

途上国農村部の不完備市場への 近代的金融仲介の浸透過程

——東北タイにおける農業・農協銀行（BAAC）の事例から——

三 重 野 文 晴

1 本稿の目的と視点

途上国農村部における中規模以下の農業活動への近代的で安価な信用供給をどのように実現するかという農業小口金融の問題は、開発経済学において古くから存在するイシューである。しかし最近では農村の貧困層への信用供給とともに識字率の向上や技術指導などの活動、住民の組織化の働きかけなどを平行して行ういわゆる“マイクロ・クレジット活動”の成功が注目を集めており、それに伴って農村の金融市場に存在する取引費用のより詳細な要因を検討して、市場の失敗とその補完の方法を見いだそうとする努力が研究者の間で盛んになっている。

このような最近の研究が持つ視点を、Hoff and Stiglitz (1990) に倣って整理すると、農村の金融市場の失敗の要因はおもに情報の非対称性 (Asymmetric information) と契約執行の強制手段の欠如 (Problem of enforcement) の2つにもとめることができる。農村で観察される市場連関取引 (Interlinkage) や貯蓄組合などの住民組織はそうした構造の下で一定レベルの金融取引を可能にすべく農村の主体間で選択されてきた工夫であると考えられる。途上国において行われてきた安価な信用供給を目的とする農業政策金融のプログラムはこのような金融市場の機能不全の構造に対する配慮に欠けていたために多くの失敗を経験した。

しかしながら他方で、在来的な金融取引手段は長期的な最善解からみれば極めて非効率な次善解にすぎないのも事実である。そこにはさまざまな形式

の外部性が存在し、その内部化のための政策介入の方策があり得るのである。その第1は情報の非対称性や強制手段の欠如等の問題を短期的な前提として、農村の金融取引に関する改善のスキームを導入することである。Stiglitz (1990), Besley and Coate (1995) は貧農への貸出に連帯保証制度を導入することによって、信用割当を緩和し、厚生状態を改善する余地があることを理論的に示している。第2は、農村部の金融市場と他市場との間の外部性に注目して、長期的な最善解にむけての政策努力をおこなう方法である。たとえば、社会資本の拡充や土地所有権の確立等が金融市場の市場機能の十全化に大きな効果を持つことが指摘されている (Hoff and Stiglitz (1990))。しかしながら、一般に未発達な経済の下では金融仲介機関の情報生産能力の欠如など金融市場それ自体に失敗の余地が内包されている (Hellmann・Murdock・Stiglitz (1996))。したがって、第3に金融に関するインフラの整備や金融機関の情報生産能力の効率的な向上の方法が政策的問題として重要性をもっている。情報生産能力は一般に固定費用としての性格を持っている。とりわけ単位当り貸出規模の小さい農業小口金融の業務は費用逓減産業の性質を持つ可能性がある。しかも、そうした情報生産能は先行投資によってではなく特定地域における業務活動経験の蓄積等によって蓄積されていくものであると考えられ (Teranishi 1995)、その過程における補助金が正当化される可能性がある。あるいは、地域の在来金融の主体を金融機関の営業拠点に取り込むことによってより効率的に農村部における金融システムを整備するという方法が有効性を持つ可能性がある (Jain (1996))。

第2、第3の論点は、農村部における近代的金融活動の浸透の条件を探る議論としては共通性をもっている。しかし、このような議論への関心が高まる一方で、こうした浸透過程の存在と構造を計量的に検討する研究はこれまでのところ非常に少ない。本稿の目的は、タイ農業・農協銀行（以下農業・農協銀行又はBAAC）の東北タイにおける各支店の財務データを用いてこれを試みることにある。

農村部における高い取引費用の金融機関の財務構造への顕在化としてこれ

まで観察されてきた現象は以下の 2 通りある。第 1 は、顧客のサーチ、契約のための交渉・監視などのための営業費用が高い取引費用を反映して大きくなる点である。第 2 は、顧客の返済能力の評価や監視の難しさや担保の不在などから、貸倒損失が高水準となってしまう点である。本稿では、BAAC の営業拠点における取引費用の度合いをこれらの 2 指標の変化によってとらえることを試みる。

また、本稿では取引費用に影響を与える環境要因として大まかに 2 種類の項目に注目している。第 1 は、農村部における金融市場の機能化に影響を与えると考えられる社会資本、農業協同組合の活動水準などの外生的環境である。分析ではこれらの要因が取引費用を緩和するかたちで機能しているか否かを定性的に検討する。社会資本の効果は前述の議論のうち、農村の金融市場と他市場との間の外部性に対応するものである。第 2 は、BAAC それ自体の特定地域における活動経験の効果である。これは、農村部における金融インフラの整備の議論に対応したものであり、農村の金融市場に関する金融インフラの普及とその機能化が活動経験を通じた地域情報および情報生産能力の蓄積に依存していると考えられるためである。この議論については定性的効果に加えて、通事的な定量的効果の推計をも試みる。

本稿の構成は以下である。第 2 節では BAAC とその東北部における支店の活動の概要について整理する。第 3 節では取引費用に影響をあたえる環境要因を設定しこれらと支店の財務の諸計数の間の大まかな相関関係を検討する。第 4 節では分析の枠組みを明確化するために農業銀行の主体均衡モデルを設定し、営業費用と貸倒損失の推定方法について検討する。続く第 5 節で推定結果を吟味する。第 6 節において議論をまとめる。なお、本稿における分析で用いられる各支店のデータは 1993 年度の東北タイ 82 支店のバランスシート、損益表および労働者数データである¹⁾。

2 農業・農協銀行の東北タイにおける活動

農業・農協銀行は、農協への資金供給を主目的としていた協同組合銀行

表 1 店舗数の推移

	全　　タイ	東北タイ	(うち県支店)	(うち郡支店)
1966	-	1	1	0
1970	-	12	12	0
1975	-	16	16	0
1980	-	16	16	0
1985	-	18	18	0
1986	-	18	18	0
1987	-	19	18	1
1988	-	33	19	4
1989	-	41	19	12
1990	167	45	20	25
1991	218	57	20	37
1992	264	70	20	50
1993	304	82	20	72
1994	364	103	21	82
1995	493	144	21	123

出所：Annual Report BAAC, 各年度版および BAAC（本店）
資料

(Bank for Cooperatives) が 1966 年に改編されて設立された政策金融機関である。その主業務は農業および農家組織（農協 (Cooperatives) および農家組合 (Farmers' Association)）への資金貸付とされているが、後者への貸出は年々低下する傾向にあり、1993 年には貸出の 84.7% が個人農家向け貸出となるに至っている。同行はバングラディッシュのグラミン銀行と並んで、農業小口金融の成功例とされることが多い。すなわち、土地担保の少ない中小規模農家への貸出における高い取引費用にさらされているながら、高い収益を維持しており補助金への依存率も低い。また、貸出の回収率が高く貸倒損失が比較的低い水準にとどまっている²⁾。

東北タイにおいて農業・農協銀行は 1966 年にウドンタニ県に支店を初め

表2 金融機関の店舗数(1993年)

	全タイ	バンコク首都圏	非バンコク	(東北タイ)
商業銀行	2700	757	1943	385
商業銀行平均	180	51	130	26
農業銀行	304	1	303	82

出所: Annual Report BAAC 1993, Commercial Banking in Thailand
1990, 1993

注: 商業銀行の東北タイにおける数値は1990年の数値に全体の伸び率を
乗じて推計した値

て開設して以来次々と支店網を拡充してきた。東北タイは1993年の現在で21の県から構成されているが、表1から明らかなように1960～1970年代には各県(Changwat)に県支店を設立する形での支店網の拡充が中心であった。しかし1980年代後半以降、県支店の統轄下においていくつかの郡(Amphoe)の業務を担当する郡支店の充実に重点を移してきている。その結果、支店数は近年大きく増加しており、表2に示されているように、1993年には非バンコク地域における支店数は商業銀行1行あたりの2倍強、東北タイにおいては3倍強となっている。

表3は、農業・農協銀行全体と東北タイ支店全体の資産・負債の構成を比較したものである。この表から東北部支店のいくつかの特徴を窺うことができる。まず、支店の資金調達に占める預金の水準は全体と比較して非常に低い。すなわち、預金の全負債に占める比率が全体で約58%であり、その約44%が政策的強制のない民間預金であるのに対し、東北支店のそれは預金全体で総負債の約33%を占めるにすぎない。それゆえに、支店は貸出活動の原資を本店で調達される資金に大きく依存している。東北各支店は預金以外の資金調達をすべて本店勘定に依存しており政府、中央銀行、海外、債券・手形による借入は東北支店が直接行うことは皆無である。その一方で資産に占める貸出の比率は全体の平均より高いため預貸比率も0.3596と著しく低い値となっている。データのカバレッジが銀行全体と東北支店に限られているため確定はできないが、上のような手段による資金調達の大宗はバン

表3 農業・農協銀行の資産・負債表 (全タイおよび東北タイ) (単位: 100 万バーツ)

	全タイ	東北タイ		全タイ	東北タイ
資産	貸出	69,926.00 (82.30%)	負債	預金	49,056.60 (57.74%)
	その他金融資産	10,393.00 (12.23%)		うち民間からの預金	n.a n.a
	実物資産その他	4,644.00 (5.47%)		うち商業銀行預け金	n.a n.a
	資産合計	84,963.95 (100.00%)		借入	26,265.10 (30.91%)
負債比率 預金・借入金比率			資本勘定 (本店勘定)	負債合計	75,321.70 (88.65%)
				資本勘定	6,454.00 (7.60%)
				本店勘定	0.00 (0.00%)
				その他 (贈与 新規増資分など)	3,187.00 (3.75%)
預貸比率		70.16%	負債 + 資本勘定	84,962.70 (100.00%)	26,303.88 (100.00%)
預金・借入金比率		186.77%			

資料: Annual Report 1993, BAAC, 支店別資産負債表 (BAAC 本店資料)

注: 資産と負債 + 資本勘定の合計値の間に若干の誤差が残っている。(資料においても誤差がある原因は不明)

コクにある本店で行われていると考えられるため、こうした構造はバンコクから東北へのネットの資金移転を意味している。商業銀行の東北タイにおける預貸率は1を越えており(1993年のウボンラチャタニで1.02, 1991年のコンケンで2.35), 農業・農協銀行は東北タイにおける資金フローについて、商業銀行と補完的な機能を果たしていることになる。なお、資産に占める実物資産の比率は東北支店の方が低く、このことは東北支店の生産活動が相対的に資本集約度が低いこと示唆している。

3 環境要因と支店の財務指標の相関

本稿における分析では取引費用に影響をあたえと考えられかつデータが入手可能な変数のうち表4に示す項目について検討をおこなう。まず、外生的環境についてはインフラ(社会資本)と農村組織について検討する。前者については交通インフラ・通信インフラ・電力の普及の3つの指標が、後者については農業協同組合の活動水準が検討の対象である。インフラの普及は移動経費・交渉経費等の取引費用を逓減させるのみならず、それによる土地

表4 環境要因に関する変数

環 境 の 種 類		変 数	計数の 地域単位	サンプ ル数
社会資本 (インフラストラクチャ)	交通インフラ	路線バス数(注1)/人口	県別	35
	通信インフラ	電話回線数/戸数	県別	35
	電力の普及度合い	電化村率(注2)	郡別	35
農業協同組合の活動水準		農協数/非市街地人口	郡別	35
		農協組合世帯数/非市街地人口	県別	35
支店の活動経験の蓄積		支店の営業年数	支店別	62
(県支店の属性)		県支店・郡支店の別	支店別	82

計数はRegional Report by Changwat, 1993. 1991 各県版およびBAAC 年次報告書から作成されている。

注1: Land Transport Act にもとづく登録路線バス台数

注2: 電化率とは電力が到達している村の比率である。ほとんどの郡で90%以上である。

表 5 財務諸表間および財務諸表と環境変数間の相関係数

	収入/総資産	営業支出/総資産	貸倒引当金/総資産	貸 出
収入/総資産	1.0000			
営業支出/総資産	0.3239	1.0000		
貸倒引当金/総資産	-0.0132	0.0937	1.0000	
貸出	0.2603	-0.4229*	0.0472*	1.0000
人口あたり路線バス台数	-0.3245	-0.4295*	-0.2383	0.2374
戸数あたり電話回線数	-0.2248	-0.2508	-0.1337	0.1168
人口当たり農協数	0.2572	0.1704	-0.0537	0.1190
人口あたり農協組合世帯数	0.4124*	0.1104	-0.1421	0.0516
電化村率	0.3158	0.3304	0.0726	-0.1929
支店の営業年数	0.3714*	-0.0075	-0.1103	0.5852**

注 *は5%, **は1%で有意であることを示す。

サンプル数 35 の両側検定における 5%, 1% 有意水準の閾値はそれぞれ 0.334, 0.430 である。

市場や要素市場の機能化が金融市場に外部効果をもたらす可能性がある (Hoff and Stiglitz (1990)). また、在来取引主体との関係については農業協同組合の活動水準を導入する。すなわち、農業協同組合が BAAC との関係で効率的な情報ネットワークを形成し、農村の金融取引における取引費用の節約（あるいは反対にロス）をもたらしているとすれば、農業協同組合の活動が活発な地域では BAAC の営業支出や貸倒損失が低く（高く）なると考えられる。農業銀行の情報生産能力の蓄積過程については代理変数として支店の営業年数を導入してその効果を検討する。これは金融機関の情報生産能力が特定地域における過去の活動経験に依存して蓄積されと考えられるからである (Teranishi (1995)).

表 5 は主要な財務指標間および各変数との相関係数をまとめたものである。相関係数の値と有意水準に注目すると以下の特徴を指摘しうる。財務諸表間の相関としては、まず営業支出と貸出の間に負の相関が存在する。これは貸出規模の拡大によって平均的な営業費用が低下する傾向があることを示して

おり、規模の経済性の存在を示唆している。

つぎに、環境変数と財務諸表との相関については第1に路線バス台数と営業支出の間に負の相関が存在する。この事実は交通インフラが営業費用を削減させていることを示唆している。第2に支店の営業年数と貸出、収入の間に正の相関がみとめられる。支店の営業年数と貸出の間の相関は支店は参入後徐々に顧客を獲得して貸出を増加させていく傾向があることを意味している。また、収入との相関は支店は参入後徐々に収益性を確保していくことを示唆している。

次に支店の年齢と財務諸表の関係について別の角度から観察しよう。表6-1は東北各支店の損益構造を支店の営業年数の属性で分類してまとめたものである。また、各支店が本店資金を無利子で利用できることを通じて実現している補助金についてその額を計算した。表によると設立初年の支店は収益・支出ともに低く、業務の準備時期であることが示唆される。また、設立2年目の支店は貸倒引当金の水準が高い。これは2つの支店が極めて大きな貸倒引当金を計上していることが理由である。2年目に高い貸倒引当金を計上する支店が集中していることは貸倒損失が情報の蓄積過程の初期の段階で深刻化することを示唆しており興味深い³⁾。最後に、補助金の水準は支店の営業年数に沿って上昇する。このことは、本店勘定への依存度が時間とともに上昇する傾向にあることを示しており、貸出の増加ほど預金の増加が伸びないことを意味している。

最後に表6-2は支店の県支店と郡支店でグループ分けしてまとめた損益表である。郡支店と比較して県支店は収入・支出の両面において高い傾向があり全体として利潤および補助金はやや低い水準となっている。県支店は通常県庁所在地域に立地し県内の郡支店を統括する機能を持っている。また、市街地に立地するため非農世帯の預金が比較的多い。こうしたことが支出水準を高め、補助金額を低めている理由であると考えられる。

表 6-1 郡支店の年齢別損益表

支店の営業年数(設立年)	支店数	総収入	利子収入	その他収入	総支出	利子支出	営業支出	貸倒引当金	利潤	金利補助
7 (1987)	1	8.34%	8.27%	0.07%	3.11%	1.13%	1.97%	0.53%	4.71%	4.71%
6 (1988)	3	9.27%	8.99%	0.28%	2.43%	1.01%	1.42%	0.70%	6.14%	6.14%
5 (1989)	8	10.80%	10.28%	0.52%	3.50%	1.43%	2.07%	0.92%	6.38%	6.38%
4 (1990)	13	9.02%	8.76%	0.26%	3.22%	1.28%	1.95%	0.43%	5.36%	5.36%
3 (1991)	12	9.43%	9.09%	0.34%	3.14%	1.17%	1.97%	0.83%	5.45%	5.45%
2 (1992)	13	9.37%	9.02%	0.35%	3.59%	1.43%	2.16%	2.32%	3.47%	3.47%
1 (1993)	12	5.88%	5.40%	0.48%	2.19%	0.69%	1.50%	0.62%	3.06%	3.06%

表 6-2 支店の属性別損益表

支店の属性	支店数	総収入	利子収入	その他収入	総支出	利子支出	営業支出	貸倒引当金	利潤	金利補助
県支店	20	10.08%	9.71%	0.37%	5.14%	4.34%	0.80%	0.59%	4.34%	4.34%
郡支店	62	8.80%	8.43%	0.37%	3.08%	2.41%	0.67%	1.02%	4.70%	4.70%
総平均	82	9.11%	8.74%	0.37%	3.58%	2.88%	0.70%	0.91%	4.61%	4.61%

資料：BAAC (本店) 資料 (支店別資産・負債表) から計算

注：分析に用いたサンプルは、表 9-1 は「62 サンプル」、表 9-2 は「82 サンプル」である。いずれも総資産に対する比率。

金利補助は (本店勘定) × (平均調達金利) で計算した。

4 推定モデルと推定方法

4-1: モデルのセッティング

本節および次節では、記述統計による前節の観察を踏まえて、環境要因の営業費用および貸倒損失に与える効果のより厳密な分析方法を考察する。最初に本節で農業小口金融を担う農業銀行の行動に関するモデルを構築し、続いて推計方法を定式化する。

なお、本節でモデル化され実証分析の対象となる論点にはかなりの限定性がある。第1に貸出対象の異質性とその選択の問題は扱わない。この理由は単に貸出対象の属性に関するデータが利用可能でないからである。第2に農業銀行の営業費用と貸倒率を外生とみなして分析を行う。営業活動の強化によって貸倒率が通減するとすれば両者は内生変数となりうるが、このような関係を考慮に入れると費用最小化行動を前提とした一般的な費用構造の分析手法が適用できなくなるため本稿では扱わないこととした。

本稿では農業銀行を地域独占主体と見なし、その金融機関の主体均衡行動をモデル化する。農業銀行の競合相手としてはより情報優位にある在来金融の存在がしばしば指摘されている(例えば Besley (1994))。しかし、途上国農村における農業銀行と在来金融の関係は寡占競争下における参入ゲーム(例えば Tirole (1992), ch 8)としてよりは、農業銀行の参入可能範囲の問題として扱う方が実態に即していると考えられる。タイの農村に関しては、在来金融の金利は1980年代後半で月5~20%(単利で年60~240%)である一方、農業銀行の金利は商業銀行の水準より低く、1993年の短期貸出金利は年11.5~14.5%である⁴⁾。このように価格水準の異なる金融サービスが同一地域に併存していることは、両者から農家を得る信用の種類が異なったものであり、両者に代替性がないことを示唆している。すなわち、農業銀行の活動が浸透している市場としていない市場の分断が存在していると考えられる⁵⁾。在来金融を残存せしめている原因は取引費用の問題に起因して代替的な貸出主体が存在しないことにあり、農業銀行の参入が可能となればそこか

ら形成されるコンテストビリティーによって多くは受動的に市場から退出することになると考えられるのである。

また独占的貸出主体たる農業銀行の最適化行動に関しては、生産規模最大化原理を仮定する。農業・農協銀行は農業への貸出を目的として運営されている政策金融機関であり、農家への最大限の貸出を実現するという政策目的がしばしば掲げられている。また、こうした金融機関は経営の持続可能性の基準によって通常評価される。この点を考慮すると、農業銀行は非負利潤の制約下で生産規模最大化の行動を仮定することが妥当であると考えられる。

本稿のモデルは、黒田・金子（1985）の相対型モデルに基本的に依拠しつつ、貸出に関して吉野・藤田（1996）型の費用相償原理の仮定を導入して構築されている。

1) 銀行の最適化行動

銀行は相対取引の下で各貸出に関してその貸出額を決定する。貸出金利は各プロジェクトの性質により外生的に決定される。貸出は無担保とする。貸出には人件費・物件費から構成される営業費用（関数）が存在する。

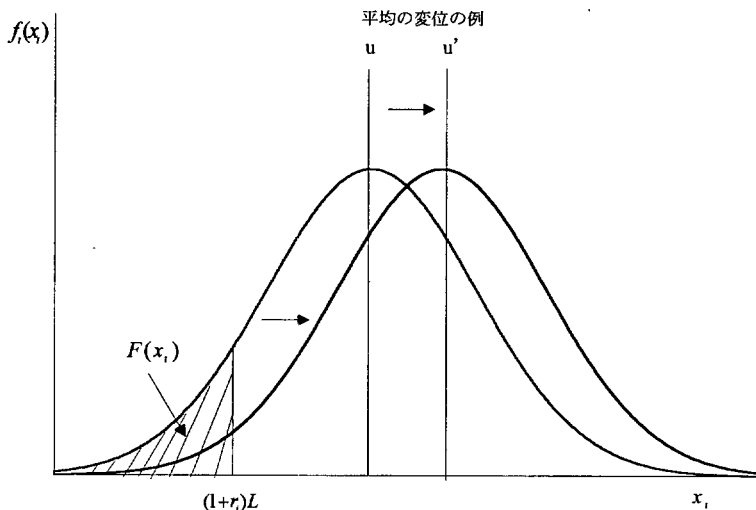
銀行の期待利潤は以下のように表現することができる。

$$\Pi = \sum_i^n \left\{ (1+r_i)L_i \int_{(1+r_i)L_i}^x f_i(x_i) dx_i + \int_0^{(1+r_i)L_i} x f_i(x_i) dx_i - L_i \right\} \quad (1)$$

$$-r_h H - r_d D - C\left(\sum_i^n L_i\right)$$

ここで、 r_i, L_i, r_h, r_d はそれぞれ各貸出に関する貸出金利、貸出額、本店勘定の資金の使用に支払うコミッション、預金金利、 $H, D, C(\cdot)$ はそれぞれ本店勘定からの資金利用額、預金、貸出にともなう費用を表している。

また、 x_i は各プロジェクトの収益を表す。 x_i は確率変数であり密度関数 $f_i(x_i)$ にしたがって $[0, x]$ の範囲で分布する。 x_i の実現値が $(1+r_i)L_i$ 以上であれば資金の回収が可能であり、それ未満であれば貸倒が生じる。したがって、(1) 式の中括弧内第1項は完全回収のケース、第2項はデフォルトの



ケースにおける粗収益の期待値を表している。

(1) 式の右辺のうち期待収入を表す中括弧内については、部分積分法により、以下のように変形できることが知られている。

$$\Pi = \sum_i^n \left\{ r_i L_i - \int_0^{(1+r_i)L_i} F_i(x_i) dx_i \right\} - r_h H - r_d D - C \left(\sum_i^n L_i \right) \quad (2)$$

ここで、 $F_i(\cdot)$ は $F_i(x_i) = \int_0^{(1+r_i)L_i} f_i(x) dx$ で表される累積分布関数である。

2) バランス・シート制約

農業銀行の各支店は、預金と本店からの資金移転によって資金調達を行い、貸出を行うものとする。したがって、以下のバランス・シート制約をもつ。

$$H + D = \sum_i^n L_i \quad (3)$$

これを (2) 式に代入すると、

$$\Pi = \sum_i^n \left\{ r_i L_i - \int_0^{(1+r_i)L_i} F_i(x_i) dx_i \right\} - r_h \sum_i^n L_i - (r_d - r_h) D - C \left(\sum_i^n L_i \right) \quad (4)$$

3) 銀行の主体均衡条件

費用相償制約⁶⁾のもとで、生産規模最大化を目的として行動していると仮定した場合の主体均衡を解いてみよう。生産規模最大化問題は以下のように記述することができる。

$$\begin{aligned} & \text{Max } \sum_i^n L_i \\ & \text{s. t. } \Pi = \sum_i^n \left\{ r_i L_i - \int_0^{(1+r_i)L_i} F_i(x_i) dx_i \right\} - r_h \sum_i^n L_i - (r_d - r_h) D - C \left(\sum_i^n L_i \right) = \theta A \end{aligned}$$

最大化の一階条件は $r_h = 0$ として

$$\frac{\partial H}{\partial L_i} = 1 + \lambda \left\{ r_i - (1+r_i) F_i((1+r_i)L_i) - C' \left(\sum_i^n L_i \right) \right\} = 0 \quad (5)$$

$$\frac{\partial H}{\partial \lambda} = \Pi = \sum_i^n \left\{ r_i L_i - \int_0^{(1+r_i)L_i} F_i(x_i) dx_i \right\} - r_h \sum_i^n L_i - r_d D - C \left(\sum_i^n L_i \right) = \theta A \quad (6)$$

ただし、 λ はラグランジュ乗数、 A は支店の資産規模、 θ は A に対する留保利潤の比率である。(6) 式は費用相償条件である。(5) 式からは各貸出における限界利潤一定の条件

$$\frac{1}{\lambda} = r_i - (1+r_i) F_i((1+r_i)L_i) - C' \left(\sum_i^n L_i \right) \quad \text{for all } i \quad (7)$$

が導出できる⁷⁾。

4-2：費用関数の推定の方法

まず最初に、営業費用すなわち費用関数の推定式の定式化を行う。本稿では以下の費用関数を想定する。

$$C = C(Y, W_1, W_2, \exp(E)) \quad (8)$$

ただし、 Y, W_1, W_2, E はそれぞれ、生産量（貸出額 $= \sum_i^n L_i$ ）、物件費、人件費、支店の属性等の外生要因を表す。費用関数をトランス・ログ型関数で表すと、

$$\ln C = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y + \frac{1}{2} \alpha_2 (\ln Y)^2 + \sum_{j=1}^2 \beta_j \ln W_j + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^2 \sum_{m=1}^2 \beta_{im} \ln W_i \ln W_m$$

$$+\gamma_1 E + \gamma_2 E^2 + \sum_{j=1}^2 \gamma_{1j} E \cdot \ln W_j + \gamma_{1y} E \cdot \ln Y \quad (9)$$

となる。各変数の作成方法は補論2に示す通りである。費用関数が理論的に想定される適切な特性を持つためにはパラメーターが、1) 交叉項に関する対称性 ($\beta_{im} = \beta_{mi}$)、2) 生産量と要素価格に関する単調増加性 ($\alpha_i > 0, \beta_j > 0$)、3) 要素価格に関する一次同次性 ($\sum_{j=1}^2 \beta_j = 1, \sum_{j=1}^2 \beta_{jk} = 0, \sum_{j=1}^2 \gamma_{1j} = 0$)、の各条件を満たす必要がある。本推計では、1)、3) を推定式の制約として導入して推計を行った後、2) の符号条件を満たしているか否かをチェックするという手順をとる。

4-3: 主観的貸倒率の変位の推定方法

つぎに、貸倒損失を定量的にとらえるために主観的貸倒率の推計とその変位の推定方法を定式化する。貸出金利について同一金利 r が適用されているとすると、各支店の貸倒見込額は(6)式より、

$$\sum_i^n \int_0^{(1+r_i)L_i} F(x_i) dx_i = (1-r) \sum_i^n L_i - r_d D + C \left(\sum_i^n L_i \right) - \theta A \quad (10)$$

で算出することができる。ここで得られた数値を貸出総額と粗利子の積で除すことで、各支店が抱いた平均的な主観的貸倒確率を得ることができる。計算された貸倒確率を $\tilde{P}_i (= F((1+r_i)L_i))$ とする。主観的収益率が(対数)正規分布に従うとすれば、簡単な変数変換の手順により分布のパラメータを直接推定することができる(黒田・金子(1985))。すなわち分布に関して対数正規分布を仮定し、 $x_i^* = (1+r_i)L_i$ とあらわせば、貸倒確率は

$$F(\mu, \sigma^2, x_i^*) = \tilde{P}_i \quad (11)$$

と表すことができる。ただし、 μ, σ^2 はそれぞれ $F(\cdot)$ で表される対数正規分布の平均と分散を表す。標準正規分布関数を $G(\cdot)$ と書くと、標準化の手順をもちいて

$$G\left(\frac{\ln x_i^* - \mu}{\sigma}\right) = \tilde{P}_i \quad (12)$$

となる。ここで、標準正規分布関数の逆関数 $\Phi(\tilde{P}_i)$ から、(12) 式の関係は

$$\ln x_i^* = \mu + \sigma \Phi(\tilde{P}_i) \quad (13)$$

と変形することができる。

5 推定結果

5-1: 推定方法と基本式の推定結果

実際の費用関数の推定では、外的環境の変数については1次項までを、また支店の年齢については2次項までを導入して推定を行っている。したがって、外生的環境の変数については $\alpha_2, \beta_{22}, \gamma_{11}, \gamma_{12}, \gamma_{19} = 0$ を仮定して推定を行っている。基本的な費用関数の推定結果は表7の通りである。全支店を対象とした推定については各係数は概ね有意であり、良好な推定結果となっている。しかしホワイト・テストの結果、全支店82サンプルでは分散不均質性の可能性が排除できないとの結論を得たため、以後の推定は郡支店サンプル(62サンプル)によっておこなうことにした。郡支店サンプルによる推定結果は全支店ほどパラメータが有意ではないが基本的には符号条件を満たしている。全支店サンプルによる推定からは、県支店ダミーが有意に正であることが見いだされ県支店が相対的に高費用構造にあることが確認された。また、両サンプルによる推定に関して極めて強い規模の経済性が観察されている。このことは、農業小口金融の業務が極度に費用通減的な生産構造をもっていることを意味しており、大きな固定費用の存在を示唆するものである。

次に分布パラメータの変位に関する(13)式の実際の推定にあたっては、貸倒確率の変化を平均 μ あるいは標準偏差 σ の外生要因による変位であると仮定して推計を行っている。それぞれのケースにおける推定式は

$$\ln x_i^* = \mu_0 + \mu_1 E + \sigma_0 \Phi(\tilde{P}_i) \quad (14-1)$$

$$\ln x_i^* = \mu_0 + (\sigma_0 + \sigma_1 E) \Phi(\tilde{P}_i) \quad (14-2)$$

となる。ただし、支店の営業年数の効果については費用関数における効果と比較する必要から標準偏差の2次項の効果までについての推計も行っている。このケースでは推定式は

表7 基本式の推定結果

費用関数：全郡支店

パラメーター	推定値	t 値	
α_0	0.0477	1.0294	
α_1	0.7076	9.1626	***
α_2	-0.1713	-0.4200	
β_2	0.0470	0.9765	
β_{22}	-0.2276	-1.6702	*

Number of Sample: 62

White Test=10.5497

Adjusted R-squared=0.593

Scale=0.70760

分布パラメーターの推定：全郡支店

	推定値	t 値	
μ_0	21.900	21.4415	***
σ_0	1.533	2.4955	**

Number of Sample: 62

Adjusted R-squared 0.133

注1：White Testの5%水準の閾値は、説明変数5で11.0705、説明変数6で12.5916である。

注2：Scaleは平均値の回りにおける規模弾力性を表す。

すなわち、 $C(tY)$ に対して

$$Scale = \frac{\partial C(tY)}{\partial t} = \frac{\partial \ln C}{\partial t} = \alpha_1 + \alpha_2 \cdot \ln \bar{Y} + \gamma_{14} \cdot \bar{E}$$

表8, 表9に関しても同様である

費用関数：全支店

パラメーター	推定値	t 値	
α_0	-0.3497	-0.0923	
α_1	0.6769	11.2329	***
α_2	-0.1558	-0.8559	
β_2	0.0728	1.6845	*
β_{22}	-0.2463	-2.0214	**
PD	0.2225	3.1830	***

PDは県支店ダミー

Number of Sample: 82

White Test=15.2235

Adjusted R-squared=0.777

SCALE=0.67690

$$\ln x_i^* = \mu_0 + (\sigma_0 + \sigma_1 E + \sigma_2 E^2) \Phi(\bar{F}_i) \quad (14-3)$$

となる⁸⁾。

貸倒確率に関する分布パラメーターの基本式の推定の結果は同様に表7の通りである。自由度修正済み決定係数は低いものの定数項(平均)、一次項(標準偏差)ともに有意水準が高く妥当な結果を得ることができた⁹⁾。

5-2：外生的環境の効果

外生的環境に関する変数を導入した推定結果は表 8 である。費用関数については要素価格の有意水準が基本式より改善している。外生的環境の効果については、人口あたりバス台数が営業費用を逓減させ、また農協の活動水準が営業費用を逓増させる傾向が見いだされている。つぎに、貸倒確率に関する分布パラメータの推定からも安定的な結果を得ることができた。外生的環境の効果は、営業費用への効果と同様に人口あたり路線バス台数が貸倒確率を引き下げ、農協の活動水準が貸倒確率を引き上げる傾向が見いだされている。また、電化村率が貸倒率を引き上げることが 10% 有意水準で観察された。しかし、推定結果から計算された貸倒確率の変化の程度は、平均の変位と見たケースと分散（標準偏差）の変位と見たケースでは大きく異なる値を示すためこれらの効果については定性的な傾向を指摘するにとどめることとしたい。

推定からは以下の事実が窺われる。第 1 に社会資本に関しては交通インフラが営業費用と貸倒確率を逓減させる傾向を持っている。この事実は交通インフラの普及による農家と農業銀行の間のコンタクトの容易化が、営業費用の節約と貸倒の低下をもたらしていることを示唆している¹⁰⁾。他方、通信インフラの普及は営業費用を低める効果も貸倒率を低下させる効果も持っておらず、電力の普及に関してはむしろ貸倒率を上昇させる傾向すら観察されている。以上から社会資本については交通インフラがとりわけ重要な効果をもつことが見いだされた。第 2 に農業協同組合の活動水準の強度は同様に営業費用と貸倒率に関してネガティブな効果をもっている。農協の活動水準が費用を高める効果を持っていることはこの組織が農村組織の機能としてしばしば期待されている取引費用の節約を果たしておらず、逆にロスを生じさせている可能性を示している¹¹⁾。

5-3：支店の営業年数の効果

支店の営業年数の効果を導入した推定の結果は表 9 の通りである。第 1 に

表8 外生的環境の効果の推計結果

1) 路線バス/人口

費用関数

パラメーター	推定値	t 値
α_0	0.1296	2.1226
α_1	0.8307	11.1013
α_2	0.3459	0.7278
β_2	0.0335	0.6051
β_{22}	-0.0457	-0.3367
E	-200.2400	-3.3374
Number of Sample		35
Adjusted R-squared		0.7836
Scale		0.8307

分布パラメーター

	推定値	t 値	推定値	t 値
μ_0	22.211	22.3240	22.366	21.9012
μ_1	212.863	1.9273		
σ_0	1.814	2.9304	1.904	3.0285
σ_1			-122.104	-1.8056
σ_{22}				
AR	0.1991		0.2784	
貸倒確率の変位	-0.0000		-0.4530	

2) 電話回線数/戸数

費用関数

パラメーター	推定値	t 値
α_0	0.1757	1.3448
α_1	0.7939	9.3461
α_2	-0.1757	-0.3445
β_2	0.0881	1.4622
β_{22}	-0.0959	-0.6162
E	-3.2275	-1.1626
Number of Sample		35
Adjusted R-squared		0.7138
Scale		0.7939

分布パラメーター

	推定値	t 値	推定値	t 値
μ_0	21.879	21.5351	22.143	21.1993
μ_1	6.016	1.1684		
σ_0	1.683	2.6963	1.830	2.7169
σ_1			-3.342	-1.0646
σ_{22}				
AR	0.1428		0.1368	
貸倒確率の変位	-0.0000		-0.9035	

3) 電化村率

費用関数

パラメーター	推定値	t 値
α_0	-0.7283	-0.3561
α_1	0.7927	8.9421
α_2	-0.3002	-0.5828
β_2	0.1018	1.6407
β_{22}	-0.1304	-0.8246
E	1.1323	0.3773
Number of Sample		35
Adjusted R-squared		0.7020
Scale		0.7076

分布パラメーター

	推定値	t 値	推定値	t 値
μ_0	28.691	7.4336	22.251	22.0217
μ_1	-9.443	-1.8199		
σ_0	1.735	2.8721	-1.998	-0.9537
σ_1			5.474	1.7579
σ_{22}				
AR	0.1900		0.1849	
貸倒確率の変位	-0.0000		-0.7239	

4) 農協数／非市街地人口

費用関数

パラメーター	推定値	t 値
α_0	-0.1003	-1.6351
α_1	0.8683	12.2523
α_2	-0.0624	-0.1532
β_2	0.0793	1.6424
β_{22}	-0.1054	-0.8509
E	4030.3700	4.2276
Number of Sample		35
Adjusted R-squared		0.8147
Scale		0.8683

分布パラメーター

	推定値	t 値	推定値	t 値
μ_0	22.092	22.4142	21.994	22.2817
μ_1	-3985.630	-1.9482		
σ_0	1.574	2.6682	1.519	2.5620
σ_1			2301.940	1.8512
σ_{22}				
AR	0.2010		0.1926	
貸倒確率の変位	1.0000		0.4584	

5) 農協組合世帯数／非市街地人口

費用関数

パラメーター	推定値	t 値
α_0	-0.3194	-2.2548
α_1	0.7818	10.1794
α_2	-0.5355	-1.1523
β_2	0.0952	1.7560
β_{22}	-0.1658	-1.1804
E	15.3329	2.8008
Number of Sample		35
Adjusted R-squared		0.7643
Scale		0.7818

分布パラメーター

	推定値	t 値	推定値	t 値
μ_0	21.890	20.2022	21.897	21.0937
μ_1	0.366	0.0322		
σ_0	1.532	2.4560	1.545	2.4099
σ_1			-0.565	-0.0819
σ_{22}				
AR	0.1062		0.1064	
貸倒確率の変位	-0.0000		-0.0453	

支店の営業年数の1次項 γ_1 は両推計において有意に正の値を示しており営業費用は古い支店ほど高い傾向にあることが示されている。第2に支店の年齢の2次項 γ_2 は有意に負であり、営業活動の継続による費用の通増の効果そのものは通減的であることが示されている。

第4節の表5では支店の営業年数と貸出額の間にかなりの相関が示唆されている。したがって、年々規模経済性による費用の節約が生じているはずである。にもかかわらずむしろ費用が通増する傾向にある事実は、支店が生産活動の拡大過程すなわちセット・アップ過程において規模経済性に起因する費用通減性を上回る通増要因を含んでいることを示唆している。また、通増

表 9 支店の営業年数の効果

費用関数

パラメーター	推定値	t 値	
α_0	-0.2588	-2.1061	**
α_1	0.7846	3.2770	***
α_2	0.1207	0.2423	
β_2	0.2378	1.9430	*
β_{22}	-0.2497	-1.7193	*
γ_1	0.1628	2.1750	**
γ_2	-0.0352	-1.6479	*
γ_{12}	-0.1057	-1.2686	
γ_{1y}	-0.1059	-0.8139	
Number of Sample		62	
Adjusted R-squared		0.64871	
White Test		10.5497	
Scale		0.78456	

分布パラメーターの変位

	推定値	t 値	推定値	t 値	推定値	t 値	推定値	t 値
μ_0	21.830	27.8050	21.175	28.7112	21.409	29.5748	21.408	29.3126
μ_1			0.091	3.6454				
σ_0	1.536	3.1695	1.304	2.9230	1.450	-3.6600	1.455	3.2280
σ_1					-0.056	-3.6600	-0.061	-0.9701
σ_{22}							0.001	0.0780
AR	0.1298		0.2772		0.2782		0.2659	
貸倒確率の変位			-0.0099		-0.0080		-0.0080 注 1	
尤度比 ²							12.692	

支店の営業年数の営業費用および貸倒損失への遞減効果

	A 営業費用の遞減額	B 貸倒損失の遞減額	A+B 総合的效果
1 年 目	-565,227.2	1,764,827.9	1,199,600.7
2 年 目	-409,503.1	2,226,834.5	1,817,331.4
3 年 目	-253,779.0	2,136,145.3	1,882,366.3
4 年 目	-98,055.0	2,027,264.8	1,929,209.8
5 年 目	57,669.1	1,900,192.9	1,957,862.0
6 年 目	213,393.2	1,755,999.8	1,969,392.9
7 年 目	369,117.3	1,596,825.5	1,965,942.8

単位 Bahts

注 1 : 中間期 (4 年目) における値

注 2 : $\sigma_1 = \sigma_{22} = 0$ の帰無仮説に対する尤度比検定値

性が低下している事実はこのような通増要因が徐々に弱まりいずれ通減段階に至る可能性があることを示唆している。こうした通増要因の存在は支店が営業開始時期にあって、情報生産能力に関するセット・アップコストをサンクしている過程にあると解釈することができる。

つぎに分布パラメータの推計結果は、各パラメーターの推定値とも非常に高い有意水準を示しており安定的な推定結果となっている。外生的環境の変数とは異なり、平均の変位と見たケースも分散（標準偏差）の変位と見たケースも、貸倒確率の変位の程度に著しい違いはない。すなわち、分布の平均は支店の営業年数にそって正に変位しており、その結果、貸倒確率が年 0.0099 程度低下することが示されている。分散のケースについては、分布の標準偏差が負に変位しており同様に 0.0080 程度低下することが示されている。

以上のように、支店の営業年数を導入した推定からは安定した定性的な傾向を見いだすことができた¹²⁾。このような推定結果を踏まえて、平均的支店における営業費用の低減と貸倒損失の通減の通時的な効果を観察してみよう。支店の生産量（貸出額）はサンプルの平均値とし各時期において変化しないものとする。費用の通増額は費用関数の推定結果を用いて、

$$\frac{\partial C}{\partial Year} = C \cdot \{\gamma_1 + \gamma_2 \cdot Year + \gamma_{12} \cdot (\ln W_1 - \ln W_3) + \gamma_{1y} \ln Y\} \quad (15)$$

で計算することができる。他方、貸倒損失の通減額は分布の変位から計算される各年の貸倒確率の通減値 $\Delta \tilde{P}(Year)$ を用いて、

$$rY \cdot \Delta \tilde{P}(Year) \quad (16)$$

で推計することができる。表によると営業費用は当初通増するが 5 年目あたりから通減に転じることがわかる。また貸倒損失は比較的安定的に通減する。総合的な効果は、2 年目に通減額が大幅に上昇した後はほぼ安定的に推移する。両者の効果を比較すると貸倒損失の変化額は営業費用の変化額よりはるかに大きく、全体の効果はほとんど後者によって決まっていることが確認できる。

6 まとめ

本稿でなされた観察の要点は以下である。第1に外生的環境については、社会資本の中でとりわけ交通インフラの普及が取引費用の通減に大きな効果を持っている。他方、通信インフラ、電力の普及には効果を見いだすことができなかった。また、農業協同組合の活動水準はむしろ取引費用を増増させる傾向をもっている。第2に、BAACの業務には、大きな固定費用の存在を示唆する著しい規模の経済性が観察されている。その一方で、支店の活動の初期に営業規模の拡大にともなって営業費用が増増する傾向があり、規模の拡大過程に大きな追加的費用がかかることが示唆されている。こうしたことから、支店の開設後の数年間の間、情報生産能力への投資の過程が存在し、その後それが固定費用として機能している関係にあると考えられる。第3に貸倒損失は支店の活動の初期から安定的に通減し、しかもその通減の規模は営業費用よりはるかに大きい。したがって、この貸倒損失の部分が農業金融機関のパフォーマンスを決定する上でより重要な意味をもつと考えられる。

以上、本稿はいくつかの点で興味深い事実を計量的に確認したが、主にデータのアベイラビリティの問題から検討できなかった論点を多く残している。例えば社会資本の外部効果については識字率や教育水準など人的資本水準が、また農村組織についてはより自生的な貯蓄組合などの住民組織の活動水準がより重要である可能性がある。また情報生産能力については過去の貸出額や他の金融機関の活動水準なども重要性をもつと考えられる。こうした問題については今後サンプルの次元を変えるなどして更なる検討をおこなうことを予定している。

補論 1: 貸倒引当金、延滞率による貸倒率の推定結果

本論でおこなった貸倒確率の妥当性を検討するため支店の資産項目から全貸出に占める延滞額と貸倒引当金の比率を別途作成しこれらを貸倒確率の代理変数として推定を行った。延滞額は将来その一部が貸倒となり、貸倒引当金は将来への貸倒のための積増し金であるため実際の貸倒額と強い正の相関を持つと考えられるが、そ

れらは会計基準に強く依存して決っているためこうした指標から貸倒確率の近似値を推計することは困難であると考えられる。

推定結果の一部を表 10 に示してある。基本的な推定式の結果は σ_1 (標準偏差) についていずれのケースも有意ではない。また貸倒確率の変位も極端な数値をとり、平均、分散 (標準偏差) の変位のケースの間で不安定である。これらの結果は両変数とも貸倒率の代理変数ではあっても、近似値ではないことから自然な結果であるように思われる。しかし、このような推定においても本推定で有意にとらえられた変位を部分的にとらえることができる。延滞率については支店の営業年数、路線バス数、農協数、電化村率が、貸倒引当金については支店の営業年数が本推計と同じ方向に変位していることが示されている。

補論 2: 変数の作成

費用関数の推定に用いられる変数は以下のように作成されている。

L = 生産量 = 貸出額

W_1 = 物件費価格 = 物件費 / 純固定資産

W_2 = 賃金 = 人件費 / 労働者数

労働者数については各県合計従業員数とコンケン県の支店別従業員数について入手できたのみであった。コンケン県の各支店の従業員数は各支店の資産シェアと強い相関をもっている。ただし、新設支店の従業員数のシェアは資産シェアよりも固定資産のシェアと近い値を示している。各支店の労働者数はこれらによって按分して作成した。

謝辞 本稿の作成の過程では、寺西重郎先生、奥田英信先生、黒崎卓先生をはじめとして、多くの方々から大変有益なコメントを賜りました。また、本ジャーナルの匿名のレフェリーの方々からのコメントも本稿を改善する上で大変参考になりました。ここに記して感謝申し上げます。

- 1) 資産負債表、損益表は農業・農協銀行本店の会計部から東北タイの全支店について入手した。原資料はタイ語であり英語への翻訳は同行に依頼した。ただし、労働者数については部分的な資料の入手にとどまったため補論 2 で示される方法により推計した。1993 年のデータは調査時点での最新のデータである。年次報告書には分析対象となる年とその前年において深刻な不作、天候不順などの外生的ショックに相当する事態は報告されていない。
- 2) たとえば、平塚 (1990)、Yaron (1994)
- 3) ただしその 2 つのサンプルを除いて計算しても貸倒引当金は 0.91% という高い値を示している。

表 10

延滞率/貸出額
基本式

	推定値	t 値
μ_0	19.454	104.169
σ_0	0.073	0.5999
AR	-0.0106	

貸倒引当金/貸出額
基本式

	推定値	t 値
μ_0	19.572	90.3115
σ_0	0.088	1.0726
AR	0.0025	

支店の営業年数

	推定値	t 値	推定値	t 値
μ_0	19.079	97.4720	19.398	115.2630
μ_1	0.100	3.7898		
σ_0	0.029	0.2626	0.241	2.0536
σ_1			0.241	-3.9248
σ_{22}				
AR	0.1735		0.0844	
貸倒確率の変位	0.0000		0.3865	

支店の営業年数

	推定値	t 値	推定値	t 値
μ_0	19.289	93.1268	19.581	101.1890
μ_1	0.103	3.9533		
σ_0	0.101	1.3694	0.214	2.6900
σ_1			-0.040	-4.0334
σ_{22}				
AR	0.1980		0.0481	
貸倒確率の変位	-0.3904		-0.0472	

1) 路線バス/人口

	推定値	t 値	推定値	t 値
μ_0	19.794	61.1176	19.960	58.4694
μ_1	221.838	1.7585		
σ_0	0.387	1.7567	0.504	2.0653
σ_1			-146.865	-1.9438
σ_{22}				
AR	0.0645		0.0844	
貸倒確率の変位	0.0000		0.3865	

1) 路線バス/人口

	推定値	t 値	推定値	t 値
μ_0	19.762	58.8567	19.828	59.3970
μ_1	159.555	1.3542		
σ_0	0.190	1.5875	0.211	1.7116
σ_1			-52.563	-1.3129
σ_{22}				
AR	0.0512		0.0481	
貸倒確率の変位	0.0000		0.4910	

6) 電化村率

	推定値	t 値	推定値	t 値
μ_0	28.691	7.4336	22.251	22.0217
μ_1	-9.443	-1.8199		
σ_0	1.735	2.8721	-1.998	-0.9537
σ_1			5.474	1.7579
σ_{22}				
AR	0.1900		0.1849	
貸倒確率の変位	-0.0000		-0.7239	

6) 電化村率

	推定値	t 値	推定値	t 値
μ_0	23.550	6.1371	19.743	57.5217
μ_1	-5.541	-0.9763		
σ_0	0.147	1.2103	-1.399	-0.9766
σ_1			2.250	1.0975
σ_{22}				
AR	0.0258		0.332	
貸倒確率の変位	-0.0000		-0.0284	

- 4) 1980年代後半の在来金融の金利水準については Siamwalla et. al. (1990), 商業銀行, タイ農業銀行についてはそれぞれ, Monthly Bulletin, Bank of Thailand, および Annual Report 1989, BAAC.
- 5) 重富 (1996), ch1 によると, BAAC の貸出はほぼすべて設備資金に限られ, 運転資金的な需要には対応せず, こうした信用は在来金融や貯蓄組合によって供給されていることが指摘されている.
- 6) 実際には各支店の利潤の平均値は正であり各支店は正の利潤を維持するよう行動していることが示唆される. ここでは各支店は資産規模に応じて若干の利潤を留保するよう行動するとの仮定を導入した. しかし, この仮定は後の計算において主観的貸倒率の値をシフトさせるだけであり, その変位の推定に際しては大きなバイアスはもたらさない.
- 7) 本稿では貸倒確率の推計を生産規模最大化という比較的強い仮説に基づいて行っているが, (7) 式からこの仮説の 1 つの実証的傍証を得ることができる. 利潤最大化が行われている場合限界利潤はゼロとなり, 生産規模最大化の行動下ではマイナスになる. 費用関数の推定によって限界費用を算出し, 限界利潤を計算したところ平均が -0.88739 , 標準偏差が 0.00326 であった. この結果から限界利潤の値が極めて高い有意水準で負であることが確認される.
- 8) 2次項までの効果は平均よりも標準偏差とみるケースの方が安定的であるため, この分析に関しては後者のケースをもちいることとした.
- 9) 本稿の主観的貸倒率の算出にはかなり強い仮定がおかれており信頼性に問題が残る. そこで, 補論 1 において貸倒確率について代替的な代理変数による推定を行った.
- 10) ただし人口あたりバス台数は, 経済的に発展しているが故に高い水準と示すという因果関係が存在する可能性がある. この問題は交通インフラの水準に関する一般的な問題である. ただ, 農村の金融取引における銀行窓口までの移動費用の重要性は多くの文献 (例えば米倉 (1995)) で指摘されており, 本稿はこれらに沿った解釈を行った.
- 11) タイの農業協同組合は行政機関としての性格が強く, 農村住民から乖離した存在である点は例えば重富 (1996, ch5) などが指摘している. 推定結果はそうした見方と整合的である.
- 12) 貸倒引当金が極めて高い 1992 年設立の 2 支店を除いたサンプルによる推定でも, 推定結果はほとんどかわらなかった.

参考文献

- Besley, Timothy 1994 *How do market failures justify interventions in rural credit markets ?* The world Bank Research observer Vol. 9 No. 1
- Besley, T. and Coate, S., 1995, *Group lending, repayment incentives and social collateral*, *Journal of Development Economics*, Vol. 46, No. 1
- Hoff, Kara and Joseph Stiglitz, 1990, *Imperfect Information and Rural Credit Markets -uzzles and Policy Perspective*, World Bank Economic Review Vol 4 No. 3
- Hellmann, Thomas and Murdock, Kevin and Stiglitz, Joseph 1996, Financial Re-straint : Toward a New Paradigm, Mimeo
- Izumida, Yoichi 1996 "Nature of Transaction Costs in Rural Credit Delivery Systems -A Review of Recent Literature-", Transaction Cost of Farm Credit in Asia, APO 1996
- 平塚 大祐, 1990, タイ農業・農協銀行の制度と評価, アジア経済, 第 31 卷 6, 7 号
- Jain, Pankajs 1996 *Managing Credit for the Rural Poor : Lessons form the Grameen Bank*, World Development Vol. 24
- 黒田昌裕・金子隆 1985 「銀行業における規模の経済性と貸出供給行動」金融研究
- Siamwalla, Ammar, Chirmask, Pinthong, et al, 1990 *Thai Rural Credit System : Public Subsidies, Private Information, and Segmented Markets*, World Bank Economic Review
- Stiglitz, Josepf E, 1990 *Peer Monitoring and Credit Markets*, World Bank Economic Review Vol 4 No. 3,
- 重富真一 1996 「タイ農村の開発と住民組織」アジア経済研究所 研究双書
- Teranishi, Juro, 1994, *Modernization of Financial Markets : An Analysis of Informal Credit Markets in Prewar Japan*, World Development Vol. 22
- Tirole, Jan J 1992 *Industrial Organization*
- Yaron, Jacob, 1994, *What Makes Rural Finance Institutions Successful ?*, The World Bank Research Observer, vol. 9
- 吉野直行・藤田康範 1996 「公的金融と民間金融が併存する金融市場における競争と経済厚生」, 経済研究 第 47 卷, 第 4 号
- 米倉 等, 1995, 「穀物流通の変化と農村金融市場」, 「不完全市場下のアジア農村」
米倉等編 アジア経済研究所 研究双書 No. 452
(タマサート大学客員研究員・一橋大学大学院博士課程)