

路側障害物との接触事故による身体損傷程度の分析

Analysis on Injury Severities in Collisions with Fixed Objects

山本俊行,

(名古屋大学大学院工学研究科)

Venkataraman N. Shankar

(米国ワシントン大学工学部)

1. はじめに

交通事故による身体損傷程度について、道路、運転者、車両のそれぞれが及ぼす影響を明らかにするために、これまで交通事故データを用いて数多くの分析が行われてきた。交通事故データでは損傷程度を、死亡、重傷、などの離散的な値として記録されていることが一般的である。また、記録されている損傷程度は、乗車員全員分ではなく、運転者、及び最重傷程度のみという場合もある。これまでの損傷程度の分析では、最重傷者の損傷程度を被説明変数に用いたもの¹⁾⁶⁾と運転者の損傷程度を被説明変数に用いたもの⁷⁾¹¹⁾の両方が存在するが、両者の比較、関係性、有効性に関する分析は行われていない。本研究では、両者の統計的安定性を比較することにより最重傷程度を説明変数とした場合に安定性が低く、運転者の損傷程度を用いるべきであることを示す。

しかしながら、最重傷程度が用いられてきた背景には、対象とする事故の重大度を表すものとして最重傷程度が重要であるという認識がある。本研究では、安定的に最重傷程度を予測するために、運転者の損傷程度と同乗者の損傷程度を同時に被説明変数とする2変量モデルを提案する。本モデルにより運転者と同乗者の損傷程度を予測し、それらより最重傷程度を導くことが可能である。

ただし、モデルの推定にあたっては、同乗者の損傷程度が交通事故データから直接得られず、運転者の損傷程度と最重傷者の損傷程度からの間接的な観測となる場合がある。すなわち、運転者と同等か、より軽傷の場合、同乗者の損傷程度が特定できず、「運転者の損傷程度以下」という部分的な観測となる。

損傷程度の離散性を考慮した分析手法として、近年ではロジスティック回帰モデル^{1), 7), 8)}の他、オーダード・プロビット・モデル^{9), 10), 12), 13)}や多項ロジットモデル等の離散選択モデルの適用^{2), 4)6), 11)}が進んでいる。このうち、前者のモデルは今回のような部分的な観測に対して適用が可能である。よって本研究では、2変量オーダード・プロビット・モデルを適用した分析を行う。

2. モデル

2変量オーダード・プロビット・モデルは、通常のオーダード・プロビット・モデルの拡張である。通常のオーダード・プロビット・モデルでは、潜在的な連続変数

(この場合は実際の損傷程度)、 y_i^* 、を仮定し、以下の式で表す。

$$y_i^* = \beta x_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

ただし、 β は未知パラメータベクトル、 x_i は説明変数ベクトル、 ε_i は標準正規分布に従う誤差項。

事故データに記録される損傷程度、 y_i 、は以下で与えられる。

$$\begin{aligned} y_i &= 0 \text{ if } y_i^* \leq 0, \\ &= 1 \text{ if } 0 < y_i^* \leq \mu_1, \\ &= 2 \text{ if } \mu_1 < y_i^* \leq \mu_2, \\ &\vdots \\ &= J \text{ if } \mu_{J-1} < y_i^* \end{aligned} \quad (2)$$

ただし、 μ は未知パラメータ、 J は損傷程度のカテゴリ数。

観測が部分的である場合を含めると、ある損傷程度が記録される確率は、以下で表される。

$$\begin{aligned} \Pr(k_i \leq y_i \leq l_i) &= \int_{\mu_{k_i-1} - \beta x_i}^{\mu_{l_i} - \beta x_i} \phi(\varepsilon_i) d\varepsilon_i \\ &= \Phi(\mu_{l_i} - \beta x_i) - \Phi(\mu_{k_i-1} - \beta x_i) \end{aligned} \quad (3)$$

ただし、 ϕ 、 Φ は標準正規確率密度関数、累積分布関数、 k_i 、 l_i は部分的に観測された場合の最軽傷、最重傷の損傷程度、完全に観測された場合は $k_i = l_i$ 、 μ_0 、 μ_1 、 μ_2 はそれぞれ $-\infty$ 、 0 、 ∞ 。

2変量オーダード・プロビット・モデルは2つの被説明変数(ここでは運転者と同乗者の損傷程度)、 y_{1i} 、 y_{2i} 、を対象とし、2つの誤差項、 ε_{1i} 、 ε_{2i} 、が互いに相関を持つ2変量標準正規分布に従うと仮定する。

$$\begin{aligned} \Pr(k_i \leq y_{1i} \leq l_i, m_i \leq y_{2i} \leq n_i) &= \int_{\mu_{2,m_i-1} - \beta_2 x_{2i}}^{\mu_{2,n_i} - \beta_2 x_{2i}} \int_{\mu_{1,k_i-1} - \beta_1 x_{1i}}^{\mu_{1,l_i} - \beta_1 x_{1i}} \phi_2(\varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2i}, \rho) d\varepsilon_{1i} d\varepsilon_{2i} \\ &= \Phi_2(\mu_{1,l_i} - \beta_1 x_{1i}, \mu_{2,n_i} - \beta_2 x_{2i}, \rho) \\ &\quad - \Phi_2(\mu_{1,k_i-1} - \beta_1 x_{1i}, \mu_{2,n_i} - \beta_2 x_{2i}, \rho) \\ &\quad - \Phi_2(\mu_{1,l_i} - \beta_1 x_{1i}, \mu_{2,m_i-1} - \beta_2 x_{2i}, \rho) \\ &\quad + \Phi_2(\mu_{1,k_i-1} - \beta_1 x_{1i}, \mu_{2,m_i-1} - \beta_2 x_{2i}, \rho) \end{aligned} \quad (4)$$

ただし、 ϕ_2 、 Φ_2 は2変量標準正規確率密度関数、累積分布関数、 ρ は相関係数。

今回の分析に用いるデータは、同乗者がいないケースも含まれる。運転者の損傷程度については同乗者がいる

ケース、いないケースを統合してパラメータの分析を行うことによりモデルの推定精度の向上が考えられる。同乗者がいないケースをふくめた最終的な尤度関数は以下の式で表される。

$$LL = \sum_{i \in SOV} \ln \left\{ \Phi(\mu_{1i} - \beta_1 x_{1i}) - \Phi(\mu_{1,k_i-1} - \beta_1 x_{1i}) \right\} + \sum_{i \in HOV} \ln \left\{ \Phi_2(\mu_{1i} - \beta_1 x_{1i}, \mu_{2n_i} - \beta_2 x_{2i}, \rho) - \Phi_2(\mu_{1,k_i-1} - \beta_1 x_{1i}, \mu_{2n_i} - \beta_2 x_{2i}, \rho) - \Phi_2(\mu_{1i} - \beta_1 x_{1i}, \mu_{2,m_i-1} - \beta_2 x_{2i}, \rho) + \Phi_2(\mu_{1,k_i-1} - \beta_1 x_{1i}, \mu_{2,m_i-1} - \beta_2 x_{2i}, \rho) \right\} \quad (5)$$

ただし、SOV、HOV はそれぞれ同乗者のいないケース、いるケース。

3. データ

本研究で用いたデータは米国ワシントン州で 1993 年から 1996 年に発生した交通事故で州道路局に交通事故データとして記録されている 20,363 件の路側障害物との接触事故である。このデータでは、最重傷者と運転者の損傷程度が 0: 車両損傷のみ, 1: 損傷の可能性あり, 2: 軽傷, 3: 重傷, 4: 死亡, の 5 段階で記録されている他, 路側障害物の種類, 天候, 時刻等の道路状況, シートベルト, 飲酒等の運転状態に関する情報を含む。

最重傷者の損傷程度の内訳は、車両のみ: 11,505 (56.5%), 損傷の可能性あり: 3,373 (16.6%), 軽傷: 4,318 (21.2%), 重傷: 965 (4.7%), 死亡: 202 (1.0%) となっている。また、同乗者ありの 6,647 ケースのうち、同乗者が最重傷者のケースは 1,376 ケース (20%) である。残りのケースについては、当該事故の死亡者数や負傷者数の情報を用い損傷程度の特定を試みたが、全体として 986 ケース (15%) の同乗者の損傷程度は部分的な観測となっている。

4. 推定結果

はじめに、最重傷者と運転者それぞれの損傷程度を被説明変数に用い、通常のオーダード・プロビット・モデルを 2 種類構築し、尤度比検定により両モデルの安定性を比較検討した。分析に用いた説明変数は事故発生日時 (年, 季節, 時刻, 天候等), 道路構造 (国道, 単路部, 交差点, 制限速度, 傾斜等), 障害物種類, 運転者属性, 車両属性のそれぞれに関する変数である。ただし, t 検定により統計的に有意でない説明変数は各モデルからそれぞれ取り除いている。検討に際し, これまでの研究より都市部と郊外部ではモデルが安定でないことが示されていること, また, 同乗者の有無によりモデルが安定しない可能性が考えられたことから, それら 2 つの要因についてモデルの安定性を検討した。各モデルの尤度比検

定の結果を表 - 1 に示す。表より, 全てのケースに共通のパラメータを用いた場合, 最重傷者, 運転者の両モデルともに, 都市部 / 郊外部間, 同乗者の有 / 無間のいずれも安定性を持たず, 都市部 / 郊外部間の安定性の方が低いことが示された。

表 - 1 尤度比検定結果 (全体モデル)

	L(β) ^a	L(β)	χ ² (df)
同乗有/無			
最重傷者	-21,300	-21,243	114 (47)**
運転者	-19,576	-19,539	74 (48)**
都市部 / 郊外部			
最重傷者	-21,300	-21,218	176 (48)**
運転者	-19,576	-19,494	164 (49)**

^a パラメータをセグメント間で固定した場合の最終尤度
* p < .05, ** p < .01

そこで, 都市部, 郊外部別にモデルを構築し, 各モデルが同乗者の有 / 無間で安定性を持つかを検討した。尤度比検定結果を表 - 2 に示す。表より, 最重傷者モデルは安定性を持たないのに対して, 運転者モデルは安定性を持つ事が示された。すなわち, 最重傷者モデルは安定性が低く, モデルから道路改良が交通事故に与える影響等に関する知見を得ようとする場合, 運転者モデルを用いるべきであることを意味するものである。

表 - 2 尤度比検定結果 (都市部 / 郊外部モデル)

	L(β) ^a	L(β)	χ ² (df)
都市部			
最重傷者	-9,998	-9,973	50(32)*
運転者	-9,199	-9,177	44(34)
郊外部			
最重傷者	-11,234	-11,187	95(40)**
運転者	-10,292	-10,264	56(46)

^a パラメータを同乗者有 / 無間で固定した場合の最終尤度
* p < .05, ** p < .01

次に, 2 変量オーダード・プロビット・モデルの推定結果についてモデル全体の適合度を表 - 3 に示す。ここでは, 先の安定性の検討結果に従い都市部と郊外部で個別のモデルを構築している。

表 - 3 モデルの適合度

	都市部	郊外部
サンプル数	9,723	10,640
ρ (t 値)	0.543 (25.20)	0.623 (39.85)
LL(0)	-19,737	-22,956
LL(β) ^a	-11,633	-13,969
LL(β)	-11,507	-13,781
χ ² ₀ (df)	16,460 (61)	18,349 (77)
-2{LL(β) ₀ - LL(β)} (df)	252 (1)	376 (1)

^a ρ を 0 に固定した場合の最終尤度

表 - 4 モデルの推定結果

変数	運転者			同乗者		
	係数	t 値	弾性値	係数	t 値	弾性値
事故発生日時	夏ダミー			0.127	2.67	0.44
	雪ダミー	-0.195	-4.85			
	雨ダミー	-0.137	-4.55			
道路構造	交差点ダミー	-0.145	-3.25	-0.283	-3.55	-0.68
	交差点付近ダミー	-0.454	-3.03			
	直線坂道ダミー			-0.108	-1.99	-0.31
	直線坂頂上ダミー			0.471	2.24	3.03
	橋の上ダミー			0.499	1.98	3.23
	無舗装ダミー	0.581	7.45	1.04		
障害物	標識ダミー	-0.458	-6.82	-0.88	-0.532	-3.79
	側溝ダミー	-0.276	-4.09	-0.63		
	ガードレール端部ダミー	0.216	2.13	0.93		
	ガードレール中央部ダミー	-0.169	-4.54	-0.46		
	コンクリートバリアダミー	-0.136	-4.39	-0.41		
	橋ダミー	-0.151	-2.57	-0.39	-0.431	-1.60
	立木ダミー	0.174	2.76	0.70	0.426	3.32
	フェンスダミー	-0.304	-3.71	-0.65	-0.478	-2.63
	道路工作機械ダミー			-0.583	-1.84	-0.91
車両	車齢(年)	-0.066	-3.41	-0.19		
	大型トラックダミー	-0.637	-2.27	-0.91		
	トラックダミー	-0.188	-2.20	-0.46	-0.762	-2.18
	バイクダミー	-0.373	-1.41	-0.71		
	2点式シートベルトダミー	-0.791	-12.69	-1.42	-0.579	-5.04
	肩シートベルトダミー	-0.552	-4.32	-0.86	-0.680	-11.22
	3点式シートベルトダミー	-1.007	-27.18	-13.38		
	エアバッグダミー	-0.379	-4.02	-0.73		
	ブレーキ故障ダミー	-0.246	-2.25	-0.56		
	タイヤバンクダミー	-0.244	-2.42	-0.56	-0.482	-2.88
	タイヤ落下ダミー			-0.805	-2.89	-1.02
	ハンドル異常ダミー			-0.540	-2.37	-0.90
運転者	男性運転者ダミー	-0.27	-10.2	-1.04	0.095	2.07
	運転者年齢(/ 100 歳)	0.181	2.06	0.19		
	55 歳以上ダミー			0.249	3.13	1.10
	制限速度違反ダミー	0.145	2.10	0.55		
	主観的安全速度超過ダミー	0.090	2.92	0.29		
	違法転回ダミー	-0.445	-2.72	-0.80		
	居眠りダミー	0.291	5.29	1.37	0.431	3.72
	飲酒ダミー	0.453	12.60	2.60	0.353	5.49
	乗車人数	-0.037	-2.55	-0.05	0.172	7.32
	Constant	0.219	-	-	-0.01	-
	μ_1	0.567	-	-	0.674	-
	μ_2	1.652	-	-	1.776	-
	μ_3	2.486	-	-	2.623	-

表より都市部，郊外部ともに相関係数は 0.5 以上と有意に正の符号をとっている．また，相関を 0 と固定したモデルと比べて有意にモデルの適合度が向上している．すなわち，運転者の損傷程度と同乗者の損傷程度は説明変数による影響を除いてもランダムに決定されるという訳ではなく，交通事故による損傷程度を決定する要因のうち未観測である要因に，運転者と同乗者の損傷程度に共通に影響を及ぼす要因が含まれていることを示してい

る．この結果は，今後さらに個々の交通事故の状況に関する情報をより詳細に収集することにより，交通事故による損傷程度の決定要因に関して更なる知見を得られる可能性があることを示すものと考えられる．

各説明変数の係数の推定結果を表 - 4 に示す．表より，いくつかの変数については運転者と同乗者に対して異なる影響を及ぼすことが分かる．路側障害物の種類に関しては，運転者に対しては，ガードレールの端部，立木と

の接触事故は損傷程度が高くなるのに対して、ガードレールの中央部、標識、フェンス等との接触事故は損傷程度が低くなることが示されている。一方、同乗者に対しては、ガードレールの端部、中央部の影響が有意に推定されなかったものの、立木、標識、フェンスに関しては運転者と同様の影響を受けることが示されている。

これら説明変数の影響をより詳細に分析するために、各説明変数が運転者、同乗者に与える影響の弾性値を算出した。弾性値は以下の式で与えられる。

$$E_{x_{ain}}^{\text{Pr}(y_{ai}=j)} = \frac{\partial \ln \text{Pr}(y_{ai}=j)}{\partial \ln x_{ain}} \quad (6)$$

$$= \frac{\phi(\mu_{a,j-1} - \beta_a \mathbf{x}_{ai}) - \phi(\mu_{aj} - \beta_a \mathbf{x}_{ai})}{\Phi(\mu_{aj} - \beta_a \mathbf{x}_{ai}) - \Phi(\mu_{a,j-1} - \beta_a \mathbf{x}_{ai})} \beta_{an} x_{ain}$$

ただし、 x_{ain} 、 β_{an} はケース*i*の*n*番目の説明変数値及び係数で、 $a=1$ は運転者の損傷程度モデル、 $a=2$ は同乗者の損傷程度モデルを表す。しかしながら、式(6)は説明変数が連続変数であることを仮定しており、離散変数には適用できない。よって本研究では、説明変数が離散変数の場合には変数の離散性を考慮した以下の式を用いる。

$$E_{x_{ain}}^{\text{Pr}(y_{ai}=j)} = \left\{ \frac{\left[\Phi\left\{ \mu_{aj} - \left(\beta_a \mathbf{x}_{ai} + \beta_{an}(1-x_{ain}) \right) \right\} \right] - \left[-\Phi\left\{ \mu_{a,j-1} - \left(\beta_a \mathbf{x}_{ai} + \beta_{an}(1-x_{ain}) \right) \right\} \right]}{\left[\Phi\left\{ \mu_{aj} - \left(\beta_a \mathbf{x}_{ai} - \beta_{an}x_{ain} \right) \right\} \right] - \left[-\Phi\left\{ \mu_{a,j-1} - \left(\beta_a \mathbf{x}_{ai} - \beta_{an}x_{ain} \right) \right\} \right]} \right\} / \left\{ \Phi\left(\mu_{aj} - \beta_a \mathbf{x}_{ai} \right) - \Phi\left(\mu_{a,j-1} - \beta_a \mathbf{x}_{ai} \right) \right\} \quad (7)$$

死亡に対する弾性値の推定結果を表-4に示す。表より、シートベルトの着用による損傷程度の軽減効果が非常に大きいこと、運転者の居眠りや飲酒が損傷程度に大きな影響を与えていることなどが示されている。障害物の種類に関しては、立木やガードレール端部による影響が大きいことが示されており、これらに対する道路改良の効果が大きいことが分かる。

5. まとめ

本研究では、路側障害物との接触事故を対象として損傷程度を表すモデルとして、最重傷者を被説明変数としたモデルは安定性を持たないことを示した。その上で、最重傷程度を論理的に導くことが可能なモデルとして、運転者と同乗者の損傷程度を表す同時モデルを構築し、モデルの有効性を示した。推定結果より、ガードレール端部、立木との接触事故は重大事故の可能性が高く、ガードレール中央部、標識、フェンス等との接触事故では重大事故の可能性が低いことが示された。さらに、弾性値分析により、ガードレール端部や立木に対する道路改良施策が死亡事故の減少に対して効果が大きいことが示された。

今後は、わが国の事故データへの適用や、他の種類の事故データへの適用を進め、提案したモデルの適用性を確認することが課題である。

謝辞

本論文は、第一著者が米国ワシントン大学に滞在中の研究成果の一部である。当時ワシントン大学に所属の Mannerling 教授（現 Purdue 大学所属）の援助に感謝します。また、本研究の一部は鴻池奨学財団から研究助成を受けています。

参考文献

- 1) Shibata, A. and K. Fukuda (1994) Risk Factors of Fatality in Motor Vehicle Traffic Accidents. *Accident Analysis and Prevention*, Vol. 26, pp. 391-397.
- 2) Shankar, V., F. Mannering and W. Barfield (1996) Statistical Analysis of Accident Severity on Rural Freeways. *Accident Analysis and Prevention*, Vol. 28, pp. 391-401.
- 3) Abdel-Aty, M.A., C. Chen and J.R. Schott (1998) An Assessment of the Effect of Driver Age on Traffic Accident Involvement Using Log-Linear Models. *Accident Analysis and Prevention*, Vol. 30, pp. 851-861.
- 4) Chang, L.-Y. and F. Mannering (1999) Analysis of Injury Severity and Vehicle Occupancy in Truck- and Non-Truck-Involved Accident. *Accident Analysis and Prevention*, Vol. 31, 1999, pp. 579-592.
- 5) Carson, J. and F. Mannering (2001) The Effect of Ice Warning Signs on Accident Frequencies and Severities. *Accident Analysis and Prevention*, Vol. 33, pp. 99-109.
- 6) Lee, J. and F. Mannering (2002) Impact of Roadside Features on the Frequency and Severity of Run-off-Roadway Accidents: An Empirical Analysis. *Accident Analysis and Prevention*, Vol. 34, pp. 149-161.
- 7) Lui, K.-J., D. McGee, P. Rhodes and D. Pollock (1988) An Application of a Conditional Logistic Regression to Study the Effects of Safety Belts, Principal Impact Points, and Car Weights on Drivers' Fatalities. *Journal of Safety Research*, Vol. 19, pp. 197-203.
- 8) Jones, I.S. and R.A. Whitfield (1988) Predicting Injury Risk and Risk-Taking Behaviour among Young Drivers. *Accident Analysis and Prevention*, Vol. 18, pp. 411-419.
- 9) Khattak, A.J. (2001) Injury Severity in Multi-Vehicle Rear-End Crashes. Pre-print CD-ROM of the 80th Annual Meeting of Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D.C.
- 10) Kockelman, K.M. Driver Injury Severity: An Application of Ordered Probit Models. *Accident Analysis and Prevention* (forthcoming).
- 11) Shankar, V., Albin R., Milton J., and Nebergall M (2000). In-Service Performance-Based Roadside Design Policy: Preliminary Insights from Washington State's Bridge Rail Study. *Transportation Research Record*, 1720, pp. 72-79.
- 12) O'Donnell, C.J. and D.H. Connor (1996) Predicting the Severity of Motor Vehicle Accident Injuries Using Models of Ordered Multiple Choice. *Accident Analysis and Prevention*, Vol. 28, pp. 739-753.
- 13) Duncan, C., A. Khattak and F. Council (1998) Applying the Ordered Probit Model to Injury Severity in Truck-Passenger Car Rear-End Collisions. *Transportation Research Record* 1635, TRB, National Research Council, Washington, D. C., pp. 63-71.