mogli presumibilmente sono coloro che investono maggiormente nel capitale specifico della coppia e che al momento della separazione affrontano delle prospettive di vita più difficili rispetto ai mariti.

Mediamente, nel 1995, un matrimonio finito in separazione era cominciato 14,4 anni prima, quando i mariti in media avevano 27,6 anni e le donne 24,2 anni. Nel Sud, la durata media del matrimonio era leggermente più alta (14,5) rispetto al Nord (14,0). Nel 1998, invece, gli uomini si erano sposati a 27,7 anni, le donne a 24,5 e la durata del matrimonio era di 15,2 anni. Nel Sud, la durata media del matrimonio era di 15,5 anni mentre al Nord era di 14,7. Nel 1980, la durata media del matrimonio finito in separazione era di 12,4 anni. Non si nota un'apprezzabile differenza di durata tra il Nord e il Sud. La percentuale di separazioni giudiziali sul totale dei procedimenti cresce al crescere della durata del matrimonio: per i matrimoni di durata sino a quattro anni, le separazioni giudiziali sono il 13,0%, mentre per quelli di durata pari a venticinque o più anni, le separazioni giudiziali sono il 19,5%. Questa risultanza può spiegarsi rilevando che maggiore è la durata del matrimonio, maggiore è la probabilità che la causa della separazione sia dovuta a un contrasto interno alla coppia e non a un *mismatch* sul mercato matrimoniale. Inoltre, quanto maggiore è la durata del matrimonio, maggiore risulta l'investimento nel capitale specifico e la difficoltà a raggiungere un accordo per la sua liquidazione.

Le modalità delle separazioni sono riportate nella tabella 5.

TABELLA 5
Procedimento di separazione e status occupazionale (1997-1998)

A - Tabulazione per tipologia di separazione e stato occupazionale				
	Consensuale		Giudiziale	
	Marito	Moglie	Marito	Moglie
Occupato	89,17	63,55	80,92	41,72
Disoccupato	5,03	5,37	9,45	5,81
Casalinga		27,99		48,35
Ritirato	4,79	2,23	7,64	3,05
Altro	1,01	0,86	2,00	1,07

B - Tabulazione per stato occupazionale e tipologia di separazione				
	Consensuale		Giudiziale	
	Marito	Moglie	Marito	Moglie
Occupato	86,55	89,89	13,45	10,11
Disoccupato	75,67	84,34	24,33	15,66
Casalinga		77,17		22,83
Ritirato	78,54	81,03	21,46	18,97
Altro	74,70	82,48	25,30	17,52

La maggioranza delle separazioni giudiziali vede un addebito di responsabilità ad entrambi i coniugi nel 72,5% dei casi, al marito nel 21,2%, alla moglie nel 6,3%. Una donna che presenta domanda di giudiziale ha il 28,1% di possibilità di vedere addebitata la separazione al marito e l'1,2% di vedersela addebitata. Viceversa, un uomo che presenta

domanda di giudiziale, ha una probabilità del 17,3% che la separazione venga addebitata alla moglie, mentre nel 6,5% dei casi si vede attribuita la responsabilità della separazione. La probabilità che la separazione venga addebitata alla moglie è dell'8,3% quando il matrimonio è durato da 0 a 4 anni, mentre scende costantemente in funzione degli anni di matrimonio e arriva sino al 5,3% nel caso di coppie sposate da 24 anni e più.

Nelle separazioni giudiziali, l'affidamento dei figli minori è delegato alle madri nel 92,4% dei casi al Sud, al Nord nell'88,7% dei casi; viceversa, è delegato ai padri nel 6,0% dei casi al Sud, al Nord nel 7,3% dei casi. Al Nord si nota una presenza superiore di affidamenti alternativi (condiviso, a terzi).

Lo status occupazionale sembra essere rilevante nella scelta della modalità della separazione: lo status di casalinga, per le donne, è associato al 22,8% con una domanda di giudiziale ed è il livello più alto tra tutti i possibili status occupazionali; inoltre, il 48,4% di tutte le separazioni giudiziali richieste dalle donne è associato allo status di casalinga. Anche questo fattore sembra corroborare l'idea che la scelta di investire completamente nel capitale domestico comporta un costo in termini di maggiore incertezza nel momento della separazione. Infine, anche la disoccupazione maschile sembra legata positivamente alla domanda di separazioni giudiziali.

A livello regionale, si nota una relazione inversa tra il rapporto separazioni giudiziali / separazioni consensuali (GS) e il tasso totale di separazione, così come espresso dalla fig. 2. L'ipotesi di un legame lineare tra queste due variabili è stata testata con un modello di regressione a due equazioni simultanee con il metodo 3SLS. La prima equazione del modello è quella che spiega il tasso di separazione in funzione della correlazione educativa, dell'anno e della dummy per il Sud, mentre la seconda spiega il rapporto GS con il tasso di separazione e il tasso di fertilità femminile. I risultati ottenuti sono riportati nella Tabella 6. La seconda equazione mostra una solida relazione lineare tra il rapporto GS e il tasso di separazione: questo fatto indica che quando il tasso di separazione è basso, le coppie che si separano sono quelle per le quali risulta maggiore la differenza tra utilità da separati e utilità da sposati. Chiaramente, tra queste coppie la percentuale di quelle che presenta contrasti non riconducibili privatamente deve risultare superiore. È interessante notare che le differenze educative, in questo modello, non influenzano direttamente la scelta tra separazione giudiziale e consensuale, ma operano attraverso la struttura ricorsiva del modello: infatti, l'omogamia educativa determina l'instabilità della coppia e solo indirettamente la modalità di scioglimento, mentre la maggiore fertilità femminile sembra incrementare il rapporto GS.

zione dei coniugi al Sud si attestano intorno allo +0,74, mentre al Nord sono pari a +0,68. Specularmente, le separazioni coniugali risultano più elevate al Nord che al Sud. Il modello di regressione multipla ad equazioni simultanee conferma che l'omogamia educativa è un fattore importante nella spiegazione dei differenziali regionali nei tassi di separazione, e contribuisce a rendere le coppie più stabili. Infine, la prevalenza delle separazioni giudiziali osservata al Sud dipende essenzialmente dalla minore instabilità delle coppie meridionali ed è influenzata indirettamente in positivo dall'omogamia educativa.

La limitazione maggiore dell'approccio impiegato in questo lavoro consiste nella natura dei dati, in quanto non permette di osservare l'intero ciclo vitale dei soggetti e le determinanti delle scelte di investire in istruzione, sposarsi e eventualmente separarsi. Questo tipo di informazioni non possono essere estratte dai dati utilizzati in questa sede, ma è auspicabile che la maggiore disponibilità di dati individuali, anche per la realtà italiana², possa condurre a una più profonda comprensione del fenomeno dell'instabilità coniugale, dati i rilevanti costi economici, affettivi e relazionali che ne seguono.

VALERIO FILOSO

² Per esempio, Filoso (2008), utilizzando i microdati dell'Indagine Longitudinale sulle Famiglie Italiane (ILFI), trova che l'introduzione nel 1971 della legge sul divorzio ha contribuito a una significativa riduzione dell'età al matrimonio.

BIBLIOGRAFIA

- BECKER, G.S. (1973), "A Theory of Marriage: Part I", *Journal of Political Economy*, 81(4), 813–846.
- BECKER, G.S. (1974), "A Theory of Marriage: Part II", *Journal of Political Economy*, 82 (2), S–1–S26.
- BECKER, G.S., LANDES, E. M., MICHAEL, R. T. (1977), "An Economic Analysis of Marital Instability", *Journal of Political Economy*, 85 (6), 1141–1187.
- BECKER, G.S., E K.M. MURPHY (2000), *Social Economics. Market Behavior in a Social Environment*, Harvard University Press, Cambridge, MA.
- BURDETT, K., E R. WRIGHT (1994), *Two-Sided Search*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Research Department Staff Report 169.
- CAIN, G. E D. WISSOKER (1990), "A reanalysis of marital stability in the Seattle-Denver income maintenance experiment", *American Journal of Sociology*, 95: 1235-1269.
- COHEN, L. (1987), "Marriage, Divorce, and Quasi Rents: Or, I Gave Him the Best Years of My Life", *The Journal of Legal Studies*, 16(2), 267–303.
- CORNELIUS, T. (2003), "A Search Model of Marriage and Divorce", *Review of Economic Dynamics*, 6, 135–155.
- ERMISCH, J., E M. FRANCESCONI (2002), "Intergenerational Social Mobility and Assortative Mating in Britain", *Discussion Paper 465*, IZA, Bonn.
- ERMISCH, J.F., M. FRANCESCONI, E T. SIEDLER (2006), "Intergenerational Mobility and Marital Sorting", *The Economic Journal*, 116(513), 659–679.
- FERNÁNDEZ, R., N. GUNER, E J. KNOWLES (2005), "Love and Money, A Theoretical and Empirical Analysis of Household Sorting and Inequality", *The Quarterly Journal of Economics*, 120(1), 273–344.
- FERNÁNDEZ, R., E R. ROGERSON (2001), "Sorting And Long-Run Inequality", *The Quarterly Journal of Economics*, 116(4), 1305–1341.
- FILOSO, V. (2007a), "Capitale umano, salari e instabilità coniugale in Italia", in S. VINCI (a cura di), *Dualismo, nuove teorie della crescita e sviluppo del Mezzogiorno*, Il Mulino, Bologna.
- FILOSO, V. (2008), "Divorce and the Option Value of Marital Search", *Metroeconomica*, forthcoming.
- GALE, D., SHAPLEY, L. (1962), "College Admissions and the Stability of Marriage", *American Mathematical Monthly*, 69, 9–15.
- GROENVELD, L., HANNAN, M, TUMA, N. (1980), "The effects of negative income tax programs on marital dissolution", *Journal of Human Resources*, 14, 654-674.
- ISTAT (2001), "L'instabilità coniugale in Italia, evoluzione e aspetti strutturali. Anni 1980-99", Roma.
- KALMIJN, M. (1994), "Assortative Mating by Cultural and Economic Occupational Status", *The American Journal of Sociology*, 100 (2), 422–452.
- KALMIJN, M., FLAP, H. (2001), "Assortative Meeting and Mating, Unintended Consequences of Organized Settings for Partner Choices", *Social Forces*, 79(4), 1289–1312.
- LAM, D. (1988), "Marriage Markets and Assortative Mating with Household Public Goods", *Journal of Human Resources*, 23(4), 462–487.
- LUNDBERG, S., POLLAK, R. (2003), "Efficiency in Marriage", *Review of Economics of the Household*, 1(3), 153–167.
- MARE, R.D. (1991), "Five Decades of Educational Assortative Mating", *American Sociological Review*, 56(1), 15–32.

- MICHELUTTE, R. (1972), "Trends in Educational Homogamy", *Sociology of Education*, 45 (3), 288-302.
- PENCANEL, J. (1998), "Assortative Mating by Schooling and the Work Behavior of Wives and Husbands", *The American Economic Review*, 88 (2), 326-329.
- PETERS, H.E. (1986), "Marriage and Divorce, Informational Constraints and Private Contracting", *American Economic Review*, 76(3), 437-54.
- POLLAK, R.A. (1985), "A Transaction Cost Approach to Families and Households", *Journal of Economic Literature*, 23 (2), 581-608.
- ROTH, A.E., SOTOMAYOR, M.A.O. (1990), "Two-Sided Matching, A Study in GameTheoretic Modeling and Analysis", no.18 in *Econometric Society Monograph Series*. Cambridge University Press, Cambridge, UK.
- WAITE, L. (1995), "Does Marriage Matter?", *Demography*, 32(4), 199-235.
- WEISS, Y. (1997), "The Formation and Dissolution of Families. Why Marry? Who Marries Whom? And What Happens Upon Divorce," in M. R. ROSENZWEIG, AND O. STARK (eds), *Handbook of Population and Family Economics*, vol. 1a, chap. 3, pp. 81-123. Elsevier Science, Amsterdam.
- WEISS, Y., E R.J. WILLIS (1997), "Match Quality, New Information, and Marital Dissolution" , *Journal of Labor Economics*, 15(1), S293-S329.