

戦前期日本における技術革新と経済変動 —米英との比較—

斎 藤 孝

1. はじめに
2. 先行研究と本研究の方法
3. 実証分析
4. 結 論

1. はじめに

本論の目的は、1880年代後半から1940年にいたる第二次世界大戦前期の日本について、技術革新（イノベーション）の指標として特許件数、経済変動の指標として工業生産をそれぞれ取り上げ、当時のアメリカおよびイギリスと比較しつつ、時系列分析の手法を用いて技術革新と経済変動の関係を分析することにある。

技術革新と経済変動の関係については、シュンペーターやシュムークラーの研究をはじめとして多数の研究があるが、技術革新の指標として特許件数を用いた場合の主たる結論は、第1に技術革新が経済変動の影響を受けるとする「ダイヤモンド・プル仮説」が支持される（あるいは少なくとも無視できない）、第2に技術革新が好況期に促進される（シュムークラーの説）のか不況期に促進される（シュンペーターの説）のかについては何とも言えない、というものである。戦前期の日本について、この結論を国際比較の観点から検討することは、日本における経済発展の特質の解明に資することであろう。

本論の結論は、次のようである。第1に、アメリカ、イギリス、日本の特許件数の時系列データについて単位根検定を行ったところ、米英日とも次数1で和分されている〔I (1) である〕ことが明らかとなった。

第2に、アメリカ、イギリス、日本について、特許件数と製造業生産の共和分検定を行った。検定によれば、米英日ともに、特許件数と製造業生産が共和分の関係にあることが確認された。このことは、第二次大戦以前の米英日の技術革新が、経済変動と長期的にシステマティックな関係を持っていたことを意味しており、当時の米英日における技術革新の決定要因として、需要側の要因

を強調する「ダイヤモンド・プル仮説」が無視できないことを意味している。

第3に、特許件数と製造業生産の共和分回帰によれば、アメリカとイギリスについては、シュムークラーの議論と同様に、技術革新が好況期に促進されることが示されるが、日本に関しては技術革新が不況期に促進されていることが明らかとなった。第二次大戦前の日本において、特許件数のデータをそのまま用いて、技術革新が不況期に促進されていたという計量的な結論の得られたことは、米英に対する日本の技術革新の特殊性を意味すると同時に、当時の日本において「不況は革新の母である」とするシュンペーターの「不況トリガー仮説」を支持する証拠となるかも知れず、興味深いことである。

以下、本論の内容は次のとおりである。第2節では、(特許を指標とした)技術革新と経済変動の関係をめぐる議論を簡単にサーヴェイし、本論における実証分析の指針について述べる。第3節では各国の特許件数の推移について概観した後、特許件数と製造業生産のデータを用いて時系列分析を試みる。第4節は結論とする。

2. 先行研究と本研究の方法

技術革新と経済変動の関係については、次の2点が問題となる。まず第1に、そもそも技術革新は経済変動と関係を持っているのかどうか、第2に技術革新が経済変動と関係を持っているとすれば、技術革新は好況期に促進される(プロ・シクリカル)のか、それとも不況期に促進される(カウンター・シクリカル)のか、ということである。

第1の問題については、2つの対立する考え方がある。ひとつは、技術革新は科学知識の進化や研究所の生産性といった供給側の要因によって決まるものであるとする「サプライ・プッシュ仮説」であり、もうひとつは、技術革新が消費者行動や市場構造といった需要側の要因によって決まるとする「ダイヤモンド・プル仮説」である¹。

特許件数を技術革新の指標として、技術革新と経済変動の関係について分析した最初の試みであるシュムークラーの一連の研究はいらい、多くの研究がなされ、時系列分析の手法の発展に伴って検証方法もより進化したのではあるが、どの研究もだいたい「ダイヤモンド・プル仮説」を支持している(あるいは無視し得ないと結論付けている)点では同じである²。

本論では時系列分析の手法を用いて、第二次大戦前期の日本、アメリカおよびイギリスについて、この仮説の検討を行う。方法論としては、戦後のイギリスについて分析した Geroski and Walters [1995] を簡略化したものを用いることとする。それは次のようなものである。

「サプライ・プッシュ仮説」に従えば、技術革新はランダムに発生し、予測のつかないものとなるはずであるから、特許件数を技術革新の指標にとった場合、特許件数のデータはランダム・ウォークに従っていると考えられる。もっとも特許件数がランダム・ウォークに従っているような

場合にも、ただちに「ディマンド・プル仮説」が否定されるわけではない。特許件数のデータが経済変動の指標（製造業生産や GNP など）と長期的に安定的な関係を持つ（すなわち共和分の関係にある）場合があり、例えば特許件数を被説明変数、製造業生産を説明変数に設定した回帰モデルにおいて、両者に共和分の関係が確認されるならば、この場合には「ディマンド・プル仮説」が無視できないことになる³。

第2の問題（技術革新がプロ・シクリカルかカウンター・シクリカルか）については、技術革新が不況期に促進されるとするシュンペーターの「不況トリガー仮説」と技術革新が好況期に促進されるとするシュムークラーの「ディマンド・プル仮説」の古典的な2学説をたたき台として、これらを特許や長期波動に関する数量データによって検討する形で議論が続けられてきたのであるが、決定的な結論は出ていないのが現状である⁴。

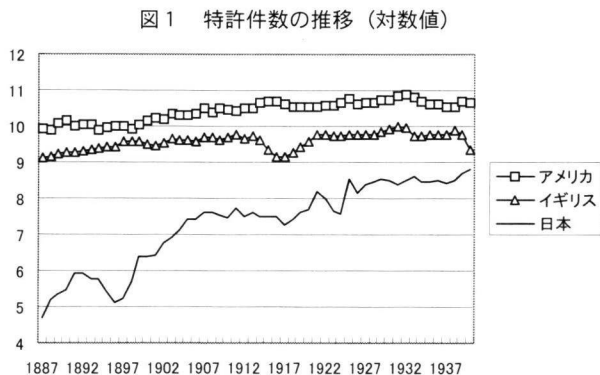
本論ではこの問題について、経済変動の指標に製造業生産を用い、米英日それぞれについて特許件数と製造業生産の共和分関係を調べることにより検討する。特許件数と製造業生産の間に共和分関係が確認されれば、共和分回帰の符号を調べることにより、プロ・シクリカルかカウンター・シクリカルかについて検討することができるのである。

3. 実証分析

本節では、前節の考察を踏まえ、技術革新の指標として特許件数を取り上げ、経済変動との関係を分析することにする。

3-1. 各国の特許件数についての概観

図1は、1887年から1940年におけるアメリカ、イギリス、日本について、特許件数（対数値）の推移を描いたものである⁵。



図によれば、アメリカとイギリスが比較的高値で推移しているのに対し、日本が急激に上昇している。もう少し細かく見ると、例えば第一次大戦期（1914—1918）にはアメリカが安定しているのに対して、イギリスと日本が低下し、1920年代前半には、イギリスと日本が上昇に転じて、アメリカは引き続き安定している。また1920年代末から1930年代前半にかけては、米英日いずれもが低下あるいは伸び悩んでいる。

表1は、この間における各国の製造業生産の変化を見たものである⁶。

表1 製造業生産の変化（年率％）

国名	1914—1918	1919—1925	1929—1935
アメリカ	8	5	−3
イギリス	−3	4	2
日 本	13	2	8

表1から、各国における景気のおよその動きについて言えば、第一次大戦期は、アメリカと日本が好況、イギリスが不況、1920年代前半はアメリカとイギリスが好況、日本が停滞、1920年代末から1930年代前半にかけては、アメリカが不況、イギリスが停滞、日本は好況、といった具合であった。

このように、各国とも長期的に見て技術革新と経済変動の間に関係のあることが示唆されるが、アメリカとイギリスに対して、日本では経済変動に対する技術革新の反応の異なっている（およそアメリカとイギリスがプロ・シクリカル、日本がカウンター・シクリカル）可能性がある。

以下では、時系列分析の手法を用いて、各国の特許件数と経済変動の関係についてもう少し詳しく見ることにしよう。

3－2．特許件数の単位根検定

ここでは、第2節で説明したように、まず1887年から1940年の期間における特許件数およびその1階の階差系列に対して単位根検定を適用し、特許件数がランダム・ウォークしているかどうかを検討する。

検定方法は、通常の ADF 検定によった。すなわち、ある変数 X の t 期と $t-1$ 期の階差 ΔX_t を $t-1$ 期の値 X_{t-1} および s 期まで遡ったラグつきの階差 $\Delta X_{t-1} \cdots \Delta X_{t-s}$ に回帰して、 X_{t-1} の係数の有意性を検定する。ラグ項の次数 s には、誤差項の自己相関がなくなる最小の数を用いている。検定結果が次の表2－1 および表2－2にまとめられている⁷。

表 2-1 特許件数に関する単位根検定の結果

国名	検定統計量	ラグ s	自己相関統計量	p 値
アメリカ	-2.08	ラグ項なし	1.97 (DW)	0.59
イギリス	-2.66	1	1.04 (h alt.)	0.27
日 本	-2.76	ラグ項なし	1.87 (DW)	0.23

表 2-2 特許件数に関する単位根検定の結果(1 階の階差系列)

国名	検定統計量	ラグ s	自己相関統計量	p 値
アメリカ	-7.49	ラグ項なし	1.87 (DW)	0
イギリス	-4.10	1	0.12 (h alt.)	0
日 本	-7.10	ラグ項なし	2.03 (DW)	0

表 2 から、有意水準を 10% とすれば、各国の特許件数について、1 階の階差を取ることで定常となることが分かる。すなわち、日米英ともに特許件数がランダム・ウォークに従っていると考えられ、この結果だけからは、前節に見た、供給側の要因を強調する「サプライ・プッシュ仮説」が支持されそうである。

もっとも前節に説明したように、特許件数がランダム・ウォークするというもののみから「デマンド・プル仮説」が否定されるわけではない。以下ではさらに進んで、経済変動の指標として各国の製造業生産を取り上げ、各国における特許件数と経済変動との関係について、特許件数を従属変数、製造業生産を説明変数に設定した上で、共和分検定を試みることにしよう。

3-3. 特許件数と製造業生産の共和分検定

まず、1887—1940 年（イギリスのみ 1938 年）の各国における製造業生産のデータおよびその 1 階の階差系列について単位根検定（ADF 検定）を行い、すべて次数 1 で和分されている [I (1) である] ことを確認した。結果は、表 3-1 および表 3-2 にまとめられている⁸。

表 3-1 製造業生産に関する単位根検定の結果

国名	検定統計量	ラグ s	自己相関統計量	p 値
アメリカ	-2.83	ラグ項なし	1.96 (DW)	0.20
イギリス	-2.49	ラグ項なし	1.90 (DW)	0.35
日 本	-1.59	1	-0.21 (h alt.)	0.82

表 3－2 製造業生産に関する単位根検定の結果(1階の階差系列)

国名	検定統計量	ラグ s	自己相関統計量	p 値
アメリカ	－7.26	ラグ項なし	1.98 (DW)	0
イギリス	－6.87	ラグ項なし	2.01 (DW)	0
日 本	－3.32	ラグ項なし	2.21 (DW)	0

次に、特許件数と製造業生産のデータについて、特許件数を被説明変数、製造業生産を説明変数として、共和分検定を行った。

検定方法は、通常の EG 検定によった。すなわち、特許件数を定数項および製造業生産（さらに日本についてはトレンド）に回帰して得られる共和分回帰の残差項に対して ADF 検定を適用する⁹。検定結果は、次の表 4 にまとめられている。

表 4 特許件数と製造業生産に関する共和分検定の結果

国名	検定統計量	ラグ s	自己相関統計量	p 値
アメリカ	－3.57	1	0.45 (h alt.)	0.04
イギリス	－3.69	1	－0.35 (h alt.)	0.03
日 本	－4.66	ラグ項なし	1.79 (DW)	0.01

表 4 から、何れの国においても、5 % の有意水準で特許件数と製造業生産の間に共和分関係が確認される。すなわち第二次大戦前の米英日においては、特許件数と製造業生産の間に、回帰式で表現される長期的に安定した関係が存在していたことが言え、したがって技術革新が経済変動から何らかの影響を受けているとする「ディマンド・プル仮説」が無視し得ないであろう。

それでは、米英日において、技術革新は好況期に促進されていたのであろうか、それとも不況期に促進されていたのであろうか。各国における特許件数と製造業生産の共和分回帰が、表 5 にまとめられている。

表 5 特許件数と製造業生産の共和分回帰

国名	定数項	トレンド	製造業生産	Adjusted R ²
アメリカ	8.09	なし	0.45	0.83
イギリス	6.64	なし	0.65	0.57
日 本	22.56	0.20	－2.50	0.95

表 5 によれば、アメリカとイギリスでは、シュムークラーの議論が成り立っており、特許件数がプロ・シクリカルに変動しているが、日本においては逆に、特許件数がカウンター・シクリカルに変動している。すなわち日本では不況期に技術革新が促進されていたことになり、シュンペーター

の議論のあてはまる可能性がある¹⁰。

実際、日本においては、Ohkawa and Rosovsky [1973 ; pp.72—73], 南 [1976 ; p.118], ネピア [1981] 等が明らかにしたように、相対的に成長の停滞期であった1920年代に全要素生産性 (TFP) の成長率が急上昇している。また、コーザー・ヤマムラ [1979] に詳述されているように、1920年代の日本の電気機械産業や工作機械産業において、外国企業との提携や外国企業への人材派遣などにより、様々な技術導入が試みられていたのである。

4. 結 論

本論では、技術革新の指標として特許件数を、経済変動の指標として製造業生産を、それぞれ取り上げ、1880年代後半から1940年に至るアメリカ、イギリスそして日本の技術革新と経済変動の関係について、時系列分析の方法を用いて考察した。その結果、次の結論を得た。

第1に、特許件数の時系列データの単位根検定によれば、米英日とも特許件数が I (1) であり、特許件数がランダム・ウォークに従っていることが明らかとなった。

第2に、特許件数と製造業生産の共和分検定によれば、米英日ともに、特許件数と製造業生産が共和分のあることが確認された。このことから、当時の米英日における技術革新の決定要因として、需要側の要因を強調する「ディマンド・プル仮説」が無視できないと言える。

第3に、特許件数と製造業生産の共和分回帰によれば、アメリカとイギリスについては、シュムクラーの議論と同様に、技術革新が好況期に促進されることが示されるが、日本に関しては技術革新が不況期に促進されていることが明らかとなった。このことは、当時の日本においてシュンペーターの「不況トリガー仮説」が成り立っていたことを数量的に示唆するものである。

第二次世界大戦前においては、先進資本主義国のアメリカとイギリスに対して、日本は後発資本主義国として発展段階にあり、その技術革新の主たる部分を担っていたものは、外国からの技術導入であったと考えられる。このことと、当時の日本における技術革新の経済変動に対する反応が米英と異なっていたこととの間にどのような関係があったのかが、考察されるべき課題であろう。

注

1 Geroski and Walters [1995] pp. 917—919.

2 Griliches [1990] p. 1693.

3 Geroski and Walters [1995] p. 921を参照されたい。Geroski and Walters [1995] では、技術革新の指標に自己回帰モデルを適用して「サプライ・プッシュ仮説」をより詳しく検討し、また技術革新の指標と経済変動の指標との間におけるグランジャー因果の検定を行って「ディマンド・プル仮説」をより詳しく検討している。

4 コンパクトによくまとまったサーヴェイとして、篠原 [1994] 第6章第4節を参照されたい。

5 特許件数のデータは、特許庁 [1955] p. 134および pp. 146—147によった。

6 データについては次のとおり。

アメリカ：Mitchell [1998a] p. 307表D 1のMf。このデータは、1914年までは1899年＝100、1915年以降は1938年＝100とした指数として表示されている。ただし1914年については1938年＝100としたときの値63も表示されているので、この値を用いてすべて1899年＝100とした指数に変換した。

イギリス：Mitchell [1998b] pp. 420, 422表D 1。ただし1913年＝100とした系列a（1887—1913年）と1937年＝100とした系列b（1914—1937年）を、同書 p. 425注16に掲げられている1913年＝100としたときの1915年の値95.5を用いて、すべて1913年＝100とした指数に変換して接続した。なお、北部アイルランドは含まないデータによっている。

日本：篠原 [1972] pp. 144—147第2表（1934—1936年価格による実質系列、単位は千円）における産業計のB系列によった。

7 単位根検定について詳しくは、蓑谷 [2007] 第13章を参照されたい。なお、表中 h alt.とあるのは、Durbin's h alternative のことである。これはダーヴィンのmテストの統計量であり、通常の t 検定が適用される。蓑谷 [2007] pp. 141—142を参照されたい。

8 製造業生産のデータについては、注6を参照されたい。

9 共和分検定について詳しくは、蓑谷 [2007] 第14章を参照されたい。

10 回帰係数の大きさに相違があるが、アメリカとイギリスは製造業生産のデータが指数表示であるのに対して、日本は金額表示であるため（注6を参照されたい）、日本と米英の係数をそのまま比較することはできない。

参考文献

コーゾー・ヤマムラ [1979], 「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。

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

篠原三代平 [1994], 『戦後50年の景気循環』, 日本経済新聞社。

特許庁 [1955], 『特許制度70年史』, 発明協会。

南亮進 [1976], 『動力革命と技術進歩』, 東洋経済新報社。

蓑谷千風彦 [2007], 『計量経済学大全』, 東洋経済新報社。

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。

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.

Mitchell, B. R.[1998a]. *International Historical Statistics Forth Edition The Americas 1750—1993*.

Mitchell, B. R.[1998b]. *International Historical Statistics Forth Edition Europe 1750—1993*.