



UNIVERSITA' DEGLI STUDI DI PADOVA

**DIPARTIMENTO DI SCIENZE ECONOMICHE ED AZIENDALI
"M. FANNO"**

CORSO DI LAUREA IN ECONOMIA

PROVA FINALE

**"LA RELAZIONE TRA GLI INDICATORI ECONOMICI E I SUICIDI NEL
REGNO UNITO: UN APPROFONDIMENTO SUGLI EFFETTI DI BREVE
PERIODO "**

RELATORE:

CH.MA PROF.SSA ELISA TOSETTI

LAUREANDO: FRANCESCO TOSATO

MATRICOLA N. 2000919

ANNO ACCADEMICO 2022 – 2023

Dichiaro di aver preso visione del “Regolamento antiplagio” approvato dal Consiglio del Dipartimento di Scienze Economiche e Aziendali e, consapevole delle conseguenze derivanti da dichiarazioni mendaci, dichiaro che il presente lavoro non è già stato sottoposto, in tutto o in parte, per il conseguimento di un titolo accademico in altre Università italiane o straniere. Dichiaro inoltre che tutte le fonti utilizzate per la realizzazione del presente lavoro, inclusi i materiali digitali, sono state correttamente citate nel corpo del testo e nella sezione ‘Riferimenti bibliografici’.

I hereby declare that I have read and understood the “Anti-plagiarism rules and regulations” approved by the Council of the Department of Economics and Management and I am aware of the consequences of making false statements. I declare that this piece of work has not been previously submitted – either fully or partially – for fulfilling the requirements of an academic degree, whether in Italy or abroad. Furthermore, I declare that the references used for this work – including the digital materials – have been appropriately cited and acknowledged in the text and in the section ‘References’.

Firma (signature) 

Indice

INTRODUZIONE	2
1. ECONOMIA E SALUTE MENTALE	3
1.1 Indicatori economici e salute mentale	3
1.2 Suicidi e Salute mentale	4
1.3 Indicatori economici e suicidi	5
1.4 Incertezza economica e suicidi	6
1.4.1 Il contributo di Vandoros, Avendano e Kawachi.....	7
1.4.2 I risultati e le conclusioni dello studio	9
2. DATI E METODOLOGIA.....	11
2.1 Statistica descrittiva.....	15
2.2 Inferenza per la differenza delle varianze: suicidi tra maschi e femmine.....	18
3. L'IMPATTO DELLA CRISI FINANZIARIA DEL 2008 SUL NUMERO DEI SUICIDI	20
3.1 Inferenza e test d'ipotesi: la grande recessione ha aumentato il numero dei suicidi?	21
4. RELAZIONI TRA VARIABILI E MODELLO DI REGRESSIONE LINEARE	24
4.1. I social network hanno un potere informativo superiore? L'esempio di Twitter	24
4.2 Il Modello di regressione lineare	28
4.2.1 I Trend e la Stagionalità incidono nel modello?	33
CONCLUSIONE	35
BIBLIOGRAFIA.....	36
SITOGRAFIA	38

INTRODUZIONE

L'elaborato si propone di analizzare l'associazione tra il numero di suicidi e le variabili macroeconomiche sia tramite l'approfondimento della letteratura sul rapporto esistente tra salute mentale e incertezza economica sia grazie all'utilizzo di modelli statistici per l'analisi di dati.

Nella parte iniziale questo studio cerca di raggruppare un vasto insieme di conclusioni ed evidenze trovate fino a oggi sul legame tra alcune delle più rilevanti variabili di riferimento sul tema. Nell'elaborato viene analizzato il ruolo del numero dei suicidi come proxy della salute mentale e vengono esaminate le metodologie messe in atto dagli esperti al fine di creare delle associazioni tra le variabili economiche e i suicidi nel modo più efficace possibile.

Lo studio prosegue con un'analisi più approfondita del Regno Unito dal 2001 al 2015, in cui viene valutata la relazione tra il numero di suicidi e l'incertezza economica tramite l'utilizzo di dati giornalieri. Servendosi anche dell'utilizzo di modelli dinamici al fine di comprendere la rilevanza dei lag temporali nel modello, verrà valutato l'impatto che l'incertezza economica genera sul numero di suicidi maschili e femminili per verificarne l'incidenza a seconda del genere di appartenenza.

La sezione di analisi di dati tramite l'utilizzo di modelli statistici si sviluppa attraverso un dataset proveniente dall'Office for national Statistics contenente il numero di suicidi e alcuni indici economici aggregati mensilmente riferiti a Inghilterra e Galles, l'elaborato si propone di evidenziare l'andamento delle variabili più rilevanti. Mediante una parte di statistica descrittiva si evidenziano gli indici di posizione e le misure di dispersione, in seguito si propone di valutare un test d'ipotesi sulla media condizionata che valuti la differenza del numero medio dei suicidi durante il periodo della grande crisi finanziaria e in assenza di crisi. Questo con lo scopo di verificare l'impatto sul numero di persone che si sono tolte la vita sia a livello generale sia per il genere maschile e femminile.

Infine, l'analisi si propone di approfondire lo studio sul Regno Unito costruendo un modello di regressione lineare multipla sul dataset mensile, integrando allo studio già presente un'associazione tra gli indici macroeconomici che permetta di rafforzare l'analisi relativa all'incertezza economica e il numero di suicidi. Lo studio si propone inoltre di valutare l'impatto per il genere maschile e femminile, verificando la presenza di difformità negli effetti causati dalle variabili stesse a seconda del genere di appartenenza.

1. ECONOMIA E SALUTE MENTALE

1.1 Indicatori economici e salute mentale

La correlazione tra l'andamento dell'economia e la salute mentale è un argomento che da tempo interroga gli esperti in materia e che negli ultimi decenni è stato studiato sotto diversi punti di vista e seguendo diverse metodologie. La letteratura esistente ha esaminato il rapporto tra le condizioni economiche e il livello di salute e di benessere, evidenziando che periodi di recessione o di riduzione del reddito portano a un peggioramento della salute (Stuckler et. al., 2009), tuttavia gli effetti emersi spesso presentano risultati contrastanti, dipendendo dal contesto o dall'aspetto specifico considerato, e possono essere influenzati dalla durata del ciclo economico (Ruhm, 2000). Inoltre, coloro che hanno prospettive occupazionali più precarie hanno una maggior probabilità di incorrere in effetti negativi a livello mentale, che possono essere attribuiti allo stress economico e al deterioramento del reddito relativo (Charles e DeCicca, 2008).

Talvolta, determinati cambiamenti nella salute possono essere spiegati da fattori comportamentali, ad esempio, durante le fasi di crisi, si è osservata una diminuzione del consumo di alcol, forse influenzata dall'impatto sul reddito che supera qualsiasi aumento correlato allo stress (Ruhm & Black, 2002; De Vogli et. al., 2013), allo stesso modo, l'espansione economica è stata associata a una riduzione del fumo e dell'attività fisica (Ruhm, 2005).

Tuttavia, le evidenze riguardanti il peso corporeo e l'indice di massa corporea (BMI) presentano risultati contrastanti (Böckerman et al., 2007; Jónsdóttir & Ásgeirsdóttir, 2014) e non è possibile stabilire con chiarezza se gli effetti delle recessioni sull'aspetto fisico o sui comportamenti legati al benessere siano effettivamente significativi, a differenza di ciò le prove relative alla salute mentale sembrano essere più chiare: la maggior parte degli studi riporta un impatto negativo delle crisi economiche sulle condizioni di depressione, disturbi d'ansia e dell'umore (Gili et. al., 2013).

1.2 Suicidi e Salute mentale

Una delle maggiori difficoltà a cui si incorre nell'analisi nello studio della salute mentale è la capacità di sintetizzare il concetto di salute mentale tramite delle variabili di riferimento immediate, disponibili e che riescano a rappresentare la problematica in questione. Nella maggior parte degli studi analizzati, la proxy più utilizzata per rappresentare la salute mentale è il tasso di suicidi.

Considerando il noto legame tra suicidi e disturbi mentali (depressione e disturbi da uso di alcool) nei paesi ad alto reddito è logico pensare al suicidio come una proxy che possa effettivamente assumere il ruolo di indicatore di salute mentale.

Dai dati dell'OMS emerge che ogni anno 703.000 persone si tolgono la vita, e che per ogni suicidio è probabile che ci siano altre 20 persone che tentino di suicidarsi, è rilevante notare che a livello globale nel 2019 il suicidio è stata la quarta causa di morte tra i giovani nella fascia d'età di 15-29 anni. Solo in Inghilterra e Galles si registrano oltre 4000 suicidi all'anno (Office for national Statistics, 2017). Nella Figura 1 è possibile vedere la grandezza del fenomeno da un punto di vista mondiale.

Secondo l'OMS più del 90% dei casi totali di suicidio sono associati a disturbi mentali, soprattutto depressione e abuso di sostanze. Tuttavia, alla base ci sono numerosi fattori socioculturali: in generale, i suicidi si verificano specialmente in momenti di crisi socioeconomica, familiare o individuale.

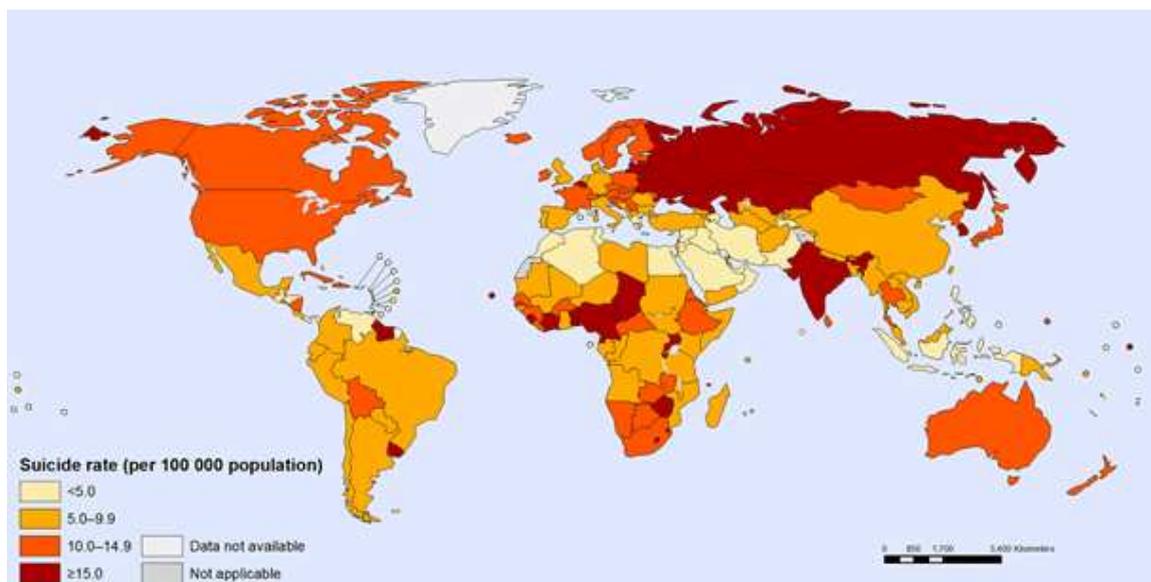


Figura 1 Tassi di suicidio standardizzati per età (per 100.000 abitanti) per entrambi i sessi, 2016, OMS.

1.3 Indicatori economici e suicidi

Il fenomeno del suicidio è strettamente legato alle fluttuazioni economiche e rappresenta un importante indicatore di salute mentale. Numerose ricerche hanno esplorato il legame tra disoccupazione, recessioni economiche e rischio di suicidio. Già nel 1882, Morselli suggerì che i tassi di suicidio potessero dipendere da fattori socioeconomici. Da allora, l'effetto dei diversi aggregati economici sul suicidio è stato ampiamente studiato. La variabile più comunemente analizzata è il tasso di disoccupazione (Botha e Nguyen, 2022; Nordt et al., 2015).

Durante la crisi finanziaria sono stati riscontrati in numerosi paesi dell'Unione Europea correlazioni tra difficoltà economiche e aumento dei suicidi, soprattutto nei paesi che hanno affrontato gravi difficoltà finanziarie in tempi recenti. Ad esempio, Lopez Bernal et al., (2013) e Branäs et al., (2015) hanno dimostrato che durante le recessioni economiche in Spagna e Grecia, rispettivamente, si è registrato un aumento dei suicidi.

Alcuni studi hanno esaminato l'impatto dell'austerità fiscale sulla mortalità per suicidio in diversi paesi dell'UE, tra cui Grecia, Irlanda, Italia, Spagna e Portogallo. Antonakakis e Collins (2015) hanno riportato evidenze di un effetto causale a breve, medio e lungo termine. I risultati hanno mostrato che gli effetti variano a seconda del sesso, dell'età e del tempo considerato. Inoltre, uno studio condotto su 20 paesi dell'UE ha dimostrato che la perdita del lavoro influisce sul numero di suicidi maschili durante le recessioni, un risultato ampiamente confermato da una revisione recente (Margerison-Zilko et al., 2016). Tuttavia, è stato dimostrato che le reti di sicurezza contro la disoccupazione e il capitale sociale possono proteggere dalle conseguenze negative (Norström e Grönqvist, 2015).

Negli Stati Uniti, i suicidi mostrano tendenze anticicliche, con un aumento correlato ai tassi di disoccupazione (Ruhm, 2000; Reeves et al., 2012) o come risultato dei pignoramenti (Houle e Light, 2017). Tuttavia, studi recenti come quello di Harper e Bruckner (2017) non hanno trovato prove significative dell'impatto della Grande Recessione sui tassi di suicidio negli Stati Uniti, risultato in linea con un'altra ricerca che ha evidenziato prove limitate di un forte effetto delle recessioni economiche sulla mortalità per suicidio (Harper et al., 2015).

La maggior parte degli studi che collegano le variabili economiche al suicidio ha riscontrato che i macro-aggregati hanno un effetto significativo sui tassi di suicidio (Coope et al., 2014; Iglesias-García et al., 2017), anche se ci sono divergenze nei risultati.

1.4 Incertezza economica e suicidi

Dopo la Grande Recessione del 2008, è sorto un interesse per la misurazione e lo studio dell'incertezza economica. L'incertezza economica ha un ruolo importante nella crescita economica ed è misurabile con maggiore frequenza rispetto ad altre variabili macroeconomiche come il prodotto interno lordo (PIL), che vengono pubblicate trimestralmente e vengono soggette a successive correzioni, pertanto, l'incertezza economica è una variabile chiave nell'analisi dell'effetto dei fattori socioeconomici sul suicidio.

La letteratura esistente ha affrontato inoltre il tema della paura di perdere il lavoro (cioè, l'insicurezza lavorativa) come possibile causa di problemi di salute mentale (Caroli e Godard, 2016), suggerendo l'esistenza di un legame tra salute mentale e incertezza economica. Anche l'insicurezza del lavoro del proprio partner può influenzare la salute mentale, soprattutto nelle famiglie a reddito singolo (Bünnings et al., 2017). La disoccupazione può essere associata alla paura dello stigma sociale, alla perdita delle reti sociali e del ruolo sociale.

La difficoltà nell'analizzare il legame tra incertezza economica e suicidio potrebbe essere dovuta alla natura stessa dell'incertezza economica, che non è facilmente osservabile e misurabile. Ci sono diverse strategie utilizzate per misurare l'incertezza, come il disaccordo tra i previsori professionisti, le risposte ai sondaggi, le misure econometriche, i dati finanziari e le proxy testuali. Tuttavia, non c'è ancora un consenso sul modo migliore per misurare l'incertezza, uno degli approcci più popolari si basa sull'utilizzo di indici testuali come l'Economic Policy Uncertainty Index (Baker et. al. 2016). L'EPU rappresenta un indice di incertezza economica che nasce calcolando tramite una misura di text-mining nei dieci principali quotidiani statunitensi la frequenza di concetti legati all'incertezza economica nel suo insieme. Da questo approccio nascono problematiche legate alla soggettività dei quotidiani e a una limitata copertura territoriale, per tale ragione è stata introdotta una proxy simile (GEPU) che potesse sostituire efficacemente l'EPU integrando quest'ultimo con una media ponderata del PIL di ciascun paese (Davis, 2016), per valutare la relazione tra l'incertezza economica globale e i tassi di suicidio a livello mondiale.

Fino a oggi, cinque studi hanno esplorato il legame tra incertezza economica e tassi di suicidio. Antonakakis e Gupta (2017) hanno analizzato l'incertezza economica negli Stati Uniti dal 1950 al 2013, rilevando un aumento della mortalità per suicidio nei segmenti più giovani e anziani della popolazione maschile. De Bruin et al. (2020) hanno studiato 17 Paesi e hanno trovato un'associazione significativa tra incertezza economica e tassi di suicidio. Vandalinos, Avendano e Kawachi (2019) hanno utilizzato dati giornalieri per l'Inghilterra e il Galles, riscontrando un aumento del rischio di suicidio a causa dell'incertezza economica a

breve termine. Vandoros e Kawachi (2021) hanno esaminato i dati mensili sui suicidi negli Stati Uniti dal 2000 al 2017, evidenziando un'associazione positiva e sottolineando l'importanza di fornire interventi di prevenzione durante periodi di forte incertezza economica. Claveria (2022) ha contribuito alla ricerca sulla prevenzione del suicidio valutando l'uso dell'incertezza economica come indicatore avanzato del rischio di suicidio, coprendo un ampio campione di 183 paesi e considerando la dimensione temporale dei tassi di suicidio nel periodo 2000-2019, riscontrando come l'incertezza economica globale sia stata un fattore influente nei tassi di suicidio in tutto il mondo.

1.4.1 Il contributo di Vandoros, Avendano e Kawachi

Nel 2019 è stato pubblicato lo studio: *The association between economic uncertainty and suicide in the short-run* (Vandoros, Avendano e Kawachi). Questo studio riferito allo stesso periodo di riferimento dell'elaborato ha analizzato la correlazione esistente tra incertezza economica giornaliera e suicidi giornalieri in Inghilterra e Galles dal 2001 al 2015. Per rappresentare l'incertezza economica, lo studio si è servito dell'Economic Policy Uncertainty Index (2018) (Figura 2), l'indice illustra il livello di incertezza economica giornaliera nel Regno Unito, copre 650 giornali (inclusi i giornali minori) e si serve di tre serie di termini per indicare il livello di incertezza: la prima serie è riferita all'economia, la seconda all'incertezza e la terza a spesa pubblica, deficit, tasse, ecc. Le altre variabili presenti nello studio provengono dall'Office for National Statistics.

Riportare nel dettaglio questo studio è rilevante per una serie di ragioni, innanzitutto permette di avere una visione più ampia sull'effetto di breve periodo, dato che lo studio si sviluppa con dati giornalieri. Questo consente di ampliare l'analisi all'effetto provocato dai lag temporali riferiti alla variabile esplicativa di riferimento e quindi permette di analizzare l'effetto dell'osservazione precedente della variabile esplicativa sulla variabile dipendente. Inoltre, approfondire questo studio consente di avere una prospettiva maggiore sul rapporto tra l'andamento dell'economia e il numero di suicidi, per la natura dell'atto del togliersi la vita e per come questo solitamente avvenga in momenti di impulsività (OMS, 2017) avere la possibilità di verificare il legame con la volatilità intrinseca dell'incertezza economica consente di analizzare con strumenti simili ma visioni diverse il fenomeno di riferimento.

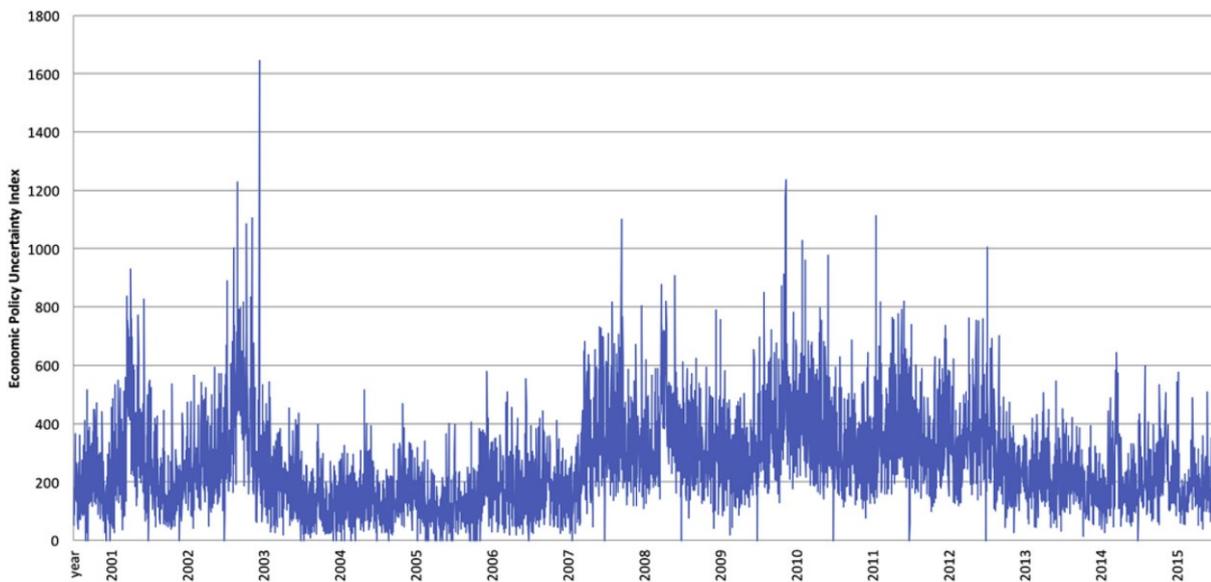


Figura 2 Indice di incertezza economica giornaliero relativo al Regno Unito, 2001-2015, Vandoros, Avendano e Kawachi (2019).

Lo studio ha costruito un modello di regressione lineare utilizzando il metodo dei minimi quadrati, il modello utilizzato è il seguente:

$$\begin{aligned}
 \text{suicidi} = & \beta_0 + \beta_1 \ln \text{uncertainty} + \beta_2 \text{unemployment} + \beta_3 \text{population} + \sum_{k=4}^{10} \beta_k \text{day} \\
 & + \sum_{m=11}^{22} \beta_m \text{month} + \sum_{q=23}^{37} \beta_q \text{year} + \varepsilon
 \end{aligned}$$

La variabile dipendente è il numero di suicidi giornalieri, mentre la variabile esplicativa è il logaritmo dell'incertezza economica, il logaritmo risulta utile nel valutare l'impatto di variazioni percentuali della variabile esplicativa sulla variabile dipendente, inoltre sono presenti variabili di controllo quali il tasso di disoccupazione e il totale della popolazione, nel modello sono stati incluse anche delle dummy riferite al giorno, al mese e all'anno di riferimento per eliminare i problemi di trend e stagionalità, il termine ε rappresenta il termine di errore.

Un'assunzione fondamentale per la costruzione del modello, che verrà poi mantenuta durante tutto il proseguo dell'elaborato è che la popolazione non si abitua all'incertezza economica e che le variazioni dell'incertezza economica abbiano lo stesso effetto indipendentemente dall'anno o dal periodo di riferimento. Questa assunzione viene avvalorata dalle regressioni separate che sono state costruite nel modello per ogni singolo anno e che hanno portato alla conclusione per cui non ci siano evidenze che indichino un aumento degli effetti provocati

dall'incertezza economica nei periodi di crisi, per tali motivazioni si può assumere che la popolazione non si abitui all'incertezza economica.

1.4.2 I risultati e le conclusioni dello studio

Lo studio ha rilevato una correlazione positiva e statisticamente significativa a un livello di significatività dello 0.01, sia in presenza della sola variabile esplicativa, sia con le variabili di controllo e le dummy di riferimento. Il valore del coefficiente è di 0.070 considerando solo il logaritmo dell'incertezza economica, mentre scende a un valore di 0.049 includendo le variabili di controllo e le dummy per la stagionalità. Questo significa che, se si considerano all'interno del modello tutte le variabili, a parità di condizioni, un aumento dell'incertezza economica dell'1% è associato a un aumento in media dei suicidi giornalieri di 0.00049. I risultati dello studio sono visibili nella Figura 3.

Dependent variable: Number of suicides			
	(1)	(2)	(3)
ln(uncertainty)	0.070*** [0.015]	0.049*** [0.015]	0.049*** [0.015]
unemployment rate			-0.147 [0.218]
population			0.013 [0.050]
day of week dummies	no	yes	yes
month dummies	no	yes	yes
year dummies	no	yes	yes
Constant	12.859*** [0.091]	12.933*** [0.292]	12.981*** [2.778]
Observations	5478	5478	5478
R ²	0.003	0.074	0.074
F	21.92	13.50	13.14

Figura 3 L'impatto del logaritmo dell'indice di incertezza economica sul numero di suicidi totali in Inghilterra e Galles, 2001 – 2015, VANDOROS, AVENDANO E KAWACHI (2019). ¹

Lo studio inoltre ha analizzato l'effetto dei lag temporali dell'incertezza economica sul numero di suicidi giornalieri, valutando coefficienti e significatività fino a sette giorni ed ha rilevato che risulta significativo il primo lag riferito al giorno precedente (Figura 4), che assume un valore del coefficiente simile a quello del valore dell'incertezza riferita al giorno stesso (0.045 rispetto a 0.049), questo dato è probabilmente dovuto al lasso di tempo che trascorre prima che alcuni individui vengano a conoscenza delle notizie legate all'incertezza economica.

¹ ***p < 0,01, errori standard robusti all'eteroschedasticità all'interno delle parentesi quadre.

Inoltre, lo studio si è concentrato sull'impatto che l'incertezza economica può avere a seconda del genere di appartenenza. È rilevante notare come indipendentemente dalla presenza delle variabili di controllo e delle dummy, i coefficienti relativi all'effetto del logaritmo dell'incertezza sul numero dei suicidi femminili variano dallo 0.016 allo 0.015 con un p-value significativo allo 0.05, mentre i coefficienti relativi all'effetto del logaritmo dell'incertezza sul numero dei suicidi maschili variano dallo 0,034 allo 0,054, avendo un livello di significatività inferiore allo 0.01 (Figura 5).

Dependent variable: Number of suicides	
ln(uncertainty) 1-day lag	0.045*** [0.016]
ln(uncertainty) 2-day lag	-0.008 [0.017]
ln(uncertainty) 3-day lag	0.000 [0.018]
ln(uncertainty) 4-day lag	0.008 [0.019]
ln(uncertainty) 5-day lag	0.020 [0.019]
ln(uncertainty) 6-day lag	0.011 [0.018]
ln(uncertainty) 7-day lag	-0.029 [0.022]
unemployment rate	-0.136 [0.217]
population	0.003 [0.051]
day of week dummies	yes
month dummies	yes
year dummies	yes
Constant	13.547*** [2.797]
Observations	5471
R ²	0.074
F	11.13

Figura 4 L'impatto dei lag del logaritmo dell'indice di incertezza economica sul numero di suicidi totali in Inghilterra e Galles, 2001 -2015, Vandoros, Avendano e Kawachi (2019).

Dependent variable: Number of suicides						
	(1)Females	(2)Females	(3)Females	(4)Males	(5)Males	(6)Males
ln(uncertainty)	0.016** [0.008]	0.015** [0.007]	0.015** [0.007]	0.054*** [0.012]	0.034*** [0.012]	0.034*** [0.012]
unemployment rate			0.020 [0.108]			-0.167 [0.185]
population			-0.016 [0.025]			0.029 [0.044]
day of week dummies	no	yes	yes	no	yes	yes
month dummies	no	yes	yes	no	yes	yes
year dummies	no	yes	yes	no	yes	yes
Constant	3.144*** [0.046]	3.123*** [0.140]	3.851*** [1.395]	9.715*** [0.073]	9.811*** [0.256]	9.130*** [2.409]
Observations	5478	5478	5478	5478	5478	5478
R ²	0.001	0.032	0.032	0.002	0.060	0.060
F	4.345	5.686	5.514	21.43	10.43	10.17

Figura 5 L'impatto del logaritmo dell'indice di incertezza economica sul numero di suicidi per genere in Inghilterra e Galles, 2001 - 2015, Vandoros, Avendano e Kawachi (2019).²

² **p < 0,05, ***p < 0,01, errori standard robusti all'eteroschedasticità all'interno delle parentesi quadre.

2. DATI E METODOLOGIA

Per questo elaborato sono stati utilizzati i seguenti dati per il periodo dal 2001 al 2015:

- Il numero totale di suicidi giornalieri dell'Inghilterra e del Galles aggregati a livello mensile e distinti per genere.
- Il tasso di disoccupazione mensile in Inghilterra e Galles.
- Il dato annuale del totale della popolazione di Inghilterra e Galles.
- Lo spread mensile calcolato come differenza fra il tasso di interesse sulle obbligazioni di stato a lungo termine del Regno Unito (30 anni) e il tasso di interesse sulle obbligazioni di stato a breve termine del Regno Unito (3 mesi).
- Il tasso di interesse variabile mensile sui mutui per le famiglie del Regno Unito.
- Il PIL reale mensile in livelli relativi del Regno Unito indicizzato a 100 nel 2019.

I dati riferiti al numero di suicidi giornalieri, il tasso di disoccupazione e il numero totale della popolazione provengono dall'Office for National Statistics (ONS) e sono stati ottenuti su richiesta della Dott.ssa Tosetti agli autori dello studio "The Association between Economic Uncertainty and Suicide in the Short-Run" (Vandoros, Avendano e Kawachi, 2019). I dati relativi ai tassi di interesse sulle obbligazioni di stato del Regno Unito sono stati ricavati da Investing, il tasso di interesse variabile sui mutui per le famiglie del Regno Unito è stato ottenuto da FRED, infine il PIL mensile è stato ottenuto da Statista.

Escluse tre osservazioni mancanti del tasso di interesse sulle obbligazioni di stato del Regno Unito a tre mesi e di conseguenza dello spread le altre variabili presentano tutte le osservazioni. Tramite l'aggregazione di variabili giornaliere a livello mensile e l'inserimento di indicatori mensili il totale delle osservazioni corrisponde a 180 (12 mesi moltiplicati per 15 anni).

In questa prima fase vengono illustrati graficamente i dati elencati, per avere una visione più chiara sui dati di riferimento e per riuscire a inquadrare le future variabili degli strumenti statistici che verranno utilizzati.



Figura 6 Evoluzione del Pil del Regno Unito dal 2001 al 2015, dati mensili indicizzati a 100 nel 2019.

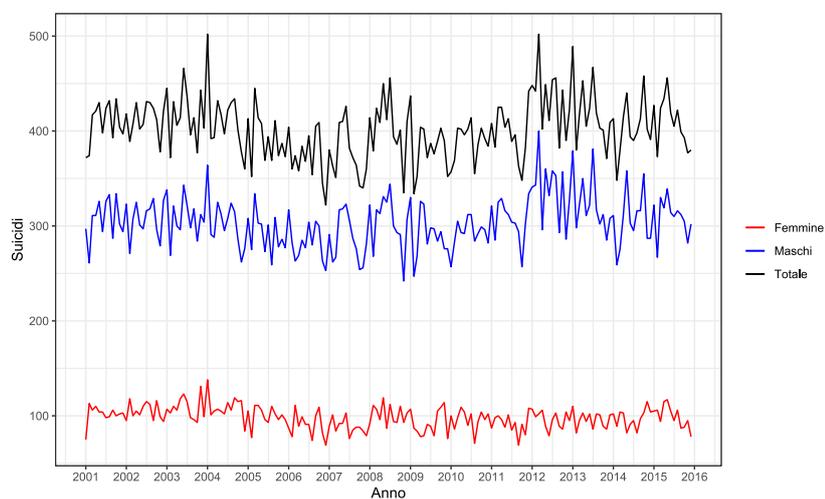


Figura 7 Numero di Suicidi in Inghilterra e in Galles dal 2001 al 2015, dati giornalieri aggregati mensilmente.

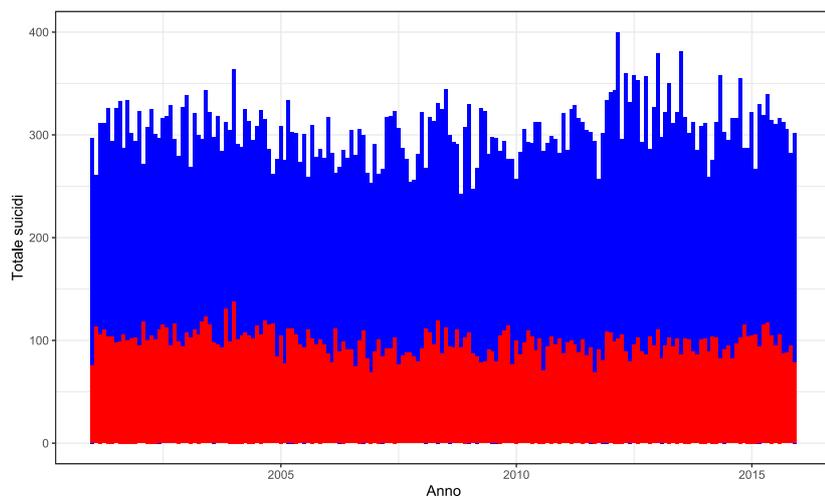


Figura 8 Numero di suicidi in Inghilterra e Galles dal 2001 al 2015 per genere, in rosso i suicidi femminili, in blu quelli maschili, dati giornalieri aggregati mensilmente.



Figura 9 Differenza tra il rendimento a scadenza a 30 anni e 3 mesi nel Regno Unito dal 2001 al 2015, dati mensili.

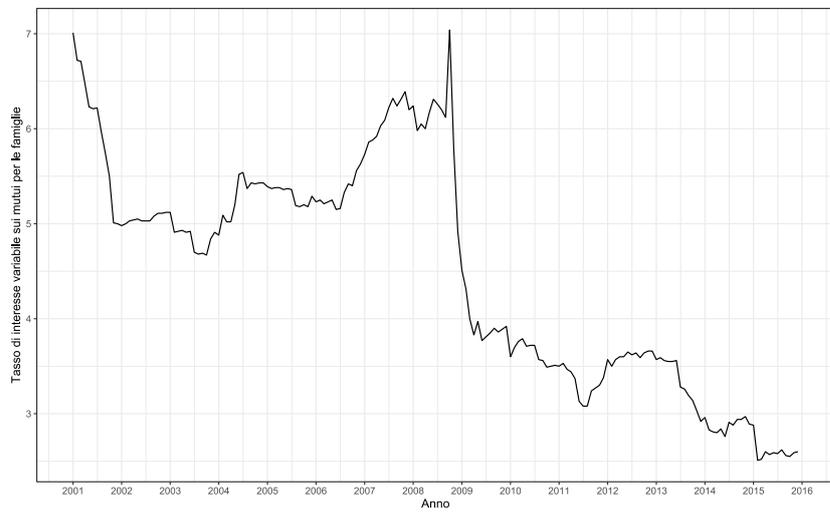


Figura 10 Tasso di interesse variabile sui mutui per le famiglie del Regno Unito dal 2001 al 2015, dati mensili.



Figura 11 Tasso di disoccupazione in Inghilterra e Galles dal 2001 al 2015, dati mensili.

Dalle Figure 7 e 8 si osserva che il numero di suicidi maschili è maggiore rispetto al numero di suicidi femminili, va segnalato che questo dato non può rappresentare in modo completo la propensione al suicidio per i due generi, considerando che in analisi di questo tipo non si considera il numero di tentati suicidi. Alcuni studi suggeriscono che i maschi hanno una maggior probabilità nel ricorrere a mezzi letali di suicidio (Värnik et al. 2008), in aggiunta altri studi suggeriscono che i tentativi di suicidio siano maggiori per le femmine (Schmidtke et al. 2004). L'interesse dello studio si concentra nel verificare se il numero dei suicidi possa essere indotto da fattori economici e possa incidere a seconda del genere di appartenenza.

Dalla Figura 6 riguardante il PIL si osserva come il Prodotto Interno Lordo del Regno Unito abbia subito un calo a causa della grande recessione del 2008, ritornando a crescere nel giugno del 2009, valutando questa analisi insieme ai rendimenti a scadenza (Figura 9) si può notare immediatamente che dalla seconda metà del 2008 i rendimenti a tre mesi sono crollati di 450 punti base all'incirca, mentre i tassi variabili per i mutui delle famiglie hanno subito una discesa più prolungata nel tempo (Figura 10), arrivando a diminuire di 300 punti base circa nel giro di un anno.

A differenza di altri indicatori economici, è possibile osservare come il tasso di disoccupazione abbia risentito della grande recessione per un periodo di tempo superiore, raggiungendo il suo picco a ottobre 2011 a un tasso dell'8.5%, rimanendo comunque elevato per diversi anni a venire, iniziando a diminuire definitivamente nel gennaio del 2014 e tornando ai livelli precrisi solamente al termine del 2015 (Figura 11).

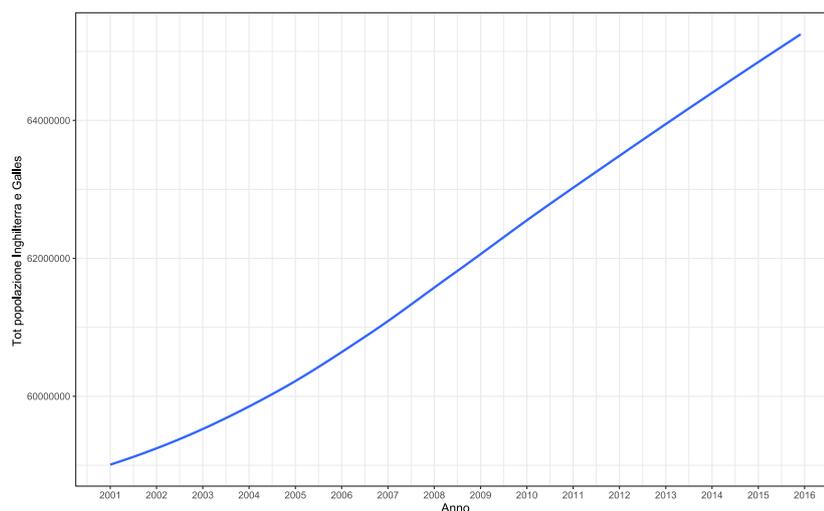


Figura 12 Evoluzione della popolazione di Inghilterra e Galles dal 2001 al 2015, dati annuali trendizzati mensilmente.

Per quanto riguarda la crescita della popolazione la tendenza è piuttosto lineare e non sembra essere stata interessata dagli effetti di breve periodo della crisi finanziaria (Figura 12).

2.1 Statistica descrittiva

Nella prima parte di analisi descrittiva l'obiettivo è quello di concentrarsi sulla distribuzione di frequenza dei suicidi mensili, nonostante il dataset sia una serie storica può essere rilevante vedere in che modo la principale variabile di studio è distribuita per il numero totale di osservazioni.

Min	Q1	Mediana	Media	Q3	Max
322	380	403	402.2	422	502

Tabella 1 Indici di posizione del numero dei suicidi mensili totali.

Oltre agli indici di posizione presenti nella Tabella 1 per avere un'idea migliore sulla distribuzione è utile riportare un box plot (Figura 13), dal box plot di riferimento si nota come gli outlier nella distribuzione ci siano solamente nella parte destra del grafico e non nella parte sinistra, nonostante questo si può notare come la media e la mediana siano molto simili, con una lieve asimmetria positiva di 0.248998. L'asimmetria positiva è presente a causa dei valori molto elevati presenti a destra della distribuzione, in ogni caso la maggior parte dei dati si trova a sinistra (Figura 14), in questo caso nonostante la media sia inferiore alla mediana si ottiene un valore positivo dell'asimmetria.

Per quanto riguarda la forma della distribuzione, emerge che la curtosi assume un valore positivo di 3.431292, si può quindi affermare che la distribuzione è più ripida rispetto alla normale.

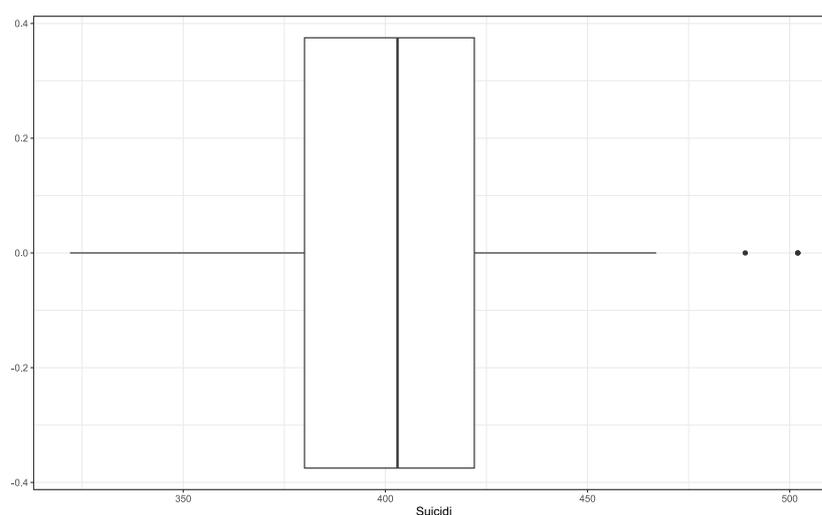


Figura 13 Box Plot sui suicidi in Inghilterra e Galles, periodo di riferimento 2001 - 2015. Dati mensili.

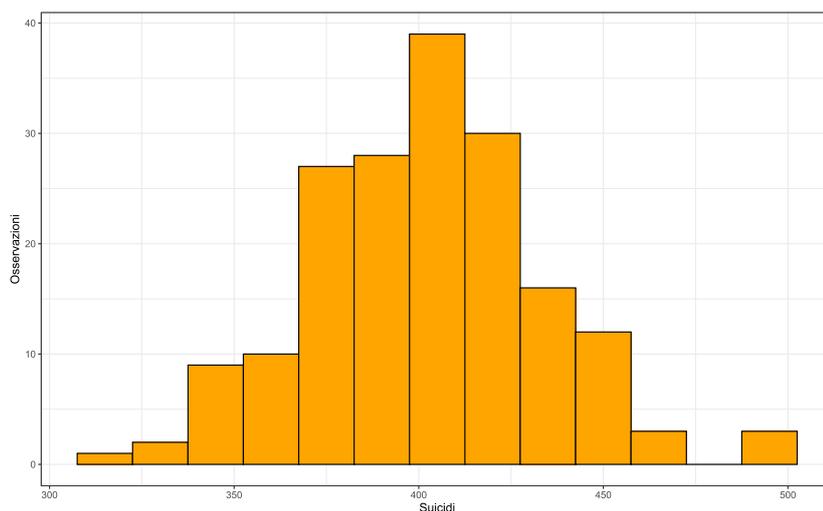


Figura 14 Distribuzione di frequenza dei suicidi in Inghilterra e Galles, periodo di riferimento 2001 - 2015. Dati mensili.

Per verificare eventuali dissonanze tra i due sessi, nella parte successiva si cerca di valutare la presenza di differenze nella distribuzione dei suicidi a seconda del genere di appartenenza ripetendo il procedimento svolto nelle pagine precedenti.

Min	Q1	Mediana	Media	Q3	Max
242	285.8	303	304	321.2	400

Tabella 2 Indici di posizione del numero dei suicidi mensili maschili.

Min	Q1	Mediana	Media	Q3	Max
69	89	99.50	98.15	106	138

Tabella 3 Indici di posizione del numero dei suicidi mensili femminili.

N=180	Media	Deviazione standard	Min	Max	IQR	Asimmetria	Curtosi
Suicidi mensili (totali)	402.2	31.538	322	502	42	0.249	3.431
Suicidi mensili (maschili)	304	26.979	400	242	35.5	0.397	3.567
Suicidi mensili (femminili)	98.15	11.918	138	69	17	-0.014	3.152

Tabella 4 Principali indici di posizione e variabilità del numero dei suicidi mensili totali, femminili e maschili.

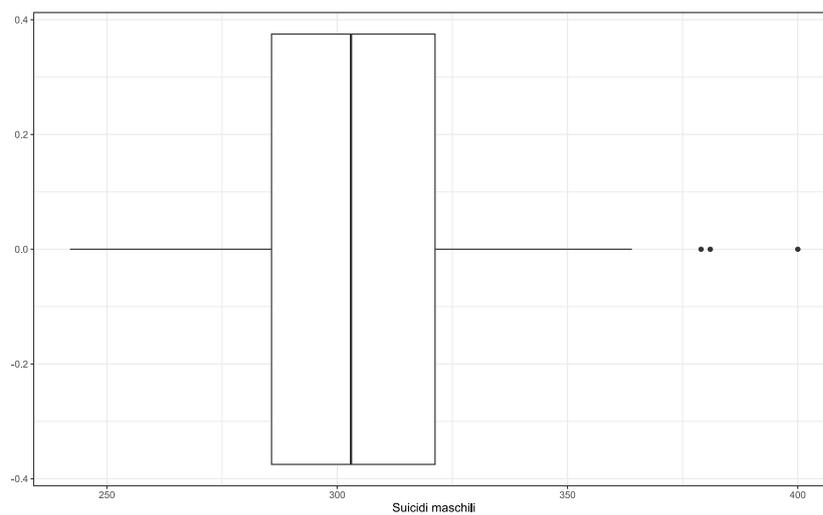


Figura 15 Box Plot sui suicidi maschili in Inghilterra e Galles, periodo di riferimento 2001 - 2015. Dati mensili.

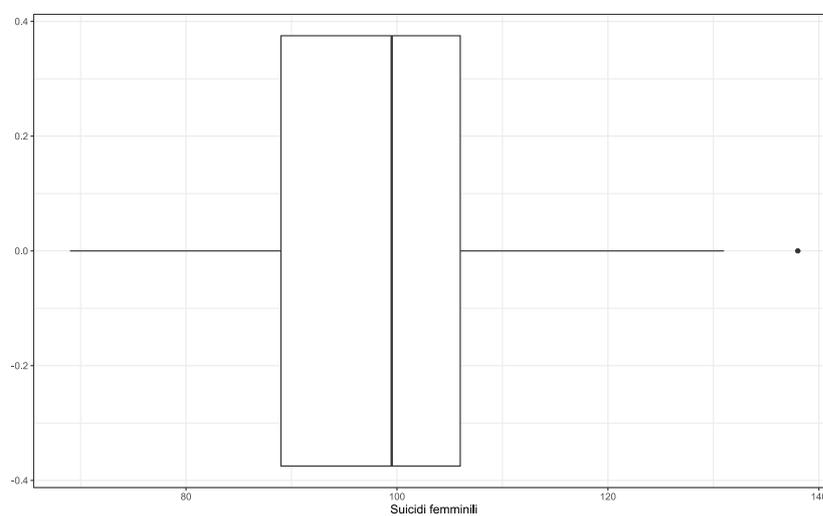


Figura 16 Box Plot sui suicidi femminili in Inghilterra e Galles, periodo di riferimento 2001 - 2015. Dati mensili.

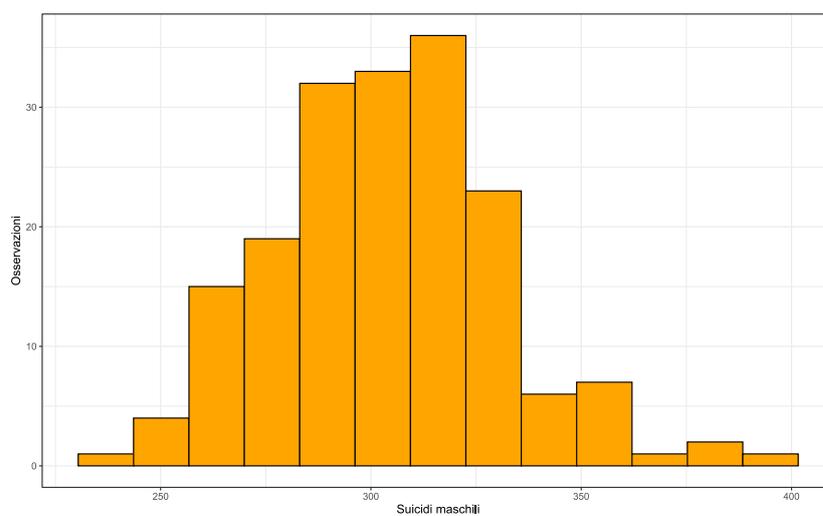


Figura 17 Distribuzione di frequenza dei suicidi mensili maschili in Inghilterra e Galles, periodo di riferimento 2001 - 2015. Dati mensili.

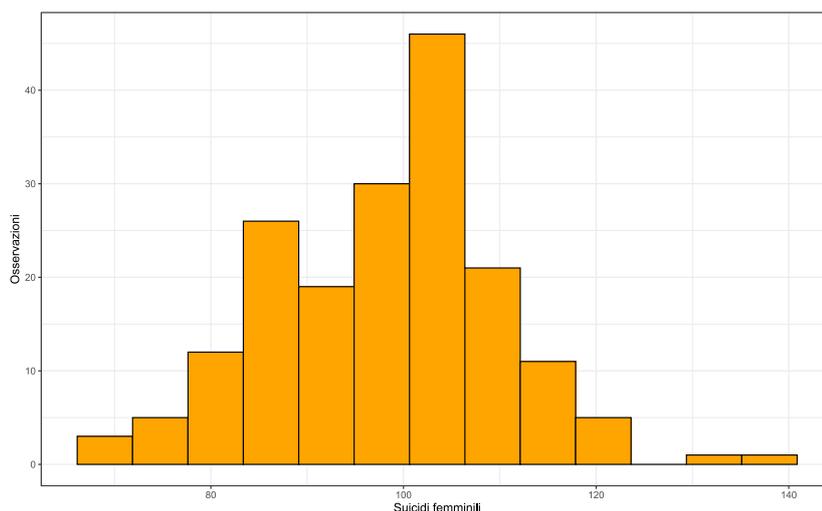


Figura 18 Distribuzione di frequenza dei suicidi mensili femminili in Inghilterra e Galles, periodo di riferimento 2001 -2015. Dati mensili.

Dai grafici e gli indicatori a nostra disposizione si evince come il numero dei suicidi maschili risulti più elevato (Tabelle 2 e 3). La forma della distribuzione non risente della differenza di genere nonostante le asimmetrie abbiano segno opposto (Figure 17 e 18), con il genere maschile che presenta un'asimmetria positiva a differenza del genere femminile che presenta una leggera asimmetria negativa (Tabella 4), è importante notare a tal proposito, che sono presenti più dati anomali nella distribuzione dei suicidi maschili (Figure 15 e 16) e questo potrebbe portare di conseguenza a un dato sull'asimmetria meno preciso, un ulteriore dato rilevante ci viene dato dalla deviazione standard condizionata al genere di riferimento, che nel caso maschile risulta più elevata rispetto al caso femminile (Tabella 4).

2.2 Inferenza per la differenza delle varianze: suicidi tra maschi e femmine

Per confermare il dato relativo alle deviazioni standard condizionate per il genere di riferimento presenti nella Tabella 4, utilizziamo il Test di Fisher per confrontare le varianze del campione suddiviso per genere, controllando se è possibile fare dell'inferenza che ci consenta di verificare l'uguaglianza della varianza tra i suicidi maschili e femminili, ponendo un livello di significatività del 95%.

$$\begin{cases} H_0: \sigma_M = \sigma_F \\ H_1: \sigma_M \neq \sigma_F \end{cases}$$

F test to compare two variances

```
data: Data_month$Males and Data_month$Females
F = 5.124, num df = 179, denom df = 179, p-value < 0.00000000000000022
alternative hypothesis: true ratio of variances is not equal to 1
95 percent confidence interval:
 3.819120 6.874843
sample estimates:
ratio of variances
```

5.124046

Concludiamo rigettando l'ipotesi nulla di uguaglianza delle varianze.

Questo risultato ci consente di affermare che, non solo il numero di suicidi medi è maggiore per il genere maschile, ma anche che i suicidi mensili maschili si discostano dal valor medio in modo maggiore rispetto ai suicidi femminili, questa analisi può essere utile per cercare di comprendere la causa di questa ragione e permette di introdurre il capitolo successivo.

3. L'IMPATTO DELLA CRISI FINANZIARIA DEL 2008 SUL NUMERO DEI SUICIDI

In questa ulteriore fase, lo studio si concentra sull'analisi dell'impatto della crisi del 2008 sul numero dei suicidi, per comprendere e cercare di spiegare un test d'ipotesi in modo esaustivo è rilevante comprendere la metodologia con la quale ci si interroga sul quesito. In prima battuta nello studio si fa riferimento alle variabili che possono essere ritenute più rilevanti, vedendo le figure del capitolo 2, si può notare come il tasso di disoccupazione sia stata la variabile che più a lungo ha risentito dell'effetto negativo generalizzato della crisi del 2008. Considerando che una crescita della disoccupazione può causare un effetto diretto sulle condizioni di vita di coloro che hanno perduto la propria occupazione, in questa parte dello studio sarà questo indicatore a condizionare le due medie sui suicidi e a verificarne le differenze. Osservando la relazione tra il tasso di disoccupazione e il numero di suicidi discussa nel paragrafo 1.3 e analizzando l'andamento della Figura 11, si nota che il tasso di disoccupazione è cresciuto dal giugno del 2008 ed è iniziato a diminuire in modo continuo dal gennaio del 2014. Per tali ragioni, il periodo di riferimento per il periodo di crisi va dal giugno del 2008 al dicembre del 2013.

Suicidi Totali	Media suicidi mensili	Deviazione St. suicidi mensili
Periodo non di crisi	401	30.1
Periodo di crisi	404	34

Tabella 5 Media e deviazione standard dei suicidi totali condizionate alla presenza del periodo di crisi.

Ripetiamo lo stesso procedimento per entrambi i generi:

Suicidi Maschili	Media suicidi mensili	Deviazione St. suicidi mensili
Periodo non di crisi	301	24
Periodo di crisi	309	30.8

Tabella 6 Media e deviazione standard dei suicidi totali maschili condizionate alla presenza del periodo di crisi.

Suicidi Femminili	Media suicidi mensili	Deviazione St. suicidi mensili
Periodo non di crisi	100	12.4
Periodo di crisi	94.7	10.4

Tabella 7 Media e deviazione standard dei suicidi totali femminili condizionate alla presenza del periodo di crisi.

A un primo impatto le medie condizionali del totale dei suicidi alla presenza del periodo di crisi non sembrano modificare in modo rilevante il dato (Tabella 5), inoltre è interessante notare come, mentre la media dei suicidi maschili è aumentata (Tabella 6), la media dei suicidi femminili è diminuita nei periodi di crisi (Tabella 7), questo può portare a supporre

una minor incidenza della crisi economica nel numero di suicidi per il genere femminile, ma questa ipotesi verrà strutturata meglio nelle pagine a venire.

3.1 Inferenza e test d'ipotesi: la grande recessione ha aumentato il numero dei suicidi?

Tramite il campione di riferimento cerchiamo di comprendere se è possibile fare dell'inferenza statistica analizzando in modo più approfondito l'incidenza del periodo di crisi rispetto al numero dei suicidi. Dividiamo il campione costituito dalle 180 osservazioni nei due gruppi già illustrati in precedenza, prendendo il periodo di riferimento della crisi economica dal giugno del 2008 al dicembre del 2013. Prima di verificare il test T di Student per le medie condizionali dei due gruppi, analizziamo l'eguaglianza delle due varianze tramite il test di Fisher con un intervallo di confidenza del 95%.

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0: \sigma_{crisi} = \sigma_{nocrisi} \\ H_1: \sigma_{crisi} \neq \sigma_{nocrisi} \end{array} \right.$$

F test to compare two variances

```
data: Data_month_recession$Persons and Data_month_norecession$Persons
F = 1.2723, num df = 66, denom df = 112, p-value = 0.2613
alternative hypothesis: true ratio of variances is not equal to 1
95 percent confidence interval:
 0.8351628 1.9864281
sample estimates:
ratio of variances
 1.272323
```

Accettiamo l'ipotesi nulla di uguaglianza delle varianze e proseguiamo con il test d'ipotesi, è nell'interesse dello studio verificare se la grande recessione del 2008 ha aumentato il numero dei suicidi e se è possibile assumere che questo sia avvenuto in tutto il Regno Unito e non solo in Inghilterra e Galles. Per tale ragione il test d'ipotesi sarà a una coda, considerando solo una zona critica. Il livello di significatività è stabilito al 95%.

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0: \mu_{crisi} \leq \mu_{nocrisi} \\ H_1: \mu_{crisi} > \mu_{nocrisi} \end{array} \right.$$

welch Two Sample t-test

```
data: Data_month_recession$Persons and Data_month_norecession$Persons
t = 0.5967, df = 125.75, p-value = 0.2759
alternative hypothesis: true difference in means is greater than 0
95 percent confidence interval:
 -5.327076      Inf
sample estimates:
mean of x mean of y
 404.0597  401.0619
```

Accettiamo l'ipotesi nulla, concludendo che non è possibile affermare che la crisi economica del 2008 abbia avuto un ruolo rilevante nel numero totale dei suicidi in Inghilterra e Galles e da un'ottica più ampia, nel Regno Unito.

Verifichiamo ora l'ipotesi precedente prendendo in considerazione solamente il genere maschile, in questa circostanza infatti, risulterebbe superfluo verificare un aumento dei suicidi femminili considerando i dati descrittivi ottenuti dalle medie condizionali. Prima di verificare l'effetto medio sul numero di suicidi applichiamo il test di Fisher per verificare l'uguaglianza tra le varianze dei due gruppi, con il livello di significatività stabilito al 95%.

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0: \sigma_{\text{crisi}\text{♂}} = \sigma_{\text{nocrisi}\text{♂}} \\ H_1: \sigma_{\text{crisi}\text{♂}} \neq \sigma_{\text{nocrisi}\text{♂}} \end{array} \right.$$

F test to compare two variances

```
data: Data_month_recession$Males and Data_month_norecession$Males
F = 1.6398, num df = 66, denom df = 112, p-value = 0.02125
alternative hypothesis: true ratio of variances is not equal to 1
95 percent confidence interval:
 1.076358 2.560110
sample estimates:
ratio of variances
 1.639771
```

Rigettiamo l'ipotesi nulla di uguaglianza delle varianze e applichiamo il test T di Student assumendo varianze differenti, considerando solo una zona critica e ponendo un livello di significatività stabilito al 95%.

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0: \mu_{\text{crisi}\text{♂}} \leq \mu_{\text{nocrisi}\text{♂}} \\ H_0: \mu_{\text{crisi}\text{♂}} > \mu_{\text{nocrisi}\text{♂}} \end{array} \right.$$

welch Two Sample t-test

```
data: Data_month_recession$Males and Data_month_norecession$Males
t = 1.9183, df = 113.61, p-value = 0.02879
alternative hypothesis: true difference in means is greater than 0
95 percent confidence interval:
 1.140934      Inf
sample estimates:
mean of x mean of y
 309.3134  300.8938
```

Rigettiamo l'ipotesi nulla e affermiamo che nel periodo della grande recessione il numero medio di suicidi maschili è aumentato, il test d'ipotesi in questione non consente di affermare che la crisi economica sia stata la causa dell'aumento dei suicidi maschili, ma sottolinea già in questa fase dell'elaborato una differenziazione dovuta al genere di appartenenza. Oltre all'evidenza ottenuta sulla media dei suicidi, se si applica il test di Fisher sulla varianza dei suicidi femminili prendendo come riferimento il confronto tra il periodo di presenza di crisi e

il periodo assenza di crisi, a un livello di significatività del 95% si ottengono i seguenti risultati:

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0: \sigma_{\text{crisi}\text{♀}} = \sigma_{\text{nocrisi}\text{♀}} \\ H_1: \sigma_{\text{crisi}\text{♀}} \neq \sigma_{\text{nocrisi}\text{♀}} \end{array} \right.$$

F test to compare two variances

```
data: Data_month_recession$Females and Data_month_norecession$Females
F = 0.70592, num df = 66, denom df = 112, p-value = 0.1244
alternative hypothesis: true ratio of variances is not equal to 1
95 percent confidence interval:
 0.4633725 1.1021278
sample estimates:
ratio of variances
 0.7059219
```

Accettando l'ipotesi nulla si può notare come la varianza nei due periodi possa essere assunta come uguale, questo dato potenzialmente amplifica il risultato ottenuto sulle medie condizionali aggiungendo un ulteriore punto di vista, durante il periodo di crisi il valor medio dei suicidi maschili varia in modo maggiore rispetto ai periodi di assenza di crisi, affermando ciò è probabile che l'andamento della crisi (soprattutto nei mesi peggiori di quest'ultima) porti un numero maggiore di maschi a togliersi la vita. Si può affermare dunque dai risultati ottenuti, che in termine di indici di posizione e variabilità la grande recessione del 2008 abbia avuto un impatto maggiore per il genere maschile rispetto a quello femminile (Tabelle 8 e 9), inoltre, i test d'ipotesi ci hanno permesso di assumere che nel Regno Unito la crisi economica abbia portato a un aumento del numero medio dei suicidi maschili mentre non sono presenti le stesse evidenze per i suicidi femminili.

Suicidi maschili	Deviazione St.	Min	Max	IQR
Periodo non di crisi	24	253	364	35
Periodo di crisi	30.8	242	400	33.5

Tabella 8 Alcuni indici di variabilità riferiti ai suicidi mensili maschili nei periodi di assenza di crisi e di crisi.

Suicidi femminili	Deviazione St.	Min	Max	IQR
Periodo non di crisi	12.4	69	138	15
Periodo di crisi	10.4	69	114	15.5

Tabella 9 Alcuni indici di variabilità riferiti ai suicidi mensili femminili nei periodi di assenza di crisi e di crisi.

Nonostante la differenza nella deviazione standard dei suicidi maschili in periodi di crisi e in periodi di assenza di crisi, il valore ottenuto dallo scarto interquartile (Tabella 8) ci suggerisce che l'aumento della varianza sia causato dai valori più esterni della distribuzione di frequenza.

4. RELAZIONI TRA VARIABILI E MODELLO DI REGRESSIONE LINEARE

In questo capitolo dell'elaborato ci si soffermerà sulla relazione tra le variabili per comprendere a fondo quali tra gli indici economici mostrati precedentemente possa essere più rilevante nel numero di suicidi totali e per genere. Prima di introdurre il modello e verificarne gli aspetti dovuti alla significatività è necessario far riferimento allo Studio di Vandoros, Avendano e Kawachi (2019).

4.1. I social network hanno un potere informativo superiore? L'esempio di Twitter

Per ampliare la visione sullo studio di Vandoros, Avendano e Kawachi (2019), si è ritenuto importante valutare le differenze presenti tra l'indice EPU classico, utilizzato nello studio discusso nel paragrafo 1.4.1 e un indice relativamente nuovo, i cui i primi dati disponibili sono del 2011, che estrae i dati relativi ai termini di incertezza economica non dai quotidiani ma dai post di Twitter pubblicati giornalmente e scritti in lingua inglese, indipendentemente dalla provenienza d'origine. Servendomi in questa fase dei dati giornalieri relativi ai suicidi maschili, femminili e totali, al tasso di disoccupazione, al totale della popolazione riferite a Inghilterra e Galles e integrando il dataset con l'indice Twitter -based Economic Uncertainty (TEU) (Baker et al., 2018) disponibile presso il sito dell'Economic Policy Uncertainty, si cercherà di costruire un modello uguale a quello dello studio indicato per verificarne l'eventuale differenza nei coefficienti e nella loro significatività. L'andamento del TEU è visibile in Figura 19.

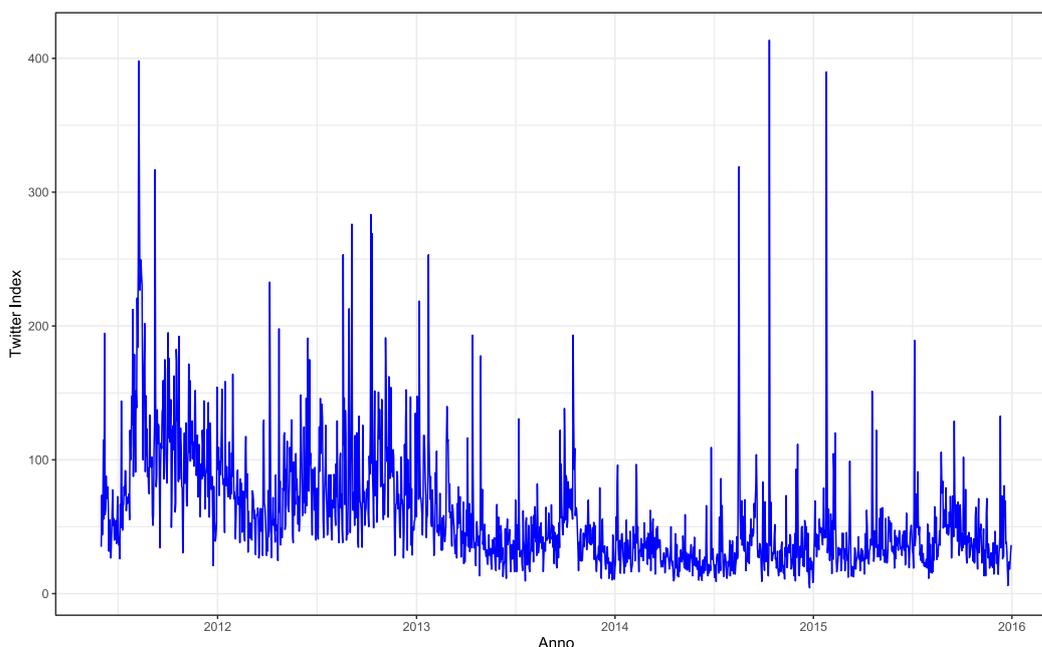


Figura 19 Indice di incertezza economica di Twitter giornaliero, giugno 2011 - dicembre 2015.

Per fare questo l'analisi prende in considerazione un periodo di tempo più breve, da giugno del 2011 al dicembre del 2015, per un totale di 1675 osservazioni, data l'assunzione iniziale

riferita al fatto che la popolazione non si abitua all'incertezza economica, il modello può potenzialmente suggerire dati interessanti, il modello costruito è il seguente:

$$\text{suicidi} = \beta_0 + \beta_1 \ln \text{uncertaintytwitter} + \beta_2 \text{unemployment} + \beta_3 \text{population} \\ + \sum_{k=4}^{10} \beta_k \text{day} + \sum_{m=11}^{22} \beta_m \text{month} + \sum_{q=23}^{27} \beta_q \text{year} + \varepsilon$$

Il test di Breusch-Pagan con un livello di significatività posto al 95% suggerisce l'utilizzo di errori standard robusti all'eteroschedasticità per il modello sui suicidi e sui suicidi maschili, diverso il risultato ottenuto per i suicidi femminili, dove vengono mantenuti gli errori standard sotto l'assunzione di omoschedasticità. I risultati dei test sono i seguenti:

studentized Breusch-Pagan test (suicidi totali)

data: model_tw
BP = 69.114, df = 47, p-value = 0.01951

studentized Breusch-Pagan test (suicidi maschili)

data: model_tw_male
BP = 79.077, df = 47, p-value = 0.002351

studentized Breusch-Pagan test (suicidi femminili)

data: model_tw_female
BP = 45.96, df = 47, p-value = 0.5156

Per validare l'efficacia dei modelli di regressione, di seguito vengono mostrati i risultati del test di Durbin Watson per verificare l'assenza di autocorrelazione di primo ordine dei residui:

Durbin-watson test (suicidi totali)

data: model_tw
DW = 1.9637, p-value = 0.7605
alternative hypothesis: true autocorrelation is greater than 0

Durbin-watson test (suicidi maschili)

data: model_tw_male
DW = 1.9907, p-value = 0.7605
alternative hypothesis: true autocorrelation is greater than 0

Durbin-watson test

data: model_tw_female (suicidi femminili)
DW = 2.0194, p-value = 0.7605
alternative hypothesis: true autocorrelation is greater than 0

Valutando i valori dei Test molto vicino a due e i valori del p-value accettiamo l'ipotesi nulla per tutti i modelli di regressione assumendo l'assenza di autocorrelazione dei residui.

	Dependent variable:		
	Persons (1)	Males (2)	Females (3)
lntwitt	0.614*** (0.212)	0.607*** (0.186)	0.007 (0.094)
unempl	-0.006 (0.005)	-0.005 (0.005)	-0.001 (0.002)
totpop	0.0005** (0.0002)	0.0004* (0.0002)	0.0001 (0.0001)
Constant	-17.641 (14.516)	-13.034 (12.771)	-4.607 (6.949)

utilizzo di dummy riferite ai giorni, ai mesi e agli anni			
Observations	1,675	1,675	1,675
R2	0.053	0.053	0.036
Adjusted R2	0.026	0.025	0.008
Residual Std. Error (df = 1627)	3.928	3.416	1.802
F Statistic (df = 47; 1627)	1.941***	1.921***	1.276

Note:	*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01		

Figura 20 L'impatto del logaritmo dell'indice di incertezza economica di Twitter sul numero di suicidi totali, maschili e femminili in Inghilterra e Galles, giugno 2011 – dicembre 2015.

Dai risultati del test (Figura 20) risulta che i coefficienti relativi al logaritmo dell'indice di incertezza di Twitter siano più elevati per quanto riguarda i modelli relativi ai suicidi totali e maschili, con i parametri che si confermano statisticamente significativi al 99%, mentre non risulta statisticamente significativo il coefficiente relativo al modello femminile.

Infine, per concludere l'analisi, si verifica l'effetto del lag giornaliero del logaritmo dell'incertezza di Twitter, come in precedenza il test di Breusch-Pagan suggerisce di utilizzare errori standard robusti con un livello di significatività posto al 95%.

studentized Breusch-Pagan test (suicidi totali)

data: model_tw_lag
BP = 72.982, df = 53, p-value = 0.03573

I risultati del modello sono i seguenti:

Dependent variable:	
	Persons
lag1	0.247 (0.234)
lag2	-0.060 (0.254)
lag3	-0.010 (0.245)
lag4	-0.106 (0.252)
lag5	-0.087 (0.241)
lag6	0.174 (0.255)
lag7	0.067 (0.229)
unempl	-0.005 (0.005)
totpop	0.0003 (0.0003)
Constant	-5.248 (18.726)

utilizzo di dummy riferite ai giorni, ai mesi e agli anni	
Observations	1,668
R2	0.050
Adjusted R2	0.018
Residual Std. Error	3.939 (df = 1614)
F Statistic	1.590*** (df = 53; 1614)

Note:	*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Figura 21 L'impatto dei lag del logaritmo dell'indice di incertezza economica di Twitter sul numero di suicidi totali in Inghilterra e Galles, giugno 2011 - dicembre 2015.

Il risultato ottenuto (Figura 21) mostra che in un modello contenente tutti i lag dal primo al settimo giorno nessuno di questi risultati statisticamente significativo. Questo ci consente di assumere che, per quanto riguarda le notizie pubblicate nei social network (in questo caso specifico Twitter) non ci siano dei lag temporali giornalieri tra la pubblicazione e la venuta a conoscenza degli individui.

Nonostante la significatività dei risultati ottenuti, il paragone tra il classico Economic Policy Index e il Twitter based Economic Uncertainty non può essere ritenuto esaustivo per una serie di ragioni, anzitutto il numero di osservazioni risulta minore nonostante l'assunzione di

partenza, che ha permesso di approfondire questo legame. Inoltre, il TEU fa riferimento a tutti i post di Twitter aventi come riferimento l'incertezza economica che vengono scritti in lingua inglese. Nonostante l'incertezza economica possa essere considerata correlabile tra paesi, soprattutto nel caso della stessa lingua, questo rimane comunque un limite considerando che non consente un confronto diretto circoscritto al paese di riferimento.

4.2 Il Modello di regressione lineare

A questo punto dello studio è possibile concentrarsi sulla parte conclusiva dell'analisi che consiste nella creazione di un modello di regressione lineare che consenta di verificare con l'utilizzo del dataset mensile e delle variabili illustrate nel secondo capitolo la presenza di un'eventuale correlazione tra le variabili indipendenti e il numero dei suicidi sia totali sia suddivisi per genere, per arrivare a una conclusione statisticamente significativa sull'impatto di almeno una di queste variabili.

In questa fase viene utilizzato il dataset mensile a causa delle osservazioni delle variabili indipendenti, a differenza dell'incertezza economica, infatti, nessuna delle variabili indipendenti che verranno illustrate avrà osservazioni giornaliere, per tale ragione i dati relativi ai suicidi vengono aggregati mensilmente.

Il primo modello è stato costruito inserendo come variabili indipendenti gli indici economici quali il logaritmo del PIL mensile del Regno Unito, il tasso di interesse variabile sui mutui per le famiglie del Regno Unito, lo Spread del Regno Unito e il tasso di disoccupazione di Inghilterra e Galles. Per la variabile di controllo viene riportato il totale della popolazione di Inghilterra e Galles mentre per la variabile dipendente viene utilizzato il numero totale dei suicidi mensili in Inghilterra e Galles. Il logaritmo del PIL e il tasso di disoccupazione sono stati inseriti per mantenere la continuità rispetto alle variabili più rilevanti utilizzate negli studi illustrati nel paragrafo 1.3, lo Spread è stato inserito come valore di incertezza finanziaria, mentre il tasso di interesse variabile sui mutui è stato inserito per verificare se, soprattutto per le famiglie che ne risentono maggiormente, l'incremento potesse portare ad un aumento dei suicidi nel breve periodo.

$$\begin{aligned} \text{suicidi} = & \beta_0 + \beta_1 \ln gdp + \beta_2 \text{spread} + \beta_3 \text{householdmortagesrate} \\ & + \beta_4 \text{unemployment} + \beta_5 \text{population} + \varepsilon \end{aligned}$$

I risultati del modello mostrano una significatività statistica per il logaritmo naturale del PIL sia per i risultati totali sia per quelli maschili, ma non vengono illustrati in quanto il problema di questo modello in assenza di dummy di controllo per la stagionalità e per i trend proviene dal risultato del test di Durbin Watson a un livello di significatività posto al 95%.

Durbin-Watson test (suicidi totali)

data: model_base
DW = 1.5697, p-value = 0.0005722
alternative hypothesis: true autocorrelation is greater than 0

Durbin-Watson test (suicidi maschili)

data: model_base_male
DW = 1.7129, p-value = 0.01095
alternative hypothesis: true autocorrelation is greater than 0

Durbin-Watson test (suicidi femminili)

data: model_base_female
DW = 1.8424, p-value = 0.07718
alternative hypothesis: true autocorrelation is greater than 0

Escluso il Test svolto sui suicidi femminili che confermerebbe l'ipotesi nulla di assenza di autocorrelazione dei residui di primo grado, gli altri test ci portano a considerare il modello qui sopra illustrato come impreciso e non adatto a spiegare completamente la variabilità dei dati nel tempo, per tale ragione non è possibile considerare i coefficienti ottenuti nel modello come precisi e affidabili.

Per superare questa problematica, si è pensato di inserire un lag della variabile dipendente all'interno del modello, affinché il modello sopra illustrato diventasse il seguente:

$$\begin{aligned} \text{suicidi} = & \beta_0 + \beta_1 \ln gdp + \beta_2 \text{spread} + \beta_3 \text{householdmortgagesrate} \\ & + \beta_4 \text{unemployment} + \beta_5 \text{population} + \beta_6 \text{lagsuicidi} + \varepsilon \end{aligned}$$

Per verificare la bontà del modello in questione non è possibile utilizzare il test di Durbin Watson, considerando che il test non permette di inserire la variabile dipendente ritardata per problematiche legate all'endogeneità. Per tali ragioni l'autocorrelazione dei residui viene valutata tramite il test di Breusch Godfrey, mantenendo un livello di significatività del 95%, i risultati dei test sono i seguenti:

Breusch-Godfrey test for serial correlation of order up to 1

data: model_base_lagsuicidi (suicidi totali)
LM test = 2.3274, df = 1, p-value = 0.1271

Breusch-Godfrey test for serial correlation of order up to 1

data: model_base_lagsuicidi_male (suicidi maschili)
LM test = 1.4689, df = 1, p-value = 0.2255

Breusch-Godfrey test for serial correlation of order up to 1

data: model_base_lagsuicidi_female (suicidi femminili)
LM test = 0.53773, df = 1, p-value = 0.4634

I risultati dei test portano all'accettazione dell'ipotesi nulla che implicherebbe l'utilizzo di modelli in cui i residui fino al primo grado non sono autocorrelati, questo consente di proseguire l'analisi valutando altri aspetti del modello. Si specifica che, per mantenere una

coerenza di fondo nelle analisi svolte, nonostante la variabile dipendente sia riferita ai suicidi per genere nei modelli maschili e femminili, il lag considerato rimane riferito al numero di suicidi totali e non viene riportato un lag di genere, questo perché se dovesse trovare conferma la significatività del parametro non avrebbe senso considerare i due generi come a sé stanti valutando l'impatto dei suicidi del mese precedente riferiti solo al proprio genere di appartenenza. Inoltre, le altre variabili indipendenti prendono come riferimento indici economici nel loro complesso, che risultano impossibili da suddividere e imputare al genere.

Si prosegue verificando l'eventuale presenza di eteroschedasticità nel modello, per rilevarne la presenza si verifica il test di Breusch Pagan, mantenendo un livello di significatività del 95%, i risultati dei test sono i seguenti:

studentized Breusch-Pagan test (suicidi totali)

data: model_base_lagsuicidi
BP = 3.3759, df = 6, p-value = 0.7604

studentized Breusch-Pagan test (suicidi maschili)

data: model_base_lagsuicidi_male
BP = 9.1019, df = 6, p-value = 0.1679

studentized Breusch-Pagan test (suicidi femminili)

data: model_base_lagsuicidi_female
BP = 3.6489, df = 6, p-value = 0.7241

I risultati dei test conducono all'accettazione dell'ipotesi nulla indicando l'assenza di eteroschedasticità nei residui, per rinforzare l'analisi dei residui, di seguito vengono mostrati i risultati della funzione plot di R:

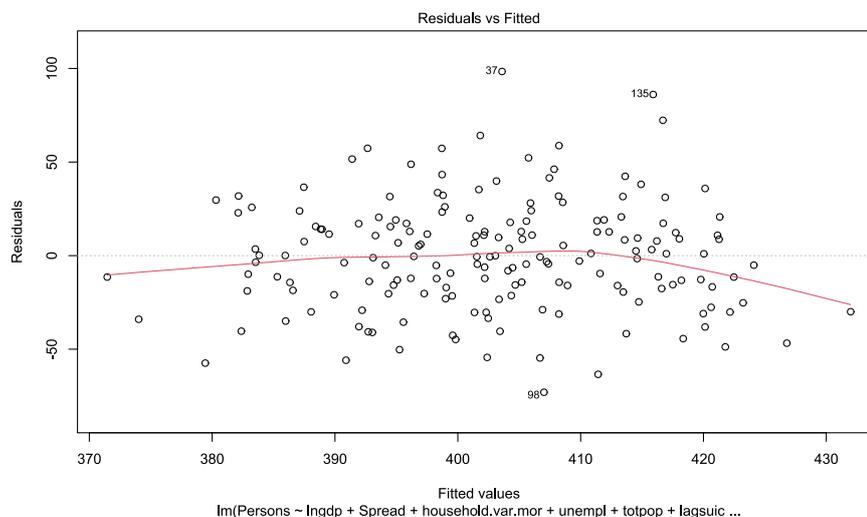


Figura 22 Analisi dei residui del modello di regressione, 1 su 4.

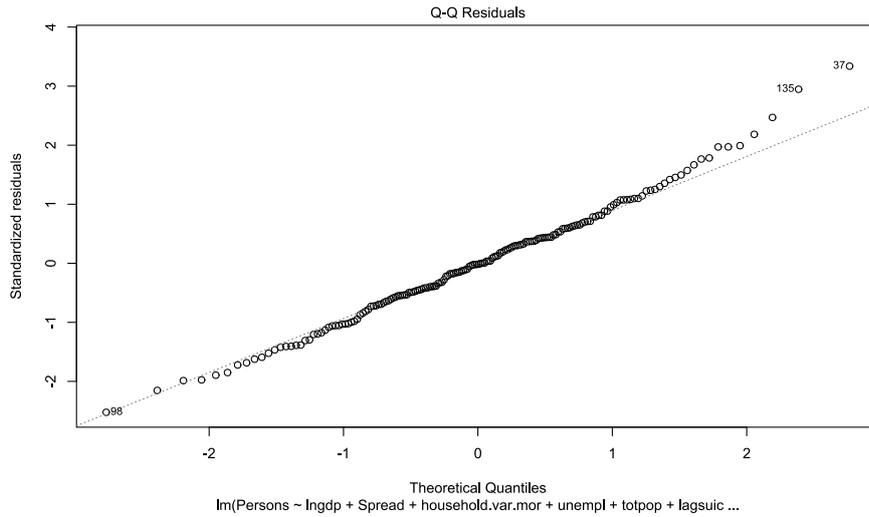


Figura 23 Analisi dei residui del modello di regressione, 2 su 4.

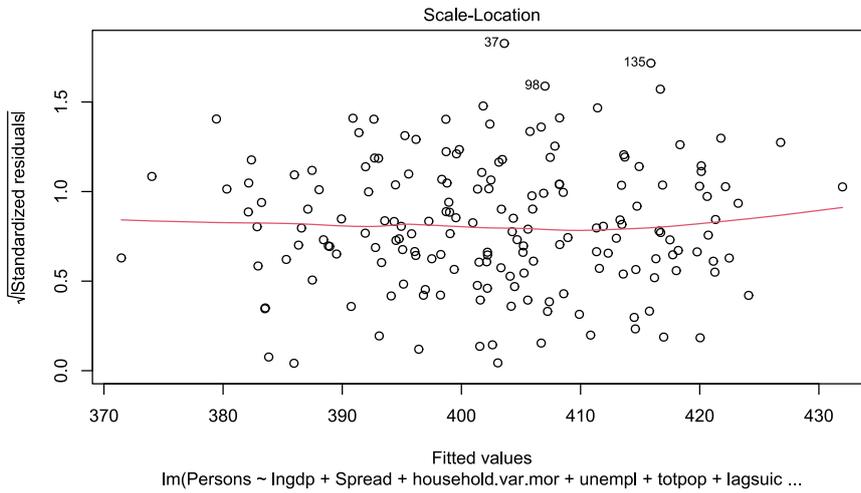


Figura 24 Analisi dei residui del modello di regressione, 3 su 4.

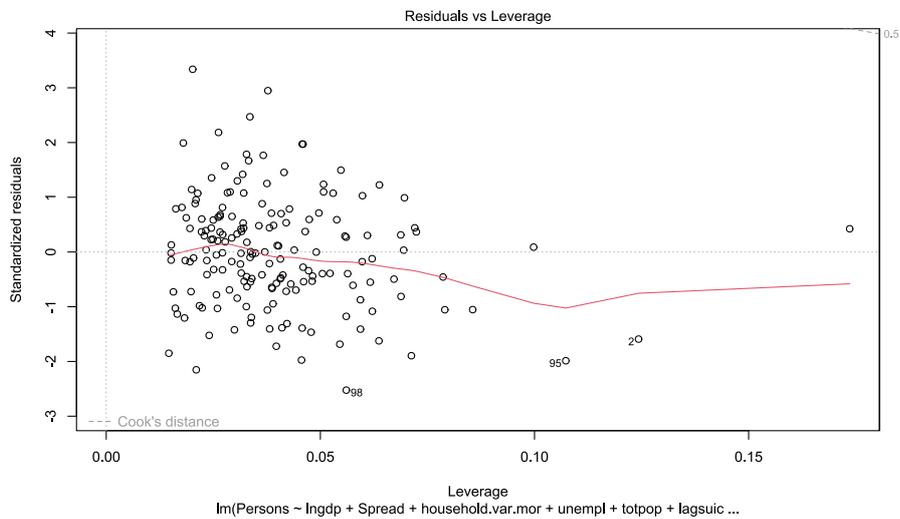


Figura 25 Analisi dei residui del modello di regressione, 4 su 4.

L'analisi più approfondita dei residui ci consente di affermare che, oltre a non esservi indicazioni statisticamente significative riferite a problemi di eteroschedasticità (Figura 24) e autocorrelazione dei residui, non vengono riscontrati problemi di non linearità (Figura 22), di non-normalità dei residui (Figura 23) e di osservazioni outliers che influenzano il modello (Figura 25). Queste conclusioni consentono di proseguire l'elaborato confermando la bontà del modello di regressione con al suo interno il ritardo dei suicidi tra le variabili indipendenti.

I risultati del modello sono i seguenti:

	Dependent variable:		
	Persons (1)	Males (2)	Females (3)
ln_gdp	-513.902*** (162.480)	-404.156*** (139.580)	-109.746* (58.430)
Spread	-7.007 (4.625)	-8.600** (3.973)	1.593 (1.663)
household.var.mor	-3.036 (5.620)	-4.067 (4.828)	1.032 (2.021)
unempl	-2.666 (3.870)	2.181 (3.325)	-4.847*** (1.392)
totpop	0.019*** (0.007)	0.016*** (0.006)	0.003 (0.003)
lagsuicidi	0.202*** (0.074)	0.141** (0.064)	0.060** (0.027)
Constant	1,430.320*** (355.869)	1,040.349*** (305.714)	389.971*** (127.975)
Observations	176	176	176
R2	0.139	0.134	0.203
Adjusted R2	0.109	0.103	0.175
Residual Std. Error (df = 169)	29.776	25.579	10.708
F Statistic (df = 6; 169)	4.564***	4.357***	7.171***
Note:	*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01		

Figura 26 L'impatto di alcuni indici economici e del lag dei suicidi sul numero di suicidi totali, maschili e femminili in Inghilterra e Galles, 2001-2015.

Dai risultati del modello (Figura 26) si evince che risultano significativi allo 0.01 % i parametri riferiti al logaritmo del PIL per l'analisi generale e per il genere maschile, per quanto riguarda il genere femminile il logaritmo del PIL assume un coefficiente minore e un livello di significatività rilevante allo 0.1%. Analizzando i coefficienti il modello suggerisce che a un aumento dell'1% del PIL (dato indicativo considerando che la crescita di un punto percentuale mensile è assai rara) ci si aspetta di ottenere in media 5.13902 suicidi in meno. Un ulteriore coefficiente da analizzare è il tasso di disoccupazione, che risulta non rilevante per la popolazione nel complesso e per il genere maschile mentre assume un livello di significatività

allo 0.01% per il genere femminile. Lo Spread risulta statisticamente significativo allo 0.05% solamente per il genere maschile, mentre il tasso di interesse variabile sui mutui per le famiglie non è rilevante in nessun modello preso in esame. Infine, è importante notare che, la variabile riferita al lag dei suicidi che è stata aggiunta al modello per consentirne la correttezza è rilevante almeno allo 0.05% per tutti e tre i modelli di riferimento.

4.2.1 I Trend e la Stagionalità incidono nel modello?

Si conclude l'analisi integrando al modello di regressione le dummy riferite ai mesi e agli anni per verificare la bontà del modello in assenza di trend e stagionalità, il modello costruito è il seguente:

$$\begin{aligned} \text{suicidi} = & \beta_0 + \beta_1 \text{lngdp} + \beta_2 \text{spread} + \beta_3 \text{householdmortgagesrate} \\ & + \beta_4 \text{unemployment} + \beta_5 \text{population} + \sum_{m=6}^{17} \beta_m \text{month} + \sum_{q=18}^{33} \beta_q \text{year} \\ & + \varepsilon \end{aligned}$$

Per soffermarsi sulle variabili di interesse viene rimosso il lag dei suicidi dalle variabili indipendenti del modello. Si verificano i test di Durbin Watson e Breusch Pagan ponendo un livello di significatività del 95% per entrambi i test.

Durbin-Watson test (suicidi totali)

```
data: model_base_dummy
DW = 1.9799, p-value = 0.5042
alternative hypothesis: true autocorrelation is greater than 0
```

Durbin-Watson test

```
data: model_base_male_dummy (suicidi maschili)
DW = 2.0906, p-value = 0.5042
alternative hypothesis: true autocorrelation is greater than 0
```

Durbin-Watson test

```
data: model_base_female_dummy (suicidi femminili)
DW = 2.138, p-value = 0.5042
alternative hypothesis: true autocorrelation is greater than 0
```

Si accetta l'ipotesi nulla in tutti e tre i modelli che ci consente di assumere che i residui non sono autocorrelati.

studentized Breusch-Pagan test (suicidi totali)

```
data: model_base_dummy
BP = 29.389, df = 29, p-value = 0.445
```

studentized Breusch-Pagan test (suicidi maschili)

```
data: model_base_male_dummy
BP = 40.972, df = 29, p-value = 0.06925
```

studentized Breusch-Pagan test (suicidi femminili)

data: model_base_female_dummy
 BP = 27.716, df = 29, p-value = 0.5331

Si accetta l'ipotesi nulla in tutti e tre i modelli che ci consente di assumere che i residui non sono eteroschedastici.

I risultati del modello sono i seguenti:

	Dependent variable:		
	Persons (1)	Males (2)	Females (3)
lnGdp	452.867 (361.653)	482.006 (299.507)	-29.139 (158.698)
Spread	-1.603 (6.816)	-1.169 (5.645)	-0.433 (2.991)
household.var.mor	-12.214 (9.645)	-9.267 (7.987)	-2.947 (4.232)
unempl	2.172 (10.187)	2.701 (8.436)	-0.529 (4.470)
totpop	-0.023 (0.015)	-0.022* (0.012)	-0.001 (0.006)
Constant	-80.178 (852.984)	-379.094 (706.409)	298.916 (374.300)

utilizzo di dummy riferite ai giorni, ai mesi e agli anni			
Observations	177	177	177
R2	0.499	0.529	0.320
Adjusted R2	0.400	0.436	0.186
Residual Std. Error (df = 147)	24.433	20.234	10.721
F Statistic (df = 29; 147)	5.043***	5.690***	2.387***

Note:	*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01		

Figura 27 L'impatto di alcuni indici economici controllato per trend e stagionalità sul numero di suicidi totali, maschili e femminili in Inghilterra e Galles, 2001-2015.

Dai risultati del modello (Figura 27) si può notare che nessun parametro è statisticamente significativo, questo significa che, se al modello vengono tolti il trend e la stagionalità attraverso l'inserimento delle dummy riferite al mese e all'anno di riferimento, nessuna variabile risulta significativa nello spiegare il numero di suicidi mensili, indipendentemente dal genere di appartenenza. Il risultato ci porta a concludere che le variabili macroeconomiche prese in esame non riescono ad avere un effetto sulla popolazione nel breve periodo e che probabilmente è richiesto un periodo di tempo più lungo affinché le loro variazioni possano incidere nel numero totale di suicidi. Il fatto che questi indicatori a livello mensile vengano stimati e siano disponibili solamente ex-post potrebbe essere un'altra ragione per cui, a differenza dell'incertezza economica, questi indici non abbiano un effetto immediato.

CONCLUSIONE

Servendosi di dati del Regno Unito e di Inghilterra e Galles dal 2001 al 2015, il presente studio ha analizzato in modo trasversale l'effetto dell'andamento dell'economia sul numero di suicidi in Inghilterra e Galles.

Inizialmente, è stato osservato dagli indici di posizione condizionali e dai test d'ipotesi che l'incidenza della crisi finanziaria del 2008 non ha avuto un impatto significativo sul numero totale dei suicidi della popolazione nel suo complesso, ma è stata correlata ad un aumento dei suicidi maschili. In secondo luogo, lo studio si è concentrato sul rapporto tra suicidi ed incertezza economica, grazie allo studio di Vandoros, Avendano e Kawachi (2019) si è notato come l'incertezza economica giornaliera abbia avuto un effetto significativo sul numero di suicidi. Questa significatività è emersa indipendentemente dal genere, nonostante i coefficienti femminili ottenuti siano inferiori rispetto ai coefficienti maschili, inoltre è stato inserito un confronto tra l'indice di incertezza economica classico utilizzato nello studio sopracitato e l'indice di incertezza proveniente da Twitter (TEU). Quest'ultimo ha confermato la significatività dei coefficienti per il totale dei suicidi e per il genere maschile, ma soprattutto ha evidenziato una mancanza di significatività dei lag portandoci a pensare che, a differenza dell'indice classico, nei social network il tempo di ricezione delle notizie sull'incertezza economica da parte degli individui sia immediato. Nella parte finale si è costruito un modello di regressione su dataset mensili che potesse dare qualche indicazione sui principali effetti delle variazioni degli aggregati macroeconomici sul numero di suicidi. Il modello senza le dummy riferite ai mesi e agli anni ha rilevato significatività per alcune variabili, ma all'inserimento delle dummy per il controllo del trend e della stagionalità, nessun coefficiente è risultato statisticamente significativo.

I principali risultati ottenuti sono diversi, innanzitutto si è osservato come nel breve periodo l'incertezza economica giornaliera abbia avuto un impatto maggiore sul numero dei suicidi rispetto agli indici economici mensili, mantenendo una forte significatività nonostante la presenza di variabili dummy per il controllo del trend e della stagionalità. Questo può essere dovuto al riscontro immediato dell'incertezza economica sulla popolazione a differenza degli indici che vengono pubblicati a cadenza trimestrale o annuale e sono soggetti a modifiche successive. Infine, per tutta l'analisi condotta, a partire dal test d'ipotesi fino al valore dei coefficienti dei modelli, si è vista la minor incidenza della crisi finanziaria e dell'andamento delle variabili economiche sul numero dei suicidi femminili rispetto a quelli maschili.³

³Parole utilizzate: 8550.

BIBLIOGRAFIA

- ANTONAKAKIS, N., COLLINS, A., 2015. The impact of fiscal austerity on suicide mortality: Evidence across the 'Eurozone periphery'. *Social Science & Medicine*, Volume 145, Pages 63-78.
- ANTONAKAKIS, N., GUPTA, R., 2017. Is Economic Policy Uncertainty Related to Suicide Rates? Evidence from the United States. *Social Indicator Research*, 133, Pages 543–560.
- BÖCKERMAN, P., JOHANSSON, E., HELAKORPI, S., PRÄTTÄLÄ, R., VARTIAINEN, E., UUTELA, A., 2007. Does a slump really make you thinner? Finnish micro-level evidence 1978–2002. *Health Economics*, 16, Pages 103-107.
- BOTHA, F., NGUYEN, V.H., 2022. Opposite nonlinear effects of unemployment and sentiment on male and female suicide rates: Evidence from Australia. *Social Science & Medicine*, Volume 292.
- BRANAS, C.C., KASTANAKI, A.E., MICHALODIMITRAKIS, M., *et al.*, 2015. The impact of economic austerity and prosperity events on suicide in Greece: a 30-year interrupted time-series analysis. *BMJ Open*, 5(1), p.e005619.
- BÜNNINGS, C., KLEIBRINK, J., WEßLING, J., 2015. Fear of Unemployment and its Effect on the Mental Health of Spouses. *Health economics*, 26.
- CAROLI, E., GODARD, M., 2016. Does job insecurity deteriorate health? *Health Economics*, 25, Pages 131–147.
- CHARLES, K.K., DECICCA, P., 2008. Local labor market fluctuations and health: is there a connection and for whom? *Journal of Health Economics*, 27(6), Pages 1532-1550
- CLAVERIA, O., 2022. Global economic uncertainty and suicide: Worldwide evidence. *Social Science & Medicine*, Volume 305.
- COOPE, C., GUNNELL, D., HOLLINGWORTH, W., HAWTON, K., KAPUR, N., FEARN, V., WELLS, C., METCALFE, C., 2014. Suicide and the 2008 economic recession: Who is most at risk? Trends in suicide rates in England and Wales 2001–2011. *Social Science & Medicine*, Volume 117, Pages 76-85.
- DE BRUIN, A., AGYEMANG, A., CHOWDHURY, H.I.M.D., 2020. New insights on suicide: uncertainty and political conditions. *Applied Economics Letters*, 27:17, Pages 1424-1429.
- DE LEO, D., BILLE-BRAHE, U., KERKHOF, A., & SCHMIDTKE, A., 2004. Suicidal behaviour: Theories and research findings. *Hogrefe & Huber Publishers*.
- DE VOGLI, E., MARMOT, M., STUCKLER, D., 2013. Excess suicides and attempted suicides in Italy attributable to the great recession. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 67, Pages 378-379.
- GILI, M., ROCA, M., BASU, S., MCKEE, M., STUCKLER, D., 2013. The mental health risks of economic crisis in Spain: evidence from primary care centres, 2006 and 2010. *European Journal of Public Health*, 23(1), Pages 103-108.
- HARPER, S., BRUCKNER, A.T., 2017. Did the Great Recession increase suicides in the USA? Evidence from an interrupted time-series analysis, *Annals of Epidemiology*, Volume 27, Issue 7, Pages 409-414.

- HARPER, S., et al., 2015. Economic downturns and suicide mortality in the USA, 1980–2010: observational study. *International Journal of Epidemiology*, Volume 44, Issue 3, Pages 956–966.
- HOULE, N.J., LIGHT, T.M., 2017. The harder they fall? Sex and race/ethnic specific suicide rates in the U.S. foreclosure crisis, *Social Science & Medicine*, Volume 180, Pages 114-124.
- IGLESIAS-GARCÍA, C., SÁIZ, A.P., BURÓN, P., SÁNCHEZ-LASHERAS, F., JIMÉNEZ-TREVIÑO, L., FERNÁNDEZ-ARTAMENDI, S., AL-HALABÍ, S., CORCORAN, P., GARCÍA-PORTILLA P.M., BOBES, J., 2017. Suicide, unemployment, and economic recession in Spain. *Revista de Psiquiatría y Salud Mental (English Edition)*, Volume 10, Issue 2, Pages 70-77.
- JÓNSDÓTTIR, S., ÁSGEIRSDÓTTIR, TL., 2014. The effect of job loss on body weight during an economic collapse. *The European Journal of Health Economics*, 15(6), Pages 567-576.
- LOPEZ BERNAL, J., GASPARRINI, A., ARTUNDO, C.M., MCKEE, M., 2013. The effect of the late 2000s financial crisis on suicides in Spain: an interrupted time-series analysis. *European Journal of Public Health*, 23(5), Pages 732-736.
- MARGERISON-ZILKO, C., GOLDMAN-MELLOR, S., FALCONI, A. et al., 2016. Health Impacts of the Great Recession: a Critical Review. *Current Epidemiology Report*, 3, Pages 81–91.
- NORDT, C., WARNKE, I., SEIFRITZ, E., KAWOHL, W., 2015. Modelling suicide and unemployment: a longitudinal analysis covering 63 countries, 2000–11. *The Lancet Psychiatry*, Volume 2, Issue 3, Pages 239-245.
- NORSTRÖM, T., GRÖNQVIST, H., 2015. The Great Recession, unemployment and suicide. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 69(2), Pages 110-116.
- REEVES, A., STUCKLER, D., MCKEE, M., GUNNELL, D., SHU-CHANG, S.S., BASU, S., 2012. Increase in state suicide rates in the USA during economic recession. *The Lancet*, Volume 380, Issue 9856, Pages 1813-1814.
- RUHM, C.J., 2000. Are Recessions Good for Your Health? *The Quarterly Journal of Economics*, Volume 115, Issue 2, Pages 617–650.
- RUHM, C.J., BLACK, W.E., 2002. Does drinking really decrease in bad times? *Journal of Health Economics*, 21(4), Pages 659-678.
- STUCKLER, D., BASU, S., SUHRCKE, M., COUTTS, A., MCKEE, M., 2009. The public health effect of economic crises and alternative policy responses in Europe: an empirical analysis. *The Lancet*, 374(9686), Pages 315-323.
- VANDOROS, S., AVENDANO, M., KAWACHI, I., 2019. The association between economic uncertainty and suicide in the short-run. *Social Science & Medicine*, 220, Pages 403-410.
- VANDOROS, S., KAWACHI, I., 2021. Economic uncertainty and suicide in the United States. *European Journal of Epidemiology*, 36, Pages 641–647.
- VÄRNIK, A., KÖLVES, K., VAN DER FELTZ-CORNELIS C.M., et al., 2008. Suicide methods in Europe: a gender-specific analysis of countries participating in the “European

Alliance Against Depression". *Journal of Epidemiology & Community Health*, 62, Pages 545-551.

SITOGRAFIA

BAKER, S. R., BLOOM, N., DAVIS, S.J., 2016. "Measuring Economic Policy Uncertainty," *Quarterly Journal of Economics*, 131, Pages 1593-1636. Disponibile presso: http://www.policyuncertainty.com/media/EPU_BBD_Mar2016.pdf

BAKER, S.R., BLOOM, N., DAVIS, S.J., RENAULT, T., 2021. Twitter-Derived Measures of Economic Uncertainty. Disponibile presso: https://www.policyuncertainty.com/media/Twitter_Uncertainty_5_13_2021.pdf

DAVIS, S.J, 2016. An Index of Global Economic Policy Uncertainty, *Macroeconomic Review*. Disponibile presso: <http://www.nber.org/papers/w22740>

FRED. Bank of England, Household Variable Mortgage Rate in the United Kingdom [HVMRUKM], Federal Reserve Bank of St. Louis; Disponibile presso: <https://fred.stlouisfed.org/series/HVMRUKM>

INVESTING. Rendimento Obbligazione UK 3 mesi. Disponibile presso: <https://it.investing.com/rates-bonds/uk-3-month-bond-yield>

INVESTING. Rendimento Obbligazione UK 30 anni. Disponibile presso: <https://it.investing.com/rates-bonds/uk-30-year-bond-yield>

OFFICE FOR NATIONAL STATISTICS. Monthly index of gross domestic product in the United Kingdom from January 1997 to May 2023 (2019=100). In Statista. Disponibile presso: <https://www.statista.com/statistics/1175538/monthly-gdp-uk/>

OFFICE FOR NATIONAL STATISTICS. Population Estimates. Disponibile presso: <https://www.ons.gov.uk/peoplepopulationandcommunity/populationandmigration/populationestimates>

OFFICE FOR NATIONAL STATISTICS. Suicide in the United Kingdom. Disponibile presso: <https://www.ons.gov.uk/peoplepopulationandcommunity/birthsdeathsandmarriages/deaths/datasets/suicidesintheunitedkingdomreferencetables>

OFFICE FOR NATIONAL STATISTICS. Unemployment. Disponibile presso: <https://www.ons.gov.uk/employmentandlabourmarket/peoplenotinwork/unemployment>

ORGANIZZAZIONE MONDIALE DELLA SANITÀ. 2017. Scheda informativa. Disponibile presso: [Suicide \(who.int\)](https://www.who.int)