

Università degli Studi di Padova
Dipartimento di Scienze Statistiche
Corso di Laurea Triennale in
Statistica per l'Economia e l'Impresa



RELAZIONE FINALE

**Salute mentale degli adolescenti e
contesto familiare:
un'analisi con i dati più recenti**

Relatore Prof.ssa Silvia Meggiolaro
Dipartimento di Scienze Statistiche

Laureando: Mihai Moraru
Matricola N. 1198856

Anno Accademico 2021/2022

INDICE

INTRODUZIONE	V
CAPITOLO 1 STRUTTURA FAMILIARE E SALUTE MENTALE DEGLI ADOLESCENTI	1
1.1 Struttura familiare e salute mentale degli adolescenti : gli effetti diretti ..	1
1.2 Struttura familiare e salute mentale degli adolescenti : gli effetti indiretti	3
1.3 Obiettivi e ipotesi	5
1.4 Definizione di salute mentale	6
CAPITOLO 2 DATI E MISURE	9
2.1 L'indagine "Aspetti della Vita Quotidiana" e la misura della salute mentale.....	9
2.2 La salute mentale degli adolescenti del campione	11
2.3 Il contesto familiare	12
CAPITOLO 3 REGRESSIONE LINEARE E LOGISTICA : ANALISI E RISULTATI ..	17
3.1 Il modello lineare.....	17
3.2 Stima dei minimi quadrati e coefficiente di determinazione R^2	18
3.3 Normalità e analisi dei residui.....	20
3.4 Il modello lineare: analisi dei dati degli adolescenti	22
3.5 Il modello logistico.....	28
3.6 Il modello logistico: analisi dei dati degli adolescenti	30
3.7 Prove di robustezza	33
CONCLUSIONI	38
BIBLIOGRAFIA	41

INTRODUZIONE

Secondo i dati forniti dall'indagine *Aspetti della Vita Quotidiana*, realizzata nel 2020 dall'Istituto Nazionale di Statistica (ISTAT) in Italia, si stima che, se consideriamo la fascia di età 14-19 anni, circa un adolescente su quattro vive in un contesto familiare definito da una tipologia familiare differente da quella tradizionale (costituita da due genitori biologici). Oltre quest'ultime, vi sono in particolare altre forme familiari, come le stepfamilies e le famiglie monogenitoriali, che anno dopo anno stanno diventando sempre più comuni. Per famiglie monogenitoriali si intendono tutte quelle famiglie in cui i figli (o il/la figlio/a) vivono con un solo genitore. Le stepfamilies, invece, sono quelle famiglie che si formano dopo la rottura di una precedente unione quando uno o entrambi i componenti della coppia portano nella famiglia uno o più figli da una precedente relazione (Ganong, Coleman, 2004). I componenti delle famiglie monogenitoriali e delle stepfamilies molte volte, durante e successivamente al percorso che ha portato a quella struttura familiare, devono scontrarsi con alcune complicazioni relative ai cambiamenti dovuti al cambio di situazione familiare, tra cui lo stress causato dal cambiamento in sé della struttura familiare e problemi con l'eventuale genitore adottivo (nel caso delle stepfamilies), problemi economici dovuti alla rottura di un'unione e declino della qualità delle relazioni genitori-figli.

Date queste difficoltà, ci si può aspettare che i figli che vivono in queste strutture familiari abbiano una probabilità maggiore di incorrere in problematiche relative alla salute mentale dovute all'adattamento rispetto ai figli che vivono in famiglie con entrambi i genitori biologici (Hetherington, Bridges, Insabella, 1998).

In questo lavoro di ricerca si intende approfondire se effettivamente in Italia i figli che vivono in stepfamilies e in famiglie monoparentali hanno livelli di salute mentale inferiori rispetto a quelli che vivono in famiglie composte da entrambi i genitori biologici. L'altro obiettivo della ricerca è quello di capire se è la struttura familiare di per sé che incide sulla salute mentale dei figli o ci sono dei fattori indiretti attraverso cui la struttura familiare agisce.

In particolare, la ricerca è focalizzata sui ragazzi che hanno un'età compresa tra i 14 e i 19 anni e per svolgere le analisi vengono utilizzati i dati dell'indagine *Aspetti della Vita Quotidiana*, realizzata nel 2020 dall'Istituto Nazionale di Statistica (ISTAT). Si tratta di

un'indagine condotta su un campione di circa 20.000 famiglie e 50.000 individui che rileva aspetti fondamentali della vita quotidiana e relativi comportamenti e viene realizzata con cadenza annuale.

Esiste già uno studio con analisi simili (Meggiolaro, Ongaro, 2014), i cui risultati suggerivano che i figli che vivono in famiglie non tradizionali non presentano necessariamente uno stato emotivo peggiore di chi, invece, vive con entrambi i genitori biologici. Queste analisi sono state condotte utilizzando i dati dell'indagine *“Condizioni di salute e ricorso ai servizi sanitari in Italia”*, realizzata nel 2004-2005 sempre dall'ISTAT e sarà interessante verificare se anche nel 2020 la situazione è rimasta la stessa.

L'elaborato è composto da quattro capitoli. Nel primo sono esposti i vari fattori che la letteratura identifica come causa dell'eventuale riduzione del benessere mentale dei figli che vivono in famiglie non tradizionali e vengono specificati obiettivi e ipotesi della tesi. Nel capitolo seguente si descrive la misura di salute mentale usata nella tesi. Sempre nello stesso capitolo sono presentate le prime analisi descrittive. Nel terzo capitolo invece vengono descritti nello specifico i vari modelli utilizzati per descrivere la relazione tra la salute mentale degli adolescenti e le altre variabili d'interesse. Successivamente, sempre nel terzo capitolo, vengono presentati i risultati dei modelli. Infine, si discutono i risultati e si descrivono le conclusioni.

CAPITOLO 1

STRUTTURA FAMILIARE E SALUTE MENTALE DEGLI ADOLESCENTI

La struttura familiare ha un impatto forte sulla crescita e sul benessere degli adolescenti. Siccome è un'età in cui si vive ancora in famiglia, è chiaro che la famiglia ha un ruolo nella vita degli adolescenti, e fra le caratteristiche della famiglia, un aspetto importante è sicuramente la struttura familiare. La letteratura suggerisce vari meccanismi che potrebbero spiegare perché i figli che vivono in stepfamilies o famiglie monogenitoriali possono avere un livello di salute mentale più basso rispetto a quelli che vivono in famiglie più tradizionali. In particolare, quando si verifica l'evento che causa il cambiamento della struttura familiare (divorzio, separazione), subentrano molti fattori che influiscono sul benessere del figlio; questi fattori possono essere divisi in effetti diretti (dovuti al cambiamento di per sé) ed effetti indiretti.

1.1 Struttura familiare e salute mentale degli adolescenti : gli effetti diretti

Il primo fattore che la letteratura identifica come causa dell'eventuale riduzione del benessere mentale dei figli che vivono in stepfamilies o in famiglie monogenitoriali è lo stress. Si suppone, ad esempio, che una salute mentale più bassa negli adolescenti che vivono in famiglie non tradizionali potrebbe essere dovuta allo shock causato dagli eventi che hanno dato origine alla nuova struttura familiare (Cavanagh, Huston, 2008). Questo perché, la separazione e l'entrata di una nuova figura genitoriale in famiglia (nel caso delle stepfamilies), causano discontinuità nella vita familiare dell'adolescente e portano con sé importanti cambiamenti nella loro vita quotidiana. Questi cambiamenti costringono gli adolescenti a riorganizzare le relazioni personali con i genitori e gli altri adulti di riferimento, e tutto ciò potrebbe causare stress e quindi essere responsabile di uno stato

di benessere mentale più basso (Magnuson, Berger, 2009).

Inoltre, i figli che vivono in famiglie non tradizionali possono essere esposti a stress dovuti da certe situazioni familiari che possono verificarsi anche dopo il cambiamento della struttura familiare; queste situazioni possono sottoporre i figli ad ulteriori rischi che possono influenzare negativamente il loro stato mentale.

Nelle stepfamilies, inoltre, ci possono essere ulteriori problemi. In questi casi, infatti, i figli vivono con il/la partner del genitore biologico, che potrebbe non essersi completamente integrato/a nella famiglia e può competere per il tempo e l'attenzione del genitore biologico; pertanto, i figli potrebbero subire ulteriori difficoltà nel tentativo di adattarsi alle nuove circostanze (Visser, Pasley, 2003; Baxter et al. 2004; Kirby, 2006). L'eventuale scarsa salute mentale dei figli di famiglie non tradizionali può essere dovuta all'esposizione a processi stressanti di scomposizione e ricostituzione familiare, nonché alla successiva esperienza di strutture familiari che possono causare conflitti e relazioni familiari complesse.

Da quanto emerge da queste considerazioni, i figli che vivono in famiglie non tradizionali possono sperimentare uno stato psicologico peggiore rispetto a quelli che vivono in famiglie intatte e quelli che vivono in stepfamilies potrebbero avere livelli più bassi rispetto a quelli che vivono in famiglie monoparentali. I figli nelle stepfamilies, infatti, dovrebbero affrontare e adattarsi a ulteriori cambiamenti e circostanze stressanti nella loro vita.

La letteratura empirica supporta questa teoria legata allo stress anche se i risultati sono contrastanti. Alcuni studi che affrontano esplicitamente le cause dell'effetto delle dinamiche familiari hanno rilevato che la separazione dei genitori è di per sé una fonte di disagio psicologico per i figli (Strohschein, 2005). Inoltre, alcune ricerche hanno documentato che i figli nelle stepfamilies hanno un livello di benessere mentale più basso rispetto ai bambini nelle famiglie con monogenitore madre (si veda, ad esempio, Sweeney, 2007).

Altri studi hanno mostrato che i figli con un patrigno non avevano un livello di benessere inferiore rispetto a quelli con madri single (nonostante avessero due figure genitoriali) (Amato, 1994; Coleman et al., 2000). In altre ricerche la vicinanza ai patrigni ha portato risultati positivi, che indicavano un aumento del benessere del figlio (King, 2006) e

addirittura, in alcuni studi, i patrigni sono risultati altrettanto benefici per il benessere mentale del figlio allo stesso livello dei padri biologici (Bzostek, 2008).

1.2 Struttura familiare e salute mentale degli adolescenti : gli effetti indiretti

Oltre allo stress causato direttamente dalle nuove dinamiche familiari, la struttura familiare può influenzare indirettamente il benessere mentale dei figli. Un primo effetto indiretto della struttura familiare è legato alla possibile riduzione delle risorse economiche della famiglia legata alla rottura dell'unione. Scarse risorse economiche della famiglia possono ridurre il benessere mentale dei figli, i quali, non avendo le stesse possibilità economiche rispetto ai loro coetanei più avvantaggiati, potrebbero avere maggiori probabilità di avere una salute mentale bassa (Strelitz, Lister, 2008; Magnuson, Votruba-Drzal, 2008).

Le famiglie monogenitoriali costituite da madri sole, ad esempio, sono in genere più povere rispetto alle famiglie con due genitori (Millar, Ridge, 2001; McLanahan, Percheski, 2008) e questo vale anche in Italia (Ongaro, Mazzucco, Meggiolaro, 2009). La condizione economica delle madri single italiane, infatti, non è sempre sufficiente a garantire uno stile di vita dignitoso, nonostante siano generalmente più occupate e più istruite di quelle in coppia (Campisi Agostini, 2018).

Come afferma Saraceno (riferendosi alle madri single e non): «Le giovani mamme si muovono strette tra un vecchio nuovo “maternalismo”, che coniuga il mai superato stereotipo della madre sacrificale e della maternità totalizzante con un'idea altrettanto totalizzante dei bisogni del bambino, e il nuovo modello della supermamma giocoliera, che tiene insieme tutto, figli e lavoro, solo con le sue forze» (Saraceno, 2017). Ciò è tanto più vero se si pensa alle madri single, che da un lato hanno un rischio di povertà maggiore delle altre e dall'altro devono essere disponibili a stare nel mercato del lavoro in maggiore misura di quelle in coppia, per sostenere economicamente la propria famiglia continuando, allo stesso tempo, ad occuparsi dei figli.

Inoltre, le madri single, indipendentemente dalla loro condizione economica, riferiscono più stress e sintomi depressivi rispetto alle madri con partner (Targosz et al., 2003; Cooper et al., 2008), e questo ci porta a parlare di un secondo effetto indiretto attraverso cui la struttura familiare può influenzare la salute mentale dei figli, ovvero la salute mentale dei

genitori. Fra l'altro, si è mostrato che le risorse economiche e la salute mentale dei genitori non sono indipendenti l'una dall'altra; gli individui economicamente svantaggiati hanno mostrato maggiori probabilità, rispetto a quelli avvantaggiati, di sperimentare problemi psicologici (Reading, Reynolds, 2001; Jackson, Choi, Franke, 2009) e, a loro volta, le difficoltà finanziarie coincidono spesso con livelli bassi di salute mentale (Hudson, 2005; Jenkins et al., 2008). Anche se l'evidenza empirica non è sempre coerente (Torsheim et al., 2004), alcuni studi dimostrano che sia una carenza di risorse familiari che la salute dei genitori può influenzare negativamente il benessere mentale dei figli. Una salute mentale bassa da parte dei genitori è spesso associata a una genitorialità meno impegnata e a una ridotta capacità di assistere emotivamente e rispondere ai bisogni dei figli e questi fattori possono incidere sul benessere psicologico ed emotivo dei figli (Amato, Fowler, 2002; Roustit et al., 2010; Karre, Monti, 2012). Il disagio psicologico dei genitori può avere conseguenze sulla relazione di coppia e sulla genitorialità, implicando interazioni più conflittuali tra i partner e una genitorialità più incoerente, con conseguenze negative per lo sviluppo dei figli. In questa prospettiva, la peggiore salute emotiva dei figli nelle famiglie non tradizionali dipende dal fatto che queste famiglie hanno livelli di benessere economico e salute dei genitori più bassi rispetto alle famiglie bigenitoriali.

Entrambi questi effetti indiretti (risorse economiche e salute mentale dei genitori) vengono probabilmente mitigati nel caso delle stepfamilies. Anche se la letteratura sulle risorse familiari delle stepfamilies è meno ricca di quella sulle madri single, esistono studi empirici che dimostrano che congiungersi con un altro partner migliora la condizione economica delle madri single (Kreider, 2003; Dewilde, Uunk, 2008). Inoltre, sebbene sia probabile che l'entrata di un patrigno in famiglia sia accompagnata da un certo grado di disordine familiare e stress, alcuni studi hanno suggerito che migliora lo stato psicologico delle madri single (Willitts, Benzeval, Stansfeld, 2004; Blekesaune, 2008; Osborne, Mazzuco, Meggiolaro, 2012). Probabilmente ciò è dovuto al fatto che il passaggio alla nuova struttura familiare può avvenire in modo graduale, consentendo alla madre (e ai suoi figli) di rivedere ed arrivare a dei compromessi su nuovi ruoli e routine nella famiglia, diminuendo lo stress della transizione.

Oltre ad una più bassa salute mentale dei genitori e ad un più basso livello economico della famiglia, un altro fattore importante legato alla rottura di un'unione e che può avere un

effetto sulla salute dei figli è la diminuzione delle risorse genitoriali in termini di tempo dei genitori, relazione genitori-figli, attenzione e monitoraggio dei figli, che può riguardare sia le famiglie monogenitoriali che le stepfamilies. Per quanto riguarda le stepfamilies, l'aggiunta di un adulto al nucleo familiare può teoricamente fornire più tempo da dedicare all'accudimento dei figli. Tuttavia, si suppone che i genitori siano più motivati a sostenere i figli biologici più che i figliastri e, allo stesso tempo, poiché la famiglia adottiva rappresenta un' "istituzione incompleta", i genitori acquisiti devono affrontare ruoli e norme genitoriali ambigui, risultando in una genitorialità sempre meno efficace (Hofferth, Anderson, 2003; Magnuson, Berger, 2009). E, secondo le teorie del controllo sociale, le risorse in termini di tempo, attenzione e monitoraggio dei genitori sono considerate cruciali per lo sviluppo e il benessere dei figli (Brooks, 2013).

La letteratura internazionale sembra confermare queste teorie, soprattutto per i figli di famiglie monogenitoriali. Mc Munn et al. (2001) hanno provato che, controllando lo status socioeconomico e la salute mentale materna si eliminano gli effetti negativi del tipo di famiglia sul benessere emotivo dei figli nelle famiglie monoparentali, ma non per i figli che vivono in famiglie ricostituite che, invece, rimangono più propensi ad avere difficoltà psicologiche rispetto ai figli che vivono con entrambi i genitori biologici.

Le analisi svolte da Meggiolaro e Ongaro (2014), analogamente a quanto osservato da altri studi (Kiernan, Mensah, 2009; Oliva et al., 2014), hanno rilevato che, una volta presa in considerazione la povertà e la depressione materna, lo stato psicologico dei bambini che vivono in famiglie monoparentali non è necessariamente inferiore a quello dei bambini in famiglie tradizionali. Inoltre, solo i figli nelle stepfamilies hanno mostrato un livello di benessere mentale inferiore rispetto a quelli che vivono con entrambi i genitori biologici.

1.3 Obiettivi e ipotesi

L'obiettivo di questa tesi è quello di approfondire se effettivamente in Italia i ragazzi che vivono in stepfamilies e famiglie monoparentali hanno livelli di salute mentale inferiori rispetto a quelli che vivono in famiglie composte da entrambi i genitori.

È di interesse, inoltre, in caso vi siano differenze, capire se livelli di salute mentale più bassi

sono dovuti ad effetti diretti o indiretti.

Nonostante in Italia l'instabilità coniugale sia un fenomeno sempre più comune¹, l'accettazione sociale delle forme familiari non tradizionali potrebbe essere ancora relativamente bassa. Ci si aspetta quindi che i ragazzi che vivono in famiglie monoparentali abbiano una salute mentale inferiore rispetto a quelli in famiglie tradizionali, siccome potrebbero essere soggetti a situazioni stressanti dovute alla separazione, e i ragazzi che vivono in stepfamilies hanno salute mentale inferiore di quelli in famiglie monoparentali (in quanto soffrono di una duplice esperienza stressante).

Oltre ad un effetto diretto legato allo stress, ci si aspetta di trovare un effetto indiretto legato a diverse risorse economiche. In particolare, una salute mentale più bassa dei ragazzi che vivono in famiglie monogenitoriali potrebbe essere legata ad una peggiore situazione economica. Un altro effetto indiretto che ci si aspetta di trovare è legato alla salute mentale dei genitori, questi genitori infatti, dopo la transizione, possono essere maggiormente esposti a un peggioramento della salute mentale oltre che del benessere economico, che potrebbe ripercuotersi sui figli.

1.4 Definizione di salute mentale

Ogni definizione di salute mentale dipende dalle differenze culturali, da valutazioni soggettive e dalle diverse teorie di riferimento relative al funzionamento psichico. L'Organizzazione Mondiale della Sanità (OMS) definisce la *salute* come : “uno stato di completo benessere fisico, mentale e sociale, e non semplice assenza di malattia o di infermità”(salute.gov, 2013). Il concetto di *salute mentale* si riferisce ad una condizione di sanità, benessere e/o equilibrio di tipo psicologico ed emotivo ed è fondamentale per il benessere della persona. Essa è influenzata in larga misura dal contesto (situazione familiare, ambiente, situazione economica, ecc.), ma anche dalle caratteristiche personali (patrimonio genetico, ciò che è trasmesso dai genitori, ecc.).

In questa tesi, quando si parla di *salute* e *benessere mentale*, si fa riferimento al benessere

¹ Nel 2008 ci sono state 84.165 separazioni, 54.351 divorzi totali e 246.613 matrimoni, mentre nel 2019 ci sono state 97.474 separazioni (circa 15.8% in più), 85.349 divorzi totali (circa 57% in più) e solo 184.088 matrimoni (circa -25,4% in meno) (Report Istat, febbraio 2022).

psichico dell'individuo e non a quello fisico e/o sociale. In particolare, le domande presenti nel questionario dell'indagine "Aspetti della Vita Quotidiana", da cui sono tratti i dati usati in questa tesi, ci permettono di costruire un indice chiamato "Mental Health" (basato sull'SF-36, un questionario psicometrico che permette di sintetizzare, tramite 2 indici, la salute fisica e quella mentale; Apollone, Mosconi, 2005) capace di misurare la salute mentale dei rispondenti.

Nel capitolo 2, viene descritto in dettaglio la misura e la procedura di costruzione di questo indice.

CAPITOLO 2

DATI E MISURE

2.1 L'indagine "Aspetti della Vita Quotidiana" e la misura della salute mentale

I dati utilizzati per la ricerca provengono dall'indagine *Aspetti della Vita Quotidiana*², realizzata in Italia nel 2020 (dati più recenti) dall'Istituto Nazionale di Statistica (ISTAT). In quest'indagine, alle persone appartenenti a un campione rappresentativo a livello nazionale di circa 20.000 famiglie (corrispondenti a circa 50.000 individui), si rilevano gli aspetti fondamentali della vita quotidiana e i relativi comportamenti. Sono disponibili, inoltre, informazioni socioeconomiche e demografiche. In particolare, l'indagine è utile, ai fini di questa ricerca, in quanto include dati relativi all'età, al sesso, allo stato civile, all'istruzione, allo stato professionale e al nucleo familiare di ogni individuo. Inoltre, per ogni nucleo familiare, l'indagine raccoglie informazioni sui componenti e sui legami familiari che li legano, e quindi, sulla struttura familiare, ma anche sulla regione geografica di residenza e sulle condizioni economiche.

Una caratteristica fondamentale di quest'indagine è la raccolta di numerosi dati sullo stato di salute mentale di tutti gli individui di età superiore ai 13. In particolare, il questionario presenta una selezione di item provenienti dall'SF-36, un questionario psicometrico sviluppato e perfezionato negli Stati Uniti, che permette di sintetizzare, tramite 2 indici, la salute fisica (Physical Component Summary, PCS-36) e quella mentale (Mental Component Summary, MCS-36) dell'individuo sottoposto alle domande. Inizialmente, il questionario SF-36, era composto da 115 domande sintetizzate in 12 scale ma poco dopo, per renderlo più sintetico e più facile da somministrare, è stato ridotto a 36 domande e 8 scale (Apollone, Mosconi, 2005).

La figura 1 è basata sull'SF-36 e mostra le scale e le domande che compongono l'indice

² Indagine realizzata con tecnica P.A.P.I. (Paper And Pen Interview, intervista faccia-a-faccia con l'utilizzo di un questionario cartaceo nel quali l'intervistatore trascrive le risposte date dalla persona intervistata) a cadenza annuale.

MCS. Valori molto bassi di questo indice indicano un frequente disagio psicologico, un importante disabilità sociale e personale dovuta a problemi emotivi e salute scadente. Valori molto alti, invece, indicano frequente attitudine psicologica positiva, assenza di disagio psicologico e limitazioni nelle attività sociali e personali dovute a problemi emotivi e salute eccellente (Apollone, Mosconi, 2005).

Le componenti dell'indice sono: (i) la "vitalità" con 4 item su energia e fatica; (ii) le "attività sociali" con 2 item relativi alle limitazioni nelle attività sociali del rispondente; (iii) "ruolo e stato emotivo" con 3 item sulle limitazioni dovute a problemi emotivi; (iiii) la "salute mentale" con 5 item sul benessere emotivo (Ware, Sherbourne, 1992).

Nell'indagine *Aspetti della Vita Quotidiana* non ci sono item che permettono di misurare le prime tre componenti (vitalità, attività sociali e ruolo emotivo), ma ci sono gli item relativi alla salute mentale, a cui questa tesi fa riferimento.

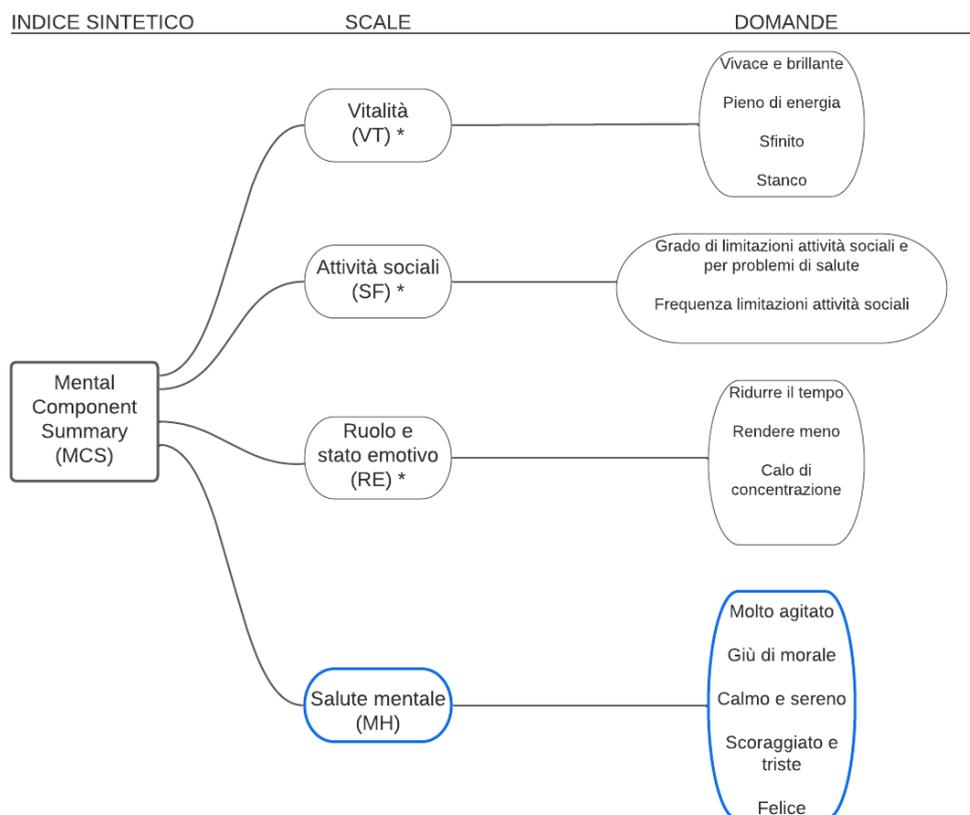


Figura 1. Aspetti psicologici, items e scale dello stato emotivo (Apollone, Mosconi, 2005).

* Non disponibile nel questionario

In particolare, il questionario presenta 5 domande relative alla salute mentale e che indagano quanto spesso nelle ultime 4 settimane antecedenti l'intervista (1 = sempre, 2 = quasi sempre, 3 = per molto tempo, 4 = per una parte del tempo, 5 = quasi mai, 6 = mai) un individuo si è sentito "calmo e/o sereno", "scoraggiato e triste", "molto agitato", giù di morale" e "felice".

2.2 La salute mentale degli adolescenti del campione

Si può ottenere un indicatore sintetico di una delle componenti del MCS, ovvero della salute mentale degli individui (figura 1) sommando i punteggi che descrivono con che frequenza i rispondenti hanno dichiarato di provare i diversi stati d'animo positivi o negativi e normalizzandoli³. In questo modo, si ottiene un indice che varia da 0 a 100, dove i punteggi più alti indicano un più alto benessere mentale.

Per lo scopo di questa tesi, l'attenzione si è concentrata sui dati individuali e familiari riferiti ai 2408 individui di età compresa tra i 14 e i 19 anni che convivono con almeno un genitore (sono esclusi 95 individui, circa 3.8%, che vivono in famiglie in cui non risulta alcun genitore convivente).

I punteggi di MH di questo gruppo di adolescenti sono compresi tra 16.7 e 100 (con media di 78.38). La frequenza relativa dell'indice è presentata nell'istogramma di figura 2.

³ I punteggi di frequenza degli stati d'animo, sia positivi che negativi, erano codificati con una scala da 1 a 6 (in cui 1 = "sempre" e 6 = "mai"). Per calcolare l'indice MH, gli stati d'animo positivi sono stati ricodificati (sempre con una scala da 1 a 6 dove però 1 = "mai" e 6 = "sempre") in modo da essere coerenti con quelli negativi.

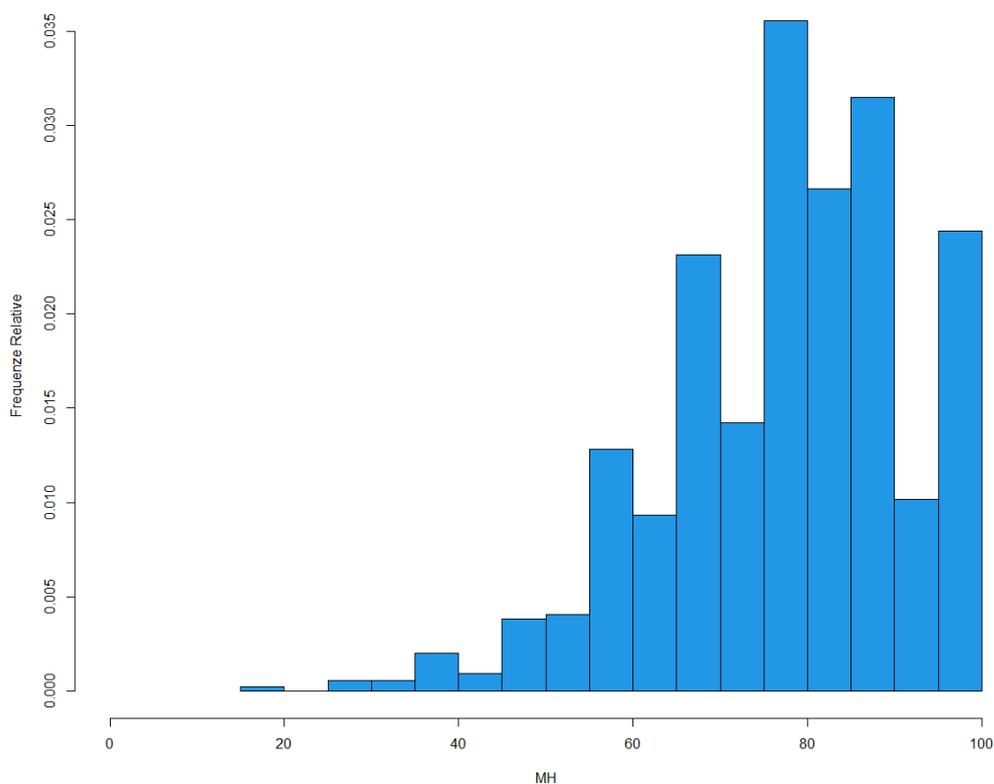


Figura 2 - Frequenza relativa degli individui in età 14-19 anni che vivono con almeno un genitore secondo il punteggio di MH.

2.3 Il contesto familiare

La variabile chiave utilizzata per descrivere la famiglia è la struttura familiare ed è stata definita sulla base delle categorizzazioni delle famiglie proposte dall'ISTAT, dai legami familiari tra figli e genitori e dallo stato civile dei genitori.

Gli adolescenti che vivono in famiglie con genitori in coppia sono stati distinti fra coloro che vivono con entrambi i genitori biologici (1845 osservazioni, corrispondenti a circa il 76.6% dell'intero campione) e coloro che vivono con il padre e la compagna o con la madre e il compagno (100 casi, corrispondenti al 4.1% del campione).

Gli adolescenti in famiglie con un solo genitore sono stati distinti a seconda che l'unico genitore fosse vedovo (41 casi, di cui 4 padri e 37 madri), celibe/nubile (59 casi di cui 4 padri e 55 madri) o divorziato/separato (354 casi, di cui 68 padri e 286 madri). Inoltre, sono state rilevate delle osservazioni in cui lo stato civile del genitore era contrassegnato come

non disponibile (9 casi, di cui 3 padri e 6 madri). Avendo le famiglie monogenitoriali composte padre solo una numerosità limitata (79 casi totali, corrispondenti al 3.3% del campione), si è deciso di aggregare questa forma familiare in un'unica categoria, in modo tale da avere delle stime più precise. Per le famiglie monogenitoriali madre, invece, avendo già un campione piuttosto numeroso (378 casi, 15.7%, senza contare i 6 *non disponibili*, 0.25%), si è deciso di mantenere le distinzioni dello stato civile e di eliminare i soggetti con madre con stato civile non disponibile.

Altre variabili che descrivono il contesto familiare sono state ottenute utilizzando informazioni riferite alla famiglia o ai genitori. Queste informazioni erano limitate ai genitori co-residenti, pertanto, per le famiglie monogenitoriali, sono state considerate le caratteristiche dell'unico genitore. Per le famiglie con entrambi i genitori biologici, invece, sono state utilizzate le caratteristiche sia della madre biologica che del padre, e, nel caso delle stepfamilies, sono state considerate le caratteristiche del genitore biologico e quelle del partner.

Nello specifico, la salute mentale dei genitori, come quella dei figli, è stata misurata utilizzando l'indice MH (quindi nel caso delle famiglie monogenitoriali si è considerata la salute mentale dell'unico genitore, mentre per le famiglie con entrambi i genitori si è considerata la media dei punteggi dei due genitori).

I livelli di istruzione dei genitori sono stati invece definiti considerando il livello di istruzione più alto (o unico) dei genitori (laurea, diploma di scuola superiore o inferiore).

La condizione economica del nucleo familiare è stata considerata tramite una domanda del questionario, in cui si chiedeva come sono state le risorse economiche famiglia nei 12 mesi precedenti (1 = "risorse ottime", 2 = "risorse adeguate", 3 = "risorse scarse", 4 = "risorse assolutamente insufficienti"); è stata poi costruita una variabile dicotomica che distingueva se la famiglia disponeva di risorse adeguate o insufficienti (accorpare le "risorse ottime" con "risorse adeguate" e "risorse scarse" con "risorse assolutamente insufficienti").

Anche la ripartizione geografica di residenza del nucleo familiare è stata considerata tramite una domanda del questionario, in cui si chiedeva in quale zona vive il rispondente: 1 = "Nord-ovest", 2 = "Nord-est", 3 = "Centro", 4 = "Sud", 5 = "Isole" e 9 = "Non disponibile". Si è deciso di raggruppare chi vive a "Nord-ovest" e "Nord-est" in un'unica categoria "Nord" e chi vive al "Sud" o nelle "Isole" in un'unica categoria "Sud e Isole" per avere dei gruppi

più numerosi. Gli intervistati che hanno risposto “Non disponibile” sono 4 (0,16% del totale) e sono stati esclusi dalle analisi.

Un'altra variabile che misura il contesto familiare è la qualità delle relazioni familiari. Nel questionario è presente una domanda dove si chiede quanto il rispondente è soddisfatto per le relazioni familiari negli ultimi 12 mesi. L'intervistato può scegliere tra 1 = “molto”, 2 = “abbastanza”, 3 = “poco”, 4 = “per niente”. Nelle analisi si è deciso di accorpate in un'unica categoria coloro che hanno risposto con “poco” o “per niente”. Inoltre, 45 individui non hanno risposto alla domanda (circa 1,87% del totale) e quindi sono stati esclusi dalle analisi.

2.4 Prime analisi descrittive

I dati riportati in tabella 1 mostrano che la salute mentale degli adolescenti non sembra variare molto a seconda della struttura familiare. Gli adolescenti con la media di MH più alta sono quelli che vivono con solo il padre, seguiti da quelli che vivono con entrambi i genitori biologici. La struttura familiare con la media di MH più bassa, e l'unica con mediana più bassa dal resto, è quella delle madri vedove.

La tabella 1 mostra, inoltre, che le diverse strutture familiari si caratterizzano anche per distribuzioni diverse delle variabili relative al contesto familiare. In particolare, si nota che la media di MH dei genitori che vivono in stepfamilies non differisce molto da quella dei genitori che vivono in famiglie biologiche, ma anzi, risulta essere più elevata (76.23). I genitori che hanno, invece, la media di MH più bassa sono le madri vedove, con una media di 65.32, un valore molto più basso della media totale (74.10). Anche le risorse economiche differiscono per le varie tipologie familiari. Infatti, sembra che le famiglie composte da monogenitore madre siano quelle che sostengono di avere, in maggior proporzione, risorse economiche insufficienti. In particolare, il 63.6% delle famiglie composte da monogenitore madre celibe dichiara di avere risorse economiche insufficienti, seguite dal 62.2% delle madri vedove. Le famiglie composte da due genitori invece (sia biologici che acquisiti), sono quelle con la situazione economica migliore. La tabella 1, mostra anche che i genitori soli sono meno istruiti di quelli in coppia, e i meno istruiti sono i padri soli con il 51.9% che non ha conseguito il diploma di scuola superiore o la laurea, mentre i più istruiti sembrano

i genitori delle famiglie biologiche con il 70.4% di individui che dice di avere almeno il diploma.

Per quanto riguarda l'area di residenza, si nota che nel complesso la maggior parte degli adolescenti vive al nord (41.8%) o al sud e nelle isole (41.1%), mentre solo il 17.1% degli adolescenti considerati ha residenza al centro. Inoltre, si nota che la maggior parte degli adolescenti che vivono con madri vedove si trova al sud e nelle isole, mentre la maggior parte degli adolescenti che vivono in famiglie non tradizionali, hanno residenza al nord. La distribuzione degli individui considerati che vivono con entrambi i genitori biologici rispecchia abbastanza quella delle famiglie nel complesso.

La tabella 1 mostra anche che il 43.2% degli adolescenti che vive in famiglie con entrambi i genitori biologici ha un'alta soddisfazione per le relazioni familiari, mentre tutte le altre strutture familiari mostrano risultati di soddisfazione minori, ed in particolare, sono solo il 29.9% gli adolescenti che vivono nelle stepfamilies hanno un'alta soddisfazione per le proprie relazioni familiari.

Tabella 1- Salute mentale degli adolescenti e contesto familiare, indicatori e distribuzioni percentuali.

		Monogenitore padre	Monogenitore madre			Famiglia Biologica	Stepfamily	TOTALE
			Celibe	Vedova	Divorziata			
MH adolescente	Media	78,95	77,70	73,51	77,89	78,58	77,80	78,38
	Mediana	80,00	80,00	73,33	80,00	80,00	80,00	80,00
	Dev. Standard	14,44	14,11	14,88	13,76	14,00	15,51	14,10
Numerosità		79	55	37	286	1845	100	2402
MH genitore	Media	76,67	73,52	65,32	70,86	74,68	76,23	74,10
Risorse economiche	Sufficienti	53,8%	36,4%	37,8%	52,8%	64,6%	71,0%	62,0%
	Insufficienti	46,2%	63,6%	62,2%	47,2%	35,4%	29,0%	38,0%
Area di residenza	Nord	45,6%	58,2%	32,4%	46,2%	40,0%	55,0%	41,8%
	Centro	16,5%	21,8%	13,5%	15,7%	17,7%	8,0%	17,1%
	Sud e isole	38,0%	20,0%	54,1%	38,1%	42,3%	37,0%	41,1%
Istruzione genitore	Laurea	7,6%	16,4%	8,1%	22,4%	23,5%	21,0%	22,3%
	Diploma	40,5%	41,8%	45,9%	43,4%	46,9%	51,0%	46,3%
	Medie o inferiore	51,9%	41,8%	45,9%	34,3%	29,6%	28,0%	31,4%
Soddisfazione relazioni familiari	Alta	31,6%	31,5%	37,1%	37,9%	43,2%	29,9%	41,3%
	Media	53,2%	61,1%	57,1%	52,9%	51,8%	60,8%	52,6%
	Bassa	15,2%	7,4%	5,7%	9,3%	5,0%	9,3%	6,1%

CAPITOLO 3

REGRESSIONE LINEARE E LOGISTICA : ANALISI E RISULTATI

3.1 Il modello lineare

I modelli di regressione lineare giocano un ruolo centrale nello studio delle relazioni tra variabili e, inoltre, costituiscono lo schema di riferimento su cui poggiano metodi più elaborati. Essi permettono di studiare come una o più variabili esplicative X_1, \dots, X_p , con $p \geq 1$, influenzano la distribuzione della variabile risposta Y .

Il più semplice dei modelli di regressione è il modello di regressione lineare semplice (con $p = 1$), in cui le variabili coinvolte sono solo due: la variabile risposta Y e un'unica variabile esplicativa X .

Per misurare la dipendenza lineare tra due variabili, si può calcolare il coefficiente di correlazione, dato da

$$r = \frac{s_{xy}}{s_x s_y} = \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})(x_i - \bar{x})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}}$$

con $\bar{y} = (1/n) \sum_{i=1}^n y_i$ e $\bar{x} = (1/n) \sum_{i=1}^n x_i$ medie campionarie di y e x , rispettivamente, $s_{xy} = (1/n) \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})(x_i - \bar{x})$ covarianza campionaria tra x e y , $s_x^2 = (1/n) \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$ varianza campionaria della x e, analogamente $s_y^2 = (1/n) \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2$ varianza campionaria della y .

Questo indice esprime quanto le due variabili si "muovono" concordemente: oscilla fra -1 e +1, dove il segno indica l'andamento della relazione (positivo se le due variabili crescono o decrescono assieme; negativo se al crescere di una, l'altra decresce o viceversa), e dove il valore 1 della correlazione (in valore assoluto) indica la correlazione perfetta, 0 la correlazione nulla e i valori compresi fra 0 e 1, gradi diversi di associazione fra le due variabili.

Un modello di regressione lineare semplice può essere espresso sinteticamente nella forma

$$Y_i = \mu_i + \varepsilon_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + \varepsilon_i \quad (1.1)$$

dove (β_1, β_2) sono i parametri ignoti di regressione e $\mu_i = E(X_i = x_i) = \beta_1 + \beta_2 x_i$ è la

componente sistematica. I termini di errore $\varepsilon_i, i = 1, \dots, n$, servono per tenere conto del fatto che la relazione tra le due variabili non è esatta: i punti si dispongono intorno a una retta, non su una retta.

Poiché in generale $y_i \neq E(X_i = x_i)$, gli errori rendono il modello realistico. Inoltre, poiché ragioneremo sempre condizionatamente ai valori assunti dalla variabile esplicativa, le componenti che introducono la casualità del modello sono proprio gli errori (la variabile dipendente Y_i è casuale in quanto è casuale l'errore ε_i). Il condizionamento a $X_i = x_i$ significa che l'analisi è condizionata ai valori x_i (si dice che la variabile esplicativa è deterministica o non stocastica), e quindi non si fa alcuna assunzione sulla distribuzione della variabile esplicativa. Come conseguenza, dalle proprietà degli errori dipendono le proprietà degli stimatori di (β_1, β_2) e delle quantità utili per l'inferenza sui parametri del modello (1.1).

In sintesi, il modello di regressione lineare semplice poggia sulle seguenti assunzioni :

$$E(X_i = x_i) = \mu_i = \beta_1 + \beta_2 x_i \quad \text{assunzione di linearità} \quad (1.2)$$

$$V(X_i = x_i) = \sigma^2 > 0 \quad \text{assunzione di omoschedasticità} \quad (1.3)$$

per $i = 1, \dots, n$. In termini dell'errore ε_i , in base all'equazione (1.1), si ha

$$E(\varepsilon_i) = 0,$$

$$V(\varepsilon_i) = \sigma^2, \quad i = 1, \dots, n$$

Si noti che l'assunzione di linearità (1.2) è riferita ai parametri e non alle variabili.

Si noti inoltre che l'assunzione di omoschedasticità (1.3) indica che la variabilità attorno alla retta o, in altri termini, la capacità della retta di rappresentare il fenomeno considerato non cambia al variare della grandezza del fenomeno (Grigoletto, Pauli, Ventura, 2017).

3.2 Stima dei minimi quadrati e coefficiente di determinazione R^2

Una stima puntuale per i parametri di regressione (β_1, β_2) di un modello di regressione lineare semplice è ottenibile con il metodo dei minimi quadrati.

Per determinare i valori per β_1 e β_2 , tali per cui la retta sia vicina alle osservazioni, dobbiamo misurare la distanza di una generica retta dai punti osservati e scegliere la retta

che minimizza tale distanza. La scelta più conveniente è misurare la distanza sommando i quadrati delle differenze verticali tra retta e punti. Con ciò, la distanza tra i punti (x_i, y_i) , $i = 1, \dots, n$ e la generica retta di coefficienti β_1 e β_2 è

$$S(\beta_1, \beta_2) = \sum_{i=1}^n (y_i - (\beta_1 + \beta_2 x_i))^2$$

Definiamo allora la stima dei minimi quadrati di (β_1, β_2) quella coppia di valori

$$(\widehat{\beta}_1, \widehat{\beta}_2) = \operatorname{argmin}_{(\beta_1, \beta_2) \in \mathbb{R}^2} \sum_{i=1}^n (y_i - (\beta_1 + \beta_2 x_i))^2.$$

Il modello stimato, ovvero la retta di regressione di Y su x , è dunque

$$\widehat{y} = \widehat{\mu} = \widehat{\beta}_1 + \widehat{\beta}_2 x.$$

I valori che giacciono sulla retta dei minimi quadrati sono detti valori previsti del modello e sono dati da

$$\widehat{y}_i = \widehat{\beta}_1 + \widehat{\beta}_2 x_i, \quad i = 1, \dots, n$$

Una volta ottenuti i valori previsti \widehat{y}_i , è utile poter valutare quanto bene essi riescano a rappresentare i valori osservati y_i , $i = 1, \dots, n$. In altri termini, è opportuno disporre di un indice che misuri la bontà di adattamento ai dati del modello di regressione lineare (Grigoletto, Pauli, Ventura, 2017). Un indice utile a tale scopo è il rapporto fra la devianza spiegata e la devianza totale. Questo rapporto viene chiamato coefficiente di determinazione R^2 :

$$R^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (\widehat{y}_i - \bar{y})^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \widehat{y}_i)^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}.$$

Questo valore, che assume valori tra 0 e 1, misura la capacità della variabile esplicativa di spiegare, attraverso il modello lineare, il comportamento della variabile risposta, più tale valore si avvicina a 1, migliore è il modello. Se invece tale valore è piccolo, o il modello è inadeguato (relazione non lineare o assunzioni non soddisfatte), o la varianza potrebbe avere un valore elevato. Il coefficiente di determinazione R^2 offre una misura sintetica della vicinanza ai dati del modello stimato; tuttavia, da solo non è sufficiente a valutare la qualità del modello stesso. Da una parte, un basso valore di R^2 non significa che il modello sia inutile o inadeguato. D'altra parte, anche quando R^2 ha un valore elevato, vicino a 1, il

modello potrebbe risultare chiaramente migliorabile. Esso, infatti, è essenzialmente un indice descrittivo, ossia considera solo il campione osservato.

3.3 Normalità e analisi dei residui

Oltre alle assunzioni di linearità e omoschedasticità, che sono le più importanti in quanto ci assicurano stime abbastanza robuste sui coefficienti di regressioni, è utile verificare anche l'ipotesi di normalità dei dati, con il fine principale di ottenere procedure inferenziali per la stima intervallare e la verifica di ipotesi, in particolare, si assume l'identica distribuzione e che

$$\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2), \quad \text{indipendenti}, \quad i = 1, \dots, n. \quad (1.4)$$

Ciò equivale ad assumere che

$$Y_i \sim N(\mu_i, \sigma^2), \quad \text{indipendenti}.$$

Assunta la (1.4), l'inferenza sui parametri di regressione e su σ^2 può essere effettuata con gli usuali metodi basati sulla funzione di verosimiglianza.

Le fasi in cui si svolge un'analisi statistica sul modello di regressione lineare sono: 1. La specificazione del modello; 2. L'inferenza entro il modello (stima e verifica di ipotesi); 3. Il controllo dell'adeguatezza del modello e l'eventuale scelta di un modello più adeguato.

Lo strumento principale per il controllo del modello stimato è l'analisi dei residui, utile per evidenziare eventuali scostamenti degli assunti del modello. Nel modello $Y_i = \mu_i + \varepsilon_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \varepsilon_i$, $i = 1, \dots, n$, il termine di errore ε_i non è osservabile. Ma, una volta osservato il campione e stimato il modello di regressione $\hat{y}_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 x_i$ è possibile ottenere delle rappresentazioni campionarie degli errori, ossia i residui del modello

$$e_i = y_i - \hat{y}_i, \quad i = 1, \dots, n.$$

I residui costituiscono delle valutazioni empiriche degli errori. Per verificare empiricamente le assunzioni sul termine di errore, appare quindi naturale fare ricorso a essi. I residui hanno distribuzione

$$e_i \sim N(0, \sigma^2(1 - h_i)), \quad i = 1, \dots, n,$$

con

$$h_i = \frac{1}{n} + \frac{(x_i - \bar{x})^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2},$$

e quindi la varianza che dipende esclusivamente dalla variabile esplicativa.

Si possono allora considerare i residui standardizzati, per i quali si ha

$$\tilde{e}_i = \frac{e_i}{\sqrt{1 - h_i}} \sim N(0, \sigma^2), \quad i = 1, \dots, n.$$

Poiché σ^2 è ignoto, possiamo stimarlo con S^2 . I residui studentizzati sono allora definiti come

$$r_i = \frac{e_i}{S\sqrt{1 - h_i}}, \quad i = 1, \dots, n,$$

la cui distribuzione è, approssimativamente, una normale standard (Grigoletto, Pauli, Ventura, 2017).

Per verificare che i residui studentizzati siano realizzazioni di variabili casuali normali standard, si può procedere graficamente confrontando la distribuzione teorica con quella empirica (tramite istogramma e q-q plot), oppure effettuando un test di normalità.

Il modello di regressione lineare semplice, come visto sinora, permette di analizzare la relazione tra una variabile risposta e una singola variabile esplicativa. Tuttavia, i modelli di interesse possono comprendere più variabili esplicative, che possono avere varia natura, quantitativa o qualitativa. Per fare ciò, si utilizzano i modelli di regressione lineare multipla.

Le assunzioni del modello di regressione lineare multipla sono:

(i) Linearità : condizionatamente a $X_{i1} = x_{i1}, \dots, X_{ip} = x_{ip}$, il modello prevede

$$Y_i = \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_p x_{ip} + \varepsilon_i, \quad i = 1, \dots, n.$$

(ii) Media nulla, omoschedasticità, normalità e indipendenza degli errori:

$$\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2) \text{ indipendenti}, \quad i = 1, \dots, n$$

(iii) Indipendenza lineare tra le variabili esplicative : i vettori $x_j \in R^n, j = 1, \dots, p$, sono linearmente indipendenti⁴.

A differenza della regressione lineare semplice, per la regressione multipla occorre aggiungere l'assunzione (iii) oltre alle altre prime due. Questa ulteriore assunzione serve a garantire l'identificabilità del modello⁵ (Grigoletto, Pauli, Ventura, 2017). L'assunzione di

⁴ Si noti che con x_j si indica il vettore in R^n contenente le n osservazioni relative alla j -ma variabile esplicativa, $j = 1, \dots, p$.

⁵ Infatti, se le x_j sono linearmente dipendenti esistono delle costanti a_1, \dots, a_p non tutte nulle tali che $a_1 x_1 + a_2 x_2 + \dots + a_p x_p = 0$. Si può dimostrare infatti che il vettore delle medie μ può essere riscritto in funzione delle sole prime $p - 1$ variabili esplicative, in sostanza, almeno uno dei regressori non serve. In pratica, può

indipendenza lineare tra le variabili esplicative è strettamente legata alla diversa interpretazione che hanno i coefficienti di regressione nella regressione multipla rispetto alla regressione semplice. In generale, il modello di regressione multipla permette di valutare l'effetto di una certa variabile esplicativa sulla risposta, quando tutte le altre variabili esplicative sono fissate. Più formalmente, sulla base del modello :

$$Y_i \sim N(\mu_i, \sigma^2), \quad \mu_i = \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_p x_{ip}, \quad i = 1, \dots, n,$$

si ha che $\mu = E(Y)$ aumenta di β_j unità se x_j aumenta di un'unità quando le altre variabili esplicative x_r , $r \neq j$, rimangono costanti⁶. Tuttavia, se viene meno l'assunzione di indipendenza lineare e x_j è linearmente legata alle altre variabili esplicative, non vi è alcuna informazione su come cambia $E(Y)$ al variare di x_j , tenendo fissate tutte le altre variabili esplicative (Grigoletto, Pauli, Ventura, 2017).

3.4 Il modello lineare: analisi dei dati degli adolescenti

L'interesse di questa tesi è quello di verificare se c'è una relazione tra la salute mentale degli adolescenti e la struttura familiare in cui vivono. In questo capitolo è di interesse valutare se un modello lineare semplice, dove la variabile risposta (Y) è la salute mentale degli individui di età compresa tra 14 e 19 anni e l'unica variabile esplicativa (X) è la struttura familiare (viene usata come categoria di riferimento la famiglia in cui entrambi i genitori sono biologici), rappresenta adeguatamente questi dati.

Il modello i cui coefficienti sono riportati nella tabella 1 è stato creato considerando 2351 adolescenti (escludendone quindi 51 dai 2402 iniziali, circa il 2.12%) i quali avevano risposto a tutte le domande di interesse⁷ che permettono di tenere sotto controllo il contesto familiare e individuale.

accadere che si abbiano variabili linearmente dipendenti per le seguenti ragioni: - La stessa variabile compare più volte nella matrice di dati, - Una variabile è somma di altre, - $p > n$.

⁶ Si noti però che se $x_{i1} = 1$, allora β_1 rappresenta l'intercetta e non ha senso interpretarlo in termini di variazione.

⁷ 45 risposte mancanti sulla domanda riguardante le relazioni familiari, 4 risposte mancanti sulla ripartizione geografica, 1 risposta mancante sul reddito, e 1 sulla frequenza con cui il rispondente si vede con gli amici (molti che non avevano risposto alla domanda sulle relazioni familiari non avevano risposto neanche a quella sugli amici)

Tabella 2 - Modello di regressione lineare semplice: coefficienti e p-value.

	Stima	p-value
Intercetta	78,683	0,000
Struttura familiare (rif: entrambi genitori biologici)		
Monogenitoriale Padre	0,633	0,696
Monogenitoriale Madre Nubile	-0,843	0,663
Monogenitoriale Madre Divorziata	-0,647	0,472
Monogenitoriale Madre Vedova	-6,016	0,012
Stepfamilies	-1,123	0,442

$R^2 = 0.0032$

Dal risultato dell'analisi di regressione risulta che l'unica struttura familiare in cui gli adolescenti hanno valori di MH significativamente più bassi (p-value = 0.012), rispetto alle famiglie composte da coppie biologiche, sono solo le famiglie con monogenitore madre vedova. Questo risultato suggerisce che gli adolescenti che vivono in famiglie monogenitoriali che derivano da una rottura di unioni non hanno una salute mentale più bassa rispetto a quelli che vivono con entrambi i genitori biologici. Si stima invece che gli adolescenti che vivono in famiglie dove la madre è sola, a causa del decesso del padre, hanno una salute mentale di circa 6 punti inferiore rispetto a quelli della categoria di riferimento. In ogni caso, il coefficiente di determinazione R^2 non è soddisfacente perché indica che solo circa lo 0.32% della variabilità della risposta è spiegata attraverso la dipendenza dalla struttura familiare, il che è un valore molto basso che ci porta a dubitare della bontà del modello lineare semplice. Inoltre, una volta calcolato i coefficienti del modello è necessario verificare che le assunzioni (1.2) e (1.3) siano soddisfatte. In particolare, dovremo assicurarci che i residui seguano una distribuzione normale centrata in 0 e siano indipendenti.

Per fare ciò, si calcolano i quantili empirici e teorici, e si rappresentano le coppie di punti nel grafico q-q (quantile-quantile). Al grafico q-q (figura 1) si può affiancare un test di normalità, ossia il test di Shapiro-Wilk. Tale test è considerato uno dei test più potenti per la verifica della normalità e verifica l'ipotesi che i residui studentizzati abbiano distribuzione $N(\mu, \sigma^2)$ (Grigoletto, Pauli, Ventura, 2017). La statistica test è

$$W = \frac{(\sum_{i=1}^n a_i r_{(i)})^2}{\sum_{i=1}^n r_i^2},$$

con a_i costanti date, $i = 1, \dots, n$.

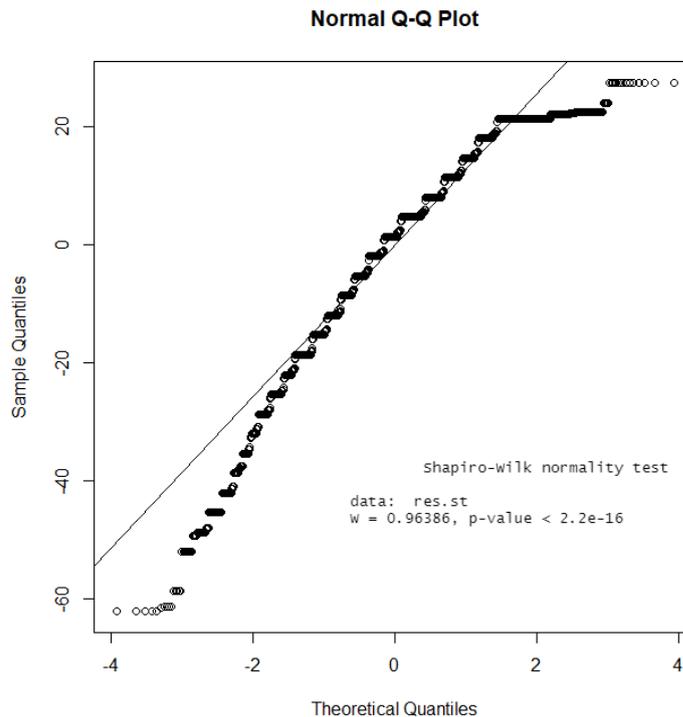


Figura 3 - grafico quantile-quantile del modello lineare semplice e test di normalità di Shapiro-Wilk.

La figura 1 ci dice che l'ipotesi di normalità viene ampiamente rifiutata tramite il test di Shapiro-Wilk, e che anche il q-q plot ci suggerisce che non è possibile assumere la normalità dei residui in quanto molti valori si discostano dalla normale standard.

In conclusione, il modello lineare semplice non è il modello adatto per rappresentare la relazione tra MH degli adolescenti e la loro struttura familiare.

Il modello di regressione lineare multipla i cui coefficienti sono riportati nella tabella 3, mostra come all'aggiunta di altre variabili consegue una diminuzione dell'effetto delle madri vedove. Questo modello include, oltre alle variabili sul contesto familiare rappresentate nella tabella 1, delle *variabili di controllo* individuali.

Queste variabili sono:

(i) La variabile *Età* che indica a quale fascia di età appartiene l'intervistato. La variabile è raggruppata in 3 categorie: 14-15 anni, 16-17 anni, 18-19 anni. Si è scelto di utilizzare come categoria di riferimento gli adolescenti di età 18-19 anni.

(ii) La variabile *Sesso* che indica il sesso dell'intervistato è una variabile dicotomica, si

utilizza come categoria di riferimento l'essere maschio.

(iii) La variabile *Amici* che indica con che frequenza il soggetto si vede con gli amici nel tempo libero. La variabile è costruita considerando una domanda del questionario che ha come possibili risposte: 1-“tutti i giorni”, 2-“più di una volta a settimana”, 3-“una volta a settimana”, 4-“qualche volta al mese (meno di 4 volte)”, 5-“qualche volta durante l'anno”, 6-“mai”, 7-“non ho amici”. Per rendere le stime più precise si è deciso di creare una variabile con 4 categorie, in cui le modalità di risposta 4,5,6 e 7 sono accorpate in un'unica categoria⁸.

Il modello mostra che la struttura familiare non influisce sulla salute mentale degli adolescenti ma ci sono altre variabili relative al contesto familiare che sono legate alla salute mentale degli adolescenti. In particolare, dai risultati riportati in tabella 3, si può notare che gli adolescenti che dichiarano di avere una relazione familiare poco soddisfacente sono quelli che hanno valori di MH significativamente più bassi: nello specifico: gli adolescenti che considerano la propria relazione familiare “abbastanza soddisfacente” o “poco/per niente soddisfacente” hanno un valore di MH significativamente inferiore, rispetto a quelli che la considerano “molto buona”, di circa 3.6 e 10,5 punti rispettivamente.

Un altro fattore significativo è la salute mentale dei genitori, genitori con valori di salute mentale bassi portano a figli con salute mentale bassa e viceversa.

Un'altra variabile significativa è la ripartizione geografica di residenza. Infatti, il modello suggerisce che i residenti al “Sud e Isole” hanno valori di MH significativamente più alti rispetto a quelli residenti al “Nord”.

A differenza di quanto ci si aspettava, invece, né le risorse economiche della famiglia né l'istruzione dei genitori risultano significative alla determinazione della salute mentale degli adolescenti.

Le analisi mostrano, inoltre, che alcuni fattori di fondo hanno effetti altamente significativi sul benessere psicologico degli adolescenti. In particolare, le adolescenti femmine hanno un valore di MH significativamente inferiore rispetto ai maschi, e gli adolescenti di età compresa tra 14-15 e 16-17 anni hanno valori di MH più elevati rispetto a quelli di età

⁸ Solo 1 intervistato non ha risposto alla domanda (circa 0,04% del totale) ed è stato escluso dalle analisi.

compresa tra 18 - 19 anni. Inoltre, anche la frequenza con cui gli adolescenti vedono gli amici incide in maniera non irrilevante sull'indice MH. Infatti, vedere gli amici "poco" porta a valori di MH significativamente più bassi rispetto a chi vede gli amici "ogni giorno".

Per quanto riguarda la bontà del modello, il coefficiente di determinazione R^2 dice che circa il 15.3% della variabilità della risposta è spiegata attraverso la dipendenza dalle variabili, il che, rispetto al modello lineare semplice (0.32%), è un valore molto più soddisfacente, ma comunque basso.

Tabella 3 – Modello di regressione lineare multipla: coefficienti e p-value.

	Stima	p-value
Intercetta	65,048	0,000
Struttura familiare (rif: entrambi genitori biologici)		
Monogenitoriale Padre	1,714	0,258
Monogenitoriale Madre Nubile	-0,547	0,762
Monogenitoriale Madre Divorziata	0,794	0,345
Monogenitoriale Madre Vedova	-2,469	0,269
Stepfamilies	-0,526	0,699
Sesso (rif: maschi)		
Femmine	-4,293	0,000
Età (rif: età 18-19)		
14-15	2,923	0,000
16-17	1,410	0,034
Ripartizione geografica (rif: nord)		
Centro	1,011	0,191
Sud e Isole	2,218	0,000
Frequenza amici nel tempo libero (rif: ogni giorno)		
Spesso	-0,406	0,520
Poco	-2,616	0,002
Pochissimo o mai	-1,356	0,160
Soddisfazione per le relazioni familiari (rif: alta)		
Abbastanza soddisfatto	-3,583	0,000
Poco o per niente soddisfatto	-10,458	0,000
Titolo di studio più alto dei genitori (rif: inferiore al diploma)		
Laurea	0,581	0,458
Diploma	-0,104	0,870
Risorse economiche (rif: sufficienti)		
Insufficienti	0,719	0,216
MH genitore	0,271	0,000

$$R^2 = 0.153$$

I grafici nelle figure 4 e 5 mostrano che sembra insensato assumere l'ipotesi di normalità dei dati, inoltre, anche il test di Shapiro-Wilk viene rifiutato (figura 4). In conclusione, il modello lineare multiplo risulta inadatto per rappresentare la relazione tra la salute mentale degli adolescenti e le altre variabili.

Figura 4 - Diagramma di dispersione dei residui rispetto ai valori previsti.

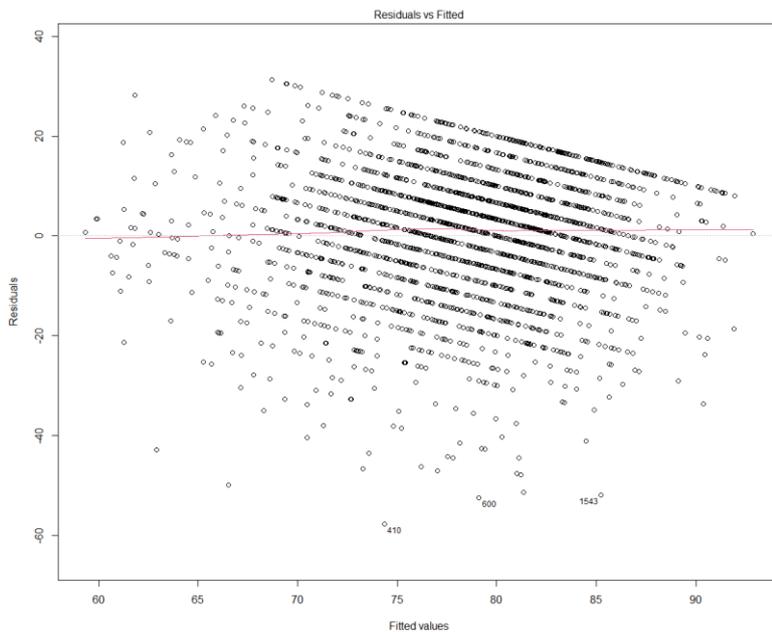
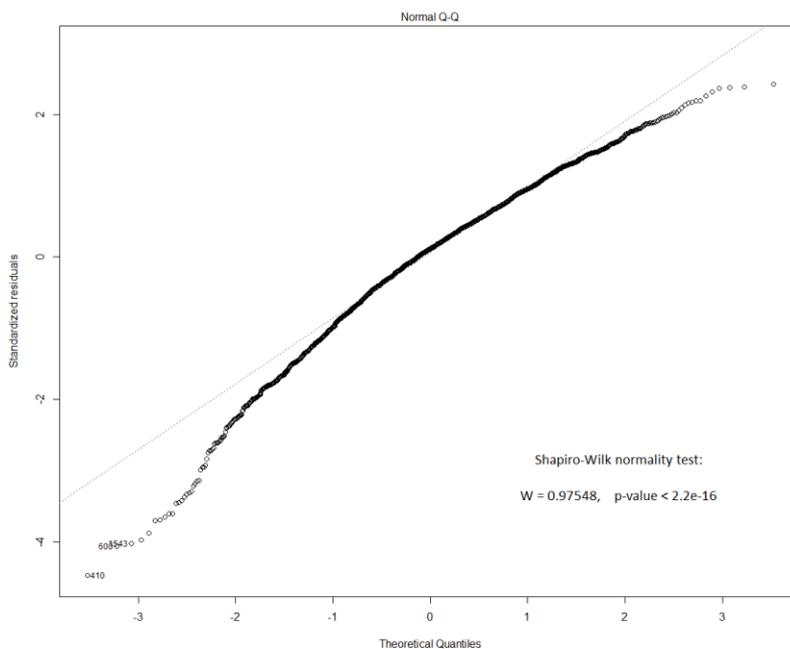


Figura 5 - Grafico quantile-quantile dei residui studentizzati e test di Shapiro-Wilk.



3.5 Il modello logistico

I modelli per variabili discrete permettono di studiare l'effetto di variabili esplicative su risposte non gaussiane. Inoltre, per questi modelli la struttura lineare non riguarda necessariamente la media della risposta, ma può riguardare anche una sua funzione non lineare.

I modelli per variabili risposta discrete mantengono l'assunzione di indipendenza, ma indeboliscono le assunzioni di linearità e normalità. In particolare, invece della linearità, si assume che una assegnata trasformazione $g(\cdot)$ della media μ_i di Y_i possa essere espressa dal predittore lineare $\beta^T x_i$, ossia

$$g(\mu_i) = \beta^T x_i = \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_p x_{ip}.$$

La funzione $g(\cdot)$, che deve essere invertibile e derivabile, è chiamata funzione di legame (link function) per il suo ruolo di congiunzione tra media μ_i e predittore lineare $\beta^T x_i$. Essa determina la scala sulla quale viene assunta la linearità dei parametri dell'effetto delle variabili esplicative.

Nel caso di dati binari, si assume che y_1, \dots, y_n siano realizzazioni di variabili casuali indipendenti di Bernoulli⁹, con probabilità di successo $\mu_i, i = 1, \dots, n$. La funzione di legame canonica è $g(\mu) = \log\left(\frac{\mu}{1-\mu}\right)$, che viene chiamata funzione logit. Il modello di regressione logistico prevede quindi:

$$\theta_i = \text{logit}(\mu_i) = \log\left(\frac{\mu}{1-\mu}\right) = \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_p x_{ip}, i = 1, \dots, n.$$

A differenza del modello di regressione lineare, non vi è alcun termine di disturbo casuale nell'equazione per il modello logistico. Ciò non significa però che il modello sia deterministico, perché c'è sempre la possibilità che si verifichino variazioni casuali nella relazione probabilistica tra μ_i e y_i .

Risolvendo l'equazione $\text{logit}(\mu_i)$ in μ_i otteniamo:

$$\mu_i = \frac{\exp(\alpha + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_k x_{ik})}{1 + \exp(\alpha + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_k x_{ik})}$$

dove $\exp(x)$ è la funzione esponenziale equivalente a e^x . Utilizzando la proprietà per cui $\log(e^x) = x$, possiamo semplificare ulteriormente l'equazione dividendo sia il numeratore che il denominatore per il numeratore, ottenendo:

⁹ Se $Y \sim \text{Ber}(\mu)$ si ha $p(y; \mu) = \mu^y (1 - \mu)^{1-y}$, con $y \in \{0,1\}$, e $\mu = E(Y) = P(Y = 1) \in [0,1]$.

$$\mu_i = \frac{1}{1 + \exp(-\alpha - \beta_1 x_{i1} - \dots - \beta_k x_{ik})}$$

Quest'equazione ha la proprietà desiderata per cui, indipendentemente da quali valori vengono sostituiti ai coefficienti β o alle variabili x , μ_i assumerà sempre un valore tra 0 e 1 (Allison, 2012).

Il modello di regressione logistica viene utilizzato quando si è interessati a studiare o analizzare la relazione causale tra una variabile dipendente dicotomica e una o più variabili indipendenti. Nella regressione logistica la variabile dipendente definisce l'appartenenza a un gruppo (o all'altro) e i valori che vengono assegnati ai livelli sono attribuiti in maniera arbitraria. Ciò che interessa, dunque, non è il valore atteso (o predetto), come nella regressione lineare, ma la probabilità che un dato soggetto appartenga a meno a uno dei due gruppi. Nonostante questo, è importante sottolineare che la scelta dei valori da assegnare influenza i risultati dell'analisi. Un modo per risolvere il dilemma dell'assegnazione dei valori ai gruppi è quello di sostituire la probabilità con l'*odds*. L'*odds* di un evento è il rapporto tra il numero previsto di volte in cui un evento si verificherà e il numero previsto di volte in cui non si verificherà. Esiste una semplice relazione tra probabilità e *odds*. Se con μ indichiamo la probabilità che un evento si verifichi e con O indichiamo l'*odds* dell'evento, abbiamo che:

$$O = \frac{\mu}{1 - \mu} = \frac{\text{probabilità che l'evento si verifichi}}{\text{probabilità che l'evento non si verifichi}}$$

L'*odds* viene utilizzato perché è una scala più sensata per confrontare le probabilità.

Per esprimere la relazione tra due categorie in funzione di un'altra variabile (valutare cioè l'associazione tra due variabili) è possibile utilizzare un altro indice chiamato *odds ratio* o rapporto tra gli *odds*. Tale indice si ottiene facendo un rapporto tra gli *odds* di una data variabile (ad esempio, la variabile Y) ottenuti per ciascun gruppo della seconda variabile (ad esempio, la variabile X) (Senese, 2014).

In questa tesi, infatti, i risultati del modello logistico forniscono delle stime dei coefficienti che ci permettono un confronto tra gli *odds* della categoria di riferimento e le altre modalità della variabile.

3.6 Il modello logistico: analisi dei dati degli adolescenti

Per poter applicare un modello logistico ai dati degli adolescenti, è stata creata una variabile dummy¹⁰ in corrispondenza del 25° percentile in modo da suddividere gli adolescenti in due gruppi. In particolare, la variabile vale 0 se la salute mentale misurata da MH è al di sotto del 25° percentile e vale 1 altrimenti.

Le analisi svolte con il modello logistico, riportate in tabella 4, mostrano che, al livello di significatività $\alpha = 0.05$, gli adolescenti che vivono con madri vedove hanno una probabilità minore di avere un valore al di sopra del 25° percentile rispetto a quelli che vivono con entrambi i genitori biologici (l'odds degli adolescenti che vivono con la madre vedova è $e^{-0.859} = 0.42$ volte quello delle famiglie biologiche di avere salute superiore al 25° percentile). Gli adolescenti che vivono in strutture familiari non tradizionali, invece, non mostrano risultati significativamente diversi da quelli che vivono con entrambi i genitori biologici.

Tabella 4 – Modello di regressione logistica con le strutture familiari: coefficienti e p-value.

	Stima	p-value
Intercetta	1,264	0,000
Struttura familiare (rif: entrambi genitori biologici)		
Monogenitoriale Padre	0,013	0,962
Monogenitoriale Madre Nubile	-0,011	0,973
Monogenitoriale Madre Divorziata	-0,007	0,965
Monogenitoriale Madre Vedova	-0,859	0,014
Stepfamilies	-0,038	0,879

Aggiungendo tutte le variabili esplicative (i risultati sono riportati nella tabella 5) si nota che il coefficiente per gli adolescenti che vivono con la madre vedova diventa non più significativo. Quindi, anche in questo caso (come nel caso della regressione lineare multipla), l'effetto della struttura familiare viene mitigato almeno in parte rispetto al modello con le sole tipologie familiari. Le variabili che sembrano incidere maggiormente sulla probabilità di avere salute mentale al di sopra del 25° percentile sono la soddisfazione per le relazioni familiari e la salute mentale dei genitori. Analogamente a quanto visto nella regressione lineare multipla, più la soddisfazione per le relazioni familiari è bassa, più bassa

¹⁰ Una variabile binaria che assume valore 0 o 1, a seconda che sia soddisfatta o meno una data condizione.

è la probabilità di avere salute mentale al di sopra del 25° percentile (in particolare, l'odds di avere salute mentale sopra il 25° percentile per gli adolescenti che hanno una soddisfazione per le relazioni familiari bassa è circa $e^{-1.634} = 0.195$ volte quello di quelli che hanno un'alta soddisfazione); lo stesso risultato vale per la salute mentale dei genitori, che conferma il fatto che non incide molto la struttura familiare in cui si vive ma è la qualità dei rapporti famigliari e la salute mentale dei genitori che incide maggiormente sulla salute mentale degli adolescenti.

Anche il *Sesso* e l'*Età*, come nella regressione multipla, risultano significative alla determinazione della probabilità di avere una salute mentale al di sopra del 25° percentile. In particolare, le adolescenti femmine hanno probabilità minori di avere salute mentale alta rispetto ai maschi e gli adolescenti di età compresa tra 14-15 e 16-17 hanno maggiore probabilità di avere salute mentale superiore al 25° percentile rispetto agli adolescenti di 18-19 anni.

Analogamente al modello lineare multiplo, al livello $\alpha = 0.05$, il modello suggerisce che i residenti al Sud e nelle Isole hanno una probabilità maggiore di avere una salute mentale superiore al 25° percentile rispetto a quelli residenti al Nord.

Né le risorse economiche né l'istruzione dei genitori, invece, sembrano incidere sulla probabilità di avere una salute mentale inferiore o superiore al 25° percentile in maniera significativa; solo frequentare gli amici "poco" nel tempo libero, al livello $\alpha = 0.05$, porta ad una probabilità più bassa di avere una salute mentale al di sopra del 25° percentile rispetto al vederli "ogni giorno".

Tabella 5 – Modello di regressione logistica con completo: coefficienti e p-value.

	Stima	p-value
Intercetta	0,072	0,857
Struttura familiare (rif: entrambi genitori biologici)		
Monogenitoriale Padre	0,224	0,462
Monogenitoriale Madre Nubile	0,074	0,836
Monogenitoriale Madre Divorziata	0,239	0,154
Monogenitoriale Madre Vedova	-0,480	0,210
Stepfamilies	0,065	0,806
Sesso (rif: maschi)		
Femmine	-0,666	0,000
Età (rif: età 18-19)		
14-15	0,416	0,001
16-17	0,304	0,017
Ripartizione geografica (rif: nord)		
Centro	0,254	0,097
Sud e Isole	0,263	0,025
Frequenza amici nel tempo libero (rif: ogni giorno)		
Spesso	-0,012	0,923
Poco	-0,353	0,027
Pochissimo o mai	-0,232	0,207
Soddisfazione per le relazioni familiari (rif: alta)		
Abbastanza soddisfatto	-0,450	0,000
Poco o per niente soddisfatto	-1,634	0,000
Titolo di studio più alto dei genitori (rif: inferiore al diploma)		
Laurea	-0,077	0,621
Diploma	-0,152	0,228
Risorse economiche (rif: sufficienti)		
Insufficienti	-0,057	0,610
MH genitore	0,032	0,000

3.7 Prove di robustezza

I risultati delle analisi effettuate con i precedenti modelli risultano confermati anche da ulteriori analisi di robustezza. Prima di tutto si è applicato un modello logistico dopo aver raggruppato tutte le tipologie di famiglie monofamiliari in un unico gruppo.

Tabella 6 - Modello di regressione logistica in cui la tipologia familiare monogenitoriale è raggruppata in un unico gruppo, coefficienti e p-value.

	Stima	p-value
Intercetta	1,264	0,000
Struttura familiare (rif: entrambi genitori biologici)		
Monogenitoriale	-0,083	0,506
Stepfamilies	-0,038	0,880

La tabella 6 mostra che a differenza di quanto visto nel modello con il dettaglio delle famiglie monogenitoriali in cui risultava significativa la struttura familiare delle monogenitoriali madri vedove, in questo caso nessun coefficiente risulta significativo. Perciò, raggruppando le famiglie monogenitoriali in un unico gruppo, l'effetto precedentemente significativo viene mitigato e i risultati suggeriscono che non c'è alcuna differenza tra famiglie formate da coppie di genitori biologici e le altre. Il modello della tabella 7 mostra che l'interpretazione delle variabili significative e dei risultati restano le stesse del modello visto precedentemente contenente il dettaglio delle tipologie familiari (tabella 5).

Per quanto riguarda il modello logistico, siccome la scelta di utilizzare il 25° percentile come soglia potrebbe essere soggettiva, è d'interesse verificare se con diverse soglie si arriva ai medesimi risultati. Sono state fatte prove con soglie diverse, ma nessuna di queste mostrava risultati differenti dai precedenti.

Infine, si è usato anche un modello di regressione logistica ordinale; esso rappresenta un'estensione della regressione logistica semplice e viene utilizzato quando la variabile non è dicotomica ma può assumere valori che appartengono a più di due categorie di risultati. È necessario supporre che con questo modello non si stima il valore esatto assunto dalla variabile dipendente, ma si osserva le classi di valori che questa variabile può assumere.

Nel caso specifico è stato costruito un modello di regressione logistica ordinale

suddividendo i valori di salute mentale degli adolescenti in tre classi: coloro che hanno salute mentale sotto il 25° percentile, coloro tra il 25° percentile e la mediana, e coloro che hanno valori di salute mentale superiori al valore della mediana.

Il modello di regressione logistica ordinale, i cui risultati sono riportati nella tabella 8, utilizza come categoria di riferimento gli individui che hanno una salute mentale al di sotto del 25° percentile. I dati della tabella 8 mostrano che gli adolescenti che vivono con la madre vedova hanno una probabilità minore di appartenere ad una categoria dove si hanno valori di salute mentale più alti. Il resto delle variabili significative sono le stesse dei modelli identificati precedentemente e suggeriscono le stesse informazioni.

In conclusione, tutti questi modelli ulteriori mostrano risultati in linea con quanto osservato nel modello logistico della tabella 5.

Tabella 7 - Modello di regressione logistica completo in cui la tipologia familiare monogenitoriale è raggruppata in un unico gruppo, coefficienti e p-value.

	Stima	p-value
Intercetta	0,046	0,907
Struttura familiare (rif: entrambi genitori biologici)		
Monogenitoriale	-0,150	0,274
Step-families	0,062	0,815
Sesso (rif: maschi)		
Femmine	-0,670	0,000
Età (rif: età 18-19)		
14-15	0,424	0,000
16-17	0,304	0,016
Ripartizione geografica (rif: nord)		
Centro	0,251	0,102
Sud e Isole	0,256	0,029
Frequenza amici nel tempo libero (rif: ogni giorno)		
Spesso	-0,017	0,893
Poco	-0,357	0,026
Pochissimo o mai	-0,238	0,193
Soddisfazione per le relazioni familiari (rif: alta)		
Abbastanza soddisfatto	-0,447	0,000
Poco o per niente soddisfatto	-1,616	0,000
Titolo di studio più alto dei genitori (rif: inferiore al diploma)		
Laurea	-0,070	0,652
Diploma	-0,150	0,232
Risorse economiche (rif: sufficienti)		
Insufficienti	-0,061	0,585
MH genitore	0,033	0,000

Tabella 8 - Modello di regressione logistica ordinale, coefficienti e p-value.

	Stima	p-value
Struttura familiare (rif: entrambi genitori biologici)		
Monogenitore Padre	0,204	0,378
Monogenitore Madre Nubile	-0,071	0,792
Monogenitore Madre Divorziata	0,075	0,551
Monogenitore Madre Vedova	-0,636	0,050
Stepfamily	-0,016	0,936
Sesso (rif: maschi)		
Femmine	-0,520	0,000
Età (rif: età 18-19)		
14-15	0,441	0,000
16-17	0,192	0,049
Ripartizione geografica (rif: nord)		
Centro	0,136	0,233
Sud e Isole	0,294	0,001
Frequenza amici nel tempo libero (rif: ogni giorno)		
Spesso	-0,035	0,708
Poco	-0,363	0,004
Pochissimo o mai	-0,151	0,295
Soddisfazione per le relazioni familiari (rif: alta)		
Abbastanza soddisfatto	-0,470	0,000
Poco o per niente soddisfatto	-1,424	0,000
Titolo di studio più alto dei genitori (rif: inferiore al diploma)		
Laurea	0,009	0,940
Diploma	-0,060	0,532
Risorse economiche (rif: sufficienti)		
Insufficienti	0,009	0,916
MH genitore	0,037	0,000
1 2	0,503	0,111
2 3	2,047	0,000

CONCLUSIONI

La presente tesi esamina se in Italia gli adolescenti i cui genitori si separano o divorziano presentano livelli di salute mentale significativamente diversi rispetto a quelli che vivono in nuclei familiari più tradizionali, in particolare, in famiglie con entrambi i genitori biologici. Nella prima parte della tesi sono stati spiegati i motivi e i fattori che potrebbero portare gli adolescenti che vivono in famiglie monogenitoriali o stepfamilies ad avere livelli di salute mentale diversi dagli altri, ed in particolare, più bassi. I principali fattori che la letteratura identifica come causa dell'eventuale riduzione del benessere mentale sono: lo stress causato direttamente dalle nuove dinamiche familiari (effetto diretto); una riduzione delle risorse economiche della famiglia; un peggioramento della salute mentale dei genitori; una diminuzione delle risorse genitoriali in termini di tempo dei genitori, relazione genitori-figli e attenzione e monitoraggio dei figli.

Già dalle prime analisi descrittive si è notato che la salute mentale degli adolescenti non sembrava variare molto a seconda della struttura familiare e che solo una categoria si differenziava maggiormente dalle altre, ovvero le famiglie monogenitoriali composte da madre vedove.

I modelli preliminari, in cui l'unica variabile esplicativa è la struttura familiare, hanno mostrato che l'unica struttura familiare in cui gli adolescenti hanno salute mentale significativamente più bassa, rispetto alle famiglie composte da coppie biologiche, sono le famiglie monogenitoriali composte da madre vedova. Questo risultato suggerisce che gli adolescenti che vivono in famiglie monogenitoriali che derivano da una rottura di unioni non hanno una salute mentale più bassa rispetto a quelli che vivono con entrambi i genitori biologici e che non è il fatto di essere rimasto con un solo genitore a causare un livello di salute mentale più basso, ma è il come si è arrivati ad avere solo un genitore (in questo caso il decesso).

Modelli multivariati che considerano anche l'effetto di altre caratteristiche del contesto familiare e variabili di controllo individuali mostrano che non è la struttura familiare quella che influisce sulla salute mentale degli adolescenti, ma sono altre le variabili, relative al contesto familiare, che sono legate alla salute mentale degli adolescenti. Le variabili che

più sembrano influire sulla salute mentale degli adolescenti sono quelle riguardanti la soddisfazione delle relazioni familiari e la salute mentale dei genitori.

Oltre a queste, le altre variabili legate alla salute mentale degli adolescenti risultate significative sono la frequenza con cui gli adolescenti frequentano gli amici nel tempo libero, la ripartizione geografica e caratteristiche demografiche individuali come l'età ed il sesso dell'adolescente.

A differenza di quanto ipotizzato e nonostante essi abbiano una soddisfazione delle relazioni familiari bassa (tabella 1), gli adolescenti nelle stepfamilies non sono più svantaggiati di quelli nelle famiglie monogenitoriali e nemmeno di quelli nelle famiglie con entrambi i genitori biologici.

In conclusione, le analisi mostrano che gli adolescenti che vivono in famiglie monogenitoriali separate non presentano una salute mentale inferiore rispetto a quelli che vivono con entrambi i genitori biologici. Questi risultati potrebbero risultare controintuitivi ma sono coerenti con altri studi, tra cui quello di Meggiolaro e Ongaro (2014) i cui risultati suggerivano che gli adolescenti che vivono in famiglie non tradizionali non presentano necessariamente uno stato emotivo peggiore di chi invece, vive con entrambi i genitori biologici. Pertanto, contrariamente a quanto ci si potrebbe aspettare, in Italia il divorzio dei genitori non ha effetti diretti sullo stato emotivo dei figli e per quanto riguarda gli adolescenti che vivono in stepfamilies, nemmeno loro hanno un livello di salute mentale significativamente inferiore a coloro che vivono con entrambi i genitori biologici.

In questa tesi, solo gli adolescenti in famiglie con monogenitore madre vedova hanno mostrato valori significativamente bassi, un effetto comunque debole e che è stato mitigato dall'aggiunta di altre variabili. Questo effetto va comunque tenuto in considerazione in quanto suggerisce l'importanza di distinguere questa tipologia di famiglia fra le famiglie monogenitoriali.

BIBLIOGRAFIA

- Afifi, T. D., and S. Keith. 2004. A Risk and Resiliency Model of Ambiguous Loss in Postdivorce Stepfamilies. *Journal of Family Communication* 4 (2): 65–98.
- Allison, 2012. *Logistic Regression Using SAS: Theory and Application, Second Edition*.
- Amato, P. R. (1994). The implications of research findings on children in stepfamilies (pp. 81–87). Erlbaum.
- Apollone G, Mosconi P (2005), Questionario sullo stato di salute SF-12;
[https://www.yumpu.com/it/document/read/16196994/questionario-sullo-stato-di-salute-sf-12-crcmarionegri-](https://www.yumpu.com/it/document/read/16196994/questionario-sullo-stato-di-salute-sf-12-crcmarionegri)
- Ardone R. G. (1999), *Adolescenti e generazioni adulte*, Unicopli, Milano.
- Barbaranelli C., Regalia C., Pastorelli C., (1998), Fattori protettivi dal rischio psicosociali in adolescenza, in *Età Evolutiva*, 60, 93-100.
- Bzostek, S. H. (2008). Social fathers and child well-being. *Journal of Marriage and Family*, 70(4), 950–961.
- Cavanagh, S. E., and A. C. Huston. 2008. The Timing of Family Instability and Children's Social Development. *Journal of Marriage and Family* 70 (5): 1258-1270.
- Cavanagh, S. 2008. Family Structure History and Adolescent Adjustment. *Journal of Family Issues* 29: 944–979.
- Campisi (2018). *Ilsole24ore*, madri sole a cosa devono rinunciare;
<https://alleyoop.ilsole24ore.com/2018/05/16/madri-sole-a-cosa-devono-rinunciare/>
- Coleman, M., Ganong, L., & Fine, M. (2000). Reinvestigating remarriage: Another decade of progress. *Journal of Marriage and Family*, 62(4), 1288–1307.
- Ganong, L. H., & Coleman, M. (2016). *Stepfamily relationships: Development, dynamics, and interventions* (2nd ed.). Springer.

- Ganong LH, Coleman M. Stepfamily relationships: Development, dynamics, and interventions. New York, NY: Kluwer Academic/Plenum Publishers; 2004.
- Hetherington EM, Bridges M, Insabella GM. What matters? What does not? Five perspectives on the association between marital transitions and children's adjustment. *Am Psychol* 1998; 53:167-84.
- Jensen, T. M., Shafer, K., & Holmes, E. K. (2017). Transitioning to stepfamily life: The influence of closeness with biological parents and stepparents on children's stress. *Child & Family Social Work*, 22(1), 275–286.
- King, V. (2006). The antecedents and consequences of adolescents' relationships with stepfathers and nonresident fathers. *Journal of Marriage and Family*, 68(4), 910–928.
- Kirby, J. B. 2006. From Single-Parent Families to Stepfamilies: Is the Transition Associated With Adolescent Alcohol Initiation? *Journal of Family Issues* 27 (5): 685–711.
- Maes, S. D., J. De Mol, and A. Buysse. 2012. Children's Experiences and Meaning Construction on Parental Divorce: A Focus Group Study. *Childhood* 19 (2): 266–279.
- Magnuson, K., and L. M. Berger. 2009. Family Structure States and Transitions: Associations with Children's Well-being during Middle Childhood. *Journal of Marriage and Family* 71 (3): 575–591.
- Meggiolaro, Ongaro (2014) Family contexts and adolescents' emotional status, *Journal of Youth Studies*, 17:10, 1306-1329.
- Menning, C. L., 2008. I've Kept It That Way on Purpose': Adolescents' Management of Negative Parental Relationship Traits after Divorce and Separation. *Journal of Contemporary Ethnography* 37 (5): 586–618.
- Palmonari A. (2001), *Gli adolescenti*, il Mulino, Bologna.
- Papernow P. *Surviving and thriving in stepfamily relationships: What works and what doesn't*. New York, NY: Routledge; 2013.
- Report Istat separazioni. https://www.istat.it/it/files//2022/02/Report_Matrimoni-unioni-separazioni-2020_21_02.pdf.

Salute mentale. (21 aprile 2022). *Wikipedia, L'enciclopedia libera*. Tratto il 6 giugno 2022, 16:17 da [//it.wikipedia.org/w/index.php?title=Salute_mentale&oldid=126919354](https://it.wikipedia.org/w/index.php?title=Salute_mentale&oldid=126919354).

Salute mentale. Definizione OMS

<https://www.salute.gov.it/portale/saluteMentale/dettaglioContenutiSaluteMentale.jsp?lingua=italiano&id=171&area=salute%20mentale&menu=vuoto>.

Saraceno, C. (2017), *L'equivoco della famiglia*, Bari, Laterza.

Sandler, I., J. Miles, J. Cookston, and S. Braver. 2008. Effects of Father and Mother Parenting on Children's Mental Health in High- and Low- conflict Divorces. *Family Court Review* 46 (2): 282–296.

Senese, 2014. *Regressione Multipla e Regressione Logistica: concetti introduttivi ed esempi*.

http://psiclabb.altervista.org/MetTecPsicClinica2015/Materiali/Dispensa_Regressione_Lineare_e_Logistica_2014.pdf.

Shucksmith J., Hendry L. B., Glendinning A. (1995), Models of parenting: implications for adolescent well-being within different types of family contexts, in *Journal of Adolescence*, 18, pp. 253-270.

Stock J. H., Watson M. W. (2012), *Introduzione all'econometria*.

Stoll, B. M., G. L. Arnaut, D. K. Fromme, and J. A. Felker-Thayer. 2006. Adolescents in Stepfamilies: A Qualitative Analysis. *Journal of Divorce & Remarriage* 44 (1–2): 177–189.

Strohschein, L. 2005. Parental Divorce and Child Mental Health Trajectories. *Journal of Marriage and Family* 67 (5): 1286–1300.

Sun, Y., and Y. Li. 2002. Children's Well-being during Parents' Marital Disruption Process: A Pooled Time-series Analysis. *Journal of Marriage and Family* 64 (2): 472–488.

Sweeney M. Remarriage and stepfamilies: Strategic sites for family scholarship in the 21st century. *J Marriage Fam* 2010; 72: 667-84.

Sweeney, M. M. 2007. Stepfather Families and the Emotional Well-being of Adolescents. *Journal of Health and Social Behavior* 48 (1): 33–49.

Van Eeden-Moorefield B, Pasley K. Remarriage and stepfamily life. In: Peterson G, Bush K, eds. *Handbook of Marriage and the Family*. New York, NY: Springer; 2013:517-46.

Visher, E. B., J. S. Visher, and K. Pasley. 2003. Remarriage Families and Stepparenting. In *Normal Family Processes: Growing Diversity and Complexity*. 3rd ed., edited by F. Walsh, 153–175. New York: Guilford.

Jensen TM, Shafer K. Stepfamily functioning and closeness: Children's views on second marriages and stepfather relationships. *Social Work* 2013; 58:127-36.

Jensen TM, Shafer K, Larson JH. (Step)parenting attitudes and expectations: Implications for stepfamily functioning and clinical intervention. *Fam Soc* 2014; 95:213-20.

Ware JE Jr, Sherbourne CD. The MOS 36-item short-form health survey (SF-36). I. Conceptual framework and item selection. *Med Care*. 1992 Jun; 30(6): 473-83.

Ringraziamenti

Ringrazio la mia relatrice Prof.ssa Silvia Meggiolaro per la disponibilità nell'accettare di seguirmi e nell'avermi supportato nella stesura della tesi con pazienza e attenzione.

Un grande Grazie ai miei genitori e a mio fratello, che mi hanno permesso di intraprendere questo percorso universitario, lasciandomi libertà di scelta e supportandomi in ogni mia decisione. La loro presenza è stata fondamentale ed è anche merito loro se sono diventato la persona che sono, grazie ai valori che mi hanno trasmesso. Li ringrazio anche per tutti i sacrifici e per tutte le cose belle che mi hanno dato e che sempre continueranno a darmi.

Ringrazio tutti gli amici che in questi anni mi sono stati vicino, anche la loro presenza è stata fondamentale.

Un grande Grazie anche alla mia ragazza, che è la persona che più crede in me e che più mi è stata vicino in questo percorso universitario, senza le giornate passate insieme, non sarei riuscito ad essere così felice e positivo.

E infine, un grande Grazie a me stesso, e al coraggio che ho avuto nell'uscire dalla comfort zone del "lavoro sicuro" e nell'intraprendere l'esperienza dell'università. Non è stato facile in questi anni di pandemia mantenere la lucidità, ma alla fine ho raggiunto un altro obiettivo importante e sono fiero di me stesso.