

Title	警察官は犯罪を抑止するか
Sub Title	
Author	植田, 祐渉(Ueda, Yūto) 近藤, 雅晃(Kondō, Masaki) 三好, 駿平(Miyoshi, Shunpei)
Publisher	慶應義塾大学商学会
Publication year	2023
Jtitle	三田商学研究学生論文集 No.2022 ,p.1- 23
JaLC DOI	
Abstract	本稿では、警察官数が犯罪発生率に与える影響について、1978年から2019年の都道府県別データを用いて分析する。その際、警察官数と犯罪発生率との間に生じる内生性の問題を考慮している。分析の結果、当期の警察官数は刑法犯犯罪発生率に対して負の影響をもたらすことが分かった。また、警察官数は1期、2期のラグを考慮しても同様の結果となった。そして、刑法犯を罪種別に分けて分析を行った結果、警察官数は凶悪犯及び窃盗犯犯罪発生率に対して負の影響を与えることが明らかになった。これらの結果から、警察官増員は犯罪抑止に寄与すると結論付けた。
Notes	論文
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00113718-00002022-0001

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the KeiO Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

警察官は犯罪を抑止するか*

植 田 祐 渉[†]
近 藤 雅 晃
三 好 駿 平

<要 約>

本稿では、警察官数が犯罪発生率に与える影響について、1978年から2019年の都道府県別データを用いて分析する。その際、警察官数と犯罪発生率との間に生じる内生性の問題を考慮している。分析の結果、当期の警察官数は刑法犯犯罪発生率に対して負の影響をもたらすことが分かった。また、警察官数は1期、2期のラグを考慮しても同様の結果となった。そして、刑法犯を罪種別に分けて分析を行った結果、警察官数は凶悪犯及び窃盗犯犯罪発生率に対して負の影響を与えることが明らかになった。これらの結果から、警察官増員は犯罪抑止に寄与すると結論付けた。

<キーワード>

犯罪発生率、警察官数、内生性、二段階最小二乗法、固定効果、時間効果

1. はじめに

法務省(2021)「令和3年版犯罪白書」によると、「我が国の犯罪情勢は、刑法犯の認知件数が令和2年も戦後最小を更新するなど、全体としては改善傾向が続いている」と述べられている。実際、日本における刑法犯認知件数は2015年度以降戦後最小を記録し続けており、治安情勢に一定の改善がみられた。

それでは、なぜ刑法犯犯罪認知件数は現在に至るまで減少しているのだろうか。警察庁「平成30

* 本稿の作成に際しては、慶應義塾大学商学部藪友良教授、研究会メンバー、ならびに匿名審査員の方から数々の有益なご助言を頂いた。記して感謝を申し上げたい。

[†] 植田祐渉 慶應義塾大学商学部3年 Email: yuuto05027117@keio.jp
近藤雅晃 慶應義塾大学商学部3年 Email: masa.kondo@keio.jp
三好駿平 慶應義塾大学商学部3年 Email: shumpei.344@keio.jp

年版警察白書 特集：近年における犯罪情勢の推移と今後の展望」によると、「官民一体となった総合的な犯罪対策が効果を上げたほか、人口構造の変化や少年の意識の変化をはじめとした様々な社会情勢の変化も背景にある」と考察されている。これまで警察組織はハード面とソフト面の両方から「総合的な犯罪対策」を行ってきており、ハード面での取り組みは警察官の増員や街頭防犯カメラの設置、ソフト面での取り組みは採用後の警察官の教育訓練や住民への広報啓発などが挙げられる。

上記の通り、刑法犯認知件数減少には様々な要因が考えられるが、日本においてはこの要因について計量分析した研究がほとんどない。そこで、本稿ではハード面での対策である警察官の増員に焦点を当てた分析を行う。警察官数に着目する理由として、まず、ハード面での政策ゆえ多大なコストがかかる中で、政策の効果を評価する必要があるからだ。例えば日本では、社会全体の治安回復を図るべく2002年度から2007年度にかけて全国で2万人超の警察官の増員が行われたことをはじめ、現在に至るまで警察官数は増加し続けている。この一連の警察官増員の正当性や妥当性については、より定量的に議論されるべきだと考える。警察庁は犯罪抑止に向けたハード面とソフト面の施策の両方を包括的に鑑みて犯罪情勢を考察してはいるものの、警察官増員をはじめとしたそれぞれの施策にどれほどの効果があったのかを定量化できていない。また、上に述べたように、我が国において警察官数の犯罪抑止効果を計量的に検証した研究が乏しいことも本研究を行う理由に挙げられる。海外においては警察官数と犯罪との関係について研究が行われているものの、果たして日本において警察官数の増加は犯罪抑止に寄与するのか、寄与するとすればどの程度影響を与えるのかについても分析する必要があると考え、本稿にて検証を行う。なお、本稿における「犯罪抑止」とは、「犯罪発生率（犯罪認知件数を総人口で除して算出したもの）減少」を指すこととする。

続いて、先行研究ならびに研究意義を述べる。ここでは主に、犯罪発生率に関する分析を行った研究を紹介する。以下では、日本と海外（特にアメリカ）の研究について言及する。

日本において、昨今の治安回復の要因を犯罪社会学的観点から考察する研究は散見される一方で、上記のように、その要因について計量分析した研究はほとんど見当たらない。また、警察官数と犯罪発生率の関係に着目した研究も少ない。そのような現状の中、大竹・小原（2010）は失業率と犯罪発生率の関係について時系列分析とパネルデータ分析を行い、その際、犯罪を抑制する変数として警察官数が用いられている。分析の結果、犯罪発生率が、労働市場の状況、特に失業率から正の影響を受け、所得状況、警察などの犯罪抑止力から負の影響を受けることが分かった。これは、犯罪発生率と警察官数との関係に主眼を置いているわけではないものの、犯罪発生率について計量分析した、日本では数少ない研究である。ここで、警察と犯罪との因果推論を行う際には同時性バイアスの問題が存在することに注意する必要がある。警察官数が増加することで犯罪発生率が低下すると考えられる一方で、犯罪発生率が上昇したことを受け治安改善のために警察官を増員するケースも存在している。この問題を考慮しなければ、警察官数と犯罪発生率との間に内生性が生じ、適切な推定結果が得られない恐れがある。大竹・小原（2010）は、この内生性の考慮を行っておらず、その点において問題があるといえる。

大竹・小原(2010)の他にも、Tsushima(1996)は、警察官数を変数として用いていないものの、1987年度の47都道府県のデータを用いて犯罪発生率の分析を行っている。大竹・岡村(2000)は1980年度から1995年度までの5年ごと都道府県別パネルデータについて、警察官数を説明変数として用いて犯罪発生率の分析を行っているが、その係数は正に有意という結果になっている。この結果については、内生性の考慮を行っていなかったことなどが理由として挙げられる。遊間ほか(2010)は1974年度から2006年度までの時系列データを用いて犯罪発生率の分析を行っているが、この研究では警察官数は説明変数として用いられていない。

日本とは対照的に、海外の研究では犯罪発生率減少に関する分析が多くなされているだけでなく、警察官数と犯罪発生率との関係に焦点を当てたものも多く見られる。しかしながら、警察官数が犯罪発生率に有意な影響を与えるか否かについては見解が分かれている。以下で、それぞれの見解を説明する。

まず、警察官数が犯罪発生率に影響を与えると主張する研究だ。Levitt(1995, 2002)では、1975年から1990年にわたるアメリカの都市別パネルデータを用いて、犯罪発生率と警察官数の関係を分析している。そして、同時性バイアスの問題に対処するため、それぞれ選挙サイクルと消防吏員数を警察官数の操作変数として用いている。結果として、警察官数は犯罪発生率に負に有意な影響を与えることが確認された。なお、Levitt(1995, 2002)では犯罪種別に分けた分析を行っており、警察官数のラグを考慮した分析も行っている。Levitt(2004)は、アメリカにおける1990年代の犯罪減少の背景には警察官の増員、刑務所収容人員の増加、クラックコカイン蔓延の収束、妊娠中絶の合法化が重要な役割を担ったと結論付けている。

その他にも、Kovandzic and Sloan(2002)では、1980年から1998年までのフロリダ州における郡別パネルデータを用いて犯罪発生率と警察官数の関係について分析を行った。結果として、警察官の増員が犯罪発生率を減少させることが明らかになった。Di Tella and Schargrodsky(2004)では、アルゼンチンのブエノスアイレスにおいて1994年に警察官の配置が再検討された事例を取り上げ、この事件の前後における自動車盗難の発生場所に関するデータから、警察官の犯罪抑止効果を定量的に明らかにした。さらに、Vollaard and Hamed(2012)では、イングランドとウェールズの2001年から2008年までのパネルデータを用いて分析を行い、警察官数の増加が犯罪を減少させるとした。

警察官の犯罪抑止効果を支持する論文がある一方で、その効果を疑問視する研究もある。Cameron(1988)では、それまで行われてきた欧米の研究の総括として、警察官の投入はたとえ同時性バイアスの問題を考慮しても犯罪に正の相関があると主張した。また、Kleck and Barnes(2014)では、アメリカの大都市圏のパネルデータから、警察官の増員が犯罪抑止にはつながらないと結論付けており、警察官の増員が犯罪発生率減少をもたらすとする従来の解釈を見直す必要があると主張した。

以上の見解を踏まえたうえで、本稿ではLevitt(1995, 2002)を参考に分析を行う。理由としては、警察官数と犯罪発生率との関係に主眼を置いていること、警察官数と犯罪発生率との間に生じる内生性に対処していること、また先行研究において影響力の大きい論文であることが挙げられる。

本稿の新規性としては二点挙げられる。それは、日本ではほとんどなされていない、警察官数と犯罪発生率との関係に着目した分析を行っていること、そして、それらの間に生じる内生性を考慮して分析していることである。また、本稿の社会的意義として、警察官増員というハード面での政策評価が可能となることで、今までの警察の取り組みに言及できることが挙げられる。

本稿の構成は以下の通りである。まず、第2節では日本の犯罪情勢と警察官数の概要について述べる。次に第3節にて本稿で用いるデータや変数の説明を行う。第4節では警察官数が刑法犯犯罪発生率に与える影響について分析を行い、第5節では刑法犯犯罪発生率に対して警察官数のラグを考慮した分析を行う。そして、第6節にて警察官数が罪種別犯罪発生率に与える影響について実証分析を行い、第7節で分析結果についての考察を述べる。最後に、第8節で本稿のまとめと課題を述べる。

2. 犯罪情勢と警察官数の概要

本節では、我が国における犯罪情勢と、警察官数の制度、推移について述べる。

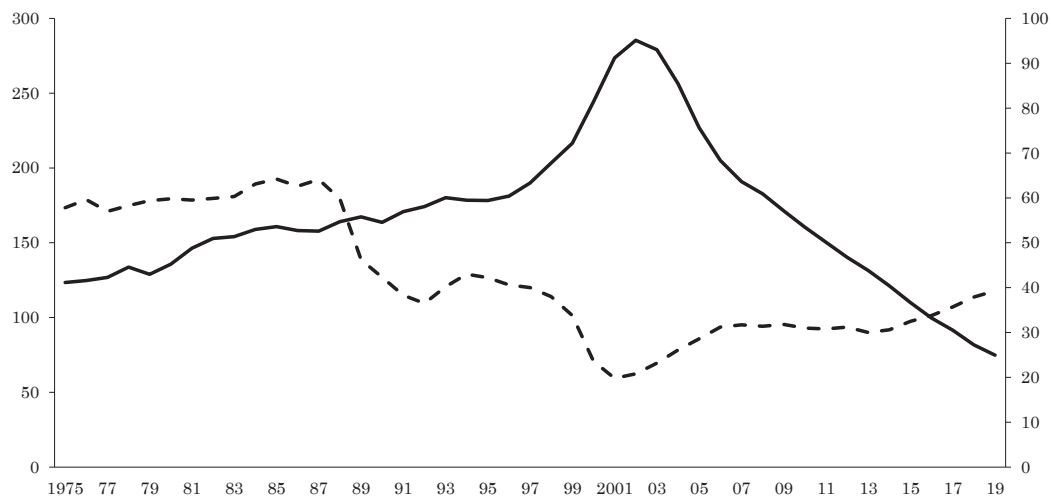
最初に、日本の犯罪情勢についてである。図1は、1975年から2019年までの刑法犯認知件数と刑法犯検挙率の推移を表したものである。刑法犯認知件数は1975年から2000年前後まで増加傾向が続いた。特に1996年から2002年には認知件数が最大約285万件と戦後最多を更新し、「危険水域」と呼ばれるほど深刻な治安情勢であった。しかし、2003年以降は減少に転じ、2015年以降刑法犯認知件数は戦後最小を更新し続けている。そして2019年における認知件数は約75万件であった。刑法犯検挙率は認知件数と概ね反転した推移をしており、1975年以降60%前後であった検挙率は2000年前後には20%台まで低減した。その後検挙率は上昇し、2019年は約39%となっている。

続いて、警察官数に関する制度を概説する。警察官数の定員については警察法及び各都道府県の条例により定められている¹⁾。地方公共団体定員管理研究会(2020)「地方公共団体における適正な定員管理の推進について」によれば、警察官数の基準は、「各都道府県の人口、面積、犯罪発生状況、その他の特殊事情等を考慮して定められたものであり、治安水準が全国的に均衡のとれたものとして維持される必要がある」とされている。警察官の定員は1994年以降増加傾向にあり、近年は特殊詐欺やストーカー、DV対策の強化のために増員が行われている。

次に、警察官数の推移について説明する。図2は1975年から2019年における警察官数(総数)と前年度比純増加数(当年と前年との差分であり、退職者数と新規採用者数とを相殺した数)を表している。

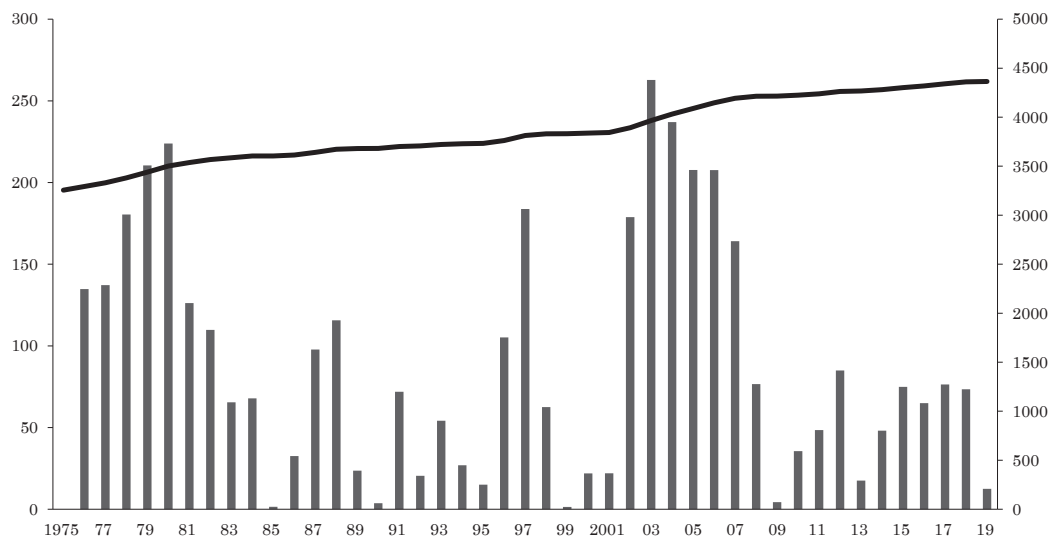
¹⁾ 警察法第57条第2項には、「地方警察職員の定員(警察官については、階級別定員を含む。)は、条例で定める。この場合において、警察官の定員については、政令で定める基準に従わなければならない」とある。また、同法施行令第7条(2021年4月1日施行)には、「法第五十七条第二項に規定する地方警察職員たる警察官の定員及びその階級別定員の基準は、それぞれ別表第二及び別表第三のとおりとする」とある。そして、別表第2及び第3には具体的な定員が記載されている。

図1 刑法犯認知件数と刑法犯検挙率



注：実線が刑法犯認知件数、点線が刑法犯検挙率を表す。横軸は西暦で単位は年、左軸は刑法犯認知件数で単位は万件、右軸は刑法犯検挙率で単位は%である。筆者作成。

図2 警察官数の推移と前年度比純増加数



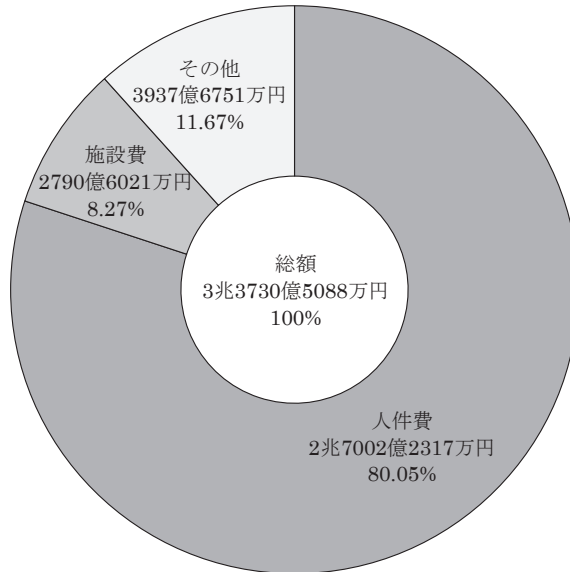
注：折れ線グラフが警察官数の推移を表し、棒グラフが警察官数の前年度比純増加数を表している。横軸は西暦で単位は年、左軸は警察官数で単位は千人、右軸は前年度比純増員数で単位は人である。筆者作成。

1975年では20万人に満たなかった警察官数は、78年に初めて20万人を超えるなど増加し続け、2019年は約26万人となっている。また、警察官数の純増員数を見ても、すべての年度で0を上回っている（つまり純増している）ことが見て取れる。このような警察官増員について、警察庁（2008）「平成20年版警察白書」には、「他の諸施策と併せ、犯罪の増勢に歯止めを掛け、治安の回復に効果をもたら

している」と評価しており、警察官増員が犯罪抑止の一因であるとみなしている。

そして図3は、2019年度における都道府県警察予算とその内訳を示している。総予算およそ3兆3700億円のうち、人件費が約2兆7000億円と8割を占めている。

図3 都道府県警察予算とその内訳（2019年度）



注：円グラフの項目は上から費目、金額、割合を表す。筆者作成。

最後に、以上を踏まえたうえで、本稿の分析における仮説を述べる。第1節で述べたように、海外では警察官増員による犯罪抑止効果を定量的に主張する論文が一定数確認され、それに加えて警察庁は一連の警察官数増加による犯罪減少傾向を評価している。このような理由から本稿では、「警察官は犯罪を抑止する効果がある」と仮説を立て、検証する。

3. 推定式とデータ

本節では警察官数が犯罪発生率に与える影響を分析するため、1978年度から2019年度の42年分の県別パネルデータを用いる。データは「政府統計の総合窓口 (e-Stat)」より入手した。分析対象は47都道府県で、サンプルサイズは47都道府県×40か年=1880である²⁾。

²⁾ 後の分析において、警察官数と消防吏員数は2期のラグを、刑法犯検挙率は1期のラグを考慮する。その関係上、警察官数と消防吏員数は1978年からの、刑法犯検挙率は1979年からのデータを用いる。その他の変数はラグをとらず、1980年からのデータを用いる。なお、いずれの分析でも年度区間は変わらず、サンプルサイズはすべて1880である。

(1) 推定モデル

被説明変数には犯罪発生率（人口1,000人当たり）、説明変数には警察官数（人口1,000人当たり）とその他コントロール変数を用いる。また、分析にあたっては、プールド回帰モデル、固定効果モデル、時間効果を考慮した固定効果モデルにより推定を行う。特に時間効果を考慮した固定効果モデルでは、都道府県ごとに生じる固有の要因かつすべての都道府県に時間を通じて一定の影響を与える要因を考慮することができる。なお、使用するデータについての定義と出所は表1にまとめている。

表1 変数の定義

変数名【単位】	計算式
犯罪発生率【-】	(刑法犯認知件数 / 総人口) × 1000
人口1,000人当たり警察官数【人】	(警察官数 / 総人口) × 1000
1期前刑法犯検挙率【%】	(1期前刑法犯検挙件数 / 1期前刑法犯認知件数) × 100
人口1人当たり民生費【百万円】	(民生費総額 / 総人口) / 1000
中学校卒業者進学率【%】	(進学者数 / 中学校卒業者数) × 100
有効求人倍率【倍】	有効求人数 / 有効求職者数
65歳以上人口割合【%】	(65歳以上人口 / 総人口) × 100
人口1人当たり歳入総決算額【千万円】	(歳入決算総額 / 総人口) / 10000
可住地面積1,000m ² 当たり人口密度【人/1,000m ² 】	総人口 / 可住面積
人口10万人当たり消防吏員数【人】	(消防吏員数 / 総人口) × 100000

注：変数の出所はすべて e-Stat である。筆者作成。

時間効果を考慮した固定効果モデルにおける推定式は以下となる。

$\ln(\text{Crime}_{it}) = \beta \ln(\text{Police}_{it}) + \theta X_{it} + \Phi_i + \lambda_t + u_{it}$	推定式 1
--	-------

ここで、 t は年度、 i は都道府県を表す。 Crime は犯罪発生率、 Police は警察官数とする。また、 X はコントロール変数（1期前刑法犯検挙率、民生費、中学校卒業者進学率、有効求人倍率、65歳以上人口割合、歳入決算総額、人口密度）からなるベクトル、 Φ を固定効果、 λ を時間効果、 u を誤差項とする。

第4節では、まず警察官数と犯罪発生率との間に生じる内生性を考慮しない分析を行い、次に内生性を考慮した二段階最小二乗法による分析を行う。なお、操作変数は人口10万人当たり消防吏員数を用いる。操作変数の妥当性については以下で説明する。

(2) 変数の説明

被説明変数には犯罪発生率（人口1,000人当たり）の自然対数値を用いる。犯罪発生率は、犯罪認知件

数を総人口で除して算出する。ここで認知件数とは、犯罪について被害の届出、告訴、告発、その他の端緒によりその発生を警察において認知した事件の件数である。

次に説明変数について説明する。Becker (1968) によると、犯罪発生率の影響要因は犯罪の抑止力、機会費用、社会環境の3つに分類される。本稿では、これらの要因に対応する変数を説明変数として用いる。

犯罪の抑止力を表す説明変数として、警察官数（人口1,000人当たり）と1期前刑法犯検挙率を用いる。ここで我々の関心は、警察官数の係数の推定にある。検挙率は検挙件数を犯罪認知件数で除して算出される。なお、刑法犯検挙率が犯罪発生率に与える影響にはラグが生じると考えられるため、刑法犯検挙率は1期前のものを採用した。警察官数と検挙率はともに犯罪抑止に寄与するものであり、これらの係数は負になることが予想される。

犯罪の機会費用を表す説明変数として、民生費（人口1人当たり）、中学校卒業者進学率、有効求人倍率を用いる。民生費とは、地域住民の中で所得あるいは医療保障等を必要とする人に対し、一定の生活水準の維持ないしは向上を目的として計上された経費である。社会福祉費や生活保護費などが民生費に当たる。中学校卒業者進学率は、当年3月の中学新規卒業者のうち進学者の占める比率のことをいう³⁾。有効求人倍率は年度平均の値を用いている。犯罪の機会費用が高まるほど犯罪を起こす可能性は低下すると考え、これらの変数の係数は負の値をとると予想される。

犯罪を取り巻く社会環境を表す変数として、65歳以上人口割合、歳入決算総額（人口1人当たり）、人口密度（可住地面積1,000m²当たり）を用いる。歳入決算総額とは、一会計年度における一切の収入（一般の需要を満たすための支払いの財源となるべき現金の収納）を取りまとめた決算後の合算額である。可住地面積とは、総面積から林野面積と主要湖沼面積を除いた面積のことを指す。高齢者が多い人口構造だと犯罪発生率は低下し、地方自治体の歳入が多いほど治安維持に費やす金額も増加し犯罪発生率は低下すると考える。また、人口密度が上がれば一つのコミュニティに人口が集中することで警察官が市民を管理しやすくなり、その分犯罪発生率が減少すると考えられる。以上より、これらの変数の係数は負の値を取ると予想される。

表2では、各変数の基本統計量を掲載している。まず、刑法犯及び罪種別犯罪発生率は、最大値と最小値が大きく離れていることから、都道府県によって少なからず差があると思われる。これらの犯罪発生率は平均値の方が中央値よりも大きく、犯罪発生率の高い都道府県が平均値を引き上げている可能性がある。また、犯罪発生率の標準偏差に着目すると、刑法犯と窃盗犯は標準偏差がおおよそ0.1であることに對し、それ以外の罪種は非常に小さい値である。当期、1期前、2期前における警察官数は平均値、標準偏差、中央値、最小値、最大値が概ね一致していることから、相関が高いと考えられる。

³⁾ 進学者とは、高等学校本科（全日制、定時制）及び別科、中等教育学校後期課程本科（全日制、定時制）及び別科、高等専門学校、そして特別支援学校高等部の本科及び別科に進学した者をいい、専修学校、各種学校（予備校等）及び高等学校の通信制課程などへの進学者は含まれない。なお、この進学者には就職して上記へ進学した就職進学者も含まれる。

表 2 基本統計量

変数名	平均	標準誤差	中央値	最小	最大
人口 1,000 人当たり刑法犯罪発生率	11.506	0.113	10.477	2.238	37.100
人口 1,000 人当たり凶悪犯罪発生率	0.052	0.001	0.048	0.009	0.196
人口 1,000 人当たり粗暴犯罪発生率	0.371	0.004	0.340	0.103	1.034
人口 1,000 人当たり窃盗犯罪発生率	9.503	0.099	8.767	1.633	31.559
人口 1,000 人当たり風俗犯罪発生率	0.062	0.001	0.056	0.007	0.200
人口 1,000 人当たり警察官数【人】(当期)	1.724	0.008	1.670	1.190	3.530
人口 1,000 人当たり警察官数【人】(1 期前)	1.714	0.008	1.660	1.190	3.530
人口 1,000 人当たり警察官数【人】(2 期前)	1.704	0.008	1.650	1.190	3.530
1 期前刑法犯検挙率【%】	47.577	0.390	45.300	11.500	91.000
人口 1 人当たり民生費【百万円】	0.129	0.002	0.119	0.028	0.711
中学校卒業生進学率【%】	95.999	0.038	96.300	89.800	99.100
有効求人倍率【倍】	0.805	0.010	0.710	0.130	2.440
65 歳以上人口割合【%】	19.199	0.156	18.754	6.159	37.164
人口 1 人あたり歳入決算総額【千万円】	0.042	0.000	0.040	0.013	0.115
可住地面積 1,000m ² 当たり人口密度【人 /1,000m ² 】	1.355	0.038	0.848	0.235	9.793
人口 10 万人当たり消防吏員数【人】(当期)	116.855	0.496	113.900	71.100	212.100
人口 10 万人当たり消防吏員数【人】(1 期前)	115.727	0.492	112.750	70.100	209.300
人口 10 万人当たり消防吏員数【人】(2 期前)	114.563	0.490	111.600	66.200	208.300

注：筆者作成。

(3) 操作変数

第 1 節で述べたように、警察官数と犯罪発生率との間には同時性バイアスの問題が存在し、内生性が生じると考えられる。そのため、本稿では、二段階最小二乗法を用いた分析を行う。その際、操作変数は関連性と外生性の 2 つの条件が満たされなければならない。本稿では、Levitt (2002) を参考にして、消防吏員数（人口 10 万人当たり）を操作変数として用いることとする。ここで、消防吏員とは、「主として消防活動に従事することに伴い、消防法上火災予防の措置命令、消防警戒区域の設定等の特別な権限を有している」者のことをいう⁴⁾。

まず、消防吏員数の関連性を確認する。Levitt (2002) によれば、行政が治安の向上を図る際に警察

⁴⁾ 東日本大震災の影響により、2011 年度は岩手県、宮城県及び福島県について前年数値を計上し、2012 年度は宮城県牡鹿郡女川町について、前々年数値を計上している。

官数や消防吏員数などの公共部門の充実を図ることから、両者は相関関係にあるという。この関係は日本にも当てはまると考えられる。警察と消防の関係についての政府見解として、「日本の消防は300年余の歴史をもち、従来一貫して警察の一部門とされてきた」という。実際、警察と消防では、緊急自動車の優先通行権や特定区域の通行制限権など、共通して行使できる権限が多く見受けられる。また、警察法と消防法を見ても、警察と消防は同様の使命・任務を持つと思われる⁵⁾。さらに、消防法及び消防組織法から、公共秩序の保持のため警察と消防はお互いに補完しあう関係にあると考えられる（なお、この協力関係については消防庁「治安・安全確保に向けた消防庁の取り組み」でも同様の記述がされている⁶⁾）。以下、警察庁（2019）「令和元年版警察白書」をもとに、具体的な事例を挙げる。2018年7月、高知県宿毛市が豪雨の被害に見舞われた。それに伴う土砂崩れに巻き込まれて倒壊寸前であった家屋から、倒れた家具に挟まれて動けなくなった被災者を高知県宿毛警察署の警察官2人が救出し、消防団と連携して屋外へと避難させたという。この例からも分かるように、警察と消防は国民の安全安心を守るという共通使命のもと常に連携を図っている。以上を鑑みると、治安の維持と向上に関心の高い行政は公共部門の充実を図り、警察と消防の人員を増加させる可能性が高いといえる。よって、消防吏員数は操作変数の関連性を満たすと判断した。

次に、消防吏員数の外生性について、消防吏員数と犯罪発生率との関係に着目して述べる。第1節で述べた通り、本稿では犯罪抑止を犯罪発生率減少と定義する。そして、犯罪発生率の算出には犯罪認知件数を用いており、認知件数は犯罪について被害の届出、告訴、告発、その他の端緒によりその発生を「警察において」認知した事件件数を意味する。総務省「警察と消防の比較」によると、警察の業務はこのような犯罪認知から始まり、犯罪捜査や被疑者逮捕を主たる業務としている。その一方で、消防は消火や救急、救助などが任務とされる。つまり、犯罪の認知に至るまで（つまり認知件数として計上されるまで）はあくまで警察活動の範疇であるため、消防は犯罪抑止とは直接関係しないことが分かる。よって、消防吏員数は操作変数の外生性も満たされると判断した。以上より、本稿では操作変数として人口10万人当たり消防吏員数を用いる。

4. 刑法犯犯罪発生率に関する分析

本節では以上の内容を踏まえたうえで分析を行った結果について報告する。

⁵⁾ 警察法第1条には「個人の権利と自由を保護し、公共の安全と秩序を維持する」と書かれている。また、消防法第1条には、消防の目的として「安寧秩序を保持し、社会公共の福祉の増進に資する」ことが明記されている。

⁶⁾ 消防法第35条の4②には、「放火及び失火絶滅の共同目的のために消防吏員及び警察官は、互に協力しなければならない」とある。また、消防組織法第42条には、「消防及び警察は、国民の生命、身体及び財産の保護のために相互に協力をしなければならない」とある。

(1) 内生性を考慮しない推定

ここでは、警察官数と犯罪発生率との間の内生性を考慮せずに最小二乗法を行い、同時性バイアスの問題がある可能性を確認したい。表3では、内生性を考慮しないモデルの推定結果を掲載している。表3の(1)はプールド回帰モデル、(2)は固定効果モデル、(3)は時間効果を考慮した固定効果モデルに対応している。

表3 内生性を考慮しないモデルの推定結果

	被説明変数：ln（人口1,000人当たり犯罪発生率）					
	(1)		(2)		(3)	
ln（人口1,000人当たり警察官数）	0.26	***	-0.031		-0.016	
	(0.049)		(0.153)		(0.128)	
1期前刑法犯検挙率	-0.017	***	-0.014	***	-0.007	***
	(0.0004)		(0.0004)		(0.0005)	
ln（人口1人当たり民生費）	-0.106	***	-0.313	***	0.127	***
	(0.033)		(0.041)		(0.042)	
中学校卒業者進学率	-0.017	***	-0.001		-0.006	
	(0.005)		(0.006)		(0.004)	
有効求人倍率	-0.229	***	-0.309	***	-0.152	***
	(0.015)		(0.013)		(0.02)	
65歳以上人口割合	-0.042	***	-0.028	***	-0.029	***
	(0.003)		(0.003)		(0.005)	
ln（人口1人当たり歳入決算総額）	0.159	***	0.48	***	-0.037	
	(0.024)		(0.038)		(0.047)	
可住地面積1,000m ² 当たり人口密度	0.016	***	0.151	***	-0.039	
	(0.006)		(0.054)		(0.041)	
切片	5.915	***				
	(0.466)					
県効果	no		yes		yes	
時間効果	no		no		yes	
n	1,880		1,880		1,880	
修正済み決定係数	0.691		0.722		0.137	

注：(1)はプールド回帰モデル、(2)は固定効果モデル、(3)は時間効果を考慮した固定効果モデルの推定結果である。カッコ内はクラスターロバスト標準誤差である。星印***、**、*は、それぞれ1、5、10%有意を表す。修正済み決定係数はwithinを用いる。

以下では、都道府県ごとに生じる固有の要因かつすべての都道府県に時間を通じて一定の影響を与える要因を考慮するために、時間効果を考慮した固定効果モデルの推定結果についてのみ報告する。表3の(3)において、警察官数の係数は -0.016 と負の値ではあるものの、有意ではないことが分かる。つまり、この結果からは警察官が犯罪を抑止する効果があるとはいえない。しかし、この推定では、警察官数と犯罪発生率との間に存在する同時性バイアスの問題を考慮していないことが懸念され、内生性を考慮した二段階最小二乗法による分析が必要であることが示唆される。

(2) 内生性を考慮した推定

ここでは、警察官数と犯罪発生率との間に生じる内生性を考慮するために二段階最小二乗法を用いて分析を行う。表4では、1段階目の推定結果(被説明変数は警察官数、操作変数は消防吏員数)を、表5では、2段階目の推定結果(被説明変数は犯罪発生率)を掲載している。表4,5の(1)はプールド回帰モデル、(2)は固定効果モデル、(3)は時間効果を考慮した固定効果モデルに対応している。表4より、(1)から(3)のすべての推定において、操作変数である消防吏員数の係数は正に1%有意である。また、(2)、(3)の推定において、操作変数の係数が0であることを帰無仮説としたF値が10以上の値であることから、この帰無仮説は棄却される。以上より、操作変数の関連性が確認される。

以下では、都道府県ごとに生じる固有の要因かつすべての都道府県に時間を通じて一定の影響を与える要因を考慮するために、時間効果を考慮した固定効果モデルの推定結果についてのみ報告する。表5の(3)において、警察官数の係数は -0.869 であり、5%有意であることが分かる。つまり、警察官数が1%増加すると犯罪発生率が0.869%減少することである。これは、2019年度の東京都において、警察官が1人増加すると刑法犯認知件数が2.03件減少することを意味している⁷⁾。このことから、警察官は犯罪を抑止する効果があるといえる。また、表3の(3)と比較すると、消防吏員数を操作変数として用いて二段階最小二乗法を行うことで、警察官数と犯罪発生率との間に生じる同時性バイアスの問題に対処できることが分かる。

次に、コントロール変数の推定結果について報告する。まず、負に有意となった変数を説明する。1期前刑法犯検挙率は負に1%有意であり、前年の刑法犯検挙率は当期の犯罪抑止に貢献することが分かる。有効求人倍率は負に1%有意であり、有効求人倍率が高いほど犯罪は抑止されることが分かる。また、有効求人倍率は景気動向指数における一致指数であることから、景気が良くなるほど犯罪は抑止されることが考えられる⁸⁾。65歳以上人口割合は負に5%有意であり、人口に占める高齢者割合が大きくなるほど犯罪発生率は低下することが分かる。人口密度(可住地面積1,000m²当たり)は負に1%有意であり、可住地域において人口の密集度が高くなるほど犯罪発生率は低下することが分かる。次に、正に有意と

⁷⁾ 2019年度の東京都における総人口1392.1万人、警察官数4,480人、刑法犯認知件数104,664件から算出している。

⁸⁾ 内閣府「景気動向指数の利用の手引」では、景気とほぼ一致して動く一致指数として有効求人倍率が挙げられている。

表4 二段階最小二乗法, 1段階目の推定結果

	被説明変数: ln (人口 1,000 人当たり警察官数)					
	(1)		(2)		(3)	
ln (人口 10 万人当たり消防吏員数)	0.073	***	0.147	***	0.214	***
	(0.02)		(0.014)		(0.013)	
1 期前刑法犯検挙率	0.002	***	0.0005	***	0.0002	**
	(0.0002)		(0.0001)		(0.0001)	
ln (人口 1 人当たり民生費)	0.174	***	0.085	***	0.106	***
	(0.015)		(0.006)		(0.007)	
中学校卒業生進学率	-0.005	**	-0.001		0.0002	
	(0.002)		(0.001)		(0.001)	
有効求人倍率	0.005		0.015	***	-0.002	
	(0.007)		(0.002)		(0.003)	
65 歳以上人口割合	0.0002		0.006	***	0.014	***
	(0.001)		(0.0005)		(0.001)	
ln (人口 1 人当たり歳入決算総額)	0.044	***	-0.122	***	-0.044	***
	(0.012)		(0.005)		(0.008)	
可住地面積 1,000m ² 当たり人口密度	0.068	***	-0.179	***	-0.131	***
	(0.002)		(0.007)		(0.007)	
切片	0.957	***				
	(0.233)					
県効果	no		yes		yes	
時間効果	no		no		yes	
n	1,880		1,880		1,880	
修正済み決定係数	0.623		0.901		0.577	
F 値	6.629		54.424		150.724	

注: (1) はプールド回帰モデル, (2) は固定効果モデル, (3) は時間効果を考慮した固定効果モデルの推定結果である。カッコ内はクラスターロバスト標準誤差である。星印***, **, * は, それぞれ 1, 5, 10%有意を表す。修正済み決定係数は within を用いる。操作変数は ln (人口 10 万人当たり消防吏員数) である。表中の F 値は操作変数の係数が 0 であることを帰無仮説として F 検定を行った値である。

なった変数を説明する。民生費は正に 1%有意であり, 自治体財政における民生費が多いほど犯罪が増加することが分かる。最後に, 中学校卒業生進学率及び歳入決算総額について, 有意な結果を得られなかったことから, 犯罪発生率に影響を与えない。

表5 二段階最小二乗法, 2段階目の推定結果

	被説明変数: ln (人口 1,000 人当たり犯罪発生率)					
	(1)		(2)		(3)	
ln (人口 1,000 人当たり警察官数)	-3.28	***	0.224		-0.869	**
	(0.587)		(0.653)		(0.343)	
1 期前刑法犯検挙率	-0.009	***	-0.014	***	-0.006	***
	(0.001)		(0.001)		(0.0005)	
ln (人口 1 人当たり民生費)	0.494	***	-0.334	***	0.209	***
	(0.104)		(0.065)		(0.052)	
中学校卒業生進学率	-0.033	***	-0.001		-0.005	
	(0.005)		(0.006)		(0.004)	
有効求人倍率	-0.221	***	-0.312	***	-0.158	***
	(0.015)		(0.015)		(0.02)	
65 歳以上人口割合	-0.038	***	-0.03	***	-0.016	**
	(0.003)		(0.006)		(0.007)	
ln (人口 1 人当たり歳入決算総額)	0.357	***	0.507	***	-0.065	
	(0.041)		(0.078)		(0.048)	
可住地面積 1,000m ² 当たり人口密度	0.261	***	0.206		-0.197	***
	(0.041)		(0.145)		(0.072)	
切片	10.444	***				
	(0.882)					
県効果	no		yes		yes	
時間効果	no		no		yes	
n	1,880		1,880		1,880	
修正済み決定係数	0.691		0.722		0.14	

注: (1) はプールド回帰モデル, (2) は固定効果モデル, (3) は時間効果を考慮した固定効果モデルの推定結果である。カッコ内はクラスターロバスト標準誤差である。星印 ***, **, * は, それぞれ 1, 5, 10% 有意を表す。修正済み決定係数は within を用いる。

5. 警察官数のラグを考慮した分析

第 4 節の分析から, 当期の警察官は犯罪を抑止する効果があることが明らかになった。本節では, 警察官が犯罪を抑止する効果にラグが生じる可能性を考慮するために, 1, 2 期前の警察官数が犯罪発生

率に与える影響について分析する。なお、Levitt (2002) では、1, 2 期前の警察官数の両方をモデルに含めて分析を行っているが、本節では、両変数の相関係数が 0.99 であることから、強い多重共線性バイアスの問題に対処するために両変数を分けて分析する。そのため、以下では Levitt (2002) との比較は行わない。

表 7 では、警察官数のラグを考慮した推定結果が掲載されている。この推定では、都道府県ごとに生じる固有の要因かつすべての都道府県に時間を通じて一定の影響を与える要因を考慮するために、時間効果を考慮した固定効果モデルを採用している。また、警察官数と各種犯罪発生率との間に生じる内生性を考慮するために二段階最小二乗法を用いた分析を行っており、2 段階目の推定結果を示している。なお、1 段階目の推定結果は表 6 に掲載しており、(1) から (3) のすべての推定において、操作変数である人口 10 万人当たり消防吏員数の係数は正に 1% 有意であり、また、操作変数の係数が 0 であることを帰無仮説とした F 値が 10 以上の値であることから、この帰無仮説は棄却される。以上より、操作変数の関連性が確認される。ただし、(1) から (3) において、内生変数はそれぞれ当期、1 期前、2 期前の警察官数であり、操作変数はそれぞれ当期、1 期前、2 期前の消防吏員数である。

まず、警察官数の推定結果について報告する。表 7 の (1) から (3) において、警察官数の係数はそれぞれ -0.869 、 -0.859 、 -0.889 であり、いずれも 5% 有意であることが分かる。このことより、警察官が犯罪を抑止する効果にラグが生じていることが分かる。

次に、コントロール変数の推定結果について報告する。表 7 の (1) から (3) のすべての推定において、1 期前刑法犯検挙率、有効求人倍率、65 歳以上人口割合、人口密度（可住地面積 1,000m² 当たり）は負に有意であり、民生費は正に有意である。

6. 犯罪種別の犯罪発生率に関する分析

第 4 節の分析では、警察官数が刑法犯全体へ与える影響について着目した。本節では、刑法犯の分類区分のうち「凶悪犯」、「粗暴犯」、「窃盗犯」、「風俗犯」の 4 種類に着目し、それぞれの犯罪発生率への影響について分析する⁹⁾。凶悪犯とは殺人、強盗、放火、強制性交等に、粗暴犯とは凶器準備集合、暴行、傷害、脅迫、恫喝に、窃盗犯とは窃盗に、風俗犯とは賭博、わいせつに相当する。なお、「知能犯」、「その他の刑法犯」についてはデータの関係上、本稿では分析を行わない。図 4 は 2019 年度の東京都における刑法犯の犯罪区分割合を示している。2019 年度の東京都を例に見ると、刑法犯全体に占める窃盗犯の割合が 70% 以上と多くを占めることから、第 4 節の分析結果は窃盗犯の動きを色濃く反映している可能性があり得る。そこで、本節では、犯罪種別に分けて分析を行うことで、各種犯罪発生率に与える警察官数の影響を正確に把握し、推定結果からそれぞれの犯罪特性を明らかにすることができる

⁹⁾ 刑法犯の分類については、警察庁「令和 3 年の刑法犯に関する統計資料」を参考にしている。

表 6 警察官数のラグを考慮した推定結果, 1段階目

	被説明変数 : ln (人口 1,000 人当たり警察官数)					
	(1) 当期		(2) 1 期前		(3) 2 期前	
ln (人口 10 万人当たり消防吏員数 当期)	0.214	***				
	(0.013)					
ln(人口 10 万人当たり消防吏員数 1 期ラグ)			0.198	***		
			(0.012)			
ln(人口 10 万人当たり消防吏員数 2 期ラグ)					0.181	***
					(0.012)	
1 期前刑法犯検挙率	0.0002	**	0.0002	***	0.0002	***
	(0.0001)		(0.0001)		(0.0001)	
ln (人口 1 人当たり民生費)	0.106	***	0.097	***	0.08	***
	(0.007)		(0.007)		(0.007)	
中学校卒業生進学率	0.0002		-0.001		-0.001	
	(0.001)		(0.001)		(0.001)	
有効求人倍率	-0.002		-0.001		-0.002	
	(0.003)		(0.003)		(0.003)	
65 歳以上人口割合	0.014	***	0.015	***	0.016	***
	(0.001)		(0.001)		(0.001)	
ln (人口 1 人当たり歳入決算総額)	-0.044	***	-0.043	***	-0.037	***
	(0.008)		(0.008)		(0.008)	
可住地面積 1,000m ² 当たり人口密度	-0.131	***	-0.131	***	-0.127	***
	(0.007)		(0.006)		(0.007)	
県効果	yes		yes		yes	
時間効果	yes		yes		yes	
n	1,880		1,880		1,880	
修正済み決定係数	0.577		0.578		0.543	
F 値	150.724		137.701		114.765	

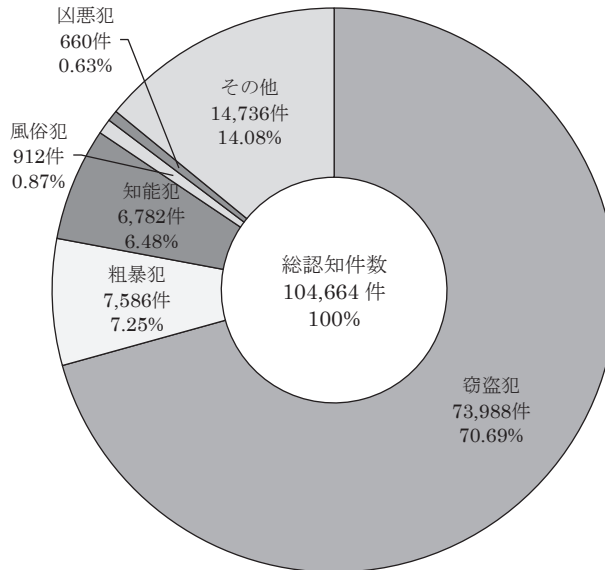
注 : カッコ内はクラスターロバスト標準誤差である。星印 ***, **, * は, それぞれ 1, 5, 10% 有意を表す。修正済み決定係数は within を用いる。時間効果を考慮した固定効果モデルを採用している。操作変数は ln (人口 10 万人当たり消防吏員数) である。表中の F 値は操作変数の係数が 0 であることを帰無仮説として F 検定を行った値である。

表7 警察官数のラグを考慮した推定結果, 2段階目

	被説明変数: ln (人口 1,000 人当たり犯罪発生率)					
	(1)		(2)		(3)	
ln (人口 1,000 人当たり警察官数 当期)	-0.869	**				
	(0.343)					
ln (人口 1,000 人当たり警察官数 1 期ラグ)			-0.859	**		
			(0.364)			
ln (人口 1,000 人当たり警察官数 2 期ラグ)					-0.889	**
					(0.382)	
1 期前刑法犯検挙率	-0.006	***	-0.006	***	-0.006	***
	(0.0005)		(0.0005)		(0.0005)	
ln (人口 1 人当たり民生費)	0.209	***	0.2	***	0.188	***
	(0.052)		(0.051)		(0.048)	
中学校卒業者進学率	-0.005		-0.006		-0.006	
	(0.004)		(0.004)		(0.004)	
有効求人倍率	-0.158	***	-0.156	***	-0.156	***
	(0.02)		(0.02)		(0.02)	
65 歳以上人口割合	-0.016	**	-0.015	**	-0.014	*
	(0.007)		(0.007)		(0.008)	
ln (人口 1 人当たり歳入決算総額)	-0.065		-0.064		-0.061	
	(0.048)		(0.048)		(0.048)	
可住地面積 1,000m ² 当たり人口密度	-0.197	***	-0.191	***	-0.189	**
	(0.072)		(0.074)		(0.074)	
県効果	yes		yes		yes	
時間効果	yes		yes		yes	
n	1,880		1,880		1,880	
修正済み決定係数	0.14		0.139		0.139	

注: カッコ内はクラスターロバスト標準誤差。星印 ***, **, * は, それぞれ 1, 5, 10% 有意を表す。修正済み決定係数は within を用いる。時間効果を考慮した固定効果モデルを採用している。

図4 東京都における刑法犯の内訳（2019年度）



注：円グラフの項目は上から罪種，件数，割合を表す。筆者作成。

と考える。

表8では、各種犯罪発生率に関する推定結果を掲載している。この推定では、都道府県ごとに生じる固有の要因かつすべての都道府県に時間を通じて一定の影響を与える要因を考慮するために、時間効果を考慮した固定効果モデルを採用している。また、警察官数と各種犯罪発生率との間に生じる内生性を考慮するために二段階最小二乗法を用いた分析を行っており、2段階目の推定結果を示している。なお、1段階目の推定結果は表4の(3)に該当し、操作変数である消防吏員数の係数は正に1%有意であり、また、操作変数の係数が0であることを帰無仮説としたF値が10以上の値であることから、この帰無仮説は棄却される。以上より、操作変数の関連性が確認される。表8の(1)から(4)はそれぞれ凶悪犯、粗暴犯、窃盗犯、風俗犯犯罪発生率が被説明変数に用いた分析結果である。ただし、各種犯罪発生率は、刑法犯犯罪発生率と同様の計算方法を用いており、各種犯罪認知件数を総人口で除し1000を掛け合わせて算出したものである。

まず、警察官数の推定結果について報告する。表8の(1)凶悪犯、(3)窃盗犯において、警察官数の係数はそれぞれ -2.004 、 -0.825 であり、それぞれ1%、5%有意であることが分かる。このことから、警察官は凶悪犯及び窃盗犯を抑止する効果があるといえる。中でも、凶悪犯に与える影響は犯罪種別の中で最も大きく、窃盗犯の2倍以上の影響を受けることが分かる。表8の(2)粗暴犯、(4)風俗犯において、警察官数の係数はそれぞれ -0.574 、 -0.758 と負の値ではあるものの、どちらも有意ではないことが分かる。このことから、警察官は粗暴犯及び風俗犯を抑止する効果があるとはいえない。

表 8 犯罪種別の犯罪発生率に関する推定結果, 2 段階目

	被説明変数: ln (人口 1,000 人当たり各種犯罪発生率)			
	(1) 凶悪犯	(2) 粗暴犯	(3) 窃盗犯	(4) 風俗犯
ln (人口 1,000 人当たり警察官数)	-2.004 *** (0.596)	-0.574 (0.582)	-0.825 ** (0.361)	-0.758 (0.913)
1 期前刑法犯検挙率	-0.003 *** (0.001)	-0.003 *** (0.001)	-0.007 *** (0.0005)	-0.0005 (0.001)
ln (人口 1 人当たり民生費)	0.382 *** (0.089)	0.481 *** (0.087)	0.188 *** (0.054)	0.032 (0.137)
中学校卒業者進学率	-0.007 (0.008)	-0.007 (0.007)	-0.006 (0.005)	0.037 *** (0.012)
有効求人倍率	-0.037 (0.034)	-0.056 * (0.033)	-0.164 *** (0.021)	0.113 ** (0.052)
65 歳以上人口割合	0.015 (0.012)	-0.029 ** (0.012)	-0.015 ** (0.007)	0.002 (0.018)
ln (人口 1 人当たり歳入決算総額)	-0.127 (0.084)	-0.366 *** (0.082)	-0.047 (0.051)	0.065 (0.129)
可住地面積 1,000m ² 当たり人口密度	-0.274 ** (0.125)	-0.05 (0.122)	-0.175 ** (0.076)	-0.234 (0.192)
県効果	yes	yes	yes	yes
時間効果	yes	yes	yes	yes
n	1,880	1,880	1,880	1,880
修正済み決定係数	-0.021	0.02	0.131	-0.039

注: カッコ内はクラスターロバスト標準誤差である。星印 ***, **, * は、それぞれ 1, 5, 10% 有意を表す。修正済み決定係数は within を用いる。時間効果を考慮した固定効果モデルを採用している。なお、1 段階目の推定結果は表 4 の (3) である。

次に、コントロール変数の推定結果について報告する。表 8 の (1) 凶悪犯において、1 期前刑法犯検挙率、人口密度 (可住地面積 1,000m² 当たり) は負に有意であり、民生費は正に有意であることが分かる。表 8 の (2) 粗暴犯において、1 期前刑法犯検挙率、有効求人倍率、65 歳以上人口割合、歳入決算総額 (人口 1 人当たり) は負に有意であり、民生費は正に有意であることが分かる。表 8 の (3) 窃盗犯において、1 期前刑法犯検挙率、有効求人倍率、65 歳以上人口割合、人口密度 (可住地面積 1,000m² 当たり) は負に有意であり、民生費は正に有意であることが分かる。表 8 の (4) 風俗犯において、中学校卒業者進学率、有効求人倍率は正に有意であることが分かる。以上のことから、凶悪犯、粗暴犯、窃盗犯については、

各変数の有意性に若干の違いがあるものの、概ね刑法犯と同様の分析結果となった。しかし、風俗犯については、教育水準が高いほど、かつ好景気であるほど犯罪発生率が上昇する、といったような他の犯罪区分とは異なる性質を持っていることが分かった。

7. 考察

本節では分析の考察を行う。分析結果から、第2節で立てた「警察官は犯罪を抑止する効果がある」とする仮説は正しいということが分かった。本稿の分析は、警察官数と犯罪発生率との間に存在する内生性を考慮したうえで両者の関係性を明らかにした数少ない研究結果であるといえる。以下では、第4、5、6節について考察を述べる。

第4節の推定結果から、警察官は刑法犯罪を抑止する効果があることが明らかになった。また、都道府県警察は長年の間絶えず警察官の増員を繰り返してきたが、その警察官の増員は犯罪の抑止力として機能していたことを本分析によって定量的に明らかにした。第2節で述べた通り、2019年度において、都道府県警察予算のうち人件費は約8割を占めているが、この人件費は警察官1人当たりに換算すると約1,031万円であった¹⁰⁾。このように、警察官1人に対するコストは少なくない中で、税金で運営されている警察組織が犯罪抑止の使命のもと正しく機能している結果が得られたことは有意義だといえるだろう。しかしながら、警察官数は近年の犯罪減少傾向を十分に説明できるほどのインパクトはなく、この傾向は時間効果など警察官数以外の要因によるものである可能性がある。

第5節の推定結果から、警察官が刑法犯罪を抑止する効果にラグが生じていることが明らかになった。この結果は、警察組織における人的資本の育成に関係していることが示唆される。警察庁(2019)「令和元年版警察白書」によると、「警察組織では、採用時に警察学校で教育訓練が実施されることに加えて、職場における教育訓練や術科訓練の充実強化もなされている」という。このような制度のもと、新人警察官が犯罪抑止に貢献する人材に育つ過程がラグとして反映されている可能性があると考えられる。しかしながら、本稿では新人警察官数や平均勤続年数等に関する分析が十分でなく、上記はあくまで仮説に過ぎない。

第6節から、警察官は凶悪犯及び窃盗犯の抑止に貢献することが明らかになった。この結果は、第4節では得られなかった罪種ごとの特性を明らかにした点で有意義であったといえる。以下では、犯罪種別での考察を述べる。

凶悪犯と窃盗犯に関する分析結果について、警察官が凶悪犯と窃盗犯を抑止するとした Levitt (2002) の推定結果と整合的であった。アメリカでの研究と同様の結果を得られたことは注目すべきことであり、日本とアメリカにおける犯罪特性は似た傾向にある可能性が考えられる。その一方で、Levitt (2002)

¹⁰⁾ 2019年度における警察予算の人件費を全国の警察官数(261,863人)で除して算出した。

では警察官数が凶悪犯と窃盗犯に与える影響は同程度であるのに対し、本稿では窃盗犯に与える影響に比べて凶悪犯に与える影響は2倍以上であった。このことから、日本とアメリカにおいて、凶悪犯を取り巻く環境が異なることが示唆される。

粗暴犯に関する分析結果について、警察官が粗暴犯を抑止するとはいえなかった。このことから、粗暴犯抑止のためには警察官数増加以外の対策が必要であることが示唆される。その一方で、犯罪の抑止力変数である1期前刑法犯検挙率が負に有意であることから、検挙率の向上が粗暴犯を抑止する効果があることが分かった。また、1期前刑法犯検挙率の向上は凶悪犯と窃盗犯についても同様に負の影響を与えることから、検挙率の改善は、凶悪犯と窃盗犯を抑止する効果もあるといえる。

風俗犯に関する分析結果について、警察官が風俗犯を抑止するとはいえず、その上、他の犯罪区分とは異なる特性を持つことが明らかになった。風俗犯とは賭博事犯及びわいせつ事犯に相当するが、昨今、いずれも犯罪手口が巧妙化しており、表面化しにくいという側面がある。そこで、賭博事犯については賭博店やインターネットカジノへの規制をさらに強化し、わいせつ事犯については警察官によるパトロールを一層徹底することが、風俗犯抑止につながる可能性があると考えられる。しかしながら、本稿の分析結果からは以上のような対策が適切であるかどうかまでは言及できない。

8. 論議

本節にて、本稿のまとめと今後の課題を述べる。

本稿では、警察官が犯罪抑止に寄与するののかについて分析した。第4節では、警察官が刑法犯罪を抑止することが明らかになった。第5節では、警察官が刑法犯罪を抑止する効果にラグが生じていることが明らかになった。第6節では、警察官は凶悪犯及び窃盗犯を抑止する効果があることが明らかになった。以上から、本稿で立てた「警察官は犯罪を抑止する効果がある」という仮説は正しいということが分かった。

最後に、今後の課題を2点述べる。1点目は、データ収集と年度設定の問題から、知能犯とその他の刑法犯について考慮できなかったことである。刑法犯は、凶悪犯、粗暴犯、窃盗犯、風俗犯に加えて、詐欺や横領等に相当する知能犯と、公務執行妨害や住居侵入等に相当するその他の刑法犯の6種類に区分される。しかし、本稿での分析期間と当該罪種のデータ収集可能期間が合致しなかったため、本稿での分析は断念した。2点目は、警察官の属性までは考慮できなかったことである。例えば、警察官の新規採用者や退職者にも着目することで新たな見解が得られ、検証に値すると考えられる。今後の研究で、これらも踏まえた分析がなされることを願ってやまない。

参 考 文 献

<書籍>

- 小山剛, 新井誠, 横大道聡 (2020) 『日常のなかの<自由と安全>—生活安全をめぐる法・政策・実務』弘文堂。
清水雅彦 (2007) 『治安政策としての「安全・安心まちづくり」—監視と管理の招聘—』社会評論社。

<論文>

- Becker, G. S. (1968). Crime and punishment: An economic approach. In *The economic dimensions of crime* (pp. 15-68). Palgrave Macmillan, London.
- Cameron, S. (1988). The economics of crime deterrence: A survey of theory and evidence. *Kyklos*, 41(2), 301-323.
- Di Tella, R., and Schargrodsky, E. (2004). Do police reduce crime? Estimates using the allocation of police forces after a terrorist attack. *The American Economic Review*, 94(1), 115-133.
- Kleck, G., and Barnes, J. C. (2014). Do more police lead to more crime deterrence?. *Crime & Delinquency*, 60(5), 716-738.
- Kovandzic, T. V., and Sloan, J. J. (2002). Police levels and crime rates revisited: A county-level analysis from Florida (1980-1998). *Journal of Criminal Justice*, 30(1), 65-76.
- Levitt, S. D. (1997). Using electoral cycles in police hiring to estimate the effect of police on crime. *The American Economic Review*, 87(3), 270-290.
- Levitt, S. D. (2002). Using electoral cycles in police hiring to estimate the effects of police on crime: Reply. *American Economic Review*, 92(4), 1244-1250.
- Levitt, S. D. (2004). Understanding why crime fell in the 1990s: Four factors that explain the decline and six that do not. *Journal of Economic perspectives*, 18(1), 163-190.
- Tsushima, M. (1996). Economic structure and crime: the case of Japan. *The Journal of Socio-Economics*, 25(4), 497-515.
- Vollaard, B., and Hamed, J. (2012). Why the police have an effect on violent crime after all: evidence from the British Crime Survey. *The Journal of Law and Economics*, 55(4), 901-924.
- 大竹文雄・岡村和明. (2000). 少年犯罪と労働市場：時系列および都道府県別パネル分析. *日本経済研究*, 40, 40-65.
- 大竹文雄・小原美紀. (2010). 「失業率と犯罪発生率の関係：時系列および都道府県別パネル分析」. *犯罪社会学研究*, 35, 54-71.
- 浜井浩一. (2013). なぜ犯罪は減少しているのか (課題研究 犯罪率の低下は、日本社会の何を物語るのか?). *犯罪社会学研究*, 38, 53-77.
- 遊間義一・金澤雄一郎・遊間千秋. (2010). 少年の殺人事件発生率と完全失業率の長期的関連 日本における1974年から2006年までの時系列データの実証分析. *犯罪社会学研究*, 35, 115-130.

<ウェブサイト>

国家公安委員会・警察庁 (2007) 「総合評価書」

https://www.npa.go.jp/policies/evaluation/04jigo-hyouka/sougou_hyouka/04kinpuroplan/19sougou.pdf

警察庁 (2008) 「平成20年版警察白書」(第5章 公安委員会制度と警察活動の支え)

<https://www.npa.go.jp/hakusyo/h20/honbun/html/k5400000.html>

警察庁 (2017) 「第2回 定員管理研究会資料」

https://www.soumu.go.jp/main_content/000500244.pdf

警察庁（2018）「平成30年版警察白書 特集 近年における犯罪情勢の推移と今後の展望」

<https://www.npa.go.jp/hakusyo/h30/honbun/html/uf121000.html>

<https://www.npa.go.jp/hakusyo/h30/honbun/html/uf122000.html>

<https://www.npa.go.jp/hakusyo/h30/honbun/html/uf123000.html>

警察庁（2019）「令和元年版警察白書」

<https://www.npa.go.jp/hakusyo/r01/honbun/html/v7711000.html>

警察庁（2022）「令和3年の刑法犯に関する統計資料」

<https://www.npa.go.jp/toukei/seianki/R03/r3keihouhantoukeisiryou.pdf>

総務省（2004）「治安・安全確保に向けた消防庁の取り組み」

<https://www5.cao.go.jp/keizai-shimon/special/vision/life/04/item4.pdf>

総務省（2020）「地方公共団体における適正な定員管理の推進について（今後の参考指標のあり方の検討）」

https://www.soumu.go.jp/main_content/000678541.pdf

総務省（2022）「警察と消防の比較」

https://www.fdma.go.jp/singi_kento/kento/items/kento242_26_220622_dai6_siryou2.pdf

内閣府「景気動向指数の利用の手引」

<https://www.esri.cao.go.jp/jp/stat/di/di3.html>

法務省（2021）「令和3年版犯罪白書」

<https://www.moj.go.jp/content/001365724.pdf>