

「心拍再開」の内生性を考慮したウツタイン統計 データによる救命曲線の推定

阪田, 和哉
宇都宮大学大学院工学研究科

瀧本, 太郎
九州大学大学院経済学研究院

中畠, 一憲
兵庫県立大学環境人間学部

生川, 雅紀
岡山大学大学院社会文化科学研究科

他

<https://hdl.handle.net/2324/25222>

出版情報：経済学研究院ディスカッション・ペーパー, 2012-09. Faculty of Economics, Kyushu University
バージョン：
権利関係：



「心拍再開」の内生性を考慮したウツタイン統計データによる救命曲線の推定¹

阪田和哉²・瀧本太郎³・中嶋一憲⁴・生川雅紀⁵・坂本直樹⁶・阿部雅浩⁷

2012 年 9 月

要旨

本研究では、2008 年度と 2009 年度のウツタイン統計データを用いて、救急活動の時間短縮が心肺停止傷病者の 1 ヶ月生存確率に与える影響の分析を行うために、「1 ヶ月生存」と「心拍再開」からなる 2 方程式プロビット・モデルを推定し救命曲線の推定を行った。「心拍再開」の内生性を考慮することにより坂本ら[2011]よりも高い再現性を得ることができた。

JEL classification: C35, I10

Keywords: 救命曲線, ウツタイン統計データ, 内生性, 2 方程式プロビット・モデル, 便益評価

1 はじめに

生命の危機に瀕した傷病者に対しては、院外における適切な処置とともに、医療機関への迅速な収容が不可欠である。救急隊が傷病者のもとに到着し、適切な処置を施しつつ医療機関に収容するまでの一連の活動において、傷病者までのアクセス性および医療機関までのアクセス性は少なからず救命率に影響を及ぼす。その理論的根拠としては、Cara[1977]によるカーラー救命曲線(Golden Hour Principle)が挙げられる。これは、心臓停止、呼吸停止、大量出血の経過時間と死亡リスクとの関係性をそれぞれグラフ化し、心臓停止、呼吸停止、大量出血が発生した後、時間が経過するにつれて死亡リスクが上昇することを示したものである。したがって、救急医療体制の整備にあたっては、医療機関の適正な配置のほか、救急救命活動を考慮した交通システムを整備することによって、救急救命活動にかかる時間を短縮することが求められる

¹本研究は、平成 23 年度高速道路関連社会貢献協議会による研究助成「中山間地域における高速道路整備による死亡リスク軽減便益の計測」を得たことを付記し、深甚の謝意を表する次第である。また、分析にあたり総務省消防庁救急企画室関係各位には、快くデータ提供にご協力頂いたことに厚く謝意を表したい。さらに、本研究は、上記の助成研究の研究分担者である林山泰久氏(東北大学大学院経済学研究科)、奥山忠裕氏(長崎県立大学経済学部)、稲垣雅一氏(東北大学大学院生命科学研究所)および野原克仁氏(北星学園大学経済学部)との熱心な議論に基づいている。なお、本研究における誤りの全ては、筆者らに帰することは言うまでもない。

²宇都宮大学大学院工学研究科, 宇都宮市陽東 7-1-2(E-mail: k-sakata@cc.utsunomiya-u.ac.jp).

³九州大学大学院経済学研究院, 福岡市東区箱崎 6-19-1 (E-mail:takimoto@en.kyushu-u.ac.jp).

⁴兵庫県立大学環境人間学部, 姫路市新在家本町 1-1-12 (E-mail: nakajima@shse.u-hyogo.ac.jp).

⁵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 (E-mail: narukawa@okayama-u.ac.jp).

⁶東北文化学園大学総合政策学部, 仙台市青葉区国見 6-45-1(E-mail: nsakamo@pm.tbgu.ac.jp).

⁷東北大学大学院経済学研究科博士課程後期, 仙台市青葉区川内 27-1 (E-mail: b1ed1001@student.econ.tohoku.ac.jp).

であろう。

高速道路整備などの交通システムの改善によって救命率の向上が予想される場合、その便益を計測するためには、傷病者の搬送にかかる時間が救命率に与える効果をできる限り正確に知る必要がある。林山・安藤[2008]の理論展開によれば、時間短縮による救命率の上昇と統計的生命の価値が既知であるならば、それらの積を求めることにより時間短縮による便益を計測することができる。しかしながら、心臓停止、呼吸停止、大量出血の経過時間と死亡リスクとの関係を示したカーラー救命曲線はあくまでもグラフであり、数式で表されていないため、それのみで時間短縮による救命率の上昇を計算することは困難である。また、我が国において救命救急における所要時間と死亡リスクの関係性を実証的に推定した事例として、橋本ら[2002]、鮎川ら[2009]が挙げられるが、前者は長崎地区、後者は九州地方の一部病院に搬送される患者に関する分析であり、地域性や搬送先の医療技術水準の影響を否定できない。また近年各国で整備されつつあるウツタイン統計データ(Utstein Style Data)を用いて分析したものとして例えば、Mashiko et al.[2002]、Nishiuchi et al.[2008]、Rea et al.[2010]などが挙げられるが、これらのサンプル数はそれぞれ 3,029 件、1,028 件、10,681 件となっており、元データからある条件を満たすサンプルに絞って分析を行っている。医学的見地から 1 ヶ月生存確率に及ぼす主要因を明らかにしようという目的には適っていると思われるが、本研究のように救命救急における時間短縮と死亡リスクの関係から経済便益を評価しようというものにとってはなるべく全サンプルに基づいて分析を行う必要があると思われる。本研究では全国規模のデータ（2008 年度と 2009 年度のデータ数は、それぞれ 112,033 件と 114,264 件である。）を用いて救命曲線の推定を行い、経済便益の評価への活用にも耐え得る分析結果を提示する。

救命救急において所要時間と死亡リスクの関係から経済便益を評価した先行研究として、ウツタイン統計データを用い、ロジット・モデル(Logit Model)を適用した坂本ら[2011]がある。ウツタイン統計データは救急搬送された心肺機能停止傷病者に関する個票データであり、国際的な基準に基づいて総務省消防庁が全国規模で収集しているもので、申請により入手可能である。ウツタイン統計データには、心肺停止状態に陥った傷病者に限定されるものの、救命曲線の推定に不可欠な搬送時間のほか、個人属性、実施された応急処置、心停止の推定要因などの詳細な情報が傷病者ごとに整理されている。その数は 1 年あたり 10 万件に及ぶ。坂本ら[2011]において、ウツタイン統計データを用いたロジット・モデルによる推定の結果、搬送時間の経過とともに救命率が低下する救命曲線が得られ、搬送時間の短縮により救命率が高まることが確認された。また、心臓マッサージや人工呼吸、AED などの市民による応急処置が有意に救命率に対して影響を及ぼしていることも明らかになった。さらに、救命曲線の推定式には、説明変数として年齢や疾病(心停止の推定要因)が入っていることから、この推定式を例えば加重平均などの方法により加工すれば、年齢別および疾病別の救命曲線を求めることも可能である。これにより、地域特性を考慮した便益計測が可能となる。

しかしながら、坂本ら[2011]の救命曲線の推定結果は、実際に傷病者が救命されたケースの再現性に乏しいという問題を有する。坂本ら[2011]が推定した救命曲線が実際に救命されたケースを正確に再現できたのは、救命率 50%を遮断値とすると、わずか 3.7%に過ぎない。ウツタイン統計データは心肺機能停止傷病者に関するものであるため、このデータの中で救命されたケースは全体のわずか 5.3%であり、これを正確に予測することが難しいことは確かであるが、そもそも救命曲線推定の目的は救急搬送にかかる時間を短縮することによって救命されることによる便益を計測することにある。したがって、実際に救命されたケースを十分に再現できない推定式は費用便益分析の観点からも問題があると言わざるを得ない。

そこで、本研究では、実際に救命されたケースの再現性に着目して、より信頼性のある救命曲線の推定を試みる。具体的には、救命されたと判断する変数として用いる「1 ヶ月生存」と

相関の高い「心拍再開」を考慮した推定を行う。ここで、「1 ヶ月生存」と「心拍再開」はともにウツタイン統計データの項目であり、前者は救急搬送後に心肺機能停止傷病者が1 ヶ月以上生存したことを表し、後者は心肺機能停止傷病者が医療機関に収容される前に心拍が再開したことを表す。両者の関係性を解くことが意味のある救命曲線の推定につながり、また応用上信頼の高い分析手法になると思われる。

本節に続く第2節では、推定に用いるウツタイン統計データについて説明する。第3節では、単純に「心拍再開」を説明変数に入れたプロビット・モデル(Probit Model)を推定する。ところで、心拍が再開するかどうかは、心肺停止からの経過時間や応急処置の内容によって決定されるとともに、ウツタイン統計データからは得られない傷病者の医学的属性にも依存すると考えられる。したがって、4節で「心拍再開」の内生性を考慮した2方程式プロビット・モデル(Bivariate Probit Model)の推定を行う。最後に、第5節では結論と今後の研究課題について述べる。

2 ウツタイン統計データ

2-1 ウツタイン様式について

はじめに、わが国のウツタイン統計データについて説明する。ウツタイン統計データとは、救急搬送された心肺停止機能傷病者のウツタイン様式に基づく個票データであり、救急隊を通じて収集され、総務省消防庁が取りまとめている。ここで、ウツタイン様式とは、総務省消防庁(2010)によると、統一された用語、定義を用いて、心肺機能停止傷病者に関する記録を行う際のガイドラインである。「ウツタイン」の名称の由来は、1990年6月に、アメリカ心臓協会、ヨーロッパ蘇生会議の代表者が、ノルウェーのスタバングル近郊の小さな島にある史跡ウツタイン修道院にて、病院外心肺停止事例に関わる用語や定義を統一するために会議を行ったことによる。さらに、第2回目の会議は、1990年12月にイギリスのサリーで、カナダ心臓および脳卒中財団とオーストラリア蘇生会議の代表者を含めて行われ、ガイドラインが示された。このガイドラインを、第一回会議の開催地であるウツタイン修道院の名にちなんで「ウツタイン様式」と呼ばれるようになった。わが国では、国単位で個票データが収集され、ウツタイン統計データが作成されているため、全国規模のデータセットとなっている。以下では、総務省消防庁(2005)に基づき、ウツタイン統計データの主な項目を示す。

(1) 「発生年月日」

救急事故を覚知した年月日。

(2) 「性別」

心肺機能停止傷病者の該当する性別。

(3) 「年齢」

心肺機能停止傷病者の年齢。

(4) 「救急救命士乗車」

救急救命士の乗車の有無(現場に居合わせた救急救命士は該当しない)。

(5) 「医師乗車」

医師の乗車の有無(ドクターカーや同乗要請の場合のみ)。

(6)「医師 2 次救命処置」

医師によって現場または救急車内において 2 次医療行為が行われたどうか(医療機関等に収容後の処置ではない。医院からの転院時や現場に居た医師が行った場合も含む)。

(7)「目撃」

心肺停止の瞬間を目撃または音を聞いたかどうか。

(8)「バイスタンダーCPR」

目撃の有無にかかわらず、バイスタンダーによる CPR(心臓マッサージ、人口呼吸)や除細動実施の有無。往診中や医院、診療所、老人ホーム等において医師・看護師が職務として行う蘇生処置についても、救急システムの構成員でない場合はバイスタンダーとして取り扱う。

(9)「バイスタンダーCPR 開始時刻または市民等による除細動」

バイスタンダーCPR を開始した時刻又は 1 回目の除細動を実施した時刻。

(10)「口頭指示」

CPR 又は心臓マッサージについて、指令係員又は救急隊等が口頭指示をおこなったかどうか。

(11)「初期心電図波形」

救急隊が傷病者に接触し、最初に心電図を確認したときの心電図波形。

(12)「救急救命処置等の内容」

除細動および特定行為のうち実施した処置。

(13)「覚知」

消防機関が覚知した時刻、すなわち 119 番入電時刻。

(14)「現着」

救急隊が出場指令番地の建物、及びその周辺に到着し、停車した時刻。

(15)「接触」

救急隊のうち最初の 1 名が傷病者に接触し観察を開始した時刻。

(16)「CPR 開始」

救急隊による CPR の開始時刻。

(17)「病院収容」

医療機関に到着し、医師に傷病者を引き継いだ時刻(医師の管理下に置かれた時刻)。なお、車両が病院に到着した時刻ではない。

(18)「心停止の推定原因」

収容先医療機関等の医師の見解に基づく心停止の推定要因。
ア.「心原性」

心原性と確定できるもの。また、非心原性と特定できないが、心原性とも確定できないものについては、除外診断による心原性とする。

イ.「非心原性」

非心原性に属するもの。

(19)「心拍再開」

病院収容前の心拍再開の有無。

(20)「1ヵ月生存」

1ヵ月予後の回答があった症例について1ヵ月後の生存の有無。なお、1ヵ月以前に生存退院した場合は、1ヵ月生存とする。

2-2 日本におけるウツタインデータの現状について

総務省消防庁[2008]によると、日本では、消防庁が2004年1月より「ウツタイン調査オンライン処理システム」を用いてデータの収集を行っており、翌年の2005年1月からは「救急調査オンライン処理システム」を用いてデータの登録を行っている。導入初年である2004年中のウツタイン統計データは誤入力や未入力等の単純な誤りにより多くの欠損データが発生した。データ収集の問題点として、(1)ウツタイン統計データの収集の意義や目的等に関する教育不足、(2)ダブルチェック体制の欠如、(3)入力要領に関する問題、(4)入力システムに関する問題、(5)データ入力の基準とする時計に関する問題、(6)医療機関との連携に関する問題、が挙げられており、その改善策が検討されている。

また、平出ら[2008]は、欧米と日本におけるウツタイン統計の目的の違いについて言及しており、欧米では主として蘇生や疫学の専門家によるものであるのに対して、日本では消防、行政、医療機関の共有ツールとして活用されているとしている。我が国では2004年1月からウツタイン統計データの収集が継続的に行われているが、このようなプロジェクトは世界的にも前例がないものであり、ウツタイン統計データを分析した結果を消防行政に生かしていくことが求められているとしている。

なお、本研究で使用しているデータは2008年と2009年のものであり、上記にあるようなデータ収集開始当時の混乱による単純な誤りはほとんどないと思われる。

3 プロビット・モデルの推定

ここでは、ウツタイン統計データを用いて、「心拍再開」を説明変数に加えたプロビット・モデルを推定する。坂本ら[2011]は2008年のウツタイン統計データのうち、人為的なエラーと判断されるデータを1,794件削除して残った110,233件のデータを用いて救命曲線を推定した。ここでも、このデータをそのまま用いることとする。なお、ウツタイン統計データにおける人為的なエラーの除去方法に関しては、坂本ら[2011]を参照されたい。

推定にあたって、まず、すべてのデータ項目を説明変数として用いるモデルを「モデルⅠ」として推定し、次に、回帰係数に関するワルド検定で有意でない説明変数を除いたモデルを「モデルⅡ」として推定するという方法をとる。本研究はあくまでも救命曲線を得ることが目的であるため、経過時間に関するデータ項目は説明変数として残すこととする。一方、それら以外の項目のうち、どの項目を説明変数とするかは厳密には医学的な知見を必要とすると思われるが、本研究ではモデル選択の問題は統計的な検定に委ねることとする。

3-1 モデル

推定されるプロビット・モデルは以下のとおりである。

$$\begin{aligned} \text{survive}_i^* = & \alpha_1 + \alpha_2 \ln(1+t_{1i}+t_{2i}+t_{3i}) + \alpha_3 \text{witness}_i \ln(1+t_{1i}+t_{2i}+t_{3i}) \\ & + \alpha_4 \text{rebeat}_i \ln(1+t_{1i}+t_{2i}+t_{3i}) + \alpha_5 \text{rebeat}_i + \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} + u_i \end{aligned} \quad (1)$$

$$\text{survive}_i = \begin{cases} 1 & \text{if } \text{survive}_i^* > 0 \\ 0 & \text{if } \text{survive}_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (2)$$

ここで、 survive_i は救急搬送された心肺機能停止傷病者 i の「1 ヶ月生存」を、 witness_i は救急搬送された心肺機能停止傷病者 i の「心肺機能停止の目撃」を、 rebeat_i は救急搬送された心肺機能停止傷病者 i の「心拍再開」を、 t_{1i} は傷病者 i について「覚知から現着までの時間」を、 t_{2i} は「現着から接触までの時間」を、 t_{3i} は「接触から収容までの時間」を、そして $\mathbf{x}_i' = (x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{19i})$ は傷病者 i に関する 19 種類の属性を示すベクトルをそれぞれ表す。これらの変数は表 3-1 に整理されている。なお、 u_i は標準正規分布に従う誤差項とする。このモデルにおいて推定すべきパラメータは $\boldsymbol{\alpha}' = (\alpha_1, \dots, \alpha_5)$ と $\boldsymbol{\beta}' = (\beta_1, \dots, \beta_{19})$ である。

属性ベクトルのうち、「性別」は「女性」を基準として「男性」をダミー変数とした。「年齢」は 3 階級に分け、「若者(18 歳以下)」と「高齢者(71 歳以上)」をダミー変数とした。経過時間に関しては、「覚知」から「病院収容」までの時間 $t_1 + t_2 + t_3$ を用い、モデルでは時間の経過により救命率が受ける効果が逓減することを表現するため、 $\ln(1+t_1+t_2+t_3)$ のように変換することとした。ここで、1 を加えてから自然対数をとったのは、 $t_1+t_2+t_3=0$ のときの変換値をゼロにするためである。さらに、「心停止の目撃」の有無、「心拍再開」の有無により、時間の経過による影響が異なると考えられるため、上述のように変換した変数に係数ダミーを与えて、これを表現することとした。ただし、「心停止の目撃」は誰が目撃したものは問わないものとする。「医師乗車」、「救急救命士乗車」、「医師 2 次救命処置」に関しては、そのまま説明変数に加えた。「バイスタンダーCPR」についても、「心臓マッサージ」、「人工呼吸」、「市民等による除細動」のすべてを説明変数に加えている。「初期心電図波形」は、「その他」を基準として、「心室細動(VF)」、「無脈性心室頻拍(VT)」、「無脈性電氣的活動(PEA)」、「心静止」をダミー変数とした。また、「救急救命処置等の内容」については、「除細動」が行われたかどうかのみに着目して、「除細動」をダミー変数とした。最後に、「心停止の推定要因」に関しては、「除外診断による心原性」を基準として、「確定した心原性」、「脳血管障害」、「呼吸器系疾患」、「悪性腫瘍」、「外因性」、「その他」をダミー変数とした。

表 3-1 変数リスト

<i>survive</i>	1 ヶ月生存	該当あり=1, 該当なし=0。
<i>witness</i>	心停止の目撃	該当あり=1, 該当なし=0。
<i>rebeat</i>	心拍再開	該当あり=1, 該当なし=0。
t_1	覚知から現着までの時間	経過時間。単位は分。
t_2	現着から接触までの時間	
t_3	接触から収容までの時間	
x_1	男性	「女性」を基準とする「性別」ダミー。該当あり=1, 該当なし=0。
x_2	若者(18歳以下)	「19歳以上 70歳以下」を基準とする「年齢」ダミー。該当あり=1, 該当なし=0。
x_3	高齢者(71歳以上)	
x_4	救命救急士乗車	
x_5	医師乗車	該当あり=1, 該当なし=0。
x_6	医師 2 次救命処置	
x_7	心臓マッサージ	
x_8	人工呼吸	「バイスタンダーCPR」。該当あり=1, 該当なし=0。
x_9	市民等による除細動	
x_{10}	VF/VT (心室細動/無脈性心室頻拍)	
x_{11}	PEA (無脈性電氣的活動)	「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。
x_{12}	心静止	
x_{13}	除細動	
x_{14}	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」ダミー。該当あり=1, 該当なし=0。
x_{15}	脳血管障害	
x_{16}	呼吸器系疾患	
x_{17}	悪性腫瘍	
x_{18}	外因性	
x_{19}	その他の非心原性	

3-2 推定結果

プロビット・モデルの推定結果は表 3-2 のとおりである。フルモデルである「モデル I」において、「心拍再開」は有意水準 1% で有意であり、その回帰係数も相対的に大きな値をとる。このことから、「心拍再開」は「1 ヶ月生存」を説明する重要な要因であることがうかがわれる。一方、「覚知から収容までの時間」に対する「心拍再開」の係数ダミーに関しては、有意水準 5% で有意ではなかった。このほか回帰係数が有意でなかった説明変数は、「男性」、「救急救命士乗車」、「医師乗車」、「医師 2 次救命処置」、「心臓マッサージ」、「人工呼吸」、「VFVT」である。

そこで、これらの説明変数を「モデル I」から除き、「モデル II」として推定した。「モデル II」では、すべての説明変数が有意水準 5% で有意である。また、LR(Log-likelihood Ratio)に基づく尤度比検定の結果、定数項以外の回帰係数がゼロであるとする帰無仮説は有意水準 1% で棄却することができる。さらに、「モデル I」との比較において、AIC, McFadden's pseudo- R^2 , Hit rate によれば、「モデル I」と「モデル II」の適合度はほぼ同程度である。また、「モデル I」から除いた説明変数（「男性」、「救急救命士乗車」、「医師乗車」、「医師 2 次救命処置」、「心臓

マッサージ」,「人工呼吸」,「VFVT」)の回帰係数がすべてゼロであることを帰無仮説とする尤度比検定では,有意水準 5%でこれを棄却できない。以上から,「モデル II」がより望ましいモデルであると判断する。

次に,「モデル I」と「モデル II」が「1 ヶ月生存」をどれだけ予測できているかを、表 3-3 および表 3-4 におけるクロス集計により確認する。ここで注意しなければならないことは、仮にすべてのデータに対して「1 ヶ月生存」がなかったと予測したとしても、データの性質上、Hit rate が $0.946 (= 106,084 / 112,033)$ となることである。したがって,「1 ヶ月生存」が実際にあったケースについてのみ Hit rate を計算してみると,「モデル I」は $0.376 (= 2,237 / 5,949)$, 「モデル II」は $0.374 (= 2,224 / 5,949)$ となり, 両者はほぼ同じ値となることがわかる。

また,「心拍再開」を説明変数に加えた効果をみるために,「モデル II」から「心拍再開」の除いたモデルを「モデル III」として推定を行った。表 3-5 に示したとおり,「モデル III」では,「1 ヶ月生存」が実際にあったケースの Hit rate は $0.022 (= 131 / 5,949)$ である。また,坂本ら[2011]のロジット・モデルによる推定でも「心拍再開」を説明変数に加えていないが,「1 ヶ月生存」が実際にあったケースの Hit rate は 0.037 と低い値であった。このことから,「心拍再開」を説明変数に加えたプロビット・モデルを用いることによって適合度が改善されたと結論付けてよいと思われる。

しかしながら,「心拍再開」は「1 ヶ月生存」と同様に,傷病者の属性や救急救命処置に依存すると考えることもできる。後述するように,傷病者の属性や救急救命処置を説明変数として推定した「心拍再開」に関するプロビット・モデルの誤差項が,「1 ヶ月生存」に関するプロビット・モデルの誤差項と相関している場合や「心拍再開」が内生変数である場合には,「1 ヶ月生存」に関するプロビット・モデルの推定量は一致性と効率性を満たさないことが知られている。また,本節におけるプロビット・モデルによる推定では,直感的に「1 ヶ月生存」に影響を与えていると思われる「救急救命士乗車」,「医師乗車」,「医師 2 次救急救命処置」,「心臓マッサージ」,「人工呼吸」,「VFVT」の回帰係数が有意でなかったが,これらの変数は「心拍再開」を介して「1 ヶ月生存」に影響を与えている可能性もある。そこで,次節では,「心拍再開」の内生性を確認し,「1 ヶ月生存」と「心拍再開」からなる 2 方程式プロビット・モデルの推定を行う。

表 3－2 Binomial probit model による推定結果（2008 年）

変数	Model I	Model II	Model III
括弧内はp-value			
被説明変数:1ヵ月生存			
定数項	0.042 (0.687)	-0.001 (0.991)	-0.167 (0.020)
覚知から収容までの時間	-0.499 (0.000)	-0.478 (0.000)	-0.281 (0.000)
覚知から収容までの時間×目撃	0.083 (0.000)	0.084 (0.000)	0.106 (0.000)
覚知から収容までの時間×心拍再開	0.062 (0.182)	-	-
男性	-0.008 (0.649)	-	-
若者（18歳以下）	0.465 (0.000)	0.475 (0.000)	0.439 (0.000)
高齢者（71歳以上）	-0.212 (0.000)	-0.208 (0.000)	-0.208 (0.000)
救命救急士乗車	0.050 (0.216)	-	-
医師乗車	0.035 (0.403)	-	-
医師2次救命処置	-0.036 (0.109)	-	-
心臓マッサージ	0.022 (0.244)	-	-
人工呼吸	0.033 (0.196)	-	-
市民等による除細動	0.344 (0.000)	0.372 (0.000)	0.659 (0.000)
VFVT	-0.058 (0.147)	-	-
PEA	-0.474 (0.000)	-0.455 (0.000)	-0.688 (0.000)
心静止	-0.833 (0.000)	-0.812 (0.000)	-1.249 (0.000)
除細動	0.165 (0.000)	0.133 (0.000)	0.083 (0.000)
確定した心原性	0.242 (0.000)	0.24 (0.000)	0.303 (0.000)
脳血管障害	-0.164 (0.000)	-0.163 (0.000)	0.116 (0.001)
呼吸器系疾患	0.302 (0.000)	0.303 (0.000)	0.355 (0.000)
悪性腫瘍	-0.464 (0.000)	-0.466 (0.000)	-0.453 (0.000)
外因性	0.189 (0.000)	0.191 (0.000)	0.291 (0.000)
その他の非心原性	0.149 (0.000)	0.149 (0.000)	0.177 (0.000)
心拍再開	1.343 (0.000)	1.565 (0.000)	-
Log-likelihood	-14531.10	-14537.89	-18084.99
LR	17441.58 (0.000)	17428.00 (0.000)	10333.80 (0.000)
LR for Model II	13.572 (0.097)	-	-
LR for Model III	7107.772 (0.000)	7094.2 (0.000)	-
AIC	0.260	0.260	0.323
McFadden's pseudo- R^2	0.375	0.375	0.373
Hit rate	0.957	0.957	0.947

表 3－3 「1ヵ月生存」の観測値と予測値(Model I, 2008 年)

	予測値		
観測値	なし	あり	合計
なし	104,956	1,128	106,084
あり	3,712	2,237	5,949
合計	108,668	3,365	112,033

※ただし、予測値は遮断値を 0.5 として計算している。

表 3－4 「1 ヶ月生存」の観測値と予測値(Model II, 2008 年)

	予測値		
観測値	なし	あり	合計
なし	104,969	1,115	106,084
あり	3,725	2,224	5,949
	108,694	3,339	112,033

※ただし、予測値は遮断値を 0.5 として計算している。

表 3－5 「1 ヶ月生存」の観測値と予測値(Model III, 2008 年)

	予測値		
観測値	なし	あり	合計
なし	105,998	86	106,084
あり	5,818	131	5,949
	111,816	217	112,033

※ただし、予測値は遮断値を 0.5 として計算している。

4 2 方程式プロビット・モデルの推定

4－1 「心拍再開」の内生性について

ここでは、「1 ヶ月生存」の式に説明変数として含まれる「心拍再開」が内生変数かどうかを確認する。プロビット・モデルにおける説明変数の内生性については、Rivers and Vuong[1988]が 2 段階条件付き最尤推定法に基づく検定方法を提案しており、ここではその検定法を用いる。また、2 方程式ともプロビット・モデルの場合の検定方法については松浦・マッケンジー[2009, p.294]に説明がある。以下の 2 方程式プロビット・モデルを仮定し、「心拍再開」に対して外生性の検定を行う。

$$\begin{aligned} survive_i^* = & \alpha_1 + \alpha_2 \ln(1 + t_{1i} + t_{2i} + t_{3i}) + \alpha_3 witness_i \ln(1 + t_{1i} + t_{2i} + t_{3i}) \\ & + \alpha_4 rebeat_i \ln(1 + t_{1i} + t_{2i} + t_{3i}) + \alpha_5 rebeat_i + \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} + u_i \end{aligned} \quad (3)$$

$$survive_i = \begin{cases} 1 & \text{if } survive_i^* > 0 \\ 0 & \text{if } survive_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (4)$$

$$rebeat_i^* = \gamma_1 + \gamma_2 \ln(1 + t_{1i} + t_{2i}) + \gamma_3 witness_i \ln(1 + t_{1i} + t_{2i}) + \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\delta} + v_i \quad (5)$$

$$rebeat_i = \begin{cases} 1 & \text{if } rebeat_i^* > 0 \\ 0 & \text{if } rebeat_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (6)$$

ここでは前節と同様に、 $survive_i$ は救急搬送された心肺機能停止傷病者 i の「1 ヶ月生存」を、 $witness_i$ は救急搬送された心肺機能停止傷病者 i の「心肺機能停止の目撃」を、 $rebeat_i$ は救急搬送された心肺機能停止傷病者 i の「心拍再開」を、 t_{1i} は傷病者 i について「覚知から現着までの時間」を、 t_{2i} は「現着から接触までの時間」を、 t_{3i} は「接触から収容までの時間」を、そして $\mathbf{x}'_i = (x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{19i})$ は傷病者 i に関する 19 種類の属性を示すベクトルをそれぞれ表す。なお、パラメータは、 $\boldsymbol{\alpha}' = (\alpha_1, \dots, \alpha_5)$ 、 $\boldsymbol{\beta}' = (\beta_1, \dots, \beta_9)$ 、 $\boldsymbol{\gamma}' = (\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3)$ 、 $\boldsymbol{\delta}' = (\delta_1, \dots, \delta_9)$ であり、 u_i と v_i は誤差項である。

式(5)は、「心拍再開」が属性ベクトルのほか、覚知から接触までの時間 $t_1 + t_2$ と心停止の目撃の有無に依存することを表現している。心停止の目撃の有無は係数ダミーとして与えられており、時間経過による影響の逓減性を組み込むため、前節と同様の自然対数によって変換されている。

式(5)と式(6)をプロビット・モデルで推定し、得られた普通残差を式(3)の説明変数に加え式(4)とともにプロビット・モデルの推定を行い、普通残差の係数について t 検定を行うことにより「心拍再開」の外生性について検定を行うことができる。得られた t 値は 4.92 であり 1% 有意水準で「心拍再開」が外生変数であるという帰無仮説は棄却される。

4-2 モデル

「心拍再開」が内生変数であることが確認できたため、「1 ヶ月生存」と「心拍再開」から成る 2 方程式プロビット・モデルの推定を行う。モデルに関する詳細な議論は Greene[2008, pp.817-819]を参照されたい。システムは式(3), (4), (5), (6)から成り、推定すべきパラメータは、 $\boldsymbol{\alpha}$ 、 $\boldsymbol{\beta}$ 、 $\boldsymbol{\gamma}$ 、 $\boldsymbol{\delta}$ である。ただし、 u_i と v_i は独立かつ同一な 2 変量正規分布であり、それぞれの平均と分散は 0 と 1、共分散は ρ とする。

4-3 推定結果

2 方程式プロビット・モデルの推定結果は表 4-1 のとおりである。

はじめに、フルモデルである「モデル IV」については、2 方程式の誤差項の相関係数 ρ がゼロであるとする帰無仮説は、ワルド検定によると有意水準 1%で棄却される。したがって、「1 ヶ月生存」と「心拍再開」に関する方程式を別々に推定すると、推定値が一致性と効率性を満たさないことになり、2 方程式プロビット・モデルを推定する必要があることがわかる。搬送時間に関する説明変数については、「1 ヶ月生存」を被説明変数とする方程式(以下、方程式 1)では、「目撃」と「心拍再開」によって「覚知から収容までの時間」に係数ダミーを与えたが、このうち「心拍再開」の係数ダミーの回帰係数はプロビット・モデルと同様に有意ではなかった。このほか両方程式ともに回帰係数が有意水準 5%で有意でなかった説明変数は、「男性」、「医師 2 次救命処置」である。次に、「心拍再開」を被説明変数とする方程式(以下、方程式 2)のみで有意であった説明変数は、「救命救急士乗車」、「医師乗車」、「心臓マッサージ」、「人工呼吸」、「VFVT」である。これらはプロビット・モデルでは有意でなかった。したがって、これらの変数は内生変数である「心拍再開」を介して「1 ヶ月生存」に影響を与えていると考えられる。最後に、方程式 1 のみで有意であった説明変数は、「若者(18 歳以下)」、「悪性腫瘍」である。以上で述べた以外の説明変数は両方程式とも有意である。

一方、「モデル V」は「モデル IV」において回帰係数が有意水準 5%で有意であった説明変数のみを用いて 2 方程式プロビット・モデルを推定したものである。「モデル V」では、すべての回帰係数が有意水準 1%で有意である。また、2 方程式の誤差項の相関係数 ρ がゼロであるとする帰無仮説も「モデル IV」と同様に、ワルド検定によると有意水準 1%で棄却すること

ができる。「モデル V」のモデルの適合度に関しては、AIC と Hit rate から、「モデル IV」とほぼ同程度である。さらに、「モデル IV」から除いた説明変数の回帰係数がすべてゼロであることを帰無仮説とする尤度比検定では、有意水準 5%で棄却することができない。

次に、「モデル IV」と「モデル V」が「1 ヶ月生存」をどれだけ予測できているかを、表 4-2 および表 4-3 におけるクロス集計により確認する。プロビット・モデルと同様に、「1 ヶ月生存」が実際にあったケースに関して Hit rate を計算してみると、「モデル IV」では $0.045(=270/5,949)$ 、「モデル V」では $0.046(=276/5,949)$ であり、ともにきわめて低い値となる。ところが方程式 1 のみを用い、「心拍再開」に観測値を代入して予測値を計算すると、表 4-4 に示すとおり、その Hit rate は $0.508(=3,020/5,949)$ と高い値を示す。このことは「心拍再開」までも予測することは困難であるものの、「1 ヶ月生存」だけであれば高い確率で予測できることを意味している。そもそも「心拍再開」はウツタイン統計データにはない様々な要因に左右されると考えられる。例えば、心停止の推定要因や救急救命処置が全く同じ状況の傷病者であっても、心停止に至る前の傷病者の健康状態が良好であった人ほど「心拍再開」する可能性が高くなるであろう。「モデル V」はそうした要因までは捉えきれていないと考えられる。

4-4 2009 年のデータによる推定

推定結果の妥当性を検証するため、2009 年のウツタイン統計データを用いた推定も行った。その結果は表 4-5 のとおりである。なお、2009 年のデータ数は、坂本ら[2011]に基づいて人為的なエラーと判断されるものを取り除いた 114,264 件である。

回帰係数の有意性に関しては、「モデル IV」と「モデル V」ともに、2008 年のデータによる推定結果とほぼ同様の傾向がみられることがわかる（ただし、「悪性腫瘍」に関しては 2009 年では有意）。しかしながら、適合度に関しては、両モデルの AIC, Hit rate はほぼ同じ値をとるものの、「モデル V」を帰無仮説とする尤度比検定を行うと、この帰無仮説が有意水準 1%で棄却されてしまう。このことから、2009 年のデータによる推定結果においては、フルモデルである「モデル IV」がより望ましいモデルであるといえる。

次に、表 4-6 から表 4-8 は、前項と同様に、「モデル IV」と「モデル V」が「1 ヶ月生存」をどれだけ予測できているかを確認するため、観測値と予測値に対してクロス集計を行ったものである。これらの表から、2つの方程式を用いた「1 ヶ月生存」の Hit rate はやはり低い値をとるものの、方程式 1 のみを用いた場合の「1 ヶ月生存」の Hit rate は $0.528(=3,411/6,465)$ と計算され、高い値をとることがわかる。

4-5 2008 年と 2009 年のプール・データによる推定

最後に、2008 年と 2009 年のデータをプールして推定した結果を表 4-9 に示す。なお、データ数は 226,297 件（ $=110,233+114,264$ ）であり、2008 年のデータには 0、2009 年のデータには 1 を付与する年次ダミー変数を説明変数に加えた。

回帰係数の有意性に関しては、「モデル IV」と「モデル V」ともに、年次を分けて推定した結果と同様である。年次ダミー変数に関しては、「モデル IV」において方程式 2 のみで 1%有意である。これに基づき「モデル V」では方程式 2 のみに年次ダミー変数を与えた。「モデル IV」と「モデル V」ともに、年次ダミー変数の回帰係数は正值をとり、このことから、年次を経て「心拍再開」を促す何らかの変化があったことがうかがわれる。これは救急医療の技術進歩や制度改革の成果と捉えられるかもしれない。

「1 ヶ月生存」の Hit rate に関しては、表 4-10 から表 4-12 を参照されたい。年次を分けて推定した結果と同様に、2つの方程式を用いた「1 ヶ月生存」の Hit rate は低い値をとる

が，方程式 1 のみを用いた場合の「1 ヶ月生存」の Hit rate は $0.519(=6442/12414)$ と高い値をとることがわかる。

表 4－1 Bivariate probit model による推定結果（2008 年）

変数	括弧内はp-value	
	Model IV	Model V
方程式 1（被説明変数:1ヵ月生存）		
定数項	-0.098 (0.316)	-0.132 (0.081)
覚知から収容までの時間	-0.486 (0.000)	-0.463 (0.000)
覚知から収容までの時間×目撃	0.076 (0.000)	0.077 (0.000)
覚知から収容までの時間×心拍再開	0.076 (0.088)	-
心拍再開	1.760 (0.000)	1.981 (0.000)
男性	-0.006 (0.727)	-
若者（18歳以下）	0.461 (0.000)	0.466 (0.000)
高齢者（71歳以上）	-0.200 (0.000)	-0.199 (0.000)
救命救急士乗車	0.030 (0.463)	-
医師乗車	-0.062 (0.154)	-
医師2次救命処置	-0.036 (0.101)	-
心臓マッサージ	0.005 (0.774)	-
人工呼吸	0.022 (0.393)	-
市民等による除細動	0.259 (0.000)	0.275 (0.000)
VFVT	0.004 (0.000)	-
PEA	-0.362 (0.000)	-0.371 (0.000)
心静止	-0.680 (0.000)	-0.692 (0.000)
除細動	0.143 (0.000)	0.143 (0.000)
確定した心原性	0.218 (0.000)	0.219 (0.000)
脳血管障害	-0.222 (0.000)	-0.219 (0.000)
呼吸器系疾患	0.281 (0.000)	0.281 (0.000)
悪性腫瘍	-0.445 (0.000)	-0.454 (0.000)
外因性	0.163 (0.000)	0.165 (0.000)
その他の非心原性	0.138 (0.000)	0.137 (0.000)
方程式 2（被説明変数:心拍再開）		
定数項	-0.695 (0.000)	-0.717 (0.000)
覚知から接触までの時間	-0.236 (0.000)	-0.235 (0.000)
覚知から接触までの時間×目撃	0.164 (0.000)	0.163 (0.000)
男性	-0.017 (0.213)	-
若者（18歳以下）	-0.017 (0.728)	-
高齢者（71歳以上）	-0.098 (0.000)	-0.094 (0.000)
救命救急士乗車	0.244 (0.000)	0.246 (0.000)
医師乗車	0.723 (0.000)	0.728 (0.000)
医師2次救命処置	0.014 (0.434)	-
心臓マッサージ	0.160 (0.000)	0.161 (0.000)
人工呼吸	0.089 (0.000)	0.092 (0.000)
市民等による除細動	0.518 (0.000)	0.518 (0.000)
VFVT	-0.410 (0.000)	-0.411 (0.000)
PEA	-0.725 (0.000)	-0.724 (0.000)
心静止	-1.397 (0.000)	-1.397 (0.000)
除細動	0.223 (0.000)	0.224 (0.000)
確定した心原性	0.198 (0.000)	0.203 (0.000)
脳血管障害	0.526 (0.000)	0.535 (0.000)
呼吸器系疾患	0.263 (0.000)	0.269 (0.000)
悪性腫瘍	-0.075 (0.081)	-
外因性	0.301 (0.000)	-0.307 (0.000)
その他の非心原性	0.122 (0.000)	-0.127 (0.000)
ρ	-0.250 (0.000)	-0.228 (0.000)
Log-likelihood	-37254.92	-37262.87
LR	16711.24 (0.000)	16695.33 (0.000)
LR for Model V	15.903 (0.196)	-
AIC	0.666	0.666
Hit rate	0.946	0.955

表 4－2 「1 ヶ月生存」の観測値と予測値(Model IV, 2008 年)

	予測値		
観測値	なし	あり	合計
なし	105,658	426	106,084
あり	5,679	270	5,949
	111,337	696	112,033

※ただし、同時確率が最も高いケースを予測されたケースとして計算している。

表 4－3 「1 ヶ月生存」の観測値と予測値(Model V, 2008 年)

	予測値		
観測値	なし	あり	合計
なし	105,656	428	106,084
あり	5,673	276	5,949
	111,329	704	112,033

※ただし、同時確率が最も高いケースを予測されたケースとして計算している。

表 4－4 「1 ヶ月生存」の観測値と予測値(Model V, 方程式 1 のみ, 2008 年)

	予測値		
観測値	なし	あり	合計
なし	103,938	2,146	106,084
あり	2,929	3,020	5,949
	106,867	5,166	112,033

※ただし、予測値は遮断値を 0.5 として計算している。

表 4－5 Bivariate probit model による推定結果（2009 年）

括弧内はp-value

変数	Model IV	Model V
方程式 1（被説明変数:1ヵ月生存）		
定数項	0.216 (0.034)	-0.144 (0.062)
覚知から収容までの時間	-0.565 (0.000)	-0.546 (0.000)
覚知から収容までの時間×目撃	0.082 (0.000)	0.081 (0.000)
覚知から収容までの時間×心拍再開	0.047 (0.288)	-
心拍再開	1.792 (0.000)	1.991 (0.000)
男性	-0.004 (0.812)	-
若者（18歳以下）	0.471 (0.000)	0.478 (0.000)
高齢者（71歳以上）	-0.199 (0.000)	-0.197 (0.000)
救命救急士乗車	0.017 (0.678)	-
医師乗車	-0.022 (0.572)	-
医師2次救命処置	-0.030 (0.175)	-
心臓マッサージ	0.015 (0.416)	-
人工呼吸	0.019 (0.463)	-
市民等による除細動	0.372 (0.000)	0.381 (0.000)
VFVT	0.069 (0.096)	-
PEA	-0.398 (0.000)	-0.371 (0.000)
心静止	-0.687 (0.000)	-0.655 (0.000)
除細動	0.192 (0.000)	0.155 (0.000)
確定した心原性	0.185 (0.000)	0.180 (0.000)
脳血管障害	-0.283 (0.000)	-0.286 (0.000)
呼吸器系疾患	0.122 (0.000)	0.121 (0.000)
悪性腫瘍	-0.484 (0.000)	-0.498 (0.000)
外因性	0.126 (0.000)	0.124 (0.000)
その他の非心原性	0.064 (0.019)	0.064 (0.000)
方程式 2（被説明変数:心拍再開）		
定数項	-0.522 (0.000)	-0.533 (0.000)
覚知から接触までの時間	-0.309 (0.000)	-0.307 (0.000)
覚知から接触までの時間×目撃	0.175 (0.000)	0.174 (0.000)
男性	-0.006 (0.637)	-
若者（18歳以下）	-0.008 (0.874)	-
高齢者（71歳以上）	-0.111 (0.000)	-0.110 (0.000)
救命救急士乗車	0.246 (0.000)	0.247 (0.000)
医師乗車	0.662 (0.000)	0.678 (0.000)
医師2次救命処置	0.024 (0.188)	-
心臓マッサージ	0.148 (0.000)	0.150 (0.000)
人工呼吸	0.073 (0.000)	0.075 (0.000)
市民等による除細動	0.528 (0.000)	0.532 (0.000)
VFVT	-0.326 (0.000)	-0.326 (0.000)
PEA	-0.686 (0.000)	-0.687 (0.000)
心静止	-1.353 (0.000)	-1.355 (0.000)
除細動	0.221 (0.000)	0.227 (0.000)
確定した心原性	0.158 (0.000)	0.172 (0.000)
脳血管障害	0.498 (0.000)	0.512 (0.000)
呼吸器系疾患	0.229 (0.000)	0.244 (0.000)
悪性腫瘍	-0.217 (0.000)	-
外因性	0.287 (0.000)	-0.303 (0.000)
その他の非心原性	0.130 (0.000)	-0.145 (0.000)
ρ	-0.187 (0.000)	-0.207 (0.000)
Log-likelihood	-39742.30	-39759.70
LR	18290.57 (0.000)	18255.77 (0.000)
LR for Model V	34.802 (0.001)	-
AIC	0.696	0.697
Hit rate	0.942	0.942

表 4－6 「1 ヶ月生存」の観測値と予測値(Model IV, 2009 年)

	予測値		
観測値	なし	あり	合計
なし	107,282	515	107,797
あり	6,068	397	6,465
	113,350	912	114,262

※ただし、同時確率が最も高いケースを予測されたケースとして計算している。

表 4－7 「1 ヶ月生存」の観測値と予測値(Model V, 2009 年)

	予測値		
観測値	なし	あり	合計
なし	107,271	528	107,799
あり	6,076	389	6,465
	113,347	917	114,264

※ただし、同時確率が最も高いケースを予測されたケースとして計算している。

表 4－8 「1 ヶ月生存」の観測値と予測値(Model V, 方程式 1 のみ, 2009 年)

	予測値		
観測値	なし	あり	合計
なし	105,535	2,264	107,799
あり	3,054	3,411	6,465
	108,589	5,675	114,264

※ただし、予測値は遮断値を 0.5 として計算している。

表 4－9 Bivariate probit model による推定結果（プール・データ）

括弧内はp-value

変数	Model IV	Model V
方程式 1（被説明変数:1ヵ月生存）		
定数項	0.052 (0.464)	0.004 (0.935)
覚知から収容までの時間	-0.525 (0.000)	-0.506 (0.000)
覚知から収容までの時間×目撃	0.079 (0.000)	0.079 (0.000)
覚知から収容までの時間×心拍再開	0.061 (0.051)	-
心拍再開	1.779 (0.000)	1.989 (0.000)
若者（18歳以下）	0.465 (0.000)	0.496 (0.000)
高齢者（71歳以上）	-0.199 (0.000)	-0.197 (0.000)
救命救急士乗車	0.024 (0.407)	-
医師乗車	-0.017 (0.544)	-
医師2次救命処置	-0.033 (0.031)	-
心臓マッサージ	0.010 (0.464)	-
人工呼吸	0.020 (0.270)	-
市民等による除細動	0.321 (0.000)	0.333 (0.000)
VFVT	0.032 (0.269)	-
PEA	-0.379 (0.000)	-0.370 (0.000)
心静止	-0.682 (0.000)	-0.671 (0.000)
除細動	0.168 (0.000)	0.149 (0.000)
確定した心原性	0.201 (0.000)	0.199 (0.000)
脳血管障害	-0.253 (0.000)	-0.253 (0.000)
呼吸器系疾患	0.202 (0.000)	0.202 (0.000)
悪性腫瘍	-0.466 (0.000)	-0.478 (0.000)
外因性	0.144 (0.000)	0.144 (0.000)
その他の非心原性	0.101 (0.019)	0.101 (0.000)
年次（2008年=0, 2009年=1）	0.007 (0.522)	-
方程式 2（被説明変数:心拍再開）		
定数項	-0.642 (0.000)	-0.657 (0.000)
覚知から接触までの時間	-0.272 (0.000)	-0.270 (0.000)
覚知から接触までの時間×目撃	0.170 (0.000)	0.169 (0.000)
男性	-0.005 (0.580)	-
若者（18歳以下）	-0.012 (0.725)	-
高齢者（71歳以上）	-0.104 (0.000)	-0.102 (0.000)
救命救急士乗車	0.245 (0.000)	0.246 (0.000)
医師乗車	0.691 (0.000)	0.701 (0.000)
医師2次救命処置	0.018 (0.148)	-
心臓マッサージ	0.154 (0.000)	0.155 (0.000)
人工呼吸	0.082 (0.000)	0.084 (0.000)
市民等による除細動	0.523 (0.000)	0.525 (0.000)
VFVT	-0.366 (0.000)	-0.367 (0.000)
PEA	-0.704 (0.000)	-0.705 (0.000)
心静止	-1.374 (0.000)	-1.375 (0.000)
除細動	0.222 (0.000)	0.225 (0.000)
確定した心原性	0.177 (0.000)	0.187 (0.000)
脳血管障害	0.511 (0.000)	0.523 (0.000)
呼吸器系疾患	0.245 (0.000)	0.256 (0.000)
悪性腫瘍	-0.148 (0.000)	-
外因性	0.293 (0.000)	0.305 (0.000)
その他の非心原性	0.126 (0.000)	0.136 (0.000)
年次（2008年=0, 2009年=1）	0.059 (0.000)	0.060 (0.000)
ρ	-0.219 (0.000)	-0.219 (0.000)
Log-likelihood	-77027.36	-77047.39
LR	34991.24 (0.000)	34951.19 (0.000)
LR for Model V	40.053 (0.000)	-
AIC	0.681	0.681
Hit rate	0.944	0.944

表 4－10 「1 ヶ月生存」の観測値と予測値(Model IV, pool)

	予測値		
観測値	なし	あり	合計
なし	212940	943	213883
あり	11756	658	12414
	224696	1601	226297

※ただし、同時確率が最も高いケースを予測されたケースとして計算している。

表 4－11 「1 ヶ月生存」の観測値と予測値(Model V, pool)

	予測値		
観測値	なし	あり	合計
なし	212935	948	213883
あり	11750	664	12414
	224685	1612	226297

※ただし、同時確率が最も高いケースを予測されたケースとして計算している。

表 4－12 「1 ヶ月生存」の観測値と予測値(Model V, 方程式 1 のみ, pool)

	予測値		
観測値	なし	あり	合計
なし	209427	4456	213883
あり	5972	6442	12414
	215399	10898	226297

※ただし、予測値は遮断値を 0.5 として計算している。

5 おわりに

本研究では、高速道路整備などの交通システムの改善による救命率向上がもたらす便益を計測することを意図し、ウツタイン統計データを用いて、坂本ら[2011]の推定結果よりも精度の高い救命曲線の推定について検討した。具体的には、プロビット・モデルを適用して、坂本ら[2011]の研究において考慮しなかった「心拍再開」のデータを説明変数に加えた推定を行った。ここで、推定結果の精度を判断する上で重要なことは、被説明変数である「1 ヶ月生存」ありのケースをできるかぎり多く予測できることである。ウツタイン統計データは救急搬送された心肺機能停止傷病が対象であるため、「1 ヶ月生存」ありのケースは非常に少なく、これを正確に予測することは難しい。しかしながら、救命率向上による便益を計測する場合には、「1 ヶ月生存」ありのケースほど、より正確に予測できなければならないという問題がある。

1 方程式のプロビット・モデルの推定では、「心拍再開」を説明変数に加えることにより、「1 ヶ月生存」ありのケースに関する Hit rate が高まることを確認することができた。しかしながら、「心拍再開」はそれ自体、傷病者の体力などのデータには表れない確率的な要因によって左右される変数であるとみなすことができるとともに、心停止の要因や救命救急処置などから影響を受ける内生変数であるとみなすこともできる。そこで、「心拍再開」が内生変数であることを確認した上で、「1 ヶ月生存」と「心拍再開」からなる 2 方程式プロビット・モデルの推定を試みた。この推定の結果、統計的な検定によって 2 つの方程式の誤差項に相関があると判断され、2 方程式プロビット・モデルにより推定を行うことの必要性が確認された。これは、2 方程式プロビット・モデルを用いずに 1 方程式で推定すると、推定値が一致性と効率性を満たさないことを意味する。なお、2 方程式プロビット・モデルの推定には、坂本ら[2011]が用いた 2008 年のデータのほか、2009 年のデータ、2008 年と 2009 年をプールしたデータをそれぞれ用いたが、いずれにおいても同様の結果である。

2 方程式プロビット・モデルの Hit rate は、「1 ヶ月生存」ありのケースに限ってみてみると、低い値をとるが、「1 ヶ月生存」を被説明変数とする方程式のみで Hit rate を計算すると、実際に「1 ヶ月生存」があったケースを、50%を超える精度で予測できることが確認された。これは坂本ら[2011]の「1 ヶ月生存」ありのケースに限った Hit rate がわずか 3.7%だったことと比較すると、大幅な精度の改善である。なお、この結果はいずれのデータセットにおいても同様である。

このほか、推定結果にみられた顕著な特徴としては、「救命救急士乗車」、「医師乗車」、「心臓マッサージ」、「人工呼吸」、「VFVT」は「1 ヶ月生存」に対して直接的な影響は及ぼさないものの、「心拍再開」を介して「1 ヶ月生存」に正の影響を及ぼしていることが確認されたことである。また、プール・データによる推定においては、データの年次が「心拍再開」を介して「1 ヶ月生存」に正の影響を与えていることも確認された。このことから、心拍を再開させるために CPR のほか医師や救命救急士による処置が重要な役割を果たしているとともに、年次を経ることにより、救急医療技術が改善されている可能性があることも示唆される。

以上から、ウツタイン統計データから救命曲線を得る方法としては、「1 ヶ月生存」と「心拍再開」を内生変数とした 2 方程式プロビット・モデルを推定した上で、2 つの推定式のうち、「1 ヶ月生存」に関する方程式を用いて、搬送時間と救命率の関係を導出することがより望ましいと結論付けることができる。したがって、本研究で提案された方法により、林山・安藤[2008]における道路整備による緊急時の死亡リスク軽減便益評価に必要な、時間短縮効果が 1 ヶ月生存確率に与える影響に関する情報を得ることができる。また、実際に救命曲線を導出する際には、各ダミー変数に関して加重平均をとる方法ほか、「心拍再開」があったケースに限定するなど、あらかじめ仮定した状況下での救命曲線を求める方法も考えられる。

最後に、今後の研究課題を述べる。本研究で得られた救命曲線に基づくケーススタディを行う必要がある。阪田ら[2012]はケーススタディとして栃木県真岡市を取り上げているが、他にも東北地方において道路整備により搬送時間の大幅な短縮が期待できる地域があり、これらの地域における応用研究が望まれる。また、本研究では最新の2年分のデータのみを用いて分析を行っているが、入手可能な2005年から2009年までの5カ年分のウツタイン統計データをすべてプールして分析する必要もある。年次が異なることの統計的な処理を十分に施した推定を行うことで、さらなる適合度の改善が期待できると思われる。あわせて、ウツタイン統計データには、心肺機能停止傷病者が発生した都道府県に関するデータ項目もあるため、これを考慮した推定も必要であると考えられる。

【参考文献】

- [1] 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]: 致死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.
- [2] 阪田和哉・坂本直樹・中寫一憲・阿部雅浩・草野秀平[2012]: 高速道路整備による死亡リスク削減便益の計測: 栃木県真岡市におけるケーススタディ, 土木計画学研究・講演集 CD-ROM, Vol.45, pp.1-8.
- [3] 坂本直樹・阪田和哉・林山泰久・中寫一憲[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.
- [4] 総務省消防庁[2005]: ウツタイン様式オンライン(病院外心肺停止患者記録)入力要領.
- [5] 総務省消防庁[2008]: ウツタイン統計データの現状と課題, 季刊消防科学と情報, 2008 夏号.
- [6] 総務省消防庁[2010]: 平成21年度救急統計活用検討会報告書.
- [7] 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.
- [8] 林山泰久・安藤淳[2008]: 道路整備による緊急時の死亡リスク軽減便益, 高速道路と自動車, Vol.51, No.9, pp.38-48.
- [9] 平出敦・西内辰也・岩見拓[2008]: ウツタイン統計について, 季刊消防科学と情報, 2008 夏号.
- [10] 松浦克己, コリン・マッケンジー[2009]: ミクロ計量経済学, 東洋経済新報社.
- [11] Cara, M.[1977]: L'achementmentThérapeutique, *GestionsHospitalière*, Vol.162, pp.17-26.
- [12] Greene, W.H.[2008]: *Econometric Analysis, 6th Edition*, Pearson Education, Inc.
- [13] 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.
- [14] 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 witnessed out-of-hospital cardiac arrest of cardiac origin with ventricular fibrillation and pulseless ventricular tachycardia: The Utstein Osaka project, *Resuscitation*, Vol.78, pp.307-313.
- [15] Rea, T.D., Cook, A.J., Stiell, I.G., Powell, J., Bigham, N., Callaway, C.W., Chugh, S., Aufderheide, T.P., Morrison, L., Terndrup, T.E., Beaudoin, T., Wittwer, L., Davis, D., Idris, A., Nichol, G., and the Resuscitation Outcomes Consortium Investigators.[2010]: Predicting survival after out-of-hospital cardiac arrest: Role of the Utstein data elements, *Annals of Emergency Medicine*, Vol.55, pp.249-257.
- [16] Rivers, D. and Vuong, Q.H.[1988]: Limited information estimators and exogeneity tests for simultaneous probit models, *Journal of Econometrics*, Vol.39, pp.347-366.