

問 11 次にあげた各項目はどのくらいあなたにあてはまりますか。(ア～エまでのそれぞれの質問について、一番よくあてはまるものに☑印をつけて下さい)

まったく そのとおり	ほぼ あてはまる	何とも 言えない	ほとんど あてはまら ない	ぜんぜん あてはまら ない
▼	▼	▼	▼	▼

- ア) 私は他の人に比べて病気に
なりやすいと思う 1 2 3 4 5
- イ) 私は、人並みに健康である 1 2 3 4 5
- ウ) 私の健康は、悪くなるような
気がする 1 2 3 4 5
- エ) 私の健康状態は非常に良い 1 2 3 4 5

これでこのアンケートはおわりです。
ご協力ありがとうございました。

Ⅲ. 研究成果の刊行に関する一覧表

論文

発表者氏名	論文タイトル名	発表誌名	巻号	ページ	出版年
中井 宏、 臼井伸之介	運転場面におけるリスクテイキング行動の一貫性検証	応用心理学研究	Vol.32、 No.1	1-10	2006
中井 宏、 臼井伸之介	自動車運転場面におけるリスクテイキング行動に関する研究 -行動観察と意識調査の両側面から-	電子情報通信学会技術研究報告	Vol. 106、 No. 220	1-4	2006

学会論文集

発表者氏名	論文タイトル名	発表誌名	ページ	出版年
中井 宏、 臼井伸之介	運転技能における過信度測定ツールの開発とその有効性検証	大阪交通科学研究会平成 18 年度学術研究発表会論文集	5-16	2006
中井 宏、 臼井伸之介	リスク敢行/回避の規定因に関する研究	関西心理学会第 118 回大会発表論文集	49	2006
中井 宏、 臼井伸之介	運転技能の自己評価が運転場面での実行動に及ぼす影響の分析	日本応用心理学会第 73 回大会発表論文集	53	2006

IV. 研究成果の刊行物・別刷

運転場面におけるリスクテイキング行動の一貫性検証

中井 宏*・臼井 伸之介*

An Examination of Consistency in Tending to Engage in Risk-taking Behaviour While at the Wheel

Hiroshi NAKAI* and Shinnosuke USUI*

Traffic psychology researchers have discussed the consistency in tending to engage in risk-taking behaviour (i.e. risk-taking liability). A naturalistic observation at a T-shaped intersection in the absence of traffic signals but with a stop sign was carried out to verify its consistency. Observation results revealed that many variables (stop, speed, directional indicator, seat belt use, the number of times the driver turned his/her head. etc.) have statistically significant associations, to be concrete, drivers wearing their seat belts tend to obey stop signs, make turn signals, have more head turns, and drive more slowly. In addition, almost all variables of the drivers' observed more than once evidenced the stability of an individual's risk-taking behaviour. Furthermore, factors influencing driving behaviour were not only driver characteristics but also external conditions. More specifically, the presence of passengers, pedestrians and vehicles on the priority road influenced driving behaviour. A 'Driving Schema Model Based on Safety Motives' was suggested based on observation results.

key words: risk-taking, schema, T-shaped intersection, safety motive, driving

1. 問 題

近年交通事故による死者数は減少を続けている。警察庁の報告によれば 2005 年には 6871 人となり、過去最多の 16765 人を記録した 1970 年の約 41%にまで減少した。しかし、交通事故発生件数自体は 100 万件近くを推移しており、道路交通の安全性が向上したとは言い切れない現状がある。

違反や不安全行動によってのみ交通事故が発生するとは考えにくい、これらは交通安全対策を講じる上で軽んじることのできない要因である。交通心理学では“A man drives as he lives.” (Tillman & Hobbs, 1949) という言葉があるように、事故の潜在的要因としてのドライバーのパーソナリティが注目されてきた。本研究はその中でも近年関心を集めて

いるリスクテイキング(risk-taking)行動について、交通心理学的立場から調査・検討を行ったものである。

リスクテイキングとはリスクを承知で行動を敢行することであり、広義には結婚や就職等の中長期的スパンでの出来事も含まれるが、本研究では交通場面における違反や不安全行動に絞った。一般的に、違反やリスクテイキング行動を行うドライバーほど安全意識が低く、事故を起こしやすいと思われる。この考え方によれば、シートベルトを着用しているドライバーは確認をきちんと行い、スピードも控えめであるだろうし、逆にシートベルトを着用していないドライバーは確認をおろそかにし、スピードも出すであろう、となる。

先行研究では、シートベルトを着用しているドラ

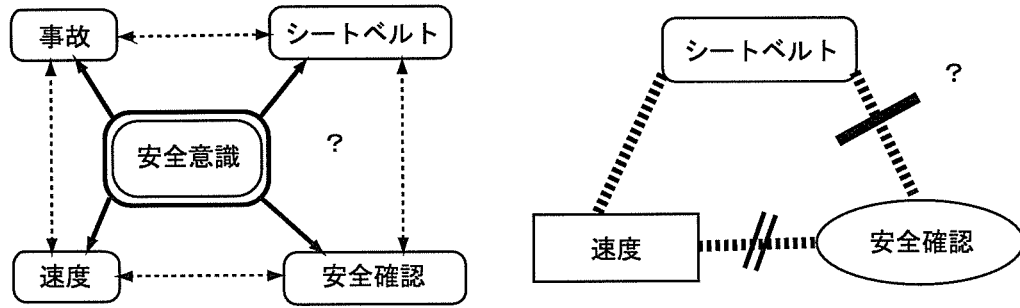


Figure 1 安全意識中心モデル(左)と次元独立モデル(右) (吉田, 1995)

イバーほど車間距離が長くなること (Evans & Wasielewski, 1983) や、一時停止したドライバーほど方向指示器の実施率が高いこと (Ugwuegbu, 1977)、確認回数が少ないドライバーほど交差点接近速度が高く、減速度が低いこと (吉川・蓮花, 1995)が示されている。

一方で、吉田 (1995) は交差点における安全確認の履行率にシートベルト着用者と非着用者で差異がないことを示し、これらのリスクテイキング行動はそれぞれ独立であると指摘した。すなわち、ある場面で安全な行動をとったドライバーが他の場面でも安全な行動をとるとは限らないという考え方である。吉田はこれら 2 つの考え方をモデル化し (Figure 1)、前者を「安全意識中心モデル」、後者を「次元独立モデル」とした。さらに、運転行動はスキーマ化されたものであるとし、各々のスキーマが場面に応じて活性化するという「場面对応スキーマモデル」を提唱している。

本研究では 2 度の観察調査を実施し、運転場面におけるリスクテイキング行動の一貫性 (リスクテイキング傾向) を検討することにより、既存モデルの妥当性を検証することを目的とした。ここでの一貫性とは「複数の行動指標間の一貫性」だけでなく、「同一指標における複数日間の一貫性」も含めた 2 種類を指す。これらのいずれもが認められない場合、各運転行動が独立であるという次元独立モデルが当てはまり、複数の行動指標間の一貫性が認められれば安全意識中心モデルが支持されたと言える (Figure 2)。一方で、複数日に渡る同一指標の一貫性が認められた場合、ドライバーの行動は状況に応じた運転スキーマが活性化したもの、すなわち場面对応スキーマモデルに基づくと考えられる。

吉田 (1995) は場面对応スキーマモデルについて「シートベルト着用と交差点行動のように共通性の

		複数日に渡る同一指標の一貫性	
		あり	なし
複数の行動指標間の一貫性	あり	安全意識中心モデル	
	なし	場面对応スキーマモデル	次元独立モデル

Figure 2 行動一貫性から見た既存モデルの位置づけ

5 ものの、各スキーマ間の関連について、ほとんどの先行研究では 1 つの調査につき 2 つ程度の行動指標しか記録・分析されていない。そこで、本研究では交差点場面で見られるできるだけ多くの行動指標を扱った。

2. 方法

2.1 観察場所

Figure 3 に示す大阪大学吹田キャンパス内 T 字型無信号交差点において観察調査を行った。観察地点は、本学教職員・学生だけでなく、2 社の路線バスやタクシー、工用大型車両、貨物車両、民間業者の車両が 1 時間あたり約 300 台通過する地点であった。高齢ドライバーが比較的少ないことと歩行者に子どもや高齢者がほとんどいないこと以外は、幅員や道路標識、路面標示いずれも公道と全く同じであった。

観察地点での側方視距離は、蓮花 (1993) の測定手法を用いた場合、左方は 50m 以上、右方は 37.8m であり、交差点は標識により一時停止が義務づけられていた。

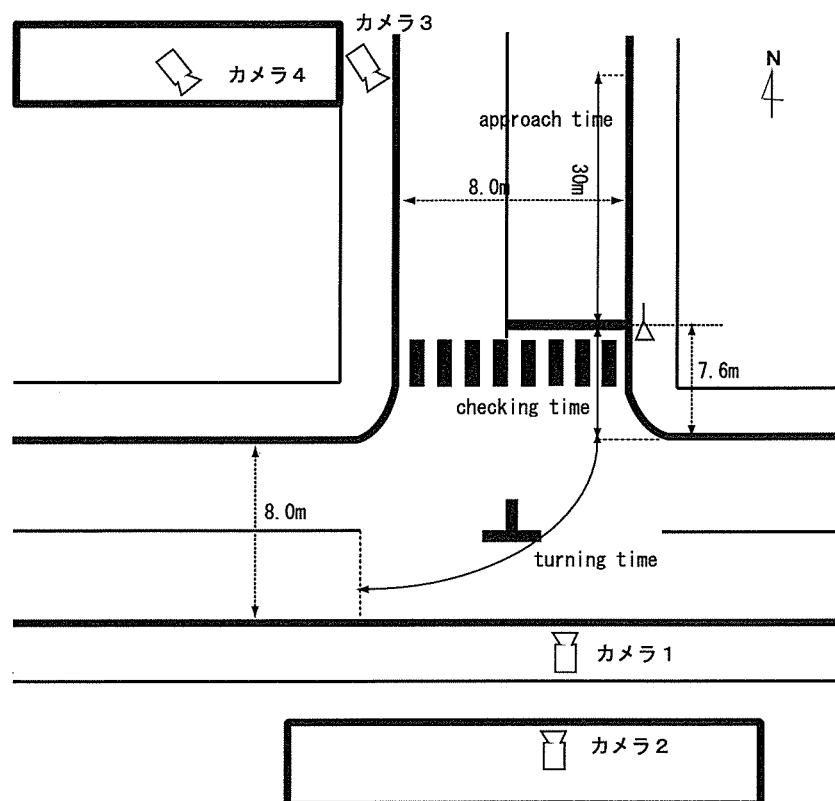


Figure 3 観察調査対象交差点略図

2.2 観察日時

1 度目の調査は 2003 年 11 月から 12 月、2 度目の調査は 2004 年 7 月の平日の晴天時に行われた。観察時間は調査 1 において 9 時 30 分から 11 時 30 分を 3 日間と、13 時 30 分から 15 時 30 分を 2 日間の計 10 時間、調査 2 では 8 時から 10 時を 5 日間の計 10 時間であった。

2.3 観察対象車両

観察対象車両は、非優先道路を北から南へ進行し、優先道路に右折する車両である。先行車両の影響を受けない状況での運転行動を記録するために、先行車両とのギャップが 5 秒以内のものはデータから除外した。この結果、観察対象車両の総数は調査 1 で 855 台、調査 2 で 1115 台だった。

2.4 調査機材

観察には複数台のデジタルビデオカメラ(調査 1 では Figure 3 中のカメラ 1 および 4、調査 2 ではカメラ 1 から 4)を用いた。カメラ 1 は、観察対象車両の正面から車内とナンバープレートを、カメラ 2 は地上 6 階から交差点内全体の様子を、カメラ 3

は観察対象車両の後部から横断歩道付近を、カメラ 4 は地上 14 階から優先道路の様子を記録した。また、自然な状態での運転行動を観察するため、ドライバーが観察されていることに気づかないよう植え込みの陰等に設置した。さらに、観察者 1 名も交差点近くの植え込みに隠れ、トランシーバーを用いて音声による記録補助を行った。調査終了後、4 画面分割装置を用いて 4 つのカメラの画像を合成すると同時に、タイマーレコーダーを接続して 100 分の 1 秒単位でタイマーを入力した。

2.5 観察記録項目

記録項目は、車体色、ナンバー、車種、ドライバーの性別、年代(30 歳未満:若年、30-59 歳: 中年、60 歳以上: 高年)、シートベルト着用の有無、携帯電話使用の有無、同乗者の有無、合図の有無(停止線 30m 前の地点、右折直前)、一時停止・瞬間停止の有無(調査 1 では 2 秒以上の完全停止を一時停止と定義したが、一時停止率がかなり低いため、調査 2 においては 2 秒未満の停止も含めて瞬間停止と呼ぶ)、安全確認回数、優先道路接近車の有無、横断歩道付近歩行者の有無、approach time (停止線手前

30m からの所要時間: 以下 AT)、checking time (停止線通過から交差点進入までの所要時間: 以下 CT)、turning time (交差点進入から右折完了までの所要時間: 以下 TT) である。

「観察対象車両が停止線にさしかかった瞬間に、優先道路の左右 30m 以内にある他車両」を接近車、「観察対象車両が停止線までの 30m を走行している間に横断歩道を横断する、もしくは横断しようとする歩行者」を横断歩道付近の歩行者と定義した。

これらの指標のうち、停止線から 30m 手前の地点における合図の有無と、瞬間停止の有無に関しては、調査 2 においてのみ記録した。

2.6 分析手法

記録したこれらの変数について、ドライバー特性と行動の関連及び、各行動指標間の関連を分析するために、質的データとして記録された行動指標に関してはロジスティック回帰分析を、量的データとして記録された行動指標に関しては重回帰分析を行った。独立変数として用いる指標は、従属変数となる指標よりも時間的に前に生起する行動指標を用い、ステップワイズ法により有意な変数を順に投入した。

回帰係数は、他の独立変数の影響を統制した際の相関関係を表す指標であるため、独立変数間の相関

が非常に高い場合、多重共線性の問題が生じる。そこで調査 2 の分析では、30m 手前地点における合図と右折直前の合図、瞬間停止と一時停止の各組み合わせに関しては、それぞれ 30m 手前地点における合図、瞬間停止だけを投入した。

また、車体色、車種、ナンバープレートから複数回観察できた車両を特定し、歩行者や接近車がない場合の個人内一貫性の検定、及び歩行者や接近車がない場合とある場合を個人内で比較した際の行動変容の分析も行った。

3. 結果

3.1 結果の概要

職業ドライバーのバイアスを避けるため、自家用の普通車、軽自動車のみを分析対象としたところ、分析対象の台数は調査 1 で 549 台、調査 2 で 816 台となった。単純集計結果を Table 1 に表す。

2 分変数以外の行動指標の平均値は、調査 1 において確認回数 3.19 回 ($SD=1.10$)、AT3.47 秒 ($SD=0.63$)、CT1.75 秒 ($SD=0.55$)、TT2.20 秒 ($SD=0.63$)、調査 2 ではそれぞれ 3.33 回 ($SD=1.32$)、3.56 秒 ($SD=0.62$)、2.02 秒 ($SD=0.54$)、1.90 秒 ($SD=0.63$)であった。

3.2 各行動指標間の関連

Table 2 および Table 3 に示すとおり、多くの行

Table 1 調査 1 および調査 2 の単純集計結果

	調査1		調査2	
台数	549台		816台	
年代	若21.1% 中74.0% 高4.9%		若19.9% 中73.3% 高6.8%	
性別	男90.2%	女9.8%	男81.1%	女18.9%
ベルト	有77.4%	無22.6%	有75.4%	無24.6%
携帯電話	有2.9%	無97.1%	有0.7%	無99.3%
同乗者	有15.9%	無84.1%	有25.4%	無74.6%
一時停止	有5.4%	無94.6%	有4.0%	無96.0%
瞬間停止			有6.6%	無93.4%
30m前合図			有61.3%	無48.7%
直前合図	有95.1%	無4.9%	有95.9%	無4.1%
接近車	有27.7%	無72.3%	有28.3%	無71.7%
歩行者	有4.6%	無95.4%	有13.2%	無86.8%

Table2 ロジスティック回帰分析結果 (上段数値はロジスティック回帰係数を、下段はオッズ比を表す)

	独立変数(共変量)										Nagelkerke R ²						
	中年	高年	女性	ベルト	同乗者	30m前合図	直前合図	携帯電話	接近車	歩行者		一時停止	瞬間停止	確認回数	AT	GT	TT
一時停止	調査1								1.69**	4.07***							0.370
	調査2								5.41	58.25							
瞬間停止	調査1								1.25*	4.05**							0.375
	調査2								3.48	57.45							
シートベルト	調査1								1.24**	2.84**							0.299
	調査2								3.46	17.11							
30m前合図	調査1																0.081
	調査2																
直前合図	調査1																0.171
	調査2																
	調査1																0.072
	調査2																

↑<1 *<.05 ***<.01 ****<.001
-は変数投入していないことを示す 空欄は非有意

Table3 重回帰分析結果 (数値は標準化係数)

	独立変数(共変量)										修正済み R ²						
	中年	高年	女性	ベルト	同乗者	30m前合図	直前合図	携帯電話	接近車	歩行者		一時停止	瞬間停止	確認回数	AT	GT	TT
確認回数	調査1								0.175***								0.268
	調査2								0.207***								
AT	調査1																0.318
	調査2																
CT	調査1																0.156
	調査2																
TT	調査1																0.307
	調査2																

↑<1 *<.05 **<.01 ***<.001
-は変数投入していないことを示す 空欄は非有意

動指標間に有意な関連が見られた。Table 2、Table 3 の行動指標のうち、2 分変数に関しては「0(なし)/1(あり)」の形式で変数投入している。また、Table 2 に示された年代のオッズ比は若年に対する値である。

決定係数が小さいものもあるが、シートベルトを着用しているドライバーは、瞬間停止率が非着用者の 5.69 倍 ($B=1.74, p<.05, \text{Exp}(B)=5.69$)、30m 手前地点での合図実施率が非着用ドライバーの約 3 倍 ($B=1.09, p<.001, \text{Exp}(B)=2.99$)、右折直前の合図実施率も約 2 倍(調査 2: $B=0.75, p<.05, \text{Exp}(B)=2.11$) となり、確認回数も多くなることが明らかとなった(調査 1: $\beta=.198, p<.001$ 調査 2: $\beta=.127, p<.001$)。また速度指標についても、AT が長くなった(調査 2: $\beta=.112, p<.01$)。

さらに、一時停止や瞬間停止をするドライバーほど確認回数が多く(一時停止: $\beta=.161, p<.001$ 瞬間停止: $\beta=.187, p<.001$)、AT が長くなる(一時停止: $\beta=.279, p<.001$, 瞬間停止: $\beta=.279, p<.001$)。また、確認回数が多いドライバーほど CT(調査 1: $\beta=.299, p<.001$ 調査 2: $\beta=.324, p<.001$)、TT(調査 1: $\beta=.267, p<.001$ 調査 2: $\beta=.263, p<.001$)が長くなることが示された。

携帯電話の使用については、携帯電話を使用しているドライバーほど右折直前の合図実施率が低いこと(調査 1: $B=-0.43, p<.05, \text{Exp}(B)=0.65$)や確認回数が少ない傾向(調査 1: $\beta=-.061, p<.1$ 調査 2: $\beta=-.054, p<.1$)が示唆された。

Table 2 および Table 3 を概観すると、多くの行動指標間に有意な関連が見られ、ある行動指標に関してリスクなドライバーは他の指標についても不安全な行動をとることが示されており、また調査 1、2 の結果は概して一致していた。

3.3 外的要因の影響

本研究の観察調査では、外的要因として接近車、横断歩道付近の歩行者、同乗者の有無を記録した。

回帰分析の結果、接近車がある場合は、一時停止率(調査 1: $B=1.69, p<.01, \text{Exp}(B)=5.41$ 調査 2: $B=1.25, p<.05, \text{Exp}(B)=3.48$)や瞬間停止率 ($B=1.24, p<.01, \text{Exp}(B)=3.46$) が高くなり、確認回数が増えること(調査 1: $\beta=.175, p<.001$ 調査 2: $\beta=.207, p<.001$)が示された。

さらに、歩行者がある場合にも、一時停止率(調査 1: $B=4.07, p<.001, \text{Exp}(B)=58.25$ 調査 2: $B=4.05, p<.01, \text{Exp}(B)=57.45$)や瞬間停止率 ($B=2.84, p<.01, \text{Exp}(B)=17.11$) が高くなることが明らかとなった。また Table 3 より、同乗者や歩行者、接近車があるほど全ての時間指標が有意に長くなることから、ドライバーの運転行動は他の道路ユーザ等の外的要因の影響を受けると安全な方向へシフトすると言える。

3.4 年代差・性差

ロジスティック回帰分析の結果、男性よりも女性の方が 30m 前の地点における合図実施率が約 1.6 倍高いことが明らかとなった ($B=.49, p<.05, \text{Exp}(B)=1.62$)。また調査 2 では、交差点直前での合図実施率にも性差が見られ、女性ほど実施率が高かった ($B=1.40, p<.05, \text{Exp}(B)=4.05$)。さらに、調査 1 では女性ほど CT が長くなり ($\beta=.092, p<.05$)、多くの先行研究と同様に男性の方がリスクテイキング行動を敢行しやすいという結果を得た。

また、若年ドライバーに比べて他の年代のドライバーは AT (調査 1: 高年ドライバー; $\beta=.083, p<.05$, 調査 2: 中年ドライバー; $\beta=.125, p<.001$ 高年ドライバー; $\beta=.093, p<.01$)、CT(調査 1: 高年ドライバー; $\beta=.082, p<.05$)が長かった。しかし逆に、調査 1 においては高年ドライバーの確認回数が有意に少ないことが明らかとなった ($\beta=-.081, p<.05$)。

3.5 外的要因の詳細分析

調査 2 は連続 5 日間の同時間帯に実施したため、同一ドライバーの複数回のデータを記録することができた。外的要因による影響をドライバー個人内の要因として扱うために、接近車も歩行者もない場合を統制条件、接近車だけがある場合を接近車条件、歩行者だけがある場合を歩行者条件とし、各条件での行動について対応のある t 検定を行った。接近車条件と統制条件のデータを記録できたドライバーは 69 名、歩行者条件と統制条件のデータを記録できたドライバーは 18 名、3 条件全てのデータを記録できたドライバーは 6 名だった。

行動指標のうち直前合図、一時停止、瞬間停止については分布が極端に偏ったため、統計分析は行わ

なかった。また、外的要因の一つである同乗者に関しては、統制条件において同乗者がある場合とない場合の両方を記録できたドライバーが6名しかいなかったため、ここでは検討しなかった。

CT は統制条件と接近車条件を比較すると、1.92 秒に対して 2.23 秒($t_{74} = -5.94, p < .001$)、TT も 1.81 秒と 2.25 秒($t_{74} = -4.91, p < .001$)となり、接近車条件のほうが有意に長かった。さらに、確認回数についても 2.92 回に対して 4.08 回と多かった($t_{74} = -6.44, p < .001$)。

同様に、統制条件と歩行者条件を比較すると AT は 3.59 秒と 4.08 秒となり($t_{23} = -2.46, p < .05$)、確認回数も 2.71 回に対して 3.25 回と有意差が見られた($t_{23} = -2.18, p < .05$)。他方、横断歩道通過後の行動指標である CT、TT については有意差が見られなかった。

分析の結果、同一ドライバーの行動であっても、外的要因(接近車や歩行者)の有無によって行動が変化することが明らかとなった。さらに、この変化は全ての行動指標について、行動がより安全な方向へシフトすることを示している。以上から、他の道路ユーザという外的要因は危険回避を促進する要因として作用すると言え、ドライバーの行動に言及する際には欠かすことのできない要因である。

3.6 個人内一貫性の検討

次に統制条件において 2 回のデータを記録できたドライバーについて、相関分析や一致係数を用いて行動の一貫性を検証した($N=93$)。

1 回目データと 2 回目データを相関分析したところ、Table 4 に示すとおり AT、CT、TT についてそれぞれ $r = .54$ ($p < .001$)、 $r = .39$ ($p < .001$)、 $r = .29$ (p

Table 4 統制条件における量的変数の一貫性
 平均値 標準偏差 有意確率 相関係数

	平均値	標準偏差	有意確率	相関係数
AT	1回目	3.49	p<.001	r=.54
	2回目	3.47		
CT	1回目	1.84	p<.001	r=.39
	2回目	1.91		
TT	1回目	1.82	p=.004	r=.29
	2回目	1.61		
確認回数	1回目	2.90	p<.001	r=.77
	2回目	2.99		

Table 5 統制条件における質的変数の一貫性

シートベルト	2回目		合計	
	着用	非着用		
1回目	着用	64	10	74
	非着用	5	14	19
合計		69	24	93

30m手前合図	2回目		合計	
	あり	なし		
1回目	あり	32	21	53
	なし	13	27	40
合計		45	48	93

<.01) となり、速度選択において個人内一貫性が認められた。また、確認回数についても $r = .77$ ($p < .001$) となり、速度と同様に一貫性があった。

次に、シートベルト、30m前地点での合図に関して、1 回目と 2 回目的一致率を示す κ 係数を求めたところ、それぞれ $\kappa = .548$ 、 $\kappa = .272$ と若干低い値となったが、相対リスクを算出するとそれぞれ $RRs = 3.286$ [95%信頼区間: 1.540-7.012]、 $RRs = 1.858$ [95%信頼区間: 1.130-3.054] となり、個人内一貫性が認められた(Table 5)。

4. 考 察

本研究の一時停止率は調査 1 では 5.4%、調査 2 でも 4.0%、また瞬間停止率は 6.6%にとどまったが、小森・江上・高橋・西江・水野・杉元・松永・志堂寺(1996)でも一時停止率は 2%~8%と低く、本研究もそれに合致した。

シートベルト着用率は調査 1 で 77.4%、調査 2 で 75.4%であり、これは警察庁・JAF の合同調査(2005) で得られた大阪府の着用率 89.8%よりも低かった。しかし、2004 年 5 月に本調査の観察地点から約 2km 離れた片側 3 車線の公道で行った調査(未発表)での着用率は 79.0% ($N=447$) であり、本調査との間に有意な差は見られなかった。このことから、本研究の結果はキャンパス内にとどまらず、公道に対しても展開可能であると言える。

多くの先行研究では、性別に関しては男性、年代に関しては若年ドライバーほどリスクテイキング行動を敢行しやすいとされている。本研究では、高年ドライバーや女性ドライバーの比率が他の属性に比べて小さかったものの、先行研究と合致す

る結果が得られた。年代差に関して、中・高年ドライバーはATがより長いことから、若年ドライバーは他の年代のドライバーよりも高速で走行することが示された。逆に、高齢ドライバーほど有意に確認回数が少なくなることから、高齢ドライバーに多く見られる出合い頭事故の要因として確認不足が示唆された。高齢ドライバーの交差点事故には、認知機能の衰えを含めた注意の問題が関与していると言われているが(e.g. Hakamies-Blomqvist, 1996; Keskinen, Ota, & Katila, 1998)、本研究もこれを支持したと考えられる。

次に既存モデルについては、非常に多くの行動指標がそれぞれ有意に関連していることから、運転場面における行動が独立であるという次元独立モデルは棄却された。さらに、交差点付近でのスキーマに含まれると考えられる合図や3つの時間指標、一時停止、安全確認の間だけでなく、シートベルトの着用や携帯電話との間にも有意な関連が見られたことから、共通性の高いスキーマだけが関連するという場面对応スキーマモデルに矛盾が生じた。

以上の結果から、Fig.2 に従えば、安全意識中心モデルが支持されたと言える。しかし、統制条件における複数回の行動に一貫性が認められたことや、多くの行動指標が接近車や歩行者の有無によって大きく変化することから、運転行動の多くはスキーマ化されたものであり自動的に処理されているという点やドライバーの行動が場面や状況に規定されるという点については、場面对応スキーマモデルが関与している可能性も否定できない。

特に、一時停止の有無には交差点における見通しや優先道路の交通量、時間帯、道路標識や路面標識などの道路環境が大きな影響を及ぼすこと(e.g. Ugwuegbu, 1977; 松浦, 1983, 1985; McKelvie & Schamer, 1988)、また確認回数も優先道路の通過車両台数に依存すること(蓮花, 1993; Keskinen et al., 1998)など、外的要因がドライバーの行動を規定することはよく知られている。本研究の結果もこれらに合致したことから、安全意識だけでなく外的要因を組み込んだモデルの構築が必要である。

5. 総合論議

5.1 モデルの妥当性検討と新たな運転モデルの構築

本研究ではリスクテイキング行動の発生過程について、リスクを敢行しやすい人や回避しやすい人の区別があるのか、すなわち「リスクテイキング傾向」という概念があるのか、それともリスクテイキング行動は場面や状況に応じてよってのみ生じるものであって、「リスクテイキング傾向」という概念はないのかという点について、観察調査により明らかにした。観察調査から異なる種類の行動指標間にも、同一指標内にも個人内一貫性が認められ、特に、交差点における行動指標の間だけでなく、スキーマとしての共通性が小さいと考えられるシートベルトとの間にも一貫性が認められたことから、「リスクテイキング傾向」を肯定する「安全意識中心モデル」が支持されたと言える。しかし、接近車条件や歩行者条件と統制条件を比較すると、他の道路ユーザがある場合には、行動が安全な方向へシフトすることが示された。すなわち、運転行動は内的な要因だけによって規定されるのではなく、外的要因を行動の規定因とした「場面对応スキーマモデル」も否定できない。さらに、同一ドライバーの複数回のデータに一貫性が見られた点に関して、運転行動の多くが経験によって形成されたスキーマに基づくものと捉えれば合理的な説明が付くことから、両モデルの妥当な部分を合わせた「安全意識ベース運転行動スキーマモデル」(Fig.4)を提唱する。

このモデルには4つの特徴的な点がある。まず、ドライバーの行動をある特定場面における行動と、中長期的・対リスク行動の2側面に分類した点である。特定場面における行動とは、速度や確認回数、合図といった場面ごとに変化するものであり、中長期的・対リスク行動とはシートベルト着用行動や広くは車種選択、定期的な車検といったものを指す。2点目として、特定場面における行動と中長期的・対リスク行動はスキーマの共通性が小さくとも相互に関連しており、これら2側面の行動の主たる規定因として安全意識を位置づけた点である。3点目は、統制条件における複数回のデータに一貫性が見られたことから、特定場

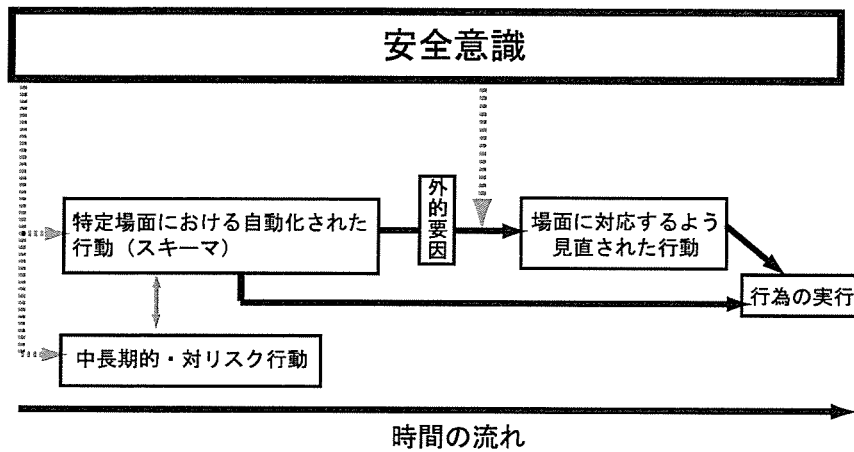


Figure 4 安全意识ベース運転行動スキーマモデル

面ではその場面や状況に対応するスキーマが形成されており、外的要因の影響を受けない状況では、意識の有無にかかわらず自動化された行動が行われるとした点である。また、本研究の結果から断言することはできないものの、運転スキーマが形成される段階(初心運転者期間)では、ドライバー個人がもつ安全意识をベースとしたスキーマが形成されると考えられる。最後に、外的要因の影響を受ける状況では、概してドライバーの行動が安全な方向へシフトすることが明らかとなったが、このときの行動変容に対しても安全意识が作用するとした点である。例えば、歩行者がある場合には一時停止率が高くなるものの、全てのドライバーが停止するようになるのではなく個人差が生じる。この個人差を安全意识で説明しようとするものである。ただし、その行動規定因とした安全意识そのものの概念が未だ不明であるうえ、本研究ではドライバーの意識調査を実施していないことから仮説の域を出ないため、今後は安全意识を構成する種々の要因と行動の比較を行う必要がある。

5.2 本研究の意義と課題

本研究では対象車両数の多い観察調査を2度に渡り実施し、両調査結果から得られた知見がほぼ一致していることから、極めて信頼性の高い研究であると考えられる。さらに、先行研究では扱われることが少なかった合図を含め、多くの行動指標を記録したことにより、様々な種類の運転行動の関連を検証することができた。

ただし、シートベルトや携帯電話を除く合図や

安全確認、一時停止、速度などの指標はいずれも交差点において現れる行動であるため、より共通性の小さいスキーマ間の検討を行うためには、例えば高速道路と一時停止交差点のように、場面を異にした比較が必要である。しかし、異なる場面で同一ドライバーのデータを収集することは難しいため、ドライビングシミュレータでの実験やドライビングレコーダーの車載が考えられる。

また、提唱した「安全意识ベース運転行動スキーマモデル」は、行動規定因として心的要因と外的要因の両方を組み込んだことで、先行研究のモデルよりも現実場面をより反映したものとなった。交通工学においても、切り欠き型の停車スペースを設け幅員を狭めることによって走行車両の平均速度が有意に低下した例(澤田, 1998)やジレンマ感応制御方式の信号(車群が途切れたタイミングで信号を黄色に変化させるような制御)が導入された前後で、左折以外の種類の事故が減少していることを示した例(齋藤, 1998)など、外的要因に関する研究が盛んに行われているが、本研究で扱った外的要因は道路環境要因でなく、特に接近車や歩行者、同乗者という他者要因であった。同乗者については、ドライバーの属性や同乗者の属性、さらに同乗者の人数によって影響が異なることが報告されている(松浦, 2003)が、本研究では同乗者の属性や人数までは記録しなかったものの、全体として単独運転時よりも速度を控えることが示されている。さらに、接近車や歩行者のような他の道路ユーザによっても、ドライバーの行動がより安全な方向へシフトすることが示された。このように、“外的要因”にも様々なものが含まれる

が、それらの影響に伴うスキーマの修正段階においても、安全意識が作用するかどうか、今後さらにモデルの検証を進めていく必要がある。

謝辞

観察に際し、多大なるご協力を賜りました大阪大学大学院生命機能研究科の難波啓一教授、ならびに大阪大学付属病院関係者各位に深謝いたします。

引用文献

- Evans, L., & Wasielewski, P. 1983 Risky driving related to driver and vehicle characteristics, *Accident Analysis and Prevention*, 15, 121-136.
- Hakamies-Blomqvist, L. 1996 Research on older drivers: a review. *Journal of International Association of Traffic and Safety Sciences*, 20, 91-101.
- Keskinen, E., Ota, H., & Katila, A. 1998 Older drivers fail in intersections: Speed discrepancies between older and younger male drivers, *Accident Analysis and Prevention*, 30, 323-330.
- 小森弘詞・江上嘉実・高橋謙二・西江博樹・水野博・杉元俊彦・松永勝也・志堂寺和則 1996 一時停止の遵守状況に関する調査研究 日本交通心理学会第54回大会発表論文集, 25-26
- 松浦常夫 1983 運転者の記述に基づく交通違反理由の基礎的分析 科学警察研究所報告交通編, 24, 97-101
- 松浦常夫 1985 一時停止規制に伴う交差点接近行動と危険性評価の変化 科学警察研究所報告交通編, 26, 103-109
- 松浦常夫 2003 自動車事故における同乗者の影響 社会心理学研究, 19, No.1, 1-10
- McKelvie, S. J., & Schamer, L. A. 1988 Effects of night, passengers, and sex on driver behavior at stop signs. *The Journal of Social Psychology*, 128, 685-690
- 蓮花一己 1993 交差点での側方視距離と交通量が左右確認行動に及ぼす効果 交通心理学研究, 9, 29-37
- 齋藤威 1998 交通信号制御の現状と高度化への視点—交通事故防止対策を例にして— 交通工学, 35, No.6, 26-34
- 澤田英夫 1998 交通実験を通じた歩車共存道路設備—熊谷市星川通線シンボルロード整備事業— 交通工学, 33, No.4, 67-74
- Tillman, W.A., & Hobbs, G.E. 1949 The accident prone automobile driver; a study of the psychiatric and social background. *American Journal of Psychiatry* 106, 321-331
- Ugwuegbu, D.C.E. 1977 The stop sign is for the

other guy; a naturalistic observation of driving behavior of Nigerians. *Journal of Applied Psychology* 62, 574-577

吉田信彌 1995 シートベルト着用者と非着用者の交差点行動の比較 国際交通安全学会誌, 21, No.1, 38-46

吉川聡一・蓮花一己 1995 無信号交差点での運転者の確認行動と減速行動 交通心理学研究, 11, 23-31

web 資料：警察庁 HP

URL: <http://www.npa.go.jp/toukei/index.htm> (2006.1.2 現在)

web 資料：日本自動車連盟 HP

URL: <http://www.jaf.or.jp/safety/data/driver.htm> (2006.7.10 現在)

(受付：2006.2.20, 受理：2006.10.4)

自動車運転場面におけるリスクテイキング行動に関する研究 —行動観察と意識調査の両側面から—

中井 宏 臼井 伸之介

大阪大学大学院人間科学研究科 〒565-0871 大阪府吹田市山田丘 1-2

E-mail: peter@hus.osaka-u.ac.jp, usui@hus.osaka-u.ac.jp

要約 交通心理学においては、ドライバーのリスクテイキング傾向について、その一貫性が議論されてきた。本研究では、無信号T字型交差点における観察調査と、運転技能の自己評価を訊ねる質問紙調査が行われた。観察調査の結果、交差点場面に現れる多くの行動指標の結果に有意な関連が見られた。また、同一ドライバーの複数回の行動にも一貫性が認められ、他車両や歩行者がある場合にはない場合に比べて安全な行動をとることが示された。これらの結果を踏まえ「安全意識ベース運転行動スキーマモデル」を提唱した。また、質問紙調査により運転技能の自己評価を測定したところ、免許取得後3から5年のドライバーについて、運転技能の自己評価が高まり運転の安全水準が低下することが示された。

キーワード リスクテイキング, 違反, 自己評価, スキーマ, 運転

A Study on Risk-taking Behaviour While at the Wheel — Observational Research and Questionnaire Survey —

Hiroshi NAKAI Shinnosuke USUI

Graduate School of Human Sciences, OSAKA University, 1-2 Yamadaoka, Suita-shi, OSAKA, 565-0871 Japan

E-mail: peter@hus.osaka-u.ac.jp, usui@hus.osaka-u.ac.jp

Abstract Traffic psychology researchers have discussed the risk-taking liability. In this study, observations at a T-shaped intersection and questionnaire surveys were conducted. Observation results revealed that many variables (stop, speed, seat belt use etc.) have statistically significant associations. In addition, almost all variables of the drivers' observed more than once evidenced the stability of an individual's risk-taking. Moreover, factors influencing driving behaviour were not only driver characteristics but also external conditions (i.e. other road users). A 'Driving Schema Model Based on Safety Motives' was suggested based on observation results. Furthermore, the questionnaire surveys demonstrated that drivers with three to five years of experience after their licensing overestimated their driving skill and did not drive very safely.

Keyword risk-taking, violation, self-evaluated skill, scheme, driving

1. 問題

我が国においては、近年交通事故による死者数は減少を続けている。警察庁の報告(2006)によれば、2005年には6871人となり、過去最多を記録した1970年の約4割にまで減少した。しかし、交通事故発生件数自体は依然として100万件弱を推移しており、道路の安全性が向上したとは言い切れない現状がある。

違反や不安全行動によってのみ交通事故が発生するとは考えにくい。これらは交通安全対策を講じる上で決して軽んじることのできない要因の一つである。交通心理学では“A man drives as he lives.” (Tillman & Hobbs, 1949)という言葉があるように、事故の潜在的な要因としてのドライバーのパーソナリティが注目されてきた。近年ではその中でもリスクテイキングに関する研究が盛んに行われてきた。広義には、喫煙や株式投資、結婚等もリスクテイキング行動に含まれるが、本研究では「ドライバーがこれから行おうとする行動に伴う危険を認識してい

ながら、その行動を敢行すること」と定義した。

1.1. リスクテイキング行動の一貫性

リスクテイキングの一貫性について、芳賀・赤塚・楠神・金野(1994)は、質問紙調査によって、ある場面でリスクテイキング行動には個人内一貫性が見られると主張した。また Evans & Wasieleski(1983)は観察調査を行い、シートベルトを着用しているドライバーほど車間距離が長くなることを明らかにした。

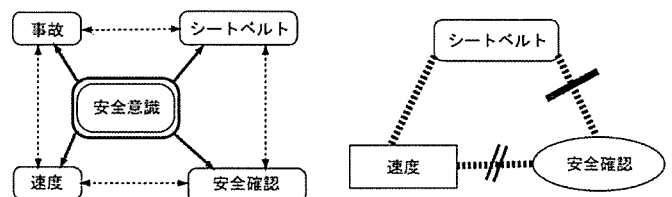


Fig.1 安全意識中心モデル(左)と次元独立モデル(右) (吉田 1995)

これに対して吉田(1995)は、観察調査によってシートベルト着用者と非着用者の交差点での安全確認実施率に差異が見られないことを示した。吉田は、それぞれの立場を「安全意識中心モデル」、「次元独立モデル」と名付けた (Fig. 1)。さらに、運転行動の多くは各場面に依拠して活性化されるスキーマであるとした「場面对応スキーマモデル」を提唱している。

1.2. 運転技能の自己評価

蓮花(2000)はリスク回避行動をモデル化し、リスクテイキング取行/回避の心的過程において運転技能の自己評価が影響を及ぼすことを示した。このモデルによると、ドライバーは知覚したハザードと自己評価を両天秤にかけてリスク知覚を行う。すなわち、ハザードを的確に知覚しても自己評価が高すぎるとリスクを低く見積もり、結果的にリスクテイキング行動が取行されやすいということになる。

松浦(1999)は運転技能の自己評価に関する先行研究をレビューし、ほとんど全ての研究において、自身の技能を平均以上と評価したドライバーの割合が平均以下と評価した割合よりも高いことを示した。さらに「自己評価が高すぎるとリスク知覚が甘くなるために、不安全な運転行動を起こしたり、事故を起こしたりしやすくなる」という仮説は、多くの研究者によって指摘されたが、それを実証した研究は少なかった」と指摘している。

2. 観察調査 1 及び 2

2.1. 目的

本研究では2度の観察調査を実施し、運転場面におけるリスクテイキング行動の一貫性の有無、すなわちリスクテイキング傾向の有無を検討し、既存モデルの妥当性を検証することを目的の一つとした。ここでいう一貫性とは「複数の行動指標間の一貫性」だけでなく、「同一指標における複数日間の一貫性」も含めた2種類を指し、これら2つの一貫性のいずれも認められない場合、各運転行動が独立であるという次元独立モデルが当てはまり、複

数の行動指標間の一貫性が認められれば安全意識中心モデルが支持されたとと言える。一方で、複数日に渡る同一指標の一貫性が認められた場合、ドライバーの行動は状況に応じた運転スキーマが活性化したもの、すなわち場面对応スキーマモデルに基づくと考えられる。吉田(1995)は場面对応スキーマモデルについて「シートベルト着用と交差点行動のように共通性の小さいスキーマは相関しない」と述べているものの、各スキーマ間の関連について、ほとんどの先行研究では1つの調査につき2つ程度の行動指標しか記録・分析されていないため、本研究では交差点場面で見られるできるだけ多くの行動指標を扱うこととした。

2.2. 方法

2003年11月と2004年7月に、一時停止が義務づけられている無信号T字型交差点において、非優先道路から優先道路に右折するドライバーを観察し(それぞれN=855, 1115)、車両特性、ドライバー特性、行動を記録した。記録指標は、車体色、ナンバー、車種、ドライバーの性別、年代(-30歳:若年, 30-60歳:中年, 60歳+:老年)、シートベルト着用の有無、携帯電話使用の有無、同乗者の有無、合図の有無(30m前の地点、交差点直前)、一時停止(2秒以上だけの場合、2秒未満も含む場合;以下瞬間停止)の有無、安全確認回数、優先道路接近車の有無、横断歩道付近歩行者の有無、approach time(停止線手前30mから停止線までの所要時間;以下AT)、checking time(停止線通過から交差点進入までの所要時間;以下CT)、turning time(交差点進入から右折完了までの所要時間;以下TT)である。これらは、観察者の目視とデジタルビデオカメラ4台を用いて記録された。さらに、車体色やナンバーから複数回観察できた同一車両のデータだけを抜き出し、接近車や歩行者の有無を個人内の要因として詳細に検討した。分析に際しては、普通車及び軽自動車のみを対象とした(調査1:N=549, 調査2:N=816)。

Table1 ロジスティック回帰分析結果 (上段数値はロジスティック回帰係数を、下段はオッズ比を表す)

		独立変数(共変量)														Nagelkerke R ²			
		中年	老年	女性	ベルト	同乗者	30m前合図	直前合図	携帯電話	接近車	歩行者	一時停止	瞬間停止	確認回数	AT		CT	TT	
従属変数	一時停止	調査1								1.69**	4.07***							0.370	
		調査2								5.41	58.25							0.375	
	瞬間停止	調査2	-0.89*			1.74*					1.25*	4.05**							0.299
		調査1	0.41			5.69					3.48	57.45							
	シートベルト	調査1	0.58*								1.24**	2.84**							0.018
		調査2	1.78								3.46	17.11							
	30m前合図	調査2		0.49*		1.09***	-0.43*												0.081
		調査1		1.62		2.99	0.65												
	直前合図	調査1									-1.27*							0.92***	0.171
		調査2									0.28							2.52	
																		0.36*	0.072
																		1.44	

Table2 重回帰分析結果 (数値は標準化係数)

		独立変数(共変量)														修正済み R ²			
		中年	老年	女性	ベルト	同乗者	30m前合図	直前合図	携帯電話	接近車	歩行者	一時停止	瞬間停止	確認回数	AT		CT	TT	
従属変数	確認回数	調査1																	
		調査2		-0.08*		.20***			.142***	-.061†	.175***		.161***				.299***		.268
	AT	調査1				.127***				-.054†	.207***			.187***			.379***		.318
		調査2		.13***		.09**		.112**	.129***		-.076†		.133**	.279***					.156
	CT	調査1			.08*								.097**		.279***				.285
		調査2			.08*	.09*					.175***		-.088*		.299***	.333***			.398
	TT	調査1				-.116***	.047**				.177***			-.068*	.324***	.392***			.307
		調査2				-.075*					.234***				.267***	.086*	.227***		.307
						.066*	.072*				.146***			-.100**	.263***	.113**	.184***		.265

<1 *<.05 **<.01 ***<.001

†は変数投入していないことを示す 空欄は非有意

2.3. 結果

Table1 及び 2 に示す通り、決定係数が小さいものもあるが、シートベルトを着用しているドライバーは、瞬間停止率が非着用者の 5.69 倍($B=1.74, p<.05, \text{Exp}(B)=5.69$), 30m 手前地点での合図実施率が非着用ドライバーの約 3 倍 ($B=1.09, p<.001, \text{Exp}(B)=2.99$), 右折直前の合図実施率も約 2 倍(調査 2: $B=0.75, p<.05, \text{Exp}(B)=2.11$)等となり、他の指標についてもより安全な行動をとっていた。さらに、一時停止や瞬間停止をするドライバーほど確認回数が多く(一時停止: $\beta=.161, p<.001$ 瞬間停止: $\beta=.187, p<.001$), AT が長くなる(一時停止: $\beta=.279, p<.001$, 瞬間停止: $\beta=.279, p<.001$)。また、確認回数が多いドライバーほど CT(調査 1: $\beta=.299, p<.001$ 調査 2: $\beta=.324, p<.001$), TT(調査 1: $\beta=.267, p<.001$ 調査 2: $\beta=.263, p<.001$)が長くなることが示され、携帯電話についても、走行中に通話しているドライバーほど右折直前の合図実施率が低いこと(調査 1: $B=-0.43, p<.05, \text{Exp}(B)=0.65$)や確認回数が少ない傾向(調査 1: $\beta=-.061, p<.1$ 調査 2: $\beta=-.054, p<.1$)が示唆された。

Table1 および 2 を概観すると、多くの行動指標間に有意な関連が見られ、ある行動指標に関してリスクなドライバーは他の指標についても不安全な行動をとることが示されており、また観察調査 1, 2 の結果は概して一致していた。

次に、調査 2 において複数回観察できたドライバーについて、歩行者・接近車がない場合を統制条件、歩行者のみがある場合を歩行者条件、接近車のみがある場合を接近車条件としてデータを集計した。

まず、統制条件で 2 回記録できたドライバーのデータを抜き出し($N=93$), 相関分析及びマクネマー検定を行った。1 回目データと 2 回目データの相関分析の結果, AT, CT, TT についてそれぞれ $r=.54(p<.001)$, $r=.39(p<.001)$, $r=.29(p=.004)$ となり、速度選択において一貫性が認められた。また、確認回数についても $r=.77(p<.001)$ となり、速度と同様に一貫性があった。さらに、シートベルト、30m 前地点での合図に関してマクネマー検定を行ったが、それぞれ $p=.302$, $p=.229$ となり、1 回目と 2 回目に統計的有意差があるとは言えず、一貫性が認められた。このように、外的要因の影響を受けない際には、ドライバーがもつ自動化された運転行動(スキーマ)が発動する。

さらに、統制条件と他の 2 条件における同一ドライバーのデータを比較し、行動指標の差異を分析した。CT, TT, 確認回数について、統制条件と接近車条件の平均値について対応のある t 検定を行ったところ($N=75$), 3 変数ともに有意差が見られ(いずれも $p<.001$), 接近車条件では行動が安全な方向にシフトすることが明らかとなった。次に、AT, 確認回数について統制条件と歩行者条件の比較を行った($N=24$)。対応のある t 検定の結果, AT 及び確認回数に有意差が見られ(それぞれ $p=.022$, $p=.039$), 歩行者条件でもより安全な行動をとることが示された。

2.4. 考察

実際の運転場面に見られる非常に多くの行動指標はそれぞれ有意に関連していることが示され、運転場面における行動が独立であるという次元独立モデルは棄却された。さらに、交差点付近でのスキーマに含まれると考えられる合図や 3 つの時間指標、一時停止、安全確認の間

だけでなく、シートベルトの着用や携帯電話との間にも有意な関連が見られたことから、共通性の高いスキーマだけが関連するという場面对応スキーマモデルに矛盾が生じた。以上の結果から、安全意識中心モデルが支持されたと言える。しかし、統制条件における複数回の行動に一貫性が認められたことや、多くの行動指標が接近車や歩行者の有無によって大きく変化することから、運転行動の多くはスキーマ化されたものであり自動的に処理されているという点やドライバーの行動が場面や状況に規定されるという点については、場面对応スキーマモデルが関与している可能性も否定できない。

3. 質問紙調査

3.1. 目的

観察調査によりリスクテイキング行動に一貫性が認められ、一貫してリスクなドライバーと一貫してコーシヤスなドライバーが存在することが示された。そこでこの一貫性をもつ行動の危険度に関する個人差について、安全意識を構成する要素の一つである運転技能の自己評価によって説明するために、質問紙調査を実施した。

3.2. 方法

蓮花・石橋・尾入・太田・恒成・向井(2002)が高齢ドライバーを対象として用いたものを基に一部改変し、運転技能の評価項目 1 問と、日頃の運転の安全度に関する 18 問を訊ねる質問紙を作成した。また、ドライバーの性別、年齢、過去 2 年間の事故歴・違反歴、運転経験年数も回答を求め、運転技能評価や安全度とドライバー特性との関連を分析した。調査は(株)SSD 研究所、八尾自動車教習所の協力を得て、一般企業の研修時に 243 名のドライバーに配布しその場で回答を求めた。回収した中から教習所指導員と職業ドライバーを除外し、201 名を分析対象とした。(男性 124 名、女性 77 名、平均年齢 39.3 歳)

3.3. 結果

まず、「自分と同年代のドライバーと比べて、運転がうまいと思いますか」という問に対する 5 件法での回答を簡便的 skill score と定義した。「同程度」と評価したドライバーが 44.3%と最も多く、次いで「とても/少しへた」が 30.8%, 「とても/少しうまい」は 24.9%であった。

次に、簡便的 skill score を従属変数とし、違反歴・事故歴の有無、運転経験年数、性別を独立変数として重回帰分析を行った($R^2=.147, F=31.20, p<.001$)。分析の結果、運転経験年数との間に有意な関連があり、経験年数が長くなるほど簡便的 skill score が高くなることが示された($B=.028, \beta=.368, p<.001$)。

さらに、日頃の運転における安全行動について 18 項目を訊ね、素点の合計を safety score と定義し、safety score に対する性別、運転経験年数、事故歴、違反歴及び簡便的 skill score の影響を重回帰分析した。safety score について、違反歴($\beta=-.186, p<.01$), 運転経験年数($\beta=.289, p<.001$), 性別($\beta=.210, p<.01$), 簡便的 skill score($\beta=-.154, p<.05$)の影響が有意に見られた($R^2=.144, F=8.249, p<.001$)。以上から safety score は、男性よりも女性、また運転経験が長くなるほど高くなることが明らかとなった。

ここで、簡便的 skill score と safety score との間には負の関連があったため、運転経験年数ごとの両得点を Fig.2

に示した。運転経験年数の階級区分は度数がほぼ同割合になるよう調整したところ、免許取得後3年目までのドライバーは自身の技能を低く評価しているが、高い水準で安全に運転していると報告した。

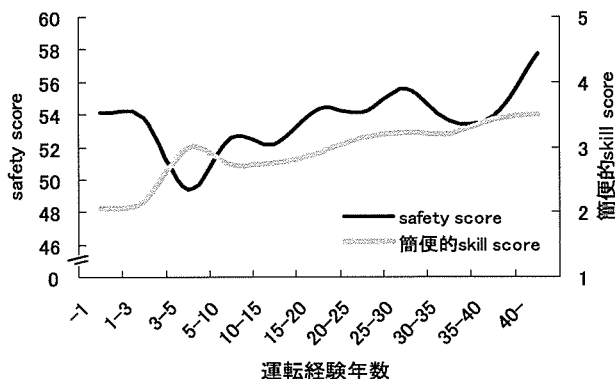


Fig.2 運転経験年数と自己評価

3.4. 考察

Fig.2をKleblsberg(1990)の基本的発達傾向について当てはめると、免許取得直後は「主観的安全のほうが客観的安全よりも低いために危険な状況避けて運転する」第1段階と考えられる。次に、3年目から5年目にかけて簡便的 skill score が低下し、safety score が高くなることから、この期間を「事故の運転技能を過大評価するようになって主観的安全が客観的安全より高くなり、危険な状況に巻き込まれる恐れが生じる」第2段階と捉えることができる。さらに、簡便的 skill score が低下し safety score が上昇する5年目から10年目までを「高すぎる主観的安全が調整される」第3段階、10年目以降を「客観的安全が優位となって初心運転者期間が終了する」第4段階と位置づけることができる。また、簡便的 skill score の増加に伴う safety score の減少は、Näätänen & Summala(1976)を支持するものであった。

4. 総合論議

観察調査の結果から安全意識中心モデルが支持されたものの、場面対応スキーマモデルによって説明される部分もある。この結果から、両モデルの妥当な部分を合成し「安全意識ベース運転行動スキーマモデル」(Fig.3)を提唱する。

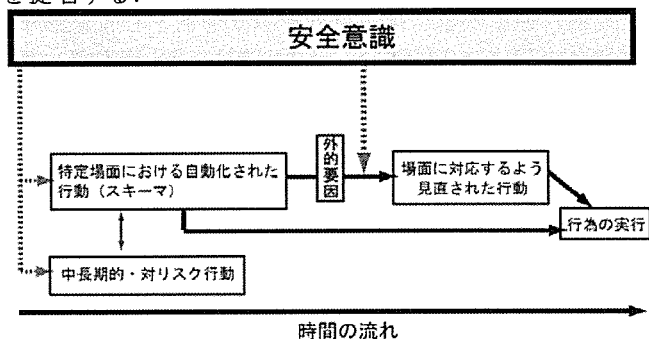


Fig.3 安全意識ベース運転行動スキーマモデル

このモデルには以下に挙げる4つの特徴がある。まず、運転行動を、シートベルト着用行動のような「中長期的・対リスク行動」と、安全確認や速度といった「特定場面における行動」に区別した点である。概して、シートベルト着用者の行動が非着用者のそれと比べてより安全だった

ことから、これら2つの間には相互作用があると言える。次に、外的要因の影響を受けない場合には行動に個人内一貫性が認められることから、「特定場面における行動」は自動化されたスキーマであるとした点である。3点目は、外的要因の影響を受ける場合に、ドライバーが「自動化された運転スキーマ」をその場面・状況に合わせて改変することをモデル内に組み込んだ点である。最後に、中長期的・対リスク行動の決定段階、特定場面での運転スキーマの形成段階、及び外的要因に合わせた行動改変段階における個人差を、安全意識という概念によって説明した点である。ただし、ここでは安全意識と一言で片づけたが、安全意識とは「運転経験やパーソナリティのようなドライバー特性、車種のような車両特性が絡まり合った複雑な行動規定因」と考えられるため、その構成要素や性質を明らかにしていく必要がある。特に、スキーマが場面や状況に合わせて見直される際にも安全意識が作用すると仮定しているが、ここでの心的過程を、リスク取回避という観点からシミュレータ実験で他の影響を統制し、解明することが今後の課題である。

また、免許取得後3-5年のドライバーは、簡便的 skill score が高く safety score が低くなることが明らかとなったが、これは若年ドライバーに見られるリスクテイキング傾向や事故率・違反率の高さを反映するものである。

今後は、さらに操作技術の自己評価についての質問項目を増やした調査を深めていくと同時に、過大評価傾向が見られる免許取得後3-5年のドライバーを対象とした詳細な研究が必要である。

引用文献

Evans, L., & Wasielewski, P. 1983 Risky driving related to driver and vehicle characteristics, *Accident Analysis and Prevention*, 15, 121-136.

芳賀繁・赤塚肇・楠神健・金野祥子 1994 質問紙調査によるリスクテイキング行動の個人差と要因の分析 鉄道総研報告 Vol.8, No.12, 19-24.

Kleblsberg, D. 1982 *Verkehrspsychologie*. Berlin: Springer-Verlag. 蓮花一己(訳) 長山泰久(監訳) 1990 交通心理学 企業開発センター交通問題研究室

松浦常夫 1999 運転技能の自己評価に見られる過大評価傾向 心理学評論, 42, 419-437

Näätänen, R., & Summala, H., 1976 *Road-user behavior and traffic accidents*. Amsterdam: North-Holland Publishing Co.

蓮花一己 2000 運転時のリスクテイキング行動の心理的過程とリスク回避行動へのアプローチ 国際交通安全学会誌, 26, No.1, 12-22

蓮花一己・石橋富和・尾入正哲・太田博雄・恒成茂行・向井希宏 2002 高齢ドライバーのリスクテイキング行動の研究(II) 国際交通安全学会報告書

Tillman, W.A., & Hobbs, G.E. 1949 The accident prone automobile driver; a study of the psychiatric and social background. *American Journal of Psychiatry* 106, 321-331

吉田信彌 1995 シートベルト着用者と非着用者の交差点行動の比較 国際交通安全学会誌, 21, No.1, 38-46

web 資料：警察庁 HP
URL:<http://www.npa.go.jp/toukei/index.htm> (2006.1.2 現在)

運転技能における過信度測定ツールの開発とその有効性検証

A Validity Search of the Tool Designed to Measure the Overconfidence about Driving Skills

○中井 宏

(大阪大学大学院 人間科学研究科)

白井 伸之介

【はじめに】昨今、飲酒運転による死亡事故がマスメディアによって大々的に報じられ、飲酒運転に対する世間の風当たりが強まっている。行政処分を受けたドライバーを対象に、飲酒運転の理由を調査した結果では、「酔っていないと思った」が最も多く、「飲酒量が少ない」、「飲酒から時間が経った」と続く(毎日新聞社, 2006)。これは、飲酒運転が「自分は大丈夫」という過信から生じることを示唆するものである。

このように運転技能の過信による悪影響が指摘されている中で、蓮花(2000)はリスク敢行/回避の心的過程をモデル化し、ドライバーは知覚したハザードを自身の運転技能と比較し、リスク評価を行うとした。さらに、評価したリスクとリスク効用を天秤にかけ、効用がリスクを上回ればリスクを敢行し、リスクが上回れば回避すると述べた。このモデルに依拠すれば、「ハザードを正しく認識していても、自己評価が高すぎる(過信がある)とリスク知覚が甘くなり、リスクテイキングを敢行しやすい」という仮説が導かれる。Matthews & Moran(1986)は、この仮説の流れについて、ある場面での自身の運転技能を高く評価したドライバーほど、その場面での事故可能性を低く評価することを示した。しかし、松浦(1999)は先行研究をレビューし、「上記の仮説は多くの研究者によって指摘されたが、それを実証した研究は少なかった」と指摘した。仮説が支持されない理由の一つに、自己評価における過信度測定の難しさが挙げられる。すなわち、自己評価が高くても、本当に優れた技能を有するために評価が高いドライバーと過信があるために評価が高いドライバーを区別することができない。正確な過信度を測定するためには、蓮花・石橋・尾入・太田・恒成・向井(2002)のように教習所指導員等による客観評価と自己評価の差をもって過信度とする手法が最適であるが、この方法は場所やスタッフの確保等、フィールド面での制約が大きく、より簡単に測定できる評価手法開発へのニーズが高まっていた。そこで本研究では、過信傾向を簡便的に測定するための新たなツールを開発し、「過信があるドライバーほどリスクを敢行しやすい」という仮説を検証することで、その有効性を検討した。

<予備調査>

【方法】自己評価を測定するための項目を決定するために、予備調査を実施した。予備調査では、McKenna & Myers(1997)の The Driving Skills Questionnaire(DSQ)や、Lajunen & Summala(1995)の The Driver Skill Inventory(DSI), Horswill, Waylen & Tofield(2004)から 30 項目を用いた。これらについて、Horswill et al.(2004)と同様に 2 段階の評定から過信度を測定した。問 1 では自身と平均的ドライバーの技能を比較して「極めて劣って

る:0」から「極めて優れている:10」までの 11 段階で回答を求めた。次に問 2 において、自身と同属性(同性・同年代・同程度の運転経験)のドライバーと、平均的ドライバーの技能を比較し、同様の回答を求めた。問 1 と問 2 では 30 項目の順序を並び替えた。問 1、問 2 の素点の差を過信度と定義し、因子分析(主因子法、プロマックス回転)を行った。

質問紙は、岡山県で行われた安全講演会に聴衆として出席した普通免許を所有する運転者 244 名から回収し、有効回答は 228 名だった。

【結果】回答者のうち、男性は 217 名、女性 11 名であり、平均年齢は 48.4 歳($SD=11.1$)、平均運転経験年数 28.3 年($SD=10.3$)、年間走行距離平均は 13975km($SD=8933.3$)だった。因子分析の結果、30 項目は 1 因子構造から成ることが示されたため、回答所要時間短縮のため、因子負荷量下位 15 項目を削除した。ここで、改めて因子分析を行ったところ、3 因子が抽出された。このうち、因子負荷量が 4 未満のもの、複数因子への負荷量が高いもの 2 項目を除外し、13 項目(Table 1)のツールを作成した。

Table 1 技能評価項目と因子負荷量

	運転 マヌーバ	手技的 操作	配慮
高速道路本線への合流	0.898	0.014	-0.108
追い越し	0.802	-0.046	0.119
知らない土地での運転	0.777	0.066	-0.077
長距離運転	0.748	0.050	0.056
高速道路での車線変更	0.511	0.279	0.073
バック	0.048	0.937	-0.183
縦列駐車	0.109	0.827	-0.046
切り返し	-0.043	0.760	0.189
車幅感覚	-0.012	0.559	0.380
車間距離の維持	-0.244	0.069	0.897
他車や歩行者への注意・ 気配り	0.279	-0.309	0.804
自転車のための十分な スペース確保	0.034	0.090	0.754
道路状況にあった適切な 速度の選択	0.104	0.120	0.635

α 係数は「運転マヌーバ」で.864、「手技的操作」は.867、「配慮」で.810 であり、寄与率はそれぞれ 52.0%、8.2%、8.1%だった。また、これら 3 因子間の相関は運転マヌーバと手技的操作が.865、運転マヌーバと配慮が.700、手技的操作と配慮が.600 と非常に高かった(いずれも $p<.001$)。また、従来手法の測定方法である問 1 に対する回答と、差分による過信度の相関係数を各人ごとに算出したところ、228 名の平均は.690 だった。

【考察】過信測定の新ツールは、3 因子構造が示されたが、当初の 30 項目を用いた段階では項目を分解できなかったこと、因

子間相関が極めて高いことなどから、結果の解釈には十分注意が必要である。今後の結果によっては、評価項目の変更・追加もあり得ると考えられる。

新ツールと従来手法との相関係数については、係数が1に近ければ、新ツールは従来手法と同質のものを測定していることになるため、小さいほど望ましいと考えられる。ただし、新ツールも従来手法も運転技能を訊ねるという点では同質であるため、あまりに小さすぎる場合には、目的とする指標を測定できていない可能性があった。この観点から、予備調査の.690という値を考えると、新ツールはこれまでと異なる視点から自己評価を測定できており、従来よりも高い精度で過信を測定できたと考えられる。

<本調査>

【方法】予備調査で作成した過信度測定ツールを含む質問紙を、兵庫県及び大阪府で行われた安全に関する講習会に聴衆として出席した普通免許を所有する運転者(N=117)と、個別に募集した普通免許を所有する運転者(N=10)に配布し、その場で回答を求めた。回答に先立ち、約15分間にわたって調査者が回答方法を説明し、理解を促した後に質問紙を開くよう教示した。質問紙は問1、問2以外に、10のリスクテイキング行動について敢行率を問う問3、安全態度を訊ねる問4、フェイスシートから成った。特に問3では、効用を小・中・大の3段階で設定し、設定された状況下での敢行率を訊ねた。

【結果】回答者127名のうち、男性は113名、女性5名、不明9名で、平均年齢は45.7歳(SD=11.1)、平均運転経験年数が24.0年(SD=10.0)、年間走行距離平均は6990km(SD=7054.6)だった。

ここで、3つの因子得点について、問1と問2の差分が正の者を過信群、負の者を謙遜群に群分けした。ただし、問1と問2に差がなく0の者はどちらの群にも含めなかった。

10のリスクテイキング行動の敢行率について、2元配置の分散分析を行ったところ(過信度2群×効用3水準)、ほぼ全ての行動で効用の主効果が見られ、効用が大きくなるほど敢行率は高くなった。また、「一時停止義務のある交差点を徐行のみで通過」と「警音器のなる踏切への進入」について、過信度と効用の交互作用が有意となった(それぞれ $F=4.77, p<.05$; $F=9.92, p<.01$)。

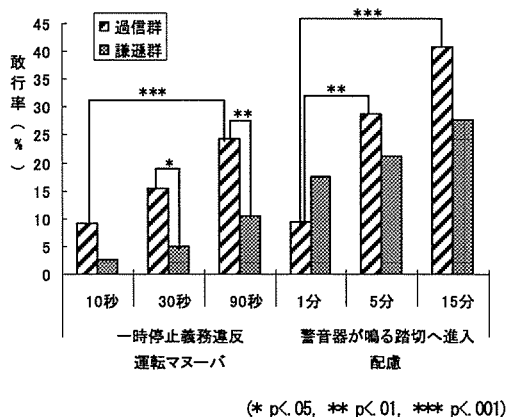


Figure 1 過信と効用が敢行率に及ぼす影響

ここで、単純主効果の検定を行ったところ、一時停止をすると30秒または90秒の不効用がある場合には、過信群ドライバーほど一時停止義務違反の敢行率が上がることが示された(Figure 1)。さらに過信群では効用が大きくなるほど、一時停止義務違反や警音器が鳴る踏切への進入の敢行率が有意に上がることが明らかとなった。

【考察】分析の結果、リスク敢行/回避の心的過程において、効用が大きくなると敢行率が上がることが示された。しかし、大部分のリスクテイキング行動に関して、過信群と謙遜群の敢行率に有意差が見られなかったことから、「過信があるドライバーほどリスクを敢行しやすい」という仮説は支持されなかった。ただしこの結果は、敢行/回避の心的過程において、自己評価よりも効用の影響力が大きいことを示唆する結果ではあるものの、新ツールの有効性を即座に否定するものではない。逆に、本研究では「過信があるドライバーほど効用の影響を強く受ける」という知見を得られたことから、今後のリスクテイキング研究では、自己評価だけでなく効用、さらにはリスク知覚の各行動規定因を総合的に組み合わせて検討する必要がある。

【おわりに】本研究では、過信測定ツールを開発し、蓮花(2000)の提唱したモデルを検証することでツールの有効性を検証した。新ツールは、自己評価を測定する従来手法とは異なる側面を測定することができ、それにより自己評価と効用の関係を明らかにすることができた。すなわち、リスク敢行/回避について、主要な3規定因(自己評価・リスク知覚・効用)を同時に検討することが重要であるといえる。また本研究は質問紙のみの調査であったが、今後は、待ち時間(不効用)の異なる信号や踏切等における遵守率の観察結果や、シミュレータ上での実験結果と過信度の関連を検証し、新ツールの妥当性・有効性を高めていく必要がある。

【謝辞】本研究は、大阪交通科学研究会より研究助成を受けました。記してここに感謝いたします。

【引用文献】

- Horswill, M. S., Waylen, A. E., & Tofield, M. I. 2004 Driver's ratings of different components of their own driving skill: A greater illusion of superiority for skills that relate to accident involvement. *Journal of Applied Social Psychology*, Vol.34, 177-195.
- 毎日新聞社 2006 知りたい:「酔ってない」わけない! 減らない飲酒運転、目立つ「過信」9月19日付 夕刊
- 松浦常夫 1999 運転技能の自己評価に見られる過大評価傾向. *心理学評論* Vol.42, 419-437.
- Mathews, M. L., & Moran, A. R. 1986 Age differences in male drivers' perception of accident risk: The role of perceived driving ability. *Accident Analysis and Prevention*, Vol.18, 299-313.
- McKenna, F. P. & Myers, L. V. 1997 Illusory self-assessments - Can they be reduced? *British Journal of Psychology*, Vol.88, 39-51.
- Lajunen, T., & Summala, H. 1995 Driving experience, personality, and skill and safety-motive dimensions in drivers' self-assessments. *Personality and Individual Differences*, Vol.19 307-318.
- 蓮花一己 2000 運転時のリスクテイキング行動の心理的過程とリスク回避行動へのアプローチ *IATSS review*, Vol.26 (1), 12-22.
- 蓮花一己・石橋富和・尾入正哲・太田博雄・恒成茂行・向井希宏 2002 高齢ドライバーのリスクテイキング行動の研究(II) 国際交通安全学会平成十三年度研究調査報告書

(なかい ひろし・うすい しんのすけ)

リスク敢行/回避の規定因に関する研究

—運転技能の過信傾向と効用の関連—

○中井 宏 白井 伸之介

(大阪大学大学院 人間科学研究科)

キーワード：リスクテイキング、運転行動、ドライバー

【問題と目的】ドライバーのリスクテイキングについて、蓮花(2000)はリスク敢行/回避の心的過程をモデル化し、ドライバーは知覚したハザードを自身の運転技能と比較し、リスク評価を行い、さらにリスク効用とリスクを天秤にかけて敢行/回避を決定するとした。このモデルに依拠すれば、「ハザードを正しく認識していても、自己評価が高すぎるとリスク知覚が甘くなり、リスクテイキングを敢行しやすい」という仮説が導かれるものの、松浦(1999)はこの仮説を支持した先行研究は少ないと指摘した。

仮説が支持されない理由の一つに、自己評価における過信測定の難しさが挙げられる。すなわち、自己評価が高くて、本当に優れた技能を有するために評価が高いドライバーと過信があるために評価が高いドライバーを区別することができない。本来、自己評価と客観的評価の差によって過信度を測定する方法が望ましいが、この方法はフィールド面での制約が大きいため、より簡便的な測定手法へのニーズが高まっていた。そこで、本研究では過信傾向を簡便的に測定するツールを開発し、質問紙調査によってその妥当性を検証することを目的とした。

【方法】運転技能の過信測定ツールは、Horswill, Waylen, & Tofield(2004)を基に、「問 1:自身と平均的な日本人ドライバーの比較」と「問 2:同属性(同性・同年代・同運転経験)のドライバーと平均的な日本人ドライバーの比較」を行ってもらい、それらの差を過信度と定義した。13 項目について「極めて劣っている 0」から「極めて優れている 10」までの 11 段階で回答を得た。13 項目は 3 因子構造となっており、第 1 因子は「高速道路本線車線への合流」や「追い越し」など 5 項目からなる「運転マヌーバ」、第 2 因子は「バック」や「縦列駐車」など 4 項目を含む「手技的操作」、第 3 因子は「車間距離の維持」や「他車・歩行者への注意」など 4 項目からなる「配慮」となっている。さらに質問紙中では 10 の違反行動を想定し、3 段階のリスク効用を設定し敢行率を訊ねた。

質問紙は普通免許を有するドライバーを対象に配布し、その場で回収した(N=127)。

【結果】回答者 127 名のうち、男性は 113 名、女性 5 名、不明 9 名で、平均年齢は 45.7 歳(SD=11.1)、平均運転経験年数は 24.0(SD=10.0)だった。

3 因子得点についてそれぞれ、問 1 と問 2 の差分を求め、正の者を過信群、負の者を謙遜群とした。10 の違反行動について 2 要因分散分析(過信度 2 群×リスク効用 3 段階)を

行ったところ、2つの行動において交互作用が有意だった。単純主効果の検討を行ったところ、Fig. 1 のような結果が得られた。

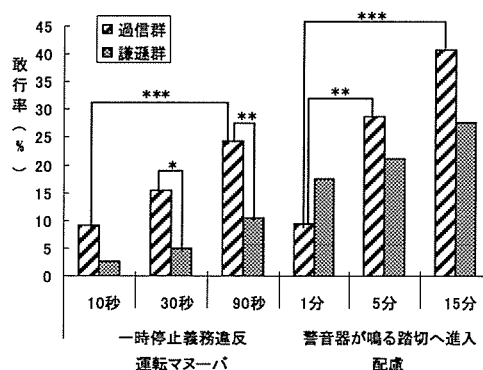


Fig. 1 過信と効用が敢行率に及ぼす影響

一時停止義務違反については、リスク効用が 30 秒、90 秒の場合、運転マヌーバの過信群ドライバーほど敢行率が高くなることが示された。また、過信群ドライバーについては、リスク効用の大きさによって敢行率に差が見られた。

一方、残りの 8 行動に関しては、リスク効用の主効果が見られたが、「過信ドライバーほど敢行率が高くなる」という仮説は統計的には認められなかった。

【考察】本研究は、過信測定のための簡便的なツールを開発し、その妥当性を検証することを目的とした。しかし、測定した過信度と、質問紙におけるリスクテイキング行動の敢行率の関連は明確にならなかった。これは、リスク敢行/回避の心的過程には、自己評価よりもリスク効用の影響が大きいことを示す結果ではあるが、ツール自体の信頼性を即座に否定するものではない。特に、リスク効用が及ぼす影響を詳細に検討すると、2つの行動において、過信ドライバーほど効用の影響を受けやすいことが示され、今後の検証が必要であると考えられる。

【謝辞】なお、本研究で用いた過信測定ツールの開発には、大阪交通科学研究会より研究助成を受けた。ここに記して感謝する。

【引用文献】

Horswill M. S., Waylen A. E., & Tofield M. I. 2004 Driver's ratings of different components of their own driving skill: A greater illusion of superiority for skills that relate to accident involvement *Journal of applied social psychology*, Vol.34(1) 177-195

松浦常夫 1999 運転技能の自己評価に見られる過大評価傾向 *心理学評論* No.42(4) 419-437

蓮花一己 2000 運転時のリスクテイキング行動の心理的過程とリスク回避行動へのアプローチ *LATSS review* Vol.26 (1) 12-22 (なかいひろし うすいしんのすけ)