

2022年度 統計データ分析コンペティション  
優秀賞 [大学生・一般の部]

社会保障政策と犯罪の関係  
—都道府県パネルデータによる実証分析—

TENG YU ZHE (青森中央学院大学経営法学部)

論文の概要

都道府県別データにより、犯罪件数を生活保護人員数割合、進学率、失業率等の変数で回帰し、社会保障政策が充実すれば犯罪が減ることを示した。

論文審査会コメント

標準的な手法をきっちり使っており、クロスセクションとパネルの両方で分析を行い、結果を比較していることが評価される。先行研究をしっかりとサーベイしたパネルデータ分析であり、クロスセクションの分析結果を先ずはきちんと行ったこと、その上で分散不均一性の配慮をおこなったという技術面も高く評価できる。

# 社会保障政策と犯罪の関係

## —都道府県パネルデータによる実証分析—

TENG YU ZHE・青森中央学院大学経営法学部経営法学科

### 1. はじめに

犯罪と社会保障政策に関する研究は社会学や経済学を基本としているものが多い。社会学による研究として、よく知られているものに Merton (1938) がある<sup>(18)</sup>。そこでは、ストレスの蓄積によって犯罪の可能性が高まることが指摘されている。ただし、Rudolph and Starke (2020) では、社会保障政策のようなソーシャルサポート (Social Support) は、罪を犯そうとする者のストレスを解消させ、間接的に犯罪を抑制するとしている<sup>(20)</sup>。一方、犯罪に関する経済学的研究として、よく知られている Becker (1968) では、犯罪は便益と費用との比較によって決定され、犯罪の費用が犯罪の便益を上回れば犯罪が発現すると指摘している<sup>(13)</sup>。さらに、Becker は所得が増加するほど、犯罪の便益が低下し、犯罪が減少するとしている。つまり、罪を犯そうとする者に社会保障給付があれば、所得が増加し、犯罪の可能性は低下すると考えられる。

日本では、憲法第 13 条の個人の尊厳と第 25 条の生存権を基に、社会保障制度が整備されている。日本の社会保障は、国民皆保険制度や年金制度などを中心としており、生活保護制度も含まれている。厚生労働省は、「生活保護制度は、生活に困窮する方に対し、その困窮の程度に応じて必要な保護を行い、健康で文化的な最低限度の生活を保障するとともに、自立を助長することを目的としている」と定めている<sup>(3)</sup>。生活保護制度には、所得再分配機能と生活安定機能があり、税制を通じた高所得層から低所得層への所得再分配により、国民が少なくとも最低限の生活を営めるようにしている。具体的には、厚生労働大臣は各地域の最低限生活費を設定し、年金や手当などの収入が最低限生活費に満たない場合、最低限生活費から収入を差し引いた差額が生活保護費として支給される。こうした制度に対し、2018 年の生活保護の改正後に給付費の引き下げや受給抑制が存在すると指摘する、薄木 (2019) などもある<sup>(2)</sup>。

生活保護制度の役割を、Becker (1968) の文脈の中で再検討すれば、当該制度の所得再分配は犯罪の抑制にも資すると考えることが自然である。例えば、失業者は生活のために犯罪し得るが、生活保護を受ける人はもはや最低限の生活を有するから、生活のために犯罪をする可能性が低くなると考えられる。つまり、職の無い人と比べ、最低限生活費を有する人の犯罪の便益の方が低い。さらに、Tsushima (1996) は日本の失業率、所得不平等度、貧困率等が犯罪発生率に対し正の相関があったことを実証している<sup>(22)</sup>。ここから、生活保障制度は所得再分配機能を通じて間接的に、犯罪を抑制している可能性を指摘できる。

日本における犯罪と社会保障に関する他の研究には、榎ら (2011) がある。そこでは、2005 年の都道府県別のクロスセクションデータを用いて、日本における住民一人当たりの民生費投資額と犯罪率の間に有意な負の相関が見られることを指摘している<sup>(1)</sup>。また、Enoki and Katahira (2014) は、2010 年の都道府県別のデータを用いて住民一人当たりの民生費投資額と、人口 10 万人あたりの社会福祉行政職員数は、高齢者の犯罪率に対して負の相関があることを指摘している<sup>(15)</sup>。しかし、以上の 2 つ研究は、クロスセクションデータを用いた重回帰分析によるため、都道府県別の個別効果をコントロールできておらず、欠落変数によるバイアスを含んでいる可能性が考えられる。さらに、説明変数の数も限定的で、経済発展、都市化、教育などの犯罪の要因として考えられる定量化可能な変数もコントロールされておらず、実証分析として改善の余地が残されている。

以上を踏まえ、本研究では、生活保護制度が犯罪率に与える相関関係を、都道府県別のパネルデータにより固定効果をコントロールしつつ、十分ではなかった犯罪率に対するコントロール要因も明示的に取り入れ、実証的に分析する。こうした生活保護制度と犯罪の関係に注目した研究は筆者の知る限り存在しないため、本研究の目的は生活保護制度の犯罪抑制機能の明確化にあると言えよう。

本研究の構成は以下通りである。第 2 節では犯罪に関する先行研究を紹介する。第 3 節では採用する変数を説明する。第 4 節では先行研究が考慮していなかった都道府県の個別効果が結果に対する影響を明らかにするため、2019 年の都道府県別のクロスセクションデータを用いて重回帰分析を行う。そして、第 5 節では、2004 年から 2019 年まで 5 年ごとの都道府県別のパネルデータ分析を実行し、前節の結果と比較する。そして、第 6 節は結論である。

## 2. 先行研究

1930年代の米国は世界恐慌に直面しており、当時の米国大統領であったルーズヴェルト氏は犯罪の基本的な原因は国民の生活困難であり、社会保障政策を通して犯罪を抑制できると述べている。Fishback et al. (2010) は1930年から1940年までの米国のデータを用いて、ルーズヴェルト氏の主張のように、社会保障制度は犯罪を抑制したことを実証した<sup>(17)</sup>。Rudolph and Strake (2020) はOECDの18か国の22年分のパネルデータを用いて社会保障の支出は犯罪率に対して負の相関があることを指摘している<sup>(20)</sup>。

また、犯罪の決定要因に関する研究も多く存在しており、Fajnzylber et al. (2001)<sup>(16)</sup>では、クロスカントリーデータを用いて所得格差を表すジニ係数と犯罪率との間の正の相関を指摘している。同様の指摘は、中国を対象とした呉・芮(2010)<sup>(24)</sup>やスウェーデンを対象とした Nilsson(2004)<sup>(18)</sup>でも見られる。そして、Edward and Bruce (1999) は米国において大都市での犯罪率の方が高いことを示している<sup>(14)</sup>。これは大都市になるほど、警察が犯罪者を逮捕しにくいことにより、犯罪の費用が低下して便益が高くなると解釈できる。さらに、Steven (1999) は米国の1970年、1980年、1990年といったクロスセクションデータと、この3年分のパネルデータを回帰分析し、所得と犯罪との間の負の相関を実証している<sup>(21)</sup>。

次に、日本を対象とした研究を紹介する。まず、Tsushima(1996)は1985年から1988年までの都道府県別のクロスセクションデータを用いて、説明変数の数を絞り込むことが可能なステップワイズ回帰モデルを用い、貧困率やジニ係数、失業率などが犯罪率との間で正の相関があることを実証した<sup>(22)</sup>。大竹・小原 (2010) は日本の時系列データと都道府県別パネルデータを用い、失業率や貧困率が犯罪との間で正の相関があることを示している<sup>(4)</sup>。さらに、功刀・岩田 (2016) は都道府県別のデータを用いて分析し、日本における犯罪率と地域の所得水準との間に逆U字の関係があることを指摘している<sup>(5)</sup>。

## 3. 変数の説明

まず、本研究は都道府県レベルのデータを使用し、被説明変数の犯罪率には、人口千人当たりの刑法犯認知事件数と、窃盗犯認知事件数の2つを使用する。先行研究から、生活のための犯罪では窃盗が多いと考えられる一方、under-reporting<sup>1</sup>を考慮し、刑法犯も採用する。表1に、変数の定義及びデータの出所等を示してある。一方、本研究において、生活保護制度を捉える説明変数には、被保護実人員の割合を採用する。さらに、被保護実人員の割合と犯罪率との間の関係を、クロスセクションデータを基にした「水準」に注目した分析と、パネルデータを基にした「変化」に注目した分析をすることとする。次に、犯罪率をコントロールする6つの説明変数についてである。1つ目は、所得格差をコントロールするための等価可処分所得ジニ係数であり、犯罪率に対して正の相関を確認している先行研究が多い。2つ目は、都道府県別の経済発展をコントロールするためのGDP成長率である。3つ目は、都道府県別の人口密度であり、それは各都道府県の都市化をコントロールするためである。4つ目は、完全失業率である。これは大竹・小原 (2010) による「失業者にとって、合法的な活動による所得より、犯罪による所得の方が高い」という指摘<sup>(4)</sup>を踏まえ、失業の影響をコントロールするためのものである。5つ目は高校卒業者の進学率である。大学等において、高等教育を受けた人はそうでない人に比べて、機会費用の視点から犯罪を避け、合法的に所得を得ようとする可能性が高いと考えられる。こうした視点から各都道府県の教育要因をコントロールする。6つ目は、一人当たり県民所得である。Becker (1967) による、所得の増加により犯罪の便益が低下するという指摘<sup>(13)</sup>のほか、Steven (1999) も、裕福な人は防犯対策にさらに投資する可能性が高いため、犯罪の費用が高くなると指摘している<sup>(21)</sup>。よって、犯罪に影響する所得という要因をコントロールする必要がある。

犯罪に関する実証研究では、警察官の割合という説明変数を採用する機会が多いが、総務省は、都道府県の警察官数は各都道府県の人口、面積、犯罪発生状況などの基準を考慮して決定されるとしている<sup>(7)</sup>。したがって、日本国内の都道府県別データによる分析の場合であれば、さらにコントロールする必要性がないと考えられる。

---

<sup>1</sup> 本当に発生したが、報告されていなかったことを意味している。Fajnzylber et al. (2001) では、より重大な犯罪ほど under-reporting の可能性が低いとしている<sup>(16)</sup>。

表 1. データの出典

変数	定義	データ出所
<b>被説明変数</b>		
犯罪率 刑法犯認知件数 (件数) 窃盗犯認知件数 (件数)	都道府県別認知事件数/都道府県別人口 (千人)	総務省統計局「社会・人口統計体系」
<b>説明変数</b>		
生活保護被保護実人員の割合 (人)	生活保護被保護実人員 (月平均) /都道府県別人口 (千人)	総務省統計局「社会・人口統計体系」
ジニ係数	「2019 年全国家計構造調査年間収入・資産分布等に関する結果の概要」(総務省統計局、2021) の 15 頁を参照した。	総務省統計局「全国家計構造調査」
GDP 成長率 (%)	2019 年の GDP 成長率は分析時点では未公開であるため、2018 年の値を使用した。	内閣府「県民経済計算」
人口密度 (人)	人口/総面積 (km <sup>2</sup> )	総務省統計局「社会・人口統計体系」
高校卒業者の進学率 (%)	(高等学校卒業者のうち進学者数/高等学校卒業者数) × 100%	2009 年から 2019 年までは SSDSE-B-2022 であり、2004 年は総務省統計局「社会・人口統計体系」
完全失業率 (%)	完全失業者/労働人口*100	総務省統計局「社会・人口統計体系」
一人当たり県民所得 (千円)	2019 年の一人当たり県民所得は分析時点では未公開であるため、2018 年の値を使用した。	内閣府「県民経済計算」

#### 4. クロスセクションデータの分析

##### (1) 推定手法

本研究は、生活保護実人員の割合が犯罪率に与える影響を分析する上で、都道府県の個別効果によるバイアスの影響を明らかにするため、事前に横断的な重回帰分析を行い、パネルデータの分析結果と比較することにする。2019年のクロスセクションデータを用いて、以下の(1)式を最小二乗法により推定する。

$$\text{Crime} = \beta_0 + \beta_1 \text{Welfare} + \beta_2 \text{Gini} + \beta_3 \text{GDPGrowth} + \beta_4 \text{Density} + \beta_5 \text{Edu} + \beta_6 \text{Unemployment} + \beta_7 \text{Income} + U \quad \dots (1)$$

記号の表記法は次のようである。Crime は犯罪率 (刑法犯認知件数 (人口千人当たり)、窃盗犯認知件数 (人口千人当たり))、 $\beta_0$  は定数項、Welfare は生活保護被保護実人員の割合、Gini はジニ係数、GDPGrowth は GDP 成長率、Density は人口密度、Edu は高校卒業者の進学率、Unemployment は完全失業率、Income は一人当たり県民所得、U は誤差項を表す。

重回帰分析の結果は以下の表 2 のようである。

表 2. 重回帰分析の結果

	(被説明変数：刑法犯認知件数)	(被説明変数：窃盗犯認知件数)
切片	-6.197 (4.090)	-4.492 (3.161)
生活保護被保護実人員の割合	-0.007 (0.040)	-0.013 (0.031)
ジニ係数	9.333 (10.693)	7.761 (8.264)
GDP 成長率	0.051 (0.138)	0.061 (0.107)
人口密度	0.0003 (0.0003)	0.0003 (0.0002)
高校卒業者の進学率	0.132*** (0.036)	0.092*** (0.028)
完全失業率	0.541 (0.595)	0.511 (0.46)
一人当たり県民所得	0.0001 (0.0007)	-0.00006 (0.0005)
R-squared	0.438	0.41

( ) は標準誤差を表し、\*\*\*は P 値<0.01 である。

## (2) 結果

分析結果によると、主要な説明変数である生活保護被保護実人員は負であったが、有意ではなかった。また、唯一の有意な説明変数である高校卒業者の進学率は正であった。ただし、この結果はバイアスを含んでいる可能性がある。それは、クロスセクションデータを用いた最小二乗推定の際に、説明変数と誤差項が相関するのであれば、欠落変数によって結果にバイアスが発生するというものである。このクロスセクション分析では、説明変数の係数に、各都道府県の時間を通じて不変かつ観測できない個別効果の影響が含まれている可能性がある。よって、個別効果の影響を取り除くため、都道府県別のパネルデータを用いて分析する。

## 5. パネルデータの分析

### (1) 推定手法

次に、都道府県別に 2004 年、2009 年、2014 年と 2019 年という 5 年ごとのパネルデータを用いて分析する。変数は上述した重回帰分析とほぼ同じであるが、都道府県別の等価可処分所得ジニ係数は 2019 年分しか入手できないため、パネルデータ分析から除いた。これは全国家計構造調査（旧全国消費実態調査）が 2019 年から新基準による計算となり、2019 年以前は所得再分配前の年収ジニ係数であり、2019 年の所得再分配後のジニ係数と対応しないためである。

まず、パネルデータ分析の利点は、クロスセクションデータという 1 時点データと比べて、複数の時点があるため、サンプル数がより多く存在することと、時間を通じて変化せず観測できない個別効果、例えば、地理や文化などの影響を、取り除けることである。説明変数が個別効果と相関するならば、内生性が生じ、分析結果に欠落変数バイアスが発生するため、個別効果を除く必要がある。そのためには固定効果モデル (Fixed Effect Model) を用いることが一般的である。田中 (2019) によれば、固定効果モデルの平均差分法は「時間平均を作り、それをそれぞれの重回帰モデルから引くことによって個別効果を消去する方法」と定義している<sup>(11)</sup>。個別効果は時間を通じて変わらないため、時間平均と重回帰モデルの個別効果は同様であり、重回帰モデルから時間平均を引き算すると個別効果がなくなる。よって、個別効果が消去されるため、説明変数は誤差項と相関せず、最小二乗法で一致推定できるようになる。

一方、説明変数が誤差項と個別効果と無相関であれば、内生性が生じず、Pooled OLS の他、ランダム効果モデルで一致推定できる。一般的に説明変数が誤差項と相関しているかどうかは、Hausman 検定により判断され、本研究では、固定効果モデルが支持された。なお、Wooldridge (2004) は、例えば、国や州の人口などのように、サンプルサイズが大きければ、説明変数が誤差項と個別効果と無関係ということ信じることができないと指摘している<sup>(23)</sup>。

さらに、ガウス＝マルコフ仮説の分散均一が満たされていない場合、いわゆる頑健な標準誤差

(Robust Standard Error) を用いる必要がある。ただし、サンプルサイズが小さい時、或いは分散が均一の時、頑健な標準誤差を採用すると、標準誤差を過小評価してしまう可能性がある。誤差項の分散が均一だとする帰無仮説の検定には、ホワイト検定 (White Test) が存在し、帰無仮説が棄却されるのであれば、頑健な標準誤差を用いることになる。本研究では、ホワイト検定の結果を踏まえ、より確実な結果を採用することとし、分析結果は表3のようになった。

表 3. 固定効果モデルの結果  
(被説明変数：刑法犯認知件数) (被説明変数：窃盗犯認知件数)

	(被説明変数：刑法犯認知件数)	(被説明変数：窃盗犯認知件数)
切片	38.666*** (10.563)	29.691*** (8.64)
生活保護被保護実人員の割合	-0.554*** (0.143)	-0.467*** (0.115)
GDP 成長率	0.167* (0.098)	0.127 (0.081)
人口密度	-0.004 (0.004)	-0.002 (0.003)
高校卒業者の進学率	-0.530*** (0.104)	-0.412*** (0.085)
完全失業率	1.822*** (0.447)	1.437*** (0.365)
一人当たり県民所得	0.0002 (0.003)	0.0002 (0.003)
R-squared	0.836	0.832
Hausman 検定 (P 値)	7.9e-21	5.4e-20

\* ホワイト検定を行った上に、頑健な標準誤差を採用し、() は頑健な標準誤差を表す。  
\* は P 値 < 0.1、\*\*\* は P 値 < 0.01 である。

## (2) 結果

表3を見ると、生活保護被保護実人員が刑法犯認知事件に対しても窃盗犯認知機能に対しても1%で有意かつ正であることが分かった。また、窃盗犯認知事件より、刑法犯認知事件での生活保護被保護実人員の割合の係数の方が強かった。生活保護被保護実人員の割合という社会保障の機能の程度を捉えた変数は多くの先行研究と同様、犯罪に対して負の相関を示すことが分かった。生活保護制度は国民に最低限生活費を支給し、最低限の生活を保障しているため、生活のために犯罪をする可能性が低下すると考えられる。また、社会学の Social Support という理論により、生活保護制度である社会保障は国民のストレスを解消させる機能があり、ストレスによる犯罪も当然減少する。つまり、生活保護制度は国民の最低限の生活を保障しているのみならず、社会の安定にも貢献しており、効率的に犯罪を抑制している。

そして、高校卒業者の進学率と完全失業率も、正で1%有意であり、刑法犯認知事件に対する係数の方が大きいことが分かった。上述した機会費用の視点から、高等教育を受けると犯罪しないことの方が効率的であると考えられる。よって、高校卒業者の進学率が高くなると、犯罪が低下していくのであろう。犯罪の抑制のために、大学進学への支援が必要であり、例えば、公的奨学金の拡充などである。進学の金銭的なコストが減少するほど、進学を選択する人が多くなり、地域の進学率が上昇していく一方、犯罪率も低下すると考えられる。

さらに、クロスセクションデータの分析と比較し、個別効果を取り除いた後のパネルデータ分析では、生活保護被保護実人員の割合、高校卒業者の進学率や完全失業率が有意となり、また R-squared も約 0.4 から約 0.8 まで上がってきた。よって、個別効果は分析結果に影響しており、個別効果を取り除いたパネルデータの分析結果の方が信頼できると考えられる。

本研究では、ランダム効果モデルの結果を省略したが、ランダム効果モデルについても推定したところ、符号条件や有意水準は固定効果モデルとほぼ同様であった。さらに、各説明変数間の相関が強すぎると、多重共線性が発生する。そのため、VIF (Variance Inflation Factor) を確認し、全てが 10 以下であり、多重共線性による推計結果への影響の可能性も低いと考えられる。

## 6. おわりに

本研究では、生活保護制度が犯罪を抑制していることを明らかにした。ここでは、日本の社会保障と犯罪との関係に焦点を充てた先行研究に見られる欠落変数等についても、説明変数を補い、パネル分析を採用することで、改善を加えてある。

生活保護被保護実人員の増加は都道府県の財政を逼迫させる可能性があるが、人々の最低限度の生活を保障し、地域の貧困や格差状況を是正し、社会の安全を確保できるという利点も存在する。本研究から犯罪抑制策に対して大きく2つのことを指摘する。1つ目は、給付費の引き下げや受給抑制によって生活保護受給者の生活が困難となり、犯罪率を間接的に高めてしまう可能性があるため、生活保護被保護実人員の減少による犯罪面への影響を再検討する必要性があること。2つ目は全体的な教育水準の上昇が犯罪の抑制につながるため、奨学金制度の拡充など、大学進学率の上昇が犯罪抑制策にもなり得ることである。

しかし、本研究にも計量経済学的な課題は残されている。本研究では固定効果モデルを通して個別効果を取り除き、内生性を緩和してある。しかし、説明変数と誤差項の相関が完全にはないとは言えず、また説明変数である失業率は被説明変数と逆因果の関係を有する指摘もある。よって、適切な操作変数による2段階最小二乗法(2SLS)などの手法で推定し、欠落変数によるバイアスを完全に排除し、より確実な結果を得る必要があろう。これは今後の課題としたい。

## 謝辞

本研究の作成にあたり、始適切な助言を賜り、また丁寧に指導して下さいました山本俊先生に深謝申し上げます。また、本学の楠山大暁先生より多くの有益なコメントを頂いた。記して感謝申し上げます。最後に、LIEW WEI PING氏には、本論文の執筆にあたり多くのご激励を頂きました。ここに誠意の意を表します。ただし、本論文における誤りはすべて筆者の責任です。

## 参考文献

- 1) 榎宏朗、小泉隆文、細井洋子、片平洸彦「犯罪の抑止変数に関する統計的検討—警察庁統計と社会保障・社会福祉の指標を用いた重回帰分析の結果より—」『東洋大学社会福祉研究』第4号、pp31-38、東洋大学社会福祉学会事務局、2011年。
- 2) 薄木公平「権利としての生存権—生活保護法改正から考える—」『豊岡短期大学論集』第15号、pp147-156、豊岡短期大学、2019年。
- 3) 厚生労働省「生活保護制度」(アクセス日:2022年8月1日)  
[https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/hukushi\\_kaigo/seikatsuhogoseikatu/index.html#:~:text=%E8%B3%87%E7%94%A3%E3%82%84%E8%83%BD%E5%8A%9B%E7%AD%89%E3%81%99%E3%81%B9%E3%81%A6,%E3%81%AE%E7%8A%B6%E6%B3%81%E3%81%AB%E3%82%88%E3%81%A3%E3%81%A6%E7%95%B0%E3%81%AA%E3%82%8A%E3%81%BE%E3%81%99%E3%80%82%EF%BC%89](https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/hukushi_kaigo/seikatsuhogoseikatu/index.html#:~:text=%E8%B3%87%E7%94%A3%E3%82%84%E8%83%BD%E5%8A%9B%E7%AD%89%E3%81%99%E3%81%B9%E3%81%A6,%E3%81%AE%E7%8A%B6%E6%B3%81%E3%81%AB%E3%82%88%E3%81%A3%E3%81%A6%E7%95%B0%E3%81%AA%E3%82%8A%E3%81%BE%E3%81%99%E3%80%82%EF%BC%89)
- 4) 大竹文雄、小原美紀「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』No. 35、pp54-71、日本犯罪社会学会、2010年。
- 5) 功刀祐之、岩田和之「日本における犯罪率と所得との関係:セミ・パラメトリック分析による犯罪クズネツ曲線の検証」『地域政策研究』第18巻、pp87-95、高崎経済大学地域政策学会、2016年。
- 6) 神野真敏、安岡匡也『歴史と理論で考える日本の経済政策』中央経済社、2020年。
- 7) 総務省「平成30年度地方公共団体定員管理研究会報告書」pg7、2019年。
- 8) 総務省統計局「全国家計構造調査」
- 9) 総務省統計局「社会・人口統計体系」
- 10) 総務省統計局「人口推計」
- 11) 田中隆一『計量経済学の第一歩』有斐閣、2015年。
- 12) 内閣府「県民経済計算」
- 13) Becker, Gary S., "Crime and Punishment: An Economic Approach," *Journal of Political Economy* 76, (1968).
- 14) Edward L. Glaeser., and Bruce Sacerdote., "Why is There More Crime in Cities?" *Journal of Political Economy*, Vol. 107, No.S6, (1999).

- 15) Enoki, Hiroaki., and Katahira, Kiyohiko., “Statistical relationship between elderly crime and the social welfare system in Japan : Preventative welfare approach for the deterrence of elderly crime” *Niigata journal of health and welfare* 14(1), (2014).
- 16) Fajnzylber, Pablo., Lederman, Daniel., and Loayza, Norman., “Inequality And Violent Crime” *The Journal of Law & Economics*, Vol. 45, No. 1, (2001).
- 17) Fishback, P. V., Johnson, R. S., and Kantor, S., “Striking at the roots of crime: The impact of welfare spending on crime during the great depression.”, *The Journal of Law and Economics*, 53(4), (2010).
- 18) Merton, R. K., “Social structure and anomie” *American Sociological Review*, 3(5), (1938).
- 19) Nilsson, Anna., “Income inequality and crime: The case of Sweden,” *Working Paper Series 2004:6*, IFAU - Institute for Evaluation of Labour Market and Education Policy, (2004).
- 20) Rudolph, Maximilian., and Starke, Peter., “How does the welfare state reduce crime? The effect of program characteristics and decommodification across 18 OECD-countries” *Journal of Criminal Justice*, Elsevier, vol. 68(C), (2020).
- 21) Steven D. Levitt, “The changing relationship between income and crime victimization” *Economic Policy Review*, Federal Reserve Bank of New York, vol. 5(Sep), (1999).
- 22) Tsushima, Masahiro., “Economic Structure and Crime: The Case of Japan,” *Journal of Socio-Economics* 25 (4), (1996).
- 23) Wooldrige, Jeffrey M., “introductory Econometrics: A Modern Approach” *South-Western Pub*; 4th edition, (2008).
- 24) 吴一平, 芮萌, “收入分配不平等对刑事犯罪的影响” *经济学(季刊)*第 10 卷第 1 期, 2010。



表 A1. クロスセクションデータの記述統計

	Mean	Median	S. D.	Min	Max
刑法犯認知件数 (件数)	4.917	4.830	1.535	2.240	9.610
窃盗犯認知件数 (件数)	3.477	3.300	1.161	1.630	7.350
生活保護費保護実人 員の割合 (人)	14.10	13.08	6.734	3.550	31.59
ジニ係数	0.2807	0.2805	0.01713	0.2510	0.3320
GDP 成長率 (%)	1.162	1.019	1.545	-1.935	6.286
人口密度 (人)	665.7	265.7	1215	66.90	6345
高校卒業者進学率 (%)	52.24	51.90	6.487	40.70	67.80
失業率 (%)	2.094	2.100	0.3969	1.200	2.900
一人当たり県民所得 (千円)	3004	2945	467.9	2391	5415

表 A2. パネルデータの記述統計

	Mean	Median	S. D.	Min	Max
刑法犯認知件数 (件数)	10.17	8.985	5.612	2.240	28.97
窃盗犯認知件数 (件数)	7.646	6.570	4.472	1.630	23.15
生活保護費保護実人 員の割合 (人)	12.46	10.80	6.669	2.170	34.09
GDP 成長率 (%)	-0.1330	0.3800	2.766	-9.150	7.450
人口密度 (人)	653.0	271.3	1168	66.90	6345
高校卒業者進学率 (%)	49.96	49.85	7.298	31.10	67.80
失業率 (%)	3.665	3.650	1.291	1.200	7.600
一人当たり県民所得 (千円)	2813	2766	449	2002	5415