



ESRI Discussion Paper Series No.317

---

著名人の自殺に関する報道が自殺者数に与える影響：  
警察庁の自殺統計を用いた分析

上田 路子

February 2015



内閣府経済社会総合研究所  
Economic and Social Research Institute  
Cabinet Office  
Tokyo, Japan

論文は、すべて研究者個人の責任で執筆されており、内閣府経済社会総合研究所の見解を示すものではありません（問い合わせ先：<https://form.cao.go.jp/esri/opinion-0002.html>）。

ESRI ディスカッション・ペーパー・シリーズは、内閣府経済社会総合研究所の研究者および外部研究者によって行われた研究成果をとりまとめたものです。学界、研究機関等の関係する方々から幅広くコメントを頂き、今後の研究に役立てることを意図して発表しております。

論文は、すべて研究者個人の責任で執筆されており、内閣府経済社会総合研究所の見解を示すものではありません。

**The views expressed in “ESRI Discussion Papers” are those of the authors and not those of the Economic and Social Research Institute, the Cabinet Office, or the Government of Japan.**

# 著名人の自殺に関する報道が自殺者数に与える影響：警察庁の自殺統計を用いた分析<sup>1</sup>

上田路子<sup>2</sup>

## 要旨

芸能人などの著名人の自殺に関する報道の後に自殺者数が増加する現象は「ウェルテル効果」と呼ばれ、各国でその存在が確認されている。しかし、データの制約もあり、日本における「ウェルテル効果」については研究が進んでいないのが現状である。特に、どのような属性を持つ人が自殺報道の影響を受けやすいのかについては明らかになっていない。本研究は、自殺者数の日別データを用い、著名人の自殺に関する報道がなされた直後に自殺者数がどのように変化するかについて他の要因の影響を排除した上で推定する。なかでも報道後に自殺した人の属性ごと（男女別、年齢階級別、未遂歴別、自殺の原因・動機別、職業別）に分析をすることによって日本における「ウェルテル効果」の特徴を明らかにする。分析に用いた自殺者数のデータは2009年から2013年の警察庁の自殺統計原票データを内閣府自殺対策推進室が特別集計したものである。

自殺者の年齢グループ別に分析を行った結果、海外における研究では若者が自殺報道を受けて模倣行為に走ると言われてきたが、本研究ではむしろ中高年の自殺者数のほうが報道後に増加するという結果が得られた。また、職業別分析によって、自営業者、被雇用者、そして無職者（なかでも年金・雇用保険等生活者）の自殺者数が自殺報道後に増加する傾向にあることが明らかになった。さらに、著名人のタイプ（職業グループ）別に分析を行ったところ、政治家と芸能人の自殺に関する報道の影響が大きく、また影響を受ける傾向の強いグループも著名人のタイプによってかなり異なることが明らかになった。例えば、政治家の自殺が報じられた後には「被雇用者・勤め人」や60代の自殺者数が増える一方、芸能人の自殺報道の後には、40代、50代の主婦や年金・雇用保険等生活者の自殺者数が増加する傾向が確認された。

---

<sup>1</sup> 本稿を公表するに際し内閣府経済社会総合研究所のESRIセミナーでの報告において、参加者の皆様から貴重なコメントをいただいた。ここに記して感謝申し上げます。なお、本稿で示した見解はすべて筆者個人の見解であり、所属機関の見解を示すものではない。

<sup>2</sup> シラキュース大学 リサーチ・アシスタント・プロフェッサー、内閣府経済社会総合研究所 客員研究員

# Who is most affected by media reporting of suicide? -- Evidence from Japan.

Michiko Ueda

## Abstract

A growing body of literature has shown that the number of suicide attempts tend to increase following media reports of suicide by prominent figures, including celebrities. However, relatively little is known about the characteristics of individuals who are most likely to be affected by media reporting of suicide, partly due to the scarcity of detailed information on the deceased. This paper analyzes data on suicide deaths collected by the National Policy Agency of Japan in order to understand the characteristics of the most vulnerable demographic groups. The data collected by the National Police Agency include age, sex, and occupation of the deceased, reasons/motives behind suicide (based on police investigation), and the presence of previous suicidal attempts by the deceased. The analysis uses daily counts of suicide in the period of 2009 to 2013. Included in the analysis were 30 prominent figures whose death by suicide was reported in the media.

## 1 はじめに

現代の日本において、自殺は最も深刻な社会問題の一つである。毎年2万5千人を超える人々が自ら命を絶つという事態は、様々な形で日本の社会に重要な影響を与えている。特に、自殺がもたらす「負の外部性」の規模は大きい。例えば、鉄道自殺が引き起こす列車遅延は鉄道会社や多数の旅客の日常活動に対して多大な負の外部性を生み出しており、また自殺によって社会の構成員を失うことは、大規模な社会経済的損失をもたらしている（澤田、上田、松林 2013）。本研究ではこのような自殺の「負の外部性」の中でも、自殺に関する報道がさらなる自殺を誘発する可能性に注目し、自殺報道の影響についての実証分析を行う。

著名人の自殺や一家心中、いじめ自殺などの大きく報道されるような自殺の場合、報道をきっかけに自殺が広がっていく可能性がある。著名人の自殺の後に一般の人の自殺が増える傾向は社会学者の Phillips によって「ウェルテル効果」と名づけられ、1970年代以降世界各国の研究で確認されている。しかし、日本における「ウェルテル効果」についての研究は、データの制約もあり、進んでいないのが現状である。本研究は、これまでの研究をさらに発展させ、著名人の自殺が報じられた後にどのような属性を持つ自殺者が増加するかについて分析する。これにより、どのようなメディアにおける報道に特に配慮が必要であるか、そして著名人の自殺が報道された後にどのような人々の自殺の危険に注意すべきか、といった点が明らかになるであろう。

自殺に関するセンセーショナルな報道はいまだに多くなされていること、著名人の自殺報道は非常に大きな負の外部性を持つ可能性を持つことを考えると、報道が自殺者数に与える影響を分析し、さらにその結果をもって今後の報道のあり方を考察することは社会的に意義のある研究であると考えられる。

## 2 先行研究

ある人物の自殺が何らかの媒体によって発表・報道されたことを契機に自殺者数が増加することは、200年以上前にゲーテの「若きウェルテルの悩み」出版をきっかけに知られるようになったと言われているが、学術的な研究が進んだのは過去50年くらいのことである。

一連の研究の嚆矢であると考えられる Motto (1967, 1970) は、新聞がストライキなどの理由で一定期間発行されなかった（つまり自殺に関する記事が一定期間掲載されなかった）事実を利用して、新聞が発行されない間自殺率が低下する場合もあることを明らかにした。それとは逆のアプローチを取ったのが Phillips (1974) で、彼は新聞に自殺に関する記事が大きく掲載された後に自殺率が上がるかどうかを検証している。具体的には、米ニューヨークタイムス紙の一面に自殺に関する記事が載った月とそうでない月を比較し、記事が掲載された月には自殺者数が増える傾向にあることを示し、Phillips はそれを「ウェルテル効果」と名付けた。

Phillips論文がその後の研究に与えた影響は非常に大きく、70年代後半からは彼の論文の発展、改善を中心にして研究が進んでいった（代表的なものとして、Wasserman 1984; Stack 1987, 1990）。その後研究の対象は、新聞だけでなく、テレビ、本（自殺の方法についての本）、インターネットなどにも広がっている。2010年1月までに少なくとも97の論文が発表されており、一連の研究はほぼ「ウェルテル効果」の存在を示唆するものとなっている（Pirkis and Blood 2010）。複数の論文の結果をまとめて分析したメタ分析の結果も、同様の結果を示している（Stack 2000, 2005, 2009; Niederkrotenthaler et al. 2012）。例えば、10の論文で得られた結果を合わせて分析（メタ分析）したNiederkrotenthaler et al. (2012)によると、著名人の自殺に関する報道があった後に、自殺率（人口10万人当たり自殺者数）は0.26上昇するという結果となった。

また、一般の人の自殺に関する記事よりも、著名人の自殺に関する記事のほうが影響は大きいことが知られている（例えばWasserman 1984; Stack 1987）。実際、これまでの研究のほとんどが著名人の死、なかでも芸能人の死に関する報道を分析の対象としている。また、報道後には比較的若い人の自殺率が増加すること、また男女によって異なる影響が見受けられること、そして報道での取り上げられ方が大きければ大きいほど影響力が強いことも多くの研究によって報告されている（Pirkis and Blood 2010）。研究は主にアメリカのデータを用いて行われてきたが、他国においても「ウェルテル効果」の存在は確認されており、これまでに少なくともドイツ、カナダ、韓国、台湾、香港、日本、オーストラリアで自殺に関する報道の後に自殺率が上昇すると報告されている（Ishii 1990; Stack 1996; Tousignant et al. 2005; Pirkis et al. 2006; Yip et al. 2006; Cheng et al. 2007; Fu and Yip 2009; Niederkrotenthaler et al. 2009; Chen et al. 2010; Chen et al. 2012; Chen, Chen, and Yip 2011; Hegerl et al. 2013; Fu and Chan 2013）。

自殺に関する報道の後に自殺が増加する傾向は、これまで主に社会的学習理論（social learning theory）によって説明されてきた（Blood and Pirkis 2001）。例えば、以前に自殺を考え、何らかの理由で思いとどまった人が、著名人の自殺が美化されて報道されたのを見て、自殺を社会的に許容されるものと「学習」し、自分も自殺に及ぶというのはその一例である。この理論の前提として、模倣自殺をする人はモデル（例えば自殺をした著名人）に何らかのかたちで同一化、あるいは共鳴（identify）していると考えられている。モデルの対象としては、対象が自分より優れている人の場合（vertical identification、例えば芸能人）、そして自分と似た人、あるいは似た悩みを抱える人の場合（horizontal identification）が考えられている。芸能人の自殺に関する報道の影響が一般の人の自殺に関する報道よりも大きいのはvertical identificationによって説明されるが、この二つは必ずしも相互排他的なものではなく、両方の要素に影響を受ける可能性はあると指摘されている（Lee et al. 2014）。

一連の研究に関してはいくつかの課題が指摘されている。一つは、ほとんどの研究が月次データを用いているため、報道のタイミングと自殺率増加のタイミングを正

確に把握することが困難であるという点である。したがって、報道より後に自殺率が上がっていることを示すことが困難であり、自殺報道が自殺者数の増加をもたらしているという因果関係を示すことができないことが多い。ただ、自殺者数の日別データを用いた場合、報道と自殺者数増加のタイミングを正確に比較できるため、この問題はほぼ解決することができる。

もう一つの問題点は報道後に自殺した人々が実際に報道に接していたのか不明であるという点である。確かに、これまでの研究は個人データではなく、集計データを用いてきたため、この点について確認することは不可能であるし、仮に個人データが入手できたとしても、自殺で亡くなった人が生前報道を見ていたことを検証することはほぼ不可能であろう。しかし、この点についても、日別データを用いて報道のタイミングと自殺のタイミングが正確にわかれば、ある程度問題は解決すると思われる。この意味で、日別データを分析に使用することは非常に重要である。

過去の研究は主に海外で行われてきたが、日本の自殺を対象とした先行研究も存在する。その主なものは *Ishii (1990)* と *Stack (1996)* である。両者とも月次データを用い、新聞に自殺に関する記事が載った月に自殺率が増えることを確認している。しかし、他の研究と同様に、自殺者に関するデータが月次データであり、自殺者数がどのタイミングで増えるかは不明のままであった。また、両論文の分析対象となったデータはかなり昔のものであり、彼らの知見が現在でも当てはまるかどうかについては明らかでない。

日本における自殺報道の影響について検証した最新の論文は *Ueda, Mori, and Matsubayashi (2014)* である。この論文は 1989 年から 2010 年に自殺で亡くなった 109 人の「著名人」（定義については後述）を取り上げ、これら 109 名の自殺についての報道後に自殺者数が平均してどの程度増加しているかを分析している。自殺者数のデータとしては、人口動態統計に基づく日別データを用いており、その結果自殺報道の報道後 10 日間に自殺者数は 5.5 パーセント上昇することが明らかになっている。また、著名人の職業別に影響を見ると、政治家（分析対象は 7 名）の自殺に関する報道の影響が一番大きく、報道後 10 日に平均して 14.8 パーセント自殺者数が増加することが示されている。地方自治体の長、企業経営者の自殺についての報道後も 6-7 パーセント自殺者数が増加し、芸能人が自殺で亡くなった場合、増加率は 4.7 パーセントであった。

彼らの論文では字数の制限もあり、どのような属性を持つ人たちが自殺報道の影響を受けやすいかについては触れられていない。先に見たように、海外の研究では、例えば報道後には若年層の自殺率が特に増加しやすいなどの知見も得られている。そこで、本論文は自殺報道の後にどのような属性を持つ人たちの自殺が増えるのかを中心に検討する。具体的には、年齢別、職業別、未遂歴別、原因・動機別に集計した日別の自殺者数を自殺報道の有無によって説明する。特に、詳細な職業情報、自殺未遂歴、自殺の原因・動機については人口動態統計では調査されておらず、警察庁の自殺統計によってしか分析することができない貴重なものである。さらに、人口動態統計の死亡票は死亡統計であるため、死亡日しか記載されていないが、警

察庁の自殺統計原票には死亡日だけでなく、自殺日も記載されている。したがって、人口動態統計よりも正確に報道の影響のタイミングを把握することができると考えられる。

### 3 データとモデル

#### 3.1 著名人の自殺のデータ

本分析を行うにあたっては、まず研究対象となる「著名人」の定義をする必要がある。これまでの研究では「著名人」が明示的に定義されている例は少なく、多くの場合研究者が特定の著名人（多くは芸能人）の死をなんらかの理由で選び、その影響を測るといった方法が取られていた。しかし、この方法は影響が大きいと予想される著名人の死を研究者が取り上げることが多いと思われることから、報道の影響の大きさが過大に評価される可能性がある。本稿では、Ueda, Mori, and Matsubayashi (2014)と同様に、著名人を「（最低限）訃報が全国紙に載った人」と定義し、著名人の選定に用いる全国紙としては記事データベースが充実している読売新聞を採用した。

Ueda, Mori, and Matsubayashi (2014)においては、読売新聞の記事データベースを「自殺」というキーワードを用いて検索し、1989年から2010年に掲載された自殺関連の記事をすべて集めている。文化面に掲載された記事や死亡者の年齢が載っていない記事を排除する（有名人の死亡記事には必ず年齢が載るため）などして、最終的に残った3600余りの記事を著者3人がすべて読み、自殺によって亡くなった109名の「著名人」のリストを作成するという方法が取られている。この際、訃報が全国紙に載ったとしても、本人が有名でないケース（例えば政治家の秘書）や犯罪行為のみによって名が知られている人などは「著名人」として扱わないこととされた。

このようにして作成された著名人のリストと、Wikipediaの「自殺・自害・自決した日本の著名人一覧」というページの「自殺した日本の著名人一覧」欄<sup>3</sup>に掲載されている著名人を比較したところ、新聞記事をもとにしたリストよりもWikipediaに掲載された数のほうが多く（204人）、Wikipediaに載っていて我々のリストに残らなかった人物は100名いた。それらはほとんどが地方版にしか訃報が載らなかったケースであった。反対に、同期間中その自死が読売新聞に載っていてWikipediaに載っていなかった人物は5名であるが、そのうち2人は「その自殺に強い疑義がある者」として同ページの別の欄に載っており、他のものについては漢字の表記間違いであった。つまり、Wikipediaのリストのほうがより多くの著名人について掲載されており、ほぼ掲載漏れがないと考えられる。

---

<sup>3</sup> <http://ja.wikipedia.org/wiki/自殺・自害・自決した日本の著名人一覧>（最終アクセス日：2015年1月22日）



本研究で使用する著名人のリストについては、2009年より2010年の2年間に自殺によって亡くなった人物のリスト（11名）については Ueda, Mori, and Matsubayashi (2014) で作成したものをそのまま利用した。2011年から2013年については、上記のように Wikipedia リストはかなり正確であることから、Wikipedia に載っている人物名を「ヨミダス」で検索し、読売新聞に死亡記事が掲載されたかどうかを確認した。2011年から2013年に自殺で死亡したと Wikipedia に掲載されている人物 32人のうち、読売新聞に訃報が掲載されていなかった 13名については排除した。この方法で、2011年から2013年に自殺によって亡くなった 19名のリストを作成した。

最終的に本稿の分析中に含まれる 30人の「著名人」には、政治家（主に国会議員、5人）、地方自治体の長（1人）、芸能人（15人）、スポーツ選手（1人）、会社経営者（5人）、ジャーナリスト・評論家（3人）が含まれている。なお、Ueda, Mori, and Matsubayashi (2014)と同様に、死亡時にその職についていたかどうかは問わなかったため、これら 30名の中には例えば長く芸能活動を停止していた芸能人や元政治家なども含まれている。

### 3.2 自殺者数のデータ

本研究で用いた自殺者数のデータは警察庁の自殺統計原票データを内閣府自殺対策推進室が特別集計したものである。自殺者の発見日ベースではなく、死亡日ベースの全国データを使用した。2009年1月から2013年12月のそれぞれの日付における自殺者数の合計を属性別（性別、年齢階級別、原因・動機別、職業別、未遂歴別など）に集計したデータを内閣府経済社会総合研究所経由で提供を受けた。

分析期間中の一日の平均自殺者数は 79.05（標準偏差 15.72）であり、そのうち 54.67人が男性であった。一日の自殺者数は一番少ない日で 21人、一番多い日で 145人であった。属性別の記述統計は表 1 に掲載されている。

表 1：記述統計

	平均	標準偏差	最小値	最大値
自殺者数（総数）	79.05	15.72	21	145
自殺者数（男性）	54.67	12.69	11	116
自殺者数（女性）	24.38	5.86	9	56
20歳未満	1.55	1.33	0	9
20-29歳	8.35	3.22	1	23
30-39歳	11.17	3.96	0	26
40-49歳	12.89	4.21	1	33
50-59歳	14.09	5.07	1	38
60-69歳	14.23	4.44	2	31
70-79歳	9.86	3.41	0	22
80歳以上	6.60	2.79	0	18

自営業者・家族従業者	6.98	3.24	0	19
被雇用者・勤め人	21.58	6.64	5	54
学生・生徒	2.54	1.69	0	9
無職者	46.58	9.45	13	95
主婦	5.87	2.60	0	19
失業者	4.45	2.52	0	15
年金・雇用保険等生活者	16.48	4.63	2	33
その他の無職者	19.48	5.34	6	49
自殺未遂歴あり	15.44	4.42	3	37
自殺未遂歴なし	46.68	10.48	11	90
自殺未遂歴不詳	16.93	5.32	3	40
原因・動機：家庭問題	11.22	3.93	1	29
原因・動機：健康問題	39.35	8.83	11	79
原因・動機：経済・生活問題	16.57	7.22	2	49
原因・動機：勤務問題	6.71	3.24	0	21
原因・動機：男女問題	2.81	1.75	0	11
原因・動機：学校問題	1.05	1.20	0	8
原因・動機：その他	4.06	2.15	0	13
原因・動機：不詳	20.04	5.72	5	48

### 3.3 モデル

自殺報道後における自殺者数の変化を分析するために、従属変数として日別の自殺者数を用いた。従属変数は、分析の種類により、全自殺者数、男性の自殺者数、年齢が20代の自殺者数など属性別に集計された結果を使用する。分析単位は各年月日であり、5年間分の日別データであるので観察数は1826である。自殺者数はポアソン分布に従うことから、推定にはポアソンモデルを使用した。

説明変数は各著名人について自殺報道初日を含む10日間に1の値を取るダミー変数である。例えば、仮に2010年1月1日に自殺で亡くなった著名人がいるとすると、2010年1月1日から1月10日までの日付が1となり、その前後は0となる。このダミー変数は自殺報道がなかった時期に比べて報道後10日間に平均してどれだけ自殺者数が増えているかを示している。もし報道以降に自殺者数が増えるのであれば、ダミー変数の係数は正になるはずである。なお、自殺についての第一報以降でないと影響はないと考えられるため、ダミー変数の始まりは著名人が死亡した日ではなく、報道初日となっている。なお、報道後10日という基準は、報道後約10日間影響が続くというUeda, Mori, and Matsubayashi (2014)の結果によっているが、報道後21日間の影響を見ても基本的な結論は変わらない。

自殺者数は季節や曜日によって変動し、また失業率など経済状況にも影響を受けるため、モデルに年月、日付、曜日のそれぞれの固定効果（ダミー変数）を含めることによって、これら他の要因の影響を可能な限り排除した。例えば、2011年1月の

固定効果はその月の属性（例えば失業率や天候）の自殺者数への影響を統制している。さらに、これら固定効果は、人口の年齢構造の変化の影響も制御している。つまり、推定の際には、自殺者数に影響を与えると考えられる他の要因を可能な限り排除した上で、自殺報道の自殺者数への影響を測っていることになる。

## 4 結果

### 4.1 全著名人を分析に含めた結果

上記のモデルを全年齢の自殺者について全数、男女別に推計したものを表 2 の左上に掲載する。本節では、分析期間中に自殺によって亡くなった 30 人すべてを分析に含めている。したがって、推定される係数は、これら 30 人の自殺に関する報道の後、平均してどれだけ自殺者数が変化したかを示している。

解釈がしやすいよう、係数は **Incidence Rate Ratio (IRR)** に変換し、表に掲載された係数に 100 をかければ変化率になるように表示してある。結果によると、著名人についての自殺報道があった後 10 日間に、総自殺者数は自殺報道がなかったときに比較して平均で 4.6% 増加する。推定値の大きさは **Ueda, Mori, and Matsubayashi (2014)** で得られたものよりも若干小さいが同規模である。男女別に見ると、男性の自殺者数は 4.42%、女性の自殺者数は 5.09% 増加するという結果となった。いずれの結果も統計的に有意である ( $p < 0.01$ )。

表 2 には年齢階級別の分析結果も掲載されている。これは従属変数を各年齢階級の自殺者数としたものであり、説明変数はこれまでと同じく自殺報道後 10 日間のダミー変数、及び各種固定効果である。男女合わせた総自殺者数の結果によると 20 代、50 代、60 代の自殺者が報道後に統計的に有意に増加するという結果を得た。男女別に見ると、特に 60 代の男性の自殺者数は報道後 10 日間に平均して 9.29% 増加すると推定された。20 代、50 代に関しては、男女別に推定すると統計的に有意な結果とはならないが、これは男女別に分けるとそれぞれのグループの自殺者数が少なくなってしまうことが理由の一つであると思われる<sup>4</sup>。

---

<sup>4</sup> 表 1 には掲載されていないが、20 代の日当たり平均自殺者数は、男性が 5.88、女性が 2.47 である。50 代については、男女それぞれ 10.59、3.50 となっている。

表 2：著名人の自殺に関する報道後 10 日間の自殺者数の変化（全年齢、年齢階級別）

	全年齢		20 歳未満	20-29 歳	30-39 歳
総数	0.0461** (0.00931)		-0.0328 (0.0668)	0.0592* (0.0286)	0.0419 (0.0248)
男性	0.0442** (0.0112)		-0.0285 (0.0818)	0.0446 (0.0342)	0.0326 (0.0297)
女性	0.0509** (0.0167)		-0.0453 (0.116)	0.0921 (0.0524)	0.0629 (0.0450)
	40-49 歳	50-59 歳	60-69 歳	70-79 歳	80 歳以上
総数	0.0316 (0.0231)	0.0510* (0.0220)	0.0672** (0.0218)	0.0473 (0.0264)	0.0250 (0.0327)
男性	0.0124 (0.0269)	0.0396 (0.0255)	0.0929** (0.0261)	0.0506 (0.0335)	0.0437 (0.0444)
女性	0.0837 (0.0447)	0.0849 (0.0435)	0.00846 (0.0397)	0.0426 (0.0428)	0.00287 (0.0484)

注：2009 年から 2013 年の警察庁の自殺統計原票に基づく日別データを用い、ポアソン回帰分析で得られた係数を Incidence rate ratio として表示。括弧内は標準誤差。年月、曜日、日付に関する固定効果が推定には含まれているが表には掲載していない。観察数はすべて 1826。分析期間中に自殺で亡くなった著名人 30 人すべてを分析に含む。\*\*p<0.01, \*p<0.05。

次に職業別に分析をすることを通じて報道に影響を受ける傾向のある人の属性をさらに明らかにしていく。警察庁の職業分類別に従って自殺者数を見ると、一番多いのは「無職者」の自殺であり、期間中一日平均で 46.58 人が亡くなっている（表 1 参照）。ここでの「無職者」とは、失業者、主婦、利子・配当・家賃等生活者、年金・雇用保険等生活者、浮浪者、その他の無職者を合わせた人たちを指したものである。次に多いのが、「被雇用者・勤め人」（一日平均 21.58 人）となっている。このカテゴリーには、専門・技術職、管理的職業、事務職、販売従事者、サービス業従事者、技能工、保安従事者、通信運輸従事、労務作業、及びその他の被雇用者・勤め人、の多様な職種が含まれている。表 1 に掲載されているように、「自営業者・家族従業者」及び「学生・生徒」の自殺者数は比較的少ない。なお、「自営業者・家族従業者」とは農・林・漁業、販売店主、飲食店主、土木・建築業自営、不動産業自営、製造業自営、その他の自営業主のことを指す。

表 3 は職業別に推定を行った結果である。表 3 によると、自殺報道後 10 日間に自営業者・家族従業者の自殺者数が増加し、総数では 10.3 パーセント、男性の場合 9.44 パーセント上昇する。両者とも統計的に有意な結果となっている。女性については自営業者・家族従業者の自殺者が少ないこともあり（一日当たり平均自殺者数 0.75 人）、影響はほとんど見られない。被雇用者・勤め人に関しては、全体で報道後 10 日間に 4.27 パーセント上昇するという結果を得た。

表 3：著名人の自殺に関する報道後 10 日間の自殺者数の変化（職業別）

	自営業者・家族従業者	被雇用者・勤め人	学生・生徒
総数	0.103** (0.0308)	0.0427* (0.0178)	-0.0366 (0.0526)
男性	0.0944** (0.0326)	0.0412* (0.0196)	-0.0144 (0.0623)
女性	0.178 (0.0945)	0.0502 (0.0432)	-0.0912 (0.0977)

	無職者	主婦	失業者	年金・雇用保険等生活者	その他の無職者
総数	0.0458** (0.0121)		0.0188 (0.0392)	0.0532** (0.0206)	0.0348 (0.0187)
男性	0.0431** (0.0158)		0.0128 (0.0411)	0.0603* (0.0261)	0.0407 (0.0230)
女性	0.0499** (0.0189)	0.0829* (0.0337)	0.104 (0.131)	0.0424 (0.0334)	0.0226 (0.0325)

注：2009年から2013年の警察庁の自殺統計原票に基づく日別データを用い、ポアソン回帰分析で得られた係数を Incidence rate ratio として表示。括弧内は標準誤差。年月、曜日、日付に関する固定効果が推定には含まれているが表には掲載していない。観察数はすべて 1826。分析期間中に自殺で亡くなった著名人 30 人すべてを分析に含む。男性の主婦は計上されていない。\*\*p<0.01,\*p<0.05。

また、無職者への影響も大きい。無職者全体を見ると、平均で報道後に自殺者数は 4.58 パーセント上昇する。男女別に見ても、同様の結果を得た（すべて統計的に有意な結果）。無職者のうち、さらに内訳を見ると、年金・雇用保険等生活者の自殺者数が報道後に増えることがわかる（利子・配当・家賃等生活者、浮浪者については数が少ないため、別途推定していない）。これは先に見た報道後の 60 代の自殺者数の上昇傾向とも整合的である。失業者については、推定された係数自体は大きいものの、統計的に有意な結果とはなっていない。これは失業者の自殺者数が少ないこととも関係があると思われる（一日当たり平均自殺者数 4.45 人）。しかし、同様に数としては少ない主婦の自殺者数（一日当たり 5.87 人）が報道後に 8.29 パーセント上昇するのは注目に値する（p<0.01）。学生・生徒に関しては影響がほとんど見られないようである。

次に、自殺者の過去の自殺未遂歴別に推定を行う。未遂歴については「なし」の自殺者が半数以上を占めている（表 1 参照）。未遂歴が「あり」及び「不詳」の割合はほぼ同じくらいである。表 4 に未遂歴別に自殺者数を集計し、それを従属変数として分析を行った結果を掲載する。表 4 によると、未遂歴がなかった総自殺者数も、以前に自殺未遂をしたことのある総自殺者数も同程度の増加傾向を示してい

る。ただ、男女別に見ると、未遂歴のない女性が報道後 10 日間に一番増えており、7.46 パーセントの増加率となっている。

表 4：著名人の自殺に関する報道後 10 日間の自殺者数の変化（過去の自殺未遂歴別）

	あり	なし	不詳
総数	0.0436* (0.0210)	0.0525** (0.0121)	0.0302 (0.0203)
男	0.0593* (0.0293)	0.0446** (0.0142)	0.0333 (0.0234)
女	0.0269 (0.0302)	0.0746** (0.0231)	0.0207 (0.0407)

注：2009 年から 2013 年の警察庁の自殺統計原票に基づく日別データを用い、ポアソン回帰分析で得られた係数を Incidence rate ratio として表示。括弧内は標準誤差。年月、曜日、日付に関する固定効果が推定には含まれているが表には掲載していない。観察数はすべて 1826。分析期間中に自殺で亡くなった著名人 30 人すべてを分析に含む。\*\*p<0.01, \*p<0.05。

最後に、自殺の原因・動機別に分析を行う。原因・動機に関しては、遺書等の自殺を裏付ける資料により明らかに推定できる原因・動機を 3 つまで計上可能としているため、同じ人物が複数回推定に含まれている可能性に注意が必要である。自殺の原因・動機として一番割合が多いのは、「健康問題」であり、次に「経済・生活問題」となっている（表 1 参照）。また表 1 によると、原因・動機が不明な自殺者の数も多い。自殺者の未遂歴別に推定した結果を掲載した表 5 によると、著名人の自殺報道の後には「健康問題」を原因・動機とした自殺者が一番増えるようである。

「健康問題」には「病気の悩み（身体の病気）」、「病気の悩み・影響（うつ病）」、「病気の悩み・影響（統合失調症）」などが含まれる。このような背景を持つ自殺者の数は報道後 10 日間で男女とも約 8 パーセント増加する。

さらに、表 5 によると「家庭問題」を原因・動機とした自殺者数も報道後に 7-8 パーセント増加すると推定されている。「家庭問題」とは「親子関係の不和」、「夫婦関係の不和」、「家族の死亡」、「家族の将来悲観」、「介護・看病疲れ」などである。特に、男性の場合増加傾向が強い（8.81 パーセント、統計的に有意な結果）。対照的に、「経済・生活問題」や「勤務問題」など他の原因・動機を持つ自殺者数は報道後に増加傾向を認めなかった。自殺の原因・動機が不詳な自殺者については、報道後に約 5 パーセント増加するという結果を得た。

表 5：著名人の自殺に関する報道後 10 日間の自殺者数の変化（原因・動機別）

	家庭問題	健康問題	経済・生活問題	勤務問題
総数	0.0788** (0.0245)	0.0802** (0.0132)	0.0289 (0.0203)	-0.0313 (0.0322)
男性	0.0881** (0.0308)	0.0810** (0.0174)	0.0329 (0.0214)	-0.0371 (0.0343)
女性	0.0637 (0.0402)	0.0791** (0.0202)	-0.00383 (0.0629)	0.0140 (0.0937)
	男女問題	学校問題	その他	不詳
総数	-0.0365 (0.0503)	-0.0282 (0.0816)	0.00704 (0.0409)	0.0457* (0.0185)
男性	-0.0259 (0.0642)	0.0103 (0.0940)	-0.00195 (0.0491)	0.0495* (0.0215)
女性	-0.0558 (0.0810)	-0.136 (0.165)	0.0287 (0.0739)	0.0354 (0.0360)

注：2009 年から 2013 年の警察庁の自殺統計原票に基づく日別データを用い、ポアソン回帰分析で得られた係数を Incidence rate ratio として表示。括弧内は標準誤差。年月、曜日、日付に関する固定効果が推定には含まれているが表には掲載していない。観察数はすべて 1826。分析期間中に自殺で亡くなった著名人 30 人すべてを分析に含む。原因・動機は遺書等の自殺を裏付ける資料により明らかに推定できる原因・動機を 3 つまで計上可能としているため、同じ人物が複数回推計に含まれる可能性がある。

#### 4.2 著名人の職業グループ別推定

前節の分析では、分析期間中に自殺によって亡くなった 30 名の著名人をすべて分析に含めていたが、著名人のタイプ（職業）によって影響の大きさが異なる可能性は高い。前述したように、海外の先行研究では芸能人の自殺に関する報道後に特に大きな増加傾向が見出されることがわかっているし、日本のケースでは芸能人だけでなく、企業経営者、政治家の自殺に関する報道も大きな影響があることが明らかになっている（Ueda, Mori, and Matsubayashi (2014)）。

そこで、本節では 30 名の著名人のうち、著名人の生前の職業グループ（タイプ）別に分析を行う。著名人の職業グループの分類は Ueda, Mori, and Matsubayashi (2014) に従い、「政治家」（主に国会議員、裁判官も含む、5 人）、「地方自治体の長」（1 人）、「芸能人」（15 人）、「スポーツ選手」（1 人）、「企業経営者」（5 人）とした。「芸術家」、「大学教授」については該当者がいなかった。加えて、「ジャーナリスト・評論家」（3 人）のカテゴリーを追加した。Ueda, Mori, and Matsubayashi (2014) の場合、109 名の著名人を分析対象としていたため、それぞれのカテゴリーに十分な人数がいたが、本論文の分析対象は 30 人とそれより少なく、「地方自治体の長」及び「スポーツ選手」についてはそれぞれ一人しかいなかったため、この節では分析の対象外とした。

著名人のタイプ別に前節と同じモデルを推定した結果が表 6 である。タイプ別分析の場合、従属変数は以前と同じく自殺者数であり、説明変数が特定のタイプの著名人の死についての報道後 10 日間のみ 1 の値を取るダミー変数となる。まずは全体的な傾向を確認すると、政治家の自殺が報じられた後平均して自殺者数は 7.69 パーセント上昇する。男性に対する影響は特に顕著であり、男性の自殺者数は報道後に通常よりも 9.31 パーセント上昇する。芸能人の自殺に関する報道も自殺者数の増加を伴うが、係数の大きさとしては政治家の場合に比較して小さいという結果を得た。これは Ueda, Mori, and Matsubayashi (2014) と同様の結果である。ただ、これはあくまで自殺者の総数に注目した結果であり、女性に関しては芸能人の自殺報道の後に自殺者数が平均して 8.55 パーセント上昇するという点に注意が必要であろう。

さらに、企業経営者については統計的に有意な負の係数となっている。Ueda, Mori, and Matsubayashi (2014) では企業経営者（分析対象は 19 人）の自殺の報道後 10 日間に平均で 6.6 パーセント自殺者が増えるという結果が報告されており、本論文の結果とは対照的である。理由については必ずしも明らかではないが、本論文が分析対象とする企業経営者は 5 名と少ないため、推定値が安定的でない可能性が考えられる。したがって、本稿でのタイプ別分析のように分析対象となる著名人の数が少ない場合には、結果の解釈に注意が必要である。ジャーナリスト・評論家の自殺についての報道については、自殺者数への影響をほとんど認められなかった。

表 6：著名人の自殺に関する報道後 10 日間の自殺者数の変化（著名人のタイプ別）

	政治家・ 裁判官	芸能人	企業経営 者	ジャーナ リスト・ 評論家
総数	0.0769** (0.0193)	0.0567** (0.0113)	-0.0916** (0.0198)	-0.0479 (0.0295)
男性	0.0931** (0.0233)	0.0438** (0.0136)	-0.0777** (0.0240)	-0.0466 (0.0357)
女性	0.0425 (0.0344)	0.0855** (0.0202)	-0.120** (0.0353)	-0.0526 (0.0523)

注：2009 年から 2013 年の警察庁の自殺統計原票に基づく日別データを用い、ポアソン回帰分析で得られた係数を Incidence rate ratio として表示。括弧内は標準誤差。年月、曜日、日付に関する固定効果が推定には含まれているが表には掲載していない。観察数はすべて 1826。それぞれのカテゴリーの人数は政治家（主に国会議員、裁判官も含む）5 人、芸能人 15 人、企業経営者 5 人、ジャーナリスト・評論家 3 人である。スポーツ選手、地方自治体の長はそれぞれ一人ずつであったため、分析の対象外とした。

政治家と芸能人の自殺に関する報道後に自殺者数が増えることが確認されたため、次に政治家と芸能人に関してのみ、自殺者の属性別に分析を行う。まずは政治家についてのみ詳細な分析を行った結果が表 7-1 と表 7-2 である。自殺者の年齢別に見ると（表 7-1）、60 代の男性に強い影響を認め、他には 20 歳未満男性、そして 70 代男性にも統計的に有意な自殺者数の増加を認めることができる。職業別に見ると、「被雇用者・勤め人」の自殺者数が政治家の自殺に関する報道の後に増加する



という結果を得た（表 7-2）。60 代に影響があることから、無職者についても詳細に分析したが、無職者のうち「年金・雇用保険等生活者」を含むいずれのカテゴリにおいても統計的に有意な増加は認められなかった。なお、表には掲載していないが、未遂歴別、原因・動機別にも分析を行ったが、著名人全員を分析に含めたときに得られた結果（表 4 及び表 5）と特に異なる特徴は認められなかった。

表 7-1：政治家の自殺に関する報道後 10 日間の自殺者数の変化（自殺者の年齢階級別）

	20 歳未満	20-29 歳	30-39 歳	40-49 歳	50-59 歳	60-69 歳	70-79 歳	80 歳以上
総数	0.293* (0.127)	0.0743 (0.0587)	0.0160 (0.0524)	0.0508 (0.0496)	0.0834 (0.0467)	0.109* (0.0452)	0.101 (0.0531)	0.0358 (0.0652)
男性	0.357* (0.150)	0.0764 (0.0714)	0.00643 (0.0643)	0.0573 (0.0581)	0.0650 (0.0543)	0.171** (0.0539)	0.143* (0.0666)	0.0389 (0.0875)
女性	0.128 (0.244)	0.0711 (0.103)	0.0398 (0.0905)	0.0319 (0.0950)	0.137 (0.0915)	-0.0346 (0.0834)	0.0288 (0.0878)	0.0335 (0.0978)

注：2009 年から 2013 年の警察庁の自殺統計原票に基づく日別データを用い、ポアソン回帰分析で得られた係数を Incidence rate ratio として表示。括弧内は標準誤差。年月、曜日、日付に関する固定効果が推定には含まれているが表には掲載していない。観察数はすべて 1826。分析対象となった政治家の人数は 5 人。

表 7-2：政治家の自殺に関する報道後 10 日間の自殺者数の変化（自殺者の職業別）

	自営業者・ 家族従業者	被雇用者・ 勤め人	学生・生徒	無職者
総数	0.0900 (0.0660)	0.133** (0.0371)	0.161 (0.104)	0.0451 (0.0251)
男性	0.0873 (0.0700)	0.141** (0.0409)	0.189 (0.124)	0.0542 (0.0329)
女性	0.122 (0.197)	0.0960 (0.0878)	0.0988 (0.193)	0.0327 (0.0390)

注：同上

次に芸能人の自殺についての報道後にどのような属性を持つ自殺者が増えるかを検証した結果が表 8-1 と表 8-2 である。年齢階級別の分析結果を掲載した表 8-1 によると、特に 50 代、60 代の自殺者数が報道後に増えるという結果を得た。統計的には若干弱い結果ではあるものの、30 代の自殺者数も増加する。男女別に分けると、40 代、50 代の女性の自殺が芸能人の自殺に関する報道後に増えるという推定結果を得た。さらに、女性の場合と比べて若干統計的に弱い結果ではあるが、男性に関しては 50 代、60 代、80 歳以上の自殺者数が芸能人の自殺報道の後に増加する傾向にあるようである。

表 8-1：芸能人の自殺に関する報道後 10 日間の自殺者数の変化（自殺者の年齢階級別）

	20 歳未 満	20-29 歳	30-39 歳	40-49 歳	50-59 歳	60-69 歳	70-79 歳	80 歳以 上
総数	0.0546 (0.0816)	0.0580 (0.0349)	0.0672* (0.0297)	0.0123 (0.0281)	0.0851** (0.0264)	0.0783** (0.0264)	0.0297 (0.0322)	0.0619 (0.0397)
男性	0.0493 (0.0997)	0.0305 (0.0420)	0.0600 (0.0354)	-0.0347 (0.0330)	0.0630* (0.0308)	0.0810* (0.0317)	0.0258 (0.0409)	0.115* (0.0540)
女性	0.0604 (0.142)	0.118 (0.0629)	0.0818 (0.0543)	0.140** (0.0537)	0.149** (0.0518)	0.0725 (0.0481)	0.0364 (0.0521)	-0.00140 (0.0587)

注：2009 年から 2013 年の警察庁の自殺統計原票に基づく日別データを用い、ポアソン回帰分析で得られた係数を Incidence rate ratio として表示。括弧内は標準誤差。年月、曜日、日付に関する固定効果が推定には含まれているが表には掲載していない。観察数はすべて 1826。分析対象となった芸能人の人数は 15 人。

同様の分析を職業別に行ったものが表 8-2 である。これによると、芸能人の自殺に関する報道後 10 日間には「無職者」の自殺者数が顕著に増えるようである。芸能人の場合「無職者」への影響が大きいことから、さらに内訳を見た結果も同表に掲載する。それによると、「年金・雇用保険生活者」の場合、報道後 10 日間で自殺者数は普段に比較して 9 パーセント増加する。なかでも、女性の無職者の自殺者数は報道後における増加傾向が大きく、「無職者」全体では 9.35 パーセント、そのうち「主婦」の場合、11.7 パーセント自殺者数が報道後 10 日間に増加する。

表 8-2：芸能人の自殺に関する報道後 10 日間の自殺者数の変化（自殺者の職業別）

	自営業 者・家族 従業者	被雇用 者・勤め 人	学生・生 徒
総数	0.0677 (0.0373)	0.0429* (0.0216)	-0.0123 (0.0655)
男性	0.0626 (0.0395)	0.0399 (0.0238)	0.0114 (0.0769)
女性	0.111 (0.112)	0.0575 (0.0522)	-0.0769 (0.125)

	無職者	主婦	失業者	年金・雇 用保険等 生活者	その他の 無職者
総数	0.0663** (0.0147)		0.00739 (0.0472)	0.0906** (0.0250)	0.0436 (0.0227)
男性	0.0474* (0.0192)		0.00883 (0.0493)	0.0942** (0.0318)	0.0249 (0.0279)
女性	0.0935** (0.0228)	0.117** (0.0402)	0.0197 (0.164)	0.0852* (0.0403)	0.0804* (0.0392)

注：同上

## 5 まとめ

本研究は警察庁の自殺統計原票に基づく2009年から2013年の日別の自殺者数データを用い、全国紙に訃報が載るような著名人の自殺が報じられた後に自殺者数が増加するかどうかを検証した。全体的な結果としては、人口動態統計に基づく自殺者数データを用いたUeda, Mori, and Matsubayashi(2014)と同様に、自殺報道の後10日間に自殺者数が平均で5パーセント弱増加するという結果を得た。

本研究の一番重要な貢献は報道後にどのような属性を持つ自殺者数が増えるかということを明らかにしたことにある。この点についての先行研究は、日本では皆無であり、また詳細な職業別の分析は著者の知る限り海外においても例がない。このような分析を可能にする警察庁の自殺統計原票データは国際的に見ても非常に貴重なものである。自殺者の属性別に分析を行った結果、自殺報道に影響を受けやすいグループとそうでないグループの違いが明らかになった。特に、従来の研究では若者が自殺報道を受けて模倣行為に走ると言われてきたが、本研究ではむしろ中高年の自殺者数のほうが報道後に増加するという結果が得られた。また、職業別の結果では、自営業者、被雇用人、無職者（なかでも年金・雇用保険等受給者）の自殺者数が特に自殺報道後に増加することが明らかになった。原因・動機別では「健康問題」に加えて「家庭問題」を原因・動機とする自殺者数が報道後に増える傾向にあるという結果も得られた。

さらに、著名人のタイプ別に分析を行ったところ、政治家と芸能人の自殺に関する報道の影響が大きく、また影響を受ける傾向の強いグループも著名人のタイプによってかなり異なることが明らかになった。例えば、政治家の自殺が報じられた後には「被雇用人・勤め人」や60代の自殺者数が増える一方、芸能人の自殺報道の後には、40代、50代の主婦や年金・雇用保険等生活者の自殺者数が増加する傾向が確認された。

本論文の分析にはいくつかの問題点や限界も存在する。問題点としては、過去の論文と同様、本論文は自殺に関する報道が新たな自殺を引き起こしているのか、それともただ単にいずれ起こる自殺の時期を早めているだけなのかについて答えを提供していない。時期を早めているだけの場合、長い目で見た際には報道が自殺者総数へ大きな影響を与えていない可能性もある。この説への反論として、もし「早めているだけ仮説」(precipitation hypothesis)が正しいならば、報道後に自殺者数が増加した後に自殺者数は低下するはずであるが、その傾向は検出されないと示した研究も存在する(Phillips 1974; Phillips and Carstensen 1986; Schmidtke and Hafner 1988)。しかしながら、仮に自殺者数が一時的な増加の後に減少するとしても、減少がどのくらいの期間に渡って継続するかが不明である以上、これらの研究結果が上記仮説を完全に否定しているかどうかは不明である。近年の研究ではこの問題は解決済みとして検討すらされないことが多いが、以前より詳細なデータが使用可能になっている現在、今後この仮説を改めて検証することは意義のあることであろう。

さらに本論文では著名人のタイプ（職業グループ）別に影響の大きさを推定したが、著名人の属性と一般の人の属性の両方を考慮に入れて検討することはできなかった。例えば、20代の女性タレントの自殺に関する報道が20代の女性に特に大きな影響を与える可能性はあると思われる。ウェルテル効果の理論的背景を考える上でも、この点について検証することは将来の重要な研究課題である。

本論文は今後の自殺報道のあり方を考える上でも重要なインプリケーションを持っている。本研究の結果は政治家や芸能人の自殺に関する報道についてはより慎重であるべきことを強く示唆している。また、自殺報道後に特に中高年の自殺者数が増えるということは、インターネットだけでなく、新聞やテレビなどの既存のメディアの報道のあり方も重要となってくると考えられる。WHO（世界保健機構）は自殺に関する報道のガイドラインを設定しているが、強制力はなく、日本で報道に携わる人々にガイドラインがどれだけ周知されているかは明らかでない。例えば、WHOのガイドラインでは、報道の見出しに「自殺」という単語を入れないよう推奨しているが、本研究中の30件の第一報の見出しのうち実に27件に「自殺」という単語が含まれていた。

報道ガイドラインが日本でどの程度遵守されているかどうかについての体系的な調査は存在しないが、多くの国においてガイドラインは守られていないと報告されている（Fu and Yip 2008; Jamieson, Jamieson, and Romer 2003; Tatum, Canetto, and Slater 2010; Lee et al. 2014）。しかし、オーストリアにおいて地下鉄自殺に関する報道を自主的に規制した後に自殺者数が減少した著名な事例からもわかるように（Sonneck, Etzersdorfer and Nagel-Kuess 1994）、適切な報道をすることによって守ることができる命は存在すると考えられる。報道の影響がこれだけ大きい以上、人々の知る権利を保障しつつ、報道機関において適切な報道のあり方を今後も考えていく必要があると思われる。また、今後の研究の課題として、具体的にどのような報道内容が特に大きな影響力を持つのかを明らかにすることも重要であろう。

## 参考文献

- Blood, R.W., Pirkis, J. (2001) Suicide and the media. Part III: theoretical issues. *Crisis*, 22(4), 163-169.
- Chen, Y.-Y., Tsai, P.-C., Chen, P.-H., Fan, C.-C., Hung, G. C.-L., & Cheng, A. T. A. (2010). Effect of media reporting of the suicide of a singer in Taiwan: the case of Ivy Li. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 45(3), 363-9.
- Chen, Y.-Y., Liao, S.-F., Teng, P.-R., Tsai, C.-W., Fan, H.-F., Lee, W.-C., & Cheng, A. T. A. (2012). The impact of media reporting of the suicide of a singer on suicide rates in Taiwan. *Social Psychiatry And Psychiatric Epidemiology*, 47(2), 215-221.
- Chen Y-Y, Chen F, Yip PSF. (2011) The impact of media reporting of suicide on actual suicides in Taiwan, 2002-05. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 65:934-40.
- Cheng, A. T. A, Hawton, K., Lee, C. T. C., & Chen, T. H. H. (2007). The influence of media reporting of the suicide of a celebrity on suicide rates: a population-based study. *International Journal of Epidemiology*, 36(6), 1229-34.
- Fu K, Chan, C.H. (2013). A study of the impact of thirteen celebrity suicides on subsequent suicide rates in South Korea from 2005 to 2009. *PLoS One* 8:e53870.
- Fu, K.-W., & Yip, P. S. F. (2009). Estimating the risk for suicide following the suicide deaths of 3 Asian entertainment celebrities: a meta-analytic approach. *The Journal of Clinical Psychiatry*, 70(6), 869-878.
- Fu K.-W., Chan Y.-Y., Yip P.S.F. Newspaper reporting of suicides in Hong Kong, Taiwan and Guangzhou: compliance with WHO media guidelines and epidemiological comparisons. *Journal of Epidemiology and Community Health* 2011; 65: 928-33.
- Hegerl U., Koburger N., Rummel-Kluge C., Gravert C., Walden M., Mergl R. (2013). One followed by many? : Long-term effects of a celebrity suicide on the number of suicidal acts on the German railway net. *Journal of Affective Disorders*, 146: 39-44.
- Ishii, K. (1991). Measuring mutual causation: Effects of suicide news on suicides in Japan. *Social Science Research*, 20(2), 188-195.
- Jamieson, P., Jamieson, K. H., & Romer, D. (2003). The responsible reporting of suicide in print journalism. *American Behavioral Scientist*, 46(12), 1643-1660.
- Lee, J., Lee, W.-Y., Hwang, J.-S., Stack S. (2014). To what extent does the reporting behavior of the media regarding a celebrity suicide influence subsequent suicides in South Korea? *Suicide and Life-Threatening Behavior*, 44(4), 457-472.
- Motto, J. A. (1967). Suicide and suggestibility - role of press. *American Journal Of Psychiatry*, 124(2), 252-256.
- Motto, J. A. (1970). Newspaper influence on suicide. *Archives Of General Psychiatry*, 23(2), 143-148.
- Niederkrotenthaler, T., Till, B., Kapusta N., Voracek, M., Dervic, K. & Sonneck, G. (2009). Copycat effects after media reports on suicide: A population-based ecologic study. *Social Science and Medicine*, 69, 1085-1090.

- Niederkrötenhaller, T., Fu, K., Yip, P. S. F., Fong, D. Y. T., Stack, S., Cheng, Q., & Pirkis, J. (2012). Changes in suicide rates following media reports on celebrity suicide: a meta-analysis. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 66(11), 1037–42.
- Phillips, D.P., Carstensen, L.L. (1986) Clustering of teenage suicides after television-news stories about suicide. *New England Journal of Medicine*, 315(11), 685-689.
- Phillips, D. P. (1974). Influence of suggestion on suicide - substantive and theoretical implications of Werther effect. *American Sociological Review*, 39(3), 340–354.
- Pirkis J. E. and Blood R.W. (2010) *Suicide and the news and information media: a critical review*. Commonwealth of Australia.
- Pirkis, J. E., Burgess, P. M., Francis, C., Blood, R. W., & Jolley, D. J. (2006). The relationship between media reporting of suicide and actual suicide in Australia. *Social Science Medicine*, 62, 2874–2886.
- 澤田康幸、上田路子、松林哲也(2013)「自殺のない社会へ：経済学・政治学からのエビデンスに基づくアプローチ」有斐閣
- Schmidtke, A., Hafner, H. (1988). The Werther effect after television films - new Evidence for an old hypothesis. *Psychological Medicine*, 18(3), 665-676 .
- Sonneck, G., Etzersdorfer, E., & Nagel-Kuess, S. (1994). Imitative suicide on the Viennese subway. *Social Science & Medicine*, 38(3), 453–457.
- Stack, S. (1987). Celebrities and Suicide : A Taxonomy and Analysis, 1948-1983. *American Sociological Review*, 52(3), 401–412.
- Stack, S. (1990). A reanalysis of the impact of non-celebrity suicides - a research note. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 25(5), 269–273.
- Stack, S. (1996). The effect of the media on suicide: evidence from Japan, 1955-1985. *Suicide and Life-Threatening Behavior*, 26(2), 132-142.
- Stack, S. (2005). Suicide in the media: a quantitative review of studies based on non-fictional stories. *Suicide & Life-Threatening Behavior*, 35(2), 121–33.
- Tatum, P. T., Canetto, S. S., & Slater, M. D. (2010). Suicide Coverage in U.S. Newspapers Following the Publication of the Media Guidelines. *Suicide And Life-Threatening Behavior*, 40(5), 524–534.
- Tousignant, M., Mishara, B. L., Caillaud, A., Fortin, V., & St-Laurent, D. (2005). The impact of media coverage of the suicide of a well-known Quebec reporter: the case of Gaëtan Girouard. *Social Science & Medicine*, 60(9), 1919–1926.
- Ueda, M., Mori K., & Matsubayashi T. (2014) The effects of media reports of suicides by well-known figures between 1989 and 2010 in Japan. *International Journal of Epidemiology*, 43(2), 623-629.
- Wasserman, I. M. (1984). Imitation and Suicide: A Reexamination of the Werther Effect. *American Sociological Review*, 49(3), 427-436.
- Yip, P. S. F., Fu, K. W., Yang, K. C. T., Ip, B. Y. T., Chan, C. L. W., Chen, E. Y. H., ... Hawton, K. (2006). The effects of a celebrity suicide on suiciderates in Hong Kong. *Journal of Affective Disorders*, 93(1-3), 245–52.