

平成 27 年度卒業論文

飲酒運転事故をめぐる法改正が飲酒運転及び
ひき逃げ事件に与える効果の分析

所属ゼミ 吉田ゼミ

学籍番号 1121100294

氏名 向井遼太郎

大阪府立大学

現代システム科学域 マネジメント学類

要約

現代社会の発展に伴い、人間社会では車が必要不可欠な存在となった。ところが文明の力とも言える車社会の発達が生み出した日本の経済発展を支えると同時に、飲酒運転という重大な社会問題を生み出してしまったのである。そのような状況において近年、飲酒運転に対する厳罰化が加速している。今までの法律では適用条件が厳しく、事故の遺族から法改正の声が出ていたものを受け止めた結果であると考えられる。その結果、一連の法改正はいずれも飲酒運転事故発生件数を減少させる効果はあった。しかし、飲酒運転に対する法改正があまりにも厳格化してしまったので、運転者がひき逃げをしてしまった場合に救護義務違反を怠り、その場を立ち去る方が得であるという、いわゆる「逃げ得」という状況が発生しやすくなった。そこで本論文では、運転免許欠格期間という新たな視点を含めた一連の法改正が、飲酒運転及びひき逃げ事件発生件数を減少させ、ひき逃げ事故発生件数を増加させた、という仮説のもと、コントロール変数で他の要因を抑えながら、重回帰分析を用いて実証分析を行った。その結果、一連の法改正により、飲酒運転事故及びひき逃げ事故を減少させることが統計的に有意に示された。しかし、引きに逃げ事故を増加させることは、統計的に有意に示すことができなかった。

今回の分析では、一連の法改正がひき逃げ事故を増加させることは示すことができなかった。しかし、先行研究では取り入れられなかった運転免許欠格期間の延長は、飲酒運転事故を減少させる効果があったことが新たに証明された。やはり飲酒運転による悲惨な交通事故が多発している近代の日本において、飲酒運転に対する厳罰化は必要不可欠であると言えるだろう。今後も飲酒運転撲滅の為に、さらなる厳罰化が望まれる。

目 次

第 1 章 序章

第 2 章 現状

2.1 飲酒運転をめぐる状況

2.2 一連の法改正の概要

2.2(1) 懲役刑と罰金刑

2.2(2) 運転免許の減点

2.2(3) 「逃げ得」の出現

第 3 章 先行研究とモデル分析

3.1 先行研究

3.2 酒酔い運転事故の分析

3.2(1) 検証する仮説及び推定モデル

3.2(2) 被説明変数及び説明変数

3.2(3) 推定結果

3.2(4) 考察

3.3 ひき逃げ事故の分析

3.3(1) 検証する仮説及び推定モデル

3.3(2) 被説明変数及び説明変数

3.3(3) 推定結果及び考察

3.3(4) 考察

第 4 章 分析結果から考察—法改正の是非

謝辞

参考文献

参考 HP

主なデータの出典

第1章 序章

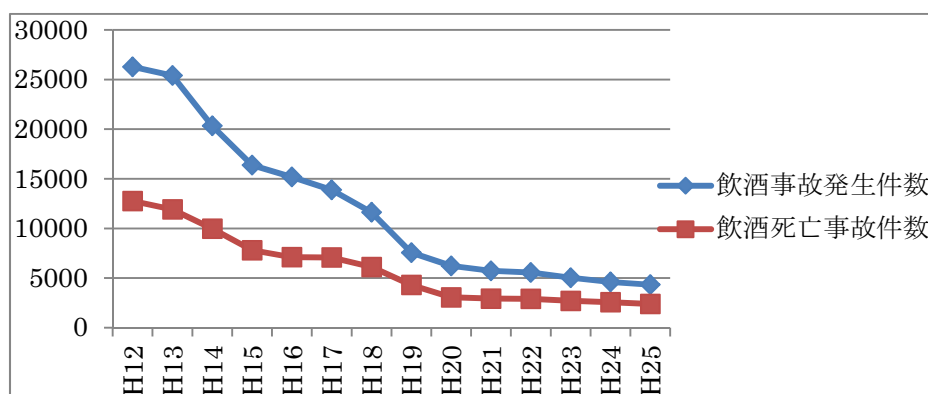
現代社会の発展に伴い、人間社会では車が必要不可欠な存在となった。ところが文明の力とも言える車社会の発達が生み出した日本の経済発展を支えると同時に、飲酒運転という重大な社会問題を生み出してしまったのである。そのような状況において近年、飲酒運転に対する厳罰化が加速している。今までの法律では適用条件が厳しく、事故の遺族から法改正の声が出ていたものを受け止めた結果であると考えられる。その結果、一連の法改正はいずれも飲酒運転事故発生件数を減少させる効果はあった。しかし、飲酒運転に対する法改正があまりにも厳格化してしまったので、運転者がひき逃げをしてしまった場合に救護義務違反を怠り、その場を立ち去る方が得であるという、いわゆる「逃げ得」という状況が発生しやすくなった。

そこで本論文では、一連の法改正が、飲酒運転発生事故件数及びひき逃げ事件件数に、どのような影響を与えたのかについて明らかにする為に、以下の構成に基づき論文を展開していく。第2章では、近年の飲酒運転事故発生件数及びひき逃げ事故発生件数の推移について取り上げる。そして飲酒運転の法改正について、実際にどのような法改正がされたのかということ詳しく調べる。さらに、運転免許欠格期間という先行研究では取り入れられてこなかった新しい視点を導入する為に、運転免許制度について詳しく調べる。また、これらの一連の法改正の厳格化により発生した「逃げ得」という状況について、実際の法改正が作り出した逃げた方が得な状況を、詳しく述べる。第3章では、それらの前提をもとにして、実際の法改正が飲酒運転事故やひき逃げ事件などに具体的にどのように影響したのかを明らかにする為に、平成18年から平成25年における都道府県のパネル・データを用いた重回帰分析により実証分析を行う。最後の第4章で、実証分析から得られた推定結果を元にして、法改正の是非と飲酒運転事故に対する日本の社会の在り方について考察し、今後の課題と謝辞を述べる。

第2章 現状

2.1 飲酒運転をめぐる状況

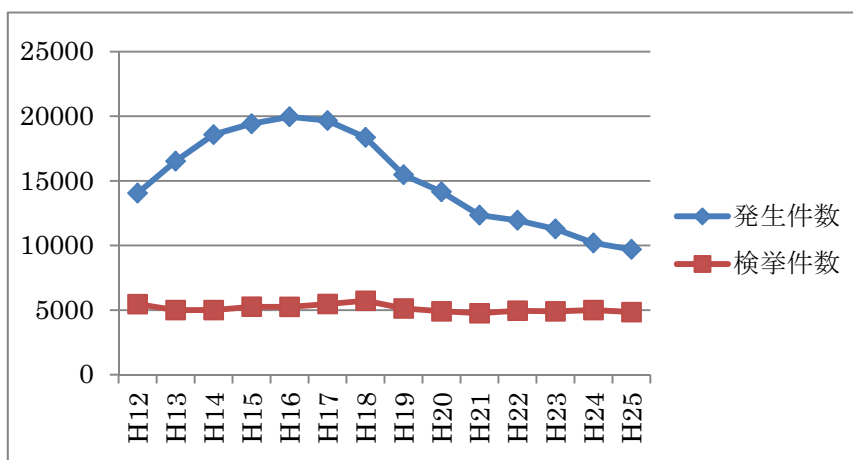
平成 12 年から平成 25 年までの原付以上運転者（第 1 当事者）の飲酒運転による交通事故発生件数の推移を表したものが、下図である。平成 12 年の 26,280 件をピークに、その後一貫して減少し続けている。



(出所) 内閣府「平成 26 年版交通安全白書」(16 頁)

図 1 原付以上運転者（第 1 当事者）の飲酒運転の事故発生件数の推移

また、平成 12 年から平成 26 年までのひき逃げ事件の発生件数及び検挙率の推移は、下図の通りである。ひき逃げ事件発生件数は、従来増加を続けていたが、平成 16 年をピークに減少に転じ、平成 25 年現在で 100,00 件を切る水準となった。



(出所) (財) 交通事故総合分析センター (平成 12～26 年)

図 2 ひき逃げ事件の発生件数・検挙件数

2.2 一連の法改正の概要

2.1 より、近年では飲酒運転事故が大きく減少していることが判明した。これには、飲酒運転法規制の厳罰化が大きく影響していると考えられる。

2.2(1) 懲役刑と罰金刑

近年における飲酒運転厳罰化に関する主な法改正の内容について、懲役刑と罰金刑の改正は以下の通りである。本節は三上（2010）から引用した。

①平成 13 年法律第 51 号 道路交通法改正（H13.6.20 公布／H14.6.1 施行）

- ・飲酒運転に対する罰則の引上げ

（酒酔い運転）2 年以下の懲役又は 10 万円以下の罰金

→3 年以下の懲役又は 50 万円以下の罰金

（酒気帯び運転）3 ヶ月以下の懲役又は 5 万円以下の罰金

→1 年以下の懲役又は 30 万円以下の罰金

（救護義務違反）3 年以下の懲役又は 20 万円以下の罰金

→5 年以下の懲役又は 50 万円以下の罰金

②平成 13 年法律第 138 号 刑法改正（H13.12.5 公布／H13.12.25 施行）

- ・危険運転致死傷罪の新設

（致死）1 年以上 15 年以下の懲役

（致傷）10 年以下の懲役

③平成 16 年第 90 号 道路交通法改正（H16.6.9 公布／H16.11.1 施行）

- ・飲酒運転検知拒否に対する罰則の引上げ

5 万円以下の罰金→30 万円以下の罰金

④平成 16 年法律第 156 号 刑法改正（H16.12.8 公布・H18.5.28 施行）

- ・危険運転致死傷罪の法定刑の引上げ

(致死) 1年以上 15年以下の懲役→1年以上 20年以下の懲役
(致傷) 10年以下の懲役→15年以下の懲役

⑤平成 18 年法律第 36 号 刑法等改正 (H18.5.8 公布/H18.5.28 施行)

- ・業務上過失致死傷罪の罰金刑の引上げ
5 年以下の懲役若しくは禁錮又は 50 万円以下の罰金
→5 年以下の懲役若しくは禁錮又は 100 万円以下の罰金

⑥平成 19 年法律第 54 号 刑法改正 (H19.5.23 公布/H19.6.12 施行)








- ・自動車運転過失致死傷罪の新設
7 年以下の懲役若しくは禁錮又は 100 万円以下の罰金
- ・危険運転致死傷罪の適用範囲の拡大
四輪以上の自動車→自動車 (原動機付自転車や自動二輪車にも拡大)

⑦平成 19 年法律第 90 号 道路交通法改正 (H19.6.20 公布/H19.9.19 施行)

- ・飲酒運転に対する罰則の引上げ
(酒酔い運転) 3 年以下の懲役又は 50 万円以下の罰金
→5 年以下の懲役又は 100 万円以下の罰金
(酒気帯び運転) 1 年以下の懲役又は 30 万円以下の罰金
→3 年以下の懲役又は 50 万円以下の罰金
(救護義務違反) 5 年以下の懲役又は 50 万円以下の罰金
→10 年以下の懲役又は 100 万円以下の罰金
- ・飲酒運転検知拒否に対する罰則の引上げ
30 万円以下の罰金→3 ヶ月以下の懲役又は 50 万円以下の罰金
- ・飲酒運転幫助行為に対する罰則の整備
(車両等提供) 5 年以下の懲役又は 100 万円以下の罰金
(酒類提供) 3 年以下の懲役又は 50 万円以下の罰金
(要求・依頼しての同乗) 3 年以下の懲役又は 50 万円以下の罰金

表 1 にこれらの一連の法改正を示した。

表 1 一連の法改正の概要

		平成 13 年改正前	平成 13 年改正	平成 16 年改正	平成 19 年改正	
道 路 交 通 法 改 正	酒酔い運転	懲役 2 年 罰金 10 万円	懲役 3 年 罰金 50 万円		懲役 5 年 罰金 100 万円	
	酒気帯び運転	懲役 3 月 罰金 5 万円	懲役 1 年 罰金 30 万円		懲役 3 年 罰金 50 万円	
	飲酒検知拒否	(なし) 罰金 5 万円		罰金 30 万円	懲役 3 月 罰金 50 万円	
	救護義務違反	懲役 3 年 罰金 20 万円	懲役 5 年 罰金 50 万円		懲役 10 年 罰金 100 万円	
	周辺者への罰則	(なし)				【新設】 車両等提供罪
刑 法 改 正	業務上過失致死傷罪	懲役 5 年 罰金 50 万円				【新設】 自動車運転過失致死傷罪 懲役 7 年 罰金 100 万円
	危険運転致死傷罪	(なし)	【新設】 危険運転致死傷罪 (致死)懲役 15 年 (致傷)懲役 10 年	(致死)懲役 20 年 (致傷)懲役 15 年		

(出所) 三上 (2010、5 頁)

表 1 より、平成 13 年、平成 16 年、平成 19 年のいずれの年も、懲役刑および罰金刑の上限の引き上げが行われたことが分かる。

2.2(2) 運転免許の減点

さらに、飲酒運転事故による運転免許の減点について法改正がなされたことにも注目したい。一連の法改正は以下の通りである。

①平成 14 年道路交通法改正（H14.6.1 施行）

- ・飲酒運転に対する減点の引上げ

（酒気帯び運転）0.15mg～：0点→0.15mg～：6点

0.25mg～：6点→0.25mg～：13点

（救護義務違反）10点→23点

①平成 19 年道路交通法改正（H21.6.1 施行）

- ・飲酒運転に対する減点の引上げ

（酒気帯び運転）0.15mg～：6点→0.15mg～：13点

0.25mg～：6点→0.25mg～：13点

（救護義務違反）23点→35点

飲酒運転に対する運転免許の減点を強化することによって、運転免許欠格期間が長くなる。このことが運転者に対して飲酒運転をさせないためのインセンティブになるはずである。以下に運転免許の点数と取消及び欠格期間との関係、そして一連の法改正によって飲酒運転事故を起こした際に運転免許欠格期間が改正前と改正後でどのように変化するかを以下に示す。

①免許停止・取消と点数の関係

運転免許停止、運転免許取り消しと点数の関係についてまとめた表を以下に示す。回数は飲酒運転で検挙または事故を起こした場合に、その時点で過去に運転で違反を起こした回数である。点数は運転免許減点の点数を示す。前歴がない（0回）の場合は15点以上で免許取消であり、1回の場合は10点、2回の場合は5点、3回以上の場合は4点で取消である。表にある数字は運転免許取消は免れるものの、運転免許停止に該当する者が免許を一時的にはく奪され

る日数である。法改正の効果をより明確にするため今回は罪意識の薄い前歴が一回以上ある常習者は除いて、前歴のない違反者を対象にして話を進めていきたい。

表 2 免許停止・取消と点数の関係

	2点	3点	4点	5点	6点	7点	8点	9点	10点	11点	12点	13点	14点
0回					30			60			90		
1回			60		90		120		取消				
2回	90	120	150	取消									
3回	120	150	取消										
4回	150	180	取消										

②運転免許欠格期間

運転免許欠格期間について、以下の表（次ページに掲載）にまとめた。運転免許欠格期間とは運転免許が取り消された後にその後再び免許を取得するまでに設けられた免許取得禁止期間である。①より、前歴のない者が違反行為を行った場合には15点以上で運転免許取り消しとなり、以降再取得するまでの運転免許欠格期間が設けられる。

表 3 運転免許欠格期間

欠格期間	前歴なし
10年	70点～
9年	65～69点
8年	60～64点
7年	55～59点
6年	50～54点
5年	45～49点
4年	40～44点
3年	35～39点
2年	25～34点
1年	15～24点

③ 特定違反行為に対する減点

特定違反行為と運転免許の減点される点数との関係について、以下の表にまとめた。特定違反行為とは悪質・危険な行為のことを指し、運転傷害・殺人、危険運転致死、危険運転致傷、酒酔い運転・麻薬等運転及び救護義務違反が該当する。表 4 より、一連の法改正の中でどの特定違反行為も、減点される点数が引き上げられたことは明らかである。

表 4 特定違反行為に対する減点

		H14年改正前	H14年改正後	H21年改正後
救護義務違反		10点	23点	35点
酒気帯び	0.15mg～	0点	6点	13点
	0.25mg～	6点	13点	25点
酒酔い		15点	25点	35点
死亡事故		13点	20点	20点
傷害事故		9点	13点	13点

④一連の法改正における運転免許欠格期間の変遷

②と③の関係より、一連の法改正における運転免許欠格期間の変遷について以下の表にまとめた。

表 5 は救護義務違反を怠った（＝ひき逃げをした）場合に科せられる免許取消からの運転免許再取得禁止期間（＝免許欠格期間）である。表 5 より、一連の法改正の中でどの特定違反行為も、欠格期間が延長されたことは明らかである。

表 5 ひき逃げをした場合に科せられる免許欠格期間

救護義務違反を怠った（＝ひき逃げをした） 場合	H14 年改正前	H14 年改正後	H21 年改正後
ひき逃げ事故（救護義務違反）	60 日免停	2 年	3 年
ひき逃げ死亡事故	1 年	4 年	7 年
ひき逃げ傷害事故	1 年	3 年	5 年
酒酔いひき逃げ死亡事故	3 年	9 年	10 年
酒気帯びひき逃げ死亡事故（0.25mg～）	2 年	7 年	10 年
酒気帯びひき逃げ死亡事故（0.15～0.25mg）	1 年	5 年	9 年
酒酔いひき逃げ傷害事故	2 年	8 年	10 年
酒気帯びひき逃げ傷害事故（0.25mg～）	2 年	5 年	10 年
酒気帯びひき逃げ傷害事故（0.15～0.25mg）	1 年	4 年	8 年

一方、表 6 は、救護義務違反を怠らずに運転者が被害者の救護を行なった場合に科せられる運転免許取消からの免許再取得禁止期間（＝免許欠格期間）である。

表 6 ひき逃げをしなかった場合に科せられる免許欠格期間

救護義務違反を怠らなかった（＝ひき逃げをしなかった）場合	H14 年改正前	H14 年改正後	H21 年改正後
死亡事故	90 日免停	1 年	1 年
傷害事故	60 日免停	90 日免停	90 日免停
酒酔い死亡事故	2 年	5 年	7 年
酒気帯び死亡事故（0.25mg～）	1 年	2 年	5 年
酒気帯び死亡事故（0.15～0.25mg）	90 日免停	2 年	2 年
酒酔い傷害事故	1 年	3 年	5 年
酒気帯び傷害事故（0.25mg～）	1 年	2 年	3 年
酒気帯び傷害事故（0.15～0.25mg）	60 日免停	1 年	2 年

以上の二つの表より、運転者が被害者の救護をした場合に比べて、救護をしなかった場合に科せられる運転免許欠格期間が長くなることが明らかになり、この平成 21 年の法改正が間接的ではあるが潜在的な飲酒運転者に対して、飲酒運転を行わないためのインセンティブになるとと思われる。

2.2(3)「逃げ得」の出現

飲酒運転により死傷事故を起こした際において、ひき逃げをした場合とひき逃げをせず被害者を救護した場合に課せられる刑罰(懲役刑と罰金刑)について比較する。救護の有無に関わりなく被害者がいずれ死亡したであろう場合において最も重い刑罰が課せられた場合の刑罰をまとめたものが下図である。下図は三上（2010、5 頁）から引用した。

表 7 ひき逃げの有無による懲役刑の上限の比較

	平成 13 年改正前	平成 13 年改正	平成 16 年改正	平成 19 年改正
ひき逃げせず救護 (致死+飲酒)	業務上過失致死罪 +酒酔い運転の罪	危険運転致死罪	(左に同じ)	(左に同じ)
	懲役 7 年	懲役 15 年	懲役 20 年	懲役 20 年
ひき逃げ (致死+ひき逃げ)	業務上過失致死罪 +救護義務違反	(左に同じ)	(左に同じ)	自動車運転過失 致死傷罪+救護義 務違反
	懲役 7 年 6 ヶ月	懲役 7 年 6 ヶ月	懲役 7 年 6 ヶ月	懲役 15 年

(出所) 三上(2010、5頁)

表 7 より、最も重い刑罰が科される場合を判断基準とすると、平成 13 年前はひき逃げをしない方が得であるが、平成 13 年以降はひき逃げをすれば刑罰が軽くなるといういわゆる「逃げ得」の状況が出現しているのである。

第 3 章 先行研究とモデル分析

3-1. 先行研究

飲酒運転による法改正の厳罰化について、統計的手法により分析を行った研究として、①生田(2006)②白石・萩田(2007)③真殿(2008)④三上(2010)が挙げられる。①②③とも、平成 13 年の法改正による飲酒運転事故に対する効果について分析している。そして、平成 13 年、16 年、19 年の一連の法改正について飲酒運転事故のみならずひき逃げ事件の発生にも着目してその効果を本質的に検証した研究が、④である。今回分析に使用するモデルは三上(2010)のモデルを参考にした。三上(2010)は平成 13 年、平成 16 年、平成 19 年の一連の法改正の中で、各年の改正が飲酒運転事故や酒気帯び・酒酔い事故発生

件数にどのように影響したのかを明らかにした上で、ひき逃げ事件発生件数にもどのように影響したのかを明らかにして、いわゆる「逃げ得」解消のための提案を行っていた。

今回私は三上（2010）が注目していなかった運転免許の減点という観点を取り入れてモデル分析を行う。具体的には特定義務違反に対して運転免許減点の点数が引き上げられた平成 21 年の法改正をダミー変数に設定し、分析に取り入れることで平成 21 年の法改正が、飲酒運転及びひき逃げ事故発生件数に与えた影響も考察する。本節では懲役刑・罰金刑で最も重い罰が課される平成 19 年改正と運転免許欠格期間が最も長くなった平成 21 年改正について「平成 19 年改正及び平成 21 年改正は、酒酔い運転事故及びひき逃げ事故を減少させ、ひき逃げ事故を増加させている」という仮説のもと、平成 18 年から平成 25 年までの都道府県別パネル・データーを用いて実証分析を行う。

3.2 酒酔い運転事故の分析

3.2(1) 検証する仮説及び推定モデル

まず、酒酔い運転事故発生件数に与える影響を明らかにする為、次のモデル（次ページに掲載）を推計する。本分析で用いるモデルは、三上（2010）に倣い、以下のように設定した。ただし、当該モデルは三上（2010）では考慮されていなかった運転免許欠格期間の延長が酒酔い運転事故発生件数に与える効果を観るために、説明変数として平成 21 年の法改正ダミーと、運転免許欠格期間の年数を加えたモデルとなっている。

$$(a) \ln(\text{酒酔い事故発生件数}) = \alpha_1 + \beta_1 Dh19 + \beta_2 Dh21 + \beta_3 X_{1it} + u_{1i} + \varepsilon_{1it}$$

$$(b) \ln(\text{酒酔い事故発生件数}) = \alpha_2 + \beta_4 P1t + \beta_5 P2t + \beta_6 P3t + \beta_7 X_{2it} + u_{2i} + \varepsilon_{2it}$$

α_1 、 α_2 ：定数項

$\beta_1 \sim \beta_7$ ：パラメータ

Dh19:平成 19 年改正ダミー Dh21:平成 21 年改正ダミー

P1:酒酔い運転罪の懲役刑 P2:酒酔い運転罪の罰金刑 P3:酒酔い運転罪の

免許欠格期間

X_1 、 X_2 :コントロール変数

u_1 、 u_2 :固有効果

ε_1 、 ε_2 :誤差項

i :都道府県($i=1,2,3,\dots,47$)

t :年($t=2006,2007,2008,\dots,2013$)

(a)では、法改正ダミーによってその酒酔い事故発生件数に対する効果を捉えようとするものである。(b)では、具体的にそれぞれの刑罰がどれほど飲酒運転事故の抑制効果を有しているかを明らかにしようとするものである。

都道府県のパネル・データを用いた本分析では、都道府県ごとの観測不可能な固有の要素が存在することが考えられるから、固定効果モデル、変量効果モデルの利用を考慮する。なお、固定効果モデルとは、観測不可能な個体固有の効果と説明変数が相関していることを仮定したモデルである。変量効果モデルとは、観測不可能な個体固有の効果と説明変数が相関していないことを仮定したモデルである。また、固有要素の存在が認められない場合には、プーリング・モデルを採用し、通常最小二乗法(OLS)による推定を行う。(a)と(b)を推定する際に、上述のどのモデルがふさわしいのかを判断するために、F検定、プロイシュ・ペーガン検定、ハウスマン検定を行う。プーリング・モデルと固定効果モデルの選択は、F検定により決定する。プーリング・モデルと変量効果モデルの選択は、プロイシュ・ペーガン検定により決定する。固定効果モデルと変量効果モデルの選択は、ハウスマン検定により決定する。以上の検定結果から導き出された最適なモデルにより、考察を行う。

3.2(2) 被説明変数及び説明変数

①被説明変数 I : \ln (酒酔い事故発生件数)

(a)のモデルにおいて、各都道府県における原付以上運転者(第1当事者)の酒酔い事故発生件数の対数値を説明変数とした。データは、(財)交通事故総合センター「交通事故統計年報」中「法令違反別発生件数(第1当事者)」を

利用した。

④法改正ダミー（平成 19 年改正ダミー、平成 21 年改正ダミー）

19 年改正ダミーは平成 20 年以降については 1 を、それ以外の期間については 0 をとるダミー変数である。21 年改正ダミーは平成 22 年については 1 を、それ以外の期間については 0 をとるダミー変数である。予想される符号はいずれも負である。

⑤刑罰（酒酔い運転の罪の懲役刑、酒酔い運転の罪の罰金刑、酒酔い運転による死亡事故の運転免許欠格期間）

刑罰のうち、特に影響が大きいと考えられる酒酔い運転の罪の懲役刑・罰金刑、そして酒酔い運転により死亡事故を起こした場合の運転免許欠格期間を説明変数とした（いずれも上限値、なお、懲役刑の単位は年、罰金刑の単位は 10 万円である）。予想される符号はいずれも負である。

⑥コントロール変数Ⅰ：ln（人口）

人口の増減に伴う交通事故発生件数の変化を表す指標として、各都道府県における人口（単位：千人）の対数値を用いた。予想される符号は正である。データは、総務省統計局「人口推計年報」を利用した。

⑦コントロール変数Ⅱ：ln（人口千人当たりの自動車保有台数）

自動車の必要性を表す指標として、各都道府県における人口千人当たりの自動車保有台数の対数値を用いた。予想される符号は正である。自動車保有台数のデータは、自動車検査登録情報協会「自動車保有台数統計データ」中「都道府県別・車種別自動車保有台数表」を利用し、これを人口で割ることにより算出した。

⑧コントロール変数Ⅲ：ln（可住地面積当たりの人口密度）

交通事故遭遇要因の 1 つとして、各都道府県における可住地面積 1 平方キロメートル当たりの人口密度の対数値を用いた。予想される符号は正である。デ

ータは、総務省統計局「社会生活統計指標—都道府県の指標—」を利用した。

⑨コントロール変数Ⅳ：ln（成人1人当たりのアルコール消費量）

飲酒の機会や頻度を表す指標として、各都道府県における成人1人当たりのアルコール消費量の対数値を用いた。予想される符号は正である。データは、国税庁発表の「酒税課税関係等状況表」中「酒類販売（消費）数量等表（都道府県別）」を利用した。

⑩コントロール変数Ⅴ：ln（前期飲酒運転取締件数）

警察による飲酒運転の取締りの厳しさを示す指標として、各都道府県における前期飲酒運転取締件数の対数値を用いた。前期のデータを用いたのは、飲酒運転事故が多発しているほど取締りを厳しくすることが考えられることを踏まえ、同時性の問題を緩和するためである。予想される符号は負である。データは、(財)交通事故総合センター「交通事故統計年報」中「都道府県（方面）別・違反行為別取締状況（車両等の違反）」を利用した。

⑪コントロール変数Ⅵ：ln（駅数）

公共交通の発達度を表す指標として、各都道府県における鉄道の駅数の対数値を用いた。公共交通が発達しているほど自動車を利用する機会・頻度が少ないと考えられるため、予想される符号は負である。データは、(財)運輸政策研究機構「地域交通年報」を利用した。なお平成24年と平成25年のデータについては、平成18年から平成23年までのデータから伸び率を算出し、概算を用いた。

⑫コントロール変数Ⅶ：ln（代行運転業者数）

代行運転の発達度を表す指標として、各都道府県における代行運転業者数の対数値を用いた。外食産業における酒類の提供は、飲酒運転の原因の1つにもなっていると指摘されているが、代行運転が発達していれば、飲酒運転をやめて代行運転を依頼するという選択肢が増えるため、飲酒運転事故を起こす機会が減少すると考えられる。予想される符号は負である。データは、警察庁に対

する情報公開請求により取得した。これらの変数の基本統計量は次の通りである。

表 8 基本統計量

	Obs	Mean	Std.Dev.	Min	Max
ln (酒酔い事故発生件数)	376	1.511	0.976	0.000	3.784
平成 19 年改正ダミー	376	0.750	0.433	0.000	1.000
平成 21 年改正ダミー	376	0.500	0.501	0.000	1.000
酒酔い運転罪の懲役刑	376	20.000	0.000	20.000	20.000
酒酔い運転罪の罰金刑	376	93.750	16.558	50.000	100.000
酒酔い運転罪の免許欠格期間	376	6.000	1.000	5.000	7.000
ln (人口)	376	4.841	0.975	0.000	5.855
ln (人口千人当たりの自動車保有台数)	376	6.545	0.362	4.990	8.020
ln (可住地面積当たりの人口密度)	376	4.926	0.970	0.000	5.919
ln (成人 1 人当たりのアルコール消費量)	376	4.392	0.129	4.135	4.843
ln (前期飲酒運転取締件数)	376	4.717	0.984	0.000	5.743
ln (駅数)	376	5.108	0.672	2.708	6.659
ln (代行運転業者数)	376	4.948	0.672	2.773	6.568

3.2(3) 推定結果

モデル(a)(b)の推定結果をそれぞれ表 9 と表 10 に掲げる。

(1) モデル (a) の推定結果

推定モデルの選択を以下のとおり実施した。まず、固定効果モデルとプーリング・モデル間の選択を、F 検定により実施した。当該検定における帰無仮説 (H_0) は以下のとおりである。

H_0 : 全個体の個体固有効果は同じである。

当該検定において、F 検定統計量は 11.05 となり、分子の自由度 46、分母の自由度 281 における 5% 臨界値の値である 1.46 を大幅に超え、P 値はほぼ 0 であった。そのため、帰無仮説は棄却され、固定効果モデルが選択された。次に、変量効果モデルとプーリング・モデル間の選択を、ブロイシュ・ペーガン検定により実施した。当該検定における帰無仮説 (H_0) は以下のとおりである。

H_0 : 個体固有効果の分散はゼロである。

当該検定において、カイ二乗検定統計量の値は 297.58 となり、自由度 1 における 5% 臨界値の値である 3.84 を大幅に超え、P 値はほぼ 0 であった。そのため、帰無仮説が棄却されて、変量効果モデルが選択された。最後に、固定効果モデルと変量モデル間の選択を、ハウスマン検定により実施した。当該検定における帰無仮説 (H_0) は以下のとおりである。

H_0 : 説明変数と個体固有効果との間に相関はない。

当該検定において、カイ二乗検定統計量の値は 36.08 となり、自由度 8 における 5% 臨界値の値である 15.51 を大幅に超え、P 値はほぼ 0 であった。そのため、帰無仮説が棄却されて、固定効果モデルが選択された。

以上より、モデル(a)では固定効果モデルの結果に基づき分析を行う。

表 9 (a)の分析結果

	係数	標準誤差	t 値	P 値	
切片	60.8191	18.0062	3.3782	0.0010	***
19 年改正ダミー	-0.2484	0.1112	-2.2324	0.0262	**
21 年改正ダミー	-0.3483	0.0893	-3.9331	0.0001	***
ln (人口)	0.0501	0.1091	0.4612	0.6454	
ln (人口千人当たり自動車保有台数)	-5.4562	2.5204	-2.1664	0.0312	**
ln (可住地面積当たりの人口密度)	-0.0963	0.2402	-0.4000	0.6901	
ln (成人一人当たりアルコール消費量)	-1.6904	0.8001	-2.1132	0.0352	**
ln (前期飲酒運転取締件数)	-0.0361	0.0911	-0.3983	0.6910	
ln (駅数)	-2.718	1.2443	-2.1834	0.0300	**
ln (運転代行業者数)	-0.2932	0.3064	-0.9600	0.3381	

注：***=1%有意、**=5%有意、*=10%有意。

(2) モデル (b) の推定結果

推定モデルの選択を、モデル (a) の推定結果の項における手順と同様に以下のとおり実施した。まず、固定効果モデルとプーリング・モデル間の選択を、F 検定により実施した。当該検定において、F 検定統計量は 11.14 となり、分子の自由度 46、分母の自由度 281 における 5% 臨界値の値である 1.46 を大幅に超え、P 値はほぼ 0 であった。そのため、帰無仮説は棄却され、固定効果モデルが選択された。次に、変量効果モデルとプーリング・モデル間の選択を、ブロイシュ・ペーガン検定により実施した。当該検定において、カイ二乗検定統計量の値は 297.56 となり、自由度 1 における 5% 臨界値の値である 3.84 を大幅に超え、P 値はほぼ 0 であった。そのため、帰無仮説が棄却されて、変量効果モデルが選択された。最後に、固定効果モデルと変量モデル間の選択を、ハウスマン検定により実施した。当該検定において、カイ二乗検定統計量の値は 37.63 となり、自由度 8 における 5% 臨界値の値である 15.51 を大幅に超え、P 値はほぼ 0 であった。そのため、帰無仮説が棄却されて、固定効果モデルが選択された。

以上より、モデル(b)では固定効果モデルの結果に基づき分析を行う。

表 10 (b)の分析結果

	係数	標準誤差	t 値	P 値	
切片	62.8582	17.8221	3.5274	0.0004	***
懲役刑	-0.1243	0.0564	-2.2343	0.0262	**
運転免許欠格期間	-1.0361	0.2632	-3.9331	0.0001	***
ln (人口)	0.0500	0.1091	0.4614	0.6454	
ln (人口千人当たり自動車保有台数)	-5.4562	2.5193	-2.1663	0.0312	**
ln (可住地面積当たりの人口密度)	-0.0961	0.2401	-0.4000	0.6901	
ln (成人一人当たりアルコール消費量)	-1.6912	0.8000	-2.1134	0.0354	**
ln (前期飲酒運転取締件数)	-0.0361	0.0913	-0.3983	0.6912	
ln (駅数)	-2.718	1.245	-2.184	0.030	**
ln (運転代行業者数)	-0.293	0.306	-0.960	0.338	

注: ***=1%有意、**=5%有意、*=10%有意。

3.2(4) 考察

モデル (a) の推定の結果、平成 19 年改正ダミー及び平成 21 年改正ダミーの係数の符号は、それぞれ 5% 及び 1% の水準で統計的に有意に負であった。これより、平成 19 年の法改正 (懲役刑と罰金刑) 及び平成 21 年の法改正 (運転免許欠格期間) が酒酔い運転事故の発生件数を減少させることが示された。

モデル (b) の推定の結果、懲役刑、罰金刑及び運転免許欠格期間の係数の符号は、それぞれ 5% 及び 1% の水準で統計的に有意に負であった。また、罰金刑の係数は懲役刑と正確な共線性を持つがゆえに、この推定では計測することができなかった。そこで、新たに罰金刑と運転免許欠格期間を被説明変数として推定し直した結果、罰金刑の係数は予想した通りにマイナスの値 (-0.00496277) となり、5% の値で統計的に有意に負であった。これより、懲役刑、罰金刑及び運転免許欠格期間の刑罰の上限の引き上げが、酒酔い運転事故の発生件数を減少させることも示された。

3.3 ひき逃げ事件に関するモデル分析

3.3(1) 検証する仮説及び推定モデル

厳罰化がひき逃げ事件発生件数に与える影響を明らかにする為、次のモデルを推計する。本分析で用いるモデルは、三上（2010）に倣い、以下のように設定した。ただし、当該モデルは三上（2010）では考慮されていなかった運転免許欠格期間の延長が酒酔い運転事故発生件数に与える効果を観るために、説明変数として平成 21 年の法改正ダミーと、運転免許欠格期間の年数、さらに運転免許欠格期間におけるひき逃げの有無による刑罰の差分を加えたモデルとなっている。

$$(c) \ln(\text{ひき逃げ事件発生件数}) = \alpha_3 + \beta_8 Dh19 + \beta_9 Dh21 + \beta_{10} X_{3it} + u_{3i} + \varepsilon_{3it}$$

$$(d) \ln(\text{ひき逃げ事件発生件数}) = \alpha_4 + \beta_{11} P1t + \beta_{12} P2t + \beta_{13} P3t + \beta_{14} X_{4it} + u_{4i} + \varepsilon_{4it}$$

$$(e) \ln(\text{ひき逃げ事件発生件数}) = \alpha_5 + \beta_{15} keibatusa1t + \beta_{16} keibatusa2t + \beta_{17} X_{5it} + u_{5i} + \varepsilon_{5it}$$

$\alpha_4 \sim \alpha_6$: 定数項

$\beta_{18} \sim \beta_{117}$: パラメータ

Dh19:平成 19 年改正ダミー Dh21:平成 19 年改正ダミー

P1:酒酔い運転罪の懲役刑 P2:酒酔い運転罪の罰金刑

P3:酒酔い運転罪の免許欠格期間

keibatusa1:ひき逃げの有無による刑罰の差分（懲役刑）

keibatusa2:ひき逃げの有無による刑罰の差分（運転免許欠格期間）

X3~X5:コントロール変数

U3~U5:固有効果

$\varepsilon_3 \sim \varepsilon_5$: 誤差項

i:都道府県(i=1,2,3,...,47)

t:年(t=2006,2007,2008,...,2013)

(c)のモデルは、法改正ダミーによってひき逃げ事故発生件数に対する効果を捉えようとするものである。(d)のモデルは、具体的にそれぞれの刑罰がどれほどひき逃げ事故の抑制効果を有しているかを明らかにしようとするものである。(e)のモデルは、ひき逃げの有無による刑罰の差分によりひき逃げ事件発生件数に与える影響を捉えようとするものである。

それぞれ最小二乗法(OLS)により推定を行うが、都道府県ごとの観測不可能な固有の要素が存在することが考えられるから、必要に応じて固定効果モデル又は変量効果モデルにより推定する。モデルの説明・選択方法は3.2(1) 検証する仮説及び推定モデルと同様にして行う

3.3(2) 被説明変数及び説明変数

①被説明変数：ln（ひき逃げ事件発生件数）

ひき逃げ事件の中には飲酒を動機とするもののほか、無免許などその他の理由を動機とするものも含まれるが、被疑者が逮捕されていない場合におけるひき逃げ事件の動機を把握することは不可能であること、また逮捕されている場合であってもドライバーが虚偽の供述をする可能性も大いにあり得ることから、本来用いるべき「飲酒を動機とするひき逃げ事件発生件数」の実際の数把握することができない。そこで、各都道府県におけるひき逃げ事件発生件数の対数値を用いることとした。データは、(財)交通事故総合分析センター「交通事故統計年報」中「都道府県(方面)別ひき逃げ事件発生・検挙状況」を利用した。

②法改正ダミー（平成19年改正ダミー、平成21年改正ダミー）

ダミーのとり方については、飲酒運転事故の分析と同様である。係数の符号は、いずれも負をとることが予想される。

③刑罰（危険運転致死傷罪の懲役刑・罰金刑、ひき逃げ死亡事故による死亡事故の運転免許欠格期間）

酒酔い運転に関するモデルの刑罰と同様に、ひき逃げ事件に関する罪を説明変数に設定した。予想される符号はいずれも負である。

④刑罰差（ひき逃げの有無による刑罰の差分 懲役刑と運転免許欠格期間）

「逃げ得」であればあるほど、ひき逃げのインセンティブが高まると考えられることから、その刑罰の差分がひき逃げ事件発生件数に与える影響を明らかにするため、ひき逃げの有無による刑罰の差分を用いた分析も行った。具体的な算出方法は、ひき逃げによりアルコールの検知を逃れた場合に科され得る最も重い懲役刑の年数から、ひき逃げによりアルコールの検知から逃れた場合に科され得る最も重い懲役刑の年数を減ずることにより算出した。運転免許欠格期間についても同様の方法で算出した。予想される符号はいずれも正である。

⑤コントロール変数Ⅰ～Ⅲ： $\ln(\text{人口})$ 、 $\ln(\text{人口千人当たりの自動車保有台数})$ 、 $\ln(\text{可住地面積当たりの人口密度})$ 、 $\ln(\text{成人一人当たりのアルコール消費量})$ 、 $\ln(\text{前期飲酒運転取締件数})$

飲酒運転に関するモデルと同様である。

⑥コントロール変数Ⅳ： $\ln(\text{ひき逃げ事件検挙率})$

警察のひき逃げ事件の取締りの厳しさを表す指標として、各都道府県におけるひき逃げ事件検挙率を用いた。予想される符号は負である。

⑦コントロール変数Ⅵ： $\ln(\text{運転免許保有者に占める男性の割合})$

各都道府県における運転免許保有者に占める男性の割合を説明変数に加えた。これは、飲酒運転事故を起こすことによって失うものが多い者のほうがひき逃げを起こすインセンティブが大きいと考えられるところ、現代においては女性の社会進出が進展しているものの、今なお男性の社会や家庭における役割・責任がより大きい傾向にあるのではないかと考えたためである。予想される符号は正である。データは、警察庁交通局運転免許課「運転免許統計 補足資料」を利用し、男性の運転免許保有者数を運転免許保有者数の合計値で除することにより求めた。

⑧コントロール変数Ⅶ：ln(交通事故発生件数に占める夜間事故の割合)

夜間は人目につきにくく、ひき逃げを起こしやすい状況であると考えられることから、各都道府県における交通事故発生件数に占める夜間事故の割合を用いた。予想される符号は正である。夜間事故の発生件数についてのデータは、(財)交通事故総合分析センター「交通事故統計年報」中「曜日別・昼夜別発生件数」を用い、これを交通事故発生件数で除することにより求めた。

これらの基本統計量は以下の通りである。

表 11 基本統計量

	Obs	Mean	Std.Dev.	Min	Max
ln(ひき逃げ事件発生件数)	376	4.264	0.985	0.000	5.400
平成19年改正ダミー	376	0.750	0.434	0.000	1.000
平成21年改正ダミー	376	0.5000	0.501	0.000	1.000
救護義務違反の懲役刑	376	8.750	0.248	5.000	10.000
救護義務違反の罰金刑	376	87.500	0.248	50.000	100.000
ひき逃げ死亡事故の免許欠格期間	376	6.000	1.000	4.000	7.000
刑罰差(懲役刑)	376	6.875	3.252	5.000	12.500
刑罰差(免許欠格期間)	376	3.500	0.500	3.000	4.000
ln(人口)	376	4.841	0.975	0.000	5.855
ln(人口千人当たりの自動車保有台数)	376	6.545	0.362	4.990	8.020
ln(可住地面積当たりの人口密度)	376	4.926	0.970	0.000	5.919
ln(成人1人当たりアルコール消費量)	376	4.392	0.129	4.135	4.843
ln(前期飲酒運転者取締件数)	376	4.717	0.984	0.000	5.743
ln(ひき逃げ事件検挙率)	376	3.988	0.393	2.632	4.760
ln(運転免許保有者に占める男性の割合)	376	0.595	0.030	0.476	0.710
ln(交通事故発生件数に占める夜間事故の割合)	376	0.361	0.111	0.127	0.835

3.3(3) 推定結果

モデル(c)(d)(e)の推定結果をそれぞれ表 4 から 6 で示す。

(3) モデル (c) の推定結果

推定モデルの選択をモデル (a) の推定結果の項における手順と同様に以下のとおり実施した。まず、固定効果モデルとプーリング・モデル間の選択を、F 検定により実施した。当該検定において、F 検定統計量は 2.91 となり、分子の自由度 46、分母の自由度 319 における 5% 臨界値の値である 1.39 を超え、P 値はほぼ 0 であった。そのため、帰無仮説は棄却され、固定効果モデルが選択された。次に、変量効果モデルとプーリング・モデル間の選択を、ブロイシュ・ペーガン検定により実施した。当該検定において、カイ二乗検定統計量の値は 32.19 となり、自由度 1 における 5% 臨界値の値である 3.84 を大幅に超え、P 値はほぼ 0 であった。そのため、帰無仮説が棄却されて、変量効果モデルが選択された。最後に、固定効果モデルと変量モデル間の選択を、ハウスマン検定により実施した。当該検定において、カイ二乗検定統計量の値は 16.22 となり、自由度 10 における 5% 臨界値の値である 18.31 を下回る。また、P 値は 0.09 となるので、帰無仮説は棄却することができず、変量効果モデルが選択される。

以上より、モデル(c)では変量効果モデルの結果に基づき分析を行う。

表 12 モデル(c)の分析結果

	係数	標準誤差	t 値	P 値	
切片	6.594	2.334	2.826	0.005	***
19 年改正ダミー	-0.020	0.097	-0.205	0.838	
21 年改正ダミー	0.074	0.090	0.827	0.409	
ln (人口)	-0.148	0.098	-1.519	0.130	
ln (人口千人当たり自動車保有台数)	0.047	0.185	0.257	0.798	
ln (可住地面積当たりの人口密度)	0.931	0.144	6.467	0.000	***
ln (成人一人当たりアルコール消費量)	-0.447	0.413	-1.080	0.281	
ln (前期飲酒運転取締件数)	-0.052	0.093	-0.555	0.580	
ln (ひき逃げ事件検挙率)	-0.208	0.132	-1.577	0.116	
ln (運転免許保有者に占める男性の割合)	4.045	2.418	1.673	0.095	*
ln (交通事故発生件数に占める夜間事故の割合)	0.800	0.483	1.656	0.099	*

注:***=1%有意、**=5%有意、*=10%有意。

(4) モデル (d) の推定結果

推定モデルの選択をモデル (a) の推定結果の項における手順と同様に以下のとおり実施した。まず、固定効果モデルとプーリング・モデル間の選択を、F 検定により実施した。当該検定において、F 検定統計量は 2.90 となり、分子の自由度 46、分母の自由度 319 における 5% 臨界値の値である 1.39 を超え、P 値はほぼ 0 であった。そのため、帰無仮説は棄却され、固定効果モデルが選択された。次に、変量効果モデルとプーリング・モデル間の選択を、ブロイシュ・ペーガン検定により実施した。当該検定において、カイ二乗検定統計量の値は 32.19 となり、自由度 1 における 5% 臨界値の値である 3.84 を大幅に超え、P 値はほぼ 0 であった。そのため、帰無仮説が棄却されて、変量効果モデルが選択された。最後に、固定効果モデルと変量モデル間の選択を、ハウスマン検定により実施した。当該検定において、カイ二乗検定統計量の値は 16.22 となり、自由度 10 における 5% 臨界値の値である 18.31 を下回る。また、P 値は 0.09 となるので、帰無仮説は棄却することができず、変量効果モデルが選択される。

以上より、モデル(d)では変量効果モデルの結果に基づき分析を行う。

表 13 モデル(d)の分析結果

	係数	標準誤差	t 値	P 値	
切片	6.514	2.330	2.800	0.005	***
懲役刑（ひき逃げ）	-0.004	0.019	-0.205	0.838	
運転免許欠格期間（ひき逃げ）	0.025	0.030	0.827	0.409	
ln（人口）	-0.148	0.098	-1.519	0.130	
ln（人口千人当たり自動車保有台数）	0.047	0.185	0.257	0.798	
ln（可住地面積当たりの人口密度）	0.931	0.144	6.467	0.000	***
ln（成人一人当たりアルコール消費量）	-0.447	0.413	-1.080	0.281	
ln（前期飲酒運転取締件数）	-0.052	0.093	-0.555	0.580	
ln（ひき逃げ事件検挙率）	-0.208	0.132	-1.577	0.116	
ln（運転免許保有者に占める男性の割合）	4.045	2.418	1.673	0.095	*
ln（交通事故発生件数に占める夜間事故の割合）	0.799	0.483	1.656	0.099	*

注：***=1%有意、**=5%有意、*=10%有意。

(5) モデル（e）の推定結果

推定モデルの選択をモデル（a）の推定結果の項における手順と同様に以下のとおり実施した。まず、固定効果モデルとプーリング・モデル間の選択を、F 検定により実施した。当該検定において、F 検定統計量は 2.90 となり、分子の自由度 46、分母の自由度 319 における 5% 臨界値の値である 1.39 を超え、P 値はほぼ 0 であった。そのため、帰無仮説は棄却され、固定効果モデルが選択された。次に、変量効果モデルとプーリング・モデル間の選択を、ブロイシュ・ペーガン検定により実施した。当該検定において、カイ二乗検定統計量の値は 32.19 となり、自由度 1 における 5% 臨界値の値である 3.84 を大幅に超え、P 値はほぼ 0 であった。そのため、帰無仮説が棄却されて、変量効果モデルが選択された。最後に、固定効果モデルと変量モデル間の選択を、ハウスマン検定により実施した。当該検定において、カイ二乗検定統計量の値は 16.22 となり、

自由度 10 における 5% 臨界値の値である 18.31 を下回る。また、P 値は 0.09 となるので、帰無仮説は棄却することができず、変量効果モデルが選択される。以上より、モデル(e)では変量効果モデルの結果に基づき分析を行う。

表 14 モデル(e)の分析結果

	係数	標準誤差	t 値	P 値	
切片	6.635	2.333	2.844	0.005	***
刑罰差（懲役刑）	0.003	0.013	0.205	0.838	
刑罰差（運転免許欠格期間）	-0.074	0.090	-0.827	0.409	
ln（人口）	-0.148	0.098	-1.519	0.130	
ln（人口千人当たり自動車保有台数）	0.047	0.185	0.257	0.798	
ln（可住地面積当たりの人口密度）	0.931	0.144	6.467	0.00001	***
ln（成人一人当たりアルコール消費量）	-0.447	0.413	-1.08	0.281	
ln（前期飲酒運転取締件数）	-0.052	0.093	-0.555	0.580	
ln（ひき逃げ事件検挙率）	-0.208	0.132	-1.578	0.116	
ln（運転免許保有者に占める男性の割合）	4.045	2.418	1.673	0.095	*
ln（交通事故発生件数に占める夜間事故の割合）	0.799	0.483	1.656	0.099	*

注：***=1%有意、**=5%有意、*=10%有意。

3.3(4) 考察

モデル(c)の推定の結果、平成 19 年改正ダミーの係数は予想した通り、マイナスの値をとったが、平成 21 年改正ダミーの係数は予想に反してプラスの値をとった。しかしどちらの値も、統計的に有意であるということを示すことができなかった。

モデル(d)の推定の結果、懲役刑（ひき逃げ）の係数は予想した通り、マイナスの値をとったが、運転免許欠格期間（ひき逃げ）の係数は予想に反してプラスの値をとった。また、罰金刑の係数は懲役刑と正確な共線性を持つがゆえに、この推定では計測することができなかった。そこで、新たに罰金刑と運

運転免許欠格期間を被説明変数として推定し直した結果、罰金刑の係数は予想した通りにマイナスの値 (-0.000395) となった。しかしどの値も、統計的に有意であるということを示すことができなかった。

モデル (e) の推定の結果、刑罰差 (懲役刑) の係数は予想した通り、プラスの値をとったが、刑罰差 (運転免許欠格期間) の係数は予想に反してマイナスの値を取った。しかしどちらの値も、統計的に有意であるということを示すことができなかった。

モデル (c)、(d)、(e) の分析により、飲酒運転に対する法改正がひき逃げ事故発生件数にどのような影響を与えたのかを考察しようと試みたが、どの値も統計的に有意な値を求めることができなかった。求めることができなかった主な原因としては、ひき逃げ事故を起こした運転者が、必ずしも飲酒運転を行っているとは考えにくいことが挙げられる。なぜなら、モデル(c)(d)(e)で使用した被説明変数であるひき逃げ事故発生件数は、ひき逃げをした運転手が対象であって、酒酔い運転事故はひき逃げ運転事故の中に含まれるからである。ひき逃げ事故を起こす運転者が飲酒運転をしていなくても、自身の運転で人を引いてしまったという事実に対する負い目や、未成年者の無免許運転などは、救護義務を果たさずにひき逃げをしてしまうインセンティブに十分なり得ると考えられる。この点において、三上 (2010) は論文の中で、「平成 20 年の警察白書の中で、ひき逃げ事件の逃走の動機 (人身) では、全国 4,909 件中、多い順に「事故を起こしたことを恐れて」が 753 件、「飲酒運転中」が 716 件、「被害者の被害程度が大したことないと思った」が 638 件、「無免許運転中」が 554 件であった」と記述されており、今回の結果を裏付ける根拠に成り得ると考えられる。

第 4 章 分析結果から考察—法改正の是非

三上 (2010) の論文を参考にして、平成 25 年までのデータを取り入れながら、分析を行ってきた。モデル(a)及び(b)の推定結果より、一連の法改正は飲酒運転事故を減少させる一定の効果があったことが証明された。また、先行研究では取り入れられなかった運転免許欠格期間の延長も、飲酒運転事故を減少

させる効果があったことが証明された。さらに日本政府は、ここ数年で飲酒運転事故にあった被害者の遺族の声を重く受け止め、平成 25 年 6 月 7 日に危険運転致死傷の適応範囲を広げるための法案を国会で可決し、同年 6 月 14 日に同法が公布された。やはり飲酒運転による悲惨な交通事故が多発している近代の日本において、飲酒運転に対する厳罰化は必要不可欠であると考えられる。

モデル (c)、(d)、(e) の推定結果において、飲酒運転に対する法改正がひき逃げ事故発生件数にどのような影響を与えたのかを考察したいと考えていたが、3.3(4)考察で述べたように、その因果関係を明らかにすることはできなかった。今後の課題として、厳罰化による法改正の影響から生まれた「逃げ得」という状況が、飲酒運転者によるひき逃げ事故の発生件数を増加させてしまう結果を証明することが挙げられる。この結果を証明することで、悲惨な飲酒運転事故及びひき逃げ事故を撲滅する為に、日本社会が飲酒運転とどのように向き合っていけばいいのかについて、より深く考察することができるだろう。

謝辞

今回の卒業論文を作成するに当たり、非常に多くの人や様々な団体から助力して頂いた。特に三上(2010)には、論文を通じて題材や統計的手法のみならず、物事を一面からではなく多面的にとらえることの大切さや、社会で起きている、ある一つの問題に対して大枠から捉えることの必要性について、考える機会を与えて下さったと感じている。これらの感じ方や考え方は、常に吉田ゼミで吉田先生が警鐘し続けてきたものであり、今回の卒業論文を通じて少しでも身に付けることができれば、幸いである。

最後に、飲酒運転事故で傷害を負った方や亡くなられた方々に対して、そして被害者のご遺族に対して、ご健闘とご冥福をお祈り申し上げたい。

参考文献

生田勝義（2005）「刑罰の一般的抑止力と刑法理論 ー批判的ー考察ー」『立命館法学』300・301号,24-44頁。

白石洋一・萩田賢司（2006）「飲酒運転に関する道路交通法の改正の効果」『交通安全学会誌』Vol31,No2,13-20頁。

真殿誠志（2008）「2002年飲酒運転厳罰化効果の計測」『専修経済学論集』42(3)(通号99),37-53頁。

三上悠子（2010）「一連の飲酒運転厳罰化の効果に関する研究」政策研究大学院大学,まちづくりプログラム,1-27頁。

<http://www3.grips.ac.jp/~up/pdf/paper2009/MJU09066mikami.pdf>

参考 HP

内閣府 平成26年版交通安全白書。第1章 道路交通事故の動向 第2節 平成26年中の道路交通事故の状況。

http://www8.cao.go.jp/koutu/taisaku/h27kou_haku/pdf/zenbun/h26-1-1-1-2.pdf

運転免許の取消しになる違反点数と欠格期間。

<http://www.hajimete-carhoken.com/jiko/hou/2487/>

処分日数等の基準（取消、停止、拒否、保留等）。

<http://www.pref.kagawa.jp/police/menkyo/tensuu01.html>

運転免許の欠格等の延長等について。

<http://www.pref.kagawa.jp/police/menkyo/pdf/kekaku.pdf>

平成13年道路交通法改正等の概要。

<http://www.normanet.ne.jp/~ww100016/jouhou/koutuu/H13doukouhou.htm>

飲酒運転・飲酒事故の厳罰化へ、さらなる法改正。

http://www.ask.or.jp/ddd_topicks.html

主なデータの出典

データ	出典
酒酔い事故発生件数 飲酒運転取締件数 夜間事故発生件数 ひき逃げ事件発生件数 ひき逃げ事件検挙率	(財) 交通事故総合分析センター「交通事故統計年報」。 http://www.itarda.or.jp/materials/publications2.php?page=5
人口	総務省統計局「人口推計年報」。 http://www.stat.go.jp/data/jinsui/2.htm#series
自動車保有台数	自動車検査登録情報協会「自動車保有台数統計データ」。 https://airia.or.jp/publish/statistics/number.html
可住地面積当たりの人口密度	総務省統計局「社会生活統計指標—都道府県の指標—」 http://www.stat.go.jp/data/shihyou/naiyou.htm
成人1人当たりのアルコール消費量	国税庁「酒税課税関係等状況表」ただし、一部データを除く。 https://www.nta.go.jp/kohyo/tokei/kokuzeicho/tokei.htm
駅数	(財) 運輸政策機構『地域交通年報』。
代行運転業者数	警察庁に対する情報公開請求による。
交通事故発生件数	警察庁「警察白書」。 https://www.npa.go.jp/hakusyo/index.htm
運転免許保有者数(計) 運転免許保有者数(男性)	警察庁交通局運転免許課「運転免許統計 補足資料」。 https://www.npa.go.jp/toukei/menkyo/index.htm