

法と経済学研究

4巻1号(2009年2月)

Law and Economics Review vol.4, No.1 (February 2009)

法と経済学研究 Law and Economics Review

4巻1号 2009年2月

目次

《1. 随想》

- ・「日本版エクソン・フロリオ条項」導入の
必要性に関するひとつの考察 1
濱田 和章 (行政書士)

《2. 投稿論文》

- ・1998年の種苗法改正に関する計量分析 9
—農業者の自家増殖について—
野津 喬 (農林水産省生産局農業生産支援課課長補佐)
- ・著作権法犯の法定刑引上げが犯罪発生にもたらす
影響に関する実証分析 33
—強盗犯と比較して—
牛山 敏 (衆議院法制局参事)

〔随想〕

「日本版エクソン・フロリオ条項」導入の 必要性に関するひとつの考察

濱田 和章
行政書士

2007年5月1日に「三角合併」が解禁された。三角合併などの合併等対価の柔軟化については、もともとは対日直接投資の促進を図り日本経済活性化にも寄与するという目的で会社法に盛り込まれた。しかし、ある時期から三角合併の解禁は外資によって技術力などのある優良な日本企業が軒並み買収されていくという事態を招来するという「恐怖」をもって語られることが多くなった。

三角合併などの合併等対価の柔軟化が解禁されたからには、こうした懸念に関し、国家の安全保障などの視点からの対応策の拡充について考える必要がある。買収された企業の高度技術が海外に流失し、軍事転用される可能性を否定できないのであるから、国はそれを防止する手段を持つ必要がある。

三角合併の本場、米国では1967年にデラウェア州¹で三角合併が解禁され、国際的な企業再編の有力な手段となっている。しかし他方で、歯止めも用意している。それが、エクソン・フロリオ条項²である。

¹ デラウェア州は東海岸にある全米で2番目に小さい州である。しかしフォーチュン500の半数以上の企業や多くの日系企業が、デラウェア会社法の下で設立されている。設立手続きが簡易であり、さらに株主と経営者の係争を専門に扱う、衡平裁判所が存在していることがその理由である。衡平裁判所は陪審制度、懲罰的損害賠償制度の無い法廷であり、経済取引に対応した迅速な判決に特徴がある。(経団連くりっぷNo.93 1999年1月14日参照)

² 米国は対米直接投資を歓迎しているが、外国人(政府・法人を含む)による米国企業買収・合併・取得が国家安全保障に脅威を与えると判断される場合に、エクソン・フロリオ条項が適用される。1950年国防生産法第721条を修正した1988年オムニバス貿易および競争力法第5021条によって規定される。この修正条項がエクソン・フロリオ条項である。1990年に失効後、1991年に恒久立法化された。(ジェットロ資料参照)

エクソン・フロリオ条項の誕生は、1986年の富士通による半導体製造のフェアチャイルド社買収計画(結局、断念)が発端になっている。

日本において、ここ数年の間、三角合併などの合併等対価の柔軟化に係る制度導入について激しく論じられる過程において、安全弁としてのエクソン・フロリオ条項に関しての議論は陰に隠れ、さほど活発には行われてこなかったように見受けられる。

米国のエクソン・フロリオ条項の目的とは、米国内直接投資(FDI)を規制するのではなく、外国からの投資内容を精査し、米国市場をできる限り公開するというもの。しかし、投資内容が米国の安全保障にかかわるものと大統領が判断した場合には、エクソン・フロリオ条項が適用され、FDIが規制される。FDIを尊重しながらも国家安全保障を守る目的で国防生産法(Defense Production Act)を修正した条項がエクソン・フロリオ条項で、1988年に発効した。

エクソン・フロリオ条項は、米国財務省が委員長を務めるCFIUS(米国内外資委員会)が監督する。同委員会は、12の省庁(財務省、国務省、国防総省、商務省、司法省、米国通商代表部、経済諮問委員会、行政管理予算局、科学技術政策局、国家安全保障委員会、国家経済委員会、国土安全保障省)から構成されてきた。正式名はCommittee on Foreign Investments in the United Statesであり、省庁横断型の委員会である。CFIUSやエクソン・フロリオ条項は状況に応じて米国の安全保障の視点から見直されている。³

2007年4月27日付読売新聞によれば、CFIUSはこれまで約1600件で予備調査に着手したが、本格調査に入ったのは25件しかない。大統領が投資の撤回を命じたのは1990年に航空機部品製造のママコ社を買収しようとした中国航空技術輸出入会社に対する1件だけである。

同条項に関する著名なもうひとつの例として、2005年に石油大手ユノカルの買収を狙った中国海洋石油が、条項の発動を求める米国議会の反発を受け、米国シェブロンとの買収合戦から撤退した事例を挙げる事ができる。

³ Foreign Investment and National Security Act of 2007が2007年10月24日から実施(effective)され、エクソン・フロリオ条項やCFIUSについて改正がなされているが、2008年8月31日現在、CFIUSのweb pageではupdateされていない。

昨今において米国以外の地域で大きな話題となった買収事例として、EU（三角合併制度はない）においては2006年に、ミッタル・スチール（当時、オランダに本社）のアルセロール（ルクセンブルクに本社、フランス・スペインには工場が所在）に対する買収をルクセンブルク・フランス・スペイン三カ国政府が結局阻止できなかったという事例がある。

ミッタルがアルセロールを買収したのはアルセロールの技術を手入したいという動機に基づく。買収後、アルセロール・ミッタル（ルクセンブルクに本社）となり、粗鋼生産規模で新日鉄の三倍の巨大メーカーになった。

三角合併の解禁により、今まで以上に対日直接投資の促進や日本経済活性化が期待される半面、日本企業の技術が流出する恐れも増大する。

企業経営陣が敵対的買収を恐れ、株主の協力や理解を得て、買収防衛策を導入することとは別に、国が「外国為替及び外国貿易法（外為法）」に基づき、「国の安全」・「公の秩序の維持」・「公衆の安全の保護」といった視点などから「日本版エクソン・フロリオ条項」の創設を検討する意義はある。

さらに例えば、日本の大手鉄鋼メーカーが外資から敵対的買収を仕掛けられた場合に、日本版エクソン・フロリオ条項を発動させる余地があるかどうかを事前に研究しておく必要がある。

もっとも、レコフ社のM&A専門誌マール2007年7月号によれば、日本鉄鋼連盟は「日本国内に営業拠点がなく、（三角合併は）認められないので、いきなり三角合併が加速するということはないだろう」と述べている。

とは言え、もしも日本の大手鉄鋼メーカーが外資に買収されることによって生じる、国防上必要とされる製品の国内生産力の維持の問題や重要な技術の外国への流出・移転について議論をしておく必要はある。

別の例（三角合併に係る事例ではない）として、電力供給会社の経営が外資の強い影響力に左右される場合、状況によっては国の電力供給計画に支障をきたす恐れがあり、国民の安定的な生活を侵害するものとして、公の秩序の維持に関し深刻な事態を招来することが考えられる。（Jパワーを巡る問題では、TCIに対して外為法

に基づく初の中止勧告及び中止命令が適用された。）

他方で、対日直接投資を阻害しないためにも規制の透明性や予見可能性の確保が求められる。規制目的と手段の比例関係の維持についても同様である。2008年において広く話題になっているJパワーや空港関連会社の株式所有を外資にどこまで認めるのか、あるいは認めないのかといった問題もこれらの諸点に関連しているがゆえに繊細な問題である。

株主が誰であろうと株式会社の所有者は株主であり、株主総会での決定はすべてに優先される。従って対日直接投資の促進を心置きなく行うためにも日本版エクソン・フロリオ条項の創設を検討すべきである。

米国のエクソン・フロリオ条項は、審査基準が国家の安全保障で、対象分野はすべての業種におよぶ「伝家の宝刀」的な存在であると言える。ただし、外国投資家に事前届出義務を課していない、すなわち届出は当事者の任意である。とは言え、事実上の「全件事前届出方式」に近い。加えて、大きな特徴は後述するように「事後介入」ができることである。

「日本版エクソン・フロリオ条項」の導入を考える際には、日米両国の対内直接投資を巡る国情の違いも考慮に入れ、すべての点で米国のエクソン・フロリオ条項と同じにする必要はない。

ところで日本企業が米国企業買収等を行う際に、CFIUSにより調査が行われ、当初の計画の修正を迫られたケースもある。

最近では2006年に、東芝による米国原子力プラントのウェスチングハウス社の買収について、同条項に基づくCFIUSの審査が行われた例がある。（結局、東芝は同社の買収に成功した。）

2007年日米投資イニシアティブ報告書でエクソン・フロリオ条項に関し、日本政府は、CFIUS審査手続の見直しにより、日本からの健全な投資が阻害されないよう要望している。

当事者からの届出がなくても、買収完了後3年まで調査ができる。安全保障の定義があいまいで、恣意的に使われるとの指摘があるが、国家の安全保障や国益のこと

を考えれば、止むを得ない面もあろう。

グローバル経済下の市場経済システムにおいても、原則自由とは言え、国家安全保障や公の秩序の維持などを軽視することはできない。さらには高度技術の流出などによる日米同盟の信頼関係を損なう事態の発生を防止する必要性も現実的に一段と高まっているのではないか。

WTO協定の観点からみても、米国の同条項が違反となるものではない。ただし、米国が同協定に整合的に自国の投資制限措置を運用することは求められている。

国際的な投資自由化を定める「OECD資本移動自由化コード」では、加盟国に対し「安全保障上不可欠な利益の保護」、「公の秩序の維持または公衆の安全の保護」、「国際平和や国際安全保障に関連した諸義務の履行」のために必要な措置を講じることを認めており、その具体的な範囲は加盟国の自主的な判断に委ねられている。多くの先進諸国は投資規制を導入している。

日本も外為法に基づき、国の安全などの観点から「武器等」および「武器等に専ら用いられる電子部品等の製造業」といった一部業種に限定して投資規制を講じていた。「グローバル経済下における国際投資環境を考える研究会」の中間取りまとめ(平成19年4月)によれば、日本の対日投資規制は、平成3年(1991年)の外国為替及び外国貿易法(外為法)改正⁴以降、既に15年以上見直しが行われていなかった。

2007年9月の改正により、軍事転用の蓋然性が高い汎用品を規制対象に追加するなど対象業種や対象取引が見直された。業種は武器、航空機、原子力の製造、電気、ガスなどであるが、急速な技術進歩によって例えば、釣竿に使う炭素繊維は戦闘機の主翼に、カメラに使う光学レンズは軍事用の偵察衛星に、ゴルフのヘッドに使うチタン合金は潜水艦の排気管に利用されており、日本のわずかな企業しか生産できない技術もあるといった、最近の高度技術の状況を反映している。

対象取引については、上場企業の10%以上の株式取得や非上場の株式取得が対象である。また、外資が届出を求められる投資先は、規制事業を直接行なっている会

⁴ 平成3年の外為法改正によって、原則事後報告制度へと大幅に規制の自由化が行われた。

社であったが、その親会社や持ち株会社に投資する場合も届出が必要になった。

日本において今のところ、外資の投資を規制するのは外為法の他に、通信・放送・航空運輸・海運・鉱業といった個別業法などにおける外資規制がある。これらの見直しが重要である。

「グローバル経済下における国際投資環境を考える研究会」の中間取りまとめでは米国のエクソン・フロリオ条項に類する制度の導入については、引き続き慎重に検討すべきとしている。

仮に「日本版エクソン・フロリオ条項」を導入しようとした場合に懸念されるのが、外国人(政府・法人を含む)M&Aに関し事後も介入できる(米国では買収完了後3年まで調査ができる)エクソン・フロリオ条項を取り入れるならば、介入される可能性の増大に嫌気がさし、対日直接投資が阻害されるのではないかということである。

この点について、事後介入について制度は作りつつも一定期間凍結(会社法施行時に三角合併などの合併等対価の柔軟化に関しては、一年間施行が凍結されたことは記憶に新しい)するとか、適用条件を公平にし、透明性を確保するなどの工夫の余地がある。

外国企業が日本企業にM&Aを行おうと考えるならば、事前に用意周到な調査や買収準備をするのは当然のことである。エクソン・フロリオ条項的な存在の有無はひとつの要因にすぎない。そのためにも、同条項の存在や適用条件を周知徹底させることが不可欠となろう。

対日直接投資を行う魅力が日本の市場や日本企業にあるならば、対日直接投資は増えるはずである。もしもそうならなければ、日本は21世紀の大競争時代に適応できないことになる。「対日直接投資促進」に対する「日本版エクソン・フロリオ条項の導入」は対立的で矛盾した事象ではなく、むしろ補完的な役割を担うものである。

既述したように、多くの先進諸国が投資規制を導入している(中国、韓国、ロシアなどにおいても対内投資規制を強化する動きがある)。現代社会において市場自

由主義は尊重されるべきであるが、市場経済を守るための必要最小限の規制は必要である。

日本は、「成長のための日米経済パートナーシップ」⁵などを通して、米国流の市場自由主義の経済社会になってきている。今後ともその趨勢は続いていくことが予想される。であるならば、米国流市場自由主義に伴う必要最小限の規制を具備することも不可欠である。

国家の安全保障の観点から規制を設けることは近代経済学の誕生時から認識されている問題である。経済学の父であり、自由放任主義を説いたアダム・スミス(1723～1790)は、主著「国富論」(1776)の中で次のように述べている。

「・・・、イングランドの安全を脅かしうる唯一の海軍国、オランダの海軍力を弱めることに向けられていたのである。航海法⁶は、貿易のためには好ましくないし、貿易で国を一層豊かにするためにも好ましくない。・・・しかし、国防は豊かさよりもはるかに重要であり、航海法はおそらく、イングランドの商業法のなかでもっとも賢明なものだといえるだろう。」

1651年にイングランドで制定された航海法と1991年に恒久立法化された米国のエクソン・フロリオ条項は国家安全保障という一本の線でつながっている。

日本においても、対日直接投資を歓迎しつつ国家安全保障の観点から、米国のエクソン・フロリオ条項を参考に、日本の経済、産業に適合した「日本版エクソン・フロリオ条項」を導入することを広く公の場で議論すべきである。対日直接投資の

⁵ 2001年6月にブッシュ(子)大統領と小泉首相(当時)が立ち上げた。「成長のための日米経済パートナーシップ」は次官級経済対話、官民会議、規制改革および競争政策イニシアティブ(規制改革イニシアティブ)、財務金融対話、貿易フォーラム、そして投資イニシアティブの6つの枠組みで構成されている。

⁶ 航海法に関してアダム・スミスの国富論から引用する。「外国の商品に負担を課して国内産業を奨励するのが一般に有利になる場合が2つあると思える。第1の場合は、ある種の産業が国防のために必要なとき(下線は引用者)である。たとえばイギリスを防衛するにあたって、船員と船舶の数はきわめて重要だ。航海法は自国の貿易に外国の船舶を使うことをある部分では完全に禁止し、別の部分では重い負担を課して、イギリスの船舶と船員に独占権を与えており、その点できわめて適切な試みである。」(第2の場合は略。航海法は1849年に廃止された。)

促進に対して両立は可能であり、本来補完的である。外国為替及び外国貿易法(外為法)に組み込むなどの手法が考えられるが、内外無差別の原則を重視するならば外為法とは別枠となろう。

「日本版エクソン・フロリオ条項」による投資の撤回命令が対日直接投資に対して、禁止的、裁量的なものにならないようにすることが肝要である。米国における投資の撤回命令は大統領が発動するように、日本においては内閣総理大臣が発動し、発動に関する責を負うことにすればよいのではないか。同条項による投資の撤回命令は外交上の問題になりやすく、対外的に説得力の無い理由でむやみに乱発できるものではないと予想される。実質的な審査を行うことになる日本版CFIUSは米国同様に省庁横断的な組織となろうが、法律家や学者などの有識者がメンバーに加わるということも考えられよう。

「法と経済学会」において、「日本版エクソン・フロリオ条項」の導入について議論をしていただきたい。

参考文献

1. グローバル経済下における国際投資環境を考える研究会(経済産業省)「中間取りまとめ」2007年4月
2. 日本銀行国際局「外為法Q&A」2007年3月
3. ジェトロHP国・地域別情報「米国」
4. レコフ「マール2007年7月号」
5. 成長のための日米経済パートナーシップ「2007年日米投資イニシアティブ報告書」2007年6月
6. 経済産業省通商政策局編「不公正貿易報告書2007年版」(財)経済産業調査会2007年
7. アダム・スミス著 山岡洋一訳「国富論」日本経済新聞出版社、2007年
8. 読売新聞2007年4月24日・26日・27日(各朝刊)
9. 米国財務省<http://www.treas.gov/offices/international-affairs/>
10. ジェトロ2007年8月1日American New Policy
11. 新日本法規出版創立60周年記念セミナー資料「三角合併をめぐる現状と課題」講師：日本経済団体連合会 経済第二本部長 阿部 泰久、2007年7月

1998年の種苗法改正に関する計量分析

— 農業者の自家増殖について —

野津 喬¹

農林水産省生産局農業生産支援課課長補佐

要旨

従来、農業者の自家増殖には、植物新品種の育成者に設定される育成者権の効力が及ばなかったが、1998年の種苗法改正により、一部の植物について例外的にその効力が及ぶとされた。本論文ではパネルデータを用いた計量分析により、法改正によって、これらの植物について海外企業による育成者権登録件数が有意に増加した一方で、日本企業による登録件数は有意に増加しなかったことを示す。

キーワード：種苗法、育成者権、農業者の自家増殖

1. はじめに

種苗法は、いわば「植物版の特許法」ともいべき制度であり、植物新品種の開発インセンティブを高めるため、植物の品種を新たに育成した者に一定期間の独占的利用権(育成者権)²を設定している。一方で、種苗法は公益的な理由などから「育成者権の効力が及ばない範囲」を設定しており、その一つに「農業者の自家増殖」がある。「農業者の自家増殖」についての詳細は後述するが、「農業者の自家増殖」に育成者権の効力が及ばないとした場合、種苗企業が農業者に1度、種苗を販売した後は、原則として翌年以降、農業者は種苗企業からその種苗を買わなくなってしまうことを意味する。このため、この規定の存在が新品種の開発インセンティブ低下をもたらしている可能性がある。

¹ 本論文の内容は全て筆者の個人的な見解であり、筆者の所属機関の見解を示すものではない。なお、本論文の作成に当たっては、筆者が所属機関より派遣された政策研究大学院大学において、東三鈴助教授、安念潤司教授、鶴田大輔助教授、福井秀夫教授から貴重なご意見を頂いたことにこの場を借りてお礼申し上げる。

² 「農林水産省における知的財産戦略の対応方向」(2006)は「農林水産分野の知的財産の創造・保護・活用のため」、「植物新品種の育成者権の保護・活用」等の「戦略的・総合的な推進」を図るとしている。

ただし、例外的に「農業者の自家増殖」に育成者権の効力が及ぶ場合もある。例えば、種苗企業が農業者と「農業者の自家増殖を制限する契約」を締結すれば、農業者の自家増殖に育成者権の効力が及ぼすことは可能である。また、1998年の種苗法改正によって、種苗法施行規則で指定された23種類の植物については、「農業者の自家増殖」に育成者権の効力が及ぶとされた。この法改正は育成者権の範囲を拡大するものであるから、これらの植物の新品種開発インセンティブを高める効果があったものと推測される。一方で、23種類の植物の選定に当たっては、種苗企業と農業者との間で「農業者の自家増殖を制限する契約」を締結する慣行がすでに定着していると考えられた植物を指定したため⁴、これらの植物の新品種開発インセンティブが大きく変化しなかった可能性もある。なお、政府は今後も、種苗企業と農業者の間で「農業者の自家増殖を制限する契約」を締結する慣行が定着した植物から順次、種苗法施行規則で指定する種類の植物に追加していく方針としている。

「農業者の自家増殖」は種苗企業の新品種開発インセンティブの低下をもたらしている可能性があることから、2006年の農林水産省の「植物新品種の保護の強化及び活用の促進に関する検討会報告」において、法改正を視野に入れて検討すべき事項とされている重要な政策課題であるが、「農業者の自家増殖」と「新品種開発インセンティブ」の関係について具体的に分析した研究はほとんどなく、また、この問題について計量分析を行った研究は見当たらないのが現状である。

本論文は、毎年の「育成者権の登録件数の推移」に着目し、パネルデータを用いた計量分析により、一部の植物について「農業者の自家増殖」に育成者権の効力が拡大した1998年の種苗法改正が、これらの植物の新品種開発インセンティブに与えた影響を明らかにしようとするものである。

育成者権について経済学的に分析した研究は少なく、筆者の探した限りでは、神(1999)と野津(2006)がそれぞれ、「農業者の自家増殖」に関する農業者と種苗

³ 育成者権の効力が自家増殖に及ぶ植物は、2006年8月1日の種苗法施行規則の改正によって23種類から81種類に拡大された(2007年8月1日施行)。

⁴ 農林水産省生産局種苗課(2006)

企業の行動についてモデル分析を行っているが、育成者権について計量的に分析した研究は見当たらなかった。本論文は、育成者権に関する法改正の計量分析を行っている点で、先行研究と異なる。

本論文の構成は以下のとおりである。最初に、育成者権及び農業者の自家増殖をめぐる状況について概観する。次に、Difference in differencesの手法により、1998年の種苗法改正が育成者権の登録件数の推移に与えた影響について、パネルデータを用いて分析を行い、法改正によって農業者の自家増殖に育成者権の効力が拡大された種類の植物について、海外企業による登録件数が有意に増加した一方で、日本企業による登録件数は有意に増加しなかったことを示す。最後に、分析結果に基づき、植物新品種の開発インセンティブを高めるためには、すでに「農業者の自家増殖を制限する契約を締結する慣行が定着している」植物ではなく、むしろ「契約を締結する慣行が定着していない」植物について、農業者の自家増殖に育成者権の効力を及ぼす必要があることを提言する。

2. 種苗法による植物新品種の保護

2.1 植物新品種保護制度の概要

種苗法は、いわば植物版の特許法ともいべき制度であり、植物の新品種を育成（開発）した者を保護するための制度である。植物の新品種の開発に要する期間は、近年、バイオテクノロジー等の新しい技術の発展によって短期化しつつあるものの、長いものでは10年以上の期間を必要とし⁵、また金銭的にも多額の投資を必要とする⁶。一方で、いったん品種が育成されてしまえば、種や球根等の形でその品種の種苗を再生産することは容易であるため、新品種の育成者の権利が保護されない場合、育成者は新品種の育成に投資したコストを回収できず、新品種の開発が停滞してしまう恐れがある。このため種苗法は、新品種を育成した者に25年（果樹等の永年性作物は30年）の独占的利用権（育成者権）を認めることによって、新品種の開発意

⁵ 種苗企業からの聞き取りによる。

⁶ 農林水産省生産局種苗課（2006）

欲を高め、農林水産業の発展を図っている。

2.2 植物新品種の開発

植物新品種の開発（育種）には先述したように長い期間を必要とするが、近年、イオンビームやγ線を使った突然変異育種、組織培養等のバイオテクノロジーの発達によって、育種期間は短縮しつつある。例えばイオンビームを使った突然変異育種では、早いものでは2年ぐらいで新品種を作り上げることができ、育種期間を大幅に短縮することができる⁷。種苗企業へのインタビューによれば、特に草花類は流行の移り変わりが激しく、商品のライフサイクルが2~3年程度と短いことが多いため、バイオテクノロジーを活用して3~5年程度の短期間で新品種を開発する場合も多いとのことであった。

2.3 育成者権の登録件数

1978年の種苗法制定以降、育成者権の登録件数は年々着実に増加しており、2005年は1,110件が登録されている。近年は、海外の種苗企業等からの出願・登録も増加しており、海外からの出願による登録件数の割合は、2005年では約30%となっている。育成者権の登録件数を植物の種類別に見ると、草花類の割合が最も大きく、2005年では約65%となっている。育成者権の主な権利主体は種苗企業、国や県の公的研究機関、個人などであるが、出願件数で見ると種苗企業等の法人の割合が最も大きく、2005年では約60%となっている。

2.4 育成者権の審査期間

育成者権の審査は栽培試験を実施するため、一定の審査期間を必要とする。審査期間は2000年3月には平均3.9年を必要としていたが、年々短縮してきており、2006年3月には平均3.2年となっている。「農林水産省における知的財産戦略の対応方向」

⁷ 種苗企業からの聞き取りによる。

(2006)においては、審査体制の整備、審査基準の国際標準への統一等によって、2009年3月までに世界最速水準の2.5年まで短縮することが目標とされている。

3. 育成者権と「農業者の自家増殖」

3.1 育成者権の権利が及ばない範囲

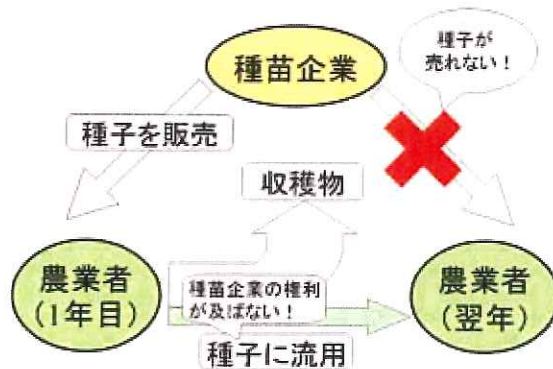
新品種の育成者権者は一定期間、その品種を独占的に利用することができるが、種苗法においては特許法と同様に公益的な理由などから、

- ① 試験・研究目的の当該品種の利用
- ② 当該品種の育成方法についての特許を有する者(またはその特許の実施権者)による、特許の方法による当該品種の利用
- ③ 農家による当該品種の自家増殖(農業者の自家増殖)
- ④ 権利消尽後の当該品種の利用

については、育成者権の効力が及ばないとしている(種苗法第21条)。

農業者の自家増殖に育成者権の効力が及ばない場合、種苗企業が農業者に1度、種苗を販売した後は、農業者は収穫物の一部を次期作の種苗として使用できるため、原則として翌年以降、農業者が種苗企業からその種苗を買わなくなってしまうことを意味する(図1)。

(図1) 育成者権の例外(農業者の自家増殖)



3.2 1998年の種苗法改正

1998年の種苗法改正以前は、自家増殖について直接規定した条文はなく、有償で譲渡する目的での種苗の生産には育成者権の効力が及ぶとされていた一方、無償目的での生産については、譲渡または自家増殖のいずれの目的を問わず、育成者権の効力は及んでいなかった。しかしながら一部の植物では、実際の取引において、種苗企業と農業者の間で自家増殖を制限する契約を締結することは一般的に行われていた⁸。

1998年の種苗法改正後は、譲渡を目的とする種苗の生産については無償目的であっても育成者権の効力が及ぶこととなったが、一方で生産現場が混乱することを避けるため、農業者が従来から慣行として行ってきた自家増殖を目的とする種苗の生産については、法改正前と同様に、原則として育成者権の効力が及ばないとされた。ただし、

- ① 育成者権者と農業者との間で、自家増殖をしないという特約がある場合(種苗法第21条第2項但し書き)
- ② 「栄養繁殖植物」(組織培養等によって短期間で種苗の増殖が容易な植物)のうち、種苗法施行規則で定める種類の植物(カーネーション、チュウリップ、バラ、シイタケなど)(種苗法第21条第3項)

については、例外(自家増殖の場合は育成者権の効力が及ばない)の例外として、育成者権の効力が及ぶとされた。

このことは、種苗法施行規則で定める種類の植物については、1998年の種苗法改正前は、他の植物と同様に原則として自家増殖に育成者権の効力が及ばず、契約によってのみ農業者の自家増殖を制限することが可能であったが、1998年の種苗法改正後はデフォルトルールが変更され、原則として自家増殖に育成者権の効力が及ぶようになった⁹ことを意味している。

⁸ 種苗企業からの聞き取りによる。

⁹ 種苗法第21条第3項は任意規定であり、種苗法施行規則で定められた種類の植物であっても、例えばライセンス料を上乗せする等の条件を設定した上で自家増殖を許諾する契約が締結さ

3.3 F1種子による自家増殖の抑制

自家増殖は、種苗法によって制限する以外に「F1種子」技術によって抑制することも可能である。F1種子(一代雑種種子ともいう。)は一般的に、生育が早い、収量が多いなどの優良な性質を持っている場合が多いが、F1種子から育てた植物からは、同じ性質を持つ種子を安定して採種することが出来ないため、農業者は毎年、種苗企業からF1種子を購入する必要がある。筆者が種苗企業から聞き取りを行ったところ、野菜では現在流通している種子のほとんど(90%以上)がF1種子であるとのことであった。

なお、種子繁殖ではなく、通常は球根、株分け、挿し木等により栄養繁殖を行う草花類や果樹等の植物(栄養繁殖植物)は、「F1種子」技術によって自家増殖を抑制することは実質的に不可能である。

3.4 農業者の自家増殖をめぐる近年の動向

政府は植物新品種の保護強化を図るため、近年、2005年、2007年と立て続けに種苗法の改正を実施しており、これらの法改正ではいずれも、農業者の自家増殖に育成者権の効力を及ぼすことが検討された。

2005年の種苗法改正の検討過程では、農林水産省の「植物新品種の保護に関する研究会」において、全ての植物について農業者の自家増殖に育成者権の効力を及ぼすことが検討されたが、特に農業者団体から、

- ① 自家増殖を育成者権の対象とすると、農業生産における種苗関連のコストが増加し、農業経営が圧迫される
- ② 自家増殖は農業者の正当な権利であり、それを育成者権の対象とすることは農業生産現場の混乱を招く

等の主張が強くなされたため、全ての植物について農業者の自家増殖に育成者権の効力を及ぼすことは見送られ、当面は、種苗企業と農業者の間で自家増殖を制限す

れる場合がある。

る契約を締結する慣行が定着した植物等から順次、育成者権の効力が自家増殖に及ぶ植物に追加していくことが適当とされた^{10 11}。

また、2007年の種苗法改正の検討過程でも、農林水産省の「植物新品種の保護の強化及び活用の促進に関する検討会」において、法改正を視野に入れた検討項目の一つとして自家増殖の特例見直しがあげられたが、検討会の最終報告書では「具体的な検討を開始すべき事項」とされるにとどまっている¹²。

4. 1998年種苗法改正の計量分析

4.1 仮説

チューリップ、カーネーション、バラ、シイタケなど、種苗法施行規則で定める23種類の植物については、1998年の種苗法改正前は、契約を締結した場合のみ農業者の自家増殖を制限することが可能であったが、1998年の種苗法改正後は、契約を締結することなく、原則として農業者の自家増殖に育成者権の効力が及ぶようになった。

コースの定理が成立する世界、つまり取引費用がかからない世界であれば、法改正の有無に関わらず効率的な資源配分が達成されるはずである。しかしながら、実際の種苗の取引においては、「種苗の流通経路が複雑で契約の遵守監視が困難」、
「農業者の数が多く契約の締結が困難」等の理由で、種苗企業が農業者と自家増殖を制限する契約を締結する慣行が定着していない場合が多い¹³。なお、種苗企業が農業者の自家増殖を見越して高めの価格で種苗を販売することが出来れば、農業者と自家増殖を制限する契約を締結せずとも、種苗企業が利益を確保することは理論的には可能であるが、実際には、種苗企業が農業者との継続的關係を重視している

¹⁰ 農林水産省「植物新品種の保護に関する研究会報告」(2004)

¹¹ 育成者権の効力が自家増殖に及ぶ植物は、2006年8月1日の種苗法施行規則の改正によって23種類から81種類に拡大された(2007年8月1日施行)。

¹² 農林水産省「植物新品種の保護の強化及び活用の促進に関する検討会報告」(2006)

¹³ 野津(2008)

等の理由から、このような価格戦略を採用する種苗企業は少ない¹⁴。

以上のことから、種苗法施行規則で定める23種類の植物について、契約を締結することなく原則として自家増殖に育成者権の効力を及ぼすとした1998年の種苗法改正は、これらの植物について種苗企業の新品種開発インセンティブを高める効果があったものと推測される。しかし一方で、これら23種類の植物の選定に当たっては、自家増殖の実態調査を実施して、「すでに自家増殖を制限する契約を締結する慣行が定着している」と考えられた植物のみが指定されたため¹⁵、当該植物の新品種開発インセンティブが大きく変化しなかった可能性もある。

本論文では、毎年の育成者権登録件数の推移に着目して、「一部の植物について農業者の自家増殖に育成者権の効力を拡大した1998年の種苗法改正は、当該植物の育成者権登録件数にプラスの影響を与えた。」という仮説を検証することにより、1998年の種苗法改正が植物新品種の開発インセンティブに与えた影響を分析する。

4.2 利用するデータ

農林水産省の品種登録ホームページ¹⁶において公開されている「登録品種データベース」を使用する。このデータベースでは、2007年1月22日現在で14,668の品種(※権利が消滅したものを含む)が掲載されており、植物の種類、登録年月日等が調査可能である。本論文では、1998年の種苗法改正によって農業者の自家増殖に育成者権の効力が拡大された23種類の植物のうち19種類を占め、かつ、育成者権の登録件数のうち約6割(8,765品種)を占める「草花類」に着目し、1993年から2006年までの毎年の育成者権登録件数を集計し、分析を行う。

¹⁴ 野津(2008)

¹⁵ 農林水産省生産局種苗課(2006)

¹⁶ <http://www.hinsyu.maff.go.jp/>

4.3 分析方法と推計式

(分析方法)

Difference-in-differencesの手法を用いて、

- ① トリートメントグループ：農業者の自家増殖に育成者権の効力が拡大された18種類の草花類
- ② コントロールグループ：農業者の自家増殖に育成者権の効力が拡大されなかった102種類の草花類

として、1998年の種苗法改正が、農業者の自家増殖に育成者権の効力が拡大された種類の植物の育成者権登録件数に与えた影響について検証する。Difference-in-differencesとは政策評価に用いられる手法の一つで、政策が出来た時点を特定し、その前後について政策の影響を受けたグループ(トリートメントグループ)と影響を受けなかったグループ(コントロールグループ)の違いを比較することで、政策の影響を推定するものである¹⁷。

なお、先述したように新品種の開発には少なくとも3年程度はかかること、1998年の種苗法改正当時は新品種の出願から登録まで4年程度かかっていたことから、1998年の種苗法改正に影響を受けて開発された品種が登録される、つまり1998年の種苗法改正の政策効果が現れるのは2005年(=1998年+3年(開発期間)+4年(審査期間))と仮定して分析を行う。

(推計式)^{18 19}

$$(\text{育成者権登録件数})_{it} = \alpha_0 + \alpha_1(\text{自家増殖制限})_i + \alpha_2(\text{政策効果})_t + \alpha_3(\text{自家増殖制限} * \text{政策効果})_{it} + \alpha_4 Z_{jt} + \varepsilon_{ijt}$$

(被説明変数)

- ① 育成者権登録件数
各種類の草花類の育成者権登録件数。

¹⁷ difference in differencesなどの政策評価の方法についてはWooldridge(2001)を参照のこと。

¹⁸ $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4$ はそれぞれ推計するパラメータである。

¹⁹ i は植物の種類、 t は時点、 j は花きの生産市場における分類、 ε は誤差項を表す。

(説明変数)

① 自家増殖制限

トリートメントグループを1, コントロールグループを0とするダミー変数。

② 政策効果

2005年以降を1, それ以前の年を0とするダミー変数。なお、政策効果が現れる年を正確に特定することは難しいため、2005年の前後についても分析を行う。

③ 自家増殖制限*政策効果

①と②の交差項。本分析において最も注目する説明変数である。

政策効果が被説明変数に与えた影響がプラスであれば、推計式の α_3 の値がプラスとなるはずである。

④ Z

その他の要因を表す変数。種苗の販売先である花きの生産市場の動向が被説明変数に与えた影響を分析するため、花きの分類別(切り花類, 球根類, 鉢もの類, 花壇用苗もの類)の出荷量²⁰で構成している。なお、新品種の開発には少なくとも3年程度かかること、1998年の種苗法改正当時は新品種の出願から登録まで4年程度かかっていたことから、当該年の被説明変数(育成者権登録件数)に影響を与えるのは少なくとも7年以上前の花きの生産市場の動向であると考えられるため、この変数については当該年の7年前の数値を用いる。

(分析の留意点)

1978年の種苗法制定当初は育成者権の保護対象は365種類の植物のみであり、1998年の法改正によって全ての植物が保護対象となるまで、数度にわたって保護対象の植物が追加されている。今回の分析では、トリートメントグループとコントロ

ールグループを適切に設定するため、1978年の種苗法制定当初に保護対象となっていなかった種類の植物については分析対象から除外した。

分析に当たっては、育成者権登録件数全体について分析を行ったほか、育成者権の主な登録主体である企業、公的研究機関、個人のうち、インセンティブに反応しやすいと予想される企業²¹のみのデータについても分析を行った。

(基本統計量)

表1は、1993年から2006年まで²²の植物の種類別の育成者権登録件数の年間平均等を示したものである。

表2は、コントロールグループとトリートメントグループにおける、植物の種類別の育成者権登録件数の年間平均を1993年から2004年までのグループと2005年から2006年までのグループに分けて比較したものである。

(表1) 基本統計量 (1993年—2006年)

	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
育成者権登録件数 (全体)	1680	4.0315	13.4803	0	216
企業	1680	2.9780	11.0343	0	171
日本企業	1680	1.9911	8.2775	0	164
海外企業	1680	0.9869	4.9166	0	79
切り花類出荷量 (億本)	1680	44.2026	9.3246	28.585	52.807
球根類出荷量 (億球)	1680	4.0269	0.6299	2.724	4.853
鉢もの類出荷量 (億鉢)	1680	1.3259	0.4751	0.582	1.900
花壇用苗もの類出荷量 (億本)	1680	2.7894	2.2626	0.382	7.827

²⁰ 農林水産省『花き生産出荷統計』による。なお、草花類のみのデータとするため、切り花類から「バラ」、鉢もの類から「花木類」及び「観葉植物」のデータを除外している。(※種苗法では「バラ」は「草花類」ではなく「鑑賞樹」に分類されている。)

²¹ 登録品種データベースの育成権者の名称から、企業と判断したものについて分析した。

²² 花きの出荷量については当該年の7年前の数値のため、1986年から1999年。

(表2) 種類別育成者権登録件数 (年間平均)

	1993年-2004年		2005年-2006年	
	自家増殖制限 (18利限D)	自家増殖自由 (102利限D)	自家増殖制限 (18利限D)	自家増殖自由 (102利限D)
育成者権登録件数	11,8148	2,5204	14,4444	3,0196
(全体)	(18,3595)	(11,9296)	(21,3106)	(10,5732)
日本企業	5,6898 (11,0210)	1,3570 (7,9602)	5,4167 (8,8588)	1,2745 (4,8172)
海外企業	4,0324 (10,0216)	0,3284 (2,1280)	7,0833 (14,9807)	0,6373 (2,8965)

(注) カッコ内の数値は標準偏差。

4.4 分析結果

分析結果の頑強性を確認するため、4.3で示した推計式をそのまま回帰分析した「タイプ1」、被説明変数に影響を与えられられる新品種開発技術の進歩、ガーデニングブーム等のその他の要因をコントロールするために推計式に1993~2006年までの全ての年次ダミーを追加した「タイプ2」²³、さらに、近年の登録件数の増加トレンドをコントロールするために1998年の種苗法改正の影響を受けない年(1997年)と1998年の種苗法改正の効果が現れると推測される年(2005年)の2時点のみのサンプルを分析した「タイプ3」の3パターンで分析を行った。

4.4.1 分析結果 (タイプ1)

表3は、「タイプ1」によって全体の登録件数と企業の登録件数を分析した結果である。この表によると、全体の登録件数について分析した場合、 α_3 の値はプラスで

²³ 1993~2006年まで政策以外のその他の要因も登録件数に影響を与えたが、コントロールグループを用いることでこれらの影響はコントロールしている。つまり、全ての年次ダミーの係数が計測しているのは、政策以外のその他の要因がトリートメントグループとコントロールグループの登録件数に同様に影響を与えた効果である。

あるものの統計的に有意ではなかった。一方、インセンティブに反応しやすいと考えられる企業のみ登録件数について分析した場合、 α_3 の値は5%水準で有意にプラスであり、1998年の種苗法改正前と比較して、自家増殖に育成者権の効力が拡大された種類の植物は、そうでない種類の植物よりも育成者権登録件数が平均3.9件増加したことが示された。

(表3) タイプ1推定結果①

	育成者権登録件数			
	全体		企業のみ	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
自家増殖制限	10.1435 ***	2.8851	8.7954 ***	2.2641
政策効果(2003年)	-2.9023 ***	1.1137	-2.1849 **	0.9945
政策効果(2004年)	-2.8099	2.1461	-2.0652	1.9164
政策効果(2005年)	-3.9885	3.1742	-3.6058	2.8343
政策効果(2006年)	-5.4942	4.4648	-5.0321	3.9867
自家増殖制限*政策効果(2003年)	-6.7317 ***	1.8528	-6.2562 ***	1.6544
自家増殖制限*政策効果(2004年)	-3.4572 *	1.8528	-2.8477 *	1.6544
自家増殖制限*政策効果(2005年)	2.8892	1.8528	3.8614 **	1.6544
自家増殖制限*政策効果(2006年)	-5.4942	1.8528	-0.2758	1.6544
切り花類出荷量(億本)	-0.0800	0.2715	-0.0199	0.2424
球根類出荷量(億球)	-0.5623	1.4356	0.5743	1.2819
鉢もの類出荷量(億鉢)	2.8673	6.3929	1.0195	5.7084
花壇用苗もの類出荷量(億本)	0.8880	1.2188	0.8976	1.0883
切片	-1.3303	3.9453	-2.6506	3.4906
補正R ²	0.0756		0.0867	
F値	0.000		0.000	
サンプル数	1680		1680	

(注) ***, **, *は、それぞれ1%, 5%, 10%で統計的に有意であることを示す。

(注) Hausman検定の結果に基づき、変量効果モデルで分析した。

表4は、「タイプ1」によって日本企業及び海外企業²⁴の登録件数を分析した結果である。この表によると、海外企業の登録件数について分析した場合、 α_3 の値は1%水準で有意にプラスであり、1998年の種苗法改正前と比較して、自家増殖に育成者権の効力が拡大された種類の植物は、そうでない種類の植物よりも育成者権登録件数が平均4.0件増加したことが示された。一方、日本企業の登録件数について分析した場合、 α_3 の値は統計的に有意ではなかった。

(表4) タイプ1推定結果②

	育成者権登録件数			
	日本企業		海外企業	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
自家増殖制限	4.9565 ***	1.6608	3.8389 ***	0.9554
政策効果(2003年)	-1.4641 *	0.8349	-0.7208	0.4787
政策効果(2004年)	-1.6883	1.6088	-0.3769	0.9224
政策効果(2005年)	-3.2057	2.3795	-0.4001	1.3643
政策効果(2006年)	-4.8370	3.3469	-0.1951	1.9190
自家増殖制限*政策効果(2003年)	-3.7507 ***	1.3889	-2.5056 ***	0.7963
自家増殖制限*政策効果(2004年)	-3.7343 ***	1.3889	0.8866	0.7963
自家増殖制限*政策効果(2005年)	-0.1690	1.3889	4.0304 ***	0.7963
自家増殖制限*政策効果(2006年)	-1.4598	1.3889	1.1840	0.7963
切り花類出荷量(億本)	-0.1495	0.2035	0.1296	0.1167
球根類出荷量(億球)	1.0357	1.0762	-0.4614	0.6171
鉢もの類出荷量(億鉢)	3.1983	4.7923	-2.1788	2.7477
花壇用苗もの類出荷量(億本)	0.8739	0.9137	0.0238	0.5239
切片	-2.0970	2.9084	-0.5535	1.6679
補正R ²	0.0439		0.1053	
F値	0.000		0.000	
サンプル数	1680		1680	

(注) ***, **, *は、それぞれ1%, 5%, 10%で統計的に有意であることを示す。

(注) Hausman検定の結果に基づき、変量効果モデルで分析した。

²⁴ 登録品種データベースの育成者権者の住所及び名称から分類した。

4.4.2 分析結果 (タイプ2)

表5は、「タイプ2」によって全体の登録件数と企業の登録件数を分析した結果である。この表によると、全体の登録件数について分析した場合、タイプ1の分析結果と同様に、 α_3 の値はプラスであるものの統計的に有意ではなかった。一方、インセンティブに反応しやすいと考えられる企業のみ登録件数について分析した場合、タイプ1の分析結果と同様に、 α_3 の値は5%水準で有意にプラスであり、1998年の種苗法改正前と比較して、自家増殖に育成者権の効力が拡大された種類の植物は、そうでない種類の植物よりも育成者権登録件数が平均3.9件増加したことが示された。

(表5) タイプ2推定結果①

	育成者権登録件数			
	全体		企業のみ	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
自家増殖制限	10.1435 ***	2.8850	8.7954 ***	2.2641
政策効果(2003年)	-2.8284 ***	0.9015	-1.8987 **	0.8061
政策効果(2004年)	-1.0640	0.8561	-0.2708	0.7655
政策効果(2005年)	-0.4652	0.8476	-0.3200	0.7579
政策効果(2006年)	(dropped)		(dropped)	
自家増殖制限*政策効果(2003年)	-6.7317 ***	1.8486	-6.2562 ***	1.6530
自家増殖制限*政策効果(2004年)	-3.4572 *	1.8486	-2.8477 *	1.6530
自家増殖制限*政策効果(2005年)	2.8892	1.8486	3.8614 **	1.6530
自家増殖制限*政策効果(2006年)	-0.3265	1.8486	-0.2758	1.6530
切り花類出荷量(億本)	0.0579	0.3553	0.1361	0.3177
球根類出荷量(億球)	0.2734	1.5270	0.1067	1.3654
鉢もの類出荷量(億鉢)	5.0148	8.1529	1.7683	7.2901
花壇用苗もの類出荷量(億本)	-0.6613 *	0.4007	-0.4584	0.3583
切片	-5.1356	4.3462	-5.2988	3.8566
補正R ²	0.0774		0.0881	
F値	0.000		0.000	
サンプル数	1680		1680	

(注) ***, **, *は、それぞれ1%, 5%, 10%で統計的に有意であることを示す。

(注) Hausman検定の結果に基づき、変量効果モデルで分析した。

表6は、「タイプ2」によって日本企業及び海外企業の登録件数を分析した結果である。この表によると、海外企業の登録件数について分析した場合、タイプ1の分析結果と同様に、 α_3 の値は1%水準で有意にプラスであり、1998年の種苗法改正前と比較して、自家増殖に育成者権の効力が拡大された種類の植物は、そうでない種類の植物よりも育成者権登録件数が平均4.0件増加したことが示された。一方、日本企業の登録件数について分析した場合、タイプ1の分析結果と同様に、 α_3 の値は統計的に有意ではなかった。

(表6) タイプ2推定結果②

	育成者権登録件数			
	日本企業		海外企業	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
自家増殖制限	4.9565 ***	1.6608	3.8389 ***	0.9554
政策効果(2003年)	-1.1449 *	0.6767	-0.7539 *	0.3888
政策効果(2004年)	0.0833	0.6426	-0.3541	0.3692
政策効果(2005年)	-0.0312	0.6362	-0.2888	0.3655
政策効果(2006年)	(dropped)		(dropped)	
自家増殖制限*政策効果(2003年)	-3.7507 ***	1.3875	-2.5056 ***	0.7973
自家増殖制限*政策効果(2004年)	-3.7343 ***	1.3875	0.8866	0.7973
自家増殖制限*政策効果(2005年)	-0.1690	1.3875	4.0304 ***	0.7973
自家増殖制限*政策効果(2006年)	-1.4598	1.3875	1.1840	0.7973
切り花類出荷量(億本)	-0.0044	0.2667	0.1404	0.1533
球根類出荷量(億球)	0.4752	1.1461	-0.3685	0.6586
鉢もの類出荷量(億鉢)	3.8310	6.1195	-2.0627	3.5163
花動用苗もの類出荷量(億本)	-0.4402	0.3008	-0.0182	0.1728
切片	-3.8437	3.2175	-1.4551	1.8489
補正R ²	0.0458		0.1056	
F値	0.000		0.000	
サンプル数	1680		1680	

(注) ***, **, *は、それぞれ1%, 5%, 10%で統計的に有意であることを示す。

(注) Hausman検定の結果に基づき、変量効果モデルで分析した。

4.4.3 分析結果 (タイプ3)

表7は、「タイプ3」によって全体の登録件数と企業の登録件数を分析した結果である。この表によると、全体の登録件数と企業の登録件数は、どちらも α_3 の値はプラスであるものの統計的に有意ではなかった。

(表7) タイプ3推定結果①

	育成者権登録件数			
	全体		企業のみ	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
自家増殖制限	11.5458 ***	3.5071	9.5359 ***	2.8813
政策効果(2005年)	(dropped)		(dropped)	
自家増殖制限*政策効果(2005年)	1.4869	2.2756	3.1209	1.9444
切り花類出荷量(億本)	0.1147	0.1375	0.0765	0.1175
球根類出荷量(億球)	(dropped)		(dropped)	
鉢もの類出荷量(億鉢)	(dropped)		(dropped)	
花動用苗もの類出荷量(億本)	(dropped)		(dropped)	
切片	-2.8339	6.7690	-1.9317	5.7750
補正R ²	0.0956		0.1151	
F値	0.001		0.000	
サンプル数	240		240	

(注) ***, **, *は、それぞれ1%, 5%, 10%で統計的に有意であることを示す。

(注) Hausman検定の結果に基づき、変量効果モデルで分析した。

表8は、「タイプ3」によって、日本企業及び海外企業の登録件数を分析した結果である。この表によると、海外企業の登録件数について分析した場合、 α_3 の値は5%水準で有意にプラスであり、1998年の種苗法改正前と比較して、自家増殖に育成者権の効力が拡大された種類の植物は、そうでない種類の植物よりも育成者権登録件数が平均3.0件増加したことが示された。一方、日本企業の登録件数について分析した場合、 α_3 の値はプラスであるものの統計的に有意ではなかった。

(表8) タイプ3推定結果②

	育成者権登録件数			
	日本企業		海外企業	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
自家増殖制限	4.6634 ***	1.7825	4.8725 ***	1.6462
政策効果(2005年)	(dropped)		(dropped)	
自家増殖制限*政策効果(2005年)	0.1242	1.1874	2.9967 **	1.2749
切り花類出荷量(億本)	0.0673	0.0718	0.0092	0.0770
球根類出荷量(億球)	(dropped)		(dropped)	
鉢もの類出荷量(億鉢)	(dropped)		(dropped)	
花切り出荷量の対出荷量(億本)	(dropped)		(dropped)	
切片	-1.9784	3.5284	0.0466	3.7696
補正R ²	0.0572		0.1194	
F値	0.029		0.000	
サンプル数	240		240	

(注) ***, **, *は、それぞれ1%, 5%, 10%で統計的に有意であることを示す。

(注) Hausman検定の結果に基づき、変量効果モデルで分析した。

5. 結び

5.1 分析のまとめ

本論文では、Difference in differencesの手法により、1998年の種苗法改正が育成者権の登録件数の推移に与えた影響についてパネルデータを用いて分析を行い、法改正によって農業者の自家増殖に育成者権の効力が拡大された種類の植物について、海外企業による登録件数が有意に増加した一方で、日本企業による登録件数は有意に増加しなかったことを示した。

法改正によって農業者の自家増殖に育成者権の効力が拡大された種類の植物について、日本企業の育成者権登録件数が有意に増加しなかった理由としては、先述したように、これらの植物は「すでに自家増殖を制限する契約を締結する慣行が定着

していた」植物のみが指定されたため、日本企業の新品種開発インセンティブが大きく変化しなかったことが原因であると考えられる。

一方、これらの植物について、海外企業の育成者権登録件数が増加した理由としては、従来、日本で農業者の自家増殖に育成者権の効力が及ばないとされていたために日本での育成者権登録を控えていた²⁵海外企業が、法改正を契機として、日本での育成者権登録件数を増加させたことが原因として考えられる²⁶。

実際に、筆者が種苗企業に行ったインタビューにおいても、日本向けに植物新品種を開発している海外企業は、日本において原則として農業者の自家増殖に育成者権の効力が及ばないことについて不満を持っているため²⁷、本論文の分析結果が示すように、法改正を契機として海外企業が日本での育成者権登録を増加させた可能性は高いであろうとのことであった。

5.2 政策的インプリケーション

農林水産省の検討会は、「農業者の自家増殖」に育成者権の効力を及ぼすことについて、農業者団体からの主張等に配慮し、当面、農業者と種苗業者の間で「自家増殖を制限する契約を締結する慣行が定着した」植物から順次、農業者の自家増殖に育成者権の効力が及ぶ植物として指定していくことが適当と報告している²⁸。こ

²⁵ 海外企業であっても、日本企業と同様に、契約によって農業者の自家増殖を制限することは可能である。しかし、日本では従来、農業者の自家増殖に育成者権の効力が及ばないとされていたことから、海外企業はこれまで、日本の草花類の種苗市場への参入を控えており、そのため、海外企業が日本の農業者と「自家増殖を制限する契約」を締結する慣行は定着していなかったと考えられる。

²⁶ 海外でのみ流通している品種の場合、最初に業として譲渡してから4年以内(永年性植物の場合は6年以内)に出願すれば育成者権の登録を受けようため、海外企業が1998年の種苗法改正を契機として、法改正前にすでに開発していた植物新品種について日本に育成者権の出願登録を行った可能性もある。なお、国内で流通している品種については、育成者権の登録を受けるためには最初に業として譲渡してから原則として1年以内に出願する必要がある。

²⁷ 欧米では栄養繁殖植物について自家増殖を認める例はほとんどない(農林水産省生産局種苗課(2006))。

²⁸ 農林水産省「植物新品種の保護に関する研究会報告」(2004)

の報告を受け、2006年8月1日の種苗法施行規則改正によって、農業者の自家増殖に育成者権の効力が及ぶ植物が23種類から81種類に拡大された(2007年8月1日施行)。

しかし、本論文の分析結果は、「自家増殖を制限する契約を締結する慣行が定着した」植物について農業者の自家増殖に育成者権の効力を及ぼしても、種苗企業の開発インセンティブには大きな影響を与えないことを示している。野津(2008)は、種苗企業と農業者が締結する「農業者の自家増殖を制限する契約」に着目したモデル分析によって、「契約を締結する慣行が定着した」植物について農業者の自家増殖に育成者権の効力を及ぼしても、種苗企業の開発インセンティブには大きな影響を与えないことを示している。

筆者が種苗企業に対して、自家増殖を制限する契約を締結する慣行の定着状況を植物の種類ごとにインタビューしたところ、

- ① 草花類やきのこ類は、「種子」と比較して傷みやすい「苗」や「菌株」の形で流通することが多いので、他の植物より種苗企業から農業者までの流通経路が短く、農業者の契約違反を発見しやすい等の理由から農業者の自家増殖を制限する契約を締結する場合が多い
- ② 野菜は、3.3で記述したように流通している種子のほとんどがF1種子であるため、農業者の自家増殖を制限する契約を締結せずとも、農業者が自家増殖を行うことは技術的に不可能である
- ③ 一方で果樹は、「苗」や「菌株」と比較して傷みにくい「挿し木」²⁹等の形で流通することが多く、農業者の契約違反を発見することが難しい等の理由から、農業者と契約を締結する慣行がほとんど定着していない³⁰

とのことであった。

以上のことからすれば、新品種の開発インセンティブを高めるためには、他の条

²⁹ 種子繁殖ではなく、通常、挿し木等により栄養繁殖を行う果樹の場合は、「F1種子」技術によって自家増殖を抑制することは実質的に不可能である。

³⁰ 果樹の品種開発を行う種苗企業へのインタビューにおいては、「最近では契約の実効性は別として、自家増殖を制限する契約を農業者と結ぶように努めており、このような取組を地道に続けることによって、契約を締結する慣行を定着させていきたい。」との発言もあった。

件が一定であれば、「契約を締結する慣行が定着した」植物よりもむしろ、「契約を締結する慣行が定着していない」、しかも「F1種子技術を利用できない」果樹等の植物について、農業者の自家増殖に育成者権の効力を及ぼす必要があると考えられる。

5.3 今後の課題

本論文では、育成者権の登録件数の約6割を占める「草花類」についてのみ分析を行ったが、本論文の手法を用いて、他の種類の植物について計量分析を行うことも有益であると考えられる。なお、今回の分析は新品種の開発期間を3年と仮定して分析を行ったが、新品種の開発にはより長い期間が必要な場合も多いため、2007年以降のデータが蓄積された後で再度分析を実施すれば結果が異なる可能性があることに留意する必要がある。

参考文献

- 神隆行(1999)『知的財産とその保護に関する経済学研究』晃洋書房
 農林水産省『花き生産出荷統計』(1986-1999)
 農林水産省(2004)「植物新品種の保護に関する研究会報告」
 農林水産省(2006)「植物新品種の保護の強化及び活用の促進に関する検討会報告」
 農林水産省(2006)「農林水産省における知的財産戦略の対応方向」
 農林水産省「品種登録ホームページ」(<http://www.hinsyu.maff.go.jp/>)
 農林水産省生産局種苗課(2006)『逐条解説種苗法—平成15年・17年改正法対応』経済産業調査会
 野津喬(2008)「植物品種育成者権の例外規定に関する契約理論的分析—農業者の自家増殖について」『日本知財学会誌』5(1), 126~145

Jeffrey M. Wooldridge (2001) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press

Economic Analysis about the Revision of the Plant Variety Protection and Seed Act in
1998

—About the Farmer's Personal Proliferation of Seed and Seedling—

Takashi Nozu
Assistant Director
Agricultural Production Support Planning Division, Agricultural Production Bureau
Ministry of Agriculture, Forestry and Fisheries

Abstract

The effects of breeder's right have come to reach the farmer's private proliferation of some kinds of plant after the revision of the Plant Variety Protection and Seed Act in 1998. This thesis shows by the measurement analysis using the panel data that the registration of the breeder's right of these plants by foreign companies has increased by the law revision although the registration by Japanese companies has not changed.

Keywords: Plant Variety Protection and Seed Act, Breeder's Right, Farmer's
Personal Proliferation of Seed and Seedling

著作権法犯の法定刑引上げが犯罪発生に もたらす影響に関する実証分析 —強盗犯と比較して—

牛山 敦*

衆議院法制局参事

要旨

法定刑引上げが相次いでいる現状にかんがみ、2004年の法定刑引上げが著作権法犯の発生にもたらした影響につき、強盗犯と比較しつつ、2001年から2006年の都道府県別パネルデータを用いて、実証分析を行った。その結果、2004年の法定刑引上げにより、著作権法犯は減少したことが示されなかったのに対し、強盗犯は減少したことが示された。

キーワード：法定刑，犯罪，著作権，強盗

1. はじめに

近年、法定刑の引上げが相次いで行われている。知的財産権関係、特に著作権侵害罪の法定刑の変化が著しく、2004年及び2006年の著作権法改正により懲役刑・罰金刑双方の法定刑の上限が3.3倍に引き上げられた。刑罰に関する基本法たる刑法でも、2004年の刑法等一部改正により、1907年（明治40年）以降不変であった法定刑の上限や、殺人罪の法定刑の下限の引上げ等が行われた。法定刑の引上げに関しては、「法定刑・・・の本質・機能に遡った・・・経験的な考察が是非とも必要である」¹といえよう。

* 本稿は、筆者の政策研究大学院大学知財プログラム在籍中の研究成果をまとめたもので、筆者の個人的な見解を示すものであり、筆者の所属機関の見解を示すものではないことを、あらかじめお断りしておく。

犯罪に関する実証研究を概観すると、Levitt(1998)は、刑罰の厳しさを表す指標として人口当たり又は凶悪犯罪当たり受刑者数を用いて州別パネルデータにより分析を行い、罰則の厳しい州で犯罪発生率が少ないことを示した。また、小島(2006)は、罰金額等の引上げ及び業務上・重過失致死傷罪の法定刑の引上げと量刑の関係につき分析を行った。犯罪と経済情勢に関する実証研究として、経済成長により犯罪率が減少したことを示したEvans(1977)、社会経済的条件が戦後日本の犯罪率の推移の重要な決定要因であることを示した朴(1993a,1993b,1994)、成人失業率が上昇すると少年の窃盗が減少する傾向にあるのに対し成人の窃盗は上昇する傾向にあることを示した津島(1998)、失業が暴力犯罪よりも財産犯罪の発生に正の影響を与えることを示した津島(2003)、求人倍率が少年の犯罪発生を引き起こす要因であることを示した大竹・岡村(2000)がある。ほかにも、Levitt(1997)は警察官の増員により凶悪犯罪が減少したことを、Donohue and Levitt(2001)は中絶の合法化により犯罪が減少したことを示した。しかし、法定刑引上げの頻度が少なかったためであろうか、法定刑引上げが犯罪発生にもたらす影響に関する実証研究は、いまだ十分とはいえない。

そこで、本稿は、2004年の法定刑引上げが著作権法犯の発生にもたらした影響につき、財産犯という点で共通性を有する強盗犯と比較しつつ²、2001年から2006年の

¹ 著作権法犯の統計データを収集する際には、各都道府県警察本部から多大なご協力を頂いた。また、本稿作成に当たり、福井秀夫政策研究大学院大学教授、安念潤司中央大学法科大学院教授、藤田政博政策研究大学院大学助教授、鶴田大輔同大学助教授及び匿名の査読者から貴重なご意見を頂いた。ここに記して感謝の意を表したい。

² 本稿において「著作権法犯」とは、著作権法に規定されている犯罪をいい、「強盗犯」とは、強盗罪(刑法236条)、強盗予備罪(同法237条)、事後強盗罪(同法238条)、昏睡強盗罪(同法239条)、強盗致傷・傷人罪(同法240条前段、大塚(2005b))、強盗致死・殺人罪(同法240条後段、最判昭32・8・1刑集11-8-2065(1957))、強盗強姦罪・同致死罪(同法241条)、常習特殊強盗罪(盗犯等ノ防止及処分ニ関スル法律2条)、常習累犯強盗罪(同法3条)及び常習強盗傷人罪(同法4条)をいう。

¹ 椎橋(2006)

² 2004年の著作権法犯の法定刑引上げと同時期に法定刑が引き上げられた罪のうち、刑法に規定されている罪は、次のとおりである(松本・佐藤(2005))。

他人所有非現住建造物等放火罪 往来危険罪 水道毒物等混入罪 外国通貨偽造・行使等罪 御璽偽造・不正使用等罪 強制・準強制わいせつ罪 強姦・準強姦罪 加重収賄罪 国外移

都道府県別パネルデータを用いて、実証分析を行った。あらかじめ結果を述べると、2004年の法定刑引上げにより、著作権法犯は減少したことが示されなかったのに対し、強盗犯は減少したことが示された。

本稿の構成は次のとおりである。第2節で、著作権法犯と強盗犯の法定刑引上げについて概観する。第3節で、法定刑引上げが犯罪発生にもたらす影響に関し理論分析を行う。第4節で、法定刑引上げが著作権法犯と強盗犯にもたらした影響について実証分析を行い、その結果につき考察する。第5節で、結論をまとめる。

2. 著作権法犯・強盗犯の法定刑引上げ

2-1. 著作権法犯

2004年著作権法改正による著作権法犯の法定刑の推移を、次に掲げる。

	改正前	改正後
著作権等侵害罪(119 I)	3年,300万円	5年,500万円
営利目的による自動複製機器の供与罪(119 II)	3年,300万円	5年,500万円
死後の著作者・実演家人格権侵害罪(120)	300万円	500万円
技術的保護手段回避装置・プログラムの供与等・営利目的による権利管理情報の改変等罪(120の2①～③)	1年,100万円	3年,300万円
国外頒布目的商業用レコードの頒布目的輸入等罪(120の2④)	—	3年,300万円
著作者名詐称複製物の頒布罪(121)・外国原盤商業用レコードの違法複製等罪(121の2)	1年,100万円	→
出所明示義務違反(著作者・著作隣接権者)罪(122)	30万円	50万円

† 「〇年」とあるのは懲役刑の上限を、「〇円」とあるのは罰金刑の上限を、「—」とあるのは罰則規定がないことを、「→」とあるのは改正されなかったことを、それぞれ表す。なお、法人重罰規定は省略した。

2004年著作権法改正は、デジタル化・ネットワーク化による著作権侵害量の飛躍的な増加や被害の大規模拡散可能性の高まり等を背景に、著作権侵害に対する抑止効果を高め、また、悪質な著作権侵害等への対応を可能にするために行われた³ (文

送目的略取等罪 被略取者收受等罪 傷害罪 傷害致死罪 危険運転致死傷罪 強盗罪
著作権法犯と最も保護法益及び行為態様が近いと考えられる窃盗罪(加戸(2006), 大塚(2005b)参照)の法定刑は引き上げられておらず、比較することができなかった。そこで、同時期に法定刑が引き上げられた罪のうち、財産及び生命・身体・自由等を保護法益とし(大塚(2005b)) 財産犯という点で共通する強盗犯と、著作権法犯とを比較した。

³ このほか、従前において執行猶予付懲役刑が科されていた事案につき抑止効果を高めるため、

化審議会著作権分科会(2004)。2004年著作権法改正の施行日は、2005年1月1日である(附則1条)⁴。

2-2. 強盗犯

2004年刑法改正による強盗犯の法定刑の推移を、次に掲げる。

	改正前	改正後
強盗予備罪	～2年	→
強盗罪・事後強盗罪・昏睡強盗罪	5年～15年	5年～20年
強盗致傷・強盗傷人罪	7年～無期	6年～無期
強盗致死・強盗殺人罪	無期・死刑	→
強盗強姦罪	7年～無期	→
強盗強姦致死罪	無期・死刑	→
常習特殊強盗罪・常習累犯強盗罪	7年～15年	7年～20年
常習強盗傷人罪	10年～無期	→

† 「〇年」とあるのは懲役刑の上限を、「→」とあるのは改正されなかったことを、それぞれ表す。

強盗罪等の法定刑は、1907年(明治40年)の現行刑法制定以降、2004年まで改正されていなかった。しかし、平均寿命の大幅な伸び等の背景の下で従来の法定刑が国民の規範意識に合致していなかったこと、有期刑と無期刑の間に大きすぎる差があったこと等を理由として、2004年刑法改正により、有期刑に係る法定刑の上限が15年から20年に引き上げられた(椎橋(2006), 松本・佐藤(2005))。2004年刑法改正の施行日は、2005年1月1日である(附則1条・刑法等の一部を改正する法律の施行期日を定める政令)。

3. 法定刑引上げが犯罪発生にもたらす影響に関する理論分析

人々は、犯罪による限界便益と限界費用とを比較し、犯罪を行うインセンティブに反応する場合、すなわち犯罪による限界便益と限界費用が等しくなるように犯罪

罰金刑と懲役刑の併科規定が置かれた(著作権法119条等)。

⁴ なお、2006年には、近年の知的財産権侵害における被害の増加・高額化傾向等を踏まえ、著作権侵害罪等の法定刑が更に引き上げられた(文化審議会著作権分科会(2006))

⁵ 本節のモデルに関し、Cooter and Ulen(2008), 福井(2007), 大塚(2005a), 大谷(1998)を参照した。

を行う⁶。ここで、犯罪による便益として犯罪による期待利益が、犯罪による費用として刑罰の重さに刑罰の執行確率を乗じた期待刑罰がある。よって、社会全体の犯罪件数は、図3-1のX*となる⁷。

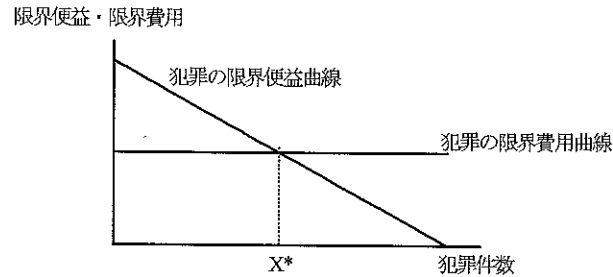


図3-1 犯罪の限界便益・限界費用曲線

これを踏まえ、法定刑引上げが犯罪発生にもたらす影響について分析する。法定刑とは、「刑罰法規の各本条において規定されている刑」をいう(大塚(2005a))。裁判所は、法定刑に一定の加重・減軽を施して得られた刑である処断刑の範囲内において刑の量定を行い具体的に言い渡す刑である宣告刑を定めているため、法定刑は、「その上限と下限により裁判所による量刑を枠付ける機能」(井田(2006))を有する。よって、法定刑引上げは、量刑水準の上昇ないし一部の犯情の悪い事案についての量刑の上昇をもたらす(村越(2005), 原田(2006), 小島(2006))、犯罪の機会費用を増加させる。

したがって、法定刑引上げは、犯罪による機会費用を増加させるため、犯罪の限界便益曲線が一定であれば、犯罪を減少させる(図3-2のX₁→X₂)。

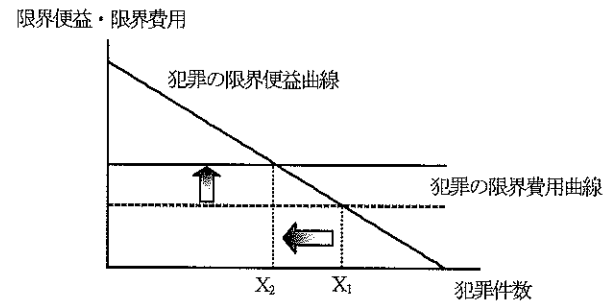


図3-2 法定刑引上げの効果

なお、刑事学的見地から、法定刑引上げが犯罪発生にもたらす影響を分析すると、次のように考えられる。刑罰の機能には、応報機能(報復機能)、一般予防機能及び特別予防機能があり、このうち、一般予防機能には、「刑罰法規において刑罰を予告することにより一般人を威嚇し、犯罪から遠ざける機能」と、「刑の言渡しと執行による威嚇によって一般人を犯罪から遠ざける機能」がある(大谷(1998))。法定刑引上げは、刑罰法規において予告されている刑罰の水準を上昇させ、刑罰の予告による威嚇及び刑の言渡しと執行による威嚇水準の上昇をもたらすため、犯罪を減少させる。

4. 法定刑引上げが犯罪発生にもたらす影響に関する実証分析

4-1. 検証する仮説及び推定モデル

以上から、「2004年の著作権法犯の法定刑引上げにより著作権法犯が減少した」、及び「2004年の強盗犯の法定刑引上げにより強盗犯が減少した」との仮説が導かれる。この仮説について、実証分析を行う。推定するモデルは、次のとおりである⁸。

$$\text{著作権法犯 } \ln(\text{送致件数}/\text{人口}_i) = \beta_1 + \theta_1 \text{法定刑ダミー}_i + \mathbf{X}_{1i} \gamma_1 + \delta_{1i} + \epsilon_{1i} \dots (a)$$

$$\text{強盗犯 I } \ln(\text{検挙件数}/\text{人口}_i) = \beta_2 + \theta_2 \text{法定刑ダミー}_i + \mathbf{X}_{2i} \gamma_2 + \delta_{2i} + \epsilon_{2i} \dots (b)$$

$$\text{強盗犯 II } \ln(\text{認知件数}/\text{人口}_i) = \beta_3 + \theta_3 \text{法定刑ダミー}_i + \mathbf{X}_{3i} \gamma_3 + \delta_{3i} + \epsilon_{3i} \dots (c)$$

⁶ したがって、犯罪件数=0の水準において限界便益と限界費用が等しくなる人は犯罪を行わない。そして、人によって犯罪による便益と費用が異なるため、犯罪をする人とならない人が生じる(Becker(1968))。

⁷ 限界費用は一定とした。

⁸ 著作権法犯送致件数は0が多く、すべての対数値は原数値に1を加えて求めた。

$\beta_1-\beta_3, \Theta_1-\Theta_3, \gamma_1-\gamma_3$:パラメータ X_1-X_3 :コントロール変数
 $\delta_1-\delta_3$:固定効果(unobserved effect) $\varepsilon_1-\varepsilon_3$:誤差項(idiosyncratic error)
 i :都道府県 t :年

4.2. 被説明変数・説明変数

4.2-1. 被説明変数⁹

i. $\ln(\text{著作権法犯送致件数/人口10万人})$

著作権法犯の発生件数を把握できないため、入手可能なデータのうち最もこれに近いと思われる送致件数を利用した¹⁰。人口による効果を考慮し、人口10万人当たりの送致件数の対数値を被説明変数とした。

ii. $\ln(\text{強盗犯検挙件数/人口10万人}); \ln(\text{強盗犯認知件数/人口10万人})$

強盗犯の発生件数も把握できないため、比較の観点から検挙件数を用いた¹²。また、推定の頑健性を確かめるため、発生件数により近い認知件数も用いた。人口による効果を考慮し、人口10万人当たりの検挙件数又は認知件数の対数値を被説明変

⁹ 犯罪統計として、警察統計のほか法務省大臣官房司法法制部司法法制課編『検察統計年報』や最高裁判所事務総局編『司法統計年報』があるが、比較的入手しやすく、かつ、犯罪の発生と犯罪の記録の間の時間的距離が最も短い警察統計を利用した(藤本(2006))。

¹⁰ 法定刑引上げ前に行われた犯罪で、引上げ前の法定刑に基づき処罰されるもの(刑法6条)のうち法定刑引上げ後に送致されたものは、法定刑引上げ後の送致事件として送致件数に計上されるが、著作権法犯に関する警察庁の犯罪統計としては送致件数しか入手できなかった。この点に関しては、著作権侵害罪等は親告罪であり(著作権法123条1項)犯人を知った日から6箇月以内に告訴しなければならぬこと(刑事訴訟法235条1項)、著作権法犯は繰り返して行われている場合が多く検挙直前の犯罪と検挙・送致の間隔は比較的短いと考えられること、そして、コンピュータソフトウェア著作権協会(2007)に掲載されている事例をみるとそのほとんどが6箇月以内に検挙されていること等を踏まえ、送致件数を用いた。

¹¹ データの制約のため、送致事件となるような比較的悪質だと考えられる事件が対象となっている。

¹² 検挙件数と送致件数は同一ではなく、微罪処分(刑事訴訟法246条ただし書)により検察官送致(同条本文)なくして捜査が終了する場合がある(田口(2005))が、多くの都道府県の著作権法犯検挙件数(取締件数)のデータを入手することができなかった。この点に関しては、検挙件数(取締件数)も入手できる場合のすべてで検挙件数(取締件数)と送致件数が同数であったことを踏まえ、検挙件数と送致件数を同列に扱った。

数とした。なお、強盗犯の範囲には、強盗罪並びにこれと同様の行為態様・法定刑を有する事後強盗罪¹³及び昏睡強盗罪だけでなく、強盗罪と法定刑が異なるものの強盗の前又は強盗の機会に行われやすい罪である、強盗の実行を決意しその着手を準備する犯罪である強盗予備罪¹⁴、強盗罪の結果的加重犯である強盗致傷罪・強盗致死罪及び加重部分についても故意を有する強盗傷人罪・強盗殺人罪¹⁵、強盗時に反抗を抑圧された女子を強姦する強盗強姦罪及びその結果的加重犯である強盗強姦致死罪¹⁶、強盗罪と法定刑の上限を同じくする常習特殊強盗罪及び常習累犯強盗罪並びに強盗傷人罪の加重類型である常習強盗傷人罪を含めた。

4.2-2. 説明変数

i. 法定刑ダミー

法定刑引上げ前を0、法定刑引上げ後を1とするダミー変数を用いた。第3節で述べたとおり、法定刑引上げにより犯罪は減少すると考えられるため、予想される係数の符号は、負である。

ii. コントロール変数I: $\ln(\text{検挙率})$

有罪率が非常に高い¹⁷ことを踏まえ、刑罰の執行確率を表す指標として検挙率の

¹³ 事後強盗罪については、窃盗行為の事後の暴行・脅迫を行っている時点では事後強盗罪の法定刑に直面していることを踏まえ、分離せずに分析した。

¹⁴ 大塚(2005b)。なお、強盗予備罪は、強盗の実行に着手していない犯罪であり、強盗犯の範囲に含めるのはふさわしくない場合もあると考えられるが、データの制約から分離せずに分析した。

¹⁵ 強盗傷人罪は傷害の故意を、強盗殺人罪は殺人の故意を要する犯罪であり、強盗犯に含めるのはふさわしくない場合もあると考えられるが、データの制約から分離せずに分析した。

¹⁶ 大塚(2005b)。なお、最高裁判所は、犯人が財物を窃取して屋外に出た際、家人に発見され、逮捕を免れるため、同女に対し暴行を加えたのち、同女の姿態を見て劣情を催しその押入内で同女を強姦した場合について、強盗強姦罪の成立を認めている(最判昭30・12・23刑集9-14-2957(1955))。

¹⁷ 2001年から2006年の第一審裁判所における有罪率の推移は、次のとおりである。

	2001年	2002年	2003年	2004年	2005年	2006年
終局総人員	82,868	88,252	93,955	95,699	93,752	89,016
有罪総人員	80,848	85,969	91,287	92,765	91,074	86,382
有罪率	97.6%	97.4%	97.2%	97.0%	97.1%	97.0%

出典：最高裁判所事務総局編『司法統計年報』

対数値を用いた。検挙率の上昇により期待刑罰が上昇し犯罪が減少すると考えられるため、予想される係数の符号は負である。ただし、検挙率の上昇により検挙件数・送致件数が増加することも考えられるため、モデル(a)・(b)につき予想される符号は正又は負である。なお、著作権法犯検挙率のデータは入手できなかったため、著作権法犯検挙率と相関があると考えられる交通業過を除く全刑法犯検挙率を代理変数として用いた。また、強盗犯の検挙率のうち100%を超えているもの¹⁸は、100%に修正した。

iii. コントロール変数II : ln(失業率)

犯罪の機会費用を表す指標として、失業率の対数値を用いた。失業率が増加すると犯罪の機会費用が減少し犯罪が増加すると考えられるため、予想される符号は正である。

iv. コントロール変数III : ln(警察職員数/人口10万人)

捜査機関の捜査力を表す指標として、人口10万人当たりの警察職員数の対数値を用いた¹⁹。警察職員の増加は犯罪を減少させると考えられるため、予想される係数の符号は負である。ただし、警察職員の増加により送致件数・検挙件数が増加する

¹⁸ 認知と検挙が年をまたいで行われていること等によるものと思われる。

¹⁹ 警察統計には特別司法警察員による送致事件や検察官認知・直受事件の数値は計上されていないが、著作権法犯被疑事件受理人員をみると、著作権法犯では通常司法警察員による事件処理がそのほとんどを占めている。

	2001年	2002年	2003年	2004年	2005年	2006年
総数	203	238	284	368	469	450
旧受	23	20	20	27	16	4
新受	180	218	264	341	453	446
検察官認知直受...p	4	7	16	5	11	11
通常司法警察員...q	97	132	190	229	301	351
q/(p+q)%	96.0%	95.0%	92.2%	97.9%	96.5%	97.0%
特別司法警察員	0	0	0	0	0	0
他検察庁	78	79	57	106	138	83
再起	0	0	1	0	2	0

出典：法務省大臣官房司法法制部司法法制課編『検察統計年報』

† 「他検察庁」欄に記載されている数値は、移送事件のものである。移送事件に関する通常司法警察員による事件処理の割合についてのデータは入手できなかったものの、その割合は上記表中の割合とほぼ同じであると推測される。

ことも考えられるため、送致件数・検挙件数を被説明変数とするモデル(a)・(b)につき予想される符号は正又は負である。なお、警察職員数に関しては同時性の問題があるがこれについては後述する。

v. コントロール変数IV : 過密地域・過疎地域ダミー

地域に関する要因をコントロールするため、過密地域・過疎地域ダミーを用いた。具体的には、人口密度を(人口[人]/(可住地面積[km²]))により求めた上で、階級の幅を等間隔にし中間地域・過疎地域の度数をほぼ同一にするように都道府県を3つの地域に分類し、人口密度が1400以上の都府県を過密地域(過密地域ダミー=1)、人口密度が700以上1400未満の県を中間地域(=0)、人口密度が700未満の道県を過疎地域(過疎地域ダミー=1)とした。なお、可住地面積は2000年と2005年のものしか得られなかったが、どちらを使用しても分類には変わりがなかったため、2005年のものを用いた。過密地域、中間地域及び過疎地域の分類は、次のとおりである。

過密地域 (9都府県)	東京都 埼玉県 千葉県 神奈川県 愛知県 京都府 大阪府 兵庫県 奈良県 福岡県
中間地域 (19県)	宮城県 茨城県 群馬県 山梨県 石川県 福井県 静岡県 岐阜県 三重県 滋賀県 和歌山県 岡山県 広島県 山口県 香川県 徳島県 愛媛県 長崎県 沖縄県
過疎地域 (18道県)	北海道 青森県 岩手県 秋田県 山形県 福島県 栃木県 新潟県 長野県 富山県 島根県 鳥取県 高知県 佐賀県 大分県 熊本県 宮崎県 鹿児島県

vi. コントロール変数V : 過密・過疎地域ダミー*年ダミー

犯罪により得られる期待利益など年ごとに異なる要因をコントロールするため、過疎・過密地域ダミーと年ダミーの交差項を用いた。

これらの変数の基本統計量を表4-1に掲げる。

表4-1 基本統計量

	Mean	StdDev	Min	25%	Med	75%	Max
著作権法犯							
原数値							
送致件数/人口	0.2	0.4	0.0	0.0	0.1	0.2	4.4
法定刑ダミー	0.3	0.5	0.0	0.0	0.0	1.0	1.0
刑法犯検挙率	30.5	9.4	12.8	23.6	29.6	36.1	60.9
対数値							
送致件数/人口	0.139	0.235	0.000	0.000	0.064	0.171	1.683
刑法犯検挙率	3.405	0.306	2.624	3.204	3.420	3.614	4.125
強盗犯							
原数値							
認知件数/人口	3.4	2.4	0.7	1.7	2.5	4.2	12.7
検挙件数/人口	2.0	1.0	0.3	1.3	1.8	2.6	5.1
法定刑ダミー	0.3	0.5	0.0	0.0	0.0	1.0	1.0
検挙率	67.8	16.6	29.6	55.4	67.7	80.0	100.0
対数値							
認知件数/人口	1.357	0.474	0.508	0.988	1.262	1.647	2.615
検挙件数/人口	1.058	0.311	0.286	0.839	1.041	1.284	1.807
検挙率	4.200	0.255	3.419	4.032	4.230	4.394	4.615
その他							
原数値							
失業率	4.5	1.1	2.3	3.8	4.4	5.1	8.4
警察職員/人口	198.6	35.8	141.9	176.2	189.5	215.7	370.4
対数値							
失業率	1.691	0.188	1.194	1.569	1.686	1.808	2.241
警察職員/人口	5.283	0.157	4.962	5.177	5.250	5.378	5.917

† 過疎・過密地域ダミー及び過疎・過密地域*年ダミーは省略した。

4-3. 推定方法

著作権法犯のモデル(a)については、被説明変数である送致件数の値に0が多く端点解を有すると考えられるため、Tobit Modelにより推定する。なお、説明変数とunobserved effectの相関関係はないと仮定する。また、著作権法犯検挙率のデータが入手できなかったため、著作権法犯検挙率が $\delta_{1i} \sim \delta_{3i}$ に吸収されていると仮定したモデルと代理変数として交通業過を除く全刑法犯検挙率を利用したモデルの双方を推定する。強盗犯(モデル(b)・(c))については、Hausman検定を行い、その結果を踏まえて固定効果モデル又は変量効果モデルにより推定する。

4-4. 推定結果

著作権法犯のモデル(a)の推定結果を表4-2に、強盗犯のモデル(b)・(c)の推定結果を表4-3に掲げる。

表4-2 著作権法犯

被説明変数	(a) : ln(著作権法犯送致件数/人口)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
法定刑ダミー	0.078* (0.044)	0.070 (0.047)	0.073* (0.043)	0.039 (0.048)	0.044 (0.062)	0.010 (0.065)
刑法犯検挙率	-	0.042 (0.096)	-	0.168* (0.101)	-	0.155 (0.104)
失業率	0.331** (0.163)	0.348** (0.168)	0.252 (0.162)	0.295* (0.162)	0.283* (0.166)	0.311* (0.165)
警察職員/人口	0.461** (0.200)	0.440** (0.204)	0.335* (0.195)	0.211 (0.206)	0.315 (0.195)	0.212 (0.204)
地域ダミー	no	no	yes	yes	yes	yes
地域*年ダミー	no	no	no	no	yes	yes
Observations	276	276	276	276	276	276
Waldχ ² 値	12.79***	13.02**	20.46***	23.66***	33.41***	36.27***
Log Likelihood	-109.10	-109.00	-106.00	-104.63	-99.60	-98.50

† ***,**,*はそれぞれ1%,5%,10%の水準で統計的に有意であることを示す。()内は標準誤差。過疎・過密地域ダミー及び過疎・過密地域*年ダミーは省略した。

表4-3 強盗犯

被説明変数	(b) : ln(強盗犯検挙件数/人口)			(c) : ln(強盗犯認知件数/人口)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
法定刑ダミー	-0.081*** (0.028)	-0.090*** (0.025)	-0.061* (0.035)	-0.097*** (0.033)	-0.108*** (0.029)	-0.073* (0.040)
強盗検挙率	0.192*** (0.057)	0.290*** (0.054)	0.284*** (0.056)	-0.502*** (0.066)	-0.387*** (0.062)	-0.388*** (0.064)
失業率	0.210* (0.127)	0.060 (0.113)	0.035 (0.122)	0.241 (0.148)	0.061 (0.130)	0.020 (0.141)
警察職員/人口	0.288 (0.188)	-0.133 (0.161)	-0.200 (0.163)	0.308 (0.220)	-0.193 (0.186)	-0.267 (0.189)
地域ダミー	no	yes	yes	no	yes	yes
地域*年ダミー	no	no	yes	no	no	yes
Observations	282	282	282	282	282	282
Waldχ ² 値	33.90***	119.90***	142.47***	106.87***	239.09***	262.04***
R ²	0.207	0.225	0.290	0.237	0.246	0.310

† 表の見方は表4-2に同じ。地域ダミー及び地域*年ダミーは省略した。Hausman検定の結果を踏まえ、変量効果モデルにより推定した。

i. 法定刑ダミー

著作権法犯の法定刑ダミーの係数の符号は正で、(2), (4)~(6)では統計的に有意で

はなく、予想と異なっていた。一方、強盗犯の法定刑ダミーの係数の符号は1%ないし10%水準で統計的に有意に負であり、予想通りの結果が得られた。この結果から、2004年の法定刑引上げにより、著作権法犯は減少しなかったのに対し、強盗犯は減少したと考えられる。

ii. 検挙率

著作権法犯及び強盗犯のモデル(b)では、検挙率の係数の符号は正であった。これは、検挙後の統計を被説明変数に用いたことによると考えられ、予想通りの結果といえる。検挙前の統計である強盗犯のモデル(c)では係数の符号は負であり、予想通りの結果が得られた。

iii. 失業率

著作権法犯では、失業率の係数の符号は予想されたとおり正であり、かつ、(3)を除いて5%ないし10%水準で統計的に有意であった。また、強盗犯でも、モデル(b)・(c)ともに失業率の係数の符号は予想されたとおり正であった。ただし、その多くは統計的に有意ではない。

iv. 警察職員数

著作権法犯では、警察職員数の係数の符号は正であり、(1)~(3)では5%ないし10%水準で統計的に有意であった。一方、強盗犯では、ダミー変数をまったく用いていないモデルを除き、警察職員数の係数の符号は負であった。著作権法犯では、警察職員数の増加は著作権法犯の送致につながるのに対し、強盗犯では、警察職員数の増加は強盗犯を抑止する方向に働くからであると推測され、予想通りの結果といえる。

4-5. 内生性の問題への対応

警察職員数の増加は強盗犯を減少させるが、強盗犯の増加は警察職員数を増加させるので、同時性の問題があると考えられる。この場合、警察職員の強盗犯に対する影響が過小評価され、法定刑ダミーの係数が過大に評価されるという問題が生じる(Wooldridge (2006))。そこで、操作変数を用いて、二段階最小二乗推定法によ

る推定を行う。操作変数は、次のとおりである。

i. $\ln(\text{前年警察職員数}/\text{人口}10\text{万人})$

警察職員の定員は条例等によって定まるところ、その定員を決定するに当たっては前年の数値を基準にすると考えられる。強盗犯は前年の警察職員数に影響を与えないと考えられることを踏まえ、人口10万人当たりの前年警察職員数の対数値を操作変数として用いた。

ii. $\ln(\text{前年「治安」記事数})$

実際の犯罪件数だけでなく、治安に関する国民の感覚(体感治安)が警察職員数に影響を与えていると考えられるところ²⁰、体感治安は治安に関する報道に影響される(浜井(2004))。そして、現実の犯罪件数と治安に関する報道にはずれがあり²¹、強盗犯は前年治安記事数に影響を与えないと考えられるため、前年²²に「治安」²³の用語が用いられている記事数を操作変数として用いた。

操作変数の基本統計量を表4-4に、二段階最小二乗推定法による推定結果を表4-5に掲げる。

表4-4 基本統計量(操作変数)

	Mean	StdDev	Min	25%	Med	75%	Max
原数値							
前年警察職員数	5648	7251	1354	2268	3242	5112	46102
前年警察職員数/人口	197	36	142	173	187	213	374
前年「治安」記事数	10732	4427	5223	6753	10190	14584	17541
対数値							
前年警察職員数/人口	5.272	0.160	4.962	5.160	5.237	5.365	5.928
前年「治安」記事数	9.190	0.435	8.561	8.818	9.204	9.588	9.767

²⁰ 犯罪対策閣僚会議(2003)は、治安水準の悪化だけでなく国民の不安感が増大していることを踏まえ、重点課題として地方警察官等の増員を図ることを挙げている。

²¹ 浜井(2004)は、現実に起きている殺人事件の認知件数とは無関係に記事数が増えていることを踏まえ、「現実と報道のずれが、人々が現実以上に治安が悪化したと感じ始めた原因の1つではないかと考えられる」と指摘する。

²² 定員決定の実態を踏まえ、前年のデータを利用した。

²³ 地方警察官の増員は、「深刻な治安情勢に対応し、国民が求める安全と安心を確保するため」

表4-5 強盗犯 (操作変数あり)

被説明変数	(b) : ln(強盗犯検挙件数/人口)			(c) : ln(強盗犯認知件数/人口)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
法定刑ダミー	-0.079*** (0.028)	-0.088*** (0.025)	-0.060* (0.035)	-0.094*** (0.033)	-0.106*** (0.029)	-0.072* (0.040)
強盗検挙率	0.193*** (0.057)	0.292*** (0.054)	0.285*** (0.056)	-0.501*** (0.066)	-0.385*** (0.062)	-0.386*** (0.064)
失業率	0.211* (0.127)	0.060 (0.113)	0.035 (0.122)	0.242 (0.148)	0.061 (0.130)	0.021 (0.141)
警察職員/人口	0.243 (0.192)	-0.179 (0.164)	-0.219 (0.166)	0.255 (0.224)	-0.248 (0.189)	-0.293 (0.192)
地域ダミー	no	yes	yes	no	yes	yes
地域*年ダミー	no	no	yes	no	no	yes
Observations	282	282	282	282	282	282
Waldχ ² 値	33.16***	120.37***	142.70***	106.17***	239.66***	262.35***
R ²	0.206	0.223	0.290	0.236	0.244	0.310
1st stage Waldχ ² 値	7809***	9560***	10936***	7747***	9598***	10897***

† 表の見方は表4-2に同じ。地域ダミー及び地域*年ダミーは省略した。Hausman検定の結果を踏まえ、変量効果モデルにより推定した。

推定の結果、法定刑ダミーの係数は、操作変数を用いない場合と同様に、1%ないし10%水準で統計的に有意に負であることが示された。また、コントロール変数の係数も、操作変数を用いない場合とほぼ同様の結果が得られた。

4-6. 考察

推定の結果、強盗犯については、仮説通り2004年の法定刑引上げにより強盗犯が減少したことが示されたのに対し、著作権法犯については、仮説と異なり、2004年の法定刑引上げにより著作権法犯が減少したことが示されなかった。では、なぜ、著作権法犯と強盗犯とで相違が見られたのだろうか。

その要因として、まず、発覚可能性の違いが考えられる。発覚可能性が低い方が、期待刑罰の上昇幅、すなわち限界費用曲線の上昇幅は相対的に小さい。この点、強盗罪は、被害者に暴行・脅迫を加えて被害者の占有する財物を奪う犯罪であり、被害者が被害に気付く²⁴のは容易である。一方、著作権法犯は、広範に行き渡りうる

に行われている(警察庁編(2007))ことを踏まえ、「治安」の用語を用いた。

²⁴ 強盗犯認知のうち被害者・被害関係者による届出によるものの割合は次のとおりであり、

著作物を無断で利用(岡本(2007))する犯罪であり、被害者が被害に気付く²⁵のは容易ではない²⁶。つまり、著作権法犯の発覚可能性は強盗犯のそれよりも低く、このことが、法定刑引上げにより著作権法犯が減少したことが示されなかった要因の一つではないかと推測される。

もう一つの要因は、期待利益に関するものである。著作権法犯は、海賊版販売事犯などに見られるように、複製したコンテンツを販売するなどして利益を得る犯罪であり、複製コストを考慮に入れても比較的大きな利益を得ることが可能な犯罪である。一方、一般に財物の価値が高いほど被害者の承諾なくして財物の占有を移転させることは困難であり、犯罪者が占有を移転させた財物の価値以上の利益を得ることは少ないため、強盗犯をはじめとする奪取罪の期待利益はそれ程大きくない。このように、著作権法犯は比較的期待利益が大きく、このような犯罪はほかにあまり見られない²⁷ことが、法定刑引上げによる犯罪の減少が示されなかった要因であ

被害者・被害関係者による届出が圧倒的に多い。

2001年	2002年	2003年	2004年	2005年	2006年
87.8%	87.1%	89.3%	88.8%	89.8%	88.8%

出典：警察庁編『犯罪統計書』

²⁵ 著作権法犯の捜査の端緒の入手は、権利者からの告訴や被害申告による場合が非常に多い(文化審議会(2007)[古谷洋一警察庁生活安全局生活環境課知的財産権保護対策官発言])。

²⁶ 無体物を侵害する著作権法犯よりも有体物及び管理可能な無体物(大塚(2005b))を侵害する窃盗犯の方が発覚可能性が高く、そして、次の表にあるように財物を窃取する窃盗犯よりも財物を強取る強盗犯の方が発覚可能性が高いと考えられる。

	2001年	2002年	2003年	2004年	2005年	2006年
強盗犯検挙率	48.7%	51.1%	50.3%	50.3%	54.6%	59.9%
窃盗犯検挙率	15.7%	17.0%	19.4%	22.6%	24.9%	27.1%

出典：警察庁編『犯罪統計書』

²⁷ 奪取罪の1件当たりの被害額の推移は、次のとおりである。

	2001年	2002年	2003年	2004年	2005年	2006年
強盗犯	502,949	563,177	469,483	748,224	388,307	344,273
窃盗犯	128,798	125,098	120,350	119,000	116,072	108,609
詐欺犯	1,099,716	1,083,362	814,677	808,226	730,929	819,675
恐喝犯	123,836	128,485	152,855	241,349	235,524	290,337

出典：警察庁編『犯罪統計書』

一方、著作権侵害は被害者の被害額と犯罪者の利益額が異なるため一概に比較することはできないが、1998年から2003年までの著作権における損害賠償額の平均値は12,823,311円、最大

ると推測される。

すなわち、著作権法犯が発覚可能性が低く期待利益が大きい犯罪であることが、著作権法犯につき仮説と異なった推定結果が示された理由ではないかと推測される²⁸。

5. まとめ

本稿は、2004年の法定刑引上げが著作権法犯の発生にもたらした影響につき、強盗犯と比較しつつ、2001年から2006年の都道府県別パネルデータを用いて、実証分析を行った。その結果、2004年の法定刑引上げにより、著作権法犯は減少したことが示されなかったのに対し、強盗犯は減少したことが示された。著作権法犯が発覚可能性が低く期待利益が大きい犯罪であることがその理由であると推測される。本稿の分析は、法定刑引上げが犯罪発生にもたらす影響は犯罪によって異なりうることを含意しており、法定刑を引き上げる際にはこのことを考慮に入れるべきであろう²⁹。

もっとも、本稿の分析に関しては、執筆時点では統計データが揃っていないため行うことができなかった2006年の著作権法犯の更なる法定刑引上げがもたらした影響など、今後議論を展開させるべき課題がある。また、犯罪に関する実証分析を行う際には、犯罪統計に付きまとう暗数の問題（藤本（2006））や、著作権法犯等の特別法犯に関する統計が限られていることなど、統計データに関する制約があること

値は163,553,597円である（松中（2004））。

²⁸ もちろん、本稿の分析の結果から、著作権法犯の法定刑引上げがおおよそ著作権法犯を減少させないとまでは言い切れない。

²⁹ なお、法定刑を定める際の考慮事項につき最高裁判所は、「刑罰規定は、保護法益の性質、行為の態様・結果、刑罰を必要とする理由、刑罰を法定することによりもたらされる積極的・消極的な効果・影響などの諸々の要因を考慮しつつ、国民の法意識の反映として、国民の代表機関である国会により、歴史的、現実的な社会的基盤に立つて具体的に決定されるものであり、その法定刑は、違反行為が帯びる違法性の大小を考慮して定められるべきものである」と判示している（最大判昭49・11・6刑集28-9-393(1974)。なお、安田（2006）、衆議院事務局編（1988）〔古川元晴説明員答弁〕参照。）。

も忘れてはならない。

しかしながら、こうした課題や制約は、今後、法定刑引上げが犯罪発生にもたらす影響に関する研究を進展させるためのよい材料であろう。刑事罰によって国民の権利を制限するには法律の制定ないし改正が不可欠であり（憲法31条）、法律を立案するに当たっては「政策合理性」の検討が重要である（橘（2006））。本稿で行った法定刑引上げが犯罪にもたらす影響に関する実証分析は、激しく揺れ動く刑事法制を考える上で、有益な視点であると思われる。

付録. 使用データ

A-1. 著作権法犯送致件数

北海道	北海道警察本部より聴取
青森県	青森県警察本部より聴取
岩手県	2001年～2005年は岩手県警察本部編『岩手県犯罪統計書』 2006年は岩手県警察本部より聴取
宮城県	2001年～2005年は宮城県警察本部編『犯罪統計書』 2006年は宮城県警察本部より聴取
秋田県	2004年～2006年は秋田県警察本部より聴取。なお2001年～2003年のデータはないとの回答を頂いた。
山形県	山形県警察本部より聴取
福島県	福島県警察本部より聴取
東京都	警視庁編『警視庁の統計』
茨城県	茨城県警察本部編『茨城の犯罪』
栃木県	栃木県警察本部刑事部刑事総務課編『犯罪概況書』
群馬県	群馬県警察本部より聴取
埼玉県	埼玉県警察本部より聴取
千葉県	千葉県警察本部より聴取
神奈川県	神奈川県警察本部編『犯罪統計書』
新潟県	新潟県警察本部編『新潟県の犯罪』
山梨県	山梨県警察本部より聴取
長野県	長野県警察本部より聴取
静岡県	静岡県警察本部より聴取
富山県	富山県警察本部より聴取
石川県	石川県警察本部より聴取
福井県	2001年～2005年は福井県警察本部編『犯罪統計書』 2006年は福井県警察本部より聴取
岐阜県	2001年～2005年は岐阜県警察本部刑事部刑事総務課編『犯罪要覧』 2006年は岐阜県警察本部より聴取
愛知県	愛知県警察本部編『犯罪統計書』
三重県	三重県警察本部刑事部刑事企画課編『犯罪統計書』
滋賀県	2001年・2004年～2006年は滋賀県警察本部刑事部刑事企画課編『滋賀の犯罪』 2002年・2003年は滋賀県警察本部より聴取
京都府	京都府警察本部刑事部刑事企画課編『犯罪統計書』
大阪府	データはないとの回答を頂いたため2004年～2006年は全国合計から他都道府県の数値を差し引いて求めた。
兵庫県	兵庫県警察本部刑事部刑事企画課編『犯罪統計書』
奈良県	奈良県警察本部より聴取
和歌山県	和歌山県警察本部より聴取
鳥取県	鳥取県警察本部刑事部捜査第一課編『犯罪統計書』
島根県	島根県警察本部より聴取
岡山県	岡山県警察本部より聴取
広島県	広島県警察本部より聴取
山口県	山口県警察本部より聴取
徳島県	徳島県警察本部刑事部捜査第一課編『徳島の犯罪』
香川県	香川県警察本部刑事部捜査第一課編『香川の犯罪』

愛媛県	2001年は愛媛県警察本部刑事部編『犯罪統計書』 2002年～2006年は愛媛県警察本部より聴取
高知県	高知県警察本部刑事部編『犯罪統計書』
福岡県	福岡県警察本部より聴取
佐賀県	佐賀県警察本部より聴取
長崎県	2001年～2005年は長崎県警察本部編『犯罪統計書』 2006年は長崎県警察本部より聴取
熊本県	2001年・2002年・2004年・2005年は熊本県警察本部刑事部刑事企画課編『犯罪統計書』 2003年・2006年は熊本県警察本部より聴取
大分県	大分県警察本部刑事部捜査第一課編『犯罪統計書』
宮崎県	2001年・2002年は宮崎県警察本部より聴取 2003年～2006年は宮崎県警察本部刑事部捜査第一課編『犯罪統計書』
鹿児島県	鹿児島県警察本部刑事部捜査第一課編『鹿児島の犯罪』
沖縄県	沖縄県警察本部刑事部捜査第一課編『犯罪統計書』

↑「聴取」とは、郵便、ファックス、電子メール又は電話による情報提供によりデータを入手したことを表す。

A-2. その他

人口	総務省統計局編『人口推計年報』
強盗犯認知・検挙件数、交通業過除き全刑法犯・強盗犯検挙率	警察庁編『犯罪統計書』
失業率	総務省統計局編『労働力調査都道府県別結果』
警察職員数	総務省自治行政局公務員部給与能率推進室編『地方公共団体定員管理調査結果』
可住地面積	総務省統計局編『社会生活統計指標—都道府県の指標—』
前年「治安」記事件数	BIGLOBE『ビジネスデータ新聞記事横断検索』を用い、NHKニュース、朝日新聞、共同通信、産経新聞、毎日新聞及び読売新聞で「治安」の文字が使われている記事数を検索

判例

- 最判昭30・12・23刑集9-14-2957(1955)
- 最判昭32・8・1刑集11-8-2065(1957)
- 最大判昭49・11・6刑集28-9-393(1974)

参考文献

井田良 (2006) 「何が法定刑の引上げを正当化するか」 『刑法雑誌』 46-1, 21-31.
 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.
 大塚仁 (2005a) 『刑法概説(総論)』 有斐閣, 第3版増補版.
 大塚仁 (2005b) 『刑法概説(各論)』 有斐閣, 第3版増補版.
 大谷實 (1998) 『刑事政策講義』 弘文堂, 第4版.
 岡本薫 (2007) 『誰でも分かる著作権』 全日本社会教育連合会, 改訂第11版.
 加戸守行 (2006) 『著作権法逐条講義』 著作権情報センター, 5訂新版.
 警察庁編(2007) 『平成19年版警察白書』 ぎょうせい.

- 小島透 (2006) 「刑事司法の運用に対する法定刑変更の効果—統計データから見た法定刑変更と量刑等の関係」『法律時報』78-4, 98-103.
- 椎橋隆幸 (2006) 「共同研究の趣旨」『刑法雑誌』46-1, 18-20.
- コンピュータソフトウェア著作権協会 (2007) 『ACCS活動報告2006』.
- 衆議院事務局編 (1988) 『第112回国会衆議院大蔵委員会議録』15.
- 田口守一 (2005) 『刑事訴訟法』弘文堂, 第4版.
- 橋幸信 (2006) 「議員立法の実際」大森政輔・鎌田薫編『立法学講義』商事法務105-149.
- 津島昌寛 (1998) 「非行と失業—戦後日本における時系列分析—」『犯罪社会学研究』23, 157-172.
- 津島昌寛 (2003) 「失業・犯罪・年齢—時系列データによるマクロ分析」『日本労働研究雑誌』45-7, 67-77.
- 朴元奎 (1993a) 「戦後日本における犯罪率の推移—時系列回帰分析によるアプローチ(一)」『法学新報』99-7・8, 165-230.
- 朴元奎 (1993b) 「戦後日本における犯罪率の推移—時系列回帰分析によるアプローチ(二)」『法学新報』99-9・10, 221-266.
- 朴元奎 (1994) 「戦後日本における犯罪率の推移—時系列回帰分析によるアプローチ(三)」『法学新報』99-11・12, 169-195.
- 浜井浩一 (2004) 「日本の治安悪化神話はいかに作られたか—治安悪化の実態と背景要因(モラル・パニックを超えて)—」『犯罪社会学研究』29, 10-26.
- 原田國男 (2006) 「法定刑の変更と量刑について」『刑法雑誌』46-1, 32-42.
- 犯罪対策関係会議 (2003) 「犯罪に強い社会の実現のための行動計画—「世界一安全な国, 日本」の復活を目指して—」<http://www.kantei.go.jp/jp/singi/hanzai/kettei/031218keikaku.pdf>.
- 福井秀夫 (2007) 『ケースからはじめよう 法と経済学』日本評論社.
- 藤本哲也 (2006) 『刑事政策概論』青林書院, 全訂第5版.
- 文化審議会著作権分科会 (2004) 「文化審議会著作権分科会報告書」http://www.bunka.go.jp/chosakuken/singikai/pdf/singi_houkokusho_1601.pdf.
- 文化審議会著作権分科会 (2006) 「文化審議会著作権分科会 (IPマルチキャスト放送及び罰則・取締り関係) 報告書」http://www.bunka.go.jp/chosakuken/singikai/pdf/singi_houkokusho_1808.pdf.
- 文化審議会 (2007) 「著作権分科会法制問題小委員会 (第4回) 議事録」http://www.mext.go.jp/b_menu/shingi/bunka/gijiroku/013/07061121.htm.
- 松中雅彦 (2004) 『平成15年度我が国経済構造に関する競争政策的観点からの調査研究—知的財産侵害訴訟における損害賠償額の算定についての判例に関する調査研究—』知財研紀要13, 136-143.
- 松本裕・佐藤弘規 (2005) 「刑法等の一部を改正する法律について」『法曹時報』57-4, 31-93.
- 村越一浩 (2005) 「法定刑・法改正と量刑」『判例タイムズ』1189, 27-53.
- 安田拓人 (2006) 「法定刑の改正動向について—犯罪論の立場から—」『刑法雑誌』46-1, 86-99.
- Becker, Gary S. (1968) "Crime and Punishment: An Economic Approach," *The Journal of Political Economy* 76-2, 169-217.
- Cooter, Robert and Thomas Ulen (2008) *Law & Economics*, 5thed., Boston, Massachusetts:

- Pearson Education.
- Evans, Robert Jr. (1977) "Changing Labor Markets and Criminal Behavior in Japan," *The Journal of Asian Studies* 36-3, 477-489.
- Donohue III, John J. and Steven D. Levitt (2001) "The Impact of Legalized Abortion on Crime," *The Quarterly Journal of Economics* 116-2, 379-420.
- 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. (1998) "Juvenile Crime and Punishment," *The Journal of Political Economy* 106-6, 1156-1185.
- Wooldridge, Jeffrey M. (2006) *Introductory Econometrics*, 3rded., Mason, Ohio: Thomson South-Western.

Empirical research on effects of raising
statutory penalty for copyright crimes
-Compared to robbery-

Atsushi Ushiyama
The Legislative Bureau of The House of Representatives

Abstract

In this paper, we analyse the effects of raising statutory penalty for copyright crime and robbery in 2004, using prefectural panel data from 2001 to 2006. We find that increase of statutory penalty did not reduce copyright criminal, while reduced robbery criminal.

Key words: statutory penalty, crime, copyright, robbery

法と経済学研究 4巻1号

Japanese Law and Economics Review vol. 4, no. 1

2009年2月

発行元 法と経済学会

代表編集員 安念 潤司

事務局：〒163-0067 東京都新宿区富久町16-5

(財)日本シムテム開発研究所内

TEL：03-5379-5932 FAX：03-5379-5939

URL：http://www.jlea.jp E-mail：jlea@srdi.or.jp