

# 日米における審査官前方引用件数の有用性に関する研究



特許庁審判官 安川 聡\*

## 要 約

特許引用情報のうち、特許－特許間の引用情報である「前方引用件数」は、その特許がどれだけの後続特許によって引用されているかを示す値であり、この値が大きい特許、すなわち、より多くの後続特許によって引用された特許ほど、影響力の強い重要な特許であり、特許の価値や質が高いと考えられている。

本稿では、特許－特許間の引用情報に関する先行研究を紹介するとともに、「審査官前方引用件数」（その特許がどれだけの後続特許において、審査官によって引用されているか）に着目して筆者らがこれまでに行った研究成果、特に、日米の審査官の引用傾向の相違、及び日米における審査官前方引用件数の有用性に対するその影響などについて報告する。

## 目次

1. はじめに
2. 先行研究
  - (1) 前方引用件数に関する研究
  - (2) 審査官前方引用件数に関する研究
  - (3) 審査官前方引用件数の有用性に関する論争
3. 日本における審査官前方引用件数の有用性の検証
  - (1) 分析のアプローチ
  - (2) 分析方法
  - (3) 分析結果
  - (4) まとめ
4. 日米における審査官の引用傾向の比較分析
  - (1) 分析のアプローチ
  - (2) 分析方法
  - (3) 分析結果
  - (4) 考察
5. 米国審査官の引用傾向の分析
  - (1) 分析 1
  - (2) 分析 2
  - (3) まとめ
6. 米国における審査官前方引用件数の有用性の検証
  - (1) 分析のアプローチ
  - (2) 分析方法
  - (3) 分析結果
  - (4) 考察
7. おわりに

## 1. はじめに

特許引用情報は様々な目的で利用されている。例えば、特許の価値の指標<sup>(1)</sup>、ノレッジフローの指標<sup>(2)</sup>、技

術的進歩を分析するための情報<sup>(3)</sup>、などである。

特許引用情報がこのように多彩に用いられている一因としては、特許引用情報が、多面的な情報を有していることが挙げられる。特許引用情報のうち、特に、特許－特許間の引用情報は、少なくとも2つの視点から分析することが可能である（図1参照）。

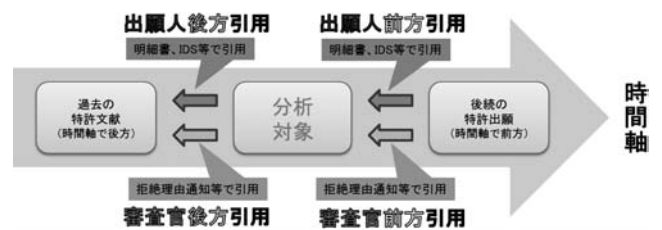


図1 特許引用情報の種類

1つには、時間軸の視点である。ある特許出願を分析対象とした場合において、分析対象の特許出願が過去（時間軸で後方）に公開済みの特許文献を引用している場合、そのような引用を「後方引用」と呼び、一方、分析対象の特許出願に由来する特許文献が後続（時間軸で前方）の特許出願によって引用されている場合、そのような引用を「前方引用」と呼ぶ。この視点は相対的なものであり、一つの特許－特許間の引用情報が存在した場合、引用している特許（引用元）から見ると、その引用は後方引用であるが、引用されている特許（引用先）から見ると、その引用は前方引用となる。

もう一つの視点は、引用行動の主体である。実際に特許－特許間の引用情報が形成されるのは、出願人が自分自身の特許出願に関連する技術として、特許明細書や情報開示陳述書（Information Disclosure Statement：IDS）に特許文献を記載する場合や、審査官が特許出願の審査の際に、拒絶理由を構築するために特許文献を用いる場合などである。前者における引用行動の主体は出願人であることから「出願人引用」と呼ばれ、後者における引用行動の主体は審査官であることから「審査官引用」と呼ばれる。

これらの視点を適宜組み合わせることで、特許－特許間の引用情報は様々な角度から分析することが可能である。例えば、ある対象特許出願の引用件数を算出するにあたって、「後方引用件数」（その特許出願がどれだけの特許文献を引用しているか）と、「前方引用件数」（その特許出願がどれだけの後続特許によって引用されているか）の2つの数値を算出することができ、そして、必要に応じて、両者を「審査官引用」と「出願人引用」とにさらに細分化することが可能である。

本稿では、特許－特許間の引用情報に関する先行研究を紹介するとともに、審査官前方引用件数（その特許がどれだけの後続特許において、審査官によって引用されているか）に着目して筆者らがこれまでに行った研究成果、特に、日米における審査官の引用傾向の比較、及び日米における審査官前方引用件数の有用性に関する検証結果について報告する。

## 2. 先行研究

### （1）前方引用件数に関する研究

上述のとおり、特許－特許間の引用情報の分析においては、様々な種類の数値を用いることが可能であるが、これらのうち、最も多くの研究が行われているのは「前方引用件数」である。「前方引用件数」は、その特許がどれだけの後続特許によって引用されているかを示す値であり、この値が大きい特許、すなわち、より多くの後続特許によって引用された特許ほど、影響力の強い重要な特許であり、特許の価値や質が高いと考えられている。このような考えに基づいた研究は30年以上前から数多く行われており、実際に、前方引用件数が特許の価値と相関していることを実証している研究は多数知られている。

例えば、Carpenter ら<sup>(4)</sup>は、米国における特許のう

ち、100件の重要特許<sup>(5)</sup>と、102件のランダムに選択されたコントロール特許の前方引用件数を比較し、重要特許の平均前方引用件数が、コントロール特許の前方引用件数よりも有意に大きかったことを報告している。

また、Albert ら<sup>(6)</sup>は、Eastman Kodak Research Laboratories 社が所有する特許129件を、それらの特許が受けた前方引用件数に応じて8つのグループに区分し、専門家の評価との関係を検証した結果、前方引用件数が大きい特許グループほど、専門家による評価が高かったことを述べている。

Harhoff ら<sup>(7)</sup>は、特許権の維持期間と、前方引用件数との関係について分析を行い、特許権満了までの全期間にわたって特許権が維持された特許の方が、そのような限定のない通常の特許よりも、平均前方引用件数が有意に大きかったことを報告している。さらに彼らは、特許権者へのインタビューに基づいて推定した各特許の経済的価値と、前方引用件数との関係についても分析を行い、推定される経済的価値の高い特許（\$20 million 以上）の方が、低い特許（\$20 million 未満）よりも、有意に大きな平均前方引用件数を有していたことも報告している。

### （2）審査官前方引用件数に関する研究

これらのような研究に基づき、現在、前方引用件数は「特許の価値」の指標として広く用いられている<sup>(8)</sup>。しかしながら、これらの先行研究のほとんどにおいては、出願人引用と審査官引用とが全く区別されていなかった。この背景には、米国において、2001年まで、米国の特許公報のトップページの“References Cited”欄に記載された引用文献が、出願人による引用であるか、審査官による引用であるかを区別することができなかったという事情が存在する。すなわち、最も多くの研究において分析対象とされていた米国において、「前方引用件数」を「出願人前方引用件数」と「審査官前方引用件数」に細分化することができなかったのである。

2001年の制度変更によって、米国において、出願人引用と審査官引用とを区別できるようになったことから、近年になってようやく、「前方引用件数」を「出願人前方引用件数」と「審査官前方引用件数」に細分化した研究が報告され始めている。

Hegde ら<sup>(9)</sup>は、前方引用件数を「出願人前方引用件

数」と「審査官前方引用件数」に分割して、特許権の更新状況との関係について検証した結果、特許が更新されるか否かに対して、審査官前方引用件数は有意な正の相関を有していたのに対し、出願人前方引用件数はそのような相関を確認できないか、確認できたとしても弱い相関しか有していなかったことを報告している。

また、Cotropiaら<sup>(10)</sup>は、ランダム抽出したサンプル(1%)について分析した結果、それまで「前方引用」としてカウントされていた引用文献の73.5%が「出願人前方引用」であったのに対し、それらのうち、新規性又は進歩性を否定する根拠として審査官によって用いられているのはわずか2%であったことを報告している。そして、特許の前方引用件数を特許の価値の指標として用いることについて、過去の研究においては、全ての引用が審査官によって使用されていることを前提としているが、実際には、過去の研究で想定されているよりも多くのノイズが、引用件数に含まれているのではないかとこの意見を示している。

### (3) 審査官前方引用件数の有用性に関する論争

このように、米国においては、出願人前方引用件数よりも審査官前方引用件数の方が特許の更新に対して強い影響力を有していること、及び出願人前方引用件数がノイズとなっている可能性があることが報告されており、日本においても同様に、出願人前方引用件数よりも審査官前方引用件数の方が、特許の重要性に対して正の説明力を持つことが報告されている<sup>(11)</sup>。

これらの先行研究を踏まえると、日米いずれの国においても、「審査官前方引用件数」は、「出願人前方引用件数」よりもより適切に「特許の価値」を反映している指標であることが想定される。しかしながら一方で、「審査官前方引用件数」の有用性に疑問を呈している報告も少なからず知られている。

Cockburnら<sup>(12)</sup>は、米国の特許審査官196名を対象として、各審査官が審査した特許の後方引用件数及び前方引用件数などについて分析を行い、各審査官が審査した特許の前方引用件数平均値の分布が、非常にゆがんでいることを述べている。そして、前方引用件数は特許の価値の指標として用いられているが、どれだけ前方引用件数を受けるとは、実際にはかなりの部分において、審査官の性質(すなわち、どの審査官が審査するか)に由来するのではないかとこの見解を述べ、

前方引用件数の有用性に疑義を示している。

Meyer<sup>(13)</sup>は、審査官によって引用される文献には、重要性が異なる文献(新規性や進歩性を否定し得る文献と、一般的な技術水準を示すだけの文献)が混在しており、よく引用される文献が必ずしも技術的・経済的に重要であるとは限らないとの見解を述べている。

さらに、三原<sup>(14)</sup>も、審査官は周知技術として文献を提示するケースが少なくないことを述べ、審査官による前方引用件数を特許の価値の指標とすることの危険性を指摘している。

## 3. 日本における審査官前方引用件数の有用性の検証

このように、「審査官前方引用件数」を特許の価値の指標として用いることについて、否定的な見解を示す報告も知られているが、いずれも疑義を示すに止まっており、具体的なデータを示して、「審査官前方引用件数」を「特許の価値」の指標として用いることを否定するには至っていなかった。

そのような状況の下、筆者らは先の報告<sup>(15)</sup>において、具体的なデータに基づき、日本における審査官前方引用件数の有用性を検証した。

以下に、その概要を紹介する。

### (1) 分析のアプローチ

筆者らは、審査官前方引用件数の有用性を確認するために、特許出願段階の出願人の自己選択結果に特に着目し、特許が成立していない出願をも分析対象に加えた上で、審査官前方引用件数と特許出願段階の出願人の自己選択結果との直接的な関係を、多面的な観点から分析した。

具体的には、図2に示した6つの自己選択項目における選択結果に着目し、審査官前方引用件数との直接的な関係を分析した。



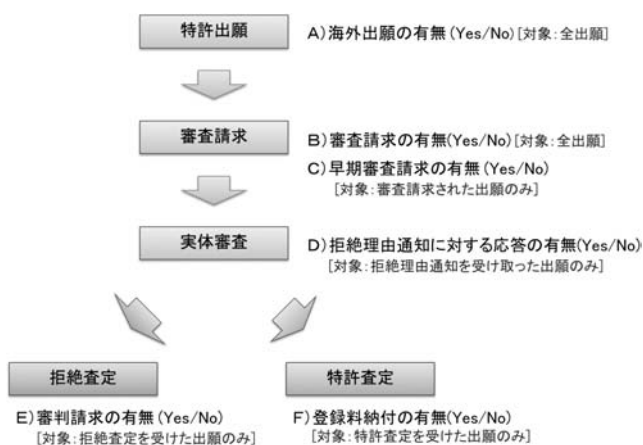


図2 特許出願段階における出願人の自己選択項目

上記のような、特許出願段階における自己選択においては、特許が成立した場合にもたらされるであろう「特許の価値」を出願人が的確に評価することは困難であるから、出願人は、「特許の価値」というよりはむしろ、「特許出願の潜在的価値」に基づいて、自己選択を行っていると考えられる。すなわち、特許出願段階においては、出願人は、「特許出願の潜在的価値」の相対的な比較により自己選択を行っている傾向が強いと考えられる。

例えば、「B) 審査請求の有無」の自己選択を行うに当たっては、出願人は、将来的に得られると予想される利益が高い出願、すなわち、潜在的価値の高い特許出願を優先して審査請求すると考えられる。したがって、Yesが選択された特許出願（審査請求された特許出願）の方が、相対的に潜在的価値が高い特許出願である傾向が強く、逆に、Noが選択された特許出願（審査請求されなかった特許出願）の方が、相対的に潜在的価値が低い特許出願である傾向が強いと考えられる。同様のロジックにより、A)～F)いずれの自己選択項目においても、Yesが選択された特許出願の方が、相対的に潜在的価値が高い特許出願である傾向が強いと考えられる。

したがって、仮に、審査官前方引用件数が、特許出願の潜在的価値の指標としての有用性を有するのであれば、いずれの自己選択項目においても、Yesが選択された出願グループの方が、平均の審査官引用前方件数が大きくなるはずである。

## (2) 分析方法

このことを検証するために、以下の手法を用いて分析を行った。

## <特許情報>

1991-2000年度の日本特許庁への特許出願（約370万件）のうち、約1%にあたる36,776件をランダムに選択し、分析対象とした。

これらの出願について、基礎情報（発明者、出願人、IPC、パテントファミリー、審査経過情報等）をNRIサイバーパテントデスク2 (<https://www.nri-cyberpatent.co.jp/>)より取得した。また、審査官による引用・被引用情報は、IIPパテントデータベースより取得した<sup>(16)</sup>。IIPパテントデータベースは、日本特許庁が提供する特許データをベースに作成された、日本特許庁への出願を包括的に収録しているデータベースである<sup>(17)</sup>。IIPパテントデータベースを利用することにより、分析対象出願の引用・被引用情報のみならず、1991-2000年度の日本特許庁への全出願の引用・被引用情報を取得することが可能となった。

## <審査官前方引用文献数の基準化>

前方引用情報を分析するにあたっては、出願日の差に基づく「切断バイアス」を考慮する必要がある。ここで、「切断バイアス」とは、公報が発行されてからの期間が長ければ長いほど、引用される機会が増え、引用されやすいために生じるバイアスを意味する。このバイアスをキャンセルするため、以下の方法によって基準化審査官前方引用文献数 (NEFCs: Normalized examiner forward citations) を導出した。

すなわち、IIPパテントデータベースより、1991-2000年度の全出願（約370万件）についてそれぞれ審査官前方引用件数を算出し、出願年度*i*における技術区分<sup>(18)</sup>*j*の審査官前方引用文献数の平均値 $\mu_{i,j}$ 及び標準偏差 $\sigma_{i,j}$ を導出した。そして、各特許出願の出願年度*i*、技術区分*j*、前方引用文献数*x*より、以下の式に基づき、NEFCsを算出した。

$$NEFCs(i,j,x) = \frac{x - \mu_{i,j}}{\sigma_{i,j}}$$

これにより、出願年度、及び、技術区分の違いによるバイアスをキャンセルすることが可能である。この値を用いて、上述のA)～F)いずれの自己選択結果と、審査官前方引用件数との関係について分析を行った。

## (3) 分析結果

分析の結果、A)～F)の全ての自己選択項目について、Yesが選択された出願グループ、すなわち、潜在

的価値の高い出願グループの方が、そうでないグループに対して NEFCs の平均値が大きいことが確認された (表 1)。また、分析対象を技術分野別、あるいは請求項数別に区分して同様の分析を行った場合にも、全ての自己選択項目において、Yes のグループが、No のグループよりも大きい NEFC の平均値を示すことが確認された (データは省略)。

表 1 NEFCs vs 特許出願段階における出願人の自己評価結果<sup>(19)</sup>

出願人の自己選択項目	分析対象出願件数	NEFCの平均値 (該当出願件数)		有意差
		Yes	No	
A) 海外出願の有無 (Yes/No)	36,776	0.15 (N=7,994)	-0.04 (N=28,782)	** ( $p < 2.20 \times 10^{-16}$ )
B) 審査請求の有無 (Yes/No)	36,776	0.14 (N=21,153)	-0.19 (N=15,623)	** ( $p < 2.20 \times 10^{-16}$ )
C) 早期審査請求の有無 (Yes/No)	21,153	1.11 (N=138)	0.13 (N=21,015)	** ( $p = 2.46 \times 10^{-9}$ )
D) 拒絶理由通知に 対する応答の有無 (Yes/No)	17,693	0.23 (N=12,595)	-0.02 (N=5,098)	** ( $p < 2.20 \times 10^{-16}$ )
E) 審判請求の有無 (Yes/No)	9,419	0.43 (N=1,937)	0.02 (N=7,482)	** ( $p < 2.20 \times 10^{-16}$ )
F) 登録料納付の有無 (Yes/No)	11,075	0.18 (N=10,932)	-0.12 (N=143)	** ( $p = 1.81 \times 10^{-5}$ )

\*\* p < .01 in the Mann-Whitney U test

さらに、パテントファミリーを分析し、出願国数と NEFCs との関係について調査した結果、出願国数が多い出願グループほど、NEFCs 大きくなる傾向が観察された<sup>(20)</sup> (図 3)。通常、出願国数が多ければ多いほど出願コストは大きくなることから、出願国数の多い出願グループは、それだけ高い潜在的価値を有する出願グループであるといえる。したがって、この結果においても、潜在的価値の高い出願グループほど、審査官前方引用件数が大きいことが確認された。

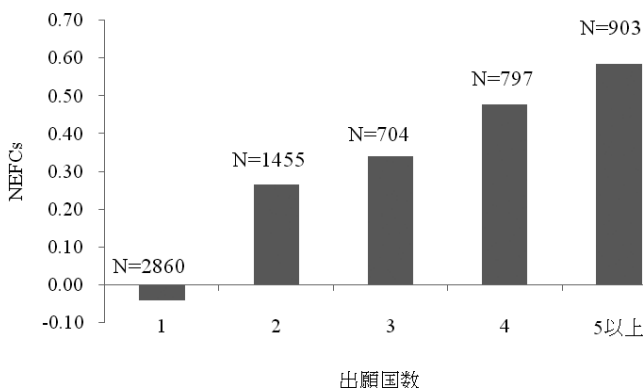


図 3 NEFCs vs パテントファミリー中の出願国数<sup>(21)</sup>

#### (4) まとめ

これらの分析結果より、出願グループの潜在的価値と審査官前方引用件数とは正の相関関係を有しており、日本における審査官前方引用件数は、出願グループ間の比較分析において、「特許出願の潜在的価値」の指標としての有用性を有すると結論付けることができる。

#### 4. 日米における審査官の引用傾向の比較分析

このように、日本の特許出願の出願グループ間の比較分析において、「審査官前方引用件数」は「特許出願の潜在的価値の指標」として有用であることが確認された。しかしながら、この結果のみをもって、日本以外の国においても、「審査官前方引用件数」が同様の有用性を有するとは、直ちには結論付けることができない。これは、国によって特許制度や歴史的背景などが異なっているために生じる問題であり、「審査官前方引用件数」を用いた分析に限らず、特許引用情報を用いた国際比較分析においては、国ごとの制度や運用の相違について十分留意する必要がある<sup>(22)</sup>。

この点に関して考察すると、特に、日本と米国における出願公開制度の導入時期の相違は、両国の審査官の引用傾向に多大な影響を及ぼしている可能性がある。現在、日米両国において、審査官が引用可能な特許文献としては、特許出願後、特許成立前に公開される「公開公報」と、特許成立後に公開される「特許公報」の2種類が存在するが、米国においては、2000年11月29日に出願公開制度が導入されるまでは、特許が成立しないと出願が公開されなかったため、審査官が引用可能な特許文献は特許公報のみであった (図 4 参照)。出願公開制度の導入後には、米国でも公開公報を引用することが可能となったが、このような歴史的背景の相違は、審査官の引用傾向に大きな影響を与えている可能性が高い。

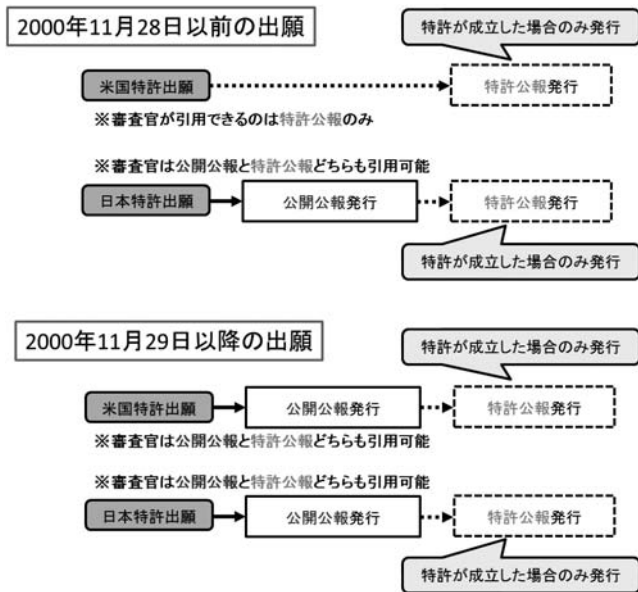


図4 米国における出願公開制度導入による変化

これを踏まえ、筆者らは、審査官前方引用件数における特許引用文献の種類にも留意しつつ、日米における審査官の引用傾向の相違を確認した結果を既に報告している<sup>(23)</sup>。

その概要についても以下のとおり紹介する。

### (1) 分析のアプローチ

筆者らは、日米における審査官の引用傾向の相違を確認するに当たり、日米において実質的に等価な特許出願同士を比較することが最も妥当であると考えた。そこで、日米において、明細書に記載されている内容、及び、請求項の内容が一致している可能性が高いと考えられる特許出願の組合せを抽出し、審査官前方引用件数の日米比較を行うこととした。

また、審査官が引用する特許文献の種類（公開公報・特許公報）にも着目して分析を行うため、日米各国における審査官引用件数を、それぞれ以下の3種類のサイテーションタイプで集計することとした（“XX”は「米国」又は「日本」を意味する）（図5参照）。

- ・分析対象の特許出願の公開公報又は特許公報の少なくともいずれか一方を引用している後の出願の件数をカウント（サイテーションタイプ：XX [公開+特許]）
- ・分析対象の特許出願の公開公報を引用している後の出願の件数をカウント（サイテーションタイプ：XX [公開]）

- ・分析対象の特許出願の特許公報を引用している後の出願の件数をカウント（サイテーションタイプ：XX [特許]）

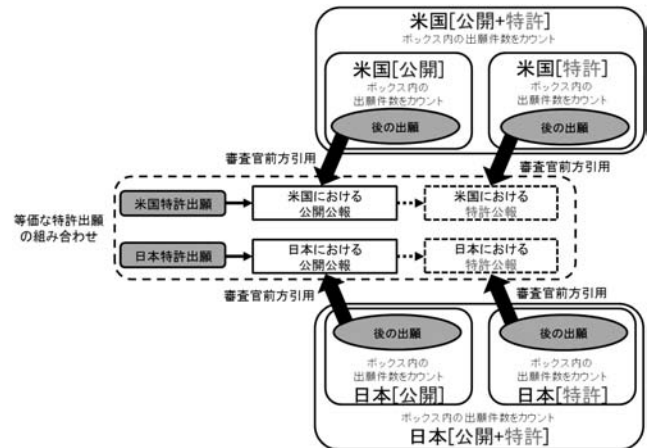


図5 各サイテーションタイプにおける審査官前方引用件数のカウント方法<sup>(24)</sup>

### (2) 分析方法

以下の手法を用いて分析を行った。

#### <特許情報>

2001-2005年度の日本への特許出願（約200万件）のうち、約1%にあたる19,985件をランダムに選択し、次いで、それらのうち、米国のA1公報（公開公報）をファミリー内を含む出願<sup>(25)</sup>を特定することにより、DOCDB<sup>(26)</sup>において同一の Patent Family に含まれる米国と日本の特許出願の組み合わせを抽出した（6,754件）。

さらに、明細書の内容のみならず、請求項の内容までもが一致している可能性が高いと考えられる特許出願の組み合わせのみに限定するため<sup>(27)</sup>、以下のA. またはB. の要件に該当する組み合わせのみを抽出した。以下の条件に合致する日米特許出願の組み合わせは2,145件であった<sup>(28)</sup>。

#### A. PCT 出願

同一のPCT出願に由来する日米の特許出願は、通常、明細書及び請求項の内容が一致する。したがって、米国出願の国際出願番号と、日本出願の国際出願番号が一致する出願を抽出した（1,003件）。

#### B. 非PCT 出願

A. 以外の出願から、以下に示す1-3の全ての要件を満たす特許出願の組み合わせを抽出した（1,142件）。



1. 両出願の公開公報における請求項数が一致
2. 両出願の公開公報における発明者数が一致
3. 両出願の出願日の差が12月以内<sup>(29)</sup>

### (3) 分析結果

上記のように抽出した日米の特許出願の各組合せにおいて、日米それぞれの国における審査官前方引用件数を、サイテーションタイプ別に集計した<sup>(30)</sup> (表2参照)。

表2 日米における審査官前方引用件数の集計結果<sup>(31)</sup>

国	サイテーションタイプ	出願件数	平均値	標準偏差
米国	米国[公開+特許] <sup>(32)</sup>	2,145	1.66	2.85
	米国[公開]		1.01	1.98
	米国[特許]		0.70	1.78
日本	日本[公開+特許]	2,145	1.07	2.17
	日本[公開]		1.07	2.17
	日本[特許]		0.01	0.10

この結果、日米において、審査官の引用傾向に、極めて明確な差があることが確認された。最も注目すべき点は、日本[特許] (日本において、分析対象特許出願の特許公報を引用している後の出願の件数) の平均値 (0.01) が限りなく0に近い点である。このため、日本[公開+特許] (日本において、分析対象の公開公報又は特許公報の少なくともいずれか一方を引用している後の出願の件数) と、日本[公開] (日本において、分析対象特許出願の公開公報を引用している後の出願の件数) の平均値は同じ値 (1.07) となっている。すなわち、日本では実質的に公開公報のみが引用されており、特許公報はほとんど引用されていない。

一方、米国では、米国[公開]の方が平均値 (1.01) の方が大きいものの、米国[特許]の平均値も0.70であり、日本とは異なり、特許公報が少なからず引用されていることが明らかとなった。

### (4) 考察

日本において、審査官が実質的に公開公報しか引用していない理由としては、大きく3つの要因が想定される。①公開公報と特許公報では、公開公報の方が早く公開されること (新規性や進歩性を否定する根拠として審査官が引用できるのは、審査対象の特許出願の出願前に公知になっている文献のみであるため、早く公開される文献の方が審査官に引用されやすい)、②特許出願後に、補正によって新規事項を追加すること

が禁止されていること (補正によって記載内容を削除することは認められ得るが、新規事項を追加することは認められないため、公開公報の方が特許公報よりも、記載される内容が豊富となる)、③公開公報はほぼ全ての特許出願について発行されるが、特許公報は特許が成立した出願でしか発行されないこと、の3つである。

これらの3つの要因を考慮すると、公開公報の方が特許公報よりも、先に、かつ豊富な内容で公開され、加えて、そのカバレッジも包括的であることが理解できる。そのため、通常は、審査官は公開公報を優先して検索・引用すれば十分であり、このことが、日本において、審査官が実質的に公開公報しか引用していない理由であると考えられる。

上記の3つの要因は、米国においてもほぼ同様であることから、米国においても、公開公報の方が特許公報よりも引用文献として用いられやすい環境が整っている。それにもかかわらず、米国においては、上述のとおり、特許公報が少なからず引用されている。

日米において、審査官の引用傾向がこのように相違している背景には、上述した出願公開制度の導入時期の相違が影響している可能性が高いと考えられる。すなわち、米国において、出願公開制度導入前の特許出願 (出願日が2000年11月28日以前の特許出願) については、公開公報は発行されていなかったため (図4参照)、出願公開制度が導入されるまでは、審査官は、特許公報のみを検索・引用していた。一方、出願公開制度の導入後は、審査官は、特許公報のみならず、公開公報を引用することも可能となった。上述のとおり、公開公報の方が特許公報よりも先に、かつ豊富な内容で公開されており、さらに、公開公報を検索すれば、特許公報が発行されていない出願も含めて網羅的な検索が可能となることから、審査官は本来、公開公報のみを検索・引用すれば十分であると考えられる。そのような状況であるにもかかわらず、本分析の分析対象の特許出願において、特許公報が引用されるケースが少なからず存在している理由について考察すると、一つの仮説として、「出願公開制度の導入後も、優先的に特許公報を引用し、必要な場合のみ公開公報を引用する審査官が存在している」という可能性が考えられる。

出願公開制度が導入された後であっても、審査官が新規性、進歩性の判断をするためには、出願公開制度

導入前の出願の特許文献、すなわち特許公報を検索・引用することが必要である。なぜなら、審査官は、公開済みの文献であれば、特許審査の際に新規性や進歩性を否定するための先行技術として使用できることから、出願公開制度導入前の出願の特許公報も、当然、先行技術として引用可能であるからである。特に、出願公開制度の導入から日が浅いうちは、公開公報はそれほど多く蓄積されていないことから、先行技術の大部分は、出願公開制度導入前の出願の特許公報となる。したがって、優先的に特許公報を検索・引用し、必要な場合のみ公開公報を検索・引用する米国審査官が存在する可能性は十分にあると考えられる。さらに、特に出願公開制度の導入からの日が浅いうちは、特許公報を特に優先して引用し、公開公報をほとんど引用しない審査官が存在する可能性も否定できない。上述のとおり、米国審査官は、出願公開制度導入前は特許公報のみを検索・引用していたのであり、そのような習慣が、出願公開導入後も維持されていた可能性は十分に考えられる。

## 5. 米国審査官の引用傾向の分析

上記の報告<sup>(33)</sup>においては、「出願公開制度の導入後も、優先的に特許公報を引用し、必要な場合のみ公開公報を引用する審査官が存在している」という仮説を提示し、それを間接的に支持するデータ（本稿では省略）を提示したものの、上記仮説を直接的に検証するには至らなかった。

この点に関し、新たにデータを取得し、上記仮説について直接的な検証を行ったので、その結果を以下のとおり報告する。

### (1) 分析 1

#### (i) 分析方法

特許公報の発行前後で、米国の審査官の引用傾向にどのような変化があるかについて分析した。

仮に、米国において特許公報を優先して引用する審査官が存在するのであれば、米国において特許公報が発行された特許出願は、特許公報の発行に伴い、審査官によって引用される頻度が増加すると予想される。

このことを確認するための分析を、4. (2) において抽出した米国出願 2,145 件のうち、米国において特許が成立し、特許公報が発行された出願 (1,249 件) に対

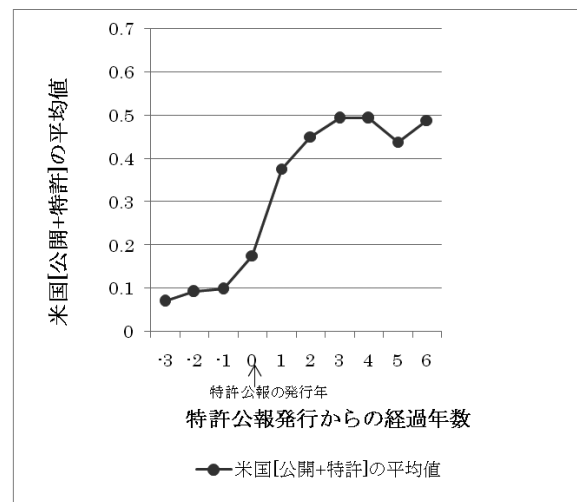
して行った。また、比較対象として、特許公報が発行されなかった出願 (896 件) についても同様の分析を行った。

### (ii) 分析結果

分析結果を図 6 に示す。なお、米国[公開+特許]及び米国[公開]の定義は、図 5 に示したとおりである。

米国[公開+特許]の値は、特許公報発行の前年 (0.098) に対し、特許公報発行の翌年には約 3.8 倍の数値 (0.376)、2 年後には約 4.6 倍の数値 (0.451) を示しており、特許公報の発行の前後で特に顕著に増加していることが確認された (図 6A)。比較対象である特許公報が発行されなかった出願についての分析結果 (図 6B) においては、時間の経過に伴って増加傾向は見られるものの、図 6A で見られるような顕著な増加は観察されなかった。

A. 「特許公報が発行された出願」における米国[公開+特許]の推移



B. 「特許公報が発行されなかった出願」における米国[公開]の推移 (比較対象)

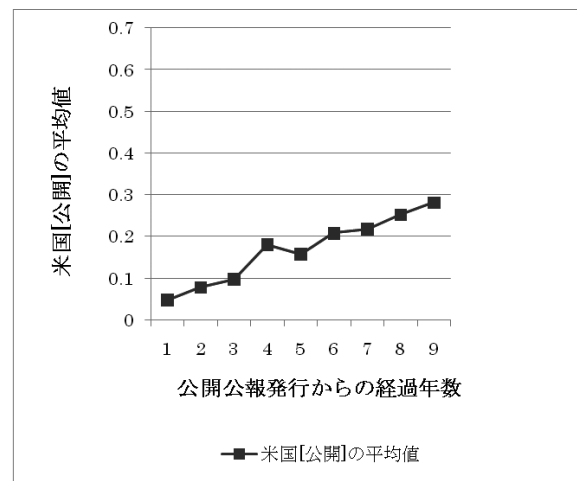


図 6 年ごとの米国[公開+特許]又は米国[公開]の平均値の推移



これらの結果は、米国においては、特許公報が発行されると、審査官によって引用される頻度が顕著に増加する傾向があることを示している。

さらに、技術区分ごとに同様の分析を行った結果、程度の差は多少見られたが、いずれの技術分野においても類似の傾向が観察された（データは省略）。この結果は、特許公報の発行を境に、審査官によって引用される頻度が顕著に増加する傾向は、技術分野に依存しない一般的な傾向であることを意味している。

## (2) 分析 2

### (i) 分析方法

上記で分析対象とした米国出願 2,145 件（4. (2) において抽出した米国出願）に対し、それらの特許公報又は公開公報を引用している後の出願（2,792 件）を特定し、次いで、それらの出願を審査した米国審査官 882 名に対してスモールスケールの分析を行い（データは省略）、特許公報を優先して引用していると予測される審査官 9 名（特許優先引用審査官①～⑨）及び公開公報を優先して引用していると予測される審査官 8 名（公開優先引用審査官①～⑧）の計 17 名の米国審査官を選定した。

そして、選定したそれらの審査官の引用傾向をより詳細に分析するため、2003 年から 2012 年の間の 10 年間に、それらの審査官が単独の Primary Examiner として担当し<sup>(34)</sup>、特許公報が発行された特許出願の全件を抽出し、各出願の審査過程において審査官が実際に引用した特許文献を、表 3 に示すとおり区分してカウントした。

表 3 引用文献の区分

状況	引用文献の種類	カウントの条件
特許のみ引用可能	特許公報	引用された特許公報のうち、「審査対象出願の優先日において、公開公報が発行されていなかったもの」をカウント
両方引用可能	特許公報	引用された特許公報のうち、「審査対象出願の優先日において、公開公報が発行されていたもの」をカウント
	公開公報	引用された公開公報のうち、「審査対象出願の優先日において、特許公報が発行されていたもの」をカウント
公開のみ引用可能	公開公報	引用された公開公報のうち、「審査対象出願の優先日において、特許公報が発行されていなかったもの」をカウント
その他	公開公報 又は 特許公報	引用された特許文献（公開公報又は特許公報）のうち、「審査対象出願の優先日において、未公開であったもの」をカウント ※新規性又は進歩性を否定するための根拠としてではなく、単なる参考文献として引用する場合には、優先日において未公開の文献も引用可能。 ※優先権の主張を認めない場合にも、優先日において未公開の文献を引用可能。

このような区分を行うことで、公開公報と特許公報の両方を引用可能な場合に、どちらが優先して引用されているかを把握でき、また、公開公報しか発行されていない段階で、どの程度の件数を審査官が引用しているかを確認できる。

なお、審査官別の分析を行うに当たっては、無料のオンライン特許情報データベースである「Free Patents Online」(<http://www.freepatentsonline.com/>)<sup>(35)</sup>を利用した。

### (ii) 分析結果

分析の結果、表 4 に示すとおり、「特許優先引用審査官①～⑨」は、公開公報と特許公報の両方を引用可能な場合であっても、90% 以上の割合（91.7%）で特許公報を引用していることが確認された。また、特許公報が発行される前の段階（公開のみ引用可能）では、平均 0.1 件しか公開公報を引用しておらず、「公開優先審査官①～⑧」の平均 0.65 件に比して、非常に低い頻度でしか公開公報を引用していないことが明らかとなった。特許公報が発行され、両方を引用可能となった場

合には、平均 0.56 件の特許公報を引用していることから、「特許優先引用審査官」は、実際に、公開公報をほとんど引用せず、特許公報を優先して引用していることが理解できる。

他方、「公開優先引用審査官①～⑧」については、特許公報が発行される前であっても、公開公報を平均 0.65 件引用しており、「特許優先引用審査官」の候補 (0.10) の約 6.5 倍の頻度で公開公報を引用し、また、両方引用可能な場合には、半数以上の割合 (50.9%) で公開公報を引用していることが確認された。

表 4 米国審査官の引用傾向の詳細分析 (全体)

区分	案件数	平均審査官引用件数							
		合計	特許のみ引用可能		両方引用可能		公開のみ引用可能	その他	
			特許公報	特許公報	公開公報	公開公報の比率 (両方引用)			
特許優先引用審査官 (①～⑨合計)	6,519	4.61	2.40	0.56	0.05	(8.3%)	(各0.01)	0.10	1.50
公開優先引用審査官 (①～⑧合計)	3,811	5.07	1.90	0.22	0.23	(50.9%)	(各0.05)	0.65	2.07
合計	10,330	4.78	2.21	0.44	0.12	(21.2%)	(各0.02)	0.30	1.71

さらに、表 5 に、全 17 名の審査官の個別の詳細分析結果を示す。表 5 では、審査官を、「両方引用可能」な場合において公開公報を引用する比率が高い順番に並べたが、この比率の低い方から 9 名が「特許優先引用審査官①～⑨」であった。これらの審査官は、「公開のみ引用可能」における公開公報の平均審査官引用件数の値も低く、特に、「特許優先引用審査官①」及び「特許優先引用審査官②」は、優先日前に公開された公開公報を約 0.01 件 (100 件審査して約 1 件) しか引用しておらず、実際に公開公報をほとんど引用していないことが確認された。

また、「公開優先引用審査官①～⑧」は総じて公開公報を積極的に引用する傾向を有していたが、特許公報が発行された後 (両方引用可能) において公開公報を最も積極的に引用する審査官であっても、公開公報を引用する割合は 78.7% であった。

このことは、「公開優先引用審査官」であっても、特許公報の発行後は、ある程度の頻度で特許公報を引用していることを示している。

さらに、興味深いことに、「両方引用可能」な場合に、特許公報と公開公報の両方を引用している審査官も確認された。例えば、「公開優先引用審査官④」は、「両方引用可能」な場合に引用した特許公報 (0.48) の約 54% (0.26) について、対応する公開公報も同時に引用していた。

表 5 米国審査官の引用傾向の詳細分析 (個別)

審査官名	案件数	平均審査官引用件数							
		合計	特許のみ引用可能		両方引用可能		公開のみ引用可能	その他	
			特許公報	特許公報	公開公報	公開公報の比率 (両方引用)			
特許優先引用審査官①	657	1.70	0.73	0.40	0.00	(0.0%)	(各0.00)	0.01	0.55
特許優先引用審査官②	372	3.43	2.25	0.18	0.00	(0.0%)	(各0.00)	0.01	0.99
特許優先引用審査官③	648	3.45	1.50	0.60	0.01	(1.3%)	(各0.00)	0.06	1.29
特許優先引用審査官④	748	6.69	3.95	1.24	0.03	(2.1%)	(各0.00)	0.06	1.41
特許優先引用審査官⑤	356	6.92	2.39	0.85	0.04	(4.7%)	(各0.01)	0.22	3.42
特許優先引用審査官⑥	1,335	4.31	2.12	0.51	0.07	(12.3%)	(各0.02)	0.17	1.44
特許優先引用審査官⑦	809	5.24	2.96	0.52	0.08	(13.1%)	(各0.01)	0.10	1.59
特許優先引用審査官⑧	939	6.05	3.66	0.40	0.08	(17.5%)	(各0.01)	0.12	1.79
特許優先引用審査官⑨	655	3.44	1.33	0.36	0.08	(18.5%)	(各0.02)	0.06	1.61
公開優先引用審査官①	470	3.08	2.09	0.08	0.04	(35.6%)	(各0.00)	0.26	0.60
公開優先引用審査官②	589	5.18	3.04	0.18	0.13	(41.5%)	(各0.00)	0.35	1.48
公開優先引用審査官③	666	4.02	1.88	0.40	0.29	(42.0%)	(各0.03)	0.31	1.14
公開優先引用審査官④	579	4.80	2.52	0.48	0.43	(47.1%)	(各0.25)	0.19	1.19
公開優先引用審査官⑤	477	2.30	0.81	0.18	0.19	(50.3%)	(各0.00)	0.30	0.82
公開優先引用審査官⑥	573	6.30	0.90	0.03	0.10	(75.0%)	(各0.00)	0.87	4.39
公開優先引用審査官⑦	20	3.05	0.65	0.10	0.30	(75.0%)	(各0.00)	1.75	0.25
公開優先引用審査官⑧	437	10.50	1.89	0.12	0.45	(78.7%)	(各0.04)	2.60	5.43
合計	10,330	4.78	2.21	0.44	0.12	(21.2%)	(各0.02)	0.30	1.71

(3) まとめ

上記の分析結果を踏まえると、「出願公開制度の導入後も、優先的に特許公報を引用し、必要な場合のみ公開公報を引用する審査官が存在している」という仮説は、正しいものであったと結論付けることができる。

これを含め、上記分析によって得られて知見をまとめると、米国において公開公報のみならず特許公報が少なからず引用されている原因として、以下の 3 つを提示することができる。

- A. 米国には、「公開公報をほとんど引用せず、特許公報を特に優先して引用する審査官」(特許優先引用審査官) が存在する
- B. 米国には、「公開公報を優先的に引用する審査官」(公開優先引用審査官) が存在するが、特許公報の発行後には、ある程度の頻度で、公開公報に代えて特許公報を引用する
- C. 米国には、「特許公報の発行後には、公開公報に加えて、特許公報を追加して引用する審査官」が存在する

これら A～C はいずれも、図 6 において観察された、「特許公報が発行されると、審査官によって引用される頻度が顕著に増加する」という現象の原因となっていると考えられる。

## 6. 米国における審査官前方引用件数の有用性の検証

上記分析の結果、日本と米国では審査官の引用傾向が異なっており、米国においては、特許公報が発行されると、審査官によって引用される頻度が顕著に増加することが明らかとなったが、この結果は、日米における審査官前方引用件数の研究に対して大きな影響を及ぼす可能性がある。

具体的には、3. (4) で述べたとおり、筆者らは、日本における審査官前方引用件数は、出願グループ間の比較分析において、「特許出願の潜在的価値」の指標としての有用性を有することを検証したが、上述のような日米審査官の引用傾向の相違を考慮すると、出願公開制度導入後の米国において、審査官前方引用件数を同様の指標として使用できるとは、直ちには結論付けることができない。

そこで、以下の2点について検証することを目的として分析を行ったので、その結果を報告する。

- ・日米における審査官の引用傾向の相違が、「審査官前方引用件数」と「特許出願の潜在的価値」との関係に、どのような影響を及ぼすか。
- ・米国においても審査官前方引用件数を「特許出願の潜在的価値」の指標として使用し得るか。

### (1) 分析のアプローチ

ここでは、4. における分析と同様に、日米において実質的に等価な特許出願の組み合わせを分析対象とした。これにより、出願内容の相違に起因する影響を排除できる。すなわち、日米における引用傾向の相違に起因する影響を、より直接的に分析することが可能となる。

そして、潜在的価値の指標として、日米における最終審査結果の組み合わせを用いて分析を行った。上述(3. (1) 参照)のとおり、特許出願段階における出願人の自己選択は、「特許出願の潜在的価値」の相対的な比較によって決定されることが考えられることから、相対的に潜在的価値の低い特許出願は審査過程で淘汰されやすいため、潜在的価値の高い特許出願の方が、特許が成立する可能性がより高くなると考えられる。換言すると、最終審査結果として特許が成立した出願グループの方が、特許が成立しなかった出願グループよりも、総じて相対的に高い潜在的価値を有する出願で

あると考えられる。

したがって、日米における最終審査結果の組み合わせに基づいて分析対象を以下の4つの出願グループに区分すると、それらの潜在的価値は図7に示すような順序になると予測される<sup>(36)</sup>。

- ・日米両方で特許が成立した出願グループ (G1[米○日○])
- ・米国のみで特許が成立した出願グループ (G2[米○日×])
- ・日本のみで特許が成立した出願グループ (G3[米×日○])
- ・日米両方で特許が成立していない出願グループ (G4[米×日×])

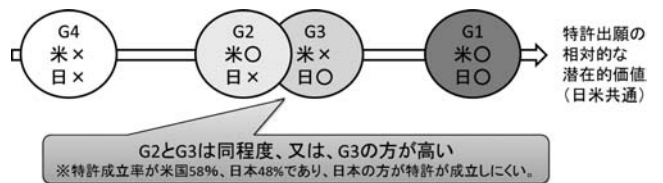


図7 4つの出願グループの相対的な潜在的価値 (日米共通)

このため、仮に、米国における審査官前方引用件数(米国[公開+特許]又は米国[公開])<sup>(37)</sup>が特許出願の潜在的価値の指標として使用し得るのであれば、上記G1からG4までの出願グループの審査官前方引用件数も、図7に示すような順序になるはずである。

### (2) 分析方法

4. (2) と同じ方法によって、日米において実質的に等価な特許出願の組み合わせ(2,145件)を抽出した。そして、それらを日米における最終審査結果に基づいて、上記G1からG4の4つのグループに区分し、日米それぞれの国における審査官前方引用件数を、サイトタイプ別に集計した。なお、各サイトタイプの定義は、図5に示したとおりである。

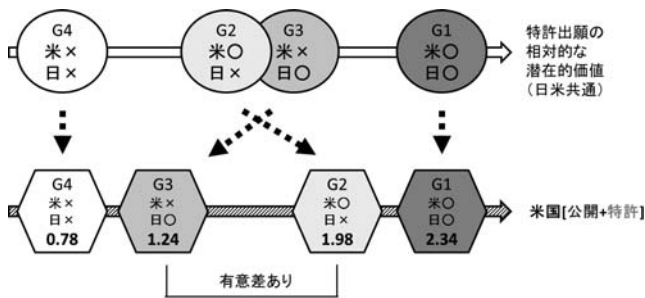
### (3) 分析結果

分析結果を図8①～③に示す。この結果、日本[公開+特許]及び日本[公開]については、いずれも審査官前方引用件数の値は図7に示すとおり順序となったが(③参照)<sup>(38)</sup>、米国[公開+特許](①参照)及び米国[公開](②参照)については、いずれもこの順序にな

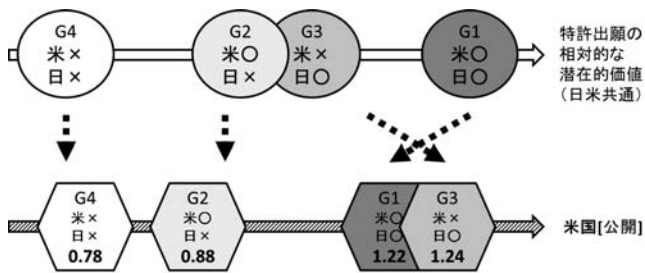


らないことが明らかとなった。

① 米国[公開+特許]



② 米国[公開]



③ 日本[公開+特許]及び日本[公開]

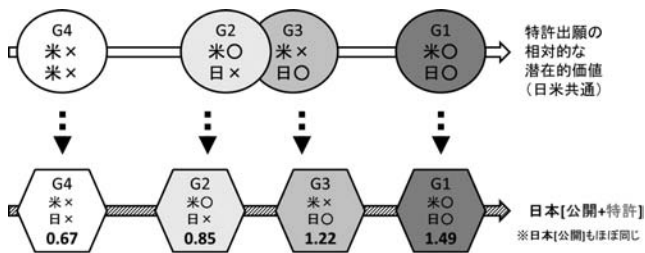


図8 4つの出願グループの相対的な潜在的価値と審査官前方引用件数との関係

(4) 考察

以下、図8のような結果が得られたことに対して、日本と米国における審査官の引用傾向の相違が、どのように影響しているのかについて考察する。

(i) 加算バイアス

まず、米国の公開公報と特許公報の両方を審査官前方引用件数としてカウントしているサイテーションタイプである米国[公開+特許] (図8①参照)において、本来潜在的価値が同等であるか、または高いはずであるG3[米×日○]よりも、G2[米○日×]の方が有意に大きい値を示した理由について検討する。

米国で特許が成立した出願グループ (G1[米○日○]やG2[米○日×])では、米国の審査官は特許公報と公開公報の両方を引用し得るのに対し、米国で特許が成立していない出願グループ (G3[米×日○]やG4[米×

日×])では、公開公報のみを引用し得る。ここで、米国には「公開公報をほとんど引用せず、特許公報を特に優先して引用する審査官」(5.(3)A.参照)が存在していることを考慮すると、米国[公開+特許]においてG3[米×日○]よりもG2[米○日×]の方が大きい値を示した理由を理解することができる。すなわち、米国[公開+特許]のように、特許公報の審査官前方引用件数をカウントするサイテーションタイプにおいては、「公開公報をほとんど引用せず、特許公報を特に優先して引用する審査官」の存在に起因して、米国で特許が成立した出願グループ (=特許公報が発行された出願グループ (G1[米○日○], G2[米○日×]))においてのみ、審査官前方引用件数が「加算」されたのだと理解できる (以下、このような「加算」に起因するバイアスを、「加算バイアス」という)。このように、日米における審査官の引用傾向の相違に起因して、米国においては「加算バイアス」が生じていると考えられる (図9も参照)。

このような「加算バイアス」の存在は、図6 (5.(1)(i)参照)からも確認できる。「特許公報が発行された出願」(図6A)では、特許公報の発行に伴って、米国[公開+特許]の値が顕著に増加することが確認されるのに対し、「特許公報が発行されなかった出願」(図6B)では、米国[公開]の値 (特許公報が発行されないため、この値は米国[公開+特許]と等しくなる)について、そのような増加は見られない。すなわち、「特許公報が発行された出願」においてのみ、特許公報の発行に伴って、米国[公開+特許]の値が「加算」されていることが理解できる。

(ii) 置換バイアス

次に、米国の公開公報の審査官前方引用件数のみをカウントしているサイテーションタイプである米国[公開] (図8②参照)において、本来最も潜在的価値が高いはずであるG1[米○日○]が、G3[米×日○]よりも小さい値を示した理由について検討する。

米国で特許が成立しなかった出願グループ (G3[米×日○], G4[米×日×])では、特許公報が発行されていないため、米国の審査官は公開公報のみを引用し得るのに対し、米国で特許が成立した出願グループ (G1[米○日○], G2[米○日×])では、特許公報と公開公報の両方を引用することが可能である。ここで、米国においては、「特許公報の発行後に、公開公報に代えて

特許公報を引用する審査官」(5. (3) B. 参照) が存在していることを考慮すると、米国[公開]において、G1 [米○日○]よりも G3[米×日○]の方が大きい値を示した理由を理解することができる。すなわち、米国[公開]のように、公開公報の審査官前方引用件数のみをカウントするサイテーションタイプにおいては、「特許公報の発行後に、公開公報に代えて特許公報を引用する審査官」の存在に起因して、米国で特許が成立した出願グループ (=特許公報が発行された出願グループ (G1[米○日○], G2[米○日×])) において、公開公報の代わりに特許公報が引用され、その結果、公開公報の審査官前方引用件数が減少したのだと理解することができる (以下、引用される文献のこのような「置換」に起因するバイアスを、「置換バイアス」という)。このように、日米における引用傾向の相違に起因して、米国においては「置換バイアス」が生じていると考えられる (図9も参照)。

(iii) 加算バイアス及び置換バイアスのモデル図

上記2種類のバイアスを組み合わせたモデル図を図9示す。いずれのバイアスについても、影響を受けるのは、米国で特許公報が発行された出願グループ (G1 [米○日○], G2[米○日×]) のみである。これらの出願グループは、米国[公開+特許]においては、公開公報と特許公報の両方をカウントしていることから、置換バイアスの影響は受けないが、特許公報をカウントしているため、加算バイアスの影響を受ける。一方、米国[公開]においては、特許公報をカウントしないため、加算バイアスの影響は受けないが、置換バイアスの影響を受けることになる。

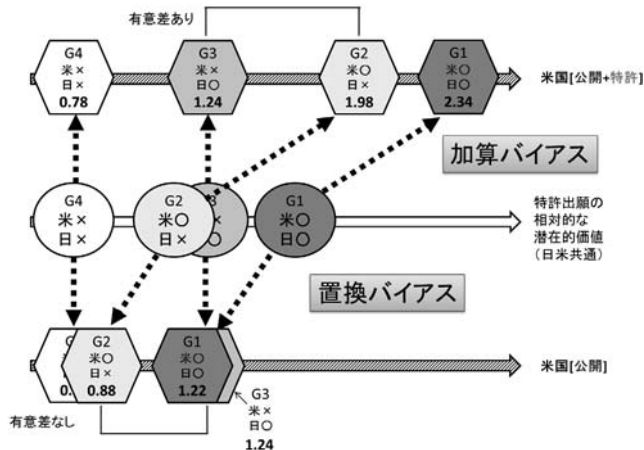


図9 加算バイアス及び置換バイアスのモデル図

(iv) 米国における審査官前方引用件数の有用性

上記のような分析結果を踏まえて、米国における審査官前方引用件数である米国[公開+特許]又は米国[公開]を、「特許出願の潜在的価値」の指標として使用し得るか否かについて検討すると、いずれも、G4[米×日×]が一番低い値を示している点などから、ある程度の妥当性で「特許出願の潜在的価値」の指標として使用することが可能であると考えられる。

しかしながら、出願公開制度の導入に伴い、上述のような「加算バイアス」や「置換バイアス」が生じており、その結果、「特許出願の潜在的価値」の指標としての妥当性は低下していると考えられる。したがって、米国における審査官前方引用件数 (米国[公開+特許]及び米国[公開]) を「特許出願の潜在的価値」の指標として使用するに当たっては、十分に注意が必要である。

また、2. (2) に記載したように、審査官前方引用件数は、「特許の価値」の指標として使用し得ることが知られているが、上記の分析結果を踏まえると、出願公開制度の導入後に、審査官前方引用件数を「特許の価値」の指標として用いるに当たっても注意が必要である。分析対象を特許が成立した出願のみに限定する場合には、上述した「加算バイアス」や「置換バイアス」による影響を考慮する必要はないが、米国においては「公開公報を優先的に引用する審査官」(公開優先引用審査官) が存在していることから、審査官前方引用件数をカウントするに当たっては、「特許公報」のみならず、「公開公報」の前方引用件数もカウントすることが必要である。そして、「公開公報」の前方引用件数もカウントするのであれば、「公開公報」と「特許公報」の両方の切断バイアス (3. (2) 参照) を考慮する必要がある。これは、「特許公報」が発行された年が同じであっても、「公開公報」が発行された年が大きく異なれば、その前方引用件数にバイアスが生じる恐れがあるし、逆に、「公開公報」が発行された年が同じであっても、「特許公報」が発行された年が大きく異なれば、同様のバイアスが生じる恐れがあるためである。

このような問題への対策としては、例えば、「特許公報」の発行から一定の期間に限定して、「特許公報」及び「公開公報」両方の審査官前方引用件数をカウントして比較する、という手法などが考えられる。

## 7. おわりに

以上のとおり、本稿では、特に審査官前方引用件数に着目して、先行研究を紹介するとともに、これまでに筆者らが行った一連の研究結果の概要を報告した。

特に、5. 及び6. では、日本と米国における審査官の引用傾向の相違やその原因を明らかにするとともに、その相違に起因するバイアスの存在を確認したが、この知見は、特許の価値に関する分析に限らず、特許引用情報を用いた多くの研究に影響を及ぼすものと考えられる。今後、米国の特許引用情報を用いて研究を行うにあたっては、特許公報と公開公報の引用傾向が審査官によって大きく異なっていること、及び、それに起因して、加算バイアスや置換バイアスが生じていることについて、十分に留意する必要がある。

これに加えて、時間の経過に伴って、米国の審査官の引用傾向が変化していく可能性が高い点にも注意が必要である。既に公開されている出願公開制度導入前の特許公報は今後も永遠に先行技術として存在し続けることから、特許公報を引用する必要性が消滅することはない。しかしながら、時間が経過すればするほど、公開公報が次々と蓄積されていき、それに伴い、公開公報をほとんど引用せず、特許公報を特に優先して引用する審査官は減少していくものと予想される。最終的には、米国においても日本と同様に、ほとんどの引用文献が公開公報となる可能性は十分にあり得ると考えられる。その場合には、上記のバイアスも消滅すると考えられることから、このような時間経過による影響についても、今後の研究においては着目する必要がある。

※本稿は、筆者が東京大学新領域創成科学研究科において博士（科学）を取得（2016年6月）した際に提出した博士論文の内容を、パテント誌で公表するために要約・再構成したものである。なお、本稿に示した意見・考察は筆者の私見であり、特許庁の公式見解を示すものではない。

### (注)

(1) 例えば、以下の文献を参照。

- ・ Trajtenberg, M. (1990). *RAND Journal of Economics*, 21, 172-187.
- ・ Hall, B. H. et al. (2005). *RAND Journal of Economics*, 36, 16-38.

(2) 例えば、以下の文献を参照。

- ・ Jaffe, A. B. et al. (1993). *Quarterly Journal of Economics*, 108, 577-598.

- ・ Alcácer, J. & Gittelman, M. (2006). *Review of Economics and Statistics*, 88, 774-779.
- (3) 例えば、以下の文献を参照。
- ・ von Wartburg et al. (2005). *Research Policy*, 34, 1591-1607.
- (4) Carpenter, M. P. et al. (1981). *World Patent Information*, 3, 160-163.
- (5) 「重要特許」は、雑誌「Industrial Research and Development」において「IR 100賞」を受賞した商品に用いられている特許が選ばれている。
- (6) Albert, M. B. et al. (1991). *Research Policy*, 20, 251-259.
- (7) Harhoff, D. et al. (1999). *Review of Economics and Statistics*, 81, 511-515.
- (8) 例えば、以下の文献を参照。
- ・ Lanjouw, J. O. & Schankeman, M. (2004). *Economic Journal*, 114, 441-465.
  - ・ OECD (2009). *OECD Patent Statistics Manual*.
  - ・ Nagaoka, S. et al. (2010). Chapter 25: *Handbook of the Economics of Innovation*, 2(2), 1083-1127.
- (9) Hegde, D. & Sampat, B. (2009). *Economics Letters*, 105, 287-289.
- (10) Cotropia, C. A. et al. (2013). *Research Policy*, 42, 844-854.
- (11) 例えば、以下の文献を参照。
- ・ 後藤晃ら (2006). *RIETI Discussion Paper Series*, 06-J-018.
  - ・ Nagaoka, S. & Walsh, J. (2009). *RIETI Discussion Paper Series*, 09-E-010.
  - ・ 和田哲夫 (2010). *RIETI Discussion Paper Series*, 10-J-001.
- (12) Cockburn, I. M. et al. (2002). *NBER Working Paper*, No.8980.
- (13) Meyer, M. (2000). *Scientometrics*, 49, 93-123.
- (14) 三原健治 (2012). *情報管理*, 54, 738-749.
- (15) Yasukawa, S. & Kano, S. (2014). *Scientometrics*, 99 (3), 895-909
- (16) 本研究では、2011年3月時点のIIPパテントデータベースを用いた。
- (17) Goto, A. & Motohashi, K. (2007). *Research Policy*, 36, 1431-1442.
- (18) 各出願に付与された筆頭IPCに基づき、WIPOの提供する“IPC - Technology Concordance Table”に沿って、35の技術区分に分割した。
- (19) Yasukawaら・前掲注(15)より抜粋（一部改変）。
- (20) この調査においては、全出願人の住所が日本国内である特許出願に限定して分析を行った。これは、外国の出願人を含む出願については、出願国数が1（日本のみ）となるケースが極めてまれであることを考慮したためである。外国の出願人を含む場合、どこか1か国だけに出願するとしたら、ほとんどの場合、それは日本ではなく、日本以外の国であると考えられる。そのような出願は分析対象に含まれないため、外国の出願人を含む出願を加えて出願国数に関する検証を行った



- 場合、選択バイアスが発生すると考えられる。
- (21) Yasukawa ら・前掲注(15)より抜粋（一部改変）。
- (22) 例えば、以下の文献を参照。  
 ・ Michel, J. & Bettels, B. (2001). *Scientometrics*, 51, 185-201.  
 ・ Meyer・前掲注(14)参照
- (23) Yasukawa, S. & Kano, S. (2015). *Scientometrics*, 102 (2), 1189-1205.
- (24) Yasukawa ら・前掲注(23)より抜粋（一部改変）。
- (25) この分析では、出願公開制度導入後の米国特許出願のみを分析対象とした。そのため、米国において A1 公報（公開公報）が発行されている出願に限定している。
- (26) DOCDB においては、専門家の評価に基づき、新たな技術的内容を追加する出願は、新たなファミリーとして収録されるため、同一ファミリー内の特許明細書に記載されている技術は、実質的に同じ内容であると解することができる。
- (27) 本分析においては、米国と日本の両出願の同一性が極めて重要な前提となっていることから、明細書に記載されている内容のみならず、請求項の内容までもが一致している可能性が高いと考えられる特許出願の組み合わせのみに限定することがより望ましいと考えられる。
- (28) 実際には、この方法によって抽出された組み合わせにおける日米両国に対する特許出願は、必ずしも等価であるとは限らない。これは、この方法においては、実際に特許請求の範囲の内容を確認・比較しているわけではなく、あくまでも請求項数や発明者数などの間接的な特許情報に基づいて等価な特許出願である可能性が高い特許出願の組み合わせを抽出しているに過ぎないためである。しかしながら、現実にはそのようなノイズはそれほど多くないと考えられ、特に、この方法によって抽出された出願の組み合わせは、少なくとも DOCDB 上で同一の Patent Family に属しており、両国への出願の明細書が同一であることは、専門家の評価に基づいて担保されている。したがって、請求項の内容が完全に同一でない組み合わせが多少混入していたとしても、本分析の結論にはほとんど影響を及ぼさないと考えられる。
- (29) 両出願の出願日の差が大きい場合、分割出願等である可能性も高く、請求項数が一致していたとしても、その内容が異なる可能性が高くなるため、3. の要件を課した。なお、12 月という期間は、「工業所有権の保護に関するパリ条約」（以下、単に「パリ条約」という）に基づく優先権主張が可能な期間が、第一国への最初の出願の日から 12 月である（パリ条約第 4 条 A(1)）ことを考慮したものである。
- (30) この分析においては、3. における分析とは異なり、出願年度や技術区分の相違を考慮した基準化は行わず、審査官前方引用件数をそのままカウントした数値を用いた。しかしながら、日米において実質的に等価な特許出願の審査官前方引用件数を比較していることから、日米比較における技術分野ごとの出願傾向の違いを考慮する必要は無く、また、上記のとおり、出願日の差も最大で 12 月であるため、切斷バイアスによる影響も最小限に止まると考えられる。
- (31) Yasukawa ら・前掲注(23)より抜粋（一部改変）。
- (32) 米国[公開+特許]の値は、必ずしも米国[公開]の値と米国[特許]の値の和とはならない。これは、例えば、分析対象の出願の公開公報と特許公報の両方が、1 件の後の出願によって同時に引用された場合、米国[公開]の値は 1、米国[特許]の値は 1 であるが、米国[公開+特許]も 1 となるためである。本分析では、あくまでも何件の後の出願によって引用されたかをカウントしているため、このような結果となる。
- (33) Yasukawa ら・前掲注(23)参照
- (34) Assistant Examiner が関与している特許は分析対象から除外した。
- (35) 審査官名は、必要に応じて名寄せを行った（例：「○○, Will J」と「○○, William J」など）
- (36) G2[米○日×]と G3[米×日○]については、どちらの方が高い潜在的価値を有するか、直ちに明確な結論は出せないが、両者の潜在的価値に大きな差はないと考えられる。仮に差が生じるとすれば、分析対象とした 2,145 件中、最終的に特許が成立しているのは、日本では 1,021 件（約 48%）であるのに対し、米国においては 1,250 件（約 58%）であり、米国の方が日本よりも特許が成立しやすい、すなわち、潜在的価値が低くても淘汰されにくいのであるから、G3[米×日○]の方が、G2[米○日×]よりも潜在的価値が高くなると考えられる。
- (37) 米国 [特許]が出願グループの潜在的価値の指標となることはあり得ない。なぜなら、特許公報の前方引用件数は、それぞれの国で特許が成立しない場合には必然的に 0 となり、特許が成立した場合のみ 0 以外の数字を取り得るためである。結果的に特許が成立しなかったからといって、それらの出願グループの潜在的価値（将来的に得られると期待された利益）が 0 であった、と結論付けることは明らかに不適切である。
- (38) この分析においても、審査官前方引用件数を基準化することなく分析を行ったが、潜在的価値が高いと考えられる出願グループほど、審査官前方引用件数が大きい、という結果が得られた。本分析の分析対象はランダム抽出されたものであるため、技術分野に大きな偏りはないと考えられ、かつ、分析対象の出願の出願年度も 2001-2005 年度と比較的狭い範囲である。このような場合には、審査官前方引用件数を特許出願の潜在的価値の指標として使用するに当たり、基準化する必要は必ずしもないものと考察される。  
 (原稿受領 2016. 11. 6)