

戦前期におけるわが国の マクロ生産関数と金融市 場の発展

福 重 元 嗣*

1. はじめに

Roubini and Sala-i-Martin (1992) による分析をはじめとして、経済成長に金融市場の発展が寄与していることを示す実証分析が数多く行われてきた。櫻川 (2000) によるサーヴェイによれば、King and Levine (1993a, b) による銀行をはじめとした金融仲介機関による経済成長への貢献の分析や、Atje and Jovanovic (1993) による株式市場の効果の分析、金融仲介と株式市場を同時に分析したLevine and Zervos (1998) がある。¹これらの多くは、いわゆる成長回帰分析 (growth regression) と呼ばれる分析方法を用いており、世界各国の経済成長率をプールして分析を行うクロスセクション分析である。そのため、国による経済規模の違い（例えばアメリカや中国とアフリカや中米諸国の経済規模の違い）を無視して同じウェイトで回帰分析を行っていることや、経済の発展段階が異なった（例えばいわゆる欧米先進国と東南アジア諸国といった発展段階の違う）国々もプールして分析を行っているという問題がある²。加えてLevine (1998) やLa Porta et al (1997, 1998) による制度的要因の重要性の指摘を考慮すると、経済成長スタート時点における金融市場の制度的な状態の持つ効果を分析することが重要で、高度成長期に入った国ではなく、発展段階の初期時点にいる国々だけを取り出して分析することが必要なかもしだれない。

一方、わが国の経済成長を見れば、少なくとも明治期以降100年以上の期間にわたって

* 神戸大学大学院経済学研究科助教授

経済成長を持続しており、同時に国際的に見ても長期間の経済成長に関するデータが利用可能な貴重な国の一である。経済成長の初期段階であると考えられる戦前期³をとっても、約50年間のデータが利用可能であり、この期間の成長率は年率3%強⁴である。これは、戦後の高度成長期ほどではないが、近代の経済成長の開始時期と見なすには充分な速さであろう。このような長期間に渡るデータの存在は、成長回帰分析以外の経済成長の要因を分析する方法である成長会計分析(growth accounting)や生産関数によるアプローチを可能にするのではないだろうか。もちろん戦前期における成長会計分析についてはSonobe and Otsuka(2001)の最近の研究をはじめとして多くの研究が行われている。戦前期におけるわが国のマクロ生産関数に関してはBairam(1994)や櫻川(1998)による先行研究があり、経済発展に関する理論に関連して学習効果の存在が指摘されている。

本研究ではこれらの先行研究を踏まえて、わが国の経済成長の初期段階である戦前期において金融市场の発展が果たした役割を、生産関数を推計することによって数量的な分析を試みる。また、Townsend(1983)やIreland(1994)などの研究でも指摘されているが、経済発展の初期段階においては金融機関の持つ決済機能が経済取引の効率的な運営に重要な役割を果たしているのではないかと考え、貨幣の構成も考慮して分析を行うことにする。本研究では、金融仲介業の発展の

代理変数として取上げられている貨幣(現金+預金)量を、金融機関を通じないで決済手段として用いられる現金、金融機関を通じて決済に用いられる当座性預金、貯蓄として家計が保有し金融仲介機関が企業等へ仲介を行う定期性預金の3種類に分解し、それぞれの経済成長に与えた効果について分析を行う。もちろん、わが国の戦前期の経済成長と貯蓄や貨幣量との関係について分析した先行研究としては、最近ではSuto and James(1999)やVARモデルを推計しているRoussseau(1999)があり、本研究はこれらを補完するものと考えられる。生産関数を推計した先行研究で取上げられている学習効果に関しては、学習効果の中に金融市场の発展の効果が含まれてしまう危険性を避けるため、モデルの選択が行われた後に追加的な説明力があるか否かについて検定を行う。

本研究の構成は以下の通りである。次節では外部性を考慮したマクロ生産関数を推計する。3節では分析結果をまとめ、今後の課題について述べる。

2. マクロ生産関数の推計

2.1 金融発展の代理変数

本研究では、金融仲介業の発展を示す変数として当座性預金と定期性預金の残高を取り上げ、株式市場の発展を示す変数として株式(払込資本)の残高を取り上げる。これに貨幣を構成する要素として現金(流通通貨)⁵を加え、4つの変数を持って金融市场を代理する指標と考える。また当座性預金について

は、単に金融仲介を代理するだけでなく経済取引における決済手段としての役割を考慮し、決済機能の全国への浸透を示す指標としても考え、推計結果の解釈ではこの点も考慮する。個々の変数の出所については付録で述べるが、分析においては、それぞれの変数を、一人当たりの実質残高⁶及びその対数値、民間部門における生産に対する比率の3種類に変換したものと、金融市场の発展を代理する指標として用いている。

2.2 生産関数の定式化

本研究では、以下のようなコブ・ダグラス型生産関数を採用する。

$$Q_t = A(t)Z(t)M(t)K_t^\alpha L_t^\beta$$

ここで、 Q_t 、 K_t 、 L_t はそれぞれ民間部門における生産量、資本ストック、雇用量を、 $A(t)$ は技術進歩、 $Z(t)$ は金融発展以外の外部性、 $M(t)$ は金融発展による外部性を表すことにする。具体的には、技術進歩をあらわす代理変数としてタイムトレンド⁷を用いて、

$$A(t) = \exp(\gamma + \delta t + \eta t^2)$$

と定式化する。他方、金融発展以外の要因で生産に対し外部性をもたらす変数として、政府支出(G_t)、政府部门における雇用者数(GL_t)、公的資本(GK_t)、輸出額(EX_t)、初等教育への就学率(ED_t)を取り上げ、以下のように定式化する。

$$Z(t) = G_t^a GL_t^b GK_t^c EX_t^d ED_t^e$$

さらに金融発展による外部性を、現金の指標(CU_t)、当座性預金の指標(DD_t)、定期性預金の指標(DT_t)、株式(払込資産)の指標(ST_t)として、以下のように定式化する。

$$M(t) = CU_t^f DD_t^g DT_t^h ST_t^i$$

以上をまとめ、生産関数を対数線形化し、誤差項を加えると以下のように定式化される。

$$\begin{aligned} \ln Q_t = & \gamma + \delta t + \eta t^2 + \alpha \ln K_t + \beta \ln L_t \\ & + \alpha \ln G_t + \beta \ln GL_t + \gamma \ln GK_t \\ & + d \ln EX_t + e \ln ED_t + f \ln CU_t \\ & + g \ln DD_t + h \ln DT_t + i \ln ST_t + \varepsilon_t \end{aligned}$$

本研究では、先行研究であるBairam (1994) や櫻川 (1998) を参考に、この生産関数が資本と労働に関して1次同次 ($\alpha + \beta = 1$) であることを仮定し推計を行う。最終的に推計される生産関数は、

$$\begin{aligned} \ln \left[\frac{Q_t}{L_t} \right] = & \gamma + \delta t + \eta t^2 + \alpha \ln \left[\frac{K_t}{L_t} \right] \\ & + \alpha \ln G_t + \beta \ln GL_t + \gamma \ln GK_t + d \ln EX_t \\ & + e \ln ED_t + f \ln CU_t + g \ln DD_t \\ & + h \ln DT_t + i \ln ST_t + \varepsilon_t \end{aligned}$$

である。

2.3 推計期間とデータ

推計期間は1886年から1938年までを対象とした。詳しいデータの出所に関しては付録に示しているが、使用したデータは金融発展に関する変数を除き櫻川 (1998) と同じデータを用いている。具体的には、以下の通りである。民間の生産量は名目GNEから一般政府

支出純計を引いたものを1934年～1936年を基準とするGNEデフレーターで実質化している。民間資本は住宅を除いた純資本の実質値、民間の労働者数は全産業における男女合計の雇用者数から政府部門の雇用者数を引いたものを用いた。政府支出は産出量の際に用いた一般政府支出純計をGNEデフレーターで実質化したものである。これは、中央・地方をあわせた全政府支出純計から植民地会計と企業特別会計を除いたものになっている。政府部門の雇用者数は、中央と地方の公務員の人員数を用いた。公的資本は政府資本ストックを用い、河川、国鉄、道路、港湾、農林漁業、治山、通信電話の7分野の合計になっている⁸。輸出額は名目輸出額を輸出物価指数で実質化したものである。就学率は義務教育の就学率であり、義務教育在学者数を義務教育年齢人口で除したものを用いている⁹。

2.3 推計結果

表1が推計結果¹⁰である。金融市場の発展に関する指標の加工方法によって、1人当たりとしたものをModel 1、1人当たりの数値を対数変換したものをModel 2、対民間所得比率としたものをModel 3としている。また、説明変数を全て用いて推計したモデルをフル・モデルと呼び、統計的に有意な変数のみを残したものを選択されたモデルと呼んで区別している。推計結果はどのモデルも決定係数が0.95以上と高くフィットが良いが、金融市場の発展の指標やその他の変数について符号や選択された変数が異なっている。

本研究では櫻川（1998）やBairam（1994）とは異なり学習効果による外部性に代えて金融市場の発展の指標を用いて推計を行った。累積投資額¹¹がこれらの変数にさらに追加的な説明力を持つかどうかを調べるために、選択されたモデルに累積投資額を追加した時の係数のt値を表にしたものが表2である。Modelによってt値の値は異なるが、どのModelにおいても統計的に有意な値とはなっておらず、累積投資額（＝学習効果）は追加的な説明力を持たないことが分かった。また選択された変数やその符号がModelによって異なるため、モデルの選択のために、選択されたモデルを用いてDavidson and MacKinnon（1981）で提案された非入れ子型の検定（J-test）を行った結果が表3である。この検定結果によると、帰無仮説をModel 1とした場合のみが他のモデルを対立仮説とした場合にも棄却されず、他の二つのModelは、帰無仮説が棄却される結果となった。以上の結果から、本研究においてはModel 1の選択されたモデルをもとに実証分析の結果を検討していくこととする。

Model 1の推計結果からは、金融市場の発展を代理する指標としては、当座性預金と定期性預金が選択され、前者の係数が後者よりも大きく推計されていることが特徴的である。これについては、まとめにおいて検討を行う。また、他の外部性を代理する変数としては、公的資本が正の効果を持って、政府支出と政府の雇用者が負の効果を持って推計されている。これらの結果は、従来の実証分析が示し

表1 推計結果

	Model 1		Model 2		Model 3	
	フル・モデル	選択されたモデル	フル・モデル	選択されたモデル	フル・モデル	選択されたモデル
定数項	-8.6596 (-6.438)	-8.18218 ** (-6.103)	-4.81695 (-2.272)	-6.12649 * (-10.187)	-7.63027 (-3.639)	-7.42909 ** (-4.538) **
資本労働比率	0.805643 (5.338)	0.720985 ** (6.131)	0.642854 (-2.336)	0.737273 * (11.756)	0.051766 ** (.224)	
タイムトレンド	-0.028677 (-1.122)	-0.037441 (-4.555)	0.00487126 ** (.105)		0.072881 (-1.871)	0.056953 ** (4.820)
タイムトレンド2乗項	-0.00054503 (-1.124)		0.000087183 (-.232)		0.000220244 (-.545)	
公的資本	0.526117 (1.754)	0.737191 ** (7.071)	-0.00910551 *(-.021)		-0.807654 (-1.749)	
政府支出	-0.2811156 ** (-4.981)	-0.293587 ** (-9.327)	-0.326806 *(-7.928)	-0.270367 ** (-9.055)	-0.054629 ** (-1.039)	-0.789582 ** (-3.406)
政府雇用者数	-0.116383 (-.707)	-0.265025 (-3.148)	-0.09891 (-.625)		0.053829 (.416)	
輸出	0.114665 (.787)		0.1327 (-1.322)	0.227906 *(-3.601)	0.058279 ** (.670)	
就学率	0.150375 (.677)		0.083799 (-.373)		-0.027151 (-.092)	
<hr/>						
当座性預金						
1人当たりレベル	393.622 (1.329)	645.472 ** (3.759)	—	—	—	—
1人当たり対数	—	—	0.259708 (-2.053)	0.273979 * (7.524)	—	—
対民間所得比率	—	—	—	—	-0.0758946 (-.140)	
<hr/>						
定期性預金						
1人当たりレベル	694.298 (1.376)	406.227 ** (3.663)	—	—	—	—
1人当たり対数	—	—	-0.183507 (-.939)	-0.230888 (-2.931)	—	—
対民間所得比率	—	—	—	—	-0.473701 (-1.347)	
<hr/>						
株式						
1人当たりレベル	133.549 (.621)		—	—	—	—
1人当たり対数	—	—	0.03239 (-.173)		—	—
対民間所得比率	—	—	—	—	-0.0402453 (-.231)	
<hr/>						
現金通貨						
1人当たりレベル	839.994 (1.381)		—	—	—	—
1人当たり対数	—	—	0.055523 (-.227)		—	—
対民間所得比率	—	—	—	—	-0.932776 (-1.470)	-2.12017 ** (-7.873)
<hr/>						
自己相関係数						
					0.765043 (- 8.375)	0.766762 ** (11.174) **
R ²	0.9570	0.9583	0.9661	0.9640	0.9729	0.9660
Durbin-Watson Ratio	1.884	1.689	2.136	2.143	2.275	2.039

注) *は5%、**は1%の有意水準で統計的に有意であることを示す。

表2 学習効果による技術進歩の有意性

	Model 1	Model 2	Model 3
累積投資額のt値	1.340	-0.175	-0.104

表3 非入れ子型検定の結果

帰無仮説	対立仮説		
	Model 1	Model 2	Model 3
Model 1		1.247	1.512
Model 2	6.453		3.870
Model 3	11.139	5.618	

た結果と同じであり、理論的にも整合的なものである。資本の弾力性については、0.72と櫻川（1998）やBairam（1994）に比べ、かなり高い値となっている。またタイムトレンドが負に推計されており、選択された外部性を代理する変数の生産に対する効果が時間とともに弱まっているあるいは資本の弾力性が低下していることを反映した結果ではないかと予想される。先にも述べたように、決定係数は0.958と高く、生産の動きを充分説明している結果であり、符号条件に大きな問題も無い結果であると判断できる。推計結果の持つ経済学的な意味については、まとめのところで述べる。

3. まとめ

本研究では金融市場の発展を代理する変数として当座性預金、定期性預金と株式を想定しさらに現金を加えて生産への外部性の有無について実証分析を行った。推計結果からは、当座性預金と定期性預金については正の外部性があるが、その大きさは当座性預金の方が大きいことが分かった。また、現金と株式については外部性がないことが分かった。

以上の推計結果を戦前期のわが国においては金融市場の発展が経済成長にもたらす効果という点から以下の3点にまとめる事ができる。第1は、当座性預金と定期性預金の係数がともに正であり、わが国に経済成長の初期段階においても金融仲介業の発展が経済成長に正の効果を持っていたことが明らかとなつたことである。第2は、決済手段である当座

性預金の普及によって、例えば産業間の取引がスムーズに行えるなどの費用削減効果が生じ、経済成長が促進されたのではないかと考えられることである。ここでは、当座性預金が金融仲介業の発展を代理しているだけでなく決済機能という定期性預金の持たない機能も追加的に代理しているため、その係数が定期性預金よりも大きなものとなっていると解釈している。これはRousseau（1999）では取り上げられなかった預金の形態による経済成長への貢献の違いを示唆するもので、同時にTownsend（1983）やIreland（1994）が指摘した決済機能を持つ貨幣の経済成長に対する貢献を実証したものと考えられる。第3に、株式市場については、クロスセクション・データによる先行研究とは異なり成長に対して効果を持っていることが認められなかった。戦前期といった比較的経済発展の初期の時点においては株式市場も充分発達しておらず、経済成長への資金供給面からの効果はあまりなかったと判断できる。

注

* 本稿の作成に対して、財団法人石井記念証券研究振興財団より研究助成を受けた、また、櫻川昌哉氏（名古屋市立大学）からは、改訂に当たって有益なコメントをいただきました。記して感謝いたします。

¹ 経済成長に対して金融発展の重要性を指摘した文献はGoldsmith（1969）やMcKinnon（1973）に始まる。これ以降の理論分析の発展や実証分析については櫻川（2000）を参照のこと。

²もちろん、分散の不均一性を調整したり誤差項と説明変数の相関を考慮した計量経済学の手法

(GMMなど) を用いたり、国をグループ分けした後で回帰分析を行うなどの手法である程度この問題は回避できる。この他、成長回帰分析の問題点に関しては Lin (1994) や Rajan and Zingals (1998) による指摘も注意が必要である。
³ 寺西 (1982) の指摘にもあるように貨幣経済化が推し進められたこの時期には、金融仲介機関の発達が生産に対して正の外部性を持っている可能性がある。

⁴ 櫻川 (1998) による、実質国民総生産の1885年の38億5600万円から1936年には187億6100万円の約50年間の平均成長率に基づく。

⁵ 金融発展とは直接関係ないかも知れないが、この時期は金本位制を採用していた時期でもあり貨幣発行に制約が存在した、この点をコントロールするという点からも現金を説明変数に加えることが重要である。

⁶ 1934年～1936年を基準とするGNEデフレーターで実質化している。

⁷ 櫻川 (1998) では、 $A(t)$ は技術進歩を Arrow (1962) によって定式化された学習効果による技術進歩として以下のように定式化している。

$$A(t) = A_0 C_t^{\theta} = A_0 \left[\sum_{s=0}^{t-1} I_s \right]^{\theta}$$

A_0 は初期における技術の水準をあらわし、 C_t は学習効果の指標である。この他にも Bairam (1994) では、学習効果による技術進歩の指標として累積生産額 (ΣQ_s) を用いて学習効果の指標として実証分析に用いている。

⁸ 公的資本の実質化は沢本 (1981) では、1960年を基準に行われている。従って、他のデータの実質化とあわせるため、同資料より政府固定資本形成の名目値と1960年基準の実質値からデフレーターをつくり、このデフレーターによって、公的資本の名目値を得、それを大川他による『長期経済統計』の1934年～1936年基準のデフレーターで実質化した。

⁹ 義務教育は1907 (明治40) 年までは小学4年であり、1908 (明治41) 年以降小学6年になった。

¹⁰ 推計には、外部性を代理する変数と誤差項の相関の存在を考慮して、操作変数法を用いて推計を行っている。操作変数としては資本労働比率以外の変数について各説明変数の1期前の値を用いている。また全てのモデルにおいて系列相関を考慮した推計を行ったが、Model 3のみが有意な結果となった。推計には、操作変数法を用いながら誤差項の1階の自己相関を想定したモデルを推計している。このとき期間は、他の推計結果と同一の期間で行っている。

¹¹ 変数の加工については、累積投資額は民間の投資額をGNEデフレーターで実質化したもの一期前までの累積である。注7を参照のこと。

付録 データの出所

流通通貨：江見康一・伊東政吉・江口英一、『長期経済統計（5）貯蓄と通貨』、東洋経済新報社、1988。

全国銀行定期性預金：江見康一・伊東政吉・江口英一、『長期経済統計（5）貯蓄と通貨』、東洋経済新報社、1988。

全国銀行当座性預金：江見康一・伊東政吉・江口英一、『長期経済統計（5）貯蓄と通貨』、東洋経済新報社、1988。

株式（払込資本）：江見康一・伊東政吉・江口英一、『長期経済統計（5）貯蓄と通貨』、東洋経済新報社、1988。

名目GNE、GNEデフレーター：大川一司・高松信清・山本有造、『長期経済統計（1）国民所得』、東洋経済新報社、1974。

雇用者数：梅村又次・赤松敬子・南亮進・高松信清・新居玄武・伊藤繁、『長期経済統計（2）労働力』、東洋経済新報社、1987。

民間部門の資本ストック：大川一司・石渡茂・山田三郎・石弘光、『長期経済統計（3）資本ストック』、東洋経済新報社、1966。

民間の投資額：江見康一、『長期経済統計（4）資本形成』、東洋経済新報社、1971。

政府支出、政府部門の雇用者数：江見康一・塩野

- 谷祐一,『長期経済統計(7)財政支出』,東洋経済新報社,1966.
- 輸出額,輸出デフレーター:山澤逸平・山本有造,『長期経済統計(14)貿易と国際収支』,東洋経済新報社,1979.
- 政府資本ストック:沢本守幸,『公共投資100年の歩み』,大成出版社,1981.
- 就学率:日本銀行統計局,『明治以降本邦主要経済統計』,日本銀行統計局,1966.

参考文献

- 櫻川昌哉(2000)「金融発展と経済成長」,筒井義郎編著,『金融分析の最先端』,東洋経済新報社.
- 櫻川幸恵(1998)「戦前期におけるわが国のマクロ生産関数」,『オイコノミカ』(名古屋市立大学),第34巻 第3・4合併号, 121-133.
- 沢本守幸(1981)『公共投資100年の歩み』,大成出版社.
- 寺西重郎(1982)『日本の経済発展と金融』,岩波書店.
- Atje, R. and B. Jovanovic (1993). "Stock Markets and Development", *European Economic Review*, 37, 632-640.
- Arrow, Kenneth J. (1962). "The Economic Implications of Learning by Doing", *Review of Economic Studies*, 29, 155-173.
- Bairam, Erik I. (1994). *Homogeneous and Nonhomogeneous Production Functions*, Avebury.
- Davidson, R., and J.G. MacKinnon (1981). "Several Tests for Model Specification in the Presence of Alternative Hypotheses", *Econometrica*, 49, 781-93.
- Goldsmith, R.W. (1969) *Financial Structure and Development*, New Haven: Yale University Press.
- Ireland, Peter N. (1994). "Money and Growth: An Alternative Approach", *American Economic Review*, 84, 47-65.
- King, Robert G. and Ross Levine (1993a). "Financial Entrepreneurship and Growth", *Journal of Monetary Economics*, 32, 513-542.
- King, Robert G. and Ross Levine (1993b). "Financial and Growth: Schumpeter Might be Right", *Quarterly Journal of Economics*, 108, 717-738.
- La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer and R.W. Vishny (1997) "Legal Determinants of External Finance", *Journal of Finance*, 52, 1131-1150.
- La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer and R.W. Vishny (1998) "Law and Finance", *Journal of Political Economy*, 106, 1113-1155.
- Levine, R. (1998). "Corporate Ownership around the World", *Journal of Finance*, 54, 471-517.
- Levine, R. and S. Zervos (1998). "Stock Markets, Banks, and Economic Development", *American Economic Review*, 88, 537-558.
- Lin, Steven A.Y. (1994). "Government Spending and Economic Growth", *Applied Economics*, 26, 83-94.
- McKinnon, R.I. (1973) *Money and Capital in Economic Development*, Washington: Brookings Institution.
- Rajan, R.G. and L. Zingales (1998). "Financial Dependence and Growth", *American Economic Review*, 88, 559-586.
- Roubini, N. and X. Sala-i-Martin (1992). "Financial Repression and Economic Growth", *Journal of Development Economics*, 39, 5-30.
- Rousseau, Peter L. (1999). "Finance, Investment, and Growth in Meiji-era Japan", *Japan and the World Economy*, 11, 185-198.
- Sonobe, Tetsushi and Keijiro Otsuka (2001). "A New Decomposition Approach to Growth

- Accounting: Derivation of the Formula and
Its Application to Prewar Japan", *Japan
and the World Economy*, 13, 1-14.
- Suto, Isao and John A. James (1999).
"Savings and Early Economic Growth in the
United States and Japan", *Japan and the
World Economy*, 11, 161-183.
- Townsend, Robert M. (1983). "Financial
Structure and Economic Activity", *American
Economic Review*, 73, 895-911.

Macroeconomic Production Function and Financial Market in the Prewar Japan

FUKUSHIGE Mototsugu*

Abstract

The purpose of the present paper is to investigate the roles of the money markets in the early stage of the economic growth in Japan, by estimating the Cobb-Douglas type macroeconomic production function. The empirical result shows that not only time deposit, which is the proxy variable for the development of the financial intermediation, but also the demand deposit, which is the proxy for the development of the settlement of accounts, has positive effect for the economic growth.

* Associate Professor, Graduate School of Economics, Kobe University.