

救急搬送され救命された心肺停止傷病者の予後に関する
道路整備のアウトカムとその便益の評価：
サンプルセレクションを考慮した順序反応モデルアプローチ

坂本 直樹, 生川 雅紀

Research Group of Economics and Management

No. 2016-E03

2016.12

Discussion Paper Series



Department of Law, Economics and Public Policy
Faculty of Literature and Social Sciences
Yamagata University
Yamagata, Japan

救急搬送され救命された心肺停止傷病者の予後に関する 道路整備のアウトカムとその便益の評価： サンプルセレクションを考慮した順序反応モデルアプローチ*

坂本 直樹[†]， 生川 雅紀[‡]

2016年12月

概要

本研究は、ウツタイン統計データを用い、道路整備による救急搬送時間の短縮について、救急搬送され救命された心肺停止傷病者の予後を表す「機能良好」、「中等度障害」、「高度障害」、「昏睡」をアウトカムとする評価を行った。分析手法としては、サンプルセレクションを組み込んだ順序反応モデルを採用し、それに基づく限界確率効果と平均予測確率を算出した。その結果、「覚知から接触までの時間」の短縮につながる道路整備は、救急搬送され救命された心肺停止傷病者の予後の改善に有効であることが確認された。さらに、わが国の公共事業評価で用いられているVSLを準用することにより、救急搬送され救命された心肺停止傷病者の社会復帰率が「覚知から接触までの時間」の短縮により上昇することに対する1人当たりのWTPを計測した。この1人当たりWTPを「覚知から接触までの時間」が20分以上かかるケースに限定して計測したところ、「覚知から接触までの時間」を平均値である30分から10分短縮する場合は90円/年であることがわかり、短縮時間が長くなるほど、この額が高くなることが確認された。

JEL classification: R42, C34, D61

Keywords: アウトカム評価, 便益評価, 道路整備, ウツタイン統計データ, 生活の質, 救急搬送時間, 順序反応モデル, サンプルセレクション

1 はじめに

道路は公共資本または公共財として、それを利用するあらゆる企業または家計に対して便益をもたらす。公共資本としての道路は、生産要素や生産物の輸送において、他の交通系公共資本に対して代替的な役割を果たすほか、輸送時間や輸送費を節約するという意味では中間財などの他の生産要素に対して補完的な役割を果たす。一方、公共財としての道路は、消費において代替的または補完的な役割を果たす。家計の移動手段としてみれば、道路は他の交通系公共資本に対して代替的であり、ドライブのように道路の直接的利用が他の余暇活動に対して代替的である場合もある。また、家計内で生産されるものとして余暇活動を捉えれば、道路は短時間で複数の地点を周遊することを可能とし、余暇活動をより充実したものとする。この意味で道路は家計内生産において補完性を持っているということが出来る。

さらに道路は救急医療サービスに対して生産と消費の両面において補完性を持っている。生命の危機に瀕した傷病者に対しては、適切な応急処置とともに医療機関への迅速な救急搬送が不可欠であるが、道路は後者に資するものである。道路整備により救急搬送時間が短縮されることは、公共部門が生産する救急医療サービスの質を高めることにつながる。また、消費が生

*本研究は、文部科学省科学研究費基盤研究B（課題番号25289158）の助成を受けている。

[†]山形大学学術研究院（人文学部担当），山形市小白川町1-4-12（E-mail: nsakamoto@human.kj.yamagata-u.ac.jp）。

[‡]岡山大学大学院社会文化科学研究科，岡山市北区津島中3-1-1。

存を前提とするという意味では、道路整備による救急搬送時間の短縮は消費生活自体を補完するものでもある。

道路整備により救急搬送時間が短縮される場合、そのアウトカム（Outcome）はどのように捉えられるべきであろうか。そのひとつは救命率である。Cara (1977)のカーラー救命曲線（Golden Hour Principle）によれば、心臓停止の場合はその発生から3分後に死亡率が50%に達し、呼吸停止と大量出血の場合はそれぞれ10分後と30分後に死亡率が50%に達する。したがって、道路整備により救急搬送時間を短縮することは救命率の向上につながると考えられる。また、わが国の統計データを用いて救急搬送時間と救命率との関係を分析した研究として、橋本ら (2002)、鮎川ら (2009)、坂本ら (2011)、瀧本ら (2013)がある。このうち、坂本ら (2011)と瀧本ら (2013)は、救急搬送された心肺停止傷病者の個票データであるウツタイン統計データ（The Utstein Style Data）を用いて、道路整備の費用便益分析の観点から、救急搬送時間の短縮が1ヵ月後の生存率を向上させることを統計的に明らかにしている。

しかしながら、救命率だけをアウトカムとするのは不十分である。救命後に社会復帰できたかという救命された傷病者の予後（Prognosis）もアウトカムとして重要である。道路整備による救急搬送時間の短縮は、傷病者の身体へのダメージを軽減することにつながり、予後を改善するかもしれない。Mashiko et al. (2002)や山下 (2014)は、ウツタイン統計データを用い、救急搬送された心肺停止傷病者の予後に関して分析している。しかし、救急搬送され救命された心肺停止傷病者だけを対象として、しかも道路整備のアウトカムの観点から予後を分析した研究は見当たらないようである。

ウツタイン統計データのなかには予後に関する項目がある。ウツタイン統計データとは、院外心肺停止（OHCA: Out-of-Hospital Cardiac Arrest）となり、救急搬送された傷病者について、国際的な基準により収集されている個票データであり、わが国では2004年から総務省消防庁が全国規模でその収集を行っている。心肺停止状態となり救急搬送された傷病者は、わが国では年間約11万件発生しており、そのすべての傷病者に関するデータが総務省消防庁の「ウツタイン調査オンラインシステム」によって収集されている。その内容は「心停止の目撃」、「バイスタンダーCPR」、「初期心電図波形」、「救急救命処置等の内容」、「時間経過」、「心停止の推定要因」、「転帰及び予後」というように大きく分けることができる。このうち、「転帰及び予後」には、心肺停止傷病者の予後における生活の質（QOL: Quality of Life）を評価するために国際的に用いられているグラスゴー・ピッツバーグ脳機能・全身機能カテゴリー（The Glasgow-Pittsburg Outcome Categories）があり、脳機能（CPC: Cerebral Performance Categories）と全身機能（OPC: Overall Performance Categories）のそれぞれの予後について、「機能良好」、「中等度障害」、「高度障害」、「昏睡」、「死亡もしくは脳死」の5段階で評価している。したがって、救急搬送され救命された心肺停止傷病者の予後は、「死亡もしくは脳死」を除く4つの段階で評価される。

そこで、本研究では、道路整備による救急搬送時間の短縮について、救急搬送され救命された心肺停止傷病者の予後を表す「機能良好」、「中等度障害」、「高度障害」、「昏睡」をアウトカムとする評価を行う。救急搬送時間には、道路整備により救急搬送時間が短縮された場合に予後改善への効果が大きいと考えられる「覚知から接触までの時間」を用いる。ここで、「覚知から接触までの時間」とは、119番が救急隊に入電してから（覚知）、傷病者に接触する（接触）までの時間である。この時間が短縮されることは救急隊の心肺停止傷病者に対する医療処置が早期に開始されることを意味する。

アウトカム評価のための分析手法としては、「機能良好」、「中等度障害」、「高度障害」、「昏睡」を4段階のカテゴリー（選択肢）変数とする順序反応モデル（Ordered Response Model）を用いる。説明要因には「覚知から接触までの時間」のほか、「心停止の目撃」、「バイスタンダーCPR」、「初期心電図波形」、「救急救命処置等の内容」、「時間経過」、「心停止の推定要因」に関する変数を用いる。ウツタイン統計データにより、このモデルを推定して、各順序カテゴリー変

数に該当する確率が外生的要因の変化に対して平均的にどれだけ変化するかを表す限界確率効果や、各順序カテゴリー変数に該当する平均的な確率を表す平均予測確率を算出して、アウトカム評価を行う。ただし、今回のような分析において、対象とするウツタイン統計データから「死亡もしくは脳死」に該当しないデータのみを選び出して順序反応モデルを推定すると、サンプルセレクションバイアス（Sample Selection Bias）が生じる恐れがある。そこで、本研究では、サンプルセレクションを組み込んだ順序反応モデルである Sample Selected Ordered Probit モデルを用いて分析を行う。

さらに、本研究では、「覚知から接触までの時間」が短縮されることによりアウトカムの平均予測確率が変化することに対する便益の評価を試みる。具体的には「覚知から接触までの時間」が20分以上かかる場合について、「機能良好」または「中等度障害」に該当する「社会復帰あり」となる確率が上昇することに対する便益を計測する。なお、この計測にあたっては、死亡あるいは社会復帰ができないような状態となる確率の上昇に対する限界支払意思額（MWTP: Marginal Willingness to Pay）が統計的生命の価値（VSL: Value of a Statistical Life）と等しいと仮定して、わが国の公共事業評価において用いられている統計的生命の価値である2.26億円を準用する。

本研究の構成は以下のとおりである。第2節では、データ概要と分析手法について述べる。第3節では推定結果を示し、第4節と第5節ではそれぞれアウトカム評価と便益評価を行う。第6節では結論と課題をまとめるものとする。

2 データと分析手法

2.1 データ概要

本研究では、道路整備により救急搬送時間が短縮されることのアウトカムについて、救急搬送され救命された心肺停止傷病者の予後に焦点をあてる。したがって、ウツタイン統計データのグラスゴー・ピッツバーグ脳機能・全身機能カテゴリーのうち「死亡もしくは脳死」に該当するデータは救命されなかったケースとみなして分析の対象とせず、脳機能（CPC）と全身機能（OPC）のそれぞれについて、状態の良い順に、「機能良好」、「中等度障害」、「高度障害」、「昏睡」の4段階によりアウトカムを評価する。さらに、CPCとOPCがともに「機能良好」か「中等度障害」である状態を社会復帰（SR: Social Rehabilitation）と定義して、これもアウトカム指標として用いる。この社会復帰の定義は総務省消防庁（2014）等に基づくものである。以上で述べた本研究で対象とするウツタイン統計データは図1のようにまとめられる。なお、本研究では分析に際して、最新の2012年のウツタイン統計データを用いている。

アウトカムを説明する要因として用いる変数は以下のとおりとしている。第一に、搬送時間の変数は、覚知から接触までと覚知から収容までの各時間とする。なお、後述するように、覚知から収容までの時間を用いることで、パラメータの識別性を保証するモデリングとなる。第二に、個人属性の変数は性別と年齢を用いている。年齢については、Nishiuchi et al. (2008)を参考にしつつ、18歳以下、19歳以上80歳以下、81歳以上の三区区分とし、19歳以上80歳以下を基準にダミー変数を設定した。第三に、バイスタンダーによる心肺蘇生の実施を表すものとして、心臓マッサージ、人口呼吸、市民による除細動を取り上げている。第四に、救急隊が接触した後の初期心電図波形を表す変数としては、心室細動、無脈性心室頻拍、心静止を用いている。第五に、除外診断による心原性を基準に、脳血管障害、呼吸器系疾患、悪性腫瘍、外因性、その他心原性にダミー変数を設定し、心停止の推定要因を表す変数とした。第六に、救急隊の体制および処置を表すものとして、救急救命士の乗車、医師の乗車、医師の2次救命処置、救急隊等による除細動を用いている。その他、傷病者の心停止が目撃されたかどうか（心停止の

目撃), 病院収容までに心拍再開があったかどうか(心拍再開)を表す変数も用いている. 変数の定義等詳細は表1を参照されたい. また, CPC, OPC, SR および説明変数の基本統計量を表2と表3に示した. 表2は, 対象とするウツタイン統計データ全体の基本統計量であり, 表3は, 「死亡もしくは脳死」に該当するデータを除いた選択サンプルの基本統計量である.

2.2 順序反応モデル

CPC と OPC は前節で見たように, 4 段階のカテゴリー(選択肢)変数である, すなわち, 順序付きの離散値(正の整数)を取る反応変数と見なすことができるため, 本研究では, アウトカム評価の分析手法として, 順序反応モデル(Ordered Response Model)を採用し, ここでは, 主に Winkelmann & Boes (2009) を参考にしつつその枠組みについて説明するが, 広範囲に渡る同モデルのサーベイとしては Greene & Hensher (2010) がある. 他方, SR については社会復帰を 1, それ以外を 0 とすれば 2 値変数となることから, 通常の 2 値反応モデル(Binary Response Model)を用いることになるが, これは 2 段階のカテゴリー変数と見なせるため, 順序反応モデルの最も単純なケースとして含まれている.

まず, 順序付きの離散値(正の整数)となる反応変数を y , つまり, $y = j \in \{1, 2, \dots, J\}$ であり, J はカテゴリー(選択肢)数を表しているとする. 順序反応モデルの基盤にある仕組みは次のような潜在変数 y^* を考えることである:

$$y^* = \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta} + u. \quad (1)$$

ここで, \mathbf{x} は説明変数ベクトル ($K \times 1$), $\boldsymbol{\beta}$ は対応する係数ベクトル ($K \times 1$), u は \mathbf{x} とは独立な誤差項である. ただし, 便宜上, \mathbf{x} に切片は含まれていないものとする. このように, 潜在変数 y^* は線形回帰モデルとして定式化されるが, 観測できない連続値を表している点に留意すべきである. このとき,

$$y = j \quad \text{if} \quad \alpha_{j-1} < y^* \leq \alpha_j, \quad j = 1, \dots, J. \quad (2)$$

の対応関係を想定することにより, 潜在変数 y^* が特定の範囲に入る結果として, 順序付き離散値の反応変数 y が観測されると見なすことができる. ここで, パラメータ $\alpha_0 < \alpha_1 < \dots < \alpha_J$ がカテゴリーの境界を定めており, とくに「閾値(Threshold)」と呼ばれている.

誤差項 u の累積分布関数を $F(\cdot)$ とし, 標準的な仮定を満たしているとする, 式(1)の潜在変数モデルとその離散値への対応関係である式(2)から, 反応変数の条件付確率分布が得られる, すなわち, 各順序付き選択肢の確率が以下のように表せる:

$$\pi_j(\boldsymbol{\theta}) = P(y = j | \mathbf{x}; \boldsymbol{\theta}) = F(\alpha_j - \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}) - F(\alpha_{j-1} - \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}), \quad j = 1, \dots, J. \quad (3)$$

ここで, $\boldsymbol{\theta} = (\alpha_1, \dots, \alpha_{J-1}, \boldsymbol{\beta})'$ はパラメータベクトルとなり, また, 潜在変数 y^* が実数の範囲をとりうるように, $\alpha_0 = -\infty$, $\alpha_J = \infty$ であるとする. このとき, 一般的には累積分布関数の性質より, $F(-\infty) = 0$, $F(\infty) = 1$ となるので,

$$\sum_{j=1}^J \pi_j(\boldsymbol{\theta}) = 1 \quad (4)$$

が成立していることが容易にわかる. 順序反応モデルは, 累積分布関数 $F(\cdot)$ にロジスティック分布 $\Lambda(\cdot)$, あるいは, 標準正規分布 $\Phi(\cdot)$ を仮定した場合, 「順序ロジットモデル(Ordered Logit Model)」, あるいは, 「順序プロビットモデル(Ordered Probit Model)」とそれぞれなる. 本研究では, 次節で取り上げるサンプルセレクションを考慮したモデルへの拡張を踏まえ, 分析は

すべて後者のモデルを用いて行っている。また、 $J = 2$ の場合には形式的に $h = j - 1$ と変換してやると、 $\pi_1(\boldsymbol{\theta}) = 1 - P(y = 0 | \mathbf{x}; \boldsymbol{\theta}) = 1 - F(\alpha_1 - \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta})$ となり、前述したように、通常の 2 値反応モデル（ロジットモデル（Logit Model）やプロビットモデル（Probit Model）など）が最も単純なケースとして含まれていることが見て取れる。

関心対象となるパラメータ $\boldsymbol{\theta}$ の推定には、通常、最尤法が用いられる。各個体 $i (= 1, \dots, N)$ に対する指示関数を $d_{ij} = I(y_i = j)$ と置き、式 (3) を $\pi_{ji}(\boldsymbol{\theta})$ と表記すると、対数尤度関数は

$$\ln L(\boldsymbol{\theta}) = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^J d_{ij} \ln \pi_{ji}(\boldsymbol{\theta}) \quad (5)$$

として与えられるので、 $\boldsymbol{\theta}$ に関して最大化することによって最尤推定量が得られる。

観測されない潜在変数 y^* に関して形式的には線形回帰モデルとなっているが、実際には順序反応モデルは式 (3) からわかるように、順序付き選択肢の条件付確率を定式化しており、累積分布関数が非線形であることを踏まえると、一般的な線形回帰モデルと異なり、係数パラメータの解釈には注意が必要である。そこで、最も基本的な概念であると考えられる「限界確率効果（MPE: Marginal Probability Effect）」を導入する。表記上の簡略化のため個体を表す i を外すと、選択肢 $j (= 1, \dots, J)$ に対する、 $k (= 1, \dots, K)$ 番目の説明変数の MPE は下記のように定義することができる：

$$\text{MPE}_{jk} = \frac{\partial \pi_j(\boldsymbol{\theta})}{\partial x_k} = \frac{\partial}{\partial x_k} \{F(\alpha_j - \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}) - F(\alpha_{j-1} - \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta})\} = \{f(\alpha_j - \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}) - f(\alpha_{j-1} - \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta})\} \beta_k.$$

ここで、 $f(z) = dF(z)/dz$ は確率密度関数である。係数パラメータのみならず、説明変数の関数となっているため、個体ごとに異なることに加えて、観測される変数は順序付きのカテゴリ変数であるため、対象となる個体がどの段階に属しているかによって、MPE は変動することに留意する必要がある。よく用いられる一つの方法としては、順序付きの選択肢ごとに MPE の標本平均を取る「平均限界確率効果（AMPE: Average Marginal Probability Effect）」があり、下記として与えられる：

$$\text{AMPE}_{jk} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\partial \pi_{ji}(\boldsymbol{\theta})}{\partial x_k} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \{f(\alpha_j - \mathbf{x}'_i \boldsymbol{\beta}) - f(\alpha_{j-1} - \mathbf{x}'_i \boldsymbol{\beta})\} \beta_k. \quad (6)$$

また、留意すべき点として、式 (4) から各 MPE は次の性質を満たすことが容易に見て取れる：

$$\sum_{j=1}^J \text{MPE}_{jk} = \sum_{j=1}^J \frac{\partial \pi_{ji}(\boldsymbol{\theta})}{\partial x_k} = 0, \quad k = 1, \dots, K.$$

上記の性質は限界効果に関してやや特徴的な側面ではあるが、直感的に各選択肢における説明要因の影響を把握しやすいため、本研究でも 3 節の分析では係数パラメータを推定値で置き換えることによって得られる推定結果を取り上げている。

2.3 サンプルセレクションモデル

本研究では救命された心肺停止傷病者の予後を分析対象としているため、図 1 のフロー図からも明らかなように、CPC と OPC がともに「5」となる「死亡・脳死」の心肺停止傷病者は除外されることになる。このことから、生存者のみで予後の状態を表すカテゴリカルデータが観測される一方で、それ以外の傷病者は予後のデータが欠損していると見なされる。これは **Incidental Truncation** と呼ばれるサンプルセレクション（Sample Selection）問題の一種となっている。こ

の場合に、選択されたサンプル、すなわち、予後の観測できる1ヵ月生存の心肺停止傷病者のみに対象サンプルを絞って分析を行うと、パラメータ推定量の一致性を欠落させる「サンプルセレクションバイアス (Sample Selection Bias)」(Heckman (1979)) を生じさせる恐れがあり、もはや分析結果は信頼性を失ってしまう(詳細については上記論文に加え、Wooldridge (2010, Ch. 19) や Vella (1998) 等を参照)。このような問題を回避するために、本節では、前節の順序反応モデルにサンプルのセレクションメカニズム (Selection Mechanism) を組み込んだモデルを導入する。

密接に関連するアプローチとして、ウツタイン統計データにおいて「死亡・脳死」の傷病者を「0」とすることによってサンプルの選択を行わず、この特定の値であるゼロが極端に多いデータと想定した、いわゆる「ゼロ過剰モデル (Zero-Inflated Model)」で扱う方法が考えられる。順序反応変数に対しては Harris & Zhao (2007) が Zero-Inflated Ordered Probit (ZIOP) モデルを提案している。しかしながら、予後はそもそも生存した心肺停止傷病者に対してしか観測されない点に着目すると、後述するように、ZIOP モデルの誤差項間の相関を許した一般的なモデルとこの節で取り上げる Sample Selected Ordered Probit モデルが同様になると見なせることから、本研究での分析は、欠損値としている死亡・脳死の予後状態をゼロと置いたゼロ過剰モデルで取り扱っていると捉えることもできよう。

まず、留意すべき点として、生存かそれ以外(死亡)かといった傷病者の状態によって予後が観測されるか否かに選別されるため、これに対応する観測方式を表す「セレクション方程式 (Selection Equation)」が必要となる。そこで、潜在変数 z^* を用いて次のように定式化する：

$$z^* = \mathbf{w}'\boldsymbol{\gamma} + v. \quad (7)$$

ここで、 \mathbf{w} は説明変数ベクトル ($L \times 1$)、 $\boldsymbol{\gamma}$ は対応する係数ベクトル ($L \times 1$)、 v は \mathbf{w} とは独立な誤差項である。このとき、 $z = I(z^* > 0)$ とすると2値反応モデルとなり、この定式化は、 $z = 1$ の場合が観測・選択されたサンプルであることを描写するモデルとなっている。本研究の枠組みで言えば、上述したように心肺停止傷病者は生存・死亡でセレクションされ、生存者に対して予後が観測される過程となっているので、式(7)は「救命曲線の推定」の議論に対応すると考えられよう(詳細は瀧本ら (2013) を参照)。

前節で取り上げた「アウトカム方程式 (Outcome Equation)」となる順序反応モデルに、式(7)で表されるサンプルセレクションメカニズムを取り入れたモデルは、式(1)、(2)と組み合わせることによって、以下のような方程式システムとして与えられる：

$$\begin{aligned} y^* &= \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta} + u \\ z^* &= \mathbf{w}'\boldsymbol{\gamma} + v \end{aligned} \quad \begin{bmatrix} u \\ v \end{bmatrix} \sim N \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix} \right), \quad (8)$$

$$z = I(z^* > 0),$$

$$y = \sum_{j=1}^J jI(\alpha_{j-1} < y^* \leq \alpha_j)z.$$

$z = 1$ の場合、 $y = j \in \{1, 2, \dots, J\}$ が観測され、 $z = 0$ の場合、 $y =$ 欠損値、となるモデルとなっていることがわかる (De Luca & Perotti (2011) も参照)。ここで、誤差項ベクトル $(u, v)'$ は $(\mathbf{x}', \mathbf{w}')$ とは独立な確率変数であり、2変量標準正規分布に従うとし、パラメータ識別のために、各分散は1に標準化されている。また、 ρ は各方程式の誤差項間の相関係数を表し、とくに、 $\rho = 0$ の場合は、誤差項が互いに独立となるので、各方程式を個別に推定することと同値、すなわち、サンプルセレクションバイアスが生じていないことを意味する。このように正規分布を仮定することによって、アウトカム方程式は順序プロビットモデル、セレクション方程式はプロビットモデルである、2方程式システムとして定式化できる。以上から、サンプルセレクト

ションを考慮したことによって、正規分布の仮定の下、各個体を表す添え字を i とすると、前節の式 (5) の対数尤度関数は下記のように書き換えられる：

$$\ln L(\theta) = \sum_{z_i=0} \ln \pi_{0i}(\theta) + \sum_{z_i=1} \sum_{j=1}^J d_{ij} \ln \pi_{1ji}(\theta)$$

ここで、対数尤度関数を構成する各確率関数は、表記上の単純化のために i を省略すると、

$$\pi_0(\theta) = P(z = 0 | \mathbf{w}; \theta) = 1 - \Phi(\mathbf{w}'\boldsymbol{\gamma}),$$

$$\pi_{1j}(\theta) = P(y = j, z = 0 | \mathbf{x}, \mathbf{w}; \theta) = \Phi_2(\alpha_j - \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}, \mathbf{w}'\boldsymbol{\gamma}) - \Phi_2(\alpha_{j-1} - \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}, \mathbf{w}'\boldsymbol{\gamma}), \quad j = 1, \dots, J-1, \quad (9)$$

$$\pi_{1J}(\theta) = P(y = J, z = 0 | \mathbf{x}, \mathbf{w}; \theta) = \Phi_2(-\alpha_{J-1} + \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}, \mathbf{w}'\boldsymbol{\gamma})$$

として与えられる。式 (9) における Φ_2 は 2 変量標準正規分布の累積分布関数を表しており、また、推定対象のパラメータは $\theta = (\alpha_1, \dots, \alpha_{J-1}, \boldsymbol{\beta}', \boldsymbol{\gamma}', \rho)'$ となる (サンプルセレクションモデルにおける尤度関数の詳細な導出については De Luca & Perotti (2011) 等を参照)。ただし、式 (5) と異なり、式 (8) の下では、標本サイズ N は y が欠損値の場合も含むことには留意すべきである。この対数尤度関数の最大化から、サンプルセレクションバイアスを除去したアウトカム方程式のパラメータ推定量を得ることができる。

上記の定式化において、パラメータの識別性には注意を要する。式 (8) は非線形の方程式システムとなっているため、 $\mathbf{x} = \mathbf{w}$ であったとしてもパラメータは識別されてしまう。システムの定式化からある程度共通の変数が用いられやすいことが考えられるが、De Luca & Perotti (2011, p.215) や Wooldridge (2010, p.814) で指摘されているように、安定したパラメータ推定値が得られる、信頼できる分析を行うためには、 \mathbf{w} の変数の内、少なくとも一つは \mathbf{x} に含まれない「除外制約 (Exclusion Restriction)」を満たすべきであるとされている。本研究では、「覚知から接触までの時間」がアウトカムに与える影響に焦点をあてていることから、搬送時間を表す変数について、この時間を \mathbf{x} に含め、「覚知から収容までの時間」は \mathbf{w} に含めることとする。ただし、後者の変数セットには、さらに「心停止の目撃」と「心拍再開」の各ダミー変数と搬送時間の交差項を加えているが、「心停止の目撃」のダミー変数は外している。これらの搬送時間に関連する変数と「心停止の目撃」ダミー変数以外はすべて \mathbf{x} と \mathbf{w} で同一としている。このようなモデリングとすることによって、パラメータの識別性を保証する除外制約が満たされうると考えられる。

また、Harris & Zhao (2007) の ZIOP モデルは式 (8) で y がゼロもとりうるように、すなわち、 $y = j \in \{0, 1, 2, \dots, J\}$ と定式化しており、本節の枠組みでは、式 (9) の $\pi_0(\theta)$ が $y = 0$ と $z = 0$ の同時確率となるので、 $y = 0$ に対応するカテゴリーとの整合性を保つため形式的に $\alpha_0 = 0$ と変更すると、 $\pi_0(\theta) = P(y = 0, z = 0 | \mathbf{x}, \mathbf{w}; \theta) = 1 - \Phi(\mathbf{w}'\boldsymbol{\gamma}) + \Phi_2(\alpha_0 - \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}, \mathbf{w}'\boldsymbol{\gamma})$ となり、ZIOP モデルの各確率関数が与えられる。しかしながら、上述したように、本研究の対象としているウツタイン統計データの予後状態については、1 ヶ月生存した傷病者のみに対して観測されるとすべきであり、その場合にはアウトカム方程式はゼロをとりえない、つまり、生存者に対して予後の状態が死亡・脳死は起こりえないため、ZIOP モデルによるアプローチを採用したとしても、アウトカム方程式における順序カテゴリー変数からゼロが除かれてしまい、上記の同時確率を考慮に入れる必要が生じず、第二項である $\Phi_2(\alpha_0 - \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}, \mathbf{w}'\boldsymbol{\gamma})$ は存在しないことになる。結果として、本研究の Sample Selected Ordered Probit モデルを用いた場合と尤度関数が同一となり、同様の分析となることがわかる。

3 分析結果

3.1 順序反応モデルによる推定結果

表4は、全サンプルから「死亡・脳死」のサンプルを除いた6210サンプルに限って、順序プロビット・プロビットモデルを推定した結果である。また、表5は、全サンプルを使って、サンプルセレクションを含めた順序プロビット・プロビットモデルを推定した結果である。また、標準誤差については頑健な分散行列推定量 (Huber (1967), White (1982)) から計算されている。なお、本研究の分析はすべて統計解析ソフト Stata を用いて行っている。前節で説明したようにサンプルセレクションを含めて推定すべきかどうかは、セレクション方程式の誤差項がアウトカム方程式の誤差項と互いに独立であるかどうかによって判断される。表5を見ると、これら誤差項の相関係数 ρ は、CPC, OPC, SR のいずれについても10%水準でさえ有意とはならない、つまり、帰無仮説 ($H_0: \rho = 0$) が棄却されない。しかしながら、25%水準程度であれば、CPC, OPC, SR のすべてにおいて棄却できることがわかる。同様の仮説に対するWald統計量が「Wald(ρ)」であり、そのP-値はそれぞれ0.199, 0.229, 0.245となっていることから、予想通りではあるが、こちらの場合でも検定結果は変化しないことが示唆されている。また、 ρ の各推定値自体も0.2に満たない程度であり、判断が難しいところではあるが、ここでは、帰無仮説 ($H_0: \rho = 0$) を誤って受容するとサンプルセレクションバイアスが生じて推定量の一致性が欠落してしまうことを考慮し、やや慎重にはなるものの、以降ではサンプルセレクションを含めた順序プロビット・プロビットモデルの推定結果に基づいて分析を進める。ただし、表4と表5を比較すると、各説明変数の係数は、値、有意性ともに、大きな傾向の違いは見られないが、各々の値自体はほぼすべてにおいて変化しており、少なからずサンプルセレクションによる影響が存在することが示唆されている。

表5に基づき、主な説明変数の有意性について確認しよう。ただし、順序反応モデルを用いる便宜上、CPCとOPCは機能が良好であるほど大きな値を割り振る順序の変換を行っている。CPCとOPCについては、「機能良好」を4、「中等度障害」を3、「高度障害」を2、「昏睡」を1としている。また、SRについては、「社会復帰あり」を1、「社会復帰なし」を0としている。すべての係数がゼロであるという帰無仮説 ($H_0: \beta = 0$) に対する検定統計量がWaldであり、CPC, OPC, SR のいずれについても各々の値より有意水準1%で棄却されることが容易にわかる。

表5を見ると、第一に、「覚知から接触までの時間」は有意である。第二に、応急処置に関しては「市民等による除細動」が有意である。一方、「心臓マッサージ」は有意ではなく、「人工呼吸」はCPCにおいて10%水準で有意である。第三に、「医師の乗車」と「救急救命士の乗車」は有意だが、「救急隊等による除細動」と「医師による2次救命処置」は有意ではない。第四に、救急隊が傷病者に接触したときの心電図波形を示す「心室細動」、「無脈性心室頻拍」、「心静止」はいずれも有意である。第五に、個人属性に関しては「81歳以上」が有意である。「18歳以下」はすべてにおいて有意である。「女性」はすべてにおいて10%水準で有意である。最後に、「心停止の目撃」と「心拍再開」は有意であり、心停止の推定要因のうち、「確定した心原性」、「脳血管障害」、「呼吸器系疾患」、「外因性」は少なくとも5%水準で有意である。

3.2 推定限界確率効果

説明変数の変化がアウトカムCPC, OPC, SRに与える効果は、平均限界確率効果によって確かめることができる。前節の議論を踏まえて、表6ではサンプルセレクションを含めた場合の平均限界効果の推定値が示されている。ここでは、式(8)におけるアウトカム方程式の定式

化と表5の推定結果から、式(6)の定義を用いて以下のように計算している：

$$\widehat{\text{AMPE}}_{jk} = \frac{1}{N^*} \sum_{i=1}^{N^*} \frac{\partial \hat{\pi}_{ji}(\theta)}{\partial x_k} = \frac{1}{N^*} \sum_{i=1}^{N^*} \{\phi(\hat{\alpha}_j - \mathbf{x}'_i \hat{\beta}) - \phi(\hat{\alpha}_{j-1} - \mathbf{x}'_i \hat{\beta})\} \hat{\beta}_k.$$

ただし、 $\hat{\beta}$, $\hat{\alpha}_j$ はサンプルセレクションを含めた順序プロビットモデルから得られる係数推定値、 ϕ は標準正規分布の確率密度関数であり、とくに標本サイズが $N^* = 6210$ 、すなわち、対象となる生存心肺停止傷病者のデータのみとなっている点には留意すべきである。

表6を見ると、第一に、「覚知から接触までの時間」が延びることにより、CPCが3や4、すなわち、「中等度障害」や「機能良好」に該当する確率が平均的に低下し、CPCが1や2、すなわち、「昏睡」や「高度障害」に該当する確率が平均的に上昇することがわかる。OPCについても同様である。以上から、「覚知から接触までの時間」が短縮すると、予後が改善することが示された。

第二に、応急処置に関しては、「市民等による除細動」が実施されると、CPC、OPCともに、それらが「中等度障害」や「機能良好」に該当する確率が平均的に上昇し、「昏睡」や「高度障害」に該当する確率が平均的に低下することがわかる。さらに、「市民等による除細動」の実施は、SRが「社会復帰」に該当する確率を平均的に上昇させることも確かめられる。したがって、「市民等による除細動」も予後の改善をもたらす。

第三に、「医師の乗車」や「救急救命士の乗車」がある場合、CPC、OPCともに、それらが「中等度障害」や「機能良好」に該当する確率が平均的に低下し、「昏睡」や「高度障害」に該当する確率が平均的に上昇する。以上から、「医師の乗車」と「救急救命士の乗車」がある場合は、予後が改善するのではなく、かえって悪化するという結果となる。これは、傷病者が重篤である場合に、救急車に医師や救急救命士が乗車していることを示唆していると考えられる。

第四に、初期心電図波形を示す「心室細動」、「無脈性心室頻拍」、「心静止」は、傷病者がこれらに該当する場合、CPCとOPCが「昏睡」や「高度障害」に該当する確率を平均的に高める。

第五に、個人属性に関して、「81歳以上」に該当する傷病者はCPCとOPCが「昏睡」や「高度障害」に該当する確率が平均的に高く、「18歳以下」に該当する傷病者はこれと逆の結果となる。

最後に、「心停止の目撃」や「心拍再開」がある場合、CPCとOPCが「中等度障害」や「機能良好」に該当する確率を平均的に高める。ここで、「心停止の目撃」は傷病者が心肺停止状態となるところを目撃したかどうかを表し、「心拍再開」は救急搬送中に傷病者の心拍再開があったかどうかを表す。また、心停止の推定要因のうち、「確定した心原性」に該当する場合はCPCとOPCが「中等度障害」や「機能良好」に該当する確率が平均的に高いが、逆に、「脳血管障害」、「呼吸器系疾患」、「外因性」に該当する場合はCPCとOPCが「中等度障害」や「機能良好」に該当する確率が平均的に低い。

なお、SRは、CPCとOPCがともに「中等度障害」または「機能良好」に該当する場合は「社会復帰あり」、そうでない場合は「社会復帰なし」として定義される。その平均限界確率効果は、表6より、CPCとOPCの平均限界確率効果と整合的であることが確かめられる。

4 アウトカム評価

前節の平均限界確率効果による分析から得られた主要な結果は、「覚知から接触までの時間」の短縮が、救命された心肺停止傷病者の予後を改善するという点である。ウツタイン統計データを用いた諸研究において、救急搬送時間の短縮が救命率の上昇をもたらすことは明らかにされているが、救命された場合の予後改善に効果があるかどうかは明らかにされていない。

さらに、今回の分析によって、こうした予後改善が具体的にどのようなものであるかも明らかになった。「覚知から接触までの時間」の短縮は、中等度障害で済む確率や全く障害が残らずに済む確率、すなわち、社会復帰する確率を引き上げ、それと引き換えに、高度障害が残ったり、昏睡状態となったりする確率を引き下げるのである。以上から、「覚知から接触までの時間」の短縮につながる道路整備は、救急搬送され救命された心肺停止傷病者の予後、すなわち、アウトカムを改善することが明らかとなった。このように、平均限界確率効果による分析は、被説明変数となる各選択肢の選ばれる確率が説明変数の変化に対してどのように反応するかを示すため、単なる変化の方向に留まらない、その定量的な側面をも明らかにできる利点があるといえるであろう。

また、「覚知から接触までの時間」以外の説明変数についても、応急処置に関して「市民等による除細動」の実施が予後改善に有効であることも確認された。この他にも、傷病者の年齢、初期心電図波形、心停止の推定要因なども予後に有意な影響を及ぼしている。

しかしながら、平均限界確率効果は、説明変数の限界的な変化により、あるアウトカムが実現する確率が平均的にどれだけ変化するかを表すものである。「覚知から接触までの時間」で言えば、それが他の説明変数の値を所与として限界的に延びることにより、例えば、社会復帰が実現する確率が平均的にどれだけ低下するかということを表している。したがって、「覚知から接触までの時間」がある特定の時間であるとき、その時間の下で、それぞれのアウトカムの実現確率が平均的にどれだけであるかということは分からない。「覚知から接触までの時間」がある特定の時間であることのアウトカムは「機能良好」、「中等度障害」、「高度障害」、「昏睡」のいずれかではあるが、推定結果から、それぞれのアウトカムの平均的な予測確率を計算することができる。この予測確率により、どのアウトカムが最も実現しやすいかがわかる。したがって、「覚知から接触までの時間」がある特定の時間であることのアウトカムは、この予測確率によって評価されるべきであると考えられる。

このようなアウトカム評価を行うために、ここでは本研究の枠組みにおける「平均予測確率」をまず導入する必要がある。すでに言及されているように、予後の評価を行う上で対象となるのは生存心肺停止傷病者であること、また、サンプルセレクションバイアスが生じうることを考慮し、表5から得られる係数推定値を用いつつも、式(8)のシステム全体としてではなく、単一のアウトカム方程式、すなわち、式(3)から、各個体（生存傷病者） $i (= 1, \dots, N^*)$ の「予測確率」は下記のようにして求めることができる：

$$\hat{\pi}_{ji}(\theta) = \Phi(\hat{\alpha}_j - \mathbf{x}'_i \hat{\beta}) - \Phi(\hat{\alpha}_{j-1} - \mathbf{x}'_i \hat{\beta}). \quad (10)$$

ただし、 Φ は標準正規累積分布関数、 $\hat{\beta}$ はサンプルセレクションを考慮した順序プロビットモデルから得られる係数推定値である。式(10)から各個体 i の各選択肢 j に対する予測確率が計算されるので i に関して平均を取れば、各選択肢の「平均予測確率」が定義される。

以上を踏まえ、CPCあるいはOPCを例として具体的に述べると、今回試みることは、政策変数とする「覚知から接触までの時間」にある値を与えたときに、救命された傷病者の予後が「機能良好」、「中等度障害」、「高度障害」、「昏睡」になる平均予測確率を計算することである。その手順は、以下のとおりである。はじめに、各個体に対する予測確率を計算する上で、説明変数ベクトルの内「覚知から接触までの時間」のみをすべての個体で共通の評価対象とする値（時間）で置き換えた新たな説明変数 $(\mathbf{x}_i^*(t))$ を作成する。次に、式(10)へ $\mathbf{x}_i^*(t)$ を代入すると、政策変数（時間）を同時に動かした場合における、各個体 i の各選択肢 j に対する予測確率が下記として与えられる：

$$\hat{\pi}_{ji}(\theta, t) = \Phi(\hat{\alpha}_j - \mathbf{x}_i^{*'}(t) \hat{\beta}) - \Phi(\hat{\alpha}_{j-1} - \mathbf{x}_i^{*'}(t) \hat{\beta}). \quad (11)$$

最後に、式(11)から計算される予測確率の i に関する平均値として、「機能良好」、「中等度障害」、「高度障害」、「昏睡」の各予後の状態における平均予測確率が得られる。以上の手順から、逐次

「覚知から接触までの時間 (t)」を所与とした場合における各状態の平均予測確率を求め、その推移を予後の評価に用いる。図2から図10は、CPC、OPC、SRごとに逐次時間 (t) を与えて平均予測確率を計算し、グラフ化したものである。ただし、時間 (t) は0分から20分までとした。

図2～図4はCPCに関するグラフである。図2は生存傷病者 ($i = 1, \dots, N^*$) 全体のグラフ、生存傷病者のうち、図3は「市民等による除細動」が行われなかった心肺停止傷病者に限ったグラフ、図4は「市民等による除細動」が行われた心肺停止傷病者に限ったグラフである（以降の図5～図10も同様）。どのグラフについても、「覚知から接触までの時間」が経過するにつれて、「機能良好」の平均予測確率が低下し、「昏睡」の平均予測確率が上昇することがわかる。一方、「中等度障害」と「高度障害」の平均予測確率は「覚知から接触までの時間」の経過に対してそれほど変化しないことがわかる。さらに、図3と図4を比較すると、「市民等による除細動」の実施は、「機能良好」の平均予測確率を大きく上昇させ、「昏睡」の平均予測確率を大きく低下させることがわかる。以上の傾向はOPCにも同様にみられ、このことは図5～図7より確認することができる。したがって、「覚知から接触までの時間」の短縮と「市民等による除細動」の実施は、救命された心肺停止傷病者のCPC、OPCの改善に対して有効であり、両者は補完的な関係にあるということが出来る。最後に、図8～図10はSRに関するものであるが、CPC、OPCと整合的な傾向がみとれる。社会復帰の平均予測確率は「覚知から接触までの時間」が伸びることによって低下していく。以上から、「覚知から接触までの時間」の短縮につながる道路整備は、「覚知から接触までの時間」に関して大域的に、救急搬送され救命された心肺停止傷病者の予後を改善するということが出来る。

5 便益評価

5.1 評価手法

前節では、平均予測確率によるアウトカム評価を試みた。ここでは、アウトカムとして社会復帰を取り上げ、道路整備による「覚知から接触までの時間」が短縮した場合、どれだけの便益がもたらされるか計測することを試みる。これはアウトカムの変化を金銭換算することを意味する。そのために本研究ではVSLを準用する。

VSLは、死亡確率の削減に対するMWTPとして定義されるのが一般的である。こうしたVSLを用いれば、これに評価対象とする死亡確率の削減幅を乗じることにより、近似的に便益が計測される。わが国の公共事業評価では、国土交通省(2009)によると、VSL(精神的損害額)として2.26億円を用いることとされている。

本研究では、この値を準用して便益評価を行う。そのため、第一に、死亡あるいは社会復帰ができないような重度障害や昏睡状態に陥った場合の効用をゼロと仮定する。Hammit & Robinson(2011)によると、一般に多期間モデルにおいては、死亡することの条件付き効用はゼロとされる。本研究では、この条件付き効用がゼロとなる範囲を重度障害や昏睡状態にまで拡大している。なお、死亡することの条件付き効用がゼロではないケースはHammit(2000)を参照されたい。第二に、死亡あるいは社会復帰ができないような重度障害や昏睡状態に陥る確率の削減に対するMWTPがVSLによって表されているものと仮定する。これは、各個人が重度障害や昏睡状態に陥ることを死亡と同一にみなすことを意味する。ただし、これらの仮定をおくことはあくまで便宜的である。この仮定をおくことにより、救急搬送され救命された心肺停止傷病者の社会復帰確率が改善することに対するMWTPは、心肺停止状態となり救急搬送されて救命される確率をVSLに乗じることにより容易に求めることができる。以下、それを示そう。

今、心肺停止状態となり救急搬送される確率が λ 、心肺停止状態となり救急搬送されるという条件の下で救命される確率が p_a 、心肺停止状態となり救急搬送され、さらに救命されるという条件の下で社会復帰する確率が p_r であるとする。また、心肺停止状態とならない、または、心肺停止状態となっても救急搬送されないという条件の下で、死亡あるいは社会復帰ができないような重度障害や昏睡状態に陥る確率を ν とする。前述のように、死亡あるいは社会復帰ができないような重度障害や昏睡状態に陥った場合の効用をゼロとし、そうではない場合の効用を $u(c)$ とすると、期待効用 EU は次のように表される：

$$EU = Pu(c),$$

ただし、 c は消費支出であり、

$$P = \lambda p_a p_r + (1 - \lambda)(1 - \nu).$$

以上の定式化と Hammitt & Robinson (2011, p.16) から、VSL は次のように導かれる：

$$VSL = -\frac{dc}{dP} \Big|_{EU=const.} = \frac{u(c)}{Pu'(c)}.$$

また、救命された心肺停止傷病者の社会復帰率が改善することに対する MWTP は次のように表すことができる：

$$MWTP_r = -\frac{dc}{dp_r} \Big|_{EU=const.} = \frac{\lambda p_a u(c)}{Pu'(c)} = \lambda p_a VSL.$$

したがって、「覚知から接触までの時間」の短縮などにより、救命された心肺停止傷病者の社会復帰率が Δp_r だけ上昇することに対する支払意思額 WTP_r は近似的に次式により計測することができる：

$$WTP_r \approx \lambda p_a VSL \cdot \Delta p_r. \quad (12)$$

5.2 評価対象

便益計測を行う前に評価対象を設定する。ウツタイン統計データにおける「覚知から接触までの時間」は平均で9.2分であるが、本研究ではこれが20分以上かかるケースを対象とすることにした。こうしたケースは、道路整備によって「覚知から接触までの時間」を短縮する余地があるかもしれない。このケースに該当するデータ割合はウツタイン統計データのうち2.4%であり、このケースに該当するデータのみで「覚知から接触までの時間」の平均をとると30分となる。

図11は、都道府県別に「覚知から接触までの時間」が20分以上かかるデータ割合を示したものである。面積が大きい岩手県が最も高い値を示しているが、最も面積の大きい北海道ではそれほど高くない。岩手県に次いで高い値を示しているのは面積の順位が19位の島根県である。これら都道府県別のデータ割合に基づき、心肺停止状態となり救急搬送された場合に「覚知から接触までの時間」が20分以上かかる潜在人口を予測すると、約302.2万人となる。

「覚知から接触までの時間」がどれだけかかるかは、道路ネットワークがどれだけ密であるか、または、道路渋滞の程度がどれだけであるかに依存すると考えられる。表7は、「覚知から接触までの時間」が20分以上かかるデータの都道府県別割合を被説明変数とし、都道府県別の道路密度と道路整備率を説明変数として、線形回帰分析を行った結果である。ただし、標準誤差については3.1節と同様に頑健な分散行列推定量から計算されている。ここで、道路密度

には実延長を面積で割った値を自然対数変換して用いている。実延長とは、道路の総延長（道路法の規定に基づき指定又は認定された路線の全延長）から、重用延長（上級の路線に重複している区間の延長）、未供用延長（路線の認定の告示がなされているが、まだ供用開始の告示がなされていない区間の延長）、渡船延長（海上、河川、湖沼部分で渡船施設があり、道路法の規定に基づき供用開始されている区間の延長）を除いた延長である。また、道路整備率とは、整備済延長を実延長で割った値である。整備済延長とは、車道幅員が5.5m以上に改良された道路延長から、車道幅員が5.5m以上に改良されても混雑度が1.0以上の道路延長を引いた値であり、混雑度には交通量を交通容量で割った値が用いられる。なお、これらのデータは、『2012年度道路統計調査（国土交通省(2012)）』より得た。

推定結果から、道路密度と道路整備率を上げることにより、「覚知から接触までの時間」が20分以上かかるサンプルの割合を下げるができることがわかる。これは、道路ネットワークを密にすることと道路渋滞を緩和することによって、「覚知から接触までの時間」を短縮することができることを示唆している。

5.3 便益計測

図12は、「覚知から接触までの時間」が20分以上かかるケースを対象にして、式(12)に基づき、救命された心肺停止傷病者の社会復帰率が「覚知から接触までの時間」の短縮により上昇することに対する1人当たりのWTPを計測した結果である。ただし、この対象における「覚知から接触までの時間」の平均値は30分であるので、仮想的に30分からの時間短縮による1人当たりWTPを計測している。また、社会復帰率については、前節で用いた社会復帰の平均予測確率を用いて計算している。心肺停止状態となり救急搬送される確率 λ には、「覚知から接触までの時間」が20分以上かかる潜在人口のうち、心肺停止状態となり救急搬送された割合である0.001を用いている。さらに、心肺停止状態となり救急搬送されるという条件の下で救命される確率 p_a には、「覚知から接触までの時間」が20分以上かかった心肺停止傷病者のうち、救命された割合である0.0245を用いている。

図12を見ると、「覚知から接触までの時間」を短縮することによる1人当たりWTPは決して大きくはないものの、短縮時間が長くなるほど増加することが確認できる。例えば、短縮時間が10分のときの1人当たりWTPは約90円/年となる。

図13は、「市民による除細動」が常に実施されると仮定した場合の1人当たりWTPである。この1人当たりWTPは「覚知から接触までの時間」を全く短縮しなくても1594円/年という高い値を示し、「覚知から接触までの時間」の短縮により徐々に増加していく。短縮時間が10分のときは1668円/年であり、「市民による除細動」が常に実施されるとは限らない場合の約20倍である。救急搬送され救命された心肺停止傷病者の社会復帰に対しては、「市民による除細動」が非常に大きな便益をもたらすことがわかる。

6 おわりに

本研究では、道路整備による救急搬送時間の短縮について、救急搬送され救命された心肺停止傷病者の予後を表す「機能良好」、「中等度障害」、「高度障害」、「昏睡」をアウトカムとする評価を行った。救急搬送時間には、道路整備により救急搬送時間が短縮された場合に予後改善への効果が大きいと考えられる「覚知から接触までの時間」を用いた。アウトカムの評価の手法としては、サンプルセレクションを組み込んだ順序反応モデルを採用し、それに基づく限界確率効果と平均予測確率を算出した。その結果、「覚知から接触までの時間」の短縮につながる道路整備は、救急搬送され救命された心肺停止傷病者の予後の改善に有効であることが確認され

た。また、こうした予後の改善には、「市民等による除細動」の実施が非常に有効であることも確認された。これは、道路整備による救急搬送時間の短縮や市民等による除細動の実施が、瀧本ら (2013) によって確認された救命率の改善のみならず、救命後の生活の質を改善することにもつながることを示唆している。

さらに、わが国の公共事業評価で用いられている VSL を準用することにより、救命された心肺停止傷病者の社会復帰率（社会復帰の平均予測確率）が「覚知から接触までの時間」の短縮により上昇することに対する 1 人当たりの WTP を計測した。この 1 人当たり WTP を「覚知から接触までの時間」が 20 分以上かかるケースに限定して計測したところ、「覚知から接触までの時間」を平均値である 30 分から 10 分短縮する場合は 90 円/年であることがわかり、短縮時間が長くなるほど、この額が高くなることが確認された。さらに、この 1 人当たり WTP は、「覚知から接触までの時間」の短縮が 10 分である場合、「市民による除細動」が常に実施されることにより 20 倍になることが確かめられた。

国土交通省 (2008) では、道路整備の費用便益分析において、「走行時間短縮便益」、「走行経費減少便益」、「交通事故減少便益」を原則として計測することとされている。このうち、今回の「覚知から接触までの時間」の短縮による便益は「走行時間短縮便益」を構成するものになり得ると考えられる。

今後の課題としては、第一に、都道府県間の異質性を考慮した分析が考えられる。今回は、「覚知から接触までの時間」が 20 分以上かかるデータの都道府県別割合について、道路密度と道路整備率に関する線形回帰分析を行ったが、集計データを用いなくても、ダミー変数を用いたり、都道府県ごとにデータを分けて分析したりすることにより、例えば、救急医療の技術や、医療機関へのアクセス性等の都道府県間の格差を明らかにすることができるだろう。さらに、個人レベルと都道府県レベルとで多重レベル分析 (Multi-Level Analysis) を行うことも可能である。

第二に、心停止の推定要因別の分析も必要である。パラメータや平均限界確率効果の推定結果を見ると、心停止の推定要因別に符号が異なることがわかる。したがって、救急搬送時間の短縮や市民等による除細動の実施が予後に与える効果も、心停止の推定要因別に異なるのかもしれない。

第三に、予後の状態によって救急搬送時間の短縮や市民等による除細動の実施による効果が異なることを考慮することである。結果として予後が良い傷病者とそうでない傷病者とでは、救急搬送時間の短縮や市民等による除細動の実施が予後に与える効果が異なるはずである。こうした影響を考慮するためには、本研究で扱ってきたすべての順序カテゴリーで回帰係数が同一である「平行回帰 (Parallel Regression) の仮定」を緩め、各順序において係数が異なるより一般的な順序反応モデルを適用する必要がある。Fullerton & Xu (2016) において、このトピックは詳解されているものの、サンプルセレクションを考慮したモデルへの展開は未だなされていないようであり、今後解決が待たれる重要な課題である。

第四に、今回は便益評価にあたって VSL を準用したが、予後の状態に関する支払意思額を仮想市場法等により計測しておく必要があるだろう。また、実務への適用の観点からは、短縮時間 1 分当たりの便益（原単位）を算出することも課題である。

参考文献

鮎川勝彦, 高山隼人, 前原潤一, 井清司, 藤田尚宏, 有村敏明, 中村夏樹, 島弘志, 宮城良充, 藤本昭 (2009): 致命的内因性疾患および多発外傷における救急車搬送時間と入院 30 日目の生存率との関係, 日本臨床救急医学会誌, Vol.12, pp. 535-542.

国土交通省 (2008): 費用便益分析マニュアル.

- 国土交通省 (2009): 公共事業評価の費用便益分析に関する技術指針 (共通編) .
- 国土交通省 (2012): 2012 年度道路統計調査.
- 坂本直樹, 阪田和哉, 林山泰久, 中畠一憲 (2011): 道路整備による死亡リスク削減便益の計測: ウツタイン統計データによる救命曲線の推定, *高速道路と自動車*, Vol.54, No.10, pp. 1-8.
- 総務省消防庁 (2014): 平成 26 年版救急・救助の現況.
- 瀧本太郎, 阪田和哉, 中畠一憲, 生川雅紀, 坂本直樹, 阿部雅浩 (2013): 救急活動における病院収容時間と除細動実施が救命率に与える影響について: ウツタイン統計データによる 2 方程式プロビット・モデル分析, *医療経済研究*, Vol.25, pp. 50-69.
- 橋本孝来, 栗原正起, 井上健一郎, 岩崎義博, 藤本昭 (2002): 救急患者収容所要時間と救命率の関係, *日本臨床救急医学会誌*, Vol.5, pp. 285-292.
- 山下進 (2014): 心拍再開後患者の長期予後—長期予後は改善しているのか, *INTENSIVIST*, Vol. 6, No. 4, pp. 739-744.
- Carra, M. (1977): L'achementment Thérapeutique, *Gestions Hospitalières*, Vol.162, pp. 17-26.
- De Luca, G. & Perotti, V. (2011): Estimation of ordered response models with sample selection, *Stata Journal*, Vol.11, pp. 213-239.
- Fullerton, A. S. & Xu, J. (2016): *Ordered Regression Models: Parallel, Partial, and Non-Parallel Alternatives*, CRC Press.
- Greene, W. & Hensher, D. (2010): *Modeling Ordered Choices: A Primer*, Cambridge University Press.
- Hamitt, J. K. (2000): Valuing mortality risk: theory and practice, *Environmental Science and Technology*, Vol.34, pp. 1396-1400.
- Hamitt, J. K. & Robinson, L. A. (2011): The income elasticity of the value per statistical life: transferring estimates between high and low income populations, *Journal of Benefit-Cost Analysis*, Vol.2, pp. 1-27.
- Harris, M. & Zhao, X. (2007): A zero-inflated ordered probit model, with an application to modelling tobacco consumption, *Journal of Econometrics*, Vol.141, pp. 1073-1099.
- Heckman, J. J. (1979): Sample selection bias as a specification error, *Econometrica*, Vol.47, pp. 153-161.
- Huber, P. J. (1967): The behavior of maximum likelihood estimates under nonstandard conditions, in *Proceedings of the Fifth Berkeley Symposium in Mathematical Statistics*, Vol.1, University of California Press, pp. 221-233.
- Mashiko, K., Otsuka, T., Shimazaki, S., Kohama, A., Kamishima, G., Katsurada, K., Sawada, Y., Matsubara, I., and Yamaguchi, K. (2002): An outcome study of out-of-hospital cardiac arrest using the Utstein template—a Japanese experience, *Resuscitation*, Vol.55, pp. 241-246.
- Nishiuchi, T., Hayashino, Y., Fukuhara, S., Iwami, T., Hayashi, Y., Hiraide, A., Ikeuchi, H., Yukioka, H., and Matsuoka, T. (2008): Survival rate and factors associated with 1-month survival of witnesses out-of-hospital cardiac arrest of cardiac origin with ventricular tachycardia: The Utstein Osaka project, *Resuscitation*, Vol.78, pp. 307-313.
- Vella, F. (1998): Estimating models with sample selection bias: A survey, *Journal of Human Resources*, Vol.33, pp. 127-169.

- White, H. (1982): Maximum likelihood estimation of misspecified models, *Econometrica*, Vol.50, pp. 1-25.
- Winkelmann, R. & Boes, S. (2009): *Analysis of Microdata*, 2nd ed., Springer.
- Wooldridge, J. M. (2010): *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, 2nd ed., MIT Press.

表 1: 説明変数のリスト

心停止の目撃	該当あり = 1, 該当なし = 0.
心拍再開	該当あり = 1, 該当なし = 0.
覚知から接触までの時間	経過時間. 単位は分.
覚知から収容までの時間	経過時間. 単位は分.
女性	「男性」を基準とする「性別」ダミー. 該当あり = 1, 該当なし = 0.
18 歳以下	該当あり = 1, 該当なし = 0.
81 歳以上	該当あり = 1, 該当なし = 0.
救急救命士の乗車	該当あり = 1, 該当なし = 0.
医師の乗車	該当あり = 1, 該当なし = 0.
医師の 2 次救命処置心拍再開	該当あり = 1, 該当なし = 0.
心臓マッサージ	「バイスタンダー CPR」ダミー. 該当あり = 1, 該当なし = 0.
人工呼吸	
市民等による除細動	
心室細動	「その他」を基準とする「初期心電図波形」 ダミー. 該当あり = 1, 該当なし = 0.
無脈性心室頻拍	
心静止	
救急隊等による除細動	該当あり = 1, 該当なし = 0.
確定した心原性	「除外診断による心原性」を基準とする 「心停止の推定要因形」ダミー. 該当あり = 1, 該当なし = 0.
脳血管障害	
呼吸器系疾患	
悪性腫瘍	
外因性	
その他非心原性	

注)「覚知から接触までの時間」は、119 番が入電してから（覚知）、傷病者に接触するまでの時間をさす。

表 2: 基本統計量 (N = 121392)

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
CPC	—	—	—	—
OPC	—	—	—	—
SR	—	—	—	—
覚知から接触までの時間	9.210	7.123	0	1205
覚知から収容までの時間	34.27	17.35	0	1423
心停止の目撃	0.407	0.491	0	1
心拍再開	0.086	0.281	0	1
女性	0.432	0.495	0	1
18 歳以下	0.014	0.116	0	1
81 歳以上	0.440	0.496	0	1
救急救命士の乗車	0.976	0.152	0	1
医師の乗車	0.029	0.169	0	1
医師の 2 次救命措置	0.075	0.263	0	1
心臓マッサージ	0.441	0.496	0	1
人工呼吸	0.080	0.271	0	1
市民等による除細動	0.013	0.113	0	1
心室細動	0.063	0.243	0	1
無脈性心室頻拍	0.209	0.406	0	1
心静止	0.682	0.466	0	1
救急隊等による除細動	0.096	0.294	0	1
確定した心原性	0.139	0.346	0	1
脳血管障害	0.036	0.187	0	1
呼吸器系疾患	0.062	0.240	0	1
悪性腫瘍	0.035	0.184	0	1
外因性	0.160	0.367	0	1
その他非心原性	0.130	0.336	0	1

注) CPC・OPC・SR の基本統計量は、「死亡・脳死」の傷病者を欠損値と見なしているため計算されていない。

表 3: 基本統計量 (選択サンプル : $N = 6210$)

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
CPC	2.724	1.299	1	4
OPC	2.701	1.292	1	4
SR	0.544	0.498	0	1
覚知から接触までの時間	8.150	3.641	0	80
覚知から収容までの時間	34.20	18.17	1	232
心停止の目撃	0.796	0.403	0	1
心拍再開	0.681	0.466	0	1
女性	0.334	0.472	0	1
18 歳以下	0.037	0.190	0	1
81 歳以上	0.242	0.429	0	1
救急救命士の乗車	0.980	0.139	0	1
医師の乗車	0.068	0.252	0	1
医師の 2 次救命措置	0.100	0.300	0	1
心臓マッサージ	0.467	0.499	0	1
人工呼吸	0.112	0.315	0	1
市民等による除細動	0.057	0.231	0	1
心室細動	0.336	0.472	0	1
無脈性心室頻拍	0.275	0.446	0	1
心静止	0.139	0.346	0	1
救急隊等による除細動	0.391	0.488	0	1
確定した心原性	0.337	0.473	0	1
脳血管障害	0.037	0.190	0	1
呼吸器系疾患	0.075	0.263	0	1
悪性腫瘍	0.004	0.066	0	1
外因性	0.141	0.348	0	1
その他心原性	0.106	0.308	0	1

表 4: 順序プロビットモデルの推定結果

変数	CPC		OPC		SR	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
覚知から接触までの時間	-0.121 ^{***}	0.044	-0.114 ^{***}	0.044	-0.125 ^{**}	0.051
心停止の目撃	0.188 ^{***}	0.038	0.173 ^{***}	0.038	0.192 ^{***}	0.044
心拍再開	0.695 ^{***}	0.034	0.696 ^{***}	0.034	0.703 ^{***}	0.039
女性	-0.053 [△]	0.033	-0.059 [*]	0.033	-0.071 [*]	0.039
18歳以下	0.177 ^{**}	0.077	0.209 ^{**}	0.078	0.125 [△]	0.091
81歳以上	-0.206 ^{***}	0.036	-0.192 ^{***}	0.036	-0.254 ^{***}	0.044
救急救命士の乗車	-0.215 ^{**}	0.103	-0.236 ^{**}	0.103	-0.285 ^{**}	0.133
医師の乗車	-0.258 ^{***}	0.071	-0.280 ^{***}	0.070	-0.171 ^{**}	0.083
医師の2次救命措置	0.056	0.060	0.081 [△]	0.060	-0.044	0.073
心臓マッサージ	0.000	0.034	0.022	0.034	0.030	0.039
人工呼吸	0.089 [*]	0.052	0.070 [△]	0.051	0.029	0.059
市民等による除細動	0.217 ^{***}	0.072	0.238 ^{***}	0.072	0.364 ^{***}	0.088
心室細動	-0.441 ^{***}	0.065	-0.426 ^{***}	0.063	-0.476 ^{***}	0.076
無脈性心室頻拍	-0.824 ^{***}	0.043	-0.829 ^{***}	0.043	-0.828 ^{***}	0.050
心静止	-1.113 ^{***}	0.054	-1.108 ^{***}	0.054	-1.165 ^{***}	0.064
救急隊等による除細動	0.007	0.063	0.003	0.062	-0.004	0.075
確定した心原性	0.360 ^{***}	0.040	0.348 ^{***}	0.040	0.390 ^{***}	0.045
脳血管障害	-0.352 ^{***}	0.081	-0.343 ^{***}	0.080	-0.372 ^{***}	0.097
呼吸器系疾患	-0.339 ^{***}	0.060	-0.313 ^{***}	0.061	-0.467 ^{***}	0.076
悪性腫瘍	-0.100	0.221	-0.193	0.217	-0.363 [△]	0.284
外因性	-0.355 ^{**}	0.052	-0.342 ^{***}	0.052	-0.398 ^{***}	0.061
その他心原性	0.008	0.055	-0.022	0.055	-0.019	0.063
N (サンプルサイズ)	6210		6210		6210	
対数尤度	-6680.9		-6787.7		-3404.5	
Wald	1877.2 (0.000)		1878.9 (0.000)		1425.1 (0.000)	

注 1) 覚知から接触までの時間」は、単位を「分」とし、1を加えて自然対数変換している。それ以外の説明変数は項目に該当する場合に1、しない場合に0をとるダミー変数である。

注 2) ***, **, *, △は1%, 5%, 10%, 25%水準で有意となることをそれぞれ示す。

注 3) Wald 統計量のカッコ内はP-値を表す。

表 5: サンプルセレクションを含めた順序プロビットモデルの推定結果

変数	CPC		OPC		SR	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
覚知から接触までの時間	-0.143**	0.060	-0.134**	0.056	-0.142***	0.052
心停止の目撃	0.225***	0.045	0.205***	0.044	0.220***	0.049
心拍再開	0.876***	0.137	0.851***	0.127	0.838***	0.117
女性	-0.054*	0.033	-0.060*	0.033	-0.072*	0.038
18歳以下	0.261***	0.100	0.272**	0.097	0.188*	0.101
81歳以上	-0.223***	0.046	-0.219***	0.044	-0.277***	0.047
救急救命士の乗車	-0.223*	0.118	-0.243**	0.112	-0.291**	0.133
医師の乗車	-0.247***	0.073	-0.272***	0.072	-0.164**	0.083
医師の2次救命措置	0.040	0.065	0.068	0.064	-0.054	0.073
心臓マッサージ	0.000	0.034	0.022	0.034	0.030	0.039
人工呼吸	0.089*	0.051	0.070 [△]	0.051	0.029	0.059
市民等による除細動	0.245***	0.074	0.262***	0.074	0.385***	0.090
心室細動	-0.437***	0.065	-0.424***	0.064	-0.474***	0.076
無脈性心室頻拍	-0.885***	0.067	-0.882***	0.064	-0.875***	0.062
心静止	-1.243***	0.115	-1.220***	0.107	-1.263***	0.098
救急隊等による除細動	0.018	0.065	0.013	0.063	0.005	0.075
確定した心原性	0.390***	0.045	0.374***	0.045	0.413***	0.049
脳血管障害	-0.372***	0.084	-0.361***	0.083	-0.388***	0.097
呼吸器系疾患	-0.294***	0.068	-0.276***	0.067	-0.434***	0.081
悪性腫瘍	-0.200	0.224	-0.277 [△]	0.226	-0.434 [△]	0.286
外因性	-0.324**	0.055	-0.317***	0.054	-0.376***	0.065
その他心原性	0.026	0.055	0.037	0.055	-0.006	0.064
相関係数(ρ)	0.171 [△]	0.131	0.146 [△]	0.119	0.127 [△]	0.108
N (サンプルサイズ)	121392		121392		121392	
N^* (選択サンプル)	6210		6210		6210	
対数尤度	-20592.1		-20699.2		-17318.2	
Wald	637.5 (0.000)		603.5 (0.000)		606.2 (0.000)	
Wald (ρ)	1.650 (0.199)		1.450 (0.229)		1.350 (0.245)	

注 1) 覚知から接触までの時間」は、単位を「分」とし、1を加えて自然対数変換している。それ以外の説明変数は項目に該当する場合に1、しない場合に0をとるダミー変数である。

注 2) ***, **, *, Δ は 1%, 5%, 10%, 25%水準で有意となることをそれぞれ示す。

注 3) Wald 統計量のカッコ内は P-値を表す。

表 6: 平均限界効果の推定値 (サンプルセレクションを含めた順序プロビットモデル)

変数	CPC				OPC				SR
	1	2	3	4	1	2	3	4	1
覚知から接触までの時間	0.040	0.004	-0.001	-0.043	0.037	0.004	-0.001	-0.040	-0.043
心停止の目撃	-0.062	-0.006	0.001	0.067	-0.057	-0.006	0.001	0.062	0.066
心拍再開	-0.243	-0.023	0.004	0.262	-0.235	-0.025	0.005	0.256	0.252
女性	0.015	0.001	0.000	-0.016	0.017	0.002	0.000	-0.018	-0.022
18 歳以下	-0.072	-0.007	0.001	0.078	-0.075	-0.008	0.002	0.082	0.057
81 歳以上	0.066	0.006	-0.001	-0.071	0.061	0.007	-0.001	-0.073	-0.083
救急救命士の乗車	0.062	0.006	-0.001	-0.067	0.067	0.007	-0.001	-0.073	-0.088
医師の乗車	0.068	0.007	-0.001	-0.074	0.075	0.008	-0.002	-0.082	-0.049
医師の 2 次救命措置	-0.011	-0.001	0.000	0.012	-0.019	-0.002	0.000	0.020	-0.016
心臓マッサージ	0.000	0.000	0.000	0.000	-0.006	-0.001	0.000	0.006	0.009
人工呼吸	-0.025	-0.002	0.000	0.027	-0.020	-0.002	0.000	0.021	0.009
市民等による除細動	-0.068	-0.007	0.001	0.073	-0.072	-0.008	0.002	0.079	0.116
心室細動	0.121	0.012	-0.002	-0.131	0.117	0.013	-0.003	-0.127	-0.143
無脈性心室頻拍	0.245	0.024	-0.004	-0.264	0.244	0.026	-0.005	-0.265	-0.264
心静止	0.344	0.033	-0.006	-0.371	0.338	0.036	-0.007	-0.366	-0.380
救急隊等による除細動	-0.005	0.000	0.000	0.006	-0.004	0.000	0.000	0.004	0.002
確定した心原性	-0.108	-0.010	0.002	0.117	-0.104	-0.011	0.002	0.112	0.124
脳血管障害	0.103	0.010	-0.002	-0.111	0.100	0.011	-0.002	-0.108	-0.117
呼吸器系疾患	0.081	0.008	-0.001	-0.088	0.076	0.008	-0.002	-0.083	-0.131
悪性腫瘍	0.055	0.005	-0.001	-0.060	0.077	0.008	-0.002	-0.083	-0.131
外因性	0.090	0.009	-0.002	-0.097	0.088	0.009	-0.002	-0.095	-0.113
その他非心原性	-0.007	-0.001	0.000	0.008	-0.010	-0.001	0.000	0.011	-0.002

表 7: 線形回帰モデルの推定結果

変数	20 分以上データ割合	
	係数	標準誤差
道路密度	-1.946***	0.348
道路整備率	-0.086***	0.020
N (サンプルサイズ) : 47		$R^2 = 0.508$
回帰の標準誤差: 1.242		$F = 22.73 (0.000)$

注 1) ***は 1%水準で有意となることを示す

注 2) F 統計量のカッコ内は P-値を表す.

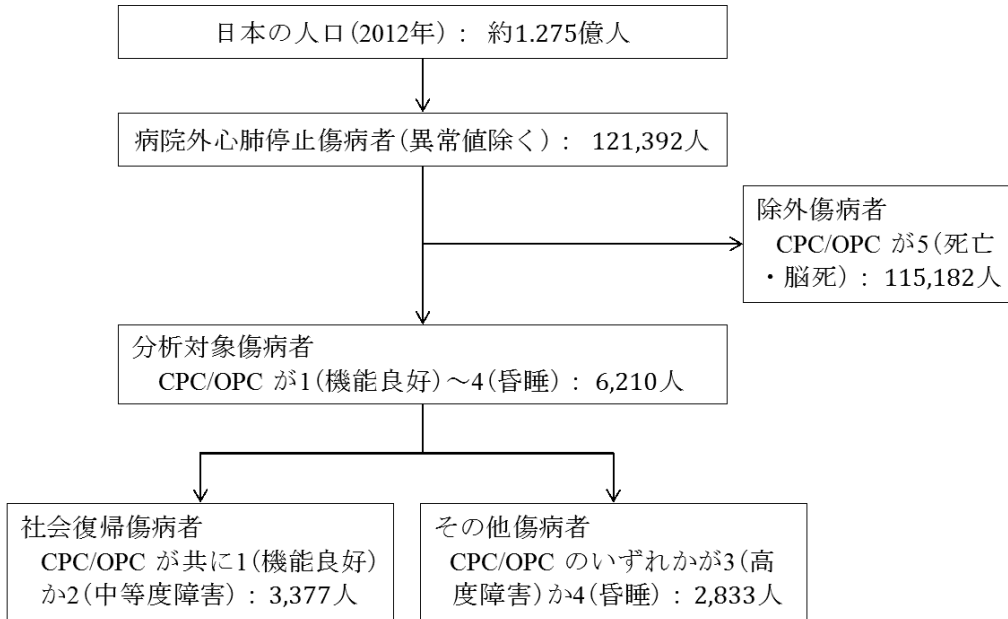


図 1: 分析対象のウツタイン統計データ (フロー図)

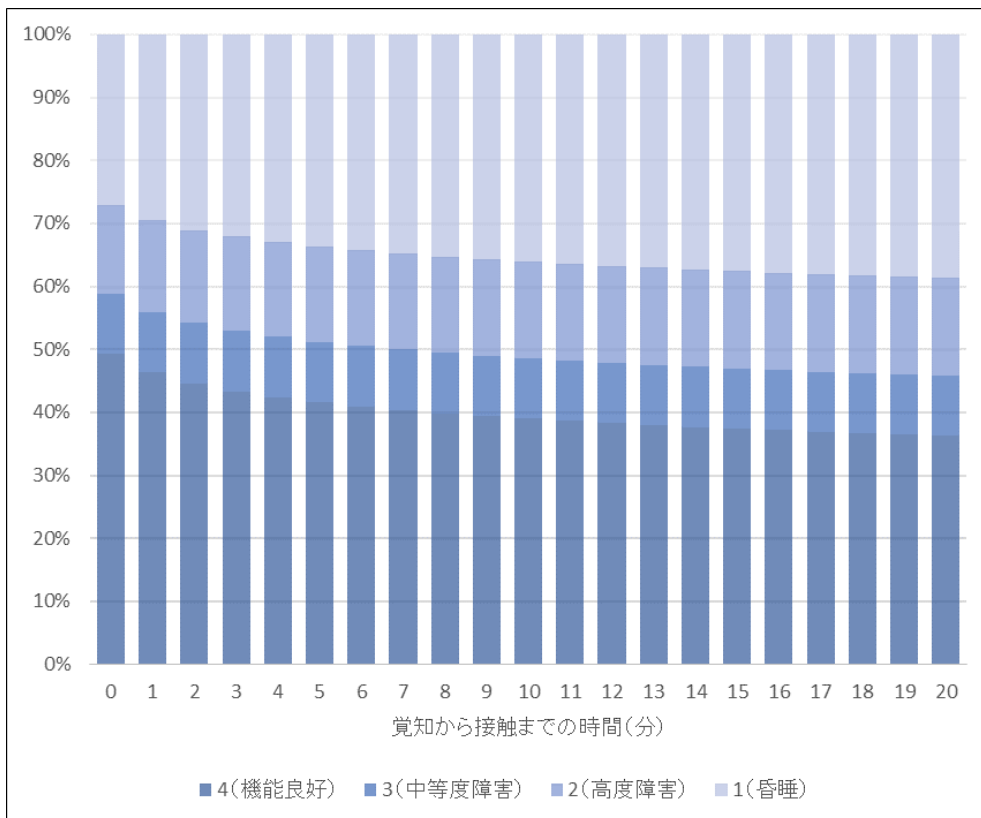


図 2: 生存傷病者全体の CPC (脳機能カテゴリー) の平均予測確率

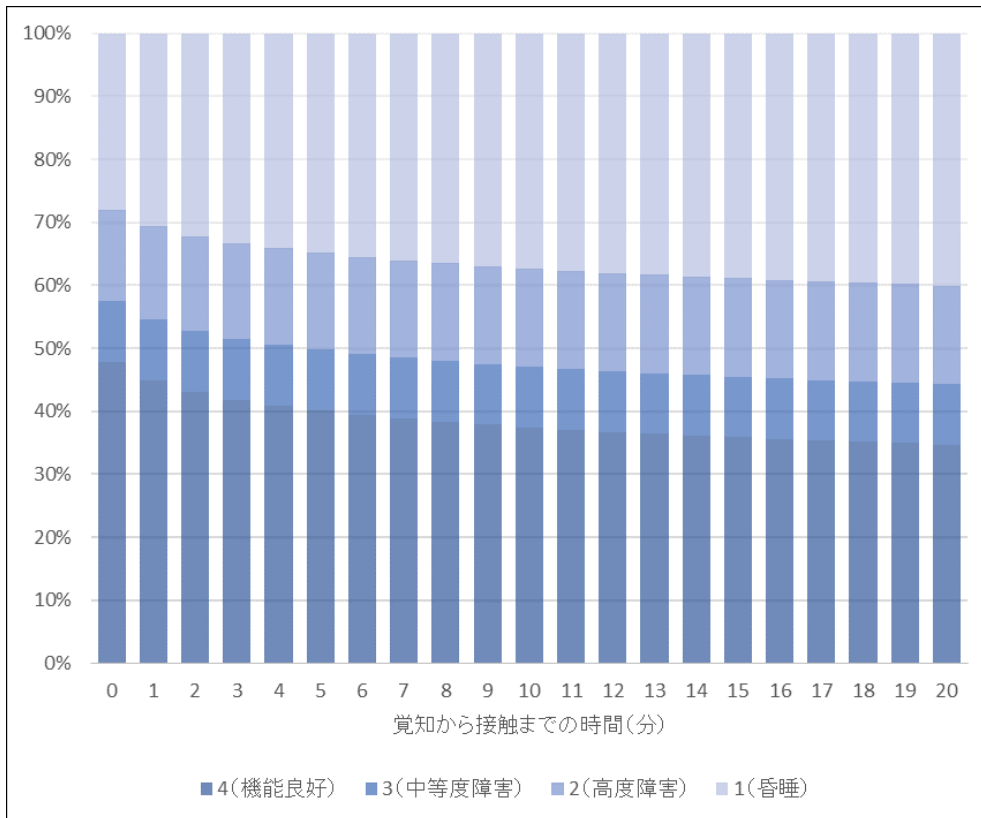


図3: 「市民等による除細動」実施なしの場合のCPC（脳機能カテゴリー）の平均予測確率

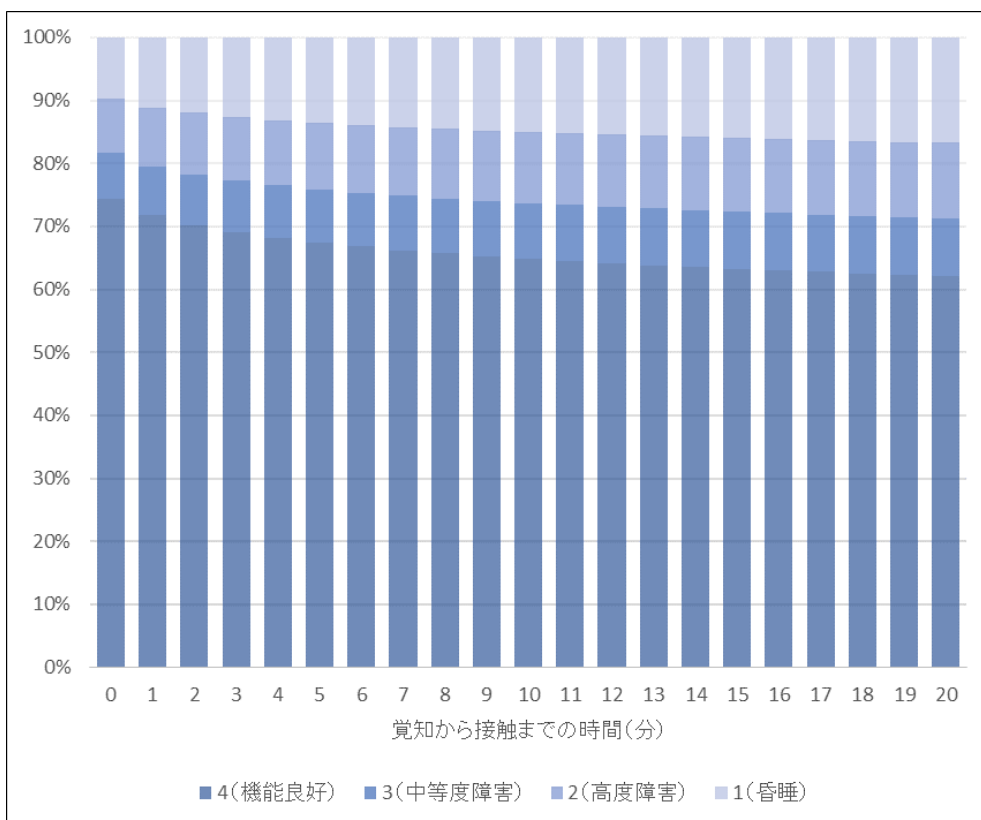


図4: 「市民等による除細動」実施ありの場合のCPC（脳機能カテゴリー）の平均予測確率

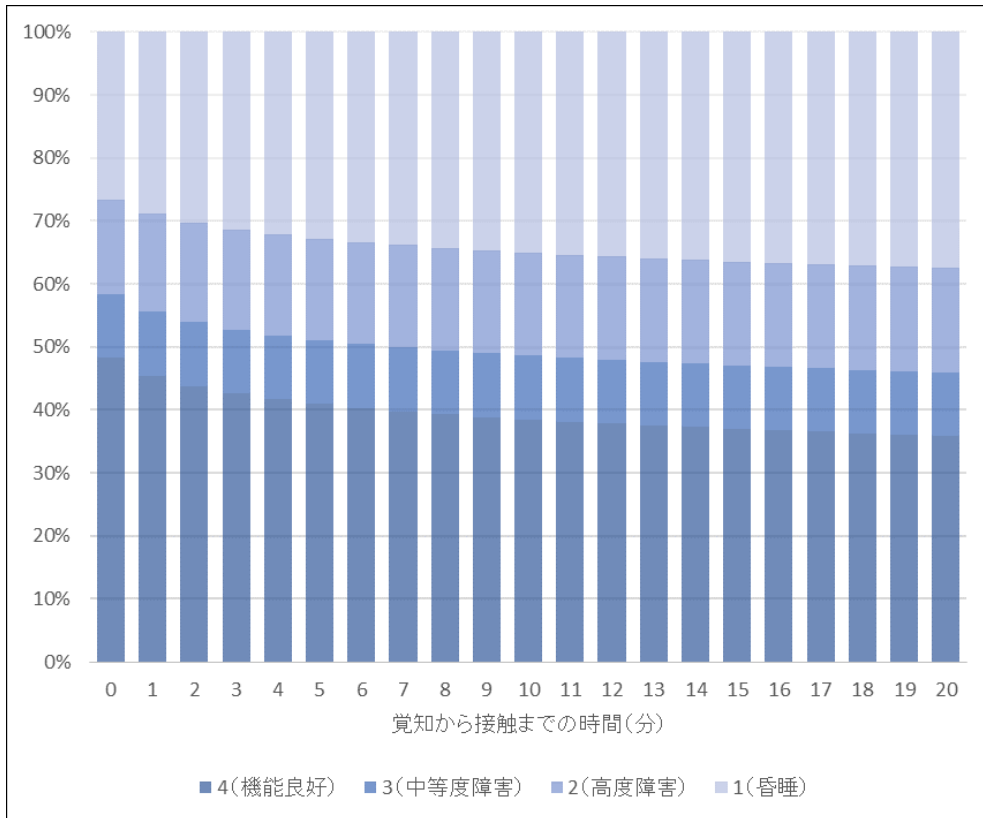


図 5: 生存傷病者全体の OPC（全身機能カテゴリー）の平均予測確率

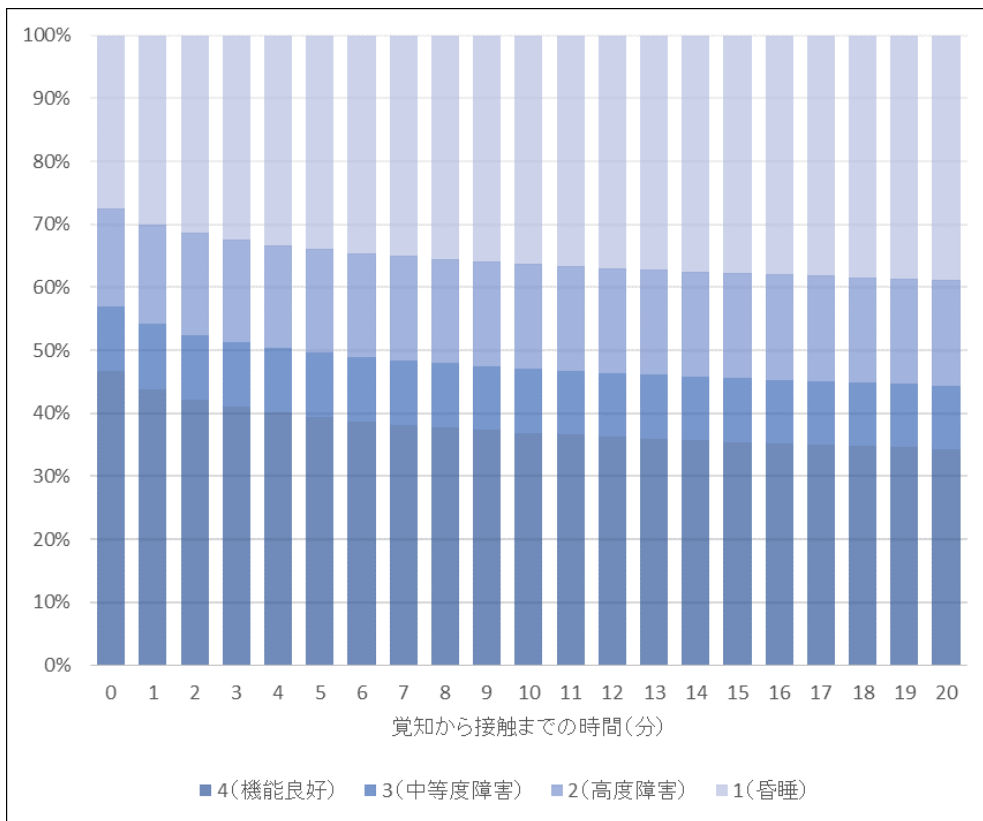


図 6: 「市民等による除細動」実施なしの場合の OPC（全身機能カテゴリー）の平均予測確率

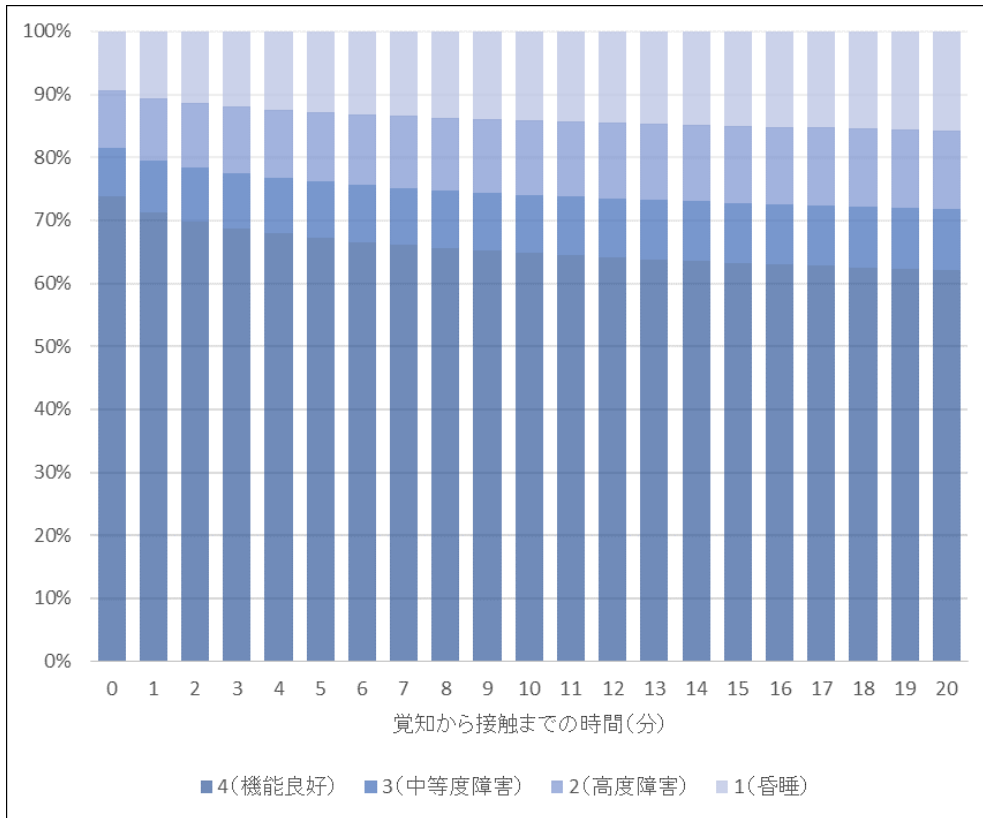


図 7: 「市民等による除細動」実施ありの場合の OPC（全身機能カテゴリー）の平均予測確率

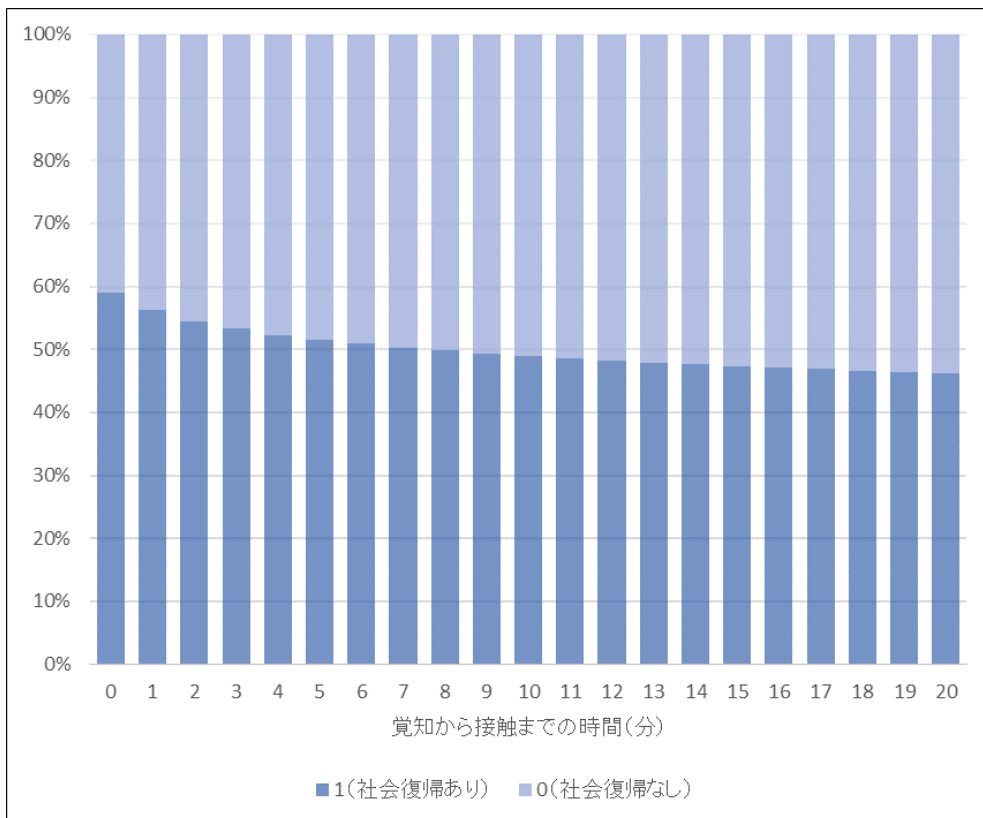


図 8: 生存傷病者全体の SR（社会復帰の有無）の平均予測確率

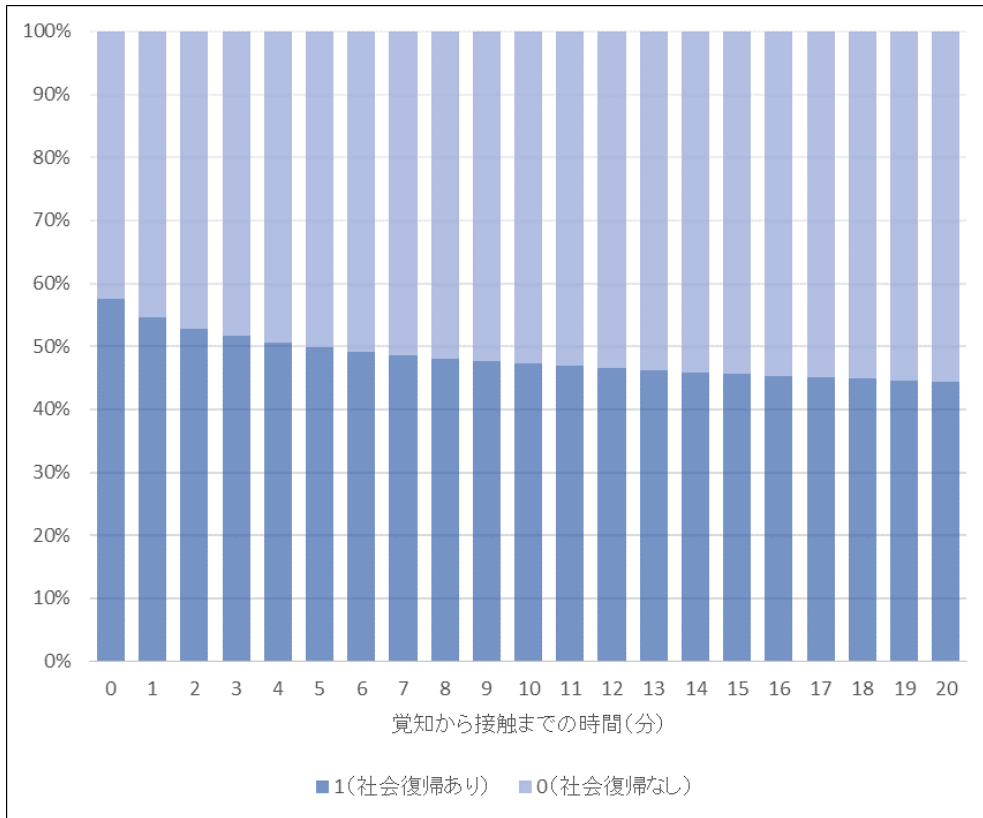


図 9: 「市民等による除細動」実施なしの場合の SR (社会復帰の有無) の平均予測確率

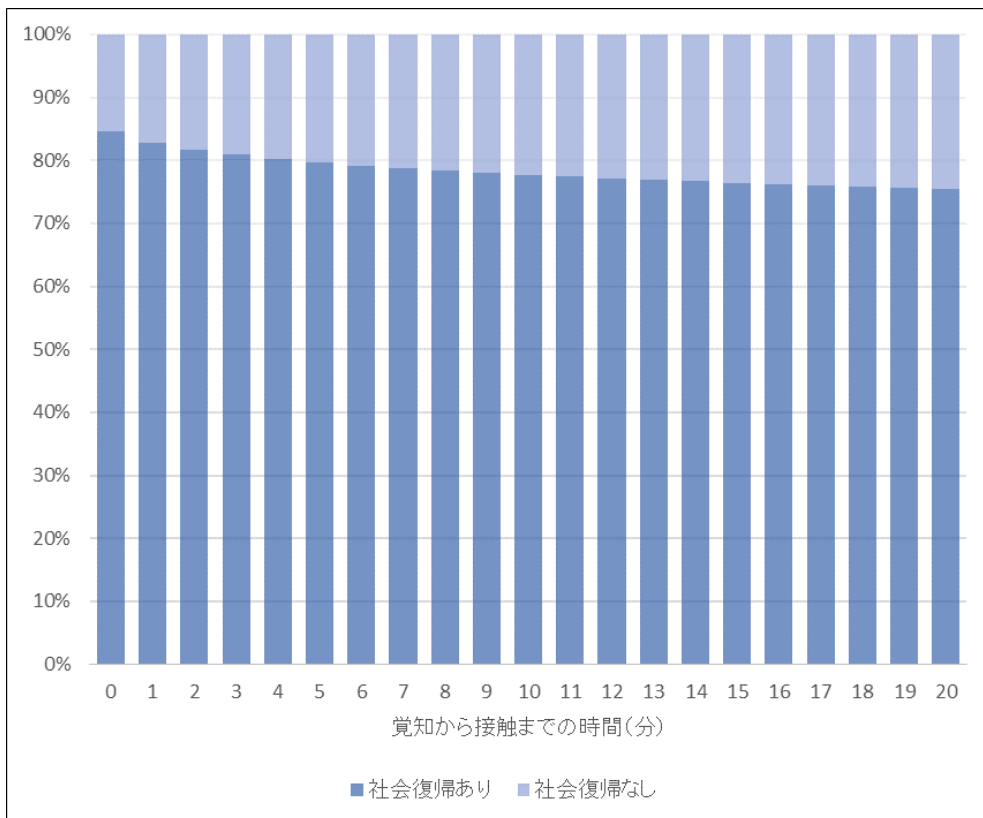


図 10: 「市民等による除細動」実施ありの場合の SR (社会復帰の有無) の平均予測確率

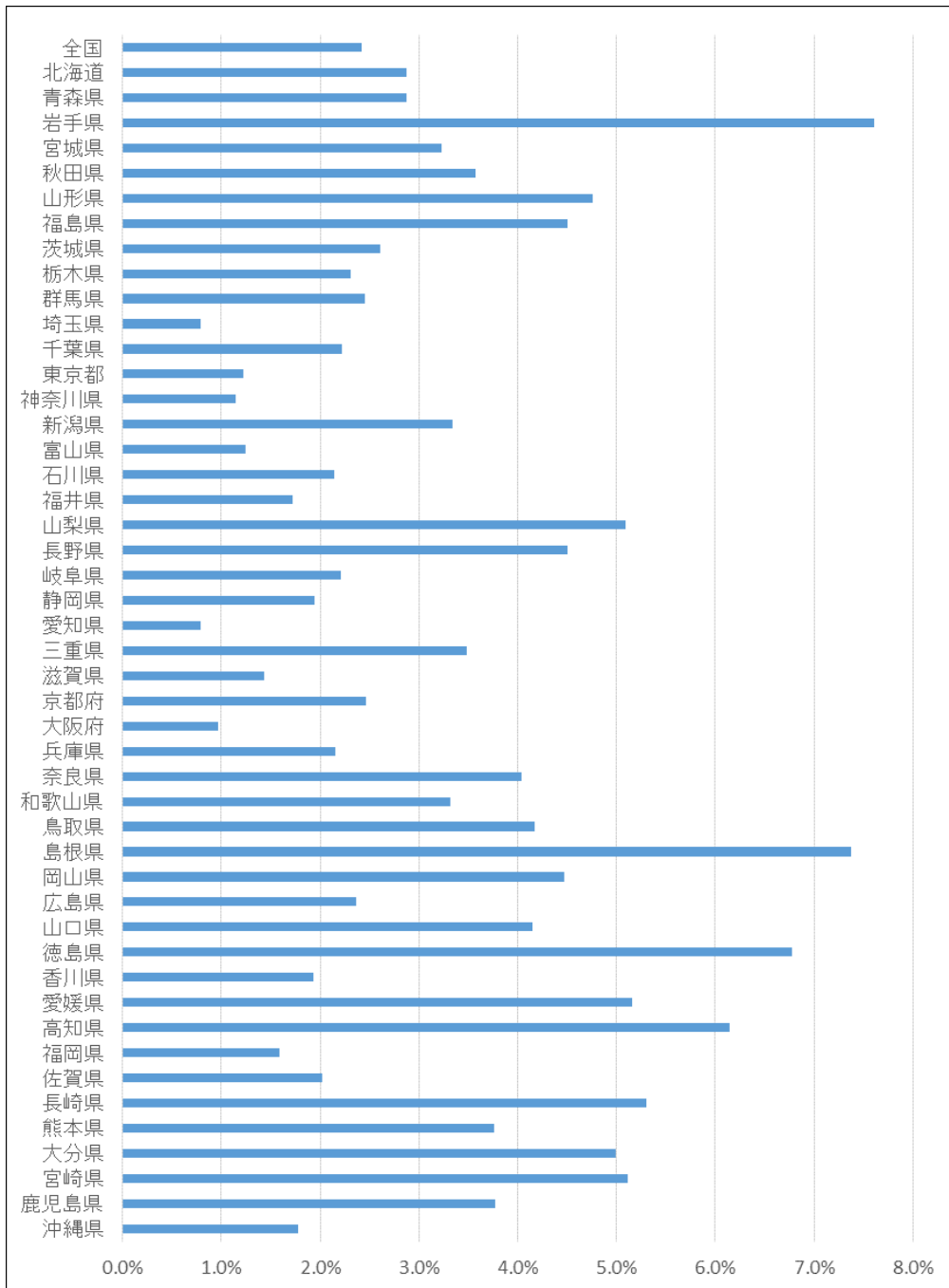


図 11: 「覚知から接触までの時間」が 20 分以上のデータ割合 (都道府県別)

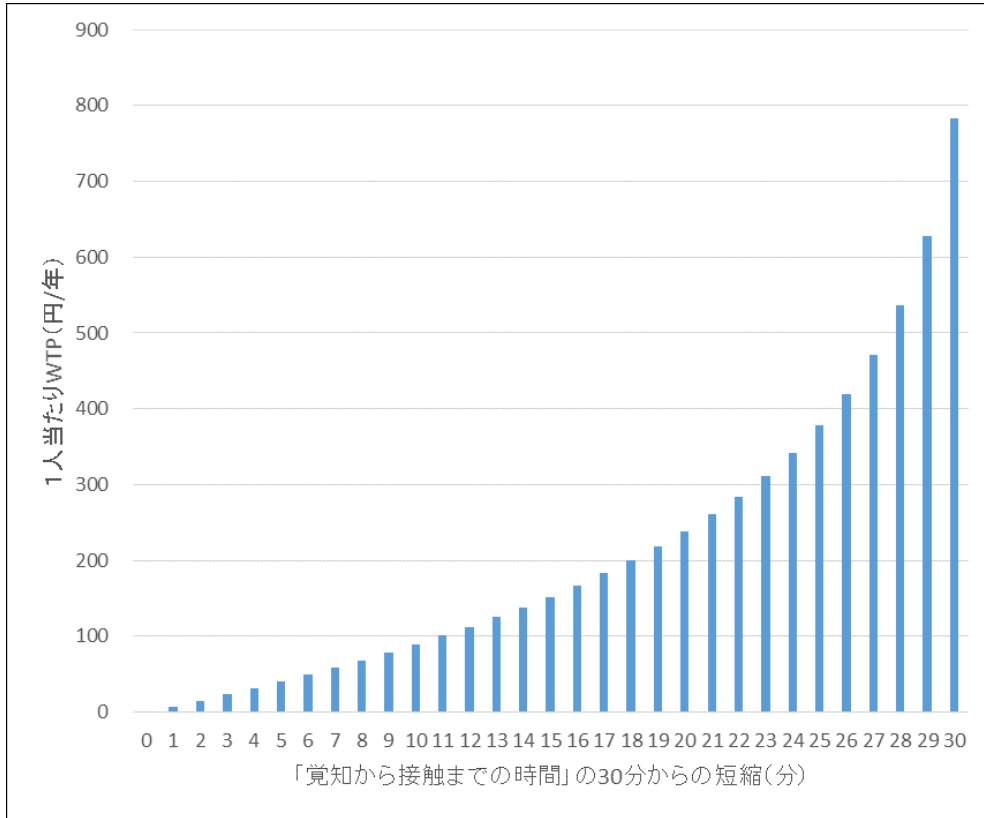


図 12: 救命された心肺停止傷病者の社会復帰確率が改善することに対する 1 人当たり WTP

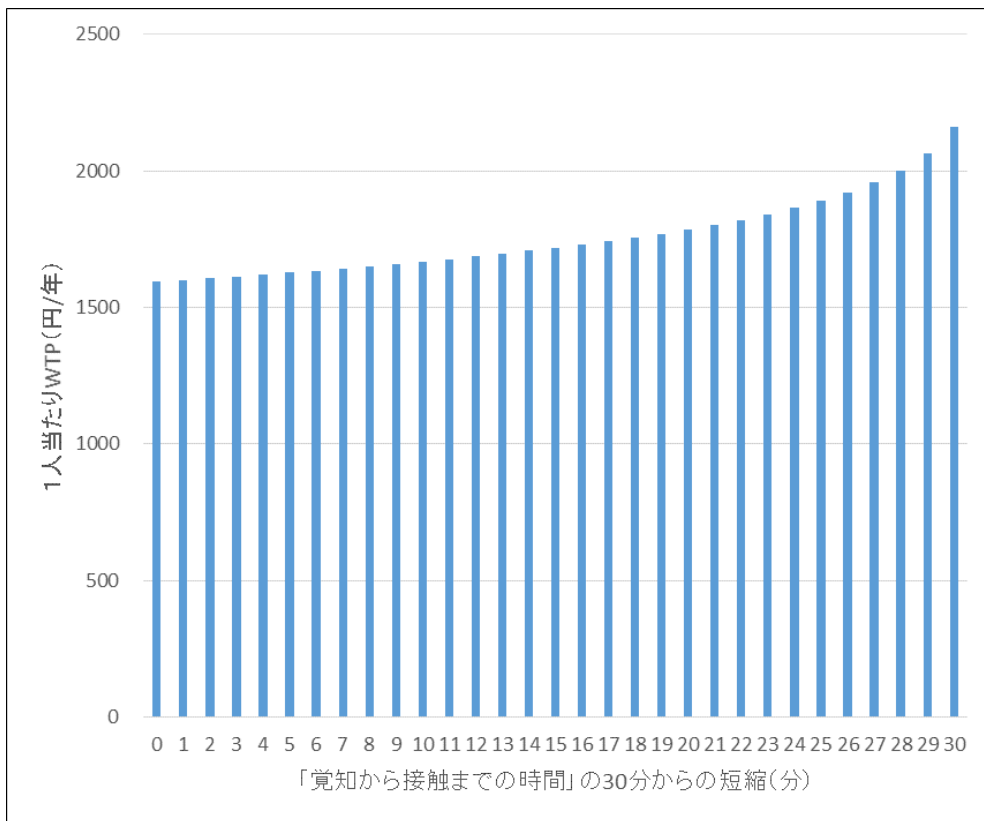


図 13: 救命された心肺停止傷病者の社会復帰確率が改善することに対する 1 人当たり WTP (「市民等による除細動」が常々実施される場合)