



Title	農家資金制約の技術進歩に及ぼす影響：戦後日本における定量的分析
Author(s)	西村, 和志; NISHIMURA, Kazushi
Citation	北海道大学農経論叢, 59, 59-68
Issue Date	2003-03
Doc URL	https://hdl.handle.net/2115/11237
Type	departmental bulletin paper
File Information	59_p59-68.pdf



農家資金制約の技術進歩に及ぼす影響

—戦後日本における定量的分析—

西村和志

The Influence of Financial Resources on Farmers' Agricultural Technical Progress : Econometric Analysis in Postwar Japan

Kazushi NISHIMURA

Summary

In postwar Japan the restructuring of agricultural co-operatives improved the finances of small farmers. This has been advantageous for creating technical progress in the agricultural industry. This study econometrically analyzes the effects of the improvement in a farmer's access to capital on agricultural technical progress.

In the econometric model, the concept of state variables (Mundlak [16]) was introduced, and production, factor demand and technical progress functions were estimated in an inductive form. These are ad hoc models, but the effects of financial constraints on output, factor demand and technical progress can be evaluated.

Estimated functions were co-integrated and the parameters of financial constraints were significant. The results implied that modern agricultural techniques to progress there needs to be improvements in financial systems. The financial policies and restructuring of agricultural cooperatives in postwar Japan contributed to technical advances in farming.

1. はじめに

戦前日本の農村部では、政府による勧銀・農銀・信用組合の設立補助にもかかわらず、農家の資金不足が起こっていた。しかし、戦後の農協改革、政策金融による強力な支援により、徐々に資金制約は緩和されていった(註1)。特にその中でも1953年の農林漁業金融公庫の設置、1961年の農業近代化資金制度は農協系統資金と共に、その後の農家の技術進歩に大きな影響を与えたと考えられる。

しかし、このような政策金融、農協系統金融の農業技術への効果を定量的に分析した事例は多くはない。また、技術進歩のモデルは Hicks [9] による誘発的技術革新とそれを発展させた速水・Ruttan [8] のモデル(註2)、ソローの残差に

よる TFP, 研究投資による知識ストックの蓄積(註3)、ラーニング・バイ・ドゥーイング(註4)などがあげられるが、資金制約と農家の技術選択の連関を述べているものは多くはない。

そこで、本論文では既存の誘発的技術革新のフレームワークをもとに、技術進歩のメカニズムを整理し、農家の技術選択における資金制約の影響を分析する。

2. 技術進歩の時系列的推移

農林水産省『農家経済調査』、『農村物価賃金統計』をもちい、投入財・産出物・生産性の推移、投入財の結合度合いから技術進歩の方向性、農家の資金フローとの連関を分析する。データは農家経済調査の全国平均データを用い、期間は1951年から1991年までとする(註5)。産出は米、麦、

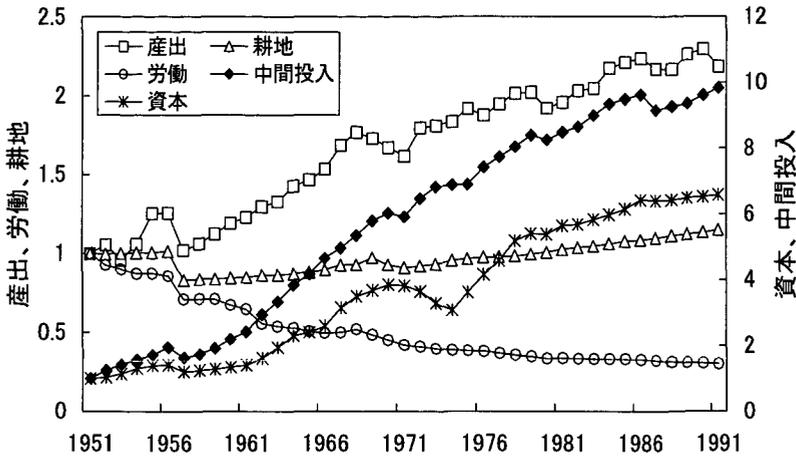


図1 産出、投入の推移

資料：農林水産省『農家経済調査』、『農村物価賃金統計』

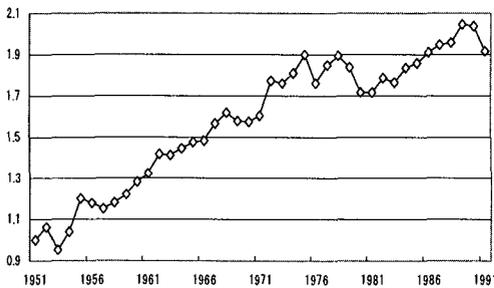


図2 日本農業の総合要素生産性 (TFP) の推移
 註) 1951年時点での標準化。

豆、雑穀、芋、野菜、果樹、工芸農作物、その他作物、酪農、養鶏、肉畜、その他収入を集計し、資本は農機具、自動車、建物、中間投入は肥料、飼料、種苗、農業薬剤、光熱動力費、諸材料、賃貸料、その他を集計した。集計方法としてテルクビスト数量指数を利用した。労働投入は、自家農業投下労働時間を利用し、女性労働時間は0.8を乗じ、能力調整した。

図1は生産物、投入財の推移を表したものである。これをみると、経営耕地がほぼ一定であるにもかかわらず、産出指数は期間中で約2倍にもなっている。これを説明するのが投入要素の増大であるが、労働投入が一貫して減少傾向を示しているのに対して、中間投入・資本は6～10倍と大きく伸びている。このような生産要素の結合比率

の変化は従来の誘発的技術革新の枠組みで解釈可能である。すなわち、労働力が都市部に流出する中、資本に対して労働の希少価値が高くなり、M過程において資本・労働の代替を促す技術体系へと変化し、BC過程においては、経営耕地の拡大が困難であるという日本の地理的条件から土地・中間投入を代替する技術進歩が起こったといえる。このような農業技術の近代化により、技術進歩においてバイアスを伴いながら、日本農業の生産性は大きく上昇していったと考えられる(図2)。

しかし、このような技術体系へのシフトは農業経営における現金支出を増大させる。具体的には、中間投入財の購入拡大は運転資金を増大させ、資本ストックの形成には長期金融の供与が不可欠となる。また、農業生産においては要素投入と利益の回収の間にラグがあるため、当期の支出をまかなうためには資産を取り崩すか、借り入れを行う必要がある。図3ではすぐさま取り崩しのできる流通資産(手持ち現金、貯蓄、売掛未収金)と、大きなラグがないと考えられる農外収入を足したもの(これを資産とする)、経営費のうち現金支出となるものと家計費を足し合わせたもの(これを支出とする)、そしてそれらの比率(資産/支出)を示している。この資産・支出比率が1を下回ると農家は自己資金のみで農業投資を行うことはできない。また、仮に1を上回っても資産の大

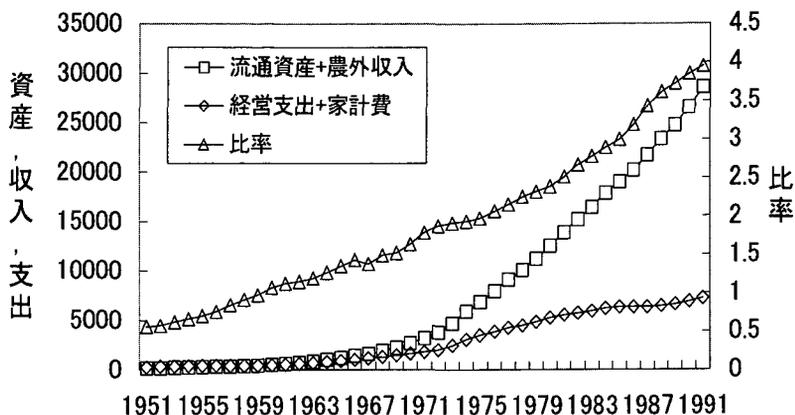


図3 農家経済の資産・支出の推移
資料：農林水産省「農家経済調査」

部分を取り崩さなければならない状況では、自己資金のみでの投資は難しい（註6）。1951年から1970年ごろまでは支出は資産と同程度かそれ以上であり、1980年代に達してもこの比率は2程度である。この様な状況において、農家が資産の「全額取り崩し」を行ってまで大きな農業投入を行うとは考えづらい。

このように、技術の近代化に伴う農業現金支出の増加を農家の自己資金のみでまかなうことは困難を伴い、このことから戦後の農協系統金融・政策金融による農村金融市場の整備は、農家の近代的技術の選択に大きく寄与したと考えられる（註7）。

3. 技術変化の理論的フレームワーク

前節で示したように戦後の農業技術は資本・中間投入集約的技術へとシフトしていった。これは、都市部への人口流出による農業労働の相対価格の上昇、土地の希少性による土地価格の上昇により技術進歩が誘発されていったと考えられる。このように技術進歩の方向性が生産要素の相対価格により決定されるシステムは従来の価格誘発的技術革新で説明でき、労働・資本の例を図4に示す。ここで P_0 、 I_0 、 i_0 は初期時点の相対価格、革新可能性曲線、等量曲線である。ここで、相対価格に変化が起こり P_1 となると相対価格が上昇した要素を節約する方向へ技術進歩のバイアスが働き、

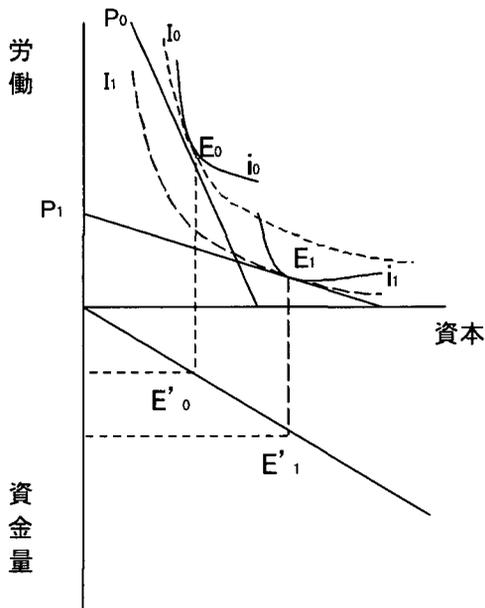


図4 資本集約的技術と資金量

新たな革新可能性曲線 I_1 上の技術 i_1 が選択される。しかし、前節で確認したように、このような資本と中間投入財を多用する近代技術は伝統的技術に比較して多額の運転資金を必要とするため、金融市場の整備による資金制約の緩和が不可欠となる。これを示すのが図4の第4象限であり、金融市場の不備により資金制約が効いてくる場合は機械・中間投入財の投入水準も制約され、選択される技

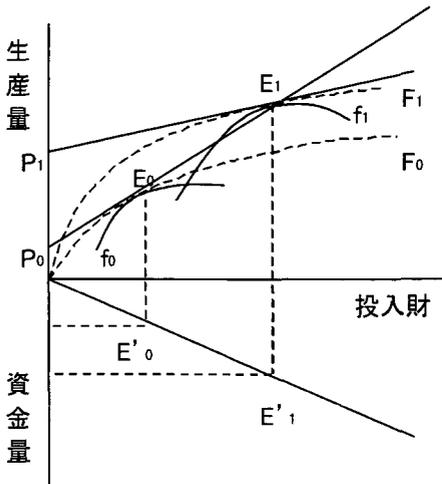


図5 多投入型技術と資金量

術にも影響を与えることとなる。

このような価格変化、資金制約、技術選択の関係は生産物価格と要素価格の間にも発生する。図5の横軸は現金支出を伴う投入財を集計したものである。この図においては技術進歩は生産物と投入財の相対価格の変化により誘発される。生産物の相対価格が上昇すれば、より高投入型の技術へとシフトする誘因が働くが、資金量に制約がある場合は、最適技術、投入水準は達成されない。戦後、農業生産物の相対価格は上昇していったが、これに対応して高投入型技術へシフトするには資金制約の打破が必要だったと考えられる。

このような、離散的な技術の選択の繰り返しは技術進歩の中身であると考えられる。また『農家経済調査』などの統計データでは、母集団における新技術選択農家の割合が大きくなるほど、平均データにおいて生産性は向上し、あたかも技術水準や偏向性が連続変数のように表れてくる。このため、平均データにおいて技術、偏向性を連続的な変数として組み込み、資金制約との関連を見ることにより、間接的に個々の農家の技術選択との関連を分析することができる。

既存の誘発的技術革新は相対価格の変化による技術進歩の方向性の決定をモデル化しているが、技術の選択に影響を及ぼすその他の変数に関する考察は多くはない。また、革新可能性曲線も所与である。これに対して渡辺 [23] のモデルは研究投資による革新可能曲線の形成をモデル化するも

のであり、そこでの技術進歩はホモジニアスであるため相対価格の変化は技術の決定に関して影響を及ぼさない(註8)。本稿のモデルではこれらの構造を踏まえつつ、技術進歩に影響を与える変数として農村金融市場の発展、すなわち農家の資金制約を定義している。このような、技術選択に影響を与える変数の導入はMudlak [16] により行われており、そこではこのような変数はstate variable (状態変数)として定義され、資本ストック・価格・地理的条件・制度等があげられている。本稿のモデルはこのような状態変数の内、資金制約に着目している。

4. 計測モデル

計測モデルでは技術選択に影響を及ぼす変数として価格、資金制約を明示的に取り込み、その他の状態変数のすべての傾向としてタイムトレンドを導入する(註10)。

$$y = F(x, s, t)$$

(y = 生産量, x = 投入財ベクトル,
 s = 価格・資金制約ベクトル,
 t = タイムトレンド) ……(1)

しかし、投入財の水準も価格と資金制約により決定されるので、観察されるデータは

$$y^* = F(x^*(s, t), s, t) = G(s, t)$$

(y^* = 実現された生産量,
 $x^* = s, t$ により決定される
 最適水準値) ……(2)

であり(註9)、投入財と状態変数を含んだ形での生産関数の推定は困難である。そこで、生産関数 F ではなく、状態変数のみで生産量の変化を説明する関数 $G(s, t)$ 、及び要素需要関数 $x(s, t)$ を推定することにより、技術選択における資金制約の影響を分析する。

$$\ln y = \ln G(s, t) = \alpha + \beta \ln s + \gamma t$$

$$\ln x = \delta + \lambda \ln s + \rho t$$

($\beta, \delta, \lambda, \rho$ はベクトルおよび行列) ……(3)

また、技術の偏向性への影響を分析するために、次の式の資金制約項のパラメータの有意性検定を行う。

$$\ln \frac{k}{w} = \phi + v \ln s + \phi t$$

(k は資本, w は労働) ……(4)

具体的には、資本需要関数と労働需要関数を方程

式体系で推定し直し、資金制約項のパラメータの大小関係を検定する。(4)式において資金制約項のパラメータは資本需要関数と労働需要関数の資金制約項のパラメータの差になっており、この値が正であれば、資金制約の緩和が資本集約的技術を誘発したといえる。

ここで、推定の安定性を確保するため、土地に関しては固定的要素とみなし、生産量・投入量は全て土地単位当たりとする。その他の投入要素は労働、資本（農機具、自動車、建物）、中間投入財（肥料、飼料、農業薬剤、光熱動力費、諸材料、賃貸料、その他）とする。状態変数としては生産物価格、投入財価格（労働・資本・中間投入）、資金制約の代理変数として農家負債残高を利用する。農家負債残高は農家の実現した資金需要を表す。資金制約が緩和されることにより農家の資金需要はより満たされるので、資金制約の代理変数として利用可能であると考えた。資本価格はストックに対応したユーザーコストを以下の計算式より求めた。

$$P_k = U_k + \frac{(1-d)P_k}{1+r}$$

$$U_k = \frac{rP_k + dP_k}{1+r}$$

(P_k = 資本購入価格,

U_k = 資本ユーザーコスト

r = リスクフリー収益率,

d = 減価償却率) ……(5)

リスクフリー収益率には銀行の定期金利を、農機具減価償却率には耐用年数8年を仮定し0.25を、建物減価償却率には耐用年数50年を仮定し0.04を利用した。またユーザーコストは本来、今期の価格と来期の期待価格の差によるキャピタルゲイン効果を差し引くものであるが、今回は短期においては農家の農機具・農用建物期待価格は変化しないと仮定した。

それぞれのカテゴリーの集計には数量指数・価格指数ともにテルクピスト指数を使用した。データは農水省『農村物価賃金統計』『農家経済調査』の全国平均の1951年から1991年までを利用した(註11)。時系列データであるので、共和分検定により、長期の関係式が存在するかどうかを検定する(註12)。

上記の第1モデルでは資金制約が技術の選択に影響を及ぼすのか、投入水準にのみ影響を及ぼすのか判別することはできない。そこで、この点を補完するため、技術水準を表す指標と状態変数の関係を表す式として次の第2モデルを推定する。

$$\text{Intech} = \eta + \omega's + \sigma t \dots\dots(6)$$

ここでの状態変数は生産物価格、農業生産資材総合価格指数、農家負債残高とする。技術の代理変数としてはTFPを用いる(註13)。

5. 計測結果

ここで、生産量は Y 、中間投入財は v 、資本は k 、労働は w 、生産物価格は py 、中間投入財価格は pv 、資本価格は pk 、労賃は pw 、農業生産資材総合価格指数は pi 、資金制約は f 、タイムトレンドは t とする。

関係式の推定に先立って、PP検定を行ったところ、全ての変数において次数1で和分していた(表1,表2)。このため、関係式が時間経過の中で安定的であるためには共和分をしている必要がある。また、パラメータの有意性を検定する t 値も修正する必要がある(註14)。

共和分検定は、生産関数とTFP回帰式においては回帰残差に対してPP検定を行い、要素需要関数に関してのみ回帰残差に対する単位根検定とECM誤差修正項の有意性検定の両方を行う(註15)。また、ECMによる検定では、共和分ベクトルは実際は未知であるので、

$$\Delta y_{1t} = r' \Delta y_{2t} + \Pi' y_{t-1} + \mu_t$$

$$(\Pi' = \alpha(1, -\beta'), y_t' = (y_{1t}, y_{2t})')$$

$$H_0 : \Pi = 0 \quad H_1 : \Pi \neq 0 \dots\dots(7)$$

をウォルド検定で行う(註16)。

推定結果は表3, 4, 5のとおりである。推定は全ての式に関してトレンドありとなしの両方のモデルを行った。共和分検定の結果、トレンドありのモデルでは回帰残差に対する検定で労働需要関数においてのみ有意に共和分の関係が見ることができ、ECMによる検定では資本・労働需要関数に共和分の関係が現れている。トレンドなしのモデルでは回帰残差に対する検定で生産関数、TFP回帰式に有意に共和分の関係が見られる。資本・労働需要関数では回帰残差に対する検定では有意な結果を得ていないものの、ECMによる

表1 単位根検定の結果1

	Y	V	K	W	f	tfp
t	0.845	2.087	1.737	3.81	2.415	1.127
t(階差)	-5.700***	-3.328***	-2.844***	-3.565***	-2.831***	-6.209***

注1) *, **, ***はそれぞれ10%, 5%, 1%水準で単位根の存在を棄却する。
 注2) 2行目は変数の階差をとっての検定結果。

表2 単位根検定の結果2

	PY	PV	PK	PW	PI
t	2.172	1.39	1.869	3.316	1.544
t(階差)	-2.587**	-3.628***	-3.429***	-1.689*	-3.074***

注1) *, **, ***はそれぞれ10%, 5%, 1%水準で単位根の存在を棄却する。
 注2) 2行目は変数の階差をとっての検定結果。

表3 計測結果

	intercept	PY	PV	PK	PW	PI	f
Y	-0.01 (-0.255)	0.061 (0.285)	-0.734*** (-4.421)	0.126 (0.944)	0.161* (1.311)		0.071* (1.461)
K	-0.064 (-1.184)	0.866*** (2.889)	-0.211 (-0.909)	-0.965*** (-5.176)	0.035 (0.201)		0.390*** (5.715)
W	-0.005 (-0.107)	0.376* (1.406)	-0.439*** (-2.124)	0.179 (1.074)	-0.473*** (-3.109)		-0.051 (-0.843)
V	0.09 (1.295)	0.675** (1.767)	-1.924*** (-6.487)	0.138 (0.579)	0.245 (1.119)		0.236*** (2.715)
tfp	-0.047 (-0.998)	0.267 (1.102)				-0.265 (-1.056)	0.130*** (3.069)

注1) 下段は修正t値。
 注2) ***, **, *はそれぞれ有意水準1%, 3%, 5%。

表4 共和分検定の結果(トレンドありモデル)

	Y	K	W	V	tfp
補正決定係数	0.969	0.993	0.995	0.994	0.944
tau	-4.419	-4.282	-4.450*	-3.721	-3.819
wald		6.00**	24.15***	1.01	

注1) *, **, ***はそれぞれ10%, 5%, 1%水準で回帰残差の単位根の存在を棄却する。
 注2) tauは回帰残差に対する単位根検定統計量。
 注3) waldはECMにおける全てのラグ付変数の有意性検定統計量。

表5 共和分検定の結果(トレンドなしモデル)

	Y	K	W	V	tfp
補正決定係数	0.966	0.993	0.991	0.993	0.945
tau	-4.617*	-4.278	-3.317	-3.929	-3.814*
wald		6.80***	19.18***	1.14	

注1) *, **, ***はそれぞれ10%, 5%, 1%水準で共和分していないという仮説を棄却する。
 注2) tauは回帰残差に対する単位根検定統計量。
 注3) waldはECMにおける全てのラグ付変数の有意性検定統計量。

表6 資金制約パラメータの大小関係の検定

	F 値	Pr>F
統計量	62.23	0.0001

註) 検定は、労働需要・資本需要の両式を方程式体系で推定し、パラメータの大小関係を F 検定により行った。

検定では有意に共和分の関係が現れている。中間投入に関する需要関数はいずれの方法でも共和分の関係は有意に現れなかったが、生産関数が共和分していることから関数形が問題となっていると考えられる。ここから、トレンドなしのモデルの方が安定した推定結果を示しているといえるので、以後の考察はトレンドなしのモデルにより行う。

生産関数の要素価格パラメータを見ると、資本・労働価格のパラメータが正値を示している。技術が価格の影響を受けないのであれば、投入量は生産物価格に関して正の相関、要素価格に関して負の相関をもつ。ここから、要素価格の変化が技術の変化を誘発していることがわかる。資金制約のパラメータも有意に正値を表しており、資金制約の緩和が技術進歩を誘発していると考えられる。

資本・労働需要関数においては、互いの交差価格弾力性は正値を取っており、また、中間投入財との交差価格弾力性は負値をとっている。このことは、資本・労働が代替関係、資本・中間投入、労働・中間投入が補完関係であることを示しており、生産技術が M 過程 $M(K, W)$ と BC 過程 $BC(V)$ から成り立っていることがわかる。資金制約のパラメータは資本需要関数において正値、労働需要関数において負値となっている。方程式体系で資本需要関数の資金制約パラメータと労働需要関数の資金制約パラメータの大小関係を F 検定により行ったところ、1%有意水準で資本需要関数の資金制約パラメータが大きいことが示された(表6)。このことにより、(4)式において資金制約項のパラメータが正値であることがわかり、資金制約の緩和が資本集約的技術を誘発したといえる。

tfp 回帰式では生産物価格のパラメータが正値、投入財価格のパラメータが負値をとっており、生産物価格の相対価格の上昇が技術進歩を誘発していることがわかる。また、資金制約のパラメータが有意に正値をとっており、生産関数の計測結果

とあわせて、資金制約の緩和が技術進歩を誘発しているといえる。

これらの結果から戦後日本の農業技術の進歩は、農家の価格に反応した技術の選択行動のみならず、金融市場の整備による農家の資金制約の緩和が大きな役割を果たしていた事がわかる。

6. 結論

本論文は農家の技術選択メカニズムに関して、従来の誘発的技術革新のフレームワークを拡張し、資金制約と技術進歩の関連を定量的に分析することを課題とした。

戦後日本において、相対価格の変化に反応して農業技術は資本・中間投入財集約的な近代的技術へとシフトしていった。このことにより農業生産性は要素結合比率にバイアスを伴いながらも、1951年から1991年の間に約2倍上昇した。このような技術は農業経営においてより多額の現金支出を必要とした。しかし、農業経営においては投入から産出までの間に大きなラグがあり、これら資金を農家の自己資金のみでまかなうことは困難であったと考えられる。このため、政策金融や農協系統金融による農業金融市場の整備は、農家の近代的技術の選択に対して大きな寄与があったと考えられる。

これらの仮説のもと、時系列データにより資金制約・相対価格の生産量・技術への影響を分析したところ、長期に安定的な共和分ベクトルが検出され、資金制約パラメータも生産関数、資本需要関数、TFP 回帰式に関して有意な値をとった。このことは、農家の近代的技術の選択には資金制約の打破が必要であり、戦後日本の政策金融・農協系統金融による農村金融市場の整備が、農業技術の近代化に寄与したことを示している。

従来、技術進歩に関する分析は、農家行動のメカニズムに関しては相対価格の変化への反応が主な論点であった。しかし、農家の技術選択へ与える変数は相対価格だけではない。本論文は農家の技術選択を制約するものは何か、という問題に対して資金制約という要因に焦点を当てた。技術進歩にはもちろん公的研究開発投資・公共事業といったマクロ的な要素も大きな影響を与えるが、それ以上に農家のミクロ的行動の中に技術の進歩

を決定付ける重要な要素があると考えられる。そのため、「状態変数」という概念は技術の定着要因の分析、技術移転論という領域において非常に有意義な視点をもたらす。今後も生産リスク、価格リスク、制度、インセンティブなど様々な要因の分析を行う必要があるといえる。

註

(註1) この理由として、農協の総合農協化による農家情報の収集効果や、農地解放による小農の信用能力の向上が考えられる。

(註2) 誘発的技術革新の理論は Hicks [9] により始まり、Ahmad [1] により定式化された。このフレームワークを発展させつつ日本の農業技術を分析したものとして Hayami・Ruttan [8], Kuroda [12] などがある。また、Ruttan [20] では日米間の比較が行われている。(近年のサーベイは Ruttan [21] に詳しい。) これら誘発的技術革新理論では相対的に希少な要素を節約すべく、革新可能性曲線上の技術が選択される。この分野の実証の多くは費用関数を時系列データにより推定し、技術進歩のバイアストrendを検定するものである。同様の理論的枠組みで、時系列データの和分、共和分過程を考慮に入れたものとして、鬼木 [17] や Thirtle・Townsend・Zyl [22] がある。

(註3) 研究機関による R&D の効果を分析する試みは、Griliches [7] の社会的厚生分析に始まり、その後、技術や生産性への直接的な影響が分析された。日本の農業技術での同様な分析も数多くなされており、Kuroda [13] や、近年のサーベイとして渡辺 [23] がある。

(註4) ラーニング・バイ・ドゥーイングは農家の試行錯誤を通じて技術が進歩していく過程である。たとえば、資本投資の過程でさまざまな試行錯誤をする誘因が生じるとする鬼木 [18] や、公的研究機関の成果と農家の新技術に対する試行錯誤を分析した Biggs・Clay [2] がある。

(註5) 1991年より償却資産の内訳が変更され、データ接続に大きなギャップが生じたため、1992年以降のデータは利用していない。

(註6) 加藤 [11] によれば、この様に農家が自己の資産を農業経営から退避させる行動の理由として、価格にかかわる不確実性、制度にかかわる不確実性等をあげている。このような不確実性が大きな場合は、緊急用の資金として手元に流通資産を残しておく傾向がある。

(註7) 今回の分析においては、農家にとっての資金

不足が金融市場における均衡利率が高いためなのか、情報の不完全性等による信用割当のためなのか識別されていない。この点に関しては再考が求められる。

(註8) ホモジニアスな技術進歩は、シフト後の生産関数・等量曲線が古い生産関数・等量曲線と交わらないものをさす。この場合、新技術が登場すると、全ての生産者は新技術を採用する。このような技術は技術選択において相対価格は影響を与えない。これに対して、二つの技術の生産関数・等量曲線が交わる場合は相対価格の変化が技術選択に影響を与えることとなる。

(註9) ここでの行動原理は利潤最大化とする。

(註10) このため、今回の計測サンプル内での資金制約に関する有意性を分析することはできるが、他の状態変数が著しく異なるような地域、時点へのシミュレーション予測の適用は困難である。

(註11) 1991年において減価償却資産の内訳が変更され、データ接続に大きなギャップが生じたため、これ以降のデータは利用しなかった。

(註12) 近年、計量経済学分野では、時系列データの多くは平均のみならず分散においてもトレンドを含み、この結果、タイムトレンドを導入しても見せかけの回帰が起こることが指摘されている (Granger・Newbold [6])。このため、推定された回帰式が見せかけのものかどうかを判別するには共和分検定を行う必要がある。近年の共和分分析のサーベイは Maddala [15] に詳しい。また、共和分分析の枠組みを利用し技術進歩の計量分析を行ったものとして、鬼木 [17], 鬼木 [18], Thirtle・Townsend・Zyl [22] があげられる。しかし、Thirtle・Townsend・Zyl [22] においては、理論的に外生変数を含む条件付要素需要関数を VAR による計測を行うなどの混乱も見られる。また、これらの論文や本稿にも共通する問題として、サンプル数の少なさが挙げられる。単位根検定、共和分検定で利用する分布は漸近分布であり、大標本に適したものである。そのため、小標本においては真の分布と漸近分布の間に誤差が生じている可能性はある。

(註13) TFP は Diewert [4], Diewert [5] に基づき次のような定式化を行った。

$$Y = F(x, t)$$

$$TFP_t = \frac{t_t}{t_0} = \left(\frac{Y_t}{Y_0} \right) \prod_i \left(\frac{x_{i0}}{x_{it}} \right)^{\frac{1}{2} \left(\frac{\partial \ln F_t}{\partial \ln x_{i0}} + \frac{\partial \ln F_t}{\partial \ln x_{it}} \right)}$$

ここで、市場が完全競争で、生産主体が関数 F に基づいた利潤最大化を行っているのならば、

$$\frac{\partial \ln F}{\partial \ln x_i} = \frac{\partial F}{\partial x_i} \frac{x_i}{F} = \frac{W_i x_i}{P_i F} = \frac{W_i x_i}{\sum_j W_j x_j}$$

となり、ウェイトに各生産要素のコストシェアを用いることができる。しかし、TFPには技術の進歩のみならず、規模拡大の効果も含まれる。このため、資金制約の緩和が技術へ影響を与えたのか、規模拡大に影響を与えたのか厳密な識別はできない。

(註14) t値には以下の修正を行った。

$$\text{修正 } t \text{ 値} = \sqrt{\frac{1-\rho}{1+\rho}}$$

この修正により t 値は漸近的に標準正規分布に従う。

Phillips・Park [19] 参照。

(註15) 単一方程式における共和分検定の方法は、OLS 残差に対して単位根検定を行うもの、

$$y_{1t} = \beta' y_{2t} + u_t$$

$$u_t = \rho u_{t-1} + e_t$$

$$H_0 : \rho = 1 \quad H_1 : |\rho| < 1$$

と、ECM (誤差修正モデル) により、誤差修正項の有意性を検定する

$$\Delta y_{1t} = \gamma' \Delta y_{2t} + \alpha(y_{1t-1} - \beta' y_{2t-1}) + u_t$$

$$H_0 : \alpha = 0 \quad H_1 : \alpha \neq 0$$

の二つがある。回帰残差に対して単位根検定を行うタイプは現在広く利用されているが、この方法は検出力が弱く、共和分していないという仮設が偽であるにも関わらず、それを棄却しない場合が多いことが指摘されている。次の二つのモデルを考える。

$$\text{Model 1} \quad y_t = \beta x_t + u_t, u_t = \rho u_{t-1} + e_t$$

$$\text{Model 2} \quad y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 x_t + \alpha_3 x_{t-1} + e_t$$

model 1 が共和分回帰の推定における定式化であり、model 2 は動学的な構造を取り込んだ定式化である。この二つは $\alpha_1 \alpha_2 + \alpha_3 = 0$ のとき等しくなる。つまり、共和分回帰においては動学的な構造に暗黙の内にこの制約をかけることになり、この制約が偽である時、共和分回帰からの残差テストは誤った結論を導き出すこととなる (Maddala [15])。また、単位根検定や共和分検定で利用する分布は全て漸近分布であり、これを小標本に適用すると過剰に単位根の存在を示唆することが知られている (size distortion)。ECM による検定はこの点を補うものではあるが、ECM による定式化が困難な場合は適用しづらいという欠点を持つ。本稿のモデルにおいても、要素需要関数に関しては前期の誤差を次期に修正するように農家が行動することは説明できるが、生産関数や TFP 回帰式において、前期に

理論値より高い数値を示した場合、次期においてそれが生産量や TFP を引き下げる方向に働くことは説明不能である。

この他にも、VAR による検定として Johansen [10] の方法がある。(Johansen 参照。)しかし、この方法はモデル内において全ての変数が内生変数として取り扱われるので、今回の計測では適用できない。Maddala [15] が近年のこの他の検定方法のサーベイが詳しい。

(註16) Boswijk [3] においてはウォルド統計量の臨界点をモンテカルロ実験でもとめているが、本稿においては Maddala [15] にない、通常のウォルド分布を用いた。

参考文献

- [1] Ahmad, S. "On the Theory of Induced Innovation" *Economic Journal*, Vol. 76, 1966, pp. 344-357.
- [2] Biggs, S.D., and E.J. CLAY. "Sources of Innovation in Agricultural Technology" *World Development*, Vol. 9, No. 4, 1981, pp. 321-336.
- [3] Boswijk, H.P. "Testing for an Unstable Root in Conditional and Structural Error Correction Models" *Journal of Econometrics*, Vol. 63, 1994, pp. 37-60.
- [4] Diewert, W.E. "Exact and Superlative Index Numbers" *Journal of Econometrics*, Vol. 4, 1976, pp. 115-145.
- [5] Diewert, W.E. "Superlative Index Numbers and Consistency in Aggregation" *Econometrica*, Vol. 46, No. 4, 1978, pp. 883-900.
- [6] Granger, C.W.J., and P. Newbold. "Spurious Regressions in Econometrics" *Journal of Econometrics*, Vol. 2, 1974, pp. 111-120.
- [7] Griliches, Z. "Research Cost and Social Returns: Hybrid Corn and Related Innovations" *Journal of Political Economy*, Vol. 66, 1958, pp. 419-431.
- [8] Hayami, Y. and V.W. Rutann. "Resource Constraints and Technical Change" in Hyami, Y. and V.W. Rutann, eds. *Agricultural Development: an International Perspective*, THE JOHNS HOPKINS PRESS, 1971, pp. 111-135.
- [9] Hicks, J., *The Theory of Wages*, London: Macmillan, 1963 (邦訳『賃金の理論』, 内田忠寿訳, 東洋経済新報社, 1965.)
- [10] Johansen, S. "Likelihood-based inference in cointegrated vector auto-regressive models" Oxford

University Press, 1995.

- [11] 加藤譲「農業における技術革新と金融」神谷慶治(編)『技術革新と日本農業』, 1970, 大明堂.
- [12] Kuroda, Y. "Biased Technological Change and Factor Demand in Postwar Japanese Agriculture, 1958 - 84", *Agricultural Economics*, Vol. 2, 1988, pp. 101-122.
- [13] Kuroda, Y. "Research and extension expenditures and productivity in Japanese agriculture, 1960-1992", *Agricultural Economics*, Vol. 16, 1997, pp. 111-124.
- [14] Mackinnon, J.G. "Critical Values for Cointegration Tests" in Engle, R.F. and C.W.J. Granger, eds., *Long-Run Economic Relationships*, Oxford University Press, 1991, pp. 267-276.
- [15] Maddala, G.S. and In-Moo Kim, *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change* CAMBRIDGE UNIVERSITY PRESS, 1998.
- [16] Mundlak, Y. "ch12 Agricultural Productivity" in Mundlak, Y., *Agriculture and Economic Growth THEORY AND MEASUREMENT*, Harvard University Press, 2000, pp. 353-389.
- [17] 鬼木俊次, 「誘発的技術変化仮説の検証: 時系列分析によるアプローチ」, 日本農業経済学会論文集, 1997, pp. 1-3.
- [18] 鬼木俊次, 「日本の稲作における資本体化的技術進歩」, 日本農業経済学会論文集, 2000, pp. 36-38.
- [19] Phillips, P.C.B., and J.Y. Park, "Asymptotic Equivalence of Ordinary Least Squares and Generalized Least Squares in Regressions with Integrated Regressors", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. March, 1988, pp. 111-115.
- [20] Ruttan, V.W. "Induced innovation and agricultural development" *FOOD POLICY*, August, 1977, pp. 196-216.
- [21] Ruttan, V.W., *Technology, Growth, and Development An Induced Innovation Perspective*, OXFORD UNIVERSITY PRESS, 2001.
- [22] Thirtle, C., R. Townsend, and J. van Zyl, "Testing the induced innovation hypothesis: an error correction model of South African agriculture" *Agricultural Economics*, Vol. 19, 1998, pp. 145-157.
- [23] 渡辺浩史, 「公的機関の農業試験研究による技術知識のスピル・オーバー効果」, 北海道大学大学院農学研究科修士論文, 2001.