

戦前期の日本における特許の数量分析

齋 藤 孝

目 次

1. はじめに
2. 先行研究
3. 実証分析
4. 結論

1. はじめに

本論では、特許出願件数 (patent applications) と経済変動の指標 (実質 GNP および製造業実質生産額) の関係についての数量的な分析を通じて、第2次世界大戦前 (1887年～1940年) の日本におけるパテンティグ・アクティビティと経済変動の関係について考察する。

従来、パテンティグ・アクティビティと経済変動の関係については、パテンティグ・アクティビティが好況期に促進される (pro-cyclical) のか不況期に促進される (counter-cyclical) のか、パテンティグ・アクティビティは経済変動の原因なのか結果なのか、といった議論がある。これらに対しては、Schmookler の研究以来、パテンティグ・アクティビティの指標として特許出願件数をとった場合、特許出願件数の変化は経済変動の結果であり、特に好況期に特許の出願が促進される、という回答が一般的に受け入れられている。この回答を数量的に検討することは、戦前期の日本における技術革新と経済成長のメカニズムの究明に資するものと言えよう。

本論の主な結論は、以下のとおりである。第1に、1887年～1940年における毎年の特許出願件数のデータを用いた単位根検定によれば、戦前の日本においてパテンティグ・アクティビティがランダム・ウォークに従っていない、という仮説を棄却できなかった。

第2に、1887年～1940年における特許出願件数の対前年変化率と経済変動の指標（製造業実質生産額、実質GNP）の対前年変化率を用いたVAR分析によれば、Grangerの意味において、後者から前者への因果が見られるが、前者から後者への因果は見られなかった。さらに経済変動の指標の対前年変化率に対する特許出願件数の対前年変化率のインパルス応答関数によれば、経済変動の指標の対前年変化率が1%上昇したのち、2年後に特許出願件数の対前年変化率が1%強増加することが明らかになった。

第3に、特許出願件数の水準と製造業実質生産額の水準は、前者を従属変数、後者を説明変数としたとき共和分の関係にあり、共和分回帰によれば、長期的に両者は逆相関の関係にあることが明らかとなった。いっぽう、特許出願件数と実質GNPの間には、共和分関係は見出せなかった。

第4に、特許出願件数と製造業実質生産額の共和分関係を基にして、特許出願件数の対前年変化率の短期的なダイナミクスを記述する誤差修正モデル（Error Correction Model）を推計した。推計モデルによれば、VAR分析のときと同様、製造業実質生産額の変化率の増加が2年のラグを伴って特許出願件数の変化率の増加をもたらす効果は見出されるものの、長期の均衡関係への調整力はかなり強く、製造業実質生産額の変化率の恒久的な上昇が起こった場合、特許出願件数の変化率は、おおむね新たな長期均衡に向かって低下する経路をたどる。

第5に、以上の分析から、戦前の日本において、特許出願件数がpro-cyclicalに変動するというSchmooklerの議論は、経済変動の指標に実質GNPをとった場合にはあてはまるが、経済変動の指標に製造業実質生産額をとった場合には、特許出願件数はむしろcounter-cyclicalに変動していた可能性もある。

第6に、戦前期日本の経済成長を数量的に分析したOhkawa and Rosovsky（1973）らの成果によれば、第1次世界大戦後の1920年代の停滞期において、製造業の全要素生産性（Total Factor Productivity, TFP）成長率が急上昇したことが明らかにされているが、この点について本論の分析から、1920年代初めの戦後恐慌による急激な製造業生産の成長率の低下が、長期的にはむしろ製造業において「不況下の技術革新」を活発化させた可能性のあったことを指摘できる。

本論の構成は次のとおりである。第2節では、パテント・アクティビティと経済変動の理論・実証に関する先行研究を簡単にサーヴェイする。第3節では、第2次大戦前の日本における特許出願件数のデータを用いて時系列分析を行い、特許と経済変動の関係を検討する。第4節は結論とする。

2. 先行研究

特許と経済変動の関係については、Schmooklerの研究以来、膨大な実証研究が存在する¹⁾。それ

らの研究の到達した結論は、前節で述べたとおり、特許出願件数の変化についてみると、それは経済変動の結果であり、好況期にパテント・アクティビティが促進される、というものである。

こうした実証研究の最近の代表例として、Geroski and Walters (1995) が挙げられる。これは第2次大戦後のイギリスについて、特許件数などの技術革新の代用指標と製造業の生産指数のデータを用いて、Grangerの意味において後者から前者への因果関係が存在すること、そして両者の水準が共和分関係にあり、パテント・アクティビティが好況期に促進されていることを示したものである²⁾。

第2次大戦前の日本に関して、Schmooklerの議論の実証を試みた例に、特許庁 [1955 ; 第3篇第1章] がある。この研究では、特許出願件数と実質工場工業生産高および実質国民所得の推移を図に描いて、両者間のプラスの相関を明らかにし、さらに工場工業生産高の増減が1年～3年のラグをおいて、特許出願件数の増減を伴っていることを見出した。

特許庁 (1955) の議論の問題点は、分析が特許出願件数や工場工業生産高の水準を用いてなされていることである。特許出願件数や工場工業生産高のデータは上昇トレンドを持っており、こうしたデータの相関・因果関係を調べるには、データの定常性についての検討が必要である。もしデータが定常性を満たさないと判断されれば、変化率をとるなどして定常化する必要がある。

以上の研究を踏まえ、本論では、特許出願件数と経済変動の指標 (実質 GNP および製造業実質生産額) の関係を分析することにより、1887年～1940年の日本におけるパテント・アクティビティと経済変動の関係について考察する。

以下では第1に、特許の出願件数と経済変動の指標 (実質 GNP ・ 製造業実質生産額) の関係について概観したのち、毎年の特許出願件数と経済変動の指標が共に非定常であったことを確認する。第2に特許出願件数と経済変動の指標それぞれの対前年変化率をとったうえで、VAR分析を行い、後者から前者へのGrangerの意味における因果の存在を明らかにし、インパルス応答関数の分析により、経済変動のパテント・アクティビティへの影響を定量的に検討する。第3に、特許出願件数と経済指標の共和分分析を行い、特許出願件数と製造業実質生産とが共和分関係にあることを示し、特許出願件数に関する誤差修正モデル (ECM) を推計し、VAR分析を拡張する。

1) Schmooklerのオリジナルの業績は、1951年に発表された博士論文である。この分野に関する最近のサーヴェイとしては、Griliches (1990), Geroski and Walters (1995 ; pp. 917-919), Aghion and Howitt (1998 ; ch.8), 吉川 (2000 ; pp.329-333), Francois and Lloyd-Ellis (2003 ; pp. 544-548) が挙げられる。なお、Schmooklerの学説が一般に受け入れられていることについては、Griliches (1990 ; p. 1693) を参照されたい。

2) なお、特許以外のデータについては、むしろカウンター・シクリカルな動きを示す場合もある。例えばNickell, Nicolitsas and Patterson (2001) は、イギリスの各企業における制限の撤廃、新技術の導入、そして組織改革などの経営に関するデータを用いて、企業が不況下に生産性を改善するための経営の革新を行っていることを実証した。Francois and Lloyd-Ellis (2003 ; pp. 545-548) では、こうした経営の革新を特許と区別して「イノベーションの努力 (innovative effort)」と呼んでいる。

3. 実証分析

3-1. 技術革新および経済変動の指標の定常性について

下図は、1887年～1940年における特許出願件数 (pa)、実質GNP (gnp)、製造業実質生産額 (om) の対数値の推移を描いたものである (単位は pa が個数、 gnp と om が100万円)³⁾。

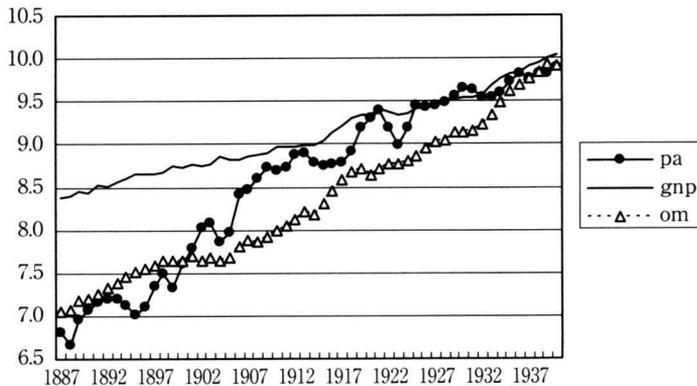
図1から、3つの指標がどれも上昇トレンドを持っていることが分かる。また特許庁 (1955) の指摘にもあるように、 pa と gnp よりも pa と om の連動性がより強いことも伺える。

3つの指標はどれも明確な上昇トレンドを持っているので、これらの間の相関・因果を調べる前に、Dickey - Fuller の単位根検定を用いて、データの定常性を検討した。単位根検定によれば、いずれの指標についても、検定統計量の p 値が60～90%と非常に高く、水準のままでは単位根を持つという帰無仮説を棄却できなかった。しかし1階の差分を取る (対前年変化率をとること) により、検定統計量の p 値が1%未満に下がり、どの指標も定常化されることが明らかとなった⁴⁾。

3-2. VAR 分析

前項の分析結果をうけて、本項では特許出願件数 pa 、実質GNP gnp 、製造業実質生産 om それぞれの1階の階差をとって定常化した系列 (順に gpa 、 $ggnp$ 、 gom 、単位は%) を用いてVAR分

図1 特許出願件数および経済変動の指標の推移



3) 図1のデータの出所は、次のとおりである。

特許出願件数 pa ; 特許庁 (1955) p. 134。

実質GNP gnp ; 大川・山本・高松 (1974) p. 225 第23表の(6)欄。

製造業実質生産額 om ; 篠原 (1972) pp. 144～147 第2表の(5)欄B系列。

4) 本論における単位根検定は、通常のDF検定である。念のため、各変数の1次階差について、トレンドおよびそれ自身の1次ラグへの回帰の誤差項に系列相関があるかどうか調べてみたが、系列相関は見られなかった。なお、本来はADF検定を試みるべきであろうが、今回は断念し、今後の課題とすることにした。

表1 VARの推計結果

	<i>ggnp</i> (-1)	<i>ggnp</i> (-2)	<i>gpa</i> (-1)	<i>gpa</i> (-2)
<i>ggnp</i>	0.24(1.79)	0.26(1.91)	0.04(0.93)	0.05(1.07)
<i>gpa</i>	0.36(0.91)	1.07(2.68)**	0.25(2.06)*	-0.27(-2.21)*
	<i>gom</i> (-1)	<i>gom</i> (-2)	<i>gpa</i> (-1)	<i>gpa</i> (-2)
<i>gom</i>	0.46(3.16)**	0.29(1.97)	0.02(0.28)	-0.07(-1.28)
<i>gpa</i>	-0.36(-1.10)	1.08(3.28)**	0.32(2.55)*	-0.36(-2.89)**

析を行い、技術革新と経済変動の因果関係について検討した。

推計は *ggnp* と *gpa*, *gom* と *gpa* の組合せについて、1890年～1940年の期間について行われた⁵⁾。結果は表1にまとめられている。

ただし、係数横の括弧内はt値(**は1%有意,*は5%有意)である。また、推計式の次数2は、赤池情報量基準(Akaike Information Criterion, AIC)によって選択されたものである。

次にGrangerの方法に従って、変数間の因果関係を検討した。*ggnp* と *gpa* の組合せについて、F統計量は、従属変数が *ggnp* のとき1.28、従属変数が *gpa* のとき5.64であった。*gom* と *gpa* の組合せについて、F統計量は、従属変数が *gom* のとき0.82、従属変数が *gpa* のとき6.21であった。これらのことは、経済変動 *ggnp*, *gom* から特許 *gpa* に対しては、1%の有意水準でGrangerの意味における因果が検出されるが、特許 *gpa* から経済変動 *ggnp*, *gom* に対しては、有意な因果関係が見られないことを示している。

さらに、有意性の低い係数をゼロとおいたうえで、インパルス応答関数を用いて、経済変動からパテント・アクティビティへの影響をより詳しく分析した⁶⁾。*ggnp*, *gom* に1単位のプラスのショックがあった場合の *gpa* の経路が、図2に描かれている。

図2では、第1期に *ggnp*, *gom* が1%上昇したものととして、*gpa* の経路が描かれている。いずれの場合も、ショックがあつてから2期後(第3期)に *gpa* がほぼ1%上昇し、その後急速に低下する。また *gom* に対するショックのほうが比較的后まで影響力が持続することも見て取れる。

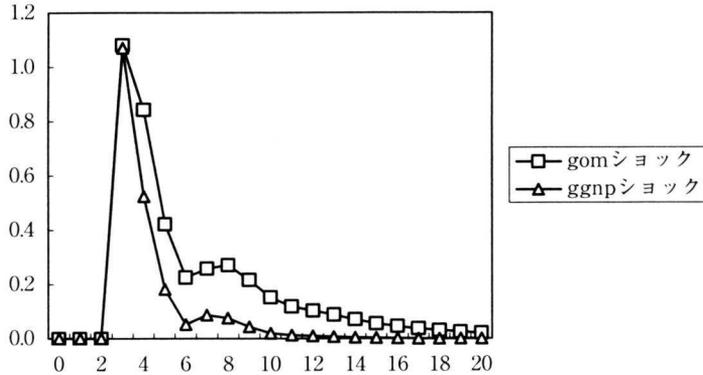
3-3. 共和分分析

ここまでの分析では、パテント・アクティビティと経済変動のプラスの相関を主張するSchmooklerの議論が支持されそうである。本項では、特許出願件数 *pa*, 実質GNP *gnp*, 製造業実質生産 *om* それぞれの水準について共和分分析を行い、VAR分析を拡張する。

5) ここでは2変数のみのVAR分析となっているが、本来はより多くの変数を含むモデルで分析すべきであろう。この点については、今後の課題としたい。

6) ここでゼロとおいた係数は、表1の2行3、4列目、3行1列目、5行3、4列目、6行1列目の各係数である。

図2 gpaのインパルス応答



まず pa と gnp , pa と om が共和分の関係にあるか否かについて、Engle - Granger の検定を行った。1887年～1940年のデータを用いた検定の結果によれば、次のことが言える。第1に、 pa と gnp については、従属変数を pa , gnp においた場合の検定統計量の p 値が順に 24%, 42% と高く、共和分の関係にあるとは言い難い。第2に、 pa と om については、従属変数を pa , om においた場合の検定統計量の p 値が順に 7.7%, 22% となり、 pa を従属変数、 om を説明変数とした場合のみ p 値が十分に低く、共和分の関係にあると言える⁷⁾。

pa と om の共和分回帰は、次のようなものである。

$$pa = 15.67 + 0.13t - 1.275om \quad (1)$$

(12.01) (12.81) (-6.74)

ただし t は 1887 年に 1 を取るタイム・トレンド、各係数下の括弧内は t 値である。(1) の自由度修正済み決定係数は 0.97 であった。 om の符号がマイナスとなっており、長期の均衡状態においては、特許出願件数と製造業実質生産はマイナスの相関を持ち、後者が 1% 上昇すると前者が約 1.28% 低下する関係にあったことが分かる。

次に pa と om の共和分回帰を基にして、 pa の 1 階の差分 dpa に関する誤差修正モデル (ECM) を推計した。推計モデルの特定については、第 1 に dpa の従う自己回帰過程 (AR プロセス) を AIC によって 2 次と確定できること⁸⁾、第 2 に om の 1 階の差分を dom とすれば、前項の VAR 分

7) 本論における共和分検定は、共和分回帰から計算される残差項の推定値に DF 検定を適用するものである。念のため、それぞれの共和分回帰から計算される残差項の推定値の Dickey - Fuller 回帰について、誤差項に自己相関があるかどうか調べてみたが、系列相関は見られなかった。なお、本来は AEG 検定を試みるべきであろうが、今回は断念し、今後の課題とすることにした。

8) AR モデルの推計結果は次のとおりである。

$$dpa = 0.34dpa(-1) - 0.29dpa(-2)$$

(2.51) (-2.30)

ただし係数下の括弧内は t 値である。

析から dpa が dom の過去 2 期の動きから影響を受けていること、以上 2 つの理由から、説明変数を dpa と dom の過去 2 期の値、そして共和分回帰(1)の残差 z の 1 期前の値とした。

1890 年～1940 年の期間についての最小二乗法による推計結果は、次のとおりである。

$$dpa = 0.48 dpa(-1) - 0.17 dpa(-2) - 0.39 dom(-1) + 0.98 dom(-2) - 0.4 z(-1) \quad (2)$$

$\begin{matrix} (3.94) & (-1.35) & (-1.33) & (3.30) & (-3.54) \end{matrix}$
 $\bar{R}^2 = 0.31, \text{ Durbin's } h \text{ alt.} = -0.86$

ただし、各係数下の括弧内は t 値である。 $dpa(-1)$ 、 $dom(-2)$ 、 $z(-1)$ の係数は 1% で有意であった。推計式(2)によれば、共和分回帰(1)に示された長期均衡は安定的であったことが確認できる。また $dom(-2)$ の係数がプラスで有意になっていることから、ECM モデルにおいても、製造業実質生産の 2 期のラグを伴ったプラスの影響が見出される。

ECM(2)を用いて、製造業生産の対前年変化率にショックがあった場合の、特許出願件数の対前年変化率の調整過程を調べることができる。(2)において、有意性の低い $dpa(-2)$ 、 $dom(-1)$ の係数をゼロとおいたうえで、 dpa 、 dom および残差 z の定義に注意すると(2)を次のように書き換えることができる。

$$\begin{aligned} pa - pa(-1) &= 0.48 \{ pa(-1) - pa(-2) \} + 0.98 \{ om(-2) - om(-3) \} \\ &\quad - 0.4 \{ pa(-1) - 15.67 - 0.13(t-1) + 1.275 om(-1) \}, \\ pa &= 1.08 pa(-1) - 0.48 pa(-2) - 0.51 om(-1) + 0.98 om(-2) \\ &\quad - 0.98 om(-3) - 0.4 \{ -15.67 - 0.13(t-1) \} \quad (3) \end{aligned}$$

(3)の両辺の階差をとることにより、短期のダイナミックスを表す次の式が導かれる。

$$\begin{aligned} dpa &= 1.08 dpa(-1) - 0.48 dpa(-2) - 0.51 dom(-1) + 0.98 dom(-2) \\ &\quad - 0.98 dom(-3) + 0.052 \quad (4) \end{aligned}$$

なお、長期均衡においては、 $dpa = dpa(-1) = dpa(-2)$ 、 $dom = dom(-1) = dom(-2) = dom(-3)$ とおくことにより、

$$dpa = -1.275 dom + 0.13 \quad (5)$$

となることを確認できる。

いま dom がゼロであったとすれば、 dpa の長期均衡値は(5)から 0.13 となる。初期にこの状態にあったとして、 dom が恒久的に 1% に上昇した場合の dpa の経路を(4)から導出すると、図 3 のようになる。

図 3 によれば、第 1 期に dom に 0.01 (1%) のプラスの恒久ショックがあった場合、2 期、3 期に凹凸のあるものの、 dpa はおおむね新たな長期均衡 0.117 へ向かって低下し続ける経路をたどる。長期均衡への調整力はかなり強く、 dom の dpa への短期的なプラスの影響を凌駕して、 dpa の持続的な低下が作り出されるのである。

3-4. 試論：1920 年代の製造業生産性成長率の上昇について

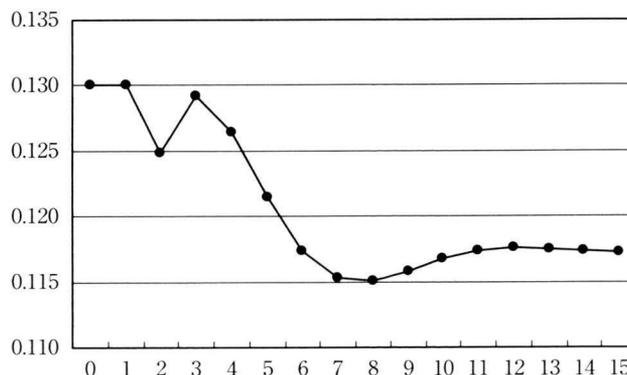
以上の分析から、第 2 次大戦前の日本においては、特許の出願件数と製造業の実質生産額の関係についてみる限り、特許の出願件数がカウンター・シクリカルに変動していた可能性もある。確かに Schmookler の一般的な議論の示唆するように、また特許庁 (1955) において見出されているように、製造業生産の増加が 2 年ほどのラグを伴って特許の出願件数を増加させる効果はここにも確認されるが、前項の(5)に表される長期均衡への調整力は強く、調整過程においてプラス効果はほとんど現れない。

ところで、日本の経済成長の数量分析において、1920 年代における日本経済のパフォーマンスが芳しくなかったことは、一般によく知られているが⁹⁾、いっぽうでこの時期に、製造業の全要素生産性 (Total Factor Productivity, TFP) 成長率が急に上昇したことが知られている。以下に TFP の推計例を挙げよう¹⁰⁾。

Ohkawa and Rosovsky (1973) ; 1908 ~ 1917 年 2.38%, 1917 ~ 1931 年 4.3%, 1931 ~ 1938 年 5.65%。

南 (1976) ; 1911 ~ 1920 年 1.55%, 1921 ~ 1930 年 5.4%, 1931 ~ 1940 年 3.43%。

図 3 dpa の調整過程



ネピア（1981）；1909～1919年マイナス0.31%，1919～1931年5.19%，1931～1937年0.3%。

以上の3つの例はいずれも、第1次大戦末から1920年代にかけて、製造業のTFP成長率が、それ以前よりも急に上昇したことを示している（1930年代については、TFP成長率がさらに加速したとする推計と減速したとする推計とがあり、コンセンサスは得られていない）。Ohkawa and Rosovsky [1973；p. 73] は、この不況下における生産性成長率の急上昇を「謎」としたのである。

この「謎」について、本論の分析から何か言えるだろうか。生産性の上昇が主として技術革新によるものであるならば、1920年代の日本において技術革新が活発化していたはずである。実際、機械工業についてコーゾー・ヤマムラ（1978）が詳述しているように、この時期の日本において、外国からの技術導入や外国企業との技術提携がさかんに行われていたのである。

本論の推計を用いて、1920年代の日本における技術革新の活発化を数量的に確認してみよう。Ohkawa and Rosovsky（1973）の時期区分についてみると、1908～1917年における製造業実質生産 om の年平均成長率は8.3%，特許出願件数 pa の年平均成長率は2.1%であり、前項の(5)から確認できるように、この期間において om と pa は、ほぼ長期均衡経路上にあったと見られる¹¹⁾。ところが続く1917～1930年において、 om の年平均成長率は4.3%に低下した。

前項の(5)によれば、1917～1930年の期間において、 pa の年平均成長率は5.1 [= -1.275 × (4.3 - 8.3)]%上昇することが予想される。実際のデータにおいても、この期間の pa の年平均成長率は6.9%であり、1908～1917年の期間に比べて4.8%上昇している。すなわち製造業生産の成長がかなり落ち込んだ1920年代において、逆に発明活動はそれ以前よりもかなり活発化していたのである。この数値例は、1920年代の日本における「不況下のイノベーション」を示唆しているように思われる¹²⁾。

9) コーゾー・ヤマムラ（1978）、佐藤（1981）を参照されたい。

10) データの出所は次のとおり。

Ohkawa and Rosovsky（1973）；p. 73 Table 4.2。ただし1917～31年については、同書pp.72-73の脚注2にある生産要素のユーティリゼーション調整済みの値を掲げてある。その他の期については、ユーティリゼーション調整済みの値は公表されていないが、同書の脚注2によれば、1917～31年以外は、ユーティリゼーションを考慮しても、変更は‘very minor’とされているので、Table 4.2の値をそのまま掲げてある。

南（1976）；p. 118 第5-1表。

ネピア（1981）；p. 221 表1。

11) これに対して、南の区分では1911～20年における製造業実質生産 om の年平均成長率が6.9%，特許出願件数 pa の年平均成長率が6.6%であり、またネピアの区分では1909～19年における om の年平均成長率が8.3%， pa の年平均成長率が4.8%であり、どちらも長期均衡経路上になかったと判断されるので、ここではOhkawa and Rosovskyの区分に従って議論する。

12) 近年の経済成長論におけるSchumpeterian approachの隆盛に伴い、不況下のイノベーションを理論的に解明しようとする試みが見られる。例えばAghion and Howitt（1998；pp. 243-266）、Matsuyama（1999）、Francois and Lloyd-Ellis（2003）を参照されたい。イノベーションと不況の結びつきについて、ごく簡単には次のように言える。イノベーションには資源の投入と成功時におけるレントの発生が必要であるとすれば、イノベーションの活発な時期は、生産に回る資源が減少し、また生産物市場が独占化しやすく資源の効率的な配分が妨げられるため、経済成長が停滞する。

4. 結 論

本論の分析から得られた結論をまとめると、次のようである。

第1に、1887年～1940年の日本における特許出願件数は、ランダム・ウォークに従っていたと考えられる。また特許出願件数の対前年変化率は、経済変動から2年ほどのラグを置いてプラスの影響を受けていた。

第2に、特許出願件数の水準と製造業実質生産額の水準は、前者を従属変数、後者を説明変数としたとき共和分の関係にあり、共和分回帰によれば、長期的に両者は逆相関の関係にあることが明らかとなった。

第3に、特許出願件数の誤差修正モデル (Error Correction Model) によれば、製造業実質生産額の変化率の増加が2年のラグを伴って特許出願件数の変化率の増加をもたらす効果は見出されるものの、長期の均衡関係への調整力はかなり強く、製造業実質生産額の変化率の恒久的な上昇が起こった場合、特許出願件数の変化率は、おおむね新たな長期均衡に向かって低下する経路をたどる。

第4に、以上の分析から、特許出願件数が pro - cyclical に変動するという Schmookler の議論は、戦前の日本において、経済変動の指標に実質 GNP をとった場合にはあてはまるが、経済変動の指標に製造業実質生産額をとった場合には、特許出願件数はむしろ counter - cyclical に変動していた可能性もある。

第5に、特許出願件数と製造業実質生産の共和分回帰によれば、1920年代初めの戦後恐慌による急激な製造業生産の成長率の低下が、長期的にはむしろ製造業において「不況下の技術革新」を活発化させた可能性のあったことを指摘できる。

本論では最近の時系列分析の手法を用いて、戦前の日本の特許について、伝統的な Schmookler の議論が必ずしも当てはまらない可能性のあること、すなわちパテンティング・アクティビティのカウンター・シクリカルな変動の可能性を見出した。本論の歴史研究における意義は、この点にあると言えよう。

参考文献

- 大川一司・高松信清・山本有造 [1974], 「国民所得」, 『長期経済統計』第1巻, 東洋経済新報社。
コーゾー・ヤマムラ [1978], 「機械工業における西欧技術の導入」, 細谷千尋・斎藤真編『ワシントン体制と日米関係』 pp. 511-542, 東京大学出版会。
佐藤和夫 [1981], 「戦間期日本のミクロ経済とマクロ経済」, 中村隆英編『戦間期の日本経済分析』 pp. 4-30, 山川出版社。

篠原三代平 [1972], 「鋳工業」, 『長期経済統計』第10巻, 東洋経済新報社。

特許庁 [1955], 『特許制度70年史』, 発明協会。

ロナルド・ネピア著, 腰原久雄訳 [1981], 「日本における製造業の生産性—1909-37年—」, 中村隆英編『戦間期の日本経済分析』pp. 217-247, 山川出版社。

南亮進 [1976], 『動力革命と技術進歩』, 東洋経済新報社。

吉川洋 [2000], 『現代マクロ経済学』, 創文社。

Aghion, P., and Howitt, P. [1998]. *Endogenous Growth Theory*, MIT.

Francois, P., and Lloyd-Ellis, H. [2003], “Animal Spirits Through Creative Destruction,” *American Economic Review*, vol. 93, pp. 530-550.

Geroski, P. A., and Walters, C. F. [1995], “Innovative Activity Over The Business Cycle,” *Economic Journal*, vol. 105, pp. 916-928.

Griliches, Z. [1990], “Patent Statistics as Economic Indicators : A Survey,” *Journal of Economic Literature*, vol. 28, pp. 1661-1707.

Ohkawa, K., and Rosovsky, H. [1973]. *Japanese Economic Growth*, Stanford.

Nickell, S., and Nicolitsas, D., and Patterson, M. [2001], “Does doing badly encourage management innovation?,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 63, pp. 5-28.

Matsuyama, K. [1999], “Growing Through Cycles,” *Econometrica*, vol.67, pp. 335-347.