

Fig. 1 リスク回避行動のモデル図 (蓮花, 2000)

は、年長ドライバーよりも高度に危険であると評価することを示した。さらに運転技能の評価については、自身は年長ドライバーと同等水準と見積もるものの、自分以外の年少ドライバーの技能は年長ドライバーよりも劣っていると評価することが示された。このことから、リスク知覚と運転技能に対する自己評価は相関があると考えられている。また蓮花(2000)は、自動車運転場面におけるリスク敢行/回避の心的過程について Fig. 1 のようにモデル化し、運転技能の自己評価とリスクテイキング行動の関連を示した。

このモデルに依拠すれば、ドライバーは知覚したハザード(事故可能性を高める危険対象物)に対して、技能の自己評価を踏まえてリスク知覚を行う。つまり、正しくハザードを知覚しても、技能に対する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を敢行しやすいと考えられる。ただし松浦(1999)は、「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。特に自己評価を実際の運転行動と比較した研究は少なく、仮説は明確には支持されなかった。」と指摘している。

一方で現実場面においては、近年世間の風当たりが強まっている飲酒運転によって行政処分を受けたドライバーを対象とした調査が行われており、飲酒運転の理由としては、「酔っていないと思った」が最も多く、続いて「飲酒量が少ない」、「飲酒から時間が経った」となっている(毎日新聞社, 2006)。この結果は、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。同様に、運転技能に過信があれば、キャンペーンなどの安全対策が自分以外のドライバーを対象としていると考え、効果が小さくなると言われている(e.g., Svenson, 1981; Walton & McKeown, 2001)。

さらに教育やトレーニングに関しても、初心運転者を対象に、危険回避のためのブレーキ操作を実際に訓練した群と、危険回避のためのブレーキ操作には限界があることを教育した群を比較して、実際のブレーキ操作技能には差異が見られないにもかかわらず、前者の自己評価が高まることが明らかにされている(Gregersen, 1996)。また、北欧(デンマーク・フィンランド・ノルウェー・スウェーデン)では、ハザード知覚能力の向上を目的としてスキッドトレーニングを導入したにもかかわらず、受講者は車両操作技能とハザード知覚能力の重要性を同列に考えるようになり、結果としてスリッピーな路面における技能の自己評価が高まり(Katila, Keskinen, & Hatakka, 1996; Katila, Keskinen, Hatakka, & Laapotti, 2004; 蓮花, 1996)、不安が減少した(Katila et al., 2004)。このように、車両操作技能を高めるための学習や練習に重点を置いた教育・訓練は、技能に対する過大評価を促進し(Gregersen, 1996)、事故に繋がることは確かである(Christensen and Glad, 1996, cited in Katila et al., 2004; Glad, 1988, cited in Katila et al., 2004)とされている。

本研究は、運転技能の自己評価とリスクテイキング行動との関連について、「自己評価が高いドライバーほどリスクテイキング行動を敢行しやすい」という仮説の検証を目的とした。

自己評価と行動の関連を調査する研究手法については、高齢ドライバーを対象に教習所内での走行と質問紙調査・面接調査の関連を調べた研究(蓮花・石橋・尾入・太田・恒成・向井, 2002)があり、自己評価と教習所指導員による客観評価との間に大きなギャップ(過信)があるドライバーほど、実際の運転に対す

る指導員評価が低いことが明らかとなった。しかし、この手法は観察者がいることで対象者に構えを作らせ、普段の運転よりも法規を守った丁寧な運転をさせてしまう点や観察者の能力に結果が依存する点が短所である。

その他の手法におけるリスクテイキング指標としては、事故歴や違反歴(Christensen and Glad, 1996, cited in Katila et al., 2004; Glad, 1988, cited in Katila et al., 2004; Katila et al., 2004; Williams & O'Neill, 1974)、普段の運転に関する自己報告(Sümer, Özkan, & Lajunen, 2006)、実験指標(Horswill, Waylen, & Tofield, 2004)が用いられることが多い。

事故歴・違反歴との関連を調査した研究では、高い技能を有するレーシングドライバーは一般ドライバーに比べて、公道での事故や違反回数が多いという研究(Williams & O'Neill, 1974)がある一方で、事故歴と自己評価の関連は見られないとの研究(Katila et al., 2004)もある。

実験室実験を行った研究として、Horswill et al. (2004)は、4つの異なる道路条件の写真を呈示し、それぞれの条件においてどの程度の速度で走行するかを訊ねるテストや、パソコン上に呈示されたアニメーションにおいて先行車との適切な距離を選択し、マウスカーソルを使って決定するテスト(Horswill & Coster, 2002)を実施し、相関は小さいながらも、自身の技能を高く評価したドライバーほど、よりリスクな行動をとることを示した。しかし、実験室実験では実験課題と実走行の等価性が保証されない点が問題である。

そこで本研究では、普段の運転に関する自己報告と技能の自己評価との関連を検証するだけでなく、自然な状況で観察された大学キャンパス内での実走行と自己評価との関連についても検討した。

運転技能の自己評価と

日常運転に対する自己報告

1. 目的

まず、日常的な自動車運転時の行動や運転歴について自己報告を求め、運転技能の自己評価との関連を分析することを目的とした。

2. 方法

質問紙 運転技能の自己評価と、日常の運転行動および違反歴・事故歴を質問紙で調査した。質問項目は Hatakka (1998)が作成し、蓮花他(2002)が翻訳したものを基に、自身の運転技能に対する評価項目 1 問と、日頃の運転に関する 18 問(Table 1)で構成した。また、ドライバーの性別、年齢、過去 2 年間の事故歴・違反歴、運転経験年数も併せて訊ねた。

運転技能の自己評価は、「あなたは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」という問に対して、5 件法(「1:とてもへた」から「5:とてもうまい」)で回答を求め、これを簡便的 skill score と定義した。

また、日常的な運転行動に関する 18 項目(各問は「1:全く当てはまらない」から「5:よく当てはまる」までの 5 件法)への回答の素点を、逆転項目を反転した後に合計し safety score と定義した。

調査対象者 調査は、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。研修終了後に回収した中から、教習所指導員や職業ドライバーを除外し、201 名を分析対象とした。201 名の属性は、男性 134 名、女性 77 名であり、平均年齢は 39.3 歳($SD=13.9$)、免許取得後の平均経験年数は 17.4 年($SD=12.7$)だった。

3. 結果

簡便的 skill score 同年代のドライバーと比較しての自身の運転技能について、「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%

Table 1 自己報告を求めた日常の運転行動 18 項目

狭い道でのすれ違いでは、道を譲るようにしている 夕方には早めにヘッドライトをつけるようにしている
◆ 運転中脇見をして前の車に当たりそうになったことがある
◆ 方向指示器を出さずに車線変更することがある
◆ 急いでいるため、交通規則を無視することがある
バックミラーなどをいつでも見るようにしている
◆ 他の車に腹を立ててクラクションを鳴らす
夜間や雨の日は運転を控えるようにしている
見通しのきかない場所ではできるだけ速度を落とす
人から慎重な運転だと言われる
◆ 交差点では人より早く発進する
信号のない交差点では徐行し、確認を心がけている
◆ 信号が青のうちに通ってしまおうと、かなり速度を上げて走る
◆ 非常に狭い車間距離で運転している
◆ 制限速度を15km以上オーバーして走る
右折や左折の時に方向指示器を早めにつけるようにしている
追い越すよりも追い越されるほうが多い
一時停止の標識がある交差点では、必ず一時停止する

◆は逆転項目

Table 2 自己評価と個人特性

	N	M	SD	t	
男性	124	3.02	0.95	2.75**	
女性	77	2.64	0.96		
簡便的 skill score	事故なし	172	2.87	0.97	0.05
	事故あり	29	2.86	0.95	
	違反なし	149	2.83	1.01	-1.12
	違反あり	52	3.00	0.84	
safety score	男性	124	52.63	7.19	-2.68**
	女性	77	55.29	6.19	
	事故なし	172	54.12	6.65	2.40*
	事故あり	29	50.83	7.94	
違反なし	149	54.57	6.90	3.28**	
違反あり	52	51.00	6.36		

*:p<.05, **:p<.01

Table 3 経験年数と自己評価の相関係数

経験年数	簡便的 skill score	safety score	
1			
簡便的 skill score	.368***	1	
safety score	.163*	-.102	1

*:p<.05, ***:p<.001

であった。松浦(1999)は、Svenson(1981)以来の自己評価を扱ったほとんど全ての研究において、自身の技能を平均より上と評価したドライバーの割合は平均より下と評価したドライバーの割合よりも高いことを示しているが、本研究はこれに反する結果となった。

次に、性差および運転歴による差異を検証した(Table 2)。性差に関しては、男性の自己評価は女性に比べて有意に高く、中央値である3を僅かながら越えることが示された。

次に、簡便的 skill score と運転経験年数との相関を分析したところ(Table 3)、経験年数が長くなるほど簡便的 skill score が高くなることが明らかとなった。

safety score 簡便的 skill score と同様に、safety score に関する性差および運転歴による差異を検証した(Table 2)。t 検定の結果、女性や、過去2年間に事故・違反の経験がないドライバーほど有意に得点が高いことが示された。事故や違反の経験による有意差が見られたことから、本調査の回答者は正確な自己報告を行ったと考えられる。

次に、safety score と運転経験年数の相関を分析したところ(Table 3)、相関係数は小さいながらも経験年数が長いドライバーほどより安全な運転をして

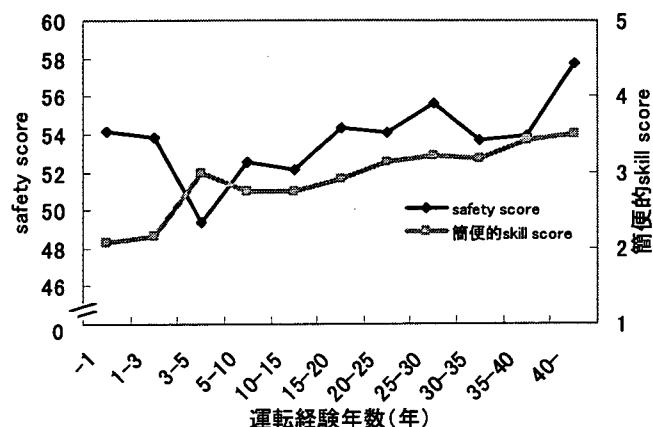


Fig. 2 運転経験年数と自己評価

Table 4 各区分の度数と自己評価得点

経験年数	N	簡便的 skill score	safety score
-1	15	2.07	54.13
1-3	20	2.15	53.85
3-5	15	3.00	49.40
5-10	23	2.74	52.52
10-15	28	2.75	52.11
15-20	24	2.92	54.33
20-25	15	3.13	54.07
25-30	28	3.21	55.61
30-35	11	3.18	53.64
35-40	12	3.42	53.92
40-	10	3.50	57.70

いることが明らかとなった。

運転経験と自己評価 このように、簡便的 skill score も safety score も運転経験年数と正の相関を示したが、Table 3 では、簡便的 skill score と safety score との間には負の相関が見られた。この相関係数は有意ではなかったものの、経験年数と両得点の関係が直線的ではない可能性が考えられたため、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(Table 4)。その結果、免許取得後から3年目までのドライバーでは、簡便的 skill score が低く safety score が高いのに対して、3 から5年のドライバーでは、その前後のドライバーに比べて簡便的 skill score が高く、safety score が低い概形が見られた。そこで、10年目までのドライバー73名だけを抜き出し、相関分析を行ったところ、 $r = -.385$ ($p < .01$)となった。つまり簡便的 skill score については、免許取得直後は低く、3年目頃から高まり、その後10年目にかけて修正される一方で、safety score は逆の変化を示された。

4. 考察

まず、運転技能の自己評価における性差については、多くの先行研究(e.g., Dejoy, 1989, 1992; Matsuura, Ishida, & Ishimatsu, 2002; McKenna, Steiner, & Lewis, 1991)と同様に、男性のほうが女性よりも自身の技能を高く評価することが示された。

次に、運転経験との関連について Fig. 2 では、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、自身の日常の運転に対してはより安全であると報告している。Klebelberg(1982 蓮花訳・長山監訳 1990)の基本的発達段階について当てはめると、この層は「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を避けて運転する」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 が上昇し、safety score が低くなる期間を「自己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。

このことから、運転技能に対する自己評価は運転経験年数が長くなるにつれて高くなるが、若年ドライバーにおいては、一時的に自己評価が高い時期があるという先行研究(e.g., Karlaftis, Kotzampassakis, & Kanellaidis, 2003; Lajunen & Summala, 1995)を支持したと言える。特に本研究では、免許取得後3-5年のドライバー(多くは若年ドライバー)に関して、自身の技能に対する評価が高まるとともに、運転の安全性が低下することから、運転免許初回更新時講習において正確なメタ認知スキルを養成することの重要性を示唆した。

本調査では、日常の運転における安全性の自己報告(safety score)と事故歴や違反歴との間に有意な関連が見られたことから、回答の信憑性は高いと考えられる。しかしこれは、「リスクテイキング行動によって事故や反則切符交付を経験したドライバーが、自身の safety score を下方修正しただけの結果」と捉えることもできる。つまり、日常的に高いリスクを

冒しているにもかかわらず、事故や反則切符交付の経験がないドライバーについては、safety score がリスクテイキング傾向を反映していない可能性もあり、質問紙法だけを用いることには限界がある。そこで本研究では、大学キャンパス内をフィールドに、現実場面での運転行動と自己評価との関連を検証した。

運転技能の自己評価と

無信号T字型交差点における行動

1. 目的

運転技能に対する自己評価と、現実場面において観察した運転行動を比較し、「自己評価が高すぎるとリスクテイキング行動を敢行しやすい」という仮説を検証することを目的とした。

2. 方法

大学キャンパス内における観察後、ドライバーを同定し、質問紙を送付するという形式をとった。観察調査の詳細については、中井・臼井(2006)に準ずる。

調査場所 大阪大学吹田キャンパス内無信号T字型交差点(Fig. 3)で観察調査を実施した。

観察地点は、大学教職員・学生だけでなく、2社の路線バスやタクシー、工事用大型車両、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や

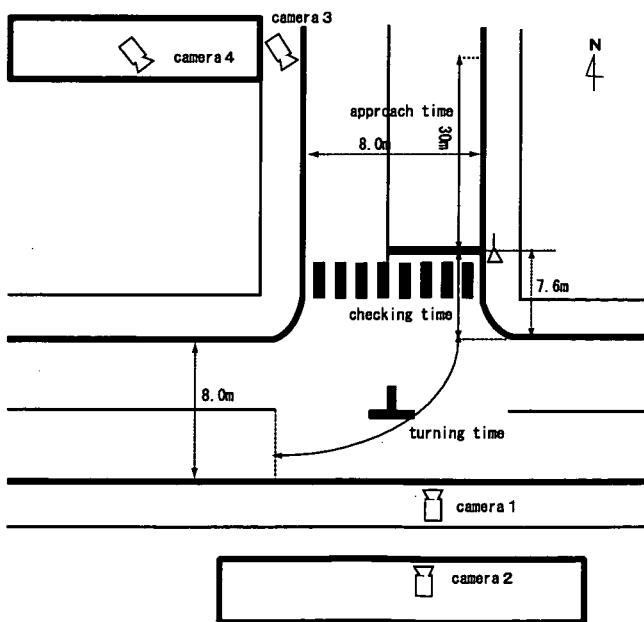


Fig. 3 観察調査場所

歩行者に子どもや高齢者がほとんどいない点以外は、公道とほぼ同じであった。交差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。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、観察対象車両ののべ台数は1115台だった。

調査日時 観察調査は2004年7月のよく晴れた平日に実施した。観察時間は午前8時から10時までの2時間であり、連続5日間行った。

観察調査終了後、キャンパス内の駐車場を見回り、車体色、車種、ナンバープレートから観察対象となった車両を検索した。さらに、大学構内への入構許可証からドライバーの氏名と所属を同定し、自己評価を測定する質問紙を54名に送付した。観察台数に比べて質問紙送付数が少ない理由として、観察台数は5日間ののべ台数だったこと、観察対象車両にはバス、タクシー、工事車両、業務用車両等の、大学に所属していないドライバーが運転する車両が含まれていたことが挙げられる。また、大学構内には全体として約5000台分の駐車スペースがあるものの、それらは複数箇所に点在しているため、効率の良い調査方法は取れなかった。

機材 観察には4台のデジタルビデオカメラ(Fig. 3 中カメラ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。

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、同乗者の有無、停止線から30m前の地点における合図の有無、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。

質問紙 観察調査終了後に送付した質問紙は、Hatakka (1998)が作成し、蓮花他(2002)が翻訳したものを基に一部改変した。先述の質問紙調査と同様に簡便的 skill score を訊ね、さらに「交差点での気配り」、「前後左右への気配り」、「歩行者や自転車への気遣い」という社会的技能3項目に対する回答を合計して social score (3-15点)、「隠れた危険の発見」、「危険対象発見の速さ」という認知的技能2項目に対する素点の合計を cognitive score (2-10点)と定義した(同年代のドライバーと比較しての5件法:「とても劣っている」から「とても優れている」まで)。さらに、Table 5に示す車両操作技能12項目に対する自信の程度を「全く自信がない」から「極めて自信がある」までの4件法により絶対評価を求めた。これら12項目への回答を合計して vehicle control skill (12-48点)とした。送付した54名のうち40名から返信があり、そのうち有効回答は36名であった。

分析手法 自身の技能を平均的と評価するドライバーが多かったため、より詳細な分析をするために、原則として得点の上位群、下位群に分けて分析

Table 5 vehicle control score を求める 12 項目

夜間の運転
ラッシュアワーでの運転
滑りやすい路面での運転
長距離運転
知らない土地での運転
基本的な運転技術
駐車したりバックしたりすること
追い越し
歩行者や自転車の走中での運転
郊外道路や高速道路の運転
街中での運転
交差点での運転

した。簡便的 skill score については、1 または 2 の平均より下手と回答したドライバーを下位群、4 または 5 と回答したドライバーを上位群とした。その他の得点に対する群分けは 25%(N=9)を基準にし、同得点者がボーダーに並ぶ場合には、各群の度数が同程度になるよう調整した。群分け後、量的データ指標については対応のない t 検定、質的データ指標については χ^2 検定を行った。

ここで、接近車や歩行者、さらには同乗者の有無によってドライバーの行動は変容する(松浦, 2003; 中井・臼井, 2006)ため、ドライバー本来の運転行動を分析するためには他の道路ユーザや同乗者が不在条件での行動を比較する必要がある。しかし、他の道路ユーザや同乗者があるデータを除外すると、サンプルサイズがさらに小さくなるため、本研究ではそれらの影響を考慮せずに分析した。このように、実験室実験と異なり外的要因が統制できないことから、統計的な有意水準には 10%を採用する。

3. 結果

まず、観察調査は大学キャンパス内で実施されたため、行政の取締りが行われていないことや高齢者および子供の歩行者が少ないことなどから、公道での運転行動と差異(よりリスクな行動をとる可能性)があることも考えられる。そこで、質問紙内では公道とキャンパス内での行動の差異を訊ねた。36名中、17名は差異があると回答したが、そのうち14名は速度を控えたり、確認をより慎重に行ったりするなど公道よりも安全な運転を行うと記述した。以上から、本研究で観察されたリスクテイキング行動の結果は、大学キャンパス内のみならず公道上に対しても展開可能であると考えられる。

質問紙を回収した 36 名は、男性 24 名、女性 12 名だった。平均年齢は 36.6 歳($SD=11.3$)、平均運転経験年数は 14.2 年($SD=9.1$)年だった。

また各自己評価得点について信頼性係数を求めたところ、vehicle control score では $\alpha=.885$ 、cognitive score は $\alpha=.815$ 、social score は $\alpha=.862$ だった。

ここで、簡便的 skill score について下位群(N=6)と上位群(N=13)に分け t 検定を行ったところ、Table 6 に示すように、下位群のドライバーほど確認回数が多く TT が長いことが示された(それぞれ $t_{(17)}=1.85$, $p=.082$, $t_{(17)}=1.97$, $p=.066$)。

Table 6 自己評価の高低と実行行動の関連

		確認回数(回)	AT(sec.)	CT(sec.)	TT(sec.)
簡便的 skill score	上位群	2.77	3.43	1.97	1.71 †
	下位群	3.83 †	3.21	2.07	2.26 †
cognitive score	上位群	3.00	3.47	1.99	1.68
	下位群	3.56	3.28	2.04	2.23 †
social score	上位群	3.22	3.50	2.05	1.78
	下位群	3.44	3.31	2.00	2.04
vehicle control score	上位群	2.83	3.32	1.79 †	1.68
	下位群	3.46	3.45	2.12 †	2.00

† $p<.1$

次に、cognitive score に関して上位群(N=10)、下位群(N=9)に分類し各行動指標を比較した。t 検定の結果、低群の TT が長いことが示された($t_{(17)}=1.89$, $p=.075$)が、その他の行動指標については有意な結果が見られなかった。social score に関しても同様の分析を行ったが、群間に有意差が見られる行動指標はなかった。

続いて、vehicle control score について同様に分類し(上位群:N=12、下位群:N=13)、t 検定を行ったところ、下位群ほど CT が長いことが示された($t_{(23)}=2.06$, $p=.051$)。その他の指標については有意差こそ見られなかったものの、全ての指標に関して上位群よりも下位群の平均値が安全な値を示した。

シートベルト、30m 前合図については、群間の差異を検証するために χ^2 検定を行ったが、いずれの得点で群分けしても有意な結果は見られなかった。

4. 考察

本研究では、「自身の技能評価が高すぎるとリスクテイキング行動を敢行しやすい」という仮説について、観察結果と質問紙への回答を比較した。その結果、仮説は部分的に支持されたと言える。Table 6 に示されたとおり、特に確認回数や CT に有意差が見られ、自身の運転技能を高く評価するドライバーほど、実際には確認が疎かになることが示された。また TT は、交差点内での速度および右折時の小回りを表す指標であるが、運転技能の自己評価が高いドライバーほど高速走行や小回りを行うことが明らかとなった。

ただし、速度指標や確認回数以外の行動指標については有意差が見られず、自己評価とリスクテイキング傾向との関連がそれほど明確でなかったことは否定できない。この原因としては、以下に示す 2 つの可能性が考えられる。1 点目として、本研究では自己評価が高いドライバーを過信があるドライバーと捉えて分析を行ったが、この手法では実際に

優れた技術を有するために自己評価が高いドライバーと、過信があるために自己評価が高いドライバーを区別することができない。問題と考えられるのは後者のドライバーであるため、今後の研究では、過大評価の程度とリスクテイキングとの関連を検討する必要がある。また2点目としては、分析対象となった36名のドライバーについて、自身の運転技能を平均的と評価する割合が高く、得点のばらつきが小さかったことが挙げられる。特に vehicle control score 以外の3得点は、少ない質問項目によって定義されているため、個人間の差が小さかった。欧米での先行研究に比べて、日本人のいわゆる謙虚さが反映された可能性がある。

総合論議

本研究では、交通事故原因の一つと考えられるリスクテイキングについて、運転技能に対する自己評価が高すぎると、リスクテイキング行動を敢行しやすいという仮説の検証を試みた。ドライバーのリスクテイキング行動の指標としては、質問紙上で自己報告された安全運転の程度と、無信号T字型交差点での実行動を用いた。自己評価と実行動を比較した先行研究は少ないことから、後者は特に意義がある。

まず、普段の安全運転に対する自己報告と運転技能の自己評価との関連については、免許取得後3から5年のドライバーが、その前後の群に比べて自己評価が高く、よりリスクを冒すことが示された。若年者における高い違反率や事故率の背景として、運転技能の過大評価が問題であることを示唆した。このことから、初回更新時講習において、自己評価を正しく行う必要性を説き、場合によっては自己評価と実行動の乖離を認識させるための実車教育導入を検討する余地はある。

また、免許取得後3から5年のドライバーに潜むこの危険性は、一般的には運転に対する慣れによるものと考えられるが、具体的にどの様な経験によって自己評価が高まるかという点は依然として明らかではない。さらに、10年目にかけて危険性が低下する過程についても、現時点ではライフスタイルや社会的地位の変化という仮説的な説明に留まる。自己評価が上昇あるいは低下する契機についても、

研究が進められる必要があるだろう。

しかし、大学キャンパス内での実行動との比較では、自身の運転技能が優れていると評価するドライバーほど、左右の安全確認が甘くなり、右折時に小回りすることが明らかとなった。また、有意差が見られなかった行動指標についても、自己評価高群のドライバーの行動は、低群のドライバーのそれに比べて不安全な値を示したことから、高すぎる自己評価は安全性に負の影響を及ぼすと言える。今後は、より技能を要求されるような場面・状況における行動観察や、外的要因の影響を統制したドライビングシミュレータ実験の結果と比較する必要がある。

最後に、自己評価を扱う研究では過大評価の定義に関する問題を避けることができない。本研究でも、自己評価とリスクテイキング傾向との関連を明確に示すことができたとは言いきれない。この理由としては、先述した通り、実際に高い技能を有するために自己評価が高いドライバーと、過信があるために自己評価が高いドライバーを区別することができないことが挙げられる。この問題を解決するためには、蓮花他(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傾向を測定する手法が最善であるが、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、過信度をより簡便に測定できる評価手法の開発が今後の課題である。

謝辞

本研究での質問紙調査に際しては、労働科学研究所余村朋樹様、榊SSD研究所野村幸一様にご尽力いただきました。また観察調査にあたっては、大阪大学医学部附属病院関係者各位および大阪大学大学院生命機能研究科の難波啓一教授にも大変お世話になりました。ここに記して感謝の意を表します。

文献

- Christensen, P. & Glad, A. (1996). Mandatory course of driving on slippery roads for drivers of heavy vehicles. The effect on accidents. *TÖI Report*, 334. (in Norwegian)
- Dejoy, D. M. (1989). The optimism bias and traffic accident risk perception. *Accident Analysis and Prevention*, 21, 333-340.
- Dejoy, D. M. (1992). An examination of gender differences in traffic accident risk perception. *Accident Analysis and Prevention*, 24, 237-246.
- Grad, A. (1988). Fase 2 i föreroppläringen. Effekt på ulykkes

- risikoen. Rapport 0015, Transportøkonomisk institutt, Oslo. (in Norwegian)
- Gregersen, N. P. (1996). Young drivers' overestimation of their own skill; an experiment on the relation between training strategy and skill. *Accident Analysis and Prevention*, **28**, 243-250.
- Hatakka, M. (1998). *Novice drivers' risk- and self-evaluations. Unpublished Doctoral thesis*. Turku, Finland: University of Turku, Series B, 1998.
- Horswill, M. S. & Coster, M. E. (2002). The effect of vehicle characteristics on drivers' risk-taking behaviour. *Ergonomics*, **45**, 85-104.
- 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*, **34**, 177-195.
- Karlaftis, M. G., Kotzampassakis, J., & Kanellaidis, G. (2003). An empirical investigation of European drivers' self-assessment. *Journal of Safety Research*, **34**, 207-213.
- Katila, A., Keskinen, E., & Hatakka, M. (1996). Conflicting goals of skid training. *Accident Analysis and Prevention*, **28**, 785-789.
- Katila, A., Keskinen, K., Hatakka, M., & Laapotti, S. (2004). Does increased confidence among novice drivers imply a decrease in safety? The effects of skid training on slippery road accidents. *Accident Analysis and Prevention*, **36**, 543-550.
- 警察庁 (2007). 平成 18 年中の交通事故死者数について <<http://www.npa.go.jp/toukei/koutuu37/20070104.pdf>> [retrieved on 4, Jan. 2007]
- Kleblsberg, D. (1982). *Verkehrspsychologie*. Berlin: Springer-Verlag.
(クレベルスベルク, D 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)
- Lajunen, T. & Summala, H. (1995). Driving experience, personality, and skill and safety-motive dimensions in drivers' self-assessments. *Personality and Individual Differences*, **19**, 307-318.
- 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, **42**, 419-437.
- 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**, 1-10.
- Matsuura, T., Ishida, T., & Ishimatsu, K. (2002). Changes in seatbelt use after licensing: a developmental hypothesis for novice drivers. *Transportation Research Part F*, **5**, 1-13.
- Matthews, 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*, **18**, 299-313.
- McKenna, F. P., Stanier, R. A., & Lewis, C. (1991). Factors underlying illusory self-assessment of driving skill in males and females. *Accident Analysis and Prevention*, **23**, 45-52.
- 中井宏・臼井伸之介 (2006). 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, **32**, 1-10.
- 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.
- 蓮花一己 (1996). 交通危険学 啓正社
- 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*, **26**, 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
- Sümer, N., Özkan, T., & Lajunen, T. (2006). Asymmetric relationship between driving and safety skills. *Accident Analysis and Prevention*, **38**, 703-711.
- Svenson, O. (1981). Are we all less risky and more skillful than our fellow drivers? *Acta Psychologica*, **47**, 143-148.
- 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.
- Walton, D. & McKeown, P. C. (2001). Drivers' biased perceptions of speed and safety campaign messages. *Accident Analysis and Prevention*, **33**, 629-640.
- Williams, A. F. & O'Neill, B. (1974). On-the-road driving records of licensed race drivers. *Accident Analysis and Prevention*, **6**, 263-270.

台形ハンプを予告する路面標示の設置効果

A Study on the Effect of the Road Markings Indicating Lap-topped Hump

中井 宏^{1),2)} 太刀掛 俊之³⁾ 臼井 伸之介¹⁾

¹⁾大阪大学大学院人間科学研究科 ²⁾日本学術振興会 ³⁾大阪大学安全衛生管理部

1. 研究背景および目的

近年、交通事故による死者数は減少を続けている。警察庁(2007)の報告によれば2006年には6,352人となり、過去最多の16,765人を記録した1970年の約38%にまで減少した。これは各自動車メーカーによるハード面での進歩や、シートベルト・チャイルドシートの着用義務化をはじめとする法整備、そして救急医療の発展に負うところが大きい。また道路環境の整備も進められ、信号機のLED化やジェレンマ感応式制御によって事故の減少が見られている(神田, 2005; 斎藤, 1998)。

本学においても、2006年4月に学内の交通安全対策として、諸外国に見られるような台形ハンプを設置した。これは、交差点に盛り土をすることで勾配を設け、通過車両の速度を落とすことを目的としている。また翌2007年3月には、台形ハンプの存在を目立たせる狙いで、予告マーク(以下;ハンプマーク)を設置した。これは、イギリスなどで見られる三角形をした路面標示である。

本研究では、これらの安全対策の有効性検証を目的とした。道路環境の整備に対して、その効果を測定するためには、上述した先行研究のように事故数が指標とされることが多い。しかし、事故数自体がそれほど多くない地点においては、別の指標に注目する必要がある、本研究では速度指標を用いた。また新たな試みとして、速度抑制を目的とした安全対策の効果が、ドライバーの行動の他側面(例えば確認行動など)へ汎化するか否かを検討した。

2. 研究方法

上述の安全対策の有効性を検証するために、4台のビデオカメラを用いた定点観察を実施した。

2.1 観察日時

分析する観察データは、台形ハンプ設置前の調査1(中井・臼井, 2006の調査2)、台形ハンプ設置後の調査2、ハンプマーク設置後の調査3の3回分である。調査1は2004年7月、調査2、3は2007年3月に実施した。調査は全て晴れた平日の午前8時から10時までの2時間行った。調査1は5日間、調査2はハンプマークが施工される直前の3日間、調査3は施工された直後の3日間(土日を除く)である。

2.2 調査地点

Fig. 1に示す本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、貨物車両などが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。

Fig. 1中の①は、2006年4月に設置された台形ハンプであり、北からの勾配は5.0%(高さ10cm)であった。また②の2つの三角印は、2007年3月に描かれたハンプマークである。

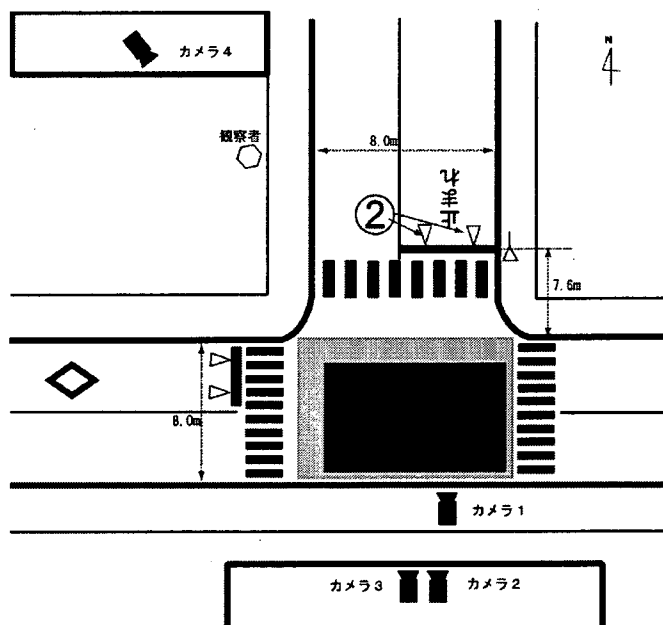


Fig. 1 観察交差点の図

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り、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。また、分析では普通車および軽自動車のみを対象としたため、調査1では816台、調査2では294台、調査3では331台であった。

2.4 観察項目

分析に用いた指標は、停止線の30m手前における右折合

図の有無、一時停止の有無、確認回数(頭部を左右に向けた回数)、優先道路接近車の有無、横断歩道付近歩行者の有無、approaching time (停止線手前 30m 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。接近車とは「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」を指し、歩行者は「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」のことである。

3. 結果

3つの調査において、一時停止率は2.2%、2.0%、1.2%にとどまり、有意差は見られなかった($\chi^2_{(2)}=2.08, n.s.$)。つまり、台形ハンプおよびハンプマーク施工による一時停止率への影響は無かったと言える。

速度指標に関しては、先行研究(中井・臼井, 2006)から AT には歩行者が、CT と TT には接近車の影響が強いことが示されているため、これらを要因に組み込んで分散分析を行った。AT については、歩行者の主効果($F_{(1)}=17.13, p<.001$)だけでなく対策の主効果($F_{(2)}=6.57, p<.01$)も見られた。多重比較の結果、Fig. 2 に示すとおり、調査1の時点に比べて調査2, 3においてはATが有意に長くなった(いずれも $p<.001$)。一方、調査2と調査3の間には有意差が見られなかった。これは、車両の交差点接近速度の抑止対策として、台形ハンプは有効であるものの、ハンプマークはさほど意味を持たないことを示唆している。CT についても同様の結果を得たが、紙数の都合で割愛する。また、速度指標の中では唯一、TT に関してのみ対策の効果が見られず、接近車の主効果($F_{(1)}=75.66, p<.001$)が見られただけだった。

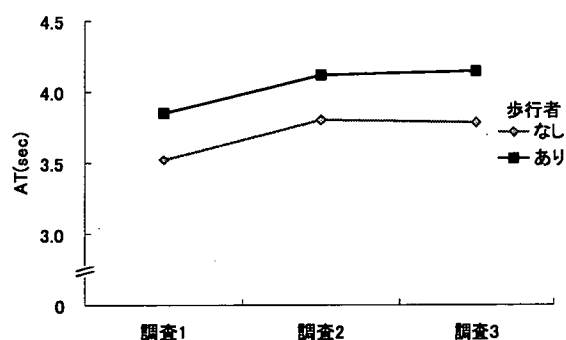


Fig. 2 各調査時における歩行者とAT

一方その他の指標については、30m 手前地点での合図実施率が 53.4%から 44.2%、46.5%と低下したことが示された ($\chi^2_{(2)}=9.37, p<.01$)。確認回数については、接近車の有無と対策との交互作用が有意であり ($F_{(2)}=7.84, p<.001$)、接近車がない場合は3調査間に差は見られないが、接近車がある場合の確認回数は、調査1時よりも調査2, 3において少ないことが明らかとなった(ともに $p<.001$)。

4. 総合論議

結果から、台形ハンプがもたらす速度抑止効果は実証された。また施工後約1年が経過しているにもかかわらず、施工前の行動との間に有意差があったことから、効果持続性も確認された。このことから、出会い頭事故の被害軽減策として、交差点へのハンプ設置が効果的であると示唆された。費用対効果や交通流の経済性も考慮する必要があるが、事故多発交差点への整備が進められるべきと考える。一方、ハンプ設置後に合図実施率が低下した点や確認回数が減少した点に関しては、リスク補償が起こった可能性もある。しかし確認回数については、ハンプによって低速走行するようになったため、1回の頭部運動で深い情報処理ができたとも考えられる。本研究だけでは、いずれが正しいかを判断することはできないものの、安全対策の効果測定には多面的な取り組みが必要であることを再確認する結果であり、「安全対策が狙った効果だけを生むのか、狙い以上の良い作用があるのか、それとも狙った側面以外に悪影響を及ぼすことがあるのか」という観点に立った検証作業の重要性が示された。

一方で、ハンプマークの設置前後の行動に差異は見られなかった。ハンプマークが有効でないということもできるが、マーク自体がほとんど目にするものがないものであるため、ドライバーに意味が理解されていなかった可能性がある。このことから、仮にハンプマークの導入を検討するならば、意味が一目で分かるデザインの考案、または十分な情報周知の重要性が示唆された。ただし、ハンプマークには夜間に台形ハンプの存在を気付かせる機能もあるため(警察庁交通局/建設省都市局・道路局, 2000)、夜間の調査も必要であろう。

最後に、本研究は本学キャンパス内の1事例に基づくものであるため、得られた知見の一般化には慎重にならざるを得ない。今後は同様の調査結果を積み上げるとともに、対策の効果持続性も検証し、安全対策の系統だった評価手法確立を目指す必要がある。

謝辞

観察調査にあたり、大阪大学施設部、大阪大学医学部附属病院関係者各位、ならびに大阪大学大学院生命機能研究科の難波啓一教授にご尽力賜りました。ここに記して感謝の意を表します。

引用文献

- 神田 忠士 2005 信号の改良に関する分析 大阪交通科学研究会平成17年度学術研究発表会講演論文集 5-8.
警察庁交通局/建設省都市局・道路局 2000 コミュニティ・ゾーン実践マニュアル4章 (社)交通工学研究会
中井 宏・臼井 伸之介 2006 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 32(1), 1-10.
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(1), 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(6), 26-34.
web 資料: 警察庁 HP
URL: <http://www.npa.go.jp/toukei/index.htm> (2007. 11. 11 現在)

運転技能の過大評価傾向とドライバー特性の関連

○中井 宏 (大阪大学大学院人間科学研究科・日本学術振興会)

臼井 伸之介 (大阪大学大学院人間科学研究科)

1 目的

事故の潜在的要因として、ドライバーのリスクテイキング行動が注目されている。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」と定義可能である。広義には結婚や株式投資なども含まれるが、本研究では自動車運転場面における意図的な不安全行動を指す。

ドライバーがリスクを敢行/回避する心的過程について Fig. 1 は、技能の自己評価によってリスクが見積もられる過程を示している。

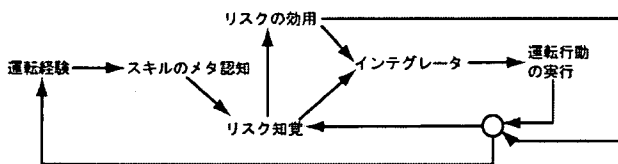


Fig. 1 ドライバーの意志決定時のリスクやその他要因の影響 (Matthews & Moran, 1986)

近年では、リスクテイキングを規定する要因の一つとして、運転技能の自己評価が注目されてきた。しかし、先行研究では「本当に優れた技能を有するがために自己評価が高いドライバー」と「過信があるために自己評価が高いドライバー」を区別できない問題があった。正確に過信度を測定するためには、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(蓮花・石橋・尾入・太田・恒成・向井, 2002)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、より簡便な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、過信傾向を簡便に測定するツールとして新たな質問紙を開発し、これを用いて過大評価するドライバーの特性を検討することを目的とした。

2 方法

2.1 質問紙

Horswill, Waylen, & Tofield(2004)と同様に、「自

己評価」と「自分と同属性のドライバーに対する評価」の差を求め、実際に高い技能を有するドライバーと過信があるドライバーをできるだけ区別した。

質問項目は、運転技能質問紙(McKenna, Stanier, & Lewis, 1991; McKenna & Myers, 1997)、運転技能目録(Lajunen & Summala, 1995)の Skill 因子、Horswill et al.(2004)の運転技能 18 要素、蓮花ら(2002)の質問紙を参考に 30 項目を用いた。

これらについて、問 1 では自身と平均的ドライバー(日本人全体)の技能を比較して「極めて劣っている:0」から「極めて優れている:10」までの 11 段階で評価を求めた。次に問 2 において、自身と同属性のドライバー(同性・同年代・同程度の運転経験)と、平均的ドライバーの技能を比較するよう求め同様に回答を得た。また、フェイスシートでは回答者の属性や運転歴を訊ねた。

2.2 調査対象者

岡山市で行われた安全講演会に出席した 228 名から有効回答を得た。このうち男性は 217 名、女性は 11 名であり、平均年齢は 48.4 歳($SD=11.1$)、平均経験年数は 28.3 年($SD=10.3$)、年間走行距離平均は 13975km($SD=8933.3$)であった。

2.3 分析方法

30 項目の運転技能要素について、問 1「あなたの運転は日本人ドライバー全体の平均と比べてどの程度優れていますか?」という質問に対する素点から、問 2「あなたと同属性のドライバーの運転は、日本人ドライバー全体の平均と比べてどの程度優れていますか?」という質問に対する素点を引いた得点を過信度と定義した。

自己評価が正確ならば、問 1 の得点と問 2 の得点は一致するはずであり、このとき過信度は 0 となる。すなわち、問 1 の得点が問 2 の得点よりも高く、差が正の値をとる場合には過大評価、一方負の値になる場合は過小評価と言える。

3 結果

3.1 因子分析による評価項目の決定

30 要素の過信度について、因子分析(プロマックス回転、主因子法)したところ、1 因子構造だった。そこで、今後の調査での回答時間を短縮するために、負荷量の下位 15 項目を削除し、改めて因子分析を行った。しかし再分析からは 3 因子が抽出された。負荷量が 0.4 に満たない項目および 2 因子に対する負荷量が 0.4 を超えた 2 項目を除外すると、最終的に Table 1 のようになった。

Table 1 最終的な 13 項目の因子負荷量

	因子1	因子2	因子3
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

合流など 5 項目を含む因子 1 は「運転マヌーバ」、バックなど 4 項目からなる因子 2 は「手技的操作」、他車や歩行者への注意・気配りなど 4 項目を含む因子 3 は「配慮」と名付けた。各因子の α 係数は、「運転マヌーバ」において $\alpha=.864$ 、「手技的操作」では $\alpha=.867$ 、「配慮」で $\alpha=.810$ であり、各因子の寄与率はそれぞれ、52.0%、8.2%、8.1%であった。

しかし、当初の分析では 1 因子構造だったにもかかわらず、項目数を削除しての再分析では 3 因子が抽出されたことから、運転技能の要素に対する因子構造は不安定であると言わざるをえない。さらに因子間相関についても、運転マヌーバと手技的操作との相関が $r=.865$ 、運転マヌーバと配慮の相関が $r=.700$ 、手技的操作と配慮が $r=.600$ と非常に高かったことから(いずれも $p<.001$)、結果に対する因子ごとの解釈には慎重さが求められる。

ここで、項目数の違いによる影響を除くため、各因子について 1 項目あたりの過信度を算出した。これが 0 と異なるかどうかを確認するため、t 検定を行った。分析の結果、運転マヌーバ($t_{(227)}=3.67$, $p<.001$)、手技的操作($t_{(227)}=4.01$, $p<.001$)、配慮($t_{(227)}=6.40$, $p<.001$)の 3 因子ともに、自己評価に過大評価傾向が認められ、1 項目あたりの平均過信

度は、運転マヌーバで 0.30 ($SD=1.24$)、手技的操作で 0.38 ($SD=1.43$)、配慮では 0.56 ($SD=1.31$)だった。

3.2 運転経験年数と過信度

運転経験年数について中井・臼井(2006)と同様に区分し、分析を行った。各区分の度数と 1 項目あたりの過信度を Table 2 に示す。今回の調査における回答者には運転経験の長いドライバーが多く、3 年未満のドライバーがなかった点や、階級ごとに度数が異なる点には注意が必要である。

Table 2 運転経験年数と 1 項目あたりの過信度

経験年数	人数	運転マヌーバ	手技的操作	配慮
-1	0			
1-2	0			
3-5	7	0.429	-1.036	1.536*
6-10	13	0.062	-0.519	0.577
11-15	12	0.150	-0.021	0.167
16-20	22	0.209	0.307	0.034
21-25	26	0.262	0.519*	0.808**
26-30	28	0.321†	0.625**	0.607***
31-35	61	0.311†	0.648***	0.492**
36-40	45	0.471*	0.428	0.728**
41-	14	0.186	0.286	0.375
合計	228			

†: $p<.10$, *: $p<.05$, **: $p<.01$, ***: $p<.001$

階級区分ごとに t 検定を行ったところ、3 から 5 年のドライバーで配慮技能に過信が見られた($t_{(6)}=2.69$, $p<.05$)。その後、6 から 20 年のドライバーについては、どの技能についても過大評価傾向は見られない。しかし、21 から 35 年のドライバーについては手技的操作技能と配慮技能に過信が見られた(21-25 年: 手技 $t_{(25)}=2.21$, $p<.05$, 配慮 $t_{(25)}=3.30$, $p<.01$, 26-30 年: 手技 $t_{(27)}=3.02$, $p<.01$, 配慮 $t_{(27)}=4.22$, $p<.001$, 31-35 年: 手技 $t_{(60)}=3.72$, $p<.001$, 配慮 $t_{(60)}=3.32$, $p<.01$)。その後、36 から 40 年のドライバーでは運転マヌーバ($t_{(44)}=2.19$, $p<.05$)と配慮($t_{(44)}=3.23$, $p<.01$)で過信が見られるものの、40 年以上の経験をもつドライバーについてはいずれの因子にも過信は全く見られなかった。

3.3 年間走行距離と過信度

次に、回答者の年間走行距離について Lajunen & Summala(1995)と同じ階級の幅を用いて区分し、運転経験年数と同様に各階級の平均値を t 検定したところ、Table 3 のような結果を得た。

特に配慮技能については、年間走行距離の多少に関わらず過大評価傾向が見られた(1001-5000 km/yr: $t_{(30)}=4.48$, $p<.001$, 5001-10000 km/yr: $t_{(80)}=3.53$, $p<.01$, 10001-15000 km/yr: $t_{(46)}=2.46$, $p<.05$ 、

15001- km/yr : $t_{(64)}=3.03, p<.01$). その他、年間走行距離が 5001km から 10000km のドライバーについては、運転マヌーバ($t_{(80)}=2.63, p<.01$)や手技的操作($t_{(80)}=3.53, p<.01$)にも過大評価傾向が認められた。

しかし、年間走行距離と過信度との間には特徴的な関連はなく、年間走行距離が比較的短くても他の要因によって過信が生じると考えられる。

Table 3 年間走行距離と1項目あたりの過信度

年間走行距離	人数	運転マヌーバ	手技的操作	配慮
-1000	4	-0.350	0.188	0.313
1001-5000	31	0.226	0.452†	0.895***
5001-10000	81	0.348**	0.435**	0.528**
10001-15000	47	0.306†	0.314†	0.372*
15001-	65	0.317†	0.331	0.581**
合計	228			

†: $p<.10$, *: $p<.05$, **: $p<.01$, ***: $p<.001$

3. 4 年齢と過信度

次に、回答者の年齢についても同様の分析を行った。各年齢層の度数と平均値を Table 4 に示す。

Table 4 年齢と1項目あたりの過信度

年齢	人数	運転マヌーバ	手技的操作	配慮
18-19	0			
20-24	7	0.257	-0.464	1.429
25-30	13	0.462	-0.596	0.750
31-35	16	-0.163	-0.063	-0.078
36-40	21	0.219	0.250	0.107
41-45	19	0.368	0.395	0.750*
46-50	36	0.067	0.535**	0.424**
51-55	40	0.490*	0.738**	0.669**
56-60	57	0.200	0.316	0.513**
61-	19	0.979*	0.987*	1.092**
合計	228			

†: $p<.10$, *: $p<.05$, **: $p<.01$, ***: $p<.001$

分析の結果、30歳代では自己評価が正確であり、40歳代になると過大評価傾向が生じることが示された。特に41から45歳(配慮: $t_{(18)}=2.30, p<.05$)、46から50歳(手技: $t_{(35)}=3.19, p<.01$, 配慮: $t_{(35)}=3.27, p<.01$)、51から55歳(マヌーバ: $t_{(39)}=2.58, p<.05$, 手技: $t_{(39)}=3.51, p<.01$ 配慮: $t_{(39)}=3.79, p<.01$)のドライバーについて顕著であり、56から60歳のドライバーでは配慮技能($t_{(56)}=2.74, p<.01$)に見られるのみである。しかし、その後61歳以上のドライバーでは再度過信度が上昇し、全ての技能について(マヌーバ: $t_{(18)}=2.53, p<.05$, 手技: $t_{(18)}=2.30, p<.05$, 配慮: $t_{(18)}=3.26, p<.01$)過大評価が見られる。61歳以上のドライバーの過信度が、50歳代後半のドライバーに比べて上昇する点は注目に値する。

4 総合論議

本研究では、運転技能の自己評価には過大評価

傾向が認められた。これは松浦(1999)がレビューした多くの先行研究を支持する結果である。

次に、過大評価しやすいドライバー特性の分析では、概ね先行研究と一致した。運転経験年数に関する分析では、中井・臼井(2006)と同様に、経験年数が3から5年のドライバーにおいて、自身の運転技能に対する高い自己評価が見られた。経験年数をさらに詳しく見ていくと、その後6から10年目にかけて自己評価の過信は小さくなり、20年を経過する頃から再度過大評価が生じる。

ただし、手技的操作については運転経験が3から5年のドライバーについても過大評価傾向は見られなかった。運転行動のヒエラルキーモデル(Mikkonen & Keskinen, 1980; cited in Laapotti, Keskinen, Hatakka, & Katila, 2001)では、最も下位に位置するハンドル操作やバックなどから獲得されると言われているものの、自己評価には「評価しやすさ」が大きな影響を及ぼすと考えられる。つまり、ヒエラルキーモデルの下位技能ほど、自身の行動に対するフィードバックを得やすいため、「他車や歩行者への注意・気配りができていないこと」よりも「バックが苦手であること」の方が認識されやすい。一般に「運転経験が少ないほど、車庫入れ時や縦列駐車時などの失敗頻度が高い」と考えられるため、3から5年のドライバーでは手技的操作の失敗がより鮮明に記憶されているだろう。

一方、運転免許を取得してからの年数が20年を超えると、全ての技能について過信が生じる。事故統計との関係では、免許取得後20年を契機に事故が増加するとの事実はないものの、より詳細な検証が必要であろう。

次に、年間走行距離と過信度との関連では、年間走行距離が1000km以上のドライバーでは特に差異が見られなかった。年間走行距離が多いドライバーほど自己評価自体は高くなると報告されている(Lajunen & Summala, 1995)ものの、過信度については年間走行距離以外の影響が大きい可能性が示唆された。

最後に、年齢と過信度との関連では、サンプルサイズが小さいために仮説の域を出ないが、20歳代前半のドライバーは配慮技能に対して大きな過信があることが示された。若年者に事故・違反の惹

起者が多いことを考えると、運転技能の中でも配慮技能に対する正しい自己評価法を身に付けさせる教育手法が求められる。また多くの先行研究では、若年ドライバーは車両操作技能を高く自己評価すると指摘されている(e.g., Matthews & Moran, 1986; Karlaftis, Kotzampassakis, & Kanellaidis, 2003)が、今回の調査では手技的操作技能への過信は見られなかった。この点については、サンプルサイズを増やして更なる検討が必要であろう。

さらに、61歳以上のドライバーでは50歳代後半のドライバーに比べて再度過信度が上昇することが示された。この点は、高齢者の過大評価傾向を示した多くの研究(e.g., Freund, Colgrove, Burke, & McLeod, 2005; Marottoli, & Richardson, 1998)を支持するものである。なお今回の回答者のうち、70歳代のドライバーは2名(72歳と77歳)と、比較的若い高齢者(60歳代)が大多数であることから、現在行われている高齢者講習を前倒して、60歳程度からの受講義務化を検討する余地はある。

61歳以上のドライバーの過信度が高い理由として、以下の2点が考えられる。まず、50歳代後半から加齢による運動機能や認知機能の衰えを自覚したり、実際に事故を起こしたりする等を理由に運転を断念するドライバーが現れ、自身の技能を高く評価するドライバーだけが運転を継続している可能性である。しかし高齢者は、認知症が進行している状態でも半数近くは運転可能と判断し、特に地方都市ではその傾向が強いこと(上村・掛田・下寺・岩崎・惣田・池田, 2006)から、60歳前後で運転を断念するドライバーがそれほど多いとは考えにくい。そこで2点目の可能性として、「加齢によって衰えてきた同属性のドライバー」の技能を低く見積もった可能性が考えられる。ただし、いざれにしても加齢に伴って運転技能は低下する(e.g., Ball, Owsley, Stalvey, Roenker, Sloane, & Graves, 1998; 金光・木村・上村, 2006)ため、自己評価が高いまま維持されている点は問題である。

最後に、本研究では対象者を安全講演会で募ったことや、公共交通機関の整備が遅れている地方都市だったことから、運転経験年数の短いドライバーや若年ドライバー、年間走行距離の少ないドライバーが不足していた点は今後の課題である。

謝辞

本研究で用いた過信度測定ツールの開発に当たり、大阪交通科学研究会より研究助成を受けました。ここに記して感謝の意を表します。

引用文献

- Matthews, 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*, **18**, 299-313.
- 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
- 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*, **34**, 177-195.
- McKenna, F. P., Stanier, R. A., & Lewis C. 1991 Factors underlying illusory self-assessment of driving skill in males and females. *Accident Analysis and Prevention*, **23**, 45-52.
- McKenna, F. P. & Myers, L. V. 1997 Illusory self-assessments - Can they be reduced? *British Journal of Psychology*, **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*, **19** 307-318.
- 中井宏・白井伸之介 2006 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 SSS 安全性, **106**(220), 1-4.
- 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.
- Mikkonen, V. & Keskinen, E. 1980 Sisäisten mallien teoria liken-nekäyttämismisestä. General psychology monographs, No. B1. General Psychology, University of Helsinki, Finland.
- Laapotti, S., Keskinen, E., Hatakka, M., & Katila, A. 2001 Novice drivers' accidents and violations - a failure on higher or lower hierarchical levels of driving behaviour. *Accident Analysis and Prevention*, **33**, 759-769.
- Karlaftis, M. G., Kotzampassakis, J., & Kanellaidis, G. 2003 An empirical investigation of European drivers' self-assessment. *Journal of Safety Research*, **34**, 207-213.
- Freund, B., Colgrove, L. A., Burke, B. L., & McLeod, R. 2005 Self-rated driving performance among elderly drivers referred for driving evaluation. *Accident Analysis and Prevention*, **37**, 613-618.
- Marottoli, R. A. & Richardson, E. D., 1998 Confidence in, and self rating of, driving ability among older drivers. *Accident Analysis and Prevention*, **30**, 331-336
- 上村直人・掛田恭子・下寺信次・岩崎美穂・惣田聡子・池田学 2006 医学的視点から見た高齢ドライバーと認知障害 - わが国の認知症ドライバー対策における現状と課題 - 日本交通心理学会第71回大会発表論文集, 8-9.
- Ball, K., Owsley, C., Stalvey, B., Roenker, D. L., Sloane, M. E., & Graves, M. 1998 Driving avoidance and functional impairment in older drivers. *Accident Analysis and Prevention*, **30**, 313-322.
- 金光義弘・木村憲従・上村直人 2006 高齢運転者の動体認知機能における低下の様相 - ビジランス課題の遂行分析を通して - 日本交通心理学会第71回大会発表論文集, 10-11.

先行車追従時に見られる攻撃的運転の規定因

Determinant Factors of Aggressive Driving While Following

○中井 宏***, 臼井 伸之介*

*大阪大学大学院人間科学研究科 **日本学術振興会

NAKAI Hiroshi***, USUI Shinnosuke*

*Graduate School of Human Sciences, Osaka University

**Japan Society for the Promotion of Science

1 研究目的と仮説

自動車運転において、“aggressive driving”という言葉は古くからあり、現在でも特に問題視されている^{1),2)}。アメリカの調査では、安全に対する最も重大な関心事として、「飲酒運転」がわずか11%だったのに対して、39%もの回答者が「暴走族・攻撃的運転」を挙げた¹⁾。

運転中の攻撃行動は、高速走行や狭い車間距離、追い越し、クラクションなど、「他のドライバーや歩行者の動きを妨害する行為」と定義される³⁾。これらの行動は、若年者に見られやすいこと^{4),5)}、女性よりも男性に多いこと^{5),6)}、車種に依存すること⁷⁾が知られている。一方で、交通量との関係についても多くの研究が行われているものの、渋滞状況が攻撃的運転と関連することを示した研究^{8),9)}だけでなく、関連がないとした研究¹⁰⁾もあり、その関係性は明確でない。

この理由として、ドライバーの運転は、元来個人がもつ攻撃性だけに規定されるのではなく、外的要因にも作用される¹¹⁾ことが挙げられる。つまり、攻撃性がさほど強くないドライバーでも、状況次第では車間を縮め、高速で走行することがある一方で、攻撃性が強いドライバーであっても、渋滞等で仕事をサボれると思えば、むしろ渋滞を歓迎することもある。

ここでFig. 1は、ドライバーの運転行動について、一連のスキーマが形成されるまでの過程と、外的要因の影響を受けて、自分のもつスキーマを変容させる過程に関するモデルである。これに従えば、外的要因によって、自身のもつ運転スキーマを場面に合うように修正するものの、どの様に修正するかについては、個人の安全意識に依存する。しかし先行研究¹¹⁾はドライバーの行動面だけに焦点を当てており、意識面の測定が行われていなかったため、モデルは仮説の域を出ない。

そこで本研究では、先行車追従課題において、先行車の速度変化に伴う行動変容を確認するとともに、前車の低速走行によって攻撃性が強まるドライバーの安全意識を検討した。安全意識の中でも、特に安全態度および運転技能の自己評価の観点から検討し、モデルの妥当性を検証することが研究目的である。

本研究の仮説は「安全態度の悪いドライバーや運転技能を過大評価するドライバーほど、よりリスクなスキーマに基づく行動を行う」、「外的要因の影響を受けて、形成されたスキーマの修正が求められる状況では、安全態度の悪いドライバーや運転技能を過大評価するドライバーほど、リスクな行動変容を伴う」という2つである。

2 方法

2.1 実験機材

(株)三菱プレジジョン製の研究用シミュレータを用い、プログラムは第一著者がVisual C++によって作成した。3つの液晶プロジェクタを用いて前方のスクリーン(約120cm×90cm)に前景を投影し、ドライバーからの視野角は約96度×19度であった。

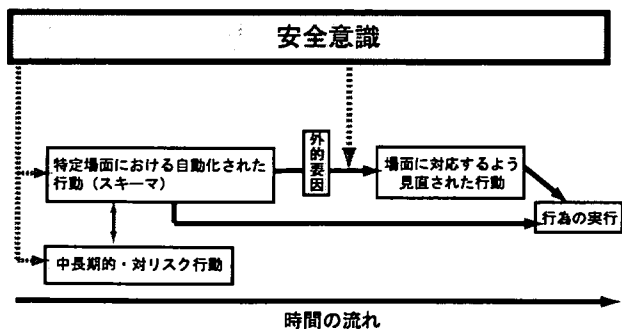


Fig. 1 安全意識ベース運転行動スキーマモデル¹¹⁾

2.2 実験参加者

実験参加者は普通免許を所持し、少なくとも週1回程度の運転頻度をもつ男性19名であった。平均年齢は25.7歳($SD=4.89$, 19 - 35歳)、平均運転経験年数は4.8年($SD=3.01$, 1 - 11年)であった。

2.3 手続き

走行ルートはFig. 2のような直線路で、両端は無限にループした。シナリオ説明の便宜上、スタート地点から右端まで走行し、左端へループして再度スタート地点に戻るまでを1周目、以下同様にスタート地点を通過する度に2周目、3周目と数えることにする。

交差点A以外に信号機を表示し、信号機C、Eの現示は常に青に設定した。また交差点Aでは、標識によって一時停止が義務付けられていた。

走行ルートとなる直線路の制限速度は40km/hであったものの、走行中はスピードメーター等の計器類を表示しなかったため、実験参加者は自身の走行速度を知ることはできなかった。代わりに、「道路に見合った速度で走行するよう」教示した。

「不安全な態度や過大評価があるドライバーほど、リスクな運転スキーマを形成する」という仮説を検証するためには、同一シナリオで反復して走行する必要がある。予備実験から、このような単純な直線路では、遅くとも3週の走行によって、ブレーキ踏力やアクセルストロークが一貫することが示されたため、同じイベントが発生する周回を3周繰り返すようシナリオを作成した(2から4周目と5から7周目は同一イベントが発生する)。

次に「不安全な態度や過大評価があるドライバーほど、外的要因の影響により行動を修正する段階で、より不安全な行動変容を伴う」という仮説を検証するため、実験途中で先行車両の速度を変化させた。変化前後の行動指標を比較することにより、各ドライバーが

外的要因の変化にどの程度敏感に反応し、その行動変容がどの程度安全であったかを知ることができる。

2.4 実験シナリオ

全周回において、交差点Aへの到達予想時間が6秒となった時点で、他車両が自車前方に進入した。信号機Bは自車両到達の15秒前に青から黄に現示を変え、これにより他車両の後ろで青になるまで待つ必要があった。その後区間III、IVでは他車両を追随し、他車両のみが交差点Dで左折した。このとき、先行車の速度には65km/hまたは40km/hの2条件があり、実験参加者ごとに1から4周目、5から7周目のどちらかに割り当てた。

2.5 質問紙

実験時には、自身の運転技能を問う質問紙¹²⁾と安全態度を訊ねる質問紙SAS592¹³⁾に回答を求めた。

過大評価度を測定する質問紙は、13の運転技能要素に関する2つの間で構成されていた。「自身の運転と日本人ドライバー全体の平均の比較(5件法)」を求めた問1への素点から、「自身と同属性のドライバー(同性・同年代・運転経験が同程度)の運転と日本人ドライバー全体の平均を比較(5件法)」するよう求めた問2に対する素点を引いた得点(問1-問2)を、その技能要素における過大評価度と定義した。質問項目は「高い課題要求下での運転(Driving on High Task Demand situations, 以下DHTD)5項目」、「手技的操作4項目」、「配慮4項目」という3因子構造であった。得点が高いほど、自身の運転技能を過大評価していると考えられる。

一方SAS592には、他者迷惑行動要素を検出するための感情高揚性9項目、自己顕示性7項目、他者排除行動要素検出のための攻撃性・非協調性8項目ずつ、計32項目が用いられている。本研究では5件法での回答を求め、得点が高いほど不安全である。

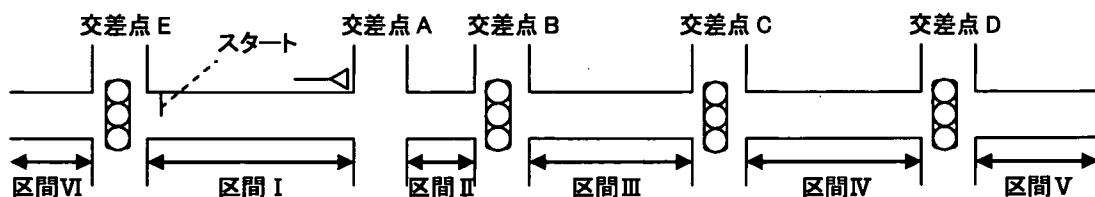


Fig. 2 シミュレータ実験走行コース説明図

また、フェイスシートでは年齢や運転経験年数、年間走行距離等の個人情報を訊ねた。

2.6 分析方法

分析に用いた指標は、両条件において平均速度(区間VおよびVI、交差点E)、前車との車間距離(追従中平均・追従中最小・信号Bでの停止時最小)、車間時間(追従中平均・追従中最小)である。区間V、VIおよび交差点Eは、先行車や信号機の影響なく自由に走行できる区間であることからこの区間を選定した。

さらに、外的要因の変化による行動変容の個人差を分析するために、それぞれの指標について比を算出した。行動変容の安全度については、変容前と変容後の指標の差を用いることもできるが、変容前の行動の安全度そのものに大きく依存する。例えば、65km/hの先行車追従時の平均車間時間が5秒だったドライバーと3秒だったドライバーが、それぞれ40km/hの先行車追従時には4秒、2秒に変化した場合、差を用いて表すと両者ともに-1秒であるが、比を用いるとそれぞれ1.25、1.5となる。このとき、後者のドライバーのほうが危険な行動変容と考えられるため、差よりも比を指標とするほうが妥当であると考えた。

3 結果

行動変容の安全度を示す比については、(65km/hの先行車を追従時の指標/40km/hの先行車を追従時の指標)によって算出しているため、速度の比は値が大きいほど、車間距離や車間時間の比は値が小さいほど、より安全に行動を変容したと考えられる。

まずドライバー属性との相関を分析したところ、年間走行距離が長いドライバーほど、交差点Bでの信号待ち時に、先行車との距離が長い(65km/h条件で $r=.567$, $p<.05$, 40km/h条件で $r=.471$, $p<.05$)ことが示された。ただし、年齢や運転経験年数と行動指標との間には有意な相関は見られなかった。

次に、過大評価度との分析結果をTable 1に示す。運転技能を過大評価するドライバーは、40km/hの先行車を追従した後の走行速度が有意に高く、車間も狭いことが明らかとなった。ただし、先行車の速度が65km/hの条件では、それほど明確な関連は見られなかった。行動変容については、特に速度に関して過大評価ド

ライバーほど危険な行動変容を伴うことが示唆された。

Table 1 過大評価度と行動指標の相関

	DHTD	手技	配慮	
65km/h (19名)	区間Vの平均速度	.239	.303	.256
	区間VIの平均速度	.329	.305	.290
	交差点Eの平均速度	.312	.258	.234
	走行時の平均車間距離	-.140	-.070	-.225
	走行時の平均車間時間	-.135	-.052	-.233
	走行時の最短車間距離	-.202	-.341	-.332
	走行時の最短車間時間	-.395†	-.506*	-.486*
	交差点Bでの停止時最短車間距離	-.341	-.237	-.229
	区間Vの平均速度	.476*	.555*	.522*
	区間VIの平均速度	.664**	.494*	.739***
40km/h (19名)	交差点Eの平均速度	.713**	.541*	.763***
	走行時の平均車間距離	-.563*	-.454†	-.509*
	走行時の平均車間時間	-.615**	-.486*	-.517*
	走行時の最短車間距離	-.395†	-.375	-.372
	走行時の最短車間時間	-.431†	-.364	-.372
	交差点Bでの停止時最短車間距離	-.587**	-.522*	-.448†
	区間Vの平均速度	-.189	-.208	-.219
	区間VIの平均速度	-.486*	-.271	-.656**
	交差点Eの平均速度	-.527*	-.323	-.877**
	走行時の平均車間距離	.184	.226	.067
比 (19名)	走行時の平均車間時間	.100	.184	-.022
	走行時の最短車間距離	.001	-.059	-.136
	走行時の最短車間時間	-.103	-.196	-.187
	交差点Bでの停止時最短車間距離	.479*	.521*	.484

†: $p<.1$, *: $p<.05$, **: $p<.01$

Table 2 安全態度と行動指標の相関

	感情高揚性	自己顕示性	攻撃性	非協調性	
65km/h (19名)	区間Vの平均速度	.371	.350	.152	.292
	区間VIの平均速度	.390	.428†	.209	.353
	交差点Eの平均速度	.380	.402†	.239	.376
	走行時の平均車間距離	.008	-.175	.260	-.017
	走行時の平均車間時間	.011	-.117	.283	.005
	走行時の最短車間距離	-.156	-.361	-.112	.089
	走行時の最短車間時間	-.269	-.422†	-.200	-.083
	交差点Bでの停止時最短車間距離	.040	.094	.141	.080
	区間Vの平均速度	.291	.666**	.275	.355
	区間VIの平均速度	.439†	.565*	.388	.400
40km/h (19名)	交差点Eの平均速度	.455*	.598**	.484*	.454†
	走行時の平均車間距離	-.489*	-.181	-.199	-.268
	走行時の平均車間時間	-.455†	-.329	-.228	-.398
	走行時の最短車間距離	-.086	-.262	.054	-.038
	走行時の最短車間時間	-.145	-.283	.059	-.130
	交差点Bでの停止時最短車間距離	-.169	.002	-.113	-.013
	区間Vの平均速度	.205	-.362	-.051	-.019
	区間VIの平均速度	-.087	-.364	-.162	-.133
	交差点Eの平均速度	-.078	-.383	-.214	-.175
	走行時の平均車間距離	.232	.029	.420†	.192
比 (19名)	走行時の平均車間時間	.197	.039	.403†	.181
	走行時の最短車間距離	-.208	-.179	-.192	-.119
	走行時の最短車間時間	-.204	-.202	-.245	-.108
	交差点Bでの停止時最短車間距離	.337	.289	.437†	.203

†: $p<.1$, *: $p<.05$, **: $p<.01$

また、安全態度との分析結果をTable 2に示す。前車速度が40km/hの条件では安全態度の悪いドライバーほど不安全な行動が生じており、先行車が左折した後に、より高速で走行することが示された。また、攻撃性の強いドライバーほど車間の比が大きい傾向があり、65km/hの先行車追従時に比べて40km/hの先行車追従時の車間距離や時間がリスクであることが示唆された。

4 総合論議

急ぐ必要が全くない実験室内にもかかわらず、低速の先行車を追従する際に車間を縮め、その後の区

間で速度を上げるドライバーが存在した。質問紙との相関分析の結果、そのような不安全行動は、安全態度や運転技能の自己評価と関連していることが示された。

ただし、不安全な態度をもつドライバーや過大評価傾向のドライバーにおける危険性は、65km/hの先行車追従時には明確でなかったことから、その関連性は単純ではないと推察される。40km/hの低速条件では、自身の思い通りの速度で走行できないことから、攻撃的運転が生じやすくなったと考えられる。つまり、過大な自己評価の悪影響は、フラストレーション等を含めた他の要因との相互作用によって増長される可能性が指摘できる。

また、本研究の結果に関して安全意識ベース運転行動スキーマモデルの観点から考えると、Fig. 3に再掲したモデル中の矢印①および②の仮説はいずれも支持された。また、安全態度が高いことと、自己評価が高いことは、行動指標に与える相関が全く逆であったことから、安全意識の構成要素について加筆した。交通安全を考える上では、普段の運転は安全であっても、状況次第では攻撃的運転が生じる可能性がある(①の段階には問題がなくとも②に問題があるケースもありうる)ことを理解しておく必要がある。

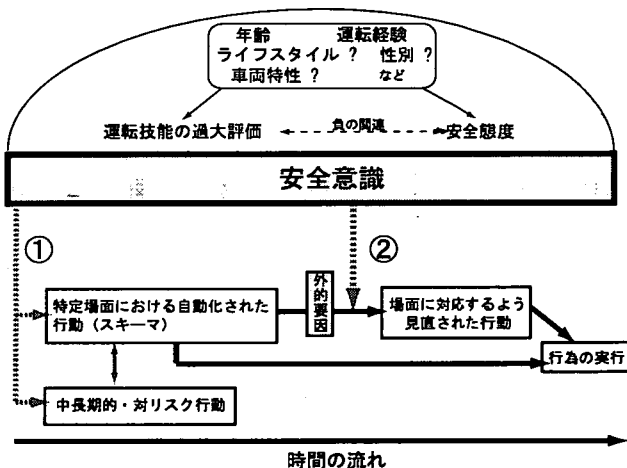


Fig. 3 安全意識ベース運転行動スキーマモデル(一部改)

5 今後の課題

本研究では、ドライバー個人がもつ攻撃性だけでなく、新たに「外的要因の変化を、安全の観点からどのように捉えて行動を変容させるかという感受性」も扱った。この「感受性」を表す指標としては、先述のように、差よりも比のほうが適当であると考えられる。

しかし比を用いても、外的要因変化前の安全水準に依存するため、意図した側面を測りきれていない可能性もある。比を用いた場合、65km/h条件での車間が6秒だったドライバーが40km/h条件で3秒になることと、4秒だったドライバーが2秒になることは、同一の行動変容となる。しかし速度比が同じ2になっても、前者のほうが感受性は高いと考えられるため、行動変容を表す係数の定義については更なる議論が必要である。

謝辞

本研究で使用した、過大評価度測定質問紙の開発に際して、大阪交通科学研究会より研究助成を受けました。ここに記して感謝の意を表します。

引用文献

- 1) Bureau of Transportation Statistics, 2000. Omnibus Household Transportation Results, August 2000. U.S. Dept. of Transport., Office of Statistical Programs, Washington, D.C.
- 2) Bureau of Transportation Statistics, 2005. *Journal of Transportation and Statistics*, U.S. Vol. 8, No. 3 U.S. Dept. of Transport.
- 3) Shinar, D. & Compton, R., 2004. Aggressive driving: an observational study of driver, vehicle, and situational variables. *Accid. Anal. Prev.* 36, 429-437.
- 4) Jonah, B. A., 1997. Sensation seeking and risky driving: a review and a synthesis of the literature. *Accid. Anal. Prev.* 29, 651-665.
- 5) Dejoy, D. M., 1992. An examination of gender differences in traffic accident risk perception. *Accid. Anal. Prev.* 24, 237-246.
- 6) Groeger, J. A. & Brown, I.D., 1989. Assessing one's own and others' driving ability: influence of sex, age, and experience. *Accid. Anal. Prev.* 21, 155-168.
- 7) Ellison, P. A., Govern, J. M., Petri, H. L., & Fingler, M. H., 1995. Anonymity and aggressive driving behavior: a field study. *J. Social Behav. Personal.* 10, 265-272.
- 8) Lajunen, T., Parker, D., & Summala, H., 1999. Does traffic congestion increase driver aggression? *Transport. Res. Part F* 2, 225-236.
- 9) Underwood, G., Chapman, P., Wright, S., & Crundall, D., 1999. Anger while driving. *Transport. Res. Part F* 2, 55-68.
- 10) Parker, D., Lajunen, T., & Summala, H., 2002. Anger and aggression among drivers in three European countries. *Accid. Anal. Prev.* 34, 229-236.
- 11) 中井宏・臼井伸之介, 2006. 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*, 32, 1-10.
- 12) 中井宏・臼井伸之介, 2007. 運転技能の過大評価傾向とドライバー特性の関連. *日本交通心理学会第72回大会発表論文集*, 15-18.
- 13) 大塚博保・鶴谷和子・藤田吾郎・市川和子, 1992. 安全運転態度検査 SAS592 の開発. *科警研報告交通編*, 33, 45-51.

2008.03.18

中央労働災害防止協会
労働安全衛生総合研究講演会

厚生労働科学研究費補助金研究事業（労働安全衛生総合研究事業）

交通労働災害防止のための 労働安全衛生管理手法の 高度化に関する研究

(独)労働安全衛生総合研究所
人間工学・リスク管理研究グループ
中村隆宏

研究実施体制

▶ 心理実験担当

・(独)労働安全衛生総合研究所

中村隆宏

・大阪大学大学院人間科学研究科

篠原一光、臼井伸之介

▶ 疫学調査担当

・(独)労働安全衛生総合研究所

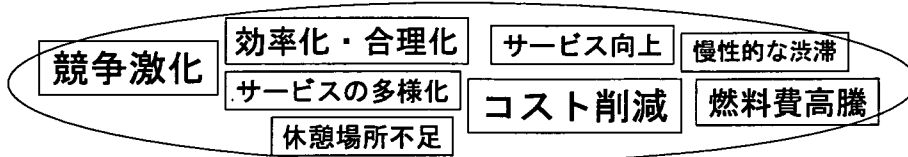
毛利一平、平田 衛、小川康恭

研究実施期間

▶ 平成17年度～平成19年度:3年間

研究の背景

激しい変化にさらされる運輸・運送業界
→従来の事故防止対策のみでは限界？



長時間勤務・過重労働→労働者の負担増

心理的・認知的負荷

- ・ 覚醒水準の低下
- ・ 注意の限界
- ・ 時間的圧迫
- ・ 失業不安
- ・ etc...

生理的負荷

- ・ 蓄積疲労
- ・ 慢性疲労
- ・ 健康状態の悪化
- ・ etc...

エラー発生→交通事故→重大災害

着眼点

- ・ ヒアリング調査・質問紙調査を通じて「現場の実態」を把握
- ・ 「どの様な条件において、事故を惹起するような運転パフォーマンスの低下が生じるのか」を、実験的手法によって客観的に把握



業界における急激な情勢変化に対応した
安全衛生管理手法について検討

