

熊本地震における災害関連死認定の 市町村による違い

福元 健太郎・早坂 義弘*

要旨

熊本地震の特徴として、災害関連死に認定された人数の多さと、発災から認定されるまでの期間の長さ（認定される時点の遅さ）が挙げられる。本稿は、熊本地震における災害関連死認定の市町村による違いがあるかを明らかにするために、関連死が認定されるタイミングに着目し、生存分析の枠組みを適用した。その結果、熊本市は他の市町村と比べて統計的に有意に早く関連死を認定していることがわかった。また益城町は遅めであった。さらに証拠はやや劣るが、大津町は早め、宇城市は遅めといった傾向も見られた。分析上の細かな設定を多少変えてみても、以上の結論は大筋変わらず、頑健である。ここから、データ分析が難しい関連死認定の他の側面（例えば、人数の多寡、認定基準、審査委員の傾向など）についても、市町村による違いがあったのではないだろうか、ということが示唆される。

はじめに

2016年4月14日（前震）と16日（本震）に起きた熊本地震の特徴として、災害関連死に認定された人数の多さと、発災から認定されるまでの期間の長

* 東京都議会議員、明治大学地域ガバナンス研究所客員研究員、令和防災研究所理事。

さ（認定される時点の遅さ）が挙げられる。現時点（本稿を脱稿した2019年7月3日、以下同じ）で、地震による死亡者総数273名のうち、関連死は218名であり、実に79.9%を占める¹⁾。この割合は、阪神・淡路大震災の14.3%(兵庫県, 2005)、東日本大震災の16.7%²⁾と比べると、極めて大きい。また、熊本地震から2年を経過した後も新たに関連死と認められる人が出ていたが、これは、日本弁護士連合会（2012）が「6か月程度で判断を行う」と意見しているのと比べると、4倍以上も長い。そして関連死認定の多さと認定までの期間の長さは、無関係ではない可能性がある。認定までの期間が長ければ長いほど、認定される事案が多くなる可能性があるからだ。こうした視点に立って本稿は、関連死が認定されたタイミングの市町村による違いが、偶然の範囲にとどまらない特殊なものなのかどうかを、統計分析により明らかにする。結論を先取りすれば、熊本市と大津町が早めで、益城町と宇城市が遅めであった。ここから、データ分析が難しい関連死認定の他の側面（例えば、人数の多寡、認定基準、審査委員の傾向など）についても、市町村による違いがあったのではないだろうか、ということが示唆される。以下本稿は、まず災害関連死について説明し、次いでデータ分析を行う。

災害関連死

仕組

まず制度的な説明から始めたい。2019年になって国がようやく決めた定義によれば、災害関連死とは、「当該災害による負傷の悪化又は避難生活等における身体的負担による疾病により死亡し、災害弔慰金の支給等に関する法

1) 熊本県「平成28年熊本地震に関する災害対策本部会議資料」(http://www.pref.kumamoto.jp/kiji_15459.html, 2019年7月3日最終閲覧)、大分県生活環境部防災局防災対策室「平成28年（2016年）熊本地震に関する災害情報について」(<https://www.pref.oita.jp/site/bosaiportal/20161108.html>, 2019年7月3日最終閲覧)。

2) 関連死3,723人（復興庁・内閣府（防災担当）・消防庁, 2019）を死者（震災関連死含む）・行方不明者数22,252人（内閣府, 2019, 附属資料, 5-9, 34頁）で除した商。

律（昭和48年法律第82号）に基づき災害が原因で死亡したものと認められたもの」である（内閣府政策統括官（防災担当）付参事官（被災者行政担当），2019）³⁾。災害弔慰金の支給等に関する法律（以下、「法」）に基づき，市町村は，災害により死亡した住民の遺族（同居要件はない）に対し，災害弔慰金を支給できる（法第3条1項）。この後の議論でもテーマとなるが，災害弔慰金の支給主体は市町村であることを，最初に確認しておきたい。災害弔慰金の上限は，死亡者が生計維持者なら500万円，その他の場合は250万円である⁴⁾。その費用は，国が50%，都道府県と市町村が25%ずつ負担する（法第7条）。なお災害弔慰金の性格は，建前上，被災者に対する個人補償ではなく，見舞金であるとされる（奥，1992，26頁。中村，2017，154頁，も参照）。

法にいう災害による死亡とは，法ができた1973年からしばらく，今で言うところの直接死，すなわち地震による建物の倒壊・火災・津波など，災害を直接的な原因とする外科的な死亡しか指さなかった。それが1995年の阪神・淡路大震災以降，災害に伴う過労や環境悪化等による病死など，内科的死因に基づく死亡，いわゆる関連死をも認めるようになった。例えば熊本地震の場合，関連死の原因別区分は，「地震のショック，余震への恐怖による肉体的・精神的負担」（40.2%），「避難所等生活の肉体的・精神的負担」（29.7%），「医療機関の機能停止等（転院を含む）による初期治療の遅れ（既往症の悪化及び疾病の発症を含む）」（17.3%），「電気，ガス，水道等の途絶による肉体的・精神的負担」（5.2%）といった具合である（熊本県編，2018b，394頁）。故意による死亡には支給しないことになっているが（法第5条），実際には自殺でも関連死に認定された事例もある（熊本地震では8.1%（熊本県編，2018b，395頁）。後述する長岡基準でも認められている）。

3) なお2019年4月3日付で内閣府から都道府県宛に通知された。例えば，共同通信の2019年4月5日付記事（<https://this.kijii.is/486863292729803873?c=39546741839462401>，2019年7月4日閲覧）。

4) 災害弔慰金の支給等に関する法律施行令，第1条の2。なお熊本地震より前までは，遺族の恒常的な収入が，控除対象配偶者に係る所得制限を受ける程度以下でないと，死亡者は生計維持者でないとされていた（内閣府政策統括官（防災担当），2016）。さらに，例えば熊本市等では，災害義援金の配分対象にもなる（https://www.city.kumamoto.jp/hpkiji/pub/detail.aspx?c_id=5&type=top&id=12828，2019年8月23日閲覧）。

しかし関連死か否かの線引きは大変に難しい問題である。まず、国は法令に限らず、一切の認定基準を示していない。僅かに、2004年の中越地震で長岡市が定めた認定基準を参考例として示したにとどまる（厚生労働省社会・援護局災害救助・救援対策室、2011、別紙3「関連死認定基準（例）」）。このいわゆる長岡基準では、例えば、発災から6ヶ月以上経過した後の死亡は関連死でないと推定する。熊本県は2016年6月17日に「災害弔慰金等の支給に関する事務マニュアル」を策定し、8月2日に「平成28年熊本地震関連死認定基準（準則）」を作成した（熊本県編、2018b、390頁）。しかしこれは県の準則にとどまり、最終的にはあくまで各市町村が認定する。

熊本地震の場合、関連死とされた人のうち、既往症ありが87.3%、70代以上が77.7%もおり（熊本県編、2018b、393頁）、地震と死亡との間に相当因果関係があると言えるのかどうか微妙な場合もあったであろうことが推察される。また大阪高裁は1998年4月28日に、死期が迫っていたか否かは相当因果関係の存否の認定を左右するものではないと判示して関連死を広めに認めており⁵⁾（2002年12月19日に最高裁で確定）⁶⁾、これがいわゆる芦屋判例としてしばしば参照されている。さらに、関連死のうち59.9%は発災前と同じ居場所（自宅、病院、介護施設）で起きており、避難所・仮設住宅滞在中は5.6%しかない（熊本県編、2018b、394頁）。

関連死か否かを審査するのは、原則として市町村ごとに条例で設置された災害弔慰金等支給審査会であるが、地方自治法第252条の14第1項に基づき都道府県に審査会の設置及び運営を委託することもできる。熊本県では当初、

5) 「阪神大震災当時、病院の集中治療室で治療中であり、同震災発生約1時間後に死亡した者の遺族が（中略）した災害弔慰金の支給請求に」について、「前記震災当時、前記死亡者は昏睡状態にあり、同震災がなくても数時間ないし数日のうちに死亡していたものと推認することができるが、同人は、前記震災により機器類が停止し、集中治療室が機能していなかったため、通常受けられたと同様の延命治療措置を受けることができず、これが原因で死亡したのであるから、前記震災がなければ、治療の継続により、なお延命の可能性があり、少なくとも前記死亡の時期にはいまだ死亡という結果が生じていなかったものと認められるから、前記震災と死亡との間に相当因果関係があるとして、前記請求を認容した」（http://www.courts.go.jp/app/hanrei_jp/detail5?id=16201、2019年4月25日閲覧）。

6) 『朝日新聞』2003年1月14日。

いくつかの市町村が、認定のばらつきや専門家不足を懸念して、県による審査を要望していた⁷⁾。他方で日本弁護士連合会（2013a, 2016）は県への委託に反対していた。結局、16の市町村が合同開催という形をとった（熊本県編, 2018b, 390頁）。これは弁護士3名と医師2名の共通の委員が各市町村の審査会を開くものであった。県は委員の選任や日程調整といった運営面から支援した⁸⁾。但し前提となる調査は各市町村が行い、審査会から答申を受けて最終判断したのは、あくまで各市町村（の首長）である。なお単独開催したのは9市町村である。審査会の委員は、一般に、医師・弁護士・学識経験者・自治体関係者（市担当部長等）などで構成される（厚生労働省社会・援護局災害救助・救援対策室, 2011, 別紙2「災害弔慰金支給審査委員会における委員構成等」）。

認定の市町村による違い

以上のように、認定基準が市町村間で統一されていない現行制度のもとで展開される関連死認定の結果は、当然ながら市町村によって異なり得る。実際、認定者数を申請者数で割った認定率は、阿蘇市のように6割を超えるところもあれば、皆無の市町村も7つある⁹⁾。熊本地震の関連死を巡る初の訴訟を起こした原告のように「市町村ごとに基準が異なることに不信感」を持つ遺族は少なくないだろう¹⁰⁾。

また関連死と認定された事案の死亡日は発災から3ヶ月以内が84.7%であり（6ヶ月以内が96.4%）、1年を超えるものはないが（熊本県編, 2018b, 393頁）、認定日は1年を超えるものが20.2%である（後述する本稿のデータによる）。このように発災や死亡から認定までの期間が長いことも、認定の正確性に疑問を投げかける。認定率は最初の2年は36.4%だったが、3年目は6.2%へと一

7) 例えば、『熊本日日新聞』2016年5月26日。

8) 『熊本日日新聞』2016年8月30日。ちなみに日本弁護士連合会（2016）は「法律実務に精通した専門家を、できれば3名」求めていた。

9) 『熊本日日新聞』2018年4月18日。

10) 『熊本日日新聞』2018年10月20日。

気に落ち込んだ¹¹⁾。東日本大震災で岩手県の審査会委員であった宮本(2013, 77頁)は「災害発生から死亡日が遠ざかるにつれて次第に、提出書類の空白部分、あるいは、経緯の記述だけで関連性に結びつけることが困難だと思われる事案が多くなり(中略)再審査を求めるケースも増えた」と述懐している。

このように関連死の認定率や認定までの期間が市町村によって異なる原因としては、①認定基準の不統一、②制度の周知不足、③関連死の審査について市町村による県の審査会への委託の有無、④審査会委員の構成の違い等、の4つが挙げられている(東京弁護士会法友会, 2019, 310頁)。以下、順番に検討する。

第1に、最も重要なのは、先程も見たように、関連死認定の基準が全国で統一されていないことである。熊本地震の場合、熊本県が準則を示してはいるが、最終的には各市町村が認定する。熊本県(2017, 18-19頁)をはじめ多くの自治体(宮本, 2013, 78頁)や日本弁護士連合会(2013a)は国に統一基準の策定を要望しているが、国は「災害の種類や地域によって態様が異なる」「基準を作ると自治体の認定と食い違いが生じ、混乱を招く恐れがある」として統一基準作りに消極的である¹²⁾。各市町村の審査会委員には、関連死認定の実務経験がある人はほとんどいないであろうから、いきおい関連死認定の基準は市町村毎に多様にならざるを得ない。

第2に、市町村から住民に対して広報がまんべんなく行き渡っているか、その程度に違いがあるのではないかという問題がある(日本弁護士連合会, 2012)。まず、関連死認定は遺族が申請しないことには始まらない。そのためには、そもそも(直接死だけでなく関連死も対象となる)災害弔慰金という制度があるのだ、ということが遺族に周知されていなければならない。また、どのような場合に関連死として認定されるのかという基準が遺族に的確に伝わっていないと、本来なら関連死に該当する案件が申請されないかもしれない。さらには、申請が却下された時に、行政不服審査を請求できること

11) 『熊本日日新聞』2019年4月17日。

12) 『毎日新聞』2019年3月11日。

や当該処分に係る取消訴訟の出訴期間に関する教示が十分でなかった自治体があり、遺族が不服審査請求しなかったがために関連死が少なくなっている可能性もある¹³⁾。

第3に、東日本大震災における岩手県と宮城県がそうであったのだが、審査が県に委託されると、現地情報に詳しくない県が長岡基準等で画一的に判断しがちであるため、認定されにくくなると言われる（日本弁護士連合会、2013a）。熊本地震の場合は、あくまで市町村の審査会の合同開催であって、県へ委託はされなかったが、単独開催か合同開催かで認定基準は異なっていたと言われる¹⁴⁾。

第4に、医師だと医学的因果関係を求めるので厳格に解し、弁護士だと法的な相当因果関係でよしとするので認定しやすいと言われる。例えば日本弁護士連合会（2012, 4頁）は「災害関連死はできる限り広く緩やかに捉えるのが相当であり、災害関連死と認められるかどうかについて、医学的な見地から厳格な因果関係を要求するのは制度趣旨にそぐわない」と主張している。東日本大震災では自治体によって委員の構成に違いが見られた（日本弁護士連合会、2013b, 5, 12-13頁）。

分析

方法

関連死認定の市町村による違いを論ずる際の大きな制約の1つに、データが限られていることがある。個々の関連死の申請や認定にまつわる情報は、言うまでもなく個人情報の中でも機微に触れるため最も秘匿性が高い部類に属し、入手不可能である。従って、公表されている集計データを用いてなんとかするしかない。

13) 623人を審査した段階で、却下された410人のうち66人が不服申し立てをした。その中で40人が熊本市で、うち14人で市の決定が取り消され、その後再審査の結果、関連死に認定された事案もある。『熊本日日新聞』2018年9月1日。

14) 『熊本日日新聞』2018年4月21日、9月15日。

まず思いつく方法は、関連死が認定された人数の多寡を分析することである。例えば、市町村ごとに総死亡数から直接死者数と（直近数年の）平均自然死亡者数を引くことで、関連死者数を予測することが考えられる（宮本，2013，75頁）。あるいは、市町村毎の関連死者数の要因となり得る震度や人口などいくつかの変数を用いたパラメトリックなモデル（重回帰式など）を立て、関連死者数を分析する方法もあろう。これらの予測値と実測値との差を出し、誤差が大きいところは何かしら特別な要因があるのだろう、と考える。しかし、平均自然死亡者数を推定したり説得的なパラメトリック・モデルを作ったりするのが難しい上に、関連死があった市町村は少ないので、平均自然死亡者数やモデルに含まれるパラメータの推定はどうしても誤差が大きくなる。ほとんどの市町村の関連死者数は1桁で、そこまでの精度を出すのは無理である。さらには、避難の過程で市町村を越えた人口移動も起きていることが、こうした困難に拍車をかける。

そこで本稿では、関連死が認定されるタイミングに着目する。もし仮に関連死認定の市町村による違いがなければ、どのようなタイミングで何割ぐらいが認定されるかは、どの市町村でも同じであるはずだ。にもかかわらず、モデルに依存しないノンパラメトリックな分析の結果、そうした共通のタイミングから外れる市町村があれば、そこには何かしら特別な要因があるのだろう、と考える。

本稿で扱うデータは、市町村毎に、関連死が認定される度に、日付と累積関連死者数が記録されたものである¹⁵⁾。現時点で関連死が少なくとも1名認定

15) 前掲、熊本県「平成28年熊本地震に関する災害対策本部会議資料」、前掲、大分県生活環境部防災局防災対策室「平成28年（2016年）熊本地震に関する災害情報について」。熊本県資料には「警察が検視により確認している死者数50人」（いわゆる直接死）や2016年「6月19日から6月25日に発生した豪雨による被害のうち熊本地震との関連が認められた死者数5人」も計上されているが、これらは含めない。なお日付は、市町村が認定した日付ではなく、報告を受けた県がとりまとめた日付であるが、両者の乖離はそれほど大きくないし（熊本県危機管理防災課へ電話で聞き取り。2018年8月）、それが市町村によって異なるとも思われない。2016年6月までは、いわゆる関連死の疑いとされた数である。本稿で用いたデータ、統計解析環境Rによる分析スクリプト及び省略した表は、著者の一人（福元）のウェブサイト<https://www.cc.gakushuin.ac.jp/~e982440/research/replication.htm>で公開する。

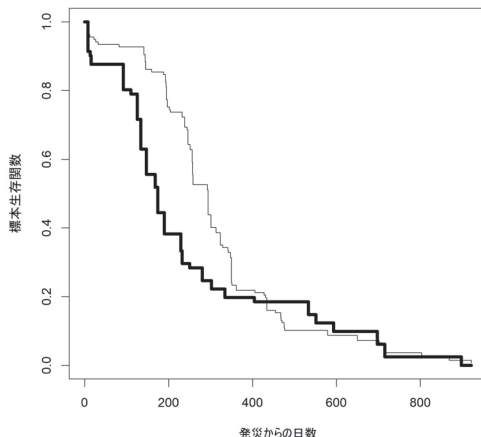


図1 熊本市とそれ以外の市町村の標本生存関数

された20市町村のみを取り上げる（大分県由布市の他は全て熊本県）。

ある市町村*i*における関連死認定のタイミングを表現する1つの方法は、その市町村で現時点までに認定された関連死者数 N_i のうち、ある時点*t*までにまだ認定されないで残っている認定対象者数 N_{it} の割合 $S_{it} = N_{it} / N_i$ を全ての時点*t*について計算することである。例として*i*を熊本市とした場合の S_{it} を図1の太線で示す。ここで、横軸は発災（前震があった2016年4月14日）からの日数、縦軸は S_{it} の値を表す。

関連死に認定される可能性（リスク）のある人が、ある時点までに認定されない確率は、統計学で生存関数と呼ばれるものに相当する。もし仮に、関連死に認定される可能性のある人が全て現時点までに認定されている（つまり打ち切りがない）と想定すれば、 S_{it} は統計学で（母集団の）生存関数の Kaplan・マイヤー推定量と呼ばれるものに相当する¹⁶⁾。そこで以下では S_{it} を標本生存関数と呼ぼう。同様に、市町村*i*以外の市町村を合わせた地域（以下、

16) 2018年10月22日以降、現時点まで8ヶ月以上、関連死は認定されていないので、今後新たに関連死が認定される可能性は低いと考えられる。なお、ここでの想定が満たされなくても、現時点までに関連死に認定されたことを条件とする生存関数を S_{it} が推定することになるだけで、以下の統計学的議論は成り立つ。

表1 記法の説明

	認定者数	未認定者数	認定対象者数
対象市町村 i	D_{it}	$N_{it} - D_{it}$	N_{it}
その他の市町村 $-i$	D_{-it}	$N_{-it} - D_{-it}$	N_{-it}
全市町村	D_t	$N_t - D_t$	N_t

市町村 $-i$ と表す) における標本生存関数を $S_{-it} = N_{-it}/N_{-i}$ で表そう。図1では細線で描かれている。同様に全ての市町村 i について S_{it} と S_{-it} を計算する。

以上の生存分析の枠組みで本稿の問いを言い換えれば、母集団生存関数が他の市町村 $-i$ と異なるような市町村 i はどこだろうか、ということになる。例えば図1では、熊本市の標本生存関数が、その他の市町村の標本生存関数よりも左下に位置している度合いが大きいから、熊本市はその他の市町村より関連死認定が早めであることが窺われる。しかし、発災から400日を過ぎたあたりからしばらく、この傾向が逆転していることもあり、統計的に有意に早いとまで言えるかどうかは、予断を許さない。

2つの母集団生存関数が異なるかを検定する際によく用いられる方法は次の通りである¹⁷⁾。ある時点 t において市町村 i と $-i$ で、新たに関連死に認定された人数をそれぞれ D_{it} と D_{-it} で表す。全ての市町村を合わせて、時点 t の認定対象者数は $N_t = N_{it} + N_{-it}$ 、そのうち認定者数は $D_t = D_{it} + D_{-it}$ となる (表1を参照)。

母集団で、市町村 i と $-i$ の生存関数が全く同じ、すなわち全ての時点 t において市町村 i と $-i$ の危険率 (認定対象者数に対する認定者数の割合) が等しいという帰無仮説が成り立つとしよう。すると標本で N_t , N_{it} , D_t を固定した場合、 D_{it} は超幾何分布に従う。この時、 D_{it} の平均値は $E_{it} = N_{it}D_t/N_t$ 、分散は $V_{it} = N_{it} N_{-it}D_t (N_t - D_t)/N_t^2 (N_t - 1)$ となる。以上を踏まえ、何らかの重み付け変数 W_{it} に対して、検定統計量を次のように定義する¹⁸⁾。

17) 以下、本款における検定統計量の説明は、Aalen, Borgan, and Gjessing (2008, 105-107, 112-113), Cleves, Gould, and Gutierrez (2002, 106-110), Karadeniz and Ercan (2017), Tableman and Kim (2004, 40-44)による。

18) ここで Σ_t は、 $D_t > 0$ かつ $N_t > 1$ となるような全ての時点 t (2016年4月21日, 22日, …, 2018年9月28日の80時点。現時点で最後に関連死が認定された2018年10月22日は $D_t > 0$ だが $N_t = 1$ な

$$X_i = \sum_t W_{it} (D_{it} - E_{it}) / (\sum_t W_{it}^2 V_{it})^{1/2}$$

すると漸近的に（すなわち最初の時点 t （2016年4月21日）での N_t （つまり全関連死者数）が十分に大きい時）、 X_i^2 は自由度1のカイ二乗分布に従う。 N_i が小さくても理論的には問題ない。従って、有意確率（ X_i^2 が標本値よりも大きい確率）が有意水準（例えば5%）を下回れば、帰無仮説を棄却し、母集団で市町村 i と $-i$ の生存関数は異なると結論づける。但し、実際には全関連死者数は218人であり、 X_i^2 の分布をカイ二乗分布で十分に近似できるか定かではないので、 X_i^2 の分布をシミュレーションして算出した有意確率を主として用いる¹⁹⁾。この検定は、生存関数に何ら（パラメトリックな）制約を課していないという意味で、ノン・パラメトリックな手法である。

重み付け変数 W_{it} を何にするかによって検定の名称が異なる。最もよく使われるのはマンテル・ヘンツェル検定（対数順位検定とも呼ばれる）で、 $W_{it} = 1$ である。つまり全ての時点を平等に扱う。市町村 i と $-i$ の危険率が比例する場合に最も検出力が高い。第2にウィルコクソン検定（ゲーハン・ブレスロー検定とも呼ばれる）は $W_{it} = N_t$ とする。これは N_t が大きい時点、すなわち早い時点を重視する。市町村 i と $-i$ の危険率が比例しない場合に有用だが、打ち切りパターンが市町村によって異なると不安定な結果を生む。第3にタロン・ウエア検定は $W_{it} = N_t^{1/2}$ としており、マンテル・ヘンツェル検定とウィルコクソン検定の間をとっている。第4にピート・プレントイス検定は W_{it} として修正 Kaplan-Meier 推定量 $S'_{it} = \prod_{u < t} (1 - (D_{iu}/(N_{iu}+1)))$ を用いる²⁰⁾。これも S'_{it} が大きい早い時点に重みを与えるが、打ち切りパ

ので含まれない）における $W_{it} (D_{it} - E_{it})$ あるいは $W_{it}^2 V_{it}$ を足し合わせることを意味する。

19) まず全市町村のデータを元に、各時点 t の全市町村の標本危険率（ $H_t = D_t/N_t$ ）を求める。次にある市町村 i の最初の時点 $t = 1$ において、 D_{it} を二項分布（試行回数が N_{it} （すなわち N_i に等しい）、確率が H_t ）によりランダムにシミュレートし、それをもとに次の時点の $N_{it+1} = N_{it} - D_{it}$ を定める（これはもはや N_i に等しくない）。これを最後の時点 $t = 80$ まで逐次的に行う。同様の計算を市町村 $-i$ にも行った上で、 X_i^2 を算出する。以上の試行を10,000回繰り返す。こうして得られた10,000個の X_i^2 のうち、実測された X_i^2 の標本値よりも大きいものの割合が、シミュレーションによる有意確率になる。

20) $\prod_{u < t}$ は、時点 t より前の全ての時点 u における $1 - (D_{iu}/(N_{iu}+1))$ を掛け合わせるという意味である。

一の違いに対して脆弱ではない。第5に修正ピート・プレントイス検定は $W_{it} = S'_{it} N_i / (N_i + 1)$ とする。最後にハリントン・フレミング検定は $W_{it} = S_{i,t-1}^a (1 - S_{i,t-1})^b$ を用いる。aが大きければ早い時点に焦点を当て、bが大きければ遅い時点に焦点を当てる²¹⁾。

結果

表2に、ハリントン・フレミング検定以外の各検定について、シミュレーションにより求めた有意確率を示す。1列目がiにあたる市町村名、2列目がウィルコクソン (W) 検定、3列目がピート・プレントイス (PP) 検定、4列目が修正ピート・プレントイス (PP2) 検定、5列目がタロン・ウエア (TW) 検定、6列目がマンテル・ヘンツェル (MH) 検定である。検定の並び順は先ほど説明した順とは違うが、2列目から4列目までは似たような値であり、概ねそれらと6列目の値の間に5列目の値が来る (タロン・ウエア検定は、マンテル・ヘンツェル検定とウィルコクソン検定の中間的性質を持つため)。図1の熊本市のように、市町村iが-iより標本生存関数大きい時点と小さい時点の両方がある場合は、母集団で市町村iと-iの危険率が比例するとは想定しにくいので、マンテル・ヘンツェル検定よりはウィルコクソン検定の方が望ましい。さらに、ここでは打ち切りがないと想定しているので、ウィルコクソン検定の弱点を心配する意味がない。そこでウィルコクソン検定 (2列目) の数値が小さい順に上から市町村を並べている。

有意確率が小さい市町村を確認することから始めよう。まず熊本市は概ね1%水準で有意である (表中の有意確率が0.01よりも小さく、***で示している。マンテル・ヘンツェル検定の場合のみ5%水準で有意 (**をつけている) である)。図1で見た通り、熊本市は関連死が認定される時点が他の市町村と比べ

21) ハリントン・フレミング検定で $b > 0$ の場合、最初の時点 $t = 1$ で $S_{i0} = 1$ なので $W_{i1} = 0$ であり、かつ最初の時点 $t = 1$ で市町村iの認定対象者が全て認定されてしまう (つまり $D_{i1} = N_i$ である) と次の時点以降 ($t > 1$) $N_{it} = E_{it} = V_{it} = 0$ になるので、結局 X_{it} の分子も分母も0になり計算できない。実際のデータではこのような例はないが、シミュレーションだと $N_i = 2$ の場合に0.3%、 $N_i = 3$ の場合に0.01%、こうした事態が発生したので、それらの試行を除外して有意確率を求めた。

表2 シミュレーションによる有意確率（ハリントン・フレミング検定以外）

市町村	検定				
	W	PP	PP2	TW	MH
熊本市	0.000 ***	0.000 ***	0.000 ***	0.000 ***	0.013 **
益城町	0.047 **	0.046 **	0.047 **	0.049 **	0.066 *
大津町	0.052 *	0.052 *	0.052 *	0.040 **	0.032 **
宇城市	0.062 *	0.062 *	0.062 *	0.091 *	0.201
山都町	0.101	0.102	0.101	0.141	0.283
嘉島町	0.125	0.125	0.125	0.123	0.122
美里町	0.142	0.141	0.143	0.112	0.071 *
西原村	0.194	0.194	0.194	0.213	0.273
高森町	0.207	0.207	0.207	0.172	0.148
南阿蘇村	0.218	0.219	0.218	0.330	0.604
合志市	0.330	0.329	0.330	0.261	0.205
菊陽町	0.335	0.338	0.335	0.559	0.937
由布市	0.355	0.357	0.355	0.513	0.792
宇土市	0.454	0.455	0.454	0.531	0.755
氷川町	0.549	0.549	0.549	0.461	0.510
御船町	0.708	0.711	0.708	0.897	0.811
阿蘇市	0.744	0.750	0.743	0.867	0.422
甲佐町	0.782	0.779	0.781	0.580	0.400
菊池市	0.851	0.853	0.851	0.942	0.897
八代市	0.868	0.870	0.868	0.972	0.749

*** p < 0.01 ** p < 0.05 * p < 0.1

て早めであったが（標本生存関数が左下に出ている）、これは統計的にも有意な違いだということの意味する。次いで益城町は概ね5%水準で有意である（マンテル・ヘンツェル検定の場合のみ10%水準で有意（*で表している）である）。図2に益城町の標本生存関数を示すが、関連死が認定されるタイミングが常に他の市町村よりも遅い（標本生存関数が右上に来ている）ことがわかる。そして大津町は5%ないし10%水準で有意である。その標本生存関数を図3で見ると、当初こそ認定はなかったが、4ヶ月目に認定が始まると早いペースで進み、他の市町村よりも早く8ヶ月目で終わってしまった。最後に、宇城市は概ね10%水準で有意である。図4に掲げた標本生存関数によれば、3年目に入るぐらいまでずっと認定のタイミングが他の市町村よりも遅かった。なお参考として、有意確率が高い（検定統計量が0に近い）菊池市の標本生存関数を図5に掲げる。他の市町村の標本生存関数を縫う形になっており、どちらが早いとも遅いとも言い難い。

いくつか指摘を加えておく。第1に、20市町村の検定を同時に行っている

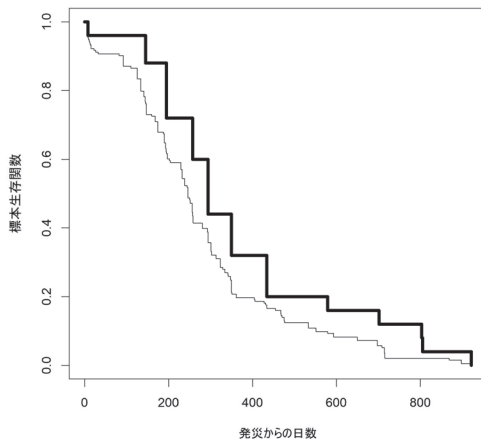


図2 益城町とそれ以外の市町村の標本生存関数

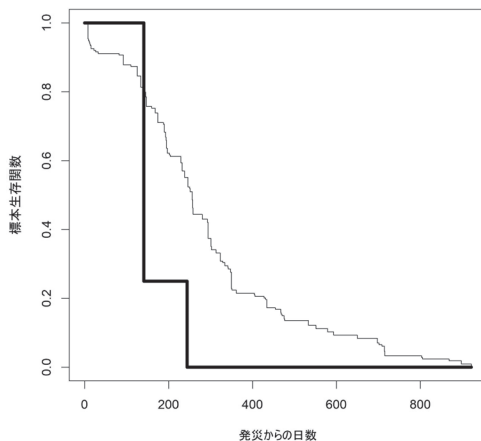


図3 大津町とそれ以外の市町村の標本生存関数

ので、多重比較（偽陽性）の問題が残る．すなわち、ここで取り上げた20市町村全てについて帰無仮説が正しかったとしても、5%水準で検定を繰り返せば、間違っ1つは有意な結果が出てしまう確率（familywise error rate と呼ばれる）は $1 - (1 - 0.05)^{20} = 0.64$ もある．対処法として、ボンフェロー

熊本地震における災害関連死認定の市町村による違い

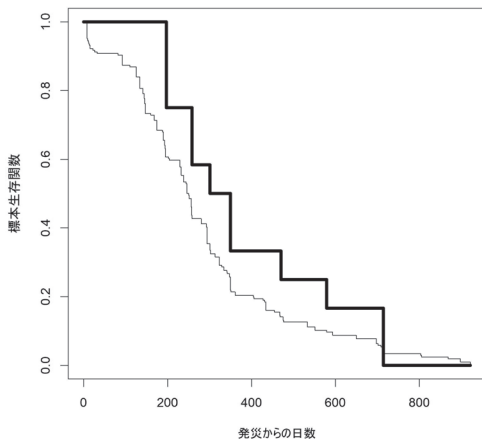


図4 宇城市とそれ以外の市町村の標本生存関数

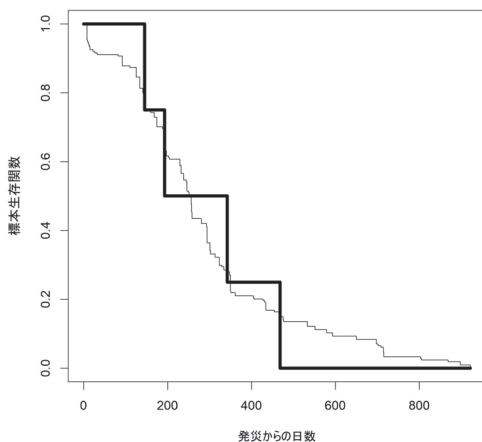


図5 菊池市とそれ以外の市町村の標本生存関数

ニ法, ホーム法, ベンジャミニ・ホッフホベルク法などがあるが, いずれの方法を用いる場合も, 熊本市だけは, マンテル・ヘンツェル検定を除き, 閾値の $0.05/20 = 0.0025$ を下回るので, 帰無仮説を棄却し, 統計的に有意に他の市町村と異なるタイミングで関連死を認定していたと結論づけてよい. その

他の市町村は、どの方法によっても閾値を上回り、帰無仮説を棄却できない。なお、これは逆に、関連死認定のタイミングが同じだった、ということまでは意味しない。疑わしいが、統計的に断言はできない、ということである。なおそもそも大津町と宇城市は（検定統計量によっては）10%水準でしか有意でないので、多重比較の問題を考えるまでもなく、帰無仮説を棄却するには留保が必要である。

第2に、熊本市や大津町のように (X_i^2) でなく X_i が正だと認定が早め、益城町や宇城市のように X_i が負だと認定が遅め、菊池市のように X_i が0に近いと認定が早くも遅くもないことを、それぞれ意味する（表は省略）。

第3に、マンテル・ヘンツェル検定とそれ以外の検定とで傾向が異なるのは、早い時点と遅い時点とどちらを重視するかの違いである。熊本市は、図1からわかるように早い時点で先行し、遅い時点では段々追いつかれていくので、早い時点を優遇しないマンテル・ヘンツェル検定の有意確率は大きくなる。宇城市は逆に認定は遅めであるが、遅い時点では追いついているので（図4）、やはりマンテル・ヘンツェル検定の有意確率は大きくなる。他方で大津町は、当初はむしろ出遅れていたが、すぐに一気に認定を終えたので（図3）、マンテル・ヘンツェル検定の有意確率は小さくなる。この論点をさらに検討するために、以下でハリントン・フレミング検定の結果を見てみよう。ここでは先行研究 (Karadeniz and Ercan, 2017) に倣い、 $(a, b) = (1, 0), (0.5, 0.5), (1, 1), (0.5, 2), (0, 1)$ の5通りについて有意確率を算出した（表3）。先にも指摘したように、 a が大きければ早い時点に焦点を当て、 b が大きければ遅い時点に焦点を当てるということが、ここでも確認できるだろう。

以上の分析結果の頑健性を確かめるため、以下では異なる分析方法も検討する。まず、シミュレーションによる有意確率 p_s のかわりにカイ二乗分布による有意確率 p_c を求めた（表は省略）。20市町村 \times 10検定 = 200組の p_s と p_c を比べると、相関係数は0.99と極めて高いが、9割は p_s より p_c の方が小さくなる（但し $p_s - p_c$ の最小値は -0.005 でしかない）。 p_c を用いると初めて概ね10%水準で有意になったのは、現時点での関連死者数 N_i が小さい市町村が

表3 シミュレーションによる有意確率（ハリントン・フレミング検定）

市町村	ハリントン・フレミング検定の次数(a, b)				
	(1, 0)	(0.5, 0.5)	(1, 1)	(0.5, 2)	(0, 1)
熊本市	0.000 ***	0.113	0.247	0.111	0.495
益城町	0.047 **	0.092 *	0.147	0.239	0.232
大津町	0.052 *	0.016 **	0.018 **	0.038 **	0.022 **
宇城市	0.062 *	0.255	0.286	0.654	0.702
山都町	0.101	0.248	0.218	0.710	0.724
嘉島町	0.125	0.117	0.142	0.162	0.146
美里町	0.143	0.156	0.231	0.292	0.169
西原村	0.194	0.338	0.416	0.596	0.533
高森町	0.207	0.114	0.116	0.094 *	0.105
南阿蘇村	0.218	0.698	0.717	0.627	0.720
合志市	0.330	0.135	0.152	0.275	0.183
菊陽町	0.335	0.847	0.764	0.148	0.249
由布市	0.355	0.900	0.922	0.459	0.552
宇土市	0.454	0.665	0.583	0.802	0.818
氷川町	0.549	0.369	0.286	0.587	0.639
御船町	0.708	0.882	0.830	0.281	0.352
阿蘇市	0.743	0.291	0.203	0.014 **	0.028 **
甲佐町	0.781	0.214	0.158	0.083 *	0.111
菊池市	0.851	0.854	0.907	0.755	0.669
八代市	0.868	0.651	0.643	0.363	0.382

多く、 $N_i = 2$ の美里町、嘉島町、 $N_i = 3$ の山都町、高森町、甲佐町が該当する。理論的には N_i が小さくても pc は問題ないはずだが、漸近的近似をするには関連死者総数218人というのが十分に多くないのかもしれない。裏返して言えば、表2や表3の ps を用いた検定は、誤って有意であると判断することは少ないという意味で、保守的だと言える。

もう一つは、連続性を補正することが考えられる。この場合の検定統計量は

$$X_i^{2*} = (\max(|\sum_t W_{it} (D_{it} - E_{it})| - 0.5, 0))^2 / \sum_t W_{it}^2 V_{it}$$

となる。これは上記の連続性を補正しない X_i^2 よりも必ず小さくなる。従って、同じカイ二乗分布に対して X_i^2 と X_i^{2*} を比べれば、 X_i^2 による有意確率 pc よりも X_i^{2*} による有意確率 pc^* の方が必ず大きくなる（表は省略）。しかし実質的な結論（熊本市と大津町は早めで、益城町と宇城市は遅め）はそれほど大きく変わらない。シミュレーションの場合は、一方でシミュレートされた X_i^2 の分布に対して実測された X_i^2 の標本値を比べて有意確率 ps を出し、他方でシミュレートされた X_i^{2*} の分布に対して実測された X_i^{2*} の標本値を比べて有意確

率 ps' を出すので、 ps よりも ps' の方が大きいとは限らない。実際 ps より ps' が小さい方がむしろ多い(7割)²²⁾。 ps でなく ps' を用いることで10%水準あるいは5%水準で有意になったのは、全て現時点での関連死者数 N_i が4人以下の市町村で、多くはハリントン・フレミング検定である(表は省略)。ただやはり、実質的な結論はそれほど大きく変わらない。

考察

関連死認定のタイミングが、熊本市と大津町は早めで、益城町と宇城市は遅めだというのが、以上の分析から得られた結論だが、関連死が1名以上認定された市町村数が20しかないこともあって、それがどうしてなのか(例えば、震度の大きさや、審査会が単独開催か合同開催かといった違いと、関連するのか)はわからない。ここではいくつか状況証拠的な特徴を指摘するとどめたい。

認定が早めであった熊本市と大津町は両者とも、震度6強で、審査会は単独開催であった(熊本県編, 2018a, 8頁, 2018b, 390頁)。熊本市は、早くも2016年4月に、認定基準がない中で、関連死の「疑い」がある事例を10人報告していた。正式に関連死の申請を受け付け始めたのは5月に入ってからであり、医師と弁護士の5人から成る審査会を設置して認定基準を決めたのが6月13日、正式の認定を出し始めたのが7月1日で、いずれも県内で最も早かった²³⁾。その前に、県へ審査を求めていたが、申請が多くそれを待たず、自ら「素早く判断できる」単独開催を選んだ²⁴⁾。なお罹災証明書発行の前提となる住家被害認定調査についても、他の市町村と異なる方法をとっていたので²⁵⁾、そうした傾向があったのかもしれない。

認定が遅めであった益城町(震度7)と宇城市(震度6強)は、いずれも審査会は合同開催であった(熊本県編, 2018a, 8頁, 2018b, 390頁)。合同開

22) これはおそらくシミュレートされた X_i^2 の分子が0になるものが多いためであると考えられる。

23) 『熊本日日新聞』2016年6月15日, 7月2日, 7月15日。

24) 『日本経済新聞』2016年5月26日, 『西日本新聞』2018年10月20日。

25) 熊本県編(2018b, 43, 72, 74頁), 『熊本日日新聞』2016年10月14日。

熊本地震における災害関連死認定の市町村による違い
催の初日は2016年8月31日である²⁶⁾。益城町は「地震に起因して死亡したのは
明らか」などとして、審査会の答申を経ずに首長の決裁で認定したこともあ
った²⁷⁾。

なお唯一熊本県以外で関連死を認定した大分県由布市の有意確率は低くな
いので、県による違いは見出されない。

おわりに

以上、本稿では、熊本地震における災害関連死認定の市町村による違いが
あるかを明らかにするために、関連死が認定されるタイミングに着目し、生
存分析の枠組みを適用した。その結果、熊本市は他の市町村と比べて統計的
に有意に早く関連死を認定していることがわかった。また益城町は遅めであ
った。さらに証拠はやや劣るが、大津町は早め、宇城市は遅めといった傾向
も見られた。分析上の細かな設定を多少変えてみても、以上の結論は大筋変
わらず、頑健である。

このように熊本地震では、関連死認定のタイミングについて、市町村によ
る違いが見られた。そこから示唆されるのは、関連死認定の他の側面（例え
ば、人数の多寡、認定基準、審査委員の傾向など）についても、市町村によ
る違いがあったのではないだろうか、という疑いである。

こうした問題は、熊本地震に限らず、他の災害についても当てはまるだろ
う。市町村それぞれの事業であれば、各々に関連死認定の基準や所要期間あ
るいは申請を促す広報の方法が異なってもおかしくない。だがそのことを、
果たして被災者や（原資を負担する）国民全体が納得できるか、ということ
に対して筆者は懸念を抱く。とりわけ、関連死に認定されなかった遺族が不
公平感を抱くのは明らかだろう。こうした事態を緩和する方策として、災害
関連死認定にあたっての審査や広報を市町村ではなく都道府県が行ったり、

26) 『熊本日新聞』2016年9月1日。

27) 嘉島町と南阿蘇村も該当する。『熊本日新聞』2017年4月19日。

国が認定基準を示したり、過去の事例を集積・分析したデータベース（日本弁護士連合会，2018）を作ったりすることが考えられる。被災した市町村がこれら全てを担うのはあまりに過酷である（宮本，2013，81頁，日本弁護士連合会，2013a）。

また熊本地震の特徴である関連死に認定された人数の多さと、発災から認定されるまでの期間の長さ（認定される時点の遅さ）は、今後の防災対策のあり方に、抜本的な見直しを迫るものだと考えられる。そもそも、防災対策の最大の目的は、災害から生命を守ることにある。発災した時点で全体の死者数がほぼ確定する直接死よりも、発災後の関連死が（例えば熊本地震のように4倍も）多くなるとすれば、今後は（直接死と比べて）発災後の関連死対策に、より重点を置くべきことになるからだ。無論、首都直下地震をはじめとする今後の災害で発生する直接死と関連死の比率は予見し得るものではないが、少なくとも関連死が相当数発生する可能性が高いことが、熊本地震から想起される。この懸念こそが、筆者を関連死の研究と分析に駆り立てた最大の動機である。

本稿で用いた分析手法（生存分析の応用）は、他の災害における関連死にも適用できるだけでなく、住家被害認定や公害健康被害認定など、何らかのイベント（災害等）が発生した後に複数の主体（自治体等）が行う業務であれば応用可能である。公平性が求められるこれらの業務を検証する一手段として、本稿の方法が使用されることを期待したい。

謝辞

本研究は、公共選択学会第22回大会（2018年12月1-2日，横浜商科大学），21世紀地方自治制度についての調査研究会（2018年12月14日，自治総合センター），シンポジウム「空間データと災害の統計モデル」（2019年1月26-27日，同志社大学），令和防災研究所設立準備会（2019年2月15日，砂防会館），「実証的なモラル・サイエンス」研究集会（2019年3月18-19日，京都大学），武

蔵大学におけるワークショップ（2019年3月27日）で報告された。有益な示唆をくださった参加者各位，青山侑，荒見玲子，中嶋亮，中林啓修，肥前洋一，廣井悠，松村昌人の諸氏に感謝したい。また本研究はJSPS科研費19K21683の助成を受けている。なお本稿のうち意見にわたる部分は著者自身に責任があり，著者が所属するいかなる団体の見解でもないことをお断りしておく。

参考文献

- 奥克彦（1992）「災害弔慰金の支給等に関する法律」『法令解説資料総覧』第122号，25-27頁
- 熊本県（2017）「平成28年熊本地震からの復旧・復興に係る要望」（2017年11月）https://www.pref.kumamoto.jp/common/UploadFileOutput.ashx?c_id=3&id=21421&sub_id=2&flid=123600（2019年4月1日閲覧）
- 熊本県編（2018a）『平成28年熊本地震 熊本県はいかに動いたか 初動・応急対応編』ぎょうせい
- 熊本県編（2018b）『平成28年熊本地震 熊本県はいかに動いたか 復旧・復興編』ぎょうせい
- 厚生労働省社会・援護局災害救助・救援対策室（2011）「災害関連死に対する災害弔慰金の対応（情報提供）」（2011年4月30日）<https://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/2r9852000001b0qj-img/2r9852000001baag.pdf>（2019年4月24日閲覧）
- 東京弁護士会法友会（2019）『2019（平成31）年度法友会政策要綱』http://hoyukai.jp/wp-content/uploads/2019/02/policyoutline/00_zenbun.pdf（2019年4月28日閲覧）
- 内閣府（2019）『防災白書（令和元年版）』<http://www.bousai.go.jp/kaigirep/hakusho/index.html>（2019年6月29日閲覧）
- 内閣府政策統括官（防災担当）（2016）「災害弔慰金等の支給の取扱いについて」（2016年6月1日，府政令第700号）<http://www.bousai.go.jp/taisaku/kyuujo/pdf/h30kaigi/siryos3-4.pdf>（2019年7月4日閲覧）

- 内閣府政策統括官（防災担当）付参事官（被災者行政担当）（2019）「災害関連死の数の把握について（依頼）」（2019年4月8日，府政防第534号）
<https://www.fdma.go.jp/laws/tutatsu/items/190425oukyuu28%281%29.pdf>（2019年7月4日閲覧）
- 中村万里絵（2017）「災害弔慰金の支給対象者について」『大学院研究年報（法学研究科篇）』（中央大学大学院）第46号，149-169頁
- 日本弁護士連合会（2012）「災害関連死に関する意見書」（2012年5月11日）
<https://www.nichibenren.or.jp/activity/document/opinion/year/2012/120511.html>（2019年1月23日閲覧）
- 日本弁護士連合会（2013a）「震災関連死の審査に関する意見書」（2013年9月13日）
<https://www.nichibenren.or.jp/activity/document/opinion/year/2013/130918.html>（2019年4月24日閲覧）
- 日本弁護士連合会（2013b）「災害弔慰金の審査状況に関するアンケート報告書」（2013年9月）
https://www.nichibenren.or.jp/library/ja/special_theme/data/condolence_money_questionnaire_2.pdf（2019年1月23日閲覧）
- 日本弁護士連合会（2016）「平成28年熊本地震における震災関連死の審査に関する会長声明」（2016年5月20日）
<https://www.nichibenren.or.jp/activity/document/statement/year/2016/160520.html>（2019年4月24日閲覧）
- 日本弁護士連合会（2018）「災害関連死の事例の集積，分析，公表を求める意見書」（2018年8月23日）
https://www.nichibenren.or.jp/activity/document/opinion/year/2018/180823_3.html（2019年1月23日閲覧）
- 兵庫県（2005）「阪神・淡路大震災の死者にかかる調査について」（2005年12月22日）
https://web.pref.hyogo.lg.jp/kk42/pa20_000000016.html（2019年4月23日閲覧）
- 復興庁・内閣府（防災担当）・消防庁（2019）「東日本大震災における震災関連死の死者数（平成31年3月31日現在調査結果）」（2019年6月28日）
<http://www.reconstruction.go.jp/topics/main-cat2/sub-cat2-6/20140526131634.html>（2019年6月29日閲覧）

宮本ともみ (2013) 「災害関連死の審査について：東日本大震災における岩手県の取組から」『アルテスリベラレス (岩手大学人文社会科学部紀要)』第92号, 67-86頁

Aalen, Odd O., Ørnulf Borgan, and Håkon K. Gjessing (2008) *Survival and Event History Analysis: A Process Point of View*. New York, NY: Springer.

Cleves, Mario A., William W. Gould, and Roberto G. Gutierrez (2002) *An Introduction to Survival Analysis Using Stata*. College Station, TX: Stata Corporation.

Karadeniz, Pinar Gunel, and Ilker Ercan (2017) “Examining Tests for Comparing Survival Curves with Right Censored Data.” *Statistics in Transition New Series*. 18(2): 311-328.

Tableman, Mara, and Jong Sung Kim (2004) *Survival Analysis Using S: Analysis of Time-to-Event Data*. Boca Raton, FL: Chapman & Hall/CRC.