

何と比べて「例外的」なのか？ ダイヤモンド・プリンセス乗客コホートにおける推定対象の移行 と背景死亡ベンチマーク

Exceptional Compared With What? Estimand Transfer and Background-Mortality Benchmarking in the Diamond Princess Passenger Cohort

版: 日本語著者版 v1.0 (Zenodo登録用)

原稿種別: Original Article 相当／査読前著者稿の日本語版

著者: George Kujo (九条丈二)

ORCID: 0009-0006-6864-0145

所属: Independent Researcher, Japan (独立研究者)

日本語版について: 本稿は、Journal of Travel Medicine 投稿用英語原稿 v0.7 の内容を日本語で公開するための著者版である。解析値、推定対象、感度分析の階層、限界および結論は英語版と同一であり、内容上の不一致が生じた場合は英語版を優先する。参考文献は書誌同定の確実性を保つため、原則として英語稿の表記を保持した。

要旨

背景

ダイヤモンド・プリンセス号は、比較的高齢で、かつ人数が例外的によく把握されたコホートを提供したため、SARS-CoV-2の症例致死率および感染致死率を推定する初期の重要なデータ源となった。これらの分析は、感染者分母、死亡までの遅れ、年齢調整を扱っていた。本研究は別の問いを設定した。すなわち、報告された死亡数を乗客集団レベルの死亡として解釈するとき、年齢と観察期間から期待される背景死亡は、数値的に無視できるほど小さいのか、という問いである。

方法

乗客2,666人を対象とする記述的ベンチマーク分析を行った。公的なパンデミック前生命表を用い、乗客の年齢構成と観察期間から期待全死因死亡数を算出した。主解析期間は2020年2月3日から4月15日までの72日間とした。中心計算には日本の2019年死亡率を用い、各10歳階級内で男性45%・女性55%を割り当て、階級内の単年齢死亡率の平均を用い、健康旅行者効果による低減は行わなかった。男女別の年間死亡率は、加重前に観察期間リスクへ変換した。参照期待値は、日本でアウトブレイク関連／COVID関連として報告された乗客死亡13人と比較し、感度分析ではオーストラリア帰国後の死亡1人を加えた14人も用いた。開始日、参照生命表、性別配分、年齢階級内の年齢仮定、健康旅行者ストレステストを変更した感度分析を行った。

結果

主解析では、期待背景死亡数は8.33人であった。背景死亡ベンチマーク比は、報告死亡13人に対して1.56、14人に対して1.68であった。人口構成を固定して4か国の生命表を用いると、期待死亡数は8.33～12.41人、比は1.05～1.56となった。日本2019生命表のみで全員女性・全員男性という構造的境界を置くと、期待死亡数はそれぞれ5.64人、11.62人であった。4月15日を同一の転帰把握終点として70日、72日、86日の開始日アンカーを用いた場合、13人死亡に対する比は1.31～1.61であった。

結論

ダイヤモンド・プリンセス号で報告された死亡数に対して、背景死亡は数値的に無視できる大きさではなかった。この結果は死亡の再分類を行うものでも、超過死亡を推定するものでもない。本研究が示すのは「推定対象の移行 (estimand transfer)」の問題である。同じアウトブレイク死亡数でも、感染致死率を問う場合と集団死亡を問う場合とでは、必要な参照構造が異なる。

キーワード: ダイヤモンド・プリンセス、COVID-19、背景死亡、生命表、感染致死率、クルーズ船、estimand (推定対象)

1. 序論

ダイヤモンド・プリンセス号のアウトブレイクは、COVID-19疫学の初期に最も影響力のあるデータセットの一つとなった。2020年2月3日に横浜へ帰港した時点で、同船には乗客2,666人、乗員1,045人が乗船しており、乗客の平均年齢は66.1歳、女性は55%であった。感染者分母が他地域では不確実だった時期に、広範な検査と追跡が行われたため、このアウトブレイクは特に有用な情報を提供した。[1–3]

そのため初期解析は、主として感染を条件とした問いに集中した。Mizumotoらは無症候感染の割合を推定し、Russellらは死亡までの遅れと年齢構成を調整し、症例致死率 (CFR) 2.6%、感染致死率 (IFR) 1.3%を推定した。[1,2] その後の追跡では、感染者における症候化、重症化、死亡に明瞭な年齢勾配が確認された。[4]

これらの研究が問うたのは、「感染または確定診断を条件としたとき、死亡リスクはどの程度か」である。しかし、同じ死亡数を乗客コホート全体が経験した死亡として解釈すると、別の推定対象が生じる。すなわち、「同じ年齢構成の集団を同じ期間観察したときに期待される死亡と比べて、その死亡シグナルはどの程度大きい」である。

この区別が重要なのは、背景死亡がゼロではないからである。Russellらは、高齢コホートでは一部の死亡が他の原因でも生じ得ることを認めつつ、CFR/IFR解析ではCOVID-19死亡に比べて自然死亡の進行は遅いとみなした。[2] この単純化は感染致死率という推定対象には整合し得るが、数週間にわたる集団死亡の解釈へそのまま移植できるとは限らない。

近年のクルーズ船アウトブレイク研究は、これと関連する推論上の問題を示している。ChowellとMizumotoは本誌で、航海前後の曝露経路が異なる場合、船内にいる全員を数えるだけでは正しい因果的リスク集合を特定できないと論じた。[11] ダイヤモンド・プリンセス号は、これとは別の第二の問題を示す。すなわち、集団人数が明確に定義できていても、死亡数を解釈するために必要な参照構造は、推定対象が変われば変化する。正しい分母があっても、正しいベースラインが自動的に得られるわけではない。

同時期の非査読ウェブ分析では、英国の死亡率を高年齢のCOVID陽性ダイヤモンド・プリンセス乗客に適用し、期待される非COVID死亡を差し引くことで、自然死亡が無視できない可能性が論じられた。[5] 本稿では、この資料は方法論的根拠ではなく歴史的先行例としてのみ引用する。本研究は死亡数から背景死亡を差し引かない。代わりに、乗客コホート全体を年齢・時間構造化された全死因死亡と比較し、その参照期待値を因果帰属とは分離して扱う。

そこで本研究では、利用可能な死亡把握期間に整合する観察窓を設定し、2,666人の乗客に期待される背景死亡を推定した。目的は既報のIFRを修正することでも、何人がCOVID-19によって死亡したかを判定することでもない。乗客コホートの死亡経験を集団レベルで解釈するとき、背景死亡項が無視できるほど小さいかどうかを検証することである。

2. 方法

2.1 研究デザインと推定対象

公開集計データを用いた記述的な数値スケール・ベンチマーク分析を行った。対象とした推定対象は、アウトブレイク関連／COVID関連として報告された乗客死亡数と、同じ乗客コホート全体を同一の固定期間観察した場合に期待される全死因死亡との関係である。観測値と参照値では把握構造が異なるため、本解析は超過死亡研究、標準化死亡比(SMR)、寄与死亡分析、因果効果推定として設計していない。

解析対象は、2月3日の船舶名簿に基づく乗客2,666人とした。これは、公表された年齢階級構造が利用できる集団でもある。[3] 乗員は年齢構成が大幅に若く、別の死亡ベースラインが必要であるため除外した。また、感染者だけをベンチマーク対象にすると、感染を条件とした重症度の問いとなるため、主たる集団参照には用いなかった。

2.2 乗客構成と転帰

公表された乗客数は10歳階級で、0–9歳16人、10–19歳22人、20–29歳49人、30–39歳59人、40–49歳73人、50–59歳302人、60–69歳911人、70–79歳1,008人、80–89歳215人、90–99歳11人であった。[3] 年齢×性別の正確な人数は利用できなかった。各階級の中点年齢を人数で加重すると平均年齢は66.17歳となり、公表平均66.1歳とほぼ一致した。これはコホート全体の年齢位置を支持する内部キャリブレーションであるが、階級内年齢分布そのものを同定するものではない。そのため、階級の下端・平均・上端を用いた構造的感度境界を保持した。

Outcome Aは、厚生労働省のダイヤモンド・プリンセス関連系列で2020年4月15日までに報告された死亡13人とした。4月15日の個別公表資料は、その死亡を明示的に「13例目」としている。[9] 厚生労働省のクルーズ船関連報道発表一覧は、これとは別に、オーストラリア帰国後の死亡1人を記載している。Outcome Bではこの1人を加えて14人とした。[10] これらの転帰を2,666人全体の完全な全死因生死追跡とはみなさず、個々の死因の再分類も行わなかった。

2.3 観察期間

主解析期間は2020年2月3日から4月15日までの72経過日とした。2月3日は独立した疫学的アンカーであり、正式な検疫開始前に船が横浜にあり、コホートが把握されていた日である。[3] 4月15日は、厚生労働省系列における13例目の船舶関連死亡が公表された日である。[9]

同じ転帰把握終点を保つ二つの感度窓として、広い航海期間を表す1月20日～4月15日(86日)と、検疫開始を表す2月5日～4月15日(70日)を設定した。したがって70日、72日、86日の解析は、すべて4月15日という同一の転帰把握終点を維持し、開始日だけを変更している。6月8日までベンチマークを延長しなかったのは、それが転帰把握期間自体を変更するからである。感染者のCOVID-19予後については後日の追跡が存在するが、元の乗客コホート全体について、それに対応する完全な全死因生死追跡は得られない。より長い生命表期間と、固定された13人または14人の死亡系列を組み合わせることは、追跡期間が整合しない比較となる。[4]

開始日の選択は解析上重要である。期待背景死亡は経過時間とともに蓄積するため、報告死亡数が同じでも開始日を早めればベンチマーク比は低下する。主解析を航海出発日の1月20日ではなく2月3日としたのは、2月3日がコホート把握とアウトブレイク認識に独立して結びつくためである。一方、1月20日は広い航海期間の感度分析として残し、2月5日は逆方向の遅いアンカーとして検疫開始を検証する。この階層はAnalysis v1.4の最終数値凍結前に定め、背景期待値が最大になるという理由だけで最長期間を主結果とすることを避けた。

2.4 生命表ベンチマーク

中心解析には日本の2019年生命表を用いた。[12] 米国2019年、英国2017–2019年、オーストラリア2018–2020年の公的生命表は、乗客国籍を再構成するためではなく、参照生命表を変更した感度分析として用いた。[13–15]

各単年齢・性別について、年間死亡確率 q_x を、一定ハザードを仮定して w 日間のリスクへ変換した。

$$p_x(w) = 1 - (1 - q_x)^{(w/365.25)}$$

各10歳年齢階級内では、単年齢ごとの期間リスクを平均した。次に、男女別期間リスクを乗客全体の性別構成(男性45%、女性55%)で加重した。期待死亡数は年齢階級ごとに合計した。

$$E_{bg}(w) = \sum_a N_a [0.45 p_{a,m}(w) + 0.55 p_{a,f}(w)]$$

主たるベンチマーク比は次のとおりである。

$$R = D / E_{bg}(w)$$

ここでDはOutcome AまたはBである。この値を「背景死亡ベンチマーク比」と呼び、SMRや因果的な超過死亡推定と誤解されないようにした。

2.5 感度分析

仮定ごとに感度分析の層を分離した。日本生命表のみを用いる性別配分の境界として、全員女性および全員男性を設定した。年齢階級内の不確実性については、各階級の単年齢死亡率の下端、平均、上端を用いた。国別生命表感度では、男性45%・女性55%と階級平均年齢仮定を固定して参照生命表だけを変更した。

さらに、健康旅行者効果については一般人口死亡率を75%または50%に低減する一方向ストレステストを行ったが、これらを実証的補正值や確率区間とは扱わなかった。既存のクルーズ船死亡研究だけでは、ダイヤモンド・プリンセス乗客に移植可能な倍率を同定できないためである。[6–8]

最終再現性グリッドは、観察アンカー、生命表、性別構造、階級内年齢仮定、死亡率維持率の組合せからなる648シナリオで構成した。主解析および感度分析はすべてAnalysis v1.4 / Protocol Amendment v1.4で凍結した。

2.6 倫理

本研究は公開されている集計データのみを用い、個人を特定できる非公開情報や研究対象者との直接接​​触を含まない。そのため、機関倫理審査は不要と判断した。

3. 結果

日本2019生命表を用いた主解析では、72日間の期待全死因背景死亡は8.33人（非丸め値8.329246）であった。Outcome Aでは13/8.33によりベンチマーク比は1.56、Outcome Bでは14/8.33により1.68であった。したがって背景期待値は、報告死亡13人の数値スケールの64%に相当した。ただし、両者は同一の転帰構成ではない。

人口構成を固定すると、4か国の生命表による期待死亡数は8.33～12.41人、Outcome Aのベンチマーク比は1.05～1.56であった。4表のうち日本2019生命表は最も小さい背景期待値を与え、したがって最大の比を生じた。この意味で、背景死亡が数値的に重要であるという本稿の主張に対して、日本2019は最も保守的な参照表であった。これらは国籍調整済み乗客死亡率の推定ではなく、参照構造を変えた感度分析である。

日本生命表のみを用いると、全員女性という構造的境界では期待死亡5.64人、比2.31、全員男性では期待死亡11.62人、比1.12となった。すなわち、日本生命表の範囲では最も大きい背景期待値を生む性別構造でも、報告死亡数は背景ベンチマークを上回った。生命表、性別配分、階級内年齢の下端／平均／上端を組み合わせ、死亡率維持率100%とした構造的包絡範囲は0.59～4.11であった。これは統計的区間ではなくストレス境界である。

健康旅行者ストレステストでは、中心期待死亡数は死亡率維持率75%で6.25人、50%で4.16人となり、対応する比は2.08、3.12へ上昇した。

同一終点に整合した開始日アンカーを変更しても、定性的結論は変わらなかった。86日間の航海期間解析では期待死亡9.94人、Outcome A比1.31、70日間の検疫開始解析では期待死亡8.10人、比1.61であった。

表1に3つの整合アンカーの結果を示す。図1にはOutcome Aについて、プロトコルで凍結した感度分析層を示す。図中の範囲は信頼区間ではなく構造的感度境界である。

4. 考察

主要結果は単純である。この高齢コホートでは、72日間の背景死亡は無視できる項ではなかった。中心生命表による期待値は8.33人であり、日本でアウトブレイク関連／COVID関連として報告された乗客死亡13人と

比較すると、報告死亡数の方が大きいものの、背景ベンチマークは数値スケールでその64%に達した。また、3つの妥当な整合開始日アンカーで比は1.31～1.61の範囲にあった。

この64%という比較を、「報告死亡の64%はCOVID-19がなくても起きた」という意味に解釈してはならない。これは、期待全死因参照過程と、異なる把握構造をもつアウトブレイク関連死亡系列とのスケール比較である。目的は、集団死亡を推論対象とすると、欠落し得る背景死亡項が明示的に扱うべき大きさかどうかを示すことである。同じ理由から、本結果をRussellらのIFR推定の修正と解釈すべきでもない。彼らは分母、追跡論理、対象量が異なる。[2] 本稿の方法論的主張はより限定的だが一般化可能である。あるイベント数が一つの推定対象から別の推定対象へ移されるとき、元の用途に付随していた仮定を再検討しなければならない。

4.1 死亡の再分類ではなく、推定対象の移行

本研究の方法論的貢献は、「推定対象の移行」の診断である。初期のダイヤモンド・プリンセス解析は感染を条件とした重症度を推定した。[1,2,4] 同じ死亡数を乗客集団全体の死亡を特徴づけるために用いると、推定対象が変わる。その場合、集団分母、観察期間、背景全死因過程が新たに関係する。元の推定対象では無視できる仮定でも、別の推定対象へ自動的に引き継ぐことはできない。

これはChowellとMizumotoによる最近のリスク集合の議論を重複するのではなく補完する。[11] 彼らのクルーズ船の例は、船内人数が完全に把握されていても、曝露経路が異なれば因果的に不適切な分母となり得ることを示す。本研究が扱うのはその次の層である。すなわち、集団人数を受け入れたとしても、転帰を解釈するために必要なベースラインは推定対象が変われば変化する。リスク集合の定義は「誰を分母に含めるか」を問うのに対し、推定対象の移行は「どの参照過程との比較が意味をもつか」を問う。

Kobayashiらは感染者のCOVID-19予後を6月8日まで追跡し、年齢依存的な疾患転帰に関する証拠を強めた。[4] しかし、その長い疾患特異的追跡は、元の2,666人全体について完全な全死因生死追跡を提供するものではない。したがって感染重症度という推定対象は改善するが、本稿が扱う集団死亡ベンチマークを解決するものではない。

4.2 なぜ13－8.33は因果的数量ではないのか

生命表期待値を報告されたアウトブレイク関連死亡数から差し引いて、「真のCOVID-19死亡数」を求めることはできない。COVID-19死亡と他原因死亡は競合する終末イベントである。COVID-19で死亡した人は、同じ期間の後半に別の原因で死亡するリスクから外れる一方、COVID-19とともに、またはCOVID-19によって死亡した人も、死亡前にはゼロではない背景死亡リスクをもっていた。さらに、利用可能な13人または14人の系列は、乗客コホート全体の完全な全死因死亡レジストリではない。そのため、死因に関する共同反実仮想分布は同定できない。本ベンチマークが答えるのは、背景死亡項を確認せずに無視できるほど小さいかどうかだけである。

4.3 頑健性と構造的な不確実性

結論は単一の生命表に依存しない。人口構成を固定すると、4か国の参照表で比は1.05～1.56となり、日本2019は最も小さい背景期待値を与えた。また、各年齢階級で乗客全体と同じ性別配分を仮定することにも依存しない。日本のみの全員女性・全員男性という構造的境界で比は2.31と1.12であった。階級中点から得られる平均年齢66.17歳は公表値66.1歳をほぼ再現し、コホート全体の年齢位置を支持するが、階級内年齢分

布までは同定しない。そのため0.59～4.11という構造的包絡範囲は確率区間ではなく、あくまでストレス境界として扱う。

13対8.33にPoisson p値などの有意差検定は付していない。そのような計算は、両者が同一の転帰生成過程から生じたかのような含意を持つ。しかし一方はアウトブレイク関連系列、他方は全死因生命表期待値である。ここで重要な不確実性は、共通の単一確率モデルにおける標本誤差ではなく、参照集団、時間窓、年齢配分、性別配分、ベースライン死亡率という構造的な不確実性である。

健康旅行者効果は、より同定が難しい。一般人口生命表は、クルーズ旅行が可能な程度に健康な人々のベースライン死亡を過大評価する可能性があるが、既存のクルーズ死亡研究には、乗客曝露量と下船後追跡が十分に揃っておらず、移植可能な補正値を推定できない。[6–8] そのため75%と50%は、一方向の例示的ストレステストとしてのみ保持した。

4.4 背景死亡を無視できるかを判断する実務的診断

ダイヤモンド・プリンセス号は、より一般的な診断方法も示唆する。年齢群 a について、

$$E_{bg}(w) = \sum_a N_a p_a(w)$$

を観察期間 w における期待背景死亡とする。年齢別アウトブレイクモデルから攻撃率 AR_a と感染致死リスク IFR_a が得られる場合、

$$E_{out} = \sum_a N_a AR_a IFR_a$$

と定義する。その推論問題で背景死亡を無視できるのは、概念的には次の場合である。

$$E_{bg}(w) / E_{out} \ll 1$$

これは普遍的な閾値ではなく診断規則である。無視可能性が主として「ベースライン死亡率 × 観察時間」によって決まることを明示する。高齢のクルーズ集団、介護施設、長期療養施設、高齢入院コホートを数週間から数か月観察する場合には重要となり得る一方、若年集団を短期間観察する場合にはしばしば小さい。

旅行医学にとって、この含意はCOVID-19に限られない。クルーズ船、探検船、大規模集会、帰国・避難コホートは、旅行者数が明確であるため魅力的な分析対象に見える。しかし人数の可視性が解決するのは推論問題の一部にすぎない。近年のクルーズ船研究が強調するように、分母は曝露過程に対応していなければならない、さらに比較ベースラインは推定対象に対応していなければならない。[11] 特に、高齢旅行者で重篤転帰を数え、通常死亡が蓄積し得るほど観察期間が長い場合に、これらの確認が重要になる。

4.5 限界

最大の限界は転帰把握である。厚生労働省のアウトブレイク関連／COVID関連死亡系列は、2,666人全員の完全な全死因死亡レジストリではないため、因果的分解はできない。また個人別person-timeも利用できない。乗客は異なる日に下船、入院、移送、帰国したため、固定経過日による観察窓は厳密なperson-time分母ではなく、文脈的ベンチマークである。

正確な年齢および年齢×性別人数は利用できなかったため、中心モデルでは各年齢階級に全体の男性45%・女性55%を適用した。構造的境界はこの不確実性の方向を示すが、真の同時分布を再構成するものではない。

い。また、国籍×年齢情報が不十分で、多国籍乗客に加重した生命表を構築できなかったため、4か国の生命表は感度参照としてのみ用いた。

最後に、一定ハザードによる期間変換と固定窓設計はいずれも近似であり、一般人口生命表が健康な旅行者を完全には表さない可能性がある。これらの限界は数値ベンチマークの不確実性を広げるが、背景死亡項をゼロと仮定する根拠にはならない。

5. 結論

ダイヤモンド・プリンセス号の乗客2,666人を対象とした72日間の主解析では、期待背景死亡は8.33人であり、日本でアウトブレイク関連／COVID関連として報告された乗客死亡13人と比較された。報告死亡数の方が大きかったが、背景死亡は数値的に無視できず、整合した観察アンカー間でベンチマーク比は1.31～1.61にとどまった。

この含意は方法論的であり、死因の再分類ではない。閉鎖的な旅行コホートは一見きれいな人数を与えるが、その数値を別の問いへ移すと推論エラーが生じ得る。同じアウトブレイク死亡数でも、感染致死率の解釈と乗客集団死亡の解釈では必要な参照構造が異なる。ダイヤモンド・プリンセス号は、高齢コホートのアウトブレイク数値を集団レベルの死亡主張へ再利用するときに確認すべき「推定対象の移行」の問題を示している。

著者情報

著者貢献

George Kujo: Conceptualization (概念化)、methodology (方法論)、formal analysis (形式解析)、investigation (調査)、data curation (データ整理)、writing—original draft (初稿執筆)、writing—review and editing (レビュー・編集)、project administration (プロジェクト管理)。

データ利用可能性

本研究で使用した集計コホートデータは、本文で引用した公開資料に由来する。乗客年齢階級データ、修正版primary-results表、日本2019生命表の階級別再現表、source manifest、648シナリオ感度分析グリッド、解析コード、SHA-256 manifestを含む凍結再現性アーカイブをZenodoで公開する。Repository DOI: [Zenodo登録後に追記]。

コード利用可能性

凍結解析アーカイブには、主解析、プロトコルで凍結した感度分析グリッド、図1を再現するための入力とコードを収載する。主たる数値実装は Analysis v1.4 / Protocol Amendment v1.4 — FINAL FREEZE である。アーカイブ内のSHA-256値は付属manifestに記載する。

生成AIの利用

原稿作成過程で、OpenAI ChatGPT/CodexおよびAnthropic Claudeを、文章編集、コード補助、整合性確認、敵対的レビューに使用した。著者は、出典上の主張、解析入力、計算、方法論上の判断、最終文言を独立して確認し、本稿の内容に全責任を負う。

研究資金

[Zenodo登録前に確定]

利益相反

[Zenodo登録前に確定]

参考文献

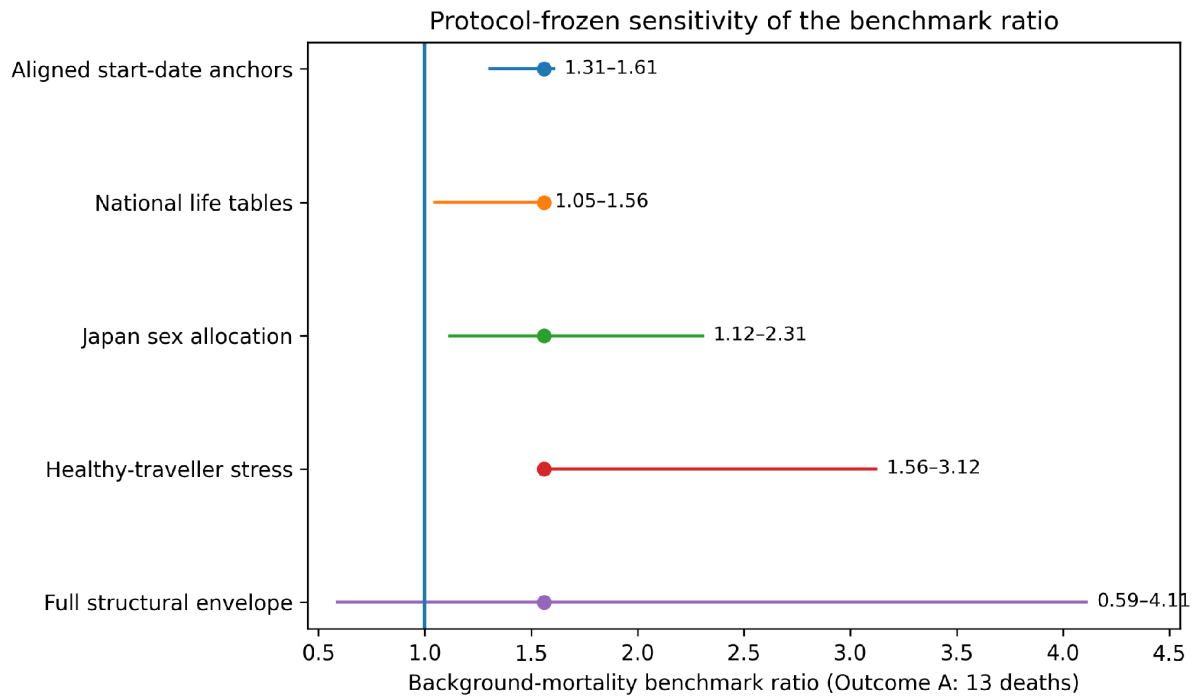
1. Mizumoto K, Kagaya K, Zarebski A, Chowell G. Estimating the asymptomatic proportion of coronavirus disease 2019 (COVID-19) cases on board the Diamond Princess cruise ship, Yokohama, Japan, 2020. *Euro Surveill.* 2020;25(10):2000180. doi:10.2807/1560-7917.ES.2020.25.10.2000180.
2. Russell TW, Hellewell J, Jarvis CI, et al. Estimating the infection and case fatality ratio for coronavirus disease (COVID-19) using age-adjusted data from the outbreak on the Diamond Princess cruise ship, February 2020. *Euro Surveill.* 2020;25(12):2000256. doi:10.2807/1560-7917.ES.2020.25.12.2000256.
3. Expert Taskforce for the COVID-19 Cruise Ship Outbreak. Epidemiology of COVID-19 outbreak on cruise ship quarantined at Yokohama, Japan, February 2020. *Emerg Infect Dis.* 2020;26(11):2591–2597. doi:10.3201/eid2611.201165.
4. Kobayashi T, Yoshii K, Linton NM, Suzuki M, Nishiura H. Age dependence of the natural history of infection with severe acute respiratory syndrome coronavirus 2 (SARS-CoV-2): an analysis of Diamond Princess data. *Int J Infect Dis.* 2022;115:109–115. doi:10.1016/j.ijid.2021.12.319.
5. Lewis N. COVID-19: Data from the Diamond Princess cruise ship implies that UK modelling hugely overestimates the expected death rates from infection. Web analysis. Originally published 25 March 2020; updated 27 March 2020. Non-peer-reviewed. <https://nicholaslewis.org/covid-19-updated-data-implies-that-uk-modelling-hugely-overestimates-the-expected-death-rates-from-infection/>. Accessed 30 August 2026.
6. Dahl E. Passenger mortalities aboard cruise ships. *Int Marit Health.* 2001;52(1–4):19–23. PMID: 11817837.
7. Oldenburg M, Herzog J, Püschel K, Harth V. Mortality of German travellers on passenger vessels. *J Travel Med.* 2016;23(1):tav003. doi:10.1093/jtm/tav003.

8. Lawson CJ, Dykewicz CA, Molinari NAM, Lipman H, Alvarado-Ramy F. Deaths in international travelers arriving in the United States, July 1, 2005 to June 30, 2008. J Travel Med. 2012;19(2):96–103. doi:10.1111/j.1708-8305.2011.00586.x.
9. Ministry of Health, Labour and Welfare, Japan. Death of a patient associated with the cruise ship quarantined at Yokohama (13th death). 15 April 2020.
https://www.mhlw.go.jp/stf/newpage_10870.html. Accessed 1 September 2026.
10. Ministry of Health, Labour and Welfare, Japan. Press-release index for COVID-19 charter-flight and cruise-ship cases; cruise-ship section notes one death after Australian repatriation separately from the Japan-reported series. 2020.
https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/0000121431_00108.html. Accessed 1 September 2026.
11. Chowell G, Mizumoto K. Counting everyone onboard is not enough: modelling lessons from the MV Hondius Andes virus outbreak. J Travel Med. Published online 23 June 2026:taag036. doi:10.1093/jtm/taag036.
12. Ministry of Health, Labour and Welfare, Japan. Abridged Life Tables for Japan 2019. 2020.
<https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/life/life19/dl/life19-15.pdf>. Accessed 1 September 2026.
13. Arias E, Xu J. United States Life Tables, 2019. Natl Vital Stat Rep. 2022.
<https://stacks.cdc.gov/view/cdc/231916>. Accessed 1 September 2026.
14. Office for National Statistics. National life tables—life expectancy in the UK: 2017 to 2019. 2020.
<https://www.ons.gov.uk/releases/nationallifetablesuk2017to2019>. Accessed 1 September 2026.
15. Australian Bureau of Statistics. Life tables, 2018–2020. 2021.
<https://www.abs.gov.au/statistics/people/population/life-expectancy/2018-2020>. Accessed 1 September 2026.

表1 整合した主要観察アンカーの結果

観察アンカー	期待背景死亡	Outcome A	A比	Outcome B	B比
72日:2月3日–4月15日(主解析)	8.33	13	1.56	14	1.68
86日:1月20日–4月15日	9.94	13	1.31	14	1.41
70日:2月5日–4月15日	8.10	13	1.61	14	1.73

図1 背景死亡ベンチマーク比のプロトコル凍結感度分析



Outcome Aは報告された乗客死亡13人を用いる。点は、日本2019生命表、72日、男性45%・女性55%、階級平均、死亡率維持率100%という主解析シナリオ（比1.56）を示す。横線は順に、整合した開始日アンカー、人口構成を固定した4か国生命表、日本のみの性別配分境界、健康旅行者ストレステスト、生命表・性別配分・階級内年齢シナリオを組み合わせた死亡率維持率100%の全構造的包絡範囲を示す。縦線1.0は、報告アウトブレイク関連死亡数と生命表背景期待値が等しい位置である。これらの範囲は感度境界であり、統計的信頼区間ではない。図中ラベルは英語投稿稿と共通である。