



「雇用状況、豊かさと犯罪」

(Labor Markets, Poverty and Crime)

June 1, 2012

川島 広也* (Hiroya Kawashima)

大阪大学大学院国際公共政策研究科 (OSIPP) 博士後期課程
Ph.D student, Osaka School of International Public Policy (OSIPP)

【要約】 本稿では、雇用状況及び豊かさが犯罪発生率に与える影響を、1980年から2000年までの5年置き都道府県パネルデータを用いて分析する。犯罪発生率の要因分析をする際に重要な問題となるのが、説明変数の内生性をもたらす推定バイアスの存在である。そこで、本稿では、パネルデータの利用および操作変数法を用いた推定により、内生性の問題を取り除きながら、真の犯罪発生要因について明らかにする。分析の結果、雇用状況は犯罪発生率に直接影響を及ぼさない一方で、貧困の増加が犯罪発生率を高めることが示された。

【キーワード】 犯罪、雇用状況、貧困、警察、実証分析

【JEL Classification Codes】 C36, J6, K42

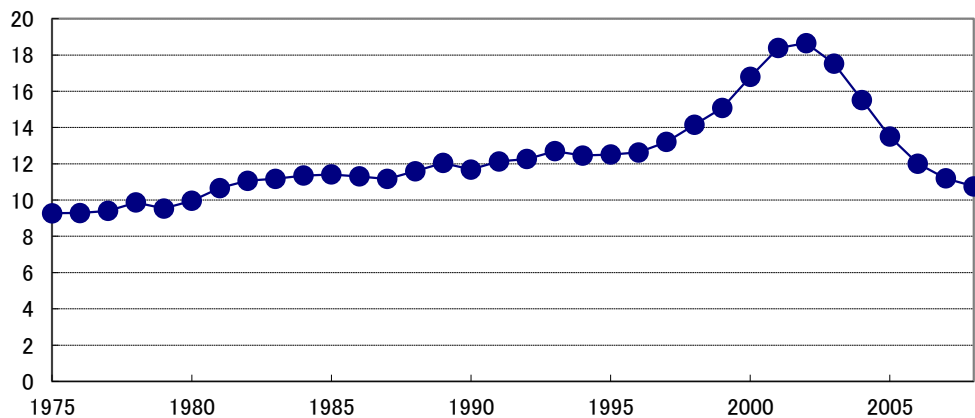
*563-0043 大阪府豊中市待兼町1-31 (E-mail)h-kawashima@osipp.osaka-u.ac.jp

本稿作成にあたり、小原美紀氏(大阪大学)、大竹文雄氏(大阪大学)、佐々木勝氏(大阪大学)から数々の貴重なコメントを頂いた。ここに記して感謝申し上げたい。なお、OSIPP Discussion Paper 作成にあたり、指導教員である赤井伸郎氏(大阪大学)に許可を頂いた。

1. はじめに

長らく当たり前に認識されてきた社会の様々な前提が崩れている。そのひとつが、安全である。日本は、世界で最も安全な国のひとつであるといわれてきた。しかし、近年、身近で空き巣などの犯罪の被害を受けたという話を聞くことが珍しくなくなった。1975年以降の財産犯の代表的存在である窃盗犯の犯罪発生率推移を図1に示した。ここで表す犯罪発生率は、窃盗犯認知件数を人口(千人)で割ったものである。

図1 1975年以降の犯罪発生率の推移



注)窃盗犯認知件数は『警察白書』(警察庁)による。

窃盗犯の犯罪発生率は、1975年以降一貫して緩やかな増加傾向で推移しているものの、低い水準を保ってきた。しかし、1997年以降急上昇し、2002年をピークに減少に転じる。このような窃盗犯の増加の背景には、雇用状況の悪化や貧しさなどの金銭的な原因が指摘されることが多い。特に、この期間に雇用の流動化が起き、1990年代以降非正規形態で就業する労働者が急増し、失業率の大きな変動要因になった。長い間日本は低い失業率の水準を維持していたが、1993年ごろから増加を始め、1998年に急激に増加した。ちょうど犯罪発生率が高まる時期と重なる。このことから、失業や非正規雇用の増加といった雇用状況の悪化が犯罪発生率を高めているのではないかと予測されやすい。また、実際に1980、90年代の多くの研究では、失業率が犯罪に影響を与えているという

結果が得られていた¹。さらに、雇用状況だけではなく、格差や貧困が広がったことが、明日の生活に不安がある人に窃盗犯罪を起こさせているのかもしれない。

しかし、犯罪の推定においては、失業率などの雇用状況や、格差や貧困などの豊かさが犯罪発生率に影響を及ぼすだけではなく、犯罪発生率が雇用状況や豊かさに影響を及ぼす逆の因果関係が存在する可能性がある。例えば、犯罪の多い地域から雇用者や労働者が他の地域に移動し、犯罪が多い地域で失業が増えることが考えられる。また、犯罪発生率の変化において、データでは捕らえきれない要因で、雇用状況や豊かさと関連した動きをするものの存在が、雇用状況や豊かさが犯罪発生率に影響を及ぼすように見せかける可能性がある。例えば、人々の労働に対する考えや将来に対するリスクについての認識などの文化的な要因や、賭博施設の集中度などの都市の構造上の要因で、失業率と相関する変化が、犯罪発生率にも影響を与えることが考えられる。このような逆の因果関係や観察できない要因によって生じる内生性の問題により推定値にバイアスが生じ、雇用状況や豊かさが犯罪発生率を増加させるという関係があるように見える可能性が考えられる。そこで、本稿では、このような内生性を考慮した分析を行うことで、雇用状況や豊かさが犯罪発生率に与える影響を分析する。

経済学に基づいた犯罪の要因分析は、海外では非常に多く行われてきた。次節で展望するように、雇用状況や豊かさと犯罪の関係を分析した近年の研究としては、Raphael and Winter-Ember(2001)、Gould et al.(2002)などがある。また、内生性を考慮しながら犯罪の要因分析をした研究としては、Cornwell and Trumbull(1994)、Levitt(1997、2002)などがその後の研究に大きな影響を与えている。しかしながら、雇用状況や豊かさの内生性と同時に、それ以外の主要な犯罪規定要因、例えば警官数などといった犯罪抑止力の内生性を考慮した研究は、その重要性が指摘されながらほとんど行われていない。また、犯罪発生要因に関する研究は、日本国内ではマクロデータを用いた時系列分析がわずかに存在するだけである。そこで、本稿は、雇用状況や豊かさと、警官数の双方に生じる内生性の問題を考慮した分析を行い、日本についての状況を明らかにする。

¹ 1990年代までの分析結果については、Mustard(2010)やFreeman(1999)などの展望論文を参照。

日本の犯罪発生率について計量分析が少ない理由のひとつは、犯罪に関する個人データが入手できないからであると考えられる。欧米の研究では、Gould et al.(2002)や Vollaard and Koning(2009)など、個人データを用いた研究がなされている。しかし、日本では犯罪に関する個人データが入手できない。そこで、本稿では都道府県別のパネルデータを用いた分析を行う。都道府県別のパネルデータを用いることで、総括バイアス(Aggregation Bias)は避けられないものの、平準化(平均化)が測られるため、個人データを用いた場合に比べて異質性がもたらす推定上の問題は小さくなる。また、個人データを用いた場合に比べて、長期間の傾向を捉えることができる。都道府県間の異質性として残る個別効果は、パネルデータを用いた分析を行うことでコントロールする。

都道府県別のパネルデータを使用しながら、雇用状況や豊かさ及び警官人口比が持つ内生性を操作変数法で同時に考慮した推定を行った結果、雇用状況は犯罪発生率に影響を与えないことが示された。一方、豊かさを捉える貧困の状況を表す変数が犯罪発生率に影響を及ぼすことが明らかとなった。通常考えられることが多い、雇用状況が犯罪発生率を高めるという悪影響は、必ずしも妥当ではないことが指摘される。雇用状況の悪化が直接犯罪発生率の上昇につながるのではなく、雇用状況の悪化が人々の豊かさに悪影響を及ぼし、貧困が広がることで、犯罪に悪影響が及ぶのではないかと予測される。

本稿の貢献は、研究の蓄積が少ない日本の犯罪発生要因を分析する点と、日本のデータを用いた分析によりこれまで当然のように扱われてきた犯罪発生要因に疑問を提示し、雇用状況や豊かさと犯罪発生率の間の関係について複数の内生性の問題を考慮した真の因果関係を捉える点にある。論文の構成は、以下の通りである。2節では、先行研究をまとめ、問題点を指摘する。そして、本稿で使用する分析モデルを紹介する。3節では、データを紹介する。4節において、分析結果を報告し、5節において、全体をまとめる。

2. 先行研究と分析モデル

経済学を用いて雇用状況や豊かさと犯罪の関係を分析する試みは、50年以上行われてきた。多くの先行研究で失業や格差が犯罪に影響を与える結果を報告している一方、それらの失業や格差などの雇用状況や豊かさと犯罪の関係は内生性の問題による見せかけの相関である可能性がしばしば指摘されてきた。雇用状況や豊かさが犯罪発生率に影響を及ぼすだけでなく、犯罪発生率が雇用

状況や豊かさに影響を及ぼすという逆の因果関係や、雇用状況や豊かさと同時に変化する要因のうちデータでは観察されない動きの存在が犯罪発生率に影響を及ぼすことが考えられる。同じことは、しばしば犯罪の抑止要因として扱われる警官人口比についても言える。犯罪の要因分析を行う際には、これら雇用状況や豊かさ、及び警察の 2 種類の説明変数について、内生性が問題となることが考えられる。そこで、ここでは主に雇用状況や豊かさと犯罪の関係を、内生性を考慮して分析した先行研究をレビューする。

雇用状況や豊かさと犯罪の内生性については、Raphael and Winter-Ember(2001)は 1971 年から 1997 年までのアメリカの州別のパネルデータを用いて、失業が犯罪に及ぼす影響を分析している。この分析では、失業率と犯罪の内生性を取り除くために、州の防衛費の情報やオイルショックの影響を操作変数にしている。そして、失業率は財産犯に影響を与え、暴力犯への影響は財産犯よりも小さいことを示した。Kelly(2000)は、アメリカの都市別データを用いて、格差が犯罪に与える影響を分析している。この分析では、警察と犯罪との内生性を取り除くために、所得、政府支出、選挙の情報を操作変数にしている。この分析では、格差は財産犯に影響を与えないことが示されている。また、Gould et al.(2002)は、1979 年から 1997 年のアメリカの州別パネル及び、1979 年から 1989 年の都市別パネルを用いて、賃金及び失業が犯罪に及ぼす影響を分析している。この分析では、失業や賃金と犯罪率との内生性を取り除くために、人口や産業の変化、産業構造などを操作変数にしている。そして、賃金及び失業は犯罪に影響を与え、賃金の方がより重要な要素であることを示した。さらに、近年では、Lin(2008)は 1974 年から 2000 年までのアメリカの州別パネルデータを用いて失業が財産犯に及ぼす影響を分析している。この分析では、失業と犯罪の内生性を取り除くために、為替、産業、労働組合といった情報を操作変数にしている。そして、窃盗犯の失業弾力性が内生性をコントロールした 2SLS で OLS よりも大きい結果が得られることを示している。

アメリカ以外の研究では、Mehlum et al.(2006)は 1835 年から 1861 年までのドイツのバイエルン地方の地域別パネルデータを用いて、生活水準が犯罪に与える影響を分析している。収入のほとんどを食費に当てていたこの地域では、ライ麦の価格が上昇することで貧困に陥る。この分析では、そのようなライ麦の価格を生活水準の代理変数として扱っている。そして、ライ麦の価格と犯罪との内生性をコントロールするため、降雨量のデータを操作変数として用いて

いる。この分析では、ライ麦の価格が財産犯に正の影響を与える結果が示されている。また、Fougere et al.(2009)は 1990 年から 2000 年までのフランスの地域別のパネルデータを用いて、若年失業が犯罪に与える影響を分析している。この分析では、失業と犯罪の内生性を考慮するため、Gould et al.(2002)で使われた操作変数をフランスのデータに適用して操作変数にしている。そして、若年失業が財産犯及び薬物犯に影響を及ぼすことを示した。

雇用状況が犯罪に与える影響ではなく、警察や司法等の状況が与える影響だけに注目した分析も存在する。Levitt(1997)は、1970 年から 1992 年のアメリカの都市別のパネルデータを用いて、警官人口比が犯罪を抑止するか分析している。その後、MacCrary(2002)によるミスの指摘を受けて出した Levitt(2002)では、自治体の消防職員の数を操作変数にして分析をした。この分析では、警官人口比が財産犯及び暴力犯共に負の影響を与えていることを示した。また、近年では、財政関連の変数が多く操作変数に用いられている。Evans and Owens(2007)や Worrall and Kavandzic(2010)は、政府が治安維持のために地方に交付する補助金を操作変数とした。これらの分析では、警官人口比が犯罪に負の影響を与えていることを示している。Lin(2009)は、消費税、所得税、法人税などの税率を操作変数に用いた。この分析では、犯罪の警官人口比弾力性が内生性をコントロールした 2SLS で OLS よりも負で大きい結果が得られることを示している。

犯罪の要因分析において、警察や司法等の状況の内生性と労働市場の状況の内生性を同時に捉えたものは存在していない。ただし、警察や司法等の状況の内生性のみを考慮した上で、労働市場の状況と犯罪の関係を分析した研究は数は少ないが存在している。Doyle et al.(1999)は、逮捕率や警官人口比と犯罪との内生性を考慮するため、暴力犯の逮捕率、近隣州の一人当たり警察職員の加重平均、一人当たり税収、選挙で民主党員の候補に投票する比率を操作変数に用いている。この分析では、賃金は犯罪に負の影響を及ぼすが、所得格差は影響を及ぼさないことが示されている。また、Machin and Meghir(2004)は、有罪率と犯罪の内生性を考慮するため、平均的な刑の長さを操作変数に使用している。この分析では、低賃金労働者の賃金が財産犯に影響することを示している。Cornwell and Trumbull(1994)は、ノースカロライナ州の市郡のパネルデータを用いて、労働市場の差を含む地域差が、犯罪率に影響を与えることを示した。この分析では、警察及び逮捕率と犯罪との内生性を取り除くため、面と向

かつて行われる犯罪とそうでない犯罪の比率や一人当たり税収を操作変数として使用した。

多くの研究が雇用状況や豊かさ、及び警察と犯罪との内生性の克服に焦点を当てているものの、両者を同時に考慮した研究は見当たらない。

また、国内のデータを用いた分析は数が限られている。日本国内の犯罪に関する研究はほとんどがマクロデータを用いたもので、パネルデータを用いた分析は大竹・岡村(2000)、大竹・小原(2010)など数が限られている。これらの数少ないパネルデータを用いた研究では、労働市場の状況や豊かさと犯罪との内生性を指摘はされているが、操作変数法を用いて内生性を考慮した分析は行われていない。また、警察と犯罪との内生性に焦点を当てた国内の研究としては、Yamamura(2009)が1994年から2001年の県別パネルを用いて、警察とソーシャルキャピタルが犯罪に与える影響を分析している。そして、警察及びソーシャルキャピタルと犯罪の内生性を取り除くために、操作変数法を用いて分析している。この分析では、コントロール変数の一つとして、一人当たり所得やジニ係数をコントロールしているが、それらと犯罪の内生性は処理していない。

そこで、本稿では、パネルデータを利用した上で、操作変数法を用いて、雇用状況や豊かさ、及び警察と犯罪との内生性の両方を同時に考慮し、日本における真の犯罪要因を明らかにする。本稿の分析には、1980年から2000年までの5年後ごとの都道府県別パネルデータを用いる²。都道府県別のパネルデータを用いる場合には、都道府県間に存在する個別効果が、推定値にバイアスを与える可能性がある。そこで、都道府県間に存在する個別効果の存在がもたらす見せかけの相関を取り除くために、都道府県間の個別効果を確率変数として捉える変量効果モデル、及び都道府県間の個別効果を非確率変数として捉える固定効果モデルで分析を行う。都道府県別の犯罪発生率を y_{it} とし、雇用状況、豊かさを表す変数、及び犯罪抑止力を表す一人当たり警官数を Z_{it} 、その他のコントロール変数を X_{it} とすると、推定式は、

$$y_{it} = \alpha + Z'_{it}\beta + X'_{it}\gamma + u_{it}$$

と書ける。ここで、 i は都道府県、 t は時間を表し、誤差項を $u_{it} = \mu_i + v_{it}$ と書いている。 μ_i は都道府県間に存在する観察できない効果で、 v_{it} は X_{it} 、 Z_{it} と相関せず $v_{it} \sim iid(0, \sigma_v^2)$ であるとする。 μ_i を v_{it} および X_{it} 、 Z_{it} と相関せず

² 正規雇用比率のみ1985年以降しかデータが入手できないため、1985年から2000年までのデータを用いて分析を行う。

$\mu_i \sim iid(0, \sigma_\mu^2)$ であるとすれば変量効果モデルとして、 μ_i は非確率変数であるとすれば固定効果モデルとして推定する。また、 Z_{it} に対して、操作変数を用いて、 Z_{it} と y_{it} の間に存在する内生性を取り除く。操作変数には、海外での先行研究を参考にしながら、日本の状況を考慮して、産業関連の変数、人口関連の変数、財政関連の変数、労働関連の変数を用いる。

3. データ

本稿で使用する犯罪に関するデータは、警察庁による『警察白書』の資料編に掲載されている 1980 年から 2000 年までの 5 年ごとのデータを使用する³。犯罪のうち、財産犯の認知件数を人口(千人)で割った値を、犯罪発生率と呼ぶ。刑法犯全体ではなく、財産犯を用いるのは、労働市場の状況や豊かさにより関連の強いと思われる犯罪であるためである。また、刑法犯は暴力犯や知能犯などの性質の全く異なる罪種を一緒にしており、そのような統計を用いることは **Aggregation bias** が大きいと考えられる。通常、刑法犯は、犯罪の行為類型から、凶悪犯、粗暴犯、窃盗犯、知能犯、風俗犯、その他の刑法犯の 6 種に分類されるが、窃盗犯だけは窃盗罪しか含まれず、**Aggregation Bias** を考慮しなくてもよい。そこで、本稿では、刑法犯の中でも、特に窃盗犯について着目して分析を行う。

最も重要な説明変数には、犯罪の機会費用と考えられる失業率、有効求人倍率、正規雇用比率、貧困、ジニ係数及び犯罪の抑止力と考えられる警官人口比を用いる。その他の犯罪発生率に影響を及ぼす社会経済的な要因をコントロールする説明変数には、外国人比率、高校進学率、人口成長率を使用する。失業率は、『国勢調査』からそれぞれ入手した完全失業者数を労働力人口で割って求めた。有効求人倍率は、厚生労働省の『一般職業紹介状況』から入手した。正規雇用比率は、『就業構造基本調査』からそれぞれ入手した雇用者総数を正規の職員・従業員数で割って求めた。正規雇用比率は、データの入手可能な 1982 年から 2002 年までのデータで、他のデータの調査年の 3 年前のデータを使用している。貧困は、次のように計算する。『就業構造基本調査』は世帯主が有業者(一般世帯)の所得について、所得階層ごとの世帯数を報告している。初めに、全国

³ 他にも 1980 年から 2005 年など様々な期間を区切って推定した。その中で、最も安定的な結果が得られたのが 1980 年から 2000 年の統計を用いた分析であり、本稿ではその期間を採用した。もっとも、どの期間で区切っても結果が大きく変わることはない。

における所得階層のデータからメディアンを求め、その階層以下の所得階層に属する世帯数を求める。⁴そして、この世帯数が県全体の世帯数に占める割合を求める。なお、他のデータの調査年に近い年として、1977年、1982年、1987年、1992年、1997年、2002年の『就業構造基本調査』を用いる。ジニ係数は、『全国消費実態調査』から入手した。ジニ係数は、データの入手可能な1979年から1999年までのデータで、他のデータの調査年の1年前のデータを使用している。警官人口比は、『日本統計年鑑』から入手した警察官数を『国勢調査』から入手した人口(千人)で割って求めた。外国人比率は、『国勢調査』から入手した外国人人口の変化分を人口(千人)で割って求めた。高校進学率は、『学校基本調査報告書』からそれぞれ入手した高等学校の通信制課程(本科)への進学者を除く進学者を卒業数で割って求めた。人口成長率は、人口の変化分を人口で割って求めた。これらの説明変数は、先行研究に基づいて日本の状況に当てはまると考えられる変数を採用した。

また、雇用状況や豊かさを説明する説明変数以外の操作変数には、1年前の県内総生産に占めるサービス業比、1年前の県内総生産に占める製造業比、労働組合員比率、一人当たり教育費歳出比、歳入に占める地方税比率を使用する。また、警官人口比を説明する説明変数以外の操作変数には、昼間人口比を使用する。1年前の県内総生産に占めるサービス業比、1年前の県内総生産に占める製造業比は、『県民経済計算』から入手したサービス業及び製造業の県内総生産を、それぞれ県内総生産で割って求めた。昼間人口比は、『国勢調査』から入手した昼間人口を人口で割って求めた。一人当たり教育費は、『地方財政統計年報』から入手した教育費歳出額を人口で割って求めた。地方税歳入比は、『地方財政統計年報』から入手した地方税歳入額を歳入総額で割って求めた。労働組合員比は、『労働組合基礎調査報告』から入手した労働組合員数を就業者数で割って求めた。

これらの変数の記述統計量を、表1示す。

⁴ 都道府県ごとのメディアンを用いた変数も試みたが、結果に差はなかった。マスメディアが発達した現代社会においては、各都道府県内の豊かさだけでなく、全国の豊かさが観察可能である。そこで、都道府県内においてどの程度貧しいかという指標よりも、全国においてどの程度貧しいかを捉える変数をここでは用いることにした。

表1. 記述統計量

	平均	標準誤差	最小値	最大値
被説明変数				
犯罪発生率(窃盗犯)	10.5742	3.8270	4.6141	27.2369
説明変数 (労働市場変数)				
失業率	3.4550	1.3131	1.2000	10.2621
有効求人倍率	0.8831	0.4889	0.1600	2.6200
正規雇用比率	0.7522	0.0357	0.6552	0.8548
(格差変数)				
貧困率	0.1584	0.0793	0.0400	0.4500
ジニ係数	0.2823	0.0198	0.2320	0.3800
(その他コントロール変数)				
警官人口比	1.6178	0.3560	1.1939	3.5199
高校進学率	95.2813	1.6524	90.4000	98.8000
外国人比率成長率	0.1846	0.2167	-0.1854	1.0522
人口成長率	0.0201	0.0261	-0.0277	0.1322
(操作変数)				
1年前の県内総生産に占めるサービス業比	0.1493	0.0406	0.0841	0.3160
1年前の県内総生産に占める製造業比	0.2561	0.0901	0.0639	0.4996
一人当たり教育費歳出	0.0905	0.0207	0.0482	0.1463
昼間人口比	0.9895	0.0490	0.8470	1.2377
歳入に占める地方税比率	0.2616	0.1329	0.0997	0.7366
労働組合員比率	0.1762	0.0434	0.0970	0.3827

注1. 1985年から2000年までの5年おきの都道府県別データであり、サンプル数は235である。

2. 正規雇用比率は、1982年から1997年の県別データである。

4. 結果

表 2 に、パネルデータを用いた変量効果モデルにより分析した結果を示す。失業率の係数は正、有効求人倍率及び正規雇用比率の係数は負であり、どちらも 1%の有意水準で有意である。貧困及び格差の係数は正であり、どちらも 5%の有意水準で有意である。失業率の悪化や有効求人倍率の低下という雇用状況の悪化は、犯罪発生率を高めるといえる。同時に、貧困率及び格差は、犯罪発生率を高めるといえる。

表2. 犯罪の決定要因(変量効果モデル)

被説明変数: 都道府県別犯罪発生率

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
失業	1.2217*** (0.2796)				
有効求人倍率		-2.2010*** (0.5826)			
正規雇用比率			-46.1077*** (10.8994)		
貧困				8.9824** (4.4840)	
ジニ係数					24.4258** (11.6148)
警官人口比	1.1764 (0.9590)	1.7954* (0.9858)	1.1205 (1.0158)	1.7075* (1.0187)	1.3796 (1.0026)
高校進学率	-0.0811 (0.1646)	-0.1890 (0.1620)	-0.1275 (0.1916)	-0.2455 (0.1647)	-0.2464 (0.1643)
外国人比率成長率	-1.0590 (0.9081)	-1.2290 (0.9091)	-1.8350* (0.9452)	-1.4854 (0.9239)	-1.5629* (0.9240)
人口成長率	12.9899 (10.8822)	13.5569 (11.1597)	31.6364** (13.4041)	9.4026 (11.4492)	7.9090 (11.2047)
定数項	10.8220 (15.9537)	24.7087 (15.5187)	55.7100*** (18.4416)	27.7095* (15.8597)	22.9115 (16.2211)
観測数	235	235	188	235	235
Wald統計量(全係数=0)	268.58	261.18	215.31	241.18	240.39
LM統計量($\sigma_{ui}^2=0$)	107.17	114.20	72.58	105.69	104.74

注1. *, **, ***はそれぞれ10%、5%、1%の水準で有意であることを示している。

2. 各年のダミー変数を含めて推定している。

3. カッコ内はrobust standard errorを表す。

もっとも、これは見せかけの相関かもしれない。都道府県間に存在する個別効果の存在が、雇用状況や格差の広がり大きい地域で犯罪発生率が高いという関係を作りだしている可能性である。そこで、次に都道府県間の観察できない異質性を非確率変数として扱い、誤差項に含めない固定効果モデルによる推定を行う。

表3に、固定効果モデルで分析した結果を示す。係数の符号はこれまでの推定結果と同じであるものの、標準的な有意水準において統計的に有意にならない場合が多い。失業率、有効求人倍率及び正規雇用比率の係数は、10%の有意水準で有意とならない。都道府県固有の効果のうち、時間を経ても変わらないものを完全に排除くと、雇用状況の悪化は犯罪発生率を高めるわけではない

ことがいえる。これらに対して、貧困の係数は正であり、5%の有意水準で有意である。格差の係数は、10%の有意水準で有意とならない。時間について変化しない都道府県固有の効果を取り除けば、貧困の指標が犯罪発生率を高める可能性があるといえる。

表3. 犯罪の決定要因(固定効果モデル)
被説明変数: 都道府県別犯罪発生率

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
失業	0.5039 (0.7503)				
有効求人倍率		-0.9687 (0.6122)			
正規雇用比率			-8.4780 (11.1354)		
貧困				12.9417** (5.3042)	
ジニ係数					10.3251 (9.3914)
警官人口比	-16.9063*** (6.1362)	-16.4119*** (5.7499)	-20.0651*** (5.9202)	-16.2776*** (5.3591)	-17.8288*** (5.4738)
高校進学率	0.2563 (0.2125)	0.2542 (0.2107)	0.2660 (0.2417)	0.2081 (0.2192)	0.2455 (0.2123)
外国人比率成長率	-1.0144 (0.9070)	-0.9964 (0.9070)	-1.0073 (0.7915)	-0.9415 (0.8408)	-1.0756 (0.8755)
人口成長率	-14.5283 (14.1739)	-14.6355 (13.1309)	-7.6370 (11.8269)	-16.8432 (13.1678)	-17.6576 (13.0016)
定数項	10.6677 (23.9407)	12.0602 (22.4347)	23.9643 (27.6525)	14.1167 (23.3900)	11.8027 (22.8078)
観測数	235	235	188	235	235
決定係数	0.65	0.66	0.66	0.66	0.65
F統計量 全係数=0	25.96	26.37	27.08	25.83	27.02
Wu-Hausman検定	80.39***	111.76***	59.66***	97.39***	115.20***

注1. *, **, ***はそれぞれ10%、5%、1%の水準で有意であることを示している。

2. 各年のダミー変数を含めて推定している。

3. カッコ内はrobust standard errorを表す。

以上から、変量効果モデルと固定効果モデルは、異なる結果を示している。変量効果モデルは都道府県の固有效果を確率変数としてとらえており、これが説明変数と相関しないことが前提となっている。しかしながら、都道府県別の犯罪分析の場合、これが満たされていない可能性が高い。たとえば、都道府県の

固有効果に含まれていると考えられる暴力団組織の活動や賭博施設の集中度などは、説明変数としてコントロールした高校進学率や外国人比率とも相関すると予想される。ここで、ハウスマン検定により変量効果モデルの仮定の妥当性を検定すると、すべてのモデルにおいて、変量効果モデルの仮定は棄却され、固定効果モデルの推定結果が支持される。都道府県固有の効果が存在し、それにより見せかけの雇用状況と犯罪発生率の関係や、格差と犯罪発生率の関係が示されていると考えられるが、変量効果モデルで取り除くことは不適切だといえる。そして、固定効果モデルで都道府県間に存在する観察できない要素を取り除くと、結果は大きく変わり、雇用状況は犯罪発生率には直接的には影響を与えておらず、貧困率の増加は犯罪発生率を上昇させる可能性が示される。

最後に、観察できない都道府県の固有効果で、時間を通じて変化する要素が存在することも考えられる。不法滞在の外国人などの観察できない要素で犯罪に影響を与える要素は、時間を通じて変化する、説明変数としてコントロールしている変数と相関することが考えられる。そこで、操作変数法を用いて、時間を通じて変化する観察できない都道府県固有の効果を実験的にコントロールした推定を行う。

補表 1 に 1 段階目の推定結果を示している。雇用状況、格差を説明する説明変数以外の操作変数には、労働市場の特徴を捉える変数として、1 年前の県内総生産に占めるサービス業比、1 年前の県内総生産に占める製造業比、労働組合員比率を使用する。サービス業比が高い地域では、構造的な失業が生じやすいことが考えられる。一方、製造業比率が高い地域では、構造的な失業が起きにくく、失業率が低いことが考えられる。労働組合員比率の高い地域では、整理解雇に伴う失業が起きにくく、正規雇用比率が高いことが考えられるが、その分雇用のコストが上がるため、有効求人倍率は低いことが予測される。また、財政関連の変数として、一人当たり教育費歳出比、歳入に占める地方税比率を使用する。一人当たり教育費歳出が大きい地域では、失業が低く、正規雇用比率が高く、格差が少ないことが考えられる。歳入に占める地方税比率が高い地域は景気がよい地域であり、雇用状況がよく、貧困の少ない地域であることが考えられる。

警官人口比を説明する説明変数以外の操作変数には、昼間人口比を使用する。昼間人口比が高い地域は、比較的都市部であることが考えられる。人と接することが少ない農村などの多い都道府県よりも、人口がある程度集中している地

域の多い都道府県の方が犯罪を行う機会が多く、警官一人あたりからえられる限界便益が高いことから、同じ警官人口比の水準でも社会的厚生が高い。そこで、昼間人口比が高い都道府県においては、警官人口比が高いことが予測される。

操作変数の妥当性の検定として、**Sagan-Hansen** の過剰識別検定を行った。すべての操作変数の組み合わせで、操作変数が外生変数であるという帰無仮説は 10%の有意水準で需要される。よって、本稿で使用した操作変数が不適當でないことがいえる。⁵また、先に載せた変量効果モデル及び固定効果モデルの推定と同様に、都道府県固有の効果が存在し、それらを確率変数として変量効果モデルで取り除くことは不適切だと考えられる。ハウスマン検定により変量効果モデルの仮定の妥当性を検定しても、ほぼすべてのモデルにおいて、変量効果モデルの仮定は棄却され、固定効果モデルの推定結果が支持される。

表 4 に、操作変数法を用いて推定した固定効果モデルの結果を示す。失業率、有効求人倍率及び正規雇用比率の係数は、10%の有意水準で有意とならない。時間を通じて変わる都道府県固有の効果を取り除くと、雇用状況の悪化は犯罪発生率を高めるわけではないことがいえる。これに対して、貧困の係数は正であり、5%の有意水準で有意である。格差の係数は、10%の有意水準で有意とならない。時間を通じて変わる都道府県固有の効果を取り除くと、貧しさの指標が犯罪発生率を高める可能性があるといえる。これらの結果は、固定効果モデルによる推定と同様である。

⁵ 犯罪発生率を説明する要因として、1期前(本稿では5年前)の犯罪発生率を説明変数に取り入れ、それにより生じる系列相関を考慮した **Dynamic Panel** の手法を用いた推定も行った。操作変数には、データの時系列要素を利用し、説明変数のラグをとった変数を用いた。しかしながら、労働状況や豊かさを表す変数を操作変数に加えるかどうかによって結果が大きく変わり、安定的な結果が得られなかった。

表4. 操作変数法による推定(固定効果モデル)

被説明変数: 都道府県別犯罪発生率

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
失業	0.6426 (1.0896)				
有効求人倍率		-2.6903 (1.9847)			
正規雇用比率			-59.0199 (55.6185)		
貧困				32.1823** (14.4837)	
ジニ係数					-56.8494 (132.3174)
警官人口比	-28.8972*** (10.5356)	-25.8759** (10.2307)	-19.3389 (13.7425)	-22.7558** (9.6295)	-35.7950*** (9.1762)
高校進学率	0.4016* (0.2256)	0.3917* (0.2169)	0.3807* (0.2101)	0.2399 (0.2419)	0.5339 (0.3439)
外国人比率成長率	-1.4534 (0.8917)	-1.2964 (0.9462)	-0.6682 (0.9373)	-1.0646 (0.8390)	-1.7683** (0.8804)
人口成長率	-7.6590 (16.0541)	-1.9723 (16.3651)	9.8905 (21.9155)	-10.1141 (14.2628)	-15.3198 (17.6292)
観測数	235	235	188	235	235
決定係数					
F統計量 全係数=0					
1段階目の推定(労働もしくは格差変数)					
F統計量: 全係数=0	224.50***	36.04***	128.59***	127.92***	21.71***
1段階目の推定(警官人口比)					
F統計量: 全係数=0	12.17***	12.17***	14.54***	12.17***	12.17***
Hansen統計量	5.980	5.885	10.089**	5.399	4.759
Hausman検定	20.55***	82.59***	2.06	95.61***	20.18**

注1. 雇用状況変数(失業、有効求人倍率、正規雇用比率)、豊かさ指標(貧困、ジニ係数)および人口比を内生変数としている。説明変数以外の操作変数(識別変数)には、1年前の県内占めるサービス業比、1年前の県内総生産に占める製造業比、一人当たり教育費歳出、昼間人口比、歳入に占める地方税比率、労働組合員比率を使用している。

2. 列(1)のWu-Hausman検定ではRandom Effect Modelの推定量とBetween Effect Modelの推定量を比較している。
3. 表3の脚注も参照。

なぜ雇用状況の悪化よりも、貧困の広がりの方が犯罪発生率に影響を与えるのだろうか。考えられるのは、解雇や正規雇用から非正規雇用への転換といった雇用状況の悪化により個人が受ける影響は、貧困により受ける影響よりも、短期的なものである可能性である。また、犯罪行動と合法的行動を選択する限界点に存在する人は、明日食べていけるかどうか、選択の重要な要素になると考えられる。そのような人々の生活の深刻度を測るのには、雇用状況を表す指標

よりも、相対的な貧しさを捉えた指標の方が適しているのかもしれない。

そうであるならば、失業や非正規労働者が増えたことが直接犯罪発生率に影響を与えるのではなく、それを救う政策や制度等が存在しないことで貧困や格差が生じた場合に犯罪発生率に影響を与えるといえる。逆にいえば、たとえ解雇されたとしても、失業保険が受け取れることが可能であったりや、次の雇用機会が確保されていれば、解雇自体は犯罪発生に繋がりにくいと考えられる。犯罪を増やさないためには、雇用状況の悪化が個人の貧困につながらない政策や、生活の深刻な人々への補助が必要である。

5. おわりに

本稿では、都道府県パネルデータを用いて、雇用状況及び豊かさが犯罪発生率に与える影響を分析した。雇用状況や豊かさと犯罪の関係を分析する際に問題となるのが、雇用状況や豊かさを表す変数が内生変数となる可能性である。都道府県間に観察できない個別効果が存在し、これが雇用状況や豊かさを表す変数と相関すると、雇用状況や豊かさを表す変数が犯罪発生率に影響を与えているように見せかけてしまう。本稿では、都道府県別のパネルデータを用いた変量効果モデル、固定効果モデル、及び操作変数法を用いた推定を行うことで、雇用状況や豊かさ、及び警察と犯罪の内生性を考慮した分析を行った。

はじめに、都道府県間の個別効果を確率変数として捉える変量効果モデルでは、雇用状況や豊かさが犯罪発生率を増加させるように見えていたが、都道府県間の個別効果を非確率変数として捉える固定効果モデルでは、貧困が犯罪発生率を高めることが確認された。一方、失業などの雇用状況を表す変数が犯罪発生率に影響を与えることは確認されなかった。操作変数法を用いた推定においても、貧困が犯罪発生率を高めることが確認され、雇用状況は犯罪発生率に影響を与えることは確認されなかった。

失業者の増加や有効求人倍率の低下、非正規労働者の増加は、社会全体を不安定にし、犯罪発生率を高めるかのように考えられることが多い。しかし、本稿の分析結果によると、都道府県間に存在する観察できない様々な要素を取り除けば、雇用状況は直接的には犯罪発生率を高めるとはいえない。一方で、貧困が犯罪発生率を高める要因となる。また、同じ豊かさを表す変数でも、格差ではなく貧困が犯罪発生率を高める要因となっていることは注目すべき点である。人々の豊かさに格差が生まれることよりも、明日の生活に不安を覚えるよ

うな人々を捉える貧困を減らす政策が、犯罪の抑止には求められる。

本稿の結果から、雇用状況が悪化することで、貧困の増加につながることで犯罪発生率を高めることが考えられる。今後の課題として、このような雇用状況の悪化から貧困の広がりを通じて犯罪発生率に影響が及ぶ経路について、より詳細な分析が必要である。

補表1. 1段階目の推定(固定効果モデル)

	(1)	(2)	(5)	(3)	(4)	(6)
	失業	有効求人倍率	正規雇用比率	貧困	ジニ係数	警官人口比
サービス業比	3.4093** (1.6591)	0.1464 (1.1598)	-0.1913* (0.1055)	-0.0884 (0.1660)	0.1294* (0.0696)	-0.9326 (0.5601)
製造業比	-2.8216*** (1.0042)	1.7245** (0.6526)	0.0952 (0.0634)	-0.1402** (0.0582)	-0.0295 (0.0425)	0.3984** (0.1891)
一人当たり教育費歳出	-5.9392 (5.6983)	2.9242 (2.5986)	0.0171 (0.1746)	-0.7449 (0.4609)	0.0416 (0.1906)	2.1761** (0.8143)
昼間人口比	-3.4292 (2.3391)	2.4376 (3.0429)	0.1800 (0.1713)	-0.1055 (0.2029)	-0.0769 (0.1137)	1.0495** (0.5013)
歳入に占める地方税比率	-3.5738*** (0.7176)	2.3097** (0.9945)	0.0292 (0.0311)	-0.2828*** (0.0627)	-0.0045 (0.0262)	-0.1437 (0.1362)
労働組合員比率	4.7861 (4.0747)	-0.8613 (1.7961)	0.4581** (0.2183)	-0.2947 (0.2459)	-0.1393 (0.1211)	0.2580 (0.5529)
高校進学率	-0.0133 (0.0350)	0.0090 (0.0185)	0.0025 (0.0016)	0.0037 (0.0029)	0.0012 (0.0012)	0.0086 (0.0052)
外国人比率成長率	0.1238 (0.0988)	-0.1075 (0.1277)	0.0019 (0.0074)	0.0171 (0.0107)	0.0006 (0.0063)	-0.0399** (0.0172)
人口成長率	-6.5176*** (1.9112)	3.6750*** (1.2604)	0.3215** (0.1281)	-0.1263 (0.1345)	-0.0644 (0.0632)	0.1285 (0.3407)
定数項	8.1084** (3.4894)	-3.7245 (3.6599)	0.2716 (0.2367)	0.0912 (0.3593)	0.2467 (0.1575)	-0.4208 (0.6982)
観測数	235	235	188	235	235	235
県数	47	47	47	47	47	47
決定係数	0.92	0.82	0.91	0.90	0.59	0.52

注1. *, **, ***はそれぞれ10%、5%、1%の水準で有意であることを示している。

2. 各年のダミー変数を含めて推定している。

3. カッコ内はrobust standard errorを表す。

4. サービス業比は1年前の県内総生産に占めるサービス業比、製造業比は1年前の県内総生産に占める製造業比

5. 正規雇用比率は、1982年から1997年のデータで3年前のデータを使用している。

参考文献

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：時系列及び都道府県別パネル分析」、『犯罪社会学研究』35: 54-71.

Becker, Gary S., 1996, “Crime and Punishment: An Economic Approach,” *Journal of Political Economy* 76: 169-217.

Cornwell, Christopher and William N. Trumbull, 1994, “Estimating the Economic Model of Crime with Panel Data,” *Review of Economics and Statistics* 76 (2): 360-366.

Doyle, Joanne M., Ehsan Ahmed and Robert N. Horn, 1999, “The Effects of

- Labor Markets and Income Inequality on Crime: Evidence from Panel Data,” *Southern Economic Journal* 65 (4): 717-738.
- Ehrlich, Isaac, 1973, “Participation in Illegitimate Activities: A Theoretical and Empirical Investigation,” *Journal of Political Economy* 81 (3): 521-565.
- Evans, William N. and Emily G. Owens, 2007, “COPS and crime,” *Journal of Public Economics* 91, 181-201.
- Fougere, Denis, Francis Kramarz and Julien Pouget, 2009, “Youth Unemployment and Crime in France,” *Journal of European Economic Association* 7(5), 909-938.
- Gould, Eric D., Bruce A. Weinberg and David B. Mustard, 2002, “Crime Rates and Local Labor Market Opportunities in the United States: 1977-1997,” *The Review of Economics and Statistics* 84 (1): 45-61.
- Levitt, Steven 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, Steven D., 2002, “Using Electoral cycles in Police Hiring to Estimate the Effect of Police on Crime: Reply,” *The American Economic Review* 92(4), 1244-1250.
- Levitt, Steven D., 2004 “Understanding Why Crime Fell in the 1990s: Four Factors that Explain Decline and Six that Do Not,” *Journal of Economic Perspectives* 18(1), 163-90.
- Lin, Ming-Jen, 2008, “Does Unemployment Increase Crime?: Evidence from U.S. Data 1974-2000,” *Journal of Human Resources* 43(2), 413-436.
- Lin, Ming-Jen, 2009, “More police, less crime: Evidence from US state data,” *International Review of Law and Economics* 29, 73-80.
- Machin, Stephen and Olivier Meghir, 2006, “Crime and Economic Incentives,” *Journal of Human Resources* 39(4) Fall, 958-979.
- MaCrary, Justin, 2002, “Using Electoral cycles in Police Hiring to Estimate the Effect of Police on Crime: Comment,” *The American Economic Review* 92(4),1236-1243.
- Mehlum, Halvor, Edward Miguel and Ragnar Torvik, 2006, “Poverty and crime in 19th century Germany,” *Journal of Urban Economics* 59(3),

370-388.

Mustard, David B., 2010, "How Do Labor Markets Affect Crime? New Evidence on an Old Puzzle," IZA DP No.4856.

Kelly, Morgan, 2000, "Inequality and Crime," *The Review of Economics and Statistics*, 82 (4): 530-539

Raphael, Steven and Rudolf Winter-Ebmer, 2001, "Identifying the Effect of Unemployment on Crime," *Journal of Law and Economics* 44 (1): 259-283.

Worrall, John L. and Tomislav V. Kovandzic, 2010, "Police levels and crime rates: An instrumental variable approach," *Social Science Research* 39, 506-516.

Yamamura, Eiji, 2009, "Formal and informal deterrents of crime in Japan: Role of police and social capital revisited," *The Journal of Socio-Economics* 38, 611-621