



Moneta e Credito

vol. 74 n. 294 (giugno 2021)

Articolo

L'analisi dell'attitudine al rischio tra i membri della famiglia

PHILOMENA BACON, ANNA CONTE e PETER G. MOFFATT

Abstract:

Le determinanti dell'attitudine al rischio tra i membri della famiglia sono analizzate utilizzando i dati del German Socio-Economic Panel nel periodo 2004-2009. Al centro dell'analisi ci sono le risposte alla domanda contenuta nell'indagine sull'attitudine generale ad assumersi dei rischi. Le risposte a questa domanda sono fornite su una scala Likert 0-10. Noi rispettiamo sia la natura ordinale sia la struttura longitudinale (panel) dei dati, stimando un modello probit per dati ordinabili ad effetti casuali. Dividiamo i membri della famiglia in tre tipologie: capifamiglia, coniugi e prole. Troviamo che i coniugi sono i più avversi al rischio e i figli i meno avversi al rischio. Alla luce di questi risultati, stimiamo il modello separatamente per i tre gruppi, trovando risultati diversi tra i tre. Nell'equazione dei figli, includiamo sia l'attitudine al rischio del capofamiglia sia quello del coniuge come variabili esplicative, e troviamo che entrambi hanno un effetto significativamente positivo sull'attitudine al rischio dei figli, il che indica che i bambini tendono a 'ereditare' l'attitudine al rischio dei loro genitori.

The Analysis of Risk Attitude Amongst Family Members

The determinants of risk attitude amongst family members are explored using data from the German Socio-Economic Panel over the period 2004 to 2009. The focus of the analysis is the repeated responses to the survey question about general willingness to take risk. Responses to this question are provided on a 0-10 Likert scale. We respect both the ordinality and the panel structure of the data by estimating the random effects ordered probit model. We divide household members into three types: heads, spouses and offspring. We find that spouses are the most risk averse, and offspring the least risk averse. In view of these findings, we estimate the model separately for the three groups and find different results between the three. In the offspring equation, we include both the head's and the spouse's risk attitude as explanatory variables, and find that both have a significantly positive effect on the offspring's risk-attitude, indicating that children tend to 'inherit' the risk attitude of their guardians.

Bacon: University of East Anglia, email: p.bacon@uea.ac.uk
Conte: Sapienza Università di Roma, email: anna.conte@uniroma1.it
Moffatt: University of East Anglia, email: p.moffatt@uea.ac.uk

Per citare l'articolo:

Bacon P., Conte A., Moffatt P.G. (2021), "L'analisi dell'attitudine al rischio tra i membri della famiglia", *Moneta e Credito*, 74 (294):137-147

DOI: <https://doi.org/10.13133/2037-3651/17519>

JEL codes:
C23; D81

Keywords:
Panel Data; Risk Attitude

Homepage della rivista:
<http://www.monetaecredito.info>

Gli economisti sono molto interessati alle determinanti dell'attitudine al rischio. Ad esempio, viene considerata un buon predittore della propensione imprenditoriale degli individui (si veda ad esempio Ekelund et al., 2005). Annoso e ancora senza una risposta definitiva è il dibattito sulle differenze tra l'attitudine al rischio degli uomini e delle donne.

Nella letteratura economica un numero crescente di studi analizza le differenze di genere in questa variabile principalmente in termini di discrepanze binarie tra i sessi. Le conclusioni



di questi studi sono piuttosto controverse. Un numero crescente di articoli sperimentali afferma di trovare “prove forti” che le donne siano più avverse al rischio rispetto agli uomini (Charness e Gneezy, 2012; Croson e Gneezy, 2009; Eckel e Grossman, 2008). Secondo altri studi, quantomeno nel campo delle decisioni di investimento, le differenze di genere nell'attività di *trading* sono spiegate, non dalle differenze di genere nella propensione al rischio, ma in quelle nella fiducia in se stessi (Agnew et al., 2003; Dorn e Sengmueller, 2009), dal momento che gli uomini sono più sicuri delle donne indipendentemente dalle loro reali capacità.¹ Più recentemente, Cueva et al. (2019) mostrano che i divari di genere nelle attività di *trading* nei mercati finanziari possono essere spiegati anche esaminando le differenze nell'alfabetizzazione finanziaria.

Tuttavia, come sottolineato da Nelson (2014; 2016), la maggior parte di questi studi soffre della mancanza di una chiara distinzione tra differenze di genere a livello individuale e differenze di genere a livello aggregato. Il risultato è che “l'argomento in favore delle differenze di genere nell'assunzione di rischi è in realtà notevolmente meno solido di quanto affermato” (Nelson, 2016, p. 115). Inoltre, il contrasto binario tra uomini e donne potrebbe essere riduttivo. Per questo, in questo lavoro indaghiamo, anziché la variabile binaria “sesso”, il ruolo degli individui nella famiglia.

Inoltre, la letteratura menzionata è basata prevalentemente su esperimenti di laboratorio, basati su incentivi economici più o meno rilevanti. Pochi sono gli studi che utilizzano campioni rappresentativi della popolazione.

A causa di vincoli nella disponibilità di dati, la ricerca che tenta di determinare l'attitudine al rischio si è limitata a un numero esiguo di domande sul rischio ipotetico e un numero altrettanto esiguo di intervistati in un dato momento. Pertanto, la questione della stabilità dell'attitudine al rischio nel tempo non è stata completamente risolta. L'indagine sull'attitudine al rischio al di fuori del laboratorio consente di esaminare un numero maggiore di intervistati. Ciò è reso possibile dall'uso di indagini longitudinali (panel) in cui si inseriscono domande sull'attitudine al rischio auto-riportata ripetute nel tempo. Uno di questi sondaggi è il German Social and Economic Panel Survey (SOEP), che è già stato analizzato allo scopo di determinare i fattori che influenzano l'attitudine al rischio da Dohmen et al. (2011), e che noi usiamo qui.

Una caratteristica dei dati del panel SOEP è che i gruppi familiari sono identificabili, dando luogo all'opportunità di testare le differenze e le correlazioni tra le attitudini al rischio dei diversi membri della famiglia. Questo è affrontato, nel nostro lavoro, in due modi. In primo luogo, aggiungiamo semplicemente degli indicatori binari (dummy) per il tipo di membro della famiglia nel modello stimato sul campione di dati completo, al fine di verificare le differenze nella propensione al rischio tra i tre tipi. In secondo luogo, stimiamo il modello separatamente per le tre tipologie di membro della famiglia, al fine di consentire che le determinanti di propensione al rischio differiscano tra le tre.

Mentre è estremamente vantaggioso lavorare con un campione così ampio e rappresentativo della popolazione, è chiaro che un potenziale problema legato ai dati auto-riportati sull'attitudine al rischio è che le risposte non rispondono ad incentivi monetari. Ciò ha finora ostacolato l'uso delle risposte alle domande dell'indagine nella ricerca sull'attitudine al rischio. Questo dilemma è stato discusso in Camerer e Hogarth (1999), relativamente alla controversia sulla validità di risposte ai sondaggi auto-riportati, in cui non vengono utilizzati

¹ Ad esempio in matematica (Niederle e Vesterlund, 2007), nel rendimento scolastico in generale (Wolter et al., 2013) e in finanza (Bucher-Koenen et al., 2021).

meccanismi di incentivazione: anzi, questo è uno dei motivi della crescita in popolarità dell'economia sperimentale negli ultimi decenni.

Esiste chiaramente un problema di coerenza interna quando si lavora con qualsiasi tipo di dati campionari. Il dibattito riguarda motivazione e veridicità. La motivazione a partecipare a una indagine è in gran parte sconosciuta, poiché la compensazione è nominale e non legata ai risultati. Quindi, le risposte si fondano sull'altruismo dei partecipanti all'indagine, ma possono essere distorte. Così è difficile immaginare come si possano introdurre "incentivi legati al compito" che inducano risposte veritiere alle domande. Questo problema è di particolare interesse qui, perché è nostro intento utilizzare i dati di un'indagine campionaria per fare dell'inferenza che di solito si effettua tramite esperimenti di laboratorio su scelte rischiose, in cui le scelte dei soggetti rispondono a degli incentivi monetari.

Dohmen et al. (2011) hanno già in una certa misura affrontato questo problema per noi, convalidando le risposte del sondaggio del 2004 con un esperimento economicamente incentivato condotto nel 2005. Essi riferiscono di aver estratto 450 soggetti casualmente dalla stessa popolazione tedesca da cui è tratto il SOEP nazionale e hanno posto le stesse domande dell'indagine SOEP sull'attitudine al rischio. Per sollecitare delle vere preferenze per il rischio, a questa indagine è stato aggiunto un esperimento con una lotteria a pagamento avente una struttura semplice. Questo esperimento consiste nel presentare ai soggetti una tabella contenente 20 righe, ciascuna raffigurante un problema di scelta. L'opzione rischiosa è sempre una lotteria 50:50 con risultati €300 e €0; l'opzione sicura è un risultato certo il cui ammontare aumenta in ogni riga da €0 a €190 con incrementi di €10. Quando il partecipante ha preso una decisione per ogni riga, una delle righe è selezionata a caso, e la scelta fatta per quella riga è giocata effettivamente.² In questo tipo di esperimento, i soggetti tendono a passare dall'alternativa sicura a quella rischiosa in una determinata riga della tabella e il risultato sicuro in quella riga può essere interpretato come l'equivalente certo (CE) della lotteria rischiosa. Questo equivalente certo può a sua volta essere interpretato come una misura della disponibilità dei soggetti ad assumersi dei rischi.

La questione chiave è quindi il grado con cui questa misura di rischio indotta sperimentalmente corrisponda alla misura auto-riportata dell'indagine. Dohmen et al. (2011) affrontano questo problema eseguendo regressioni lineari con la misura sperimentale come variabile dipendente e la misura auto-riportata dell'attitudine al rischio come una delle variabili esplicative. In tutte le regressioni che eseguono, la misura dell'attitudine al rischio auto-riportata ha un forte effetto positivo sulla misura del rischio sperimentale, con l'equivalente certo che sembra aumentare di circa €5 per ogni aumento unitario della misura auto-dichiarata. Il risultato importante qui è che i dati sull'attitudine al rischio auto-riportata, nonostante la loro reputazione di metodo non incentivato monetariamente, sono risultati estremamente affidabili, e pertanto possono essere usati per studiare l'attitudine al rischio effettiva nello stesso modo in cui ci fidiamo dei dati sperimentali sulle scelte rischiose.

La nostra analisi, ma su dati panel, corrisponde a quella svolta sull'unica coorte relativa all'anno 2004 da Dohmen et al. (2011), con alcune notevoli differenze. La differenza principale è il nostro uso del modello probit per dati ordinabili in contrasto con la regressione per dati in intervalli. La variabile-risultato è misurata su una scala Likert 0-10 (che è una scala di accordo/disaccordo che si sviluppa su un numero prestabilito di modalità: vedi Likert, 1932),

² Questo è essenzialmente uno schema di incentivi basato su una lotteria casuale (*random lottery incentive*, RLI), che è un modo per garantire (nonostante la critica di Holt, 1986) che i soggetti trattino ogni scelta come se fosse l'unico compito, e quindi ogni compito è compatibile con gli incentivi.

e come tale può essere trattata come una misura ordinale, non cardinale. Consideriamo il probit per dati ordinabili un approccio appropriato in queste circostanze. È interessante notare come Dohmen et al. affermino di aver utilizzato anche il modello probit per dati ordinabili e di aver ottenuto coefficienti qualitativamente simili e robusti (cfr. p. 528, nota 10), rispetto a quelli che si ottengono utilizzando la regressione per dati in intervalli. Sebbene questa sia una questione di gusto, usiamo il probit per dati ordinabili per consentire ai dati di determinare i margini degli intervalli (*cut-points*), che sono necessariamente impostati a priori nel contesto della regressione per dati in intervalli.

Sarebbe possibile applicare il modello probit bivariato ai nostri dati convertendo prima semplicemente la variabile ordinale in un risultato binario, scegliendo una soglia appropriata (ad esempio, 1 se il punteggio è maggiore di 5, 0 altrimenti). Tuttavia, è fondamentale preservare la massima informazione nei dati. Quindi, è necessario rispettare l'intera ordinalità della variabile dipendente e anche utilizzare quante più osservazioni possibile nella stima (ovvero sfruttando la natura panel dei dati). È per questi motivi che ci siamo proposti di stimare il modello probit per dati ordinabili ad effetti casuali.

1. I dati

Facciamo uso dei dati dell'indagine campionaria SOEP tedesca per i quattro anni 2004, 2006, 2008 e 2009. Ci sono approssimativamente 21.000 individui in ogni anno che costituiscono un panel totale di 84.000 osservazioni. Questi individui vengono ripetutamente intervistati circa 3,2 volte nei quattro anni dell'indagine. Le famiglie includono giovani (di età superiore a 17 anni) che vivono in casa, e che sono intervistati; i bambini più piccoli non vengono esaminati, ma la loro esistenza viene annotata. Per giovani che vivono in famiglia, abbiamo assegnato i legami parentali. Tuttavia, per i giovani che non vivono in famiglia tali collegamenti non sono stati effettuati, in quanto vengono trattati come unità separate. Altri membri della famiglia sono esclusi da questa analisi.

Sono derivate numerose variabili da utilizzare nel modello econometrico, che descriviamo brevemente. Dalla variabile "relazione con il capofamiglia" otteniamo tre dummy: "Capofamiglia"; "Coniuge"; e "Prole". Il collegamento parentale di cui sopra è necessario per l'identificazione dell'attitudine al rischio del "Capofamiglia" e del "Coniuge" all'interno del nucleo familiare, che vengono utilizzati come variabili esplicative aggiuntive nel modello per la "Prole". La variabile utilizzata per l'istruzione contiene quattro categorie: nessuna registrata; meno della scuola superiore; scuola superiore; maggiore della scuola superiore. Il 95% degli intervistati riporta valori positivi per questa variabile.

Le domande sull'abitudine al fumo non compaiono in tutti gli anni considerati. Mancano dall'indagine 2009. Per ovviare a questa omissione, generiamo una dummy "Fumatore" negli anni in cui queste informazioni sono disponibili, per denotare qualsiasi tipo di fumatore, e imputarlo dove necessario sulla base del comportamento segnalato in passato.

La variabile che denota lo stato civile è stata disaggregata in variabili dummy: single; sposato; separato; divorziato; e vedovo. Single è utilizzato come caso-base.

La variabile tipo di occupazione è stata analogamente disaggregata in dummy: lavoro a tempo pieno; lavoro part-time; e altro lavoro (che è il caso-base). La variabile occupazione disaggregata genera cinque dummy: disoccupato registrato; lavoratore autonomo; pensionato; in istruzione o in formazione; occupato nel settore pubblico o privato (che è il caso-base).

Il reddito familiare deriva da tutti i redditi riportati nell'anno di indagine, compresi i trasferimenti pubblici attribuiti a ciascun membro della famiglia.

Il numero di persone nella famiglia, compreso il capofamiglia, è dato dalla variabile “# Persone in famiglia”. La presenza di membri di età inferiore a 17 anni è indicata come dummy separata, sebbene il numero di bambini sia incluso anche nella variabile “# Persone”. La variabile “nuovo nato” è derivata da informazioni su gravidanza e date di nascita. Primariamente, serve a controllare l'impatto economico ed emotivo che ciò potrebbe avere sull'attitudine al rischio dei membri della famiglia.

La variabile “Shock” deriva da diverse variabili che denotano eventi negativi capitati alla persona interessata nei dodici mesi precedenti all'intervista, quali: perdita del lavoro; perdita di un partner, genitore o bambino in casa; e pensionamento inaspettato.

La variabile “Tempo” ha sei categorie per denotare l'intero periodo dal 2004 al 2009. I coefficienti di questa variabile si riferiscono, quindi, ad anni effettivi non ad anni di rilevazione.

L'obiettivo principale della nostra analisi è una domanda sull'attitudine al rischio posta in ogni anno dell'indagine a partire dal 2004, che è:

Come ti vedi? In generale, sei una persona completamente preparata ad assumersi dei rischi o cerchi di evitare di correre rischi? Barrare una casella sulla scala, dove 0 significa “avverso al rischio” e il valore 10 significa “completamente preparato a prendere rischi”

<input type="checkbox"/>										
0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10

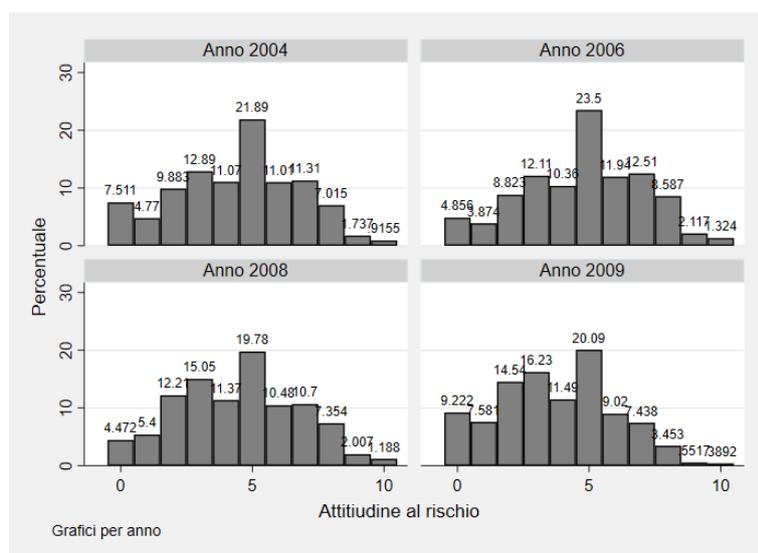
La figura 1 mostra la distribuzione dell'attitudine al rischio dalla domanda riprodotta sopra nei quattro anni dell'indagine. Possiamo vedere che la risposta modale è 5 in ogni caso, con circa il 20% degli intervistati che seleziona questa opzione.

Vediamo anche che, in generale, la distribuzione dell'attitudine al rischio è multimodale, con mode a 0, 3, e 5. Tuttavia, si può ipotizzare che la moda a 5 sia in parte il risultato di una tendenza degli intervistati ad essere attratti da questo ‘punto focale’, essendo il punto medio della scala. Questa congettura è confermata osservando che le frequenze adiacenti i valori, 4 e 6, sembrano essere troppo piccole rispetto alle frequenze circostanti. Risulta, quindi, che la focalità su 5 attira gli intervistati che altrimenti avrebbero selezionato 4 o 6. È probabile che questa focalizzazione si rifletta nella posizione dei margini degli intervalli che stimeremo. La moda a zero può essere interpretata come una manifestazione di censura a zero, dove una proporzione considerevole del campione sembra tentare di segnalare di essere altamente avversi al rischio, concentrandosi quindi sul punteggio più basso possibile, pari a zero. La frequenza relativamente alta a zero si rifletterà in un valore alto (cioè molto a destra rispetto ai quantili normali standard) del primo margine (κ_1).

Usiamo altri istogrammi per esplorare le relazioni all'interno della famiglia e per genere. La figura 2 mostra la distribuzione delle risposte alla domanda sul rischio da parte del membro della famiglia. Qui vediamo che c'è una forte somiglianza nelle distribuzioni relative a questi tre tipi. Tuttavia, i coniugi sembrano essere il gruppo più avverso al rischio, con solo il 22% che fornisce risposte tra 6 e 10; i capifamiglia seguono con il 31%; e il gruppo meno avverso al rischio sembra essere la prole, con il 45% delle risposte nella parte superiore della distribuzione.

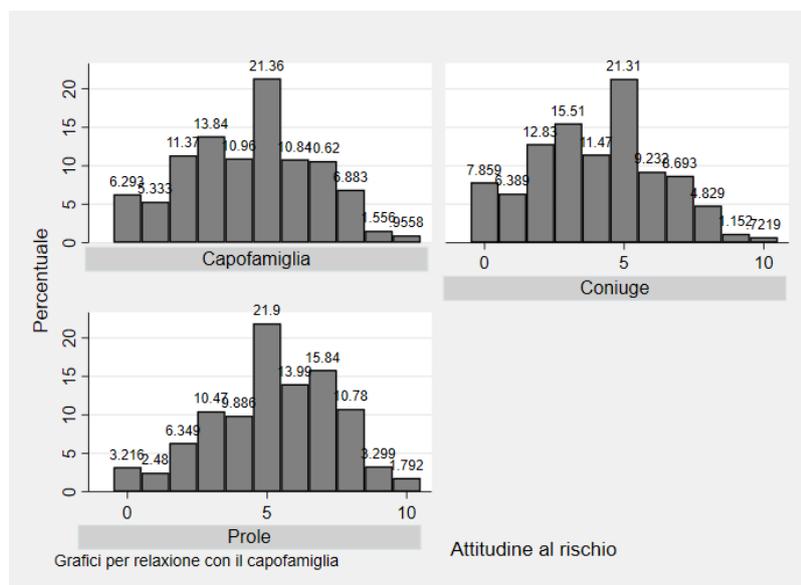
La figura 3 mostra la distribuzione dell'attitudine al rischio per genere. Qui vediamo che per le femmine c'è una distorsione verso l'avversione al rischio con solo il 20% circa delle risposte comprese tra 6 e 10; per i maschi questa percentuale è molto più alta, quasi il 38%.

Figura 1 – Attitudini al rischio (tutti gli intervistati, per anno)



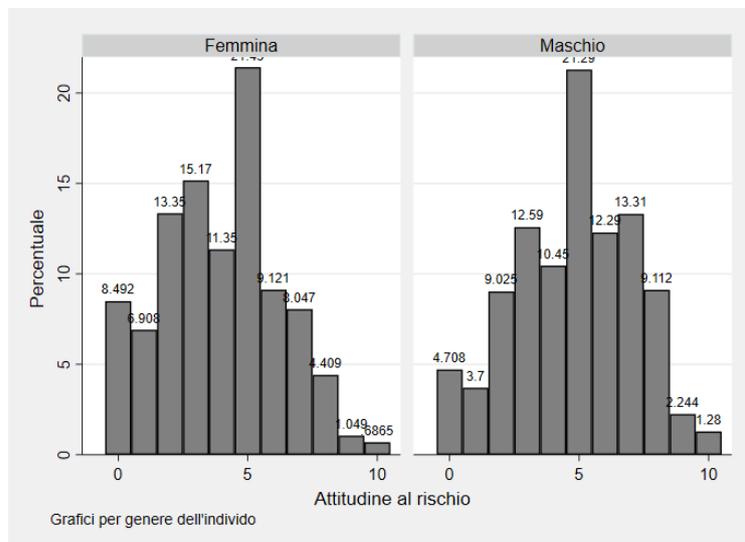
Fonte: SOEP, 2004-2009.

Figura 2 – Attitudini al rischio, per relazione con il capofamiglia



Fonte: SOEP, 2004-2009.

Figura 3 – Attitudine al rischio, per genere



Fonte: SOEP, 2004-2009.

2. Il modello econometrico

Indichiamo l'intervistato con $i, i = 1, \dots, n$ e indichiamo con t il periodo della rilevazione, $t = 1, 2$. Sia y_{it} la risposta di i alla domanda sull'attitudine al rischio nel periodo t , e supponiamo che questa possa assumere uno dei valori interi $0, 1, 2, \dots, 10$.

Sia $y_{it}^* (-\infty; +\infty)$ la variabile latente sottostante che rappresenta la propensione dell'intervistato i all'assunzione di rischi nel periodo t . Sia x_{it} un vettore di caratteristiche rilevanti per spiegare l'attitudine al rischio di i nel periodo t . Il modello probit per dati ordinabili a effetti casuali si basa sul presupposto che y_{it}^* dipenda linearmente da x_{it} , secondo

$$y_{it}^* = x_{it}'\beta + u_i + \varepsilon_{it} \tag{1}$$

$$u_i \sim N(0, \sigma_u^2), \quad \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2), \quad i = 1, \dots, n, \quad t = 1, 2$$

β è un vettore di parametri, non contenente un'intercetta. Ci sono due termini stocastici: il termine specifico dell'individuo, u_i , ed il termine d'errore casuale, ε_{it} . Si noti che si presume che entrambi siano distribuiti normalmente con media zero; la varianza di u_i è un parametro da stimare, mentre la varianza dell'errore è, per l'identificazione, normalizzata a 1. Questa normalizzazione è necessaria per fissare la scala, altrimenti arbitraria, della variabile latente y_{it}^* .

Ignorando i pedici per il momento, notiamo che y^* è inosservato, ma la relazione tra y^* e la variabile osservata y è:

$$\begin{aligned}
 y = 0 & \quad \text{se} \quad -\infty < y^* < \kappa_1 \\
 y = 1 & \quad \text{se} \quad \kappa_1 < y^* < \kappa_2 \\
 y = 2 & \quad \text{se} \quad \kappa_2 < y^* < \kappa_3
 \end{aligned} \tag{2}$$

⋮

$$y = 10 \quad \text{se} \quad \kappa_9 < y^* < \infty$$

I parametri κ_j , $j = 1, \dots, 10$, sono noti come “margin di intervallo”. L'assenza di un'intercetta nell'eq. (1) è una conseguenza dei margini dell'intervallo che sono tutti stimati.

Ora dobbiamo costruire la funzione di log-verosimiglianza. Sia $P_{it}(y|u_i)$ la probabilità (condizionata ad u_i) che la risposta del rispondente i -esimo nel periodo t sia y . Questa probabilità condizionata è data da:

$$P_{it}(y = j|u_i) = P(\kappa_j < y^* < \kappa_{j+1}) = \Phi(\kappa_{j+1} - x'_{it}\beta - u_i) - \Phi(\kappa_j - x'_{it}\beta - u_i) \quad (3)$$

dove $\Phi(\cdot)$ è la funzione di distribuzione cumulativa normale standard. La probabilità (condizionata ad u_i) delle risposte nei due anni di rilevazione (y_{i1}, y_{i2}) dall'intervistato i è:

$$\prod_{t=1,2} P_{it}(y = j|u_i) = \prod_{t=1,2} [\Phi(\kappa_{j+1} - x'_{it}\beta - u_i) - \Phi(\kappa_j - x'_{it}\beta - u_i)] \quad (4)$$

Il contributo alla verosimiglianza per l'intervistato i è quindi ottenuto integrando rispetto ad u :

$$L_i = \int_{-\infty}^{+\infty} \prod_{t=1,2} [\Phi(\kappa_{j+1} - x'_{it}\beta - u_i) - \Phi(\kappa_j - x'_{it}\beta - u_i)] f(u; \sigma_u) du \quad (5)$$

dove $f(u; \sigma_u)$ è la funzione di densità normale standard con media 0 e deviazione standard σ_u .

Dato un campione (y_{it}, x_{it} , $i = 1, \dots, n$; $t = 1, 2$), la funzione di verosimiglianza è quindi data da:

$$\text{Log}L(\beta, \sigma_u, \kappa_1, \dots, \kappa_9) = \sum_{i=1}^n L_i(\beta, \sigma_u, \kappa_1, \dots, \kappa_9) \quad (6)$$

La log-verosimiglianza (6) è massimizzata rispetto agli elementi di β insieme alla deviazione standard σ_u e ai margini di intervallo $\kappa_1, \dots, \kappa_9$, per fornire stime di massima verosimiglianza (MLE) di tutti i parametri.

La stima di questo modello viene eseguita utilizzando il comando “reoprob” in STATA (Frechette, 2001a, 2001b), che utilizza la quadratura di Gauss-Hermite per eseguire l'integrazione nell'eq. (5).

3. Risultati

La figura 2 ha mostrato delle differenze nella tolleranza al rischio tra i capifamiglia, i coniugi e la prole. Al fine di verificare formalmente queste differenze, iniziamo stimando l'eq. (1) dai dati di tutti e tre i membri della famiglia con variabili dummy per il tipo di membro. I risultati di questo modello sono mostrati nella prima colonna della tabella 1. Il coefficiente significativamente negativo per “coniuge” e significativamente positivo per “prole”, dove “capofamiglia” è il caso base, confermano quanto osservato negli istogrammi nella figura 2. Le colonne rimanenti della tabella 1 mostrano i risultati ottenuti separatamente per ciascun tipo di membro. Alcuni risultati sembrano essere coerenti su tutti e tre i gruppi: i maschi sono sempre più tolleranti al rischio; i lavoratori autonomi sono più tolleranti al rischio; i membri di tutti i tipi diventano meno tolleranti al rischio con l'età.

Tuttavia, ci sono alcune differenze notevoli tra i tre tipi di membri della famiglia. Troviamo, similmente a Dohmen et al. (2011), che l'altezza ha un effetto positivo sulla tolleranza al rischio per “capofamiglia” e “coniuge”. Tuttavia, non troviamo tale effetto altezza per la prole. Essere separati sembra aumentare la tolleranza al rischio del “capofamiglia”, ma essere vedovo ha un

effetto negativo sovracompensante. Il logaritmo del reddito netto familiare ha un effetto positivo per “capofamiglia” e “coniuge” (particolarmente forte per quest’ultimo), ma nessun effetto sulla prole. Il “coniuge” è tanto meno tollerante al rischio quanto più alto è il numero di componenti della famiglia; le due variabili che catturano shock esogeni per la famiglia: “neonato” che denota un lieto evento e “shock” che indica uno shock negativo sono entrambi significativi per il “capofamiglia” ma non importanti per gli altri membri.

Il tempo è chiaramente importante per tutti e tre i gruppi. Il coefficiente è negativo e indica un aumento dell’avversione al rischio nel periodo 2004-2009. Questa tendenza è più evidente per il “capofamiglia” ed è più debole per la “prole”.

Una caratteristica unica di questa ricerca è l’attenzione alle determinanti dell’attitudine al rischio tra i membri della famiglia, dove nel modello stimato separatamente per la “prole” l’attitudine al rischio del “capofamiglia” e del “coniuge” all’interno della famiglia è usato come variabile esplicativa. Entrambi hanno un effetto significativamente positivo, indicando che i figli sembrano essere influenzati dall’attitudine al rischio dei loro genitori o tutori.

Tabella 1 – Risultati del probit panel per dati ordinabili

	Campione intero	Capofamiglia	Coniuge	Prole
Maschio	0.340*** (0.0200)	0.306*** (0.0269)	0.403*** (0.0380)	0.337*** (0.0561)
Coniuge	-0.0633*** (0.0171)			
Prole	0.109*** (0.0302)			
Attitudine al rischio del capofamiglia				0.106*** (0.0084)
Attitudine al rischio del coniuge				0.0780*** (0.0082)
Età	-0.0139*** (0.0008)	-0.0136*** (0.0010)	-0.0131*** (0.0014)	-0.0250*** (0.0046)
Anni di istruzione	0.103*** (0.0098)	0.160*** (0.0143)	0.162*** (0.0187)	-0.0233 (0.0239)
Altezza	0.0061*** (0.0010)	0.0064*** (0.0013)	0.0053*** (0.0018)	0.0024 (0.0029)
Fumatore	0.127*** (0.0151)	0.108*** (0.0202)	0.128*** (0.0272)	0.310*** (0.0445)
Sposato/a	-0.0240 (0.0233)	-0.0280 (0.0299)	-0.0312 (0.0426)	0.255 (0.239)
Separato/a	0.0939* (0.0444)	0.0976* (0.0478)		-0.518 (0.319)
Divorziato/a	0.0632* (0.0318)	0.0677 (0.0349)		-0.0079 (0.251)
Vedovo/a	-0.119** (0.0365)	-0.127** (0.0419)		
Lavoro a tempo pieno	0.0843*** (0.0183)	0.0647* (0.0267)	0.132*** (0.0313)	0.150* (0.0595)
Lavoro part-time	0.0299	-0.0006	0.0858**	0.0705

	(0.0206)	(0.0308)	(0.0302)	(0.107)
Disoccupato registrato	0.170***	0.140***	0.248***	0.0753
	(0.0256)	(0.0351)	(0.0462)	(0.0847)
Lavoratore autonomo	0.388***	0.401***	0.382***	0.287*
	(0.0248)	(0.0313)	(0.0438)	(0.137)
Studente/ssa o in formazione	0.232***	0.182***	0.109*	0.158**
	(0.0236)	(0.0372)	(0.0549)	(0.0531)
Pensionato/a	0.0291	-0.00428	0.0734*	-0.503*
	(0.0233)	(0.0318)	(0.0365)	(0.241)
Logaritmo reddito familiare	0.0340***	0.0236*	0.0413**	-0.0199
	(0.0077)	(0.0107)	(0.0140)	(0.0260)
# Membri della famiglia	-0.0159*	-0.0106	-0.0346*	0.0220
	(0.0076)	(0.0111)	(0.0139)	(0.0195)
Presenza di bambini nella famiglia	0.0096	0.0009	-0.0082	0.0002
	(0.0178)	(0.0261)	(0.0321)	(0.0463)
Neonati	-0.0360	-0.0935*	0.0601	-0.0633
	(0.0298)	(0.0404)	(0.0466)	(0.224)
Shock	0.0350**	0.0533***	0.0279	0.0112
	(0.0110)	(0.0147)	(0.0202)	(0.0371)
Tempo	-0.0666***	-0.0735***	-0.0558***	-0.0296***
	(0.0022)	(0.0030)	(0.0039)	(0.0086)
σ_u	0.405***	0.413***	0.399***	0.378***
	(0.0042)	(0.0056)	(0.00750)	(0.0160)
Osservazioni	71,291	40,333	23,347	5,900
# individui (<i>n</i>)	22,227	12,911	7,538	2,499
<i>T</i> (media di)	3.2	3.1	3.1	2.4
Log-likelihood	-146591.2	-83005.6	-47807.8	-12007.2

Note: errori standard in parentesi; * valore $p < 0.05$, ** valore $p < 0.01$, *** valore $p < 0.001$; stime dei margini degli intervalli omesse.

4. Conclusioni

In questa ricerca, abbiamo combinato i set di dati di quattro coorti di un campione statisticamente rappresentativo della popolazione tedesca al fine di ottenere un set di dati panel contenente informazioni sull'attitudine al rischio auto-riportata nel tempo. Nell'analizzare questo set di dati siamo stati attenti a sfruttare sia la natura longitudinale dei dati sia l'ordinalità delle risposte alla variabile chiave: l'attitudine al rischio auto-riportata.

L'uso di dati ripetuti ha consentito di identificare cambiamenti dell'attitudine al rischio nel tempo non analizzati in precedenza. Grazie a questo, abbiamo scoperto che l'avversione al rischio è aumentata nel tempo. Le ragioni di tale aumento non sono state discusse, ma questo giustifica l'introduzione di indici economici, come gli indici del mercato azionario, al fine di catturare l'andamento temporale dell'avversione al rischio come visto in Bacon et al. (2020).

Abbiamo anche identificato importanti differenze nell'attitudine al rischio tra i membri della famiglia, nonché importanti legami tra di loro. Per esempio, abbiamo trovato che l'attitudine di rischio della "prole" è influenzata positivamente da quella dei genitori ("capofamiglia" e "coniuge" all'interno della famiglia).

I nostri risultati relativi ai legami tra i membri della famiglia sottolineano l'importanza di controllare il raggruppamento a livello familiare (*clustering*) quando si utilizzano dati a livello individuale.

Riferimenti bibliografici

- Agnew J, Balduzzi P. e Sundén A. (2003), "Portfolio Choice and Trading in a Large 401 (k) Plan", *American Economic Review*, 93 (1), pp. 193-215.
- Bacon P., Conte A. e Moffatt P.G. (2020), "A Test of Risk Vulnerability in the Wider Population", *Theory and Decision*, 88 (1), pp. 37-50.
- Bucher-Koenen T., Alessie R.J.M., Lusardi A. e van Rooij M. (2021), "Fearless Woman: Financial Literacy and Stock Market Participation", *ZEW Discussion Paper*, n. 21-015, Mannheim: ZEW – Leibniz Centre for European Economic Research, disponibile alla URL: <http://ftp.zew.de/pub/zew-docs/dp/dp21015.pdf>
- Camerer C.F. e Hogarth R.M. (1999), "The Effects of Financial Incentives in Experiments: A Review of Capital-Labor-Production Framework", *Journal of Risk and Uncertainty*, 19, pp. 7-42.
- Charness G. and Gneezy U. (2012), "Strong Evidence for Gender Differences in Risk Taking", *Journal of Economic Behavior & Organization*, 83 (1), pp. 50-58.
- Crosron R. e Gneezy U. (2009), "Gender Differences in Preferences", *Journal of Economic Literature*, 47 (2), pp. 448-474.
- Cueva C., Iturbe-Ormaetxe I., Ponti G. e Tomás J. (2019), "Boys Will Still Be Boys: Gender Differences in Trading Activity Are Not Due to Differences in (Over)Confidence", *Journal of Economic Behavior & Organization*, 160 (2019), pp. 100-120.
- Dohmen T.J., Falk A., Huffman D., Schupp J. e Wagner G.G. (2011), "Individual Risk Attitudes: Measurement, Determinants, and Behavioral Consequences", *Journal of the European Economic Association*, 9 (3), pp. 522-550.
- Dorn D. e Sengmueller P. (2009), "Trading as Entertainment?", *Management Science*, 55 (4), pp. 591-603.
- Eckel C.C. e Grossman P.J. (2008), "Men, Women and Risk Aversion: Experimental Evidence", in Plott C.R. e Smith V.L. (a cura di), *Handbook of Experimental Economics Results* (Vol. 1, pp. 1061-1073), Amsterdam e New York: North Holland.
- Ekelund J., Johansson E., Järvelin M. e Lichtermann D. (2005), "Self-Employment and Risk Aversion—Evidence from Psychological Test Data", *Labour Economics*, 12 (5), pp. 649-659.
- Frechette G. (2001a), "Sg158: Random-Effects Ordered Probit", *Stata Technical Bulletin*, 59, pp. 23-27; ristampato in *Stata Technical Bulletin Reprints*, 10, pp. 261-266.
- Frechette G. (2001b), "Sg158.1: Update to Random-Effects Ordered Probit", *Stata Technical Bulletin*, 61, 12; ristampato in *Stata Technical Bulletin Reprints*, 10, pp. 266-267.
- Holt C.A. (1986), "Preference Reversals and the Independence Axiom", *American Economic Review*, 76 (3), pp. 508-515.
- Likert R. (1932), "Technique for the Measure of Attitudes", *Archives of Psychology*, 22 (140), pp. 5-55.
- Nelson J.A. (2014), "Are Women Really More Risk-Averse than Men? A Re-Analysis of the Literature Using Expanded Methods", *Journal of Economic Surveys*, 29 (3), pp. 566-585.
- Nelson, J.A. (2016), "Not-So-Strong Evidence for Gender Differences in Risk Taking", *Feminist Economics*, 22 (2), pp. 114-142
- Niederle M. e Vesterlund L. (2007), "Do Women Shy Away from Competition? Do Men Compete Too Much?", *Quarterly Journal of Economics*, 122 (3), pp. 1067-1101.
- Wolter B.H.K., Lundeberg M.A. e Bergland M. (2013), "Student Performance in a Multimedia Case-Study Environment", *Journal of Science Education and Technology*, 22, pp. 215-225.