

農村融資の農民収入への影響

——均衡、動態分析——

王 倩
(高屋和子訳)

要 旨

本論文は農村融資レベルを制度要因として農民収入モデルに取り入れ、1978～2007年の実際のデータを用いて、農民収入の構成要素から、中国農村資金の支援レベルと農民収入増加の関係について実証研究を行う。長期均衡関係からみて、財政の農業支援が不足し、その内部構造が不合理であるために、財政農業支援は農民収入増加を促進する要因となっていない。農村金融機関の貸出比率は、農民収入の増加に対し明らかに負の効果を持っている。農家貯蓄比率は農民収入増加に対しプラスの影響を持っている。動態反応から見ると、農村融資を反映する相関指標のプラスのショックは、農民収入に対しプラスの影響をもたらす可能性があり、また農民収入自身の予測誤差分散に影響する。以上の分析に基づき、本論文では財政の農村支援レベルをさらに増加させるべきであり、財政農業支援資金の使用方向を調整し、農業科学技術、農村人的資本への投入を増加させ、政策的金融補償を形成し、金融の「三農」支援のルートを形成すべきであること、農村金融改革を引き続き深化させ、農村の中長期貸付を増加させるべきであることを述べる。

キーワード：財政農業支援、農民収入、農村金融

はじめに

農民の一人当たり純収入を増加させ、農民の消費レベルを向上させ、絶対的貧困を取り除くことは農村改革発展の基本目標の一つであり、我が国の経済発展モデルのスムーズな転換実現のカギである。農民純収入増加の道筋を探求することはまた、研究者達が注目する研究対象となっており、農業財政政策、政府の行動、国民収入分配、農業生産構造などの角度から、農民純収入に影響する要素及び具体的改善措置が分析されている¹⁾。農民収入の増加を促進する多くの措置は一定の資金投入を必要としているが、しかし農村資金の供給はその需要を満たすには程遠い。

改革開放以来、中国農村金融構造は政府主導下でいくつかの変遷を経て、比較的早い発展を達成したが、全体の経済と金融発展レベルからは依然として遅れている。農村金融総量のみから言えば、金融機関の農業部門の預金と貸出残高は2007年末までで、すでにそれぞれ9283.5億元と

15429.3億元に達しており、1978年に比べ74倍と98倍に増加している。1978～2007年の間に農家貯蓄は55.7億元から33050.3億元に増加し、593倍に増加した。しかし、都市農村住民収入の絶対的格差は209.8元から9645.4元に拡大している。同時期の都市住民貯蓄は154.9億元から139483.93億元と、900倍にまで増加し、農家貯蓄の増加幅の1.5倍であった。金融機関の各種貸付総額は1890.38億元から261690.88億元と、138倍に増加しており、それは農村貸付増加幅の1.4倍である。これと同時に財政農業支援の比率（財政が農業に対して行う支出と農業産出の比率）も絶え間なく下降しており、1978年の14.7%から1995年の4.7%に低下し、その下げ幅は68%に及ぶ。1996年から財政の農業に対する支援レベルは増加し始めたが、しかし財政農業支援比率は現在でも1978年レベルを回復できていない（2007年で12%²⁾）。中国の改革は農村改革から始まったが、農村金融改革とその発展は一方で相対的に遅れた。特に、国有商業銀行の農村分支店機構が大挙して撤退・合併したことは³⁾、農村金融体系の全体的機能を弱めてしまった。そして財政支援レベルが不足していることは農村資金需給関係の矛盾をさらに激化させた。

中国農村資金供給の不足が比較的大きいという現実、及び国外研究者の金融発展が経済成長を促進することに関する系統的⁴⁾研究は、国内研究者の金融発展の角度からの農民純収入問題研究を刺激した。現在中国農村金融発展と農民純収入の関係を専門的に研究している文献は決して多くはない。幾人かの研究者は金融発展の都市・農村収入格差に対する影響という角度から、金融発展の農民純収入に対する影響を間接的に論証している。張紅偉は中国の金融発展と都市・農村収入格差が正の相関関係を示していることを指摘し、逆U字型仮説が当てはまらず、中国金融発展のアンバランスが農民純収入の増加を抑制したことを指摘した⁵⁾。張立軍は財政資金の農村への注入に限界がある状況下において、農村資金の流出がもともと金融抑制状態にある農村経済の資金圧力を激化させ、農民純収入の増加を阻害したと指摘している⁶⁾。また、回帰分析により、1978～1988年の間においては農業貸付の対都市・農村収入格差への影響は顕著ではないが、1989～2004年では農業貸付が増加し都市・農村の様々な貸付の敷居を低くし、都市・農村収入格差を減少させたとして、農業貸付による農業支援が有効であることを説明した⁷⁾。農村金融発展と農民純収入についての実証分析では必ずしも全てで同じ結論が導かれているわけではない。温濤は中国全体の金融発展が農民純収入増加に対して明らかな負の効果を持っていることを指摘し、農村金融機関の貸付比率、農村住民貯蓄率と農民純収入増加には共和分関係が存在しないだけでなく、農村金融機関貸付比率であれ、農村住民貯蓄率であれいずれも農民純収入のグレンジャー因果ではないとしている⁸⁾。一方、許崇正は一人当たり農業貸付を、貸付投資レベルを表す指標として用い、回帰分析により貸付投資の農民純収入への影響が明確ではないことを示した⁹⁾。

本論文は中国の1978～2007年の統計データをもとに、農村融資制度の農民純収入への影響を研究する。これまでの研究に比べ、本論文は以下の2点において全く新しい分析を試みる。①政府資金の支援と金融機関の業務活動の農民純収入に与える影響を考察する。農業は戦略的産業であり、また衰退産業であるという特質をもっている。そのことから農業の資金投入は金融体系に依存するだけでなく、さらに財政的資金支援を必要としている。例え農業が高度に発展しているアメリカであれ、その農業政策の目標はすなわち農民の収入増加を保障し、収入変動を減少させることであり、農業問題の解決はまた国家の補助、政府の免税、社会資金の傾斜的投入そして市場手段の導入などの措置を通じて達成される¹⁰⁾。我国は、土地が集体（訳者注：集体組織、農村の土

地は村民委員会など集体組織がその所有権を管理している）に属する制度であること、及び小規模な農家家庭経営という特徴を持っている。そのため、我国農業の発展が必要とする資金を完全に市場に依存することはできず、国家の対農業財政支援は重要な役割を持っているのである。よって、指標を選択する際に、農村金融仲介の発展を示す指標（農業貸付／農業 GDP、農村住民貯蓄／農業 GDP）以外にも、財政農業支援程度を反映する指標（財政の農業支出／農業 GDP）をさらに取り入れ、農民が期間内に生産と生活の中で得た資金支援全てを反映する。②農民純収入が必ずしも全て農業産出から得られるものではないことを考慮して、本論文では農業生産関数の枠組みを用い¹¹⁾ず、その構成を分解し、農業生産による収入、給与収入そして財産収入の角度から農民純収入に影響を与える独立変数を確定する。

本論文の構成は以下の通りである。このはじめにに次いで、第 2 部分では実証研究の方法と変数構造などの問題を述べ、第 3 部分では実証研究結果の分析を行い、最後に本論文の結論と政策提案を述べる。

1. モデルの設定、データの出所と研究方法

(1) 計量モデル

給与収入と家庭経営収入（訳者注：家庭を単位として行われる生産、経営活動より得られる収入で、農業以外にも工業、交通・運輸、卸・小売、飲食等が含まれる）が農民純収入の主要な部分であることを考慮すると、融資体制は一種の制度環境として、農民の生産と生活への影響を通じて間接的に農民純収入に影響するため、農村融資と農民純収入の関係を反映する関数は以下のようなになる。

$$FNI=f(AY, ASL, AF) \quad (1)$$

その中で、FNI は農民純収入を表し、AY は農業産出、ASL は農村余剰労働力、AF は農村融資レベルを表している。農民の収入の主要な源泉が耕種業、牧畜業、漁業等の農村経営活動、及び出稼ぎ労働により得た給与収入であることを考慮し、農業産出及び出稼ぎ人員の増加は農民純収入向上に有効であると判断することができる。そのため、AY と ASL は FNI に対し正の相関関係を示すはずで、即ち係数は整数となるはずである。金融発展レベルの基準については、これまでの研究でいくつかの共通的选择が行われている。Goldsmith (1969) は通貨供給量 (M2) の対 GDP 比を、金融相関率を表すものとしており、King & Levine (1993) は非金融個人部門の国内貸付の対 GDP 比 (PRIVY) を用いて、金融仲介の経済における金融機能を分析している。Levine and Zervos (1998) は金融資産総量/GDP を用いて金融市場の相対的規模と深化程度を分析し、関連の研究及び中国の現在の金融体系が銀行を主導としていること、株式や債券を代表とする金融市場の規模が相対的に小さすぎることを、中国の農村が家庭を主要な生産単位としており、国有経済の要素が低い現実をまとめている。本研究では、農村貸付残高の対農業 GDP 比（農村金融機関貸付比率、ACR）と農家貯蓄の対農業 GDP 比（農村住民貯蓄率、ASR）を用い、農村金融仲介の農村経済発展における金融機能を分析する。そして、財政農業支出の対農業 GDP 比（財政農業支援比率、FAR）を用いて農民が政府から得た資金をはかる。そのため、農村融資レベ

ルは次の3つの変数による関数で表すことができる。

$$AF=H(ACR, ASR, FAR) \quad (2)$$

関数(2)を関数(1)に代入し、金融発展相関変数が収入レベルに及ぼす作用に往々にして一定期間のタイムラグがあること、そして金融発展の「スレッシュホールド（しきい）効果」及び収入の「マタイ効果」を考慮して、本研究では以下のように片対数の多重自己回帰モデルを設定し実証分析を行う。

$$\ln FNI_t = B_0 + \sum_{i=1}^n B_1 \ln AY_{t-i} + \sum_{i=1}^n B_2 ASL_{t-i} + \sum_{i=1}^n B_3 ACR_{t-i} + \sum_{i=1}^n B_4 ASR_{t-i} + \sum_{i=1}^n B_5 FAR_{t-i} + \sum_{i=1}^n B_6 \ln FNI_{t-i} + U_t$$

(2) データ説明

本研究で扱う変数とデータ資料は主に農民純収入、農業産出、農村余剰労働力、そして農村融資レベルの4点である。「農村住民家庭平均一人あたり純収入」に「農村人口数」を乗じて農民純収入総額とし、「第一次産業GDP」のデータを、農業総産出を表すものとし、農村余剰労働力の指標を選ぶ上では、当年の「農村人口数」から「第一次産業就業人口数」を差し引いた差を農村非農業就業人口数とする。児童と老人は労働力とみなせないこと、そして農村出稼ぎ労働者の年齢が主に18～55歳の間で、中国人平均寿命の半分であることを考慮し、農村非農業就業者数の半分以上を農村余剰労働力の総数とする。さらに、農村余剰労働力総数を農村人口数で除したものを、農村余剰労働力比率とし、農民出稼ぎ労働力が給与収入を得る可能性を反映するものとする。農村金融発展を反映する指標の選択については、全体的な金融発展レベルを無視し、農村住民貯蓄率（ASR）と農村金融機関貸付比率（ACR）を用いる。ASRは「農家貯蓄」の対農業総産出比、ACRは農村総貸付の対農村総産出比であり、その中で農村総貸付は「農業貸付」と「郷鎮企業貸付」から構成されている。財政農業支援支出は財政農業支援比率（FAR）で表し、FARは「国家財政の農業に用いる支出の対農業産出比である。

文章中で扱う指標は全て1978～2007年のデータを用い、『中国統計年鑑』（1981～2008年各年版）、『中国金融年鑑』（1986～2008年各年版）、『中国農村統計年鑑』（1997～2008年各年版）、『新中国五十年統計資料匯編』から得たものである。

(3) 実証分析方法

本論文の研究目的は中国農村融資レベルと農民純収入の間の長期均衡関係、及び各影響要素の農民純収入に対するインパクトを分析することである。そのため、主に共和分分析法を用い、相関変数間に長期均衡関係が存在するのかを判定し、インパルス応答関数と分散分解を用いて、変数間の相互影響を判定する。共和分理論は非定常時系列変数の間の長期安定均衡関係を分析する重要な方法であるが、同様の和分階数的変数を備えていてこそ共和分検定が可能である。そのため本論文ではまずADF単位根検定法を用いて、変数の定常性を検定し、その後Engle and Granger（1987）が示した共和分検定法を用いて変数間の共和分関係を検定し、さらにVARモ

デルを基礎にインパルス分析法と分散分解法を用いて農民純収入の相応のショックに対する動態反応程度を説明する。

2. 実証検定結果と分析

(1) 単位根検定

本研究は Eviews6.0 を用いて相関変数に対して単位根検定を行い、Schwarz 基準 (SC) を使って最適ラグ次数を決定する。

表 1 から全ての変数は 5% 有意水準のもとで単位根ありの帰無仮説を棄却できず、そのため非定常であるが、変数の一階差分は 5% と 10% 有意水準下で全て定常であり、これらの変数は全て I(1)過程と考えることができる。即ちこれらの変数自身は定常ではないが、一階差分は定常で、共和分検定の前提を満たしている。

表 1 変数の単位根検定 (ADF) 検定結果

変数	検定形式(C, T, P)	ADF 統計量	臨界値(5%有意水準)	定常性
ln FNI	(C, T, 1)	-2.5428881	5% (-3.580623)	非定常
D(ln FNI)	(C, T, 2)	-3.454815	10% (-3.233456)	定常
ln AY	(C, T, 1)	-1.732818	5% (-3.580623)	非定常
D(ln AY)	(C, 0, 0)	-3.444986	5% (-2.971853)	定常
ASL	(C, 0, 1)	-2.04644	5% (-2.971853)	非定常
D(ASL)	(C, 0, 0)	-3.3926	5% (-2.971853)	定常
ACR	(C, 0, 3)	-0.973236	5% (-2.981038)	非定常
D(ACR)	(C, 0, 2)	-6.686096	1% (-3.711457)	定常
ASR	(C, T, 0)	-2.027364	5% (-3.574244)	非定常
D(ASR)	(C, T, 3)	-4.415439	1% (-4.374307)	定常
FAR	(C, 0, 0)	-2.096697	5% (-2.967767)	非定常
D(FAR)	(C, 0, 0)	-3.660951	5% (-2.971853)	定常

注：第二列の括弧内は単位根検定に含まれる定数項、トレンド項及びラグ階数をそれぞれ示しており、第一項の 0 は定数項を含まないこと、第二項の 0 はトレンド項を含まないことを示している。

(2) 共和分検定

主に単一方程式を用いて農村融資の農民純収入増加に対する影響を分析することから、純収入が農民の再生産投入と生活に影響していることや、財産からの収入が農民収入の組成部分であること、及び「投資のスレッシュホールド」や「金融サービスのスレッシュホールド」等のために、人々の収入において「富める者はさらに富み、貧しいものはさらに貧しく」という「マタイ効果」が存在することを同時に考慮する。そのため、一期前の農民純収入を説明変数として方程式に取り入れ、さらに、Engle and Granger (1987) の 2 段階検定法を用いて上述の相関変数に共和分関係が存在するかどうかを検定する。最小二乗法を通じて次のような推定結果が得られる。

$$\begin{aligned} \ln FNI_t = & 0.573579 \ln AY_t + 1.017306 ASL_t + 0.401316 \ln FNI_{t-1} \\ & (15.22199) \quad (2.535703) \quad (9.513576) \\ & - 1.38225 FAR_t - 0.06225 ACR_t + 0.131491 ASR_t + 0.128984 \quad (3) \\ & (-4.53803) \quad (-1.85649) \quad (1.921376) \quad (0.664315) \end{aligned}$$

方程式下の括弧内は t 値である。調整後の R^2 は 0.999604 で、 F 統計量は 11779.31 である。これは回帰方程式が強い説明力を持っていることを説明している。 Q 統計量と LM 統計量検定は全て回帰モデルに系列自己相関が存在しないことを説明している。ホワイトの検定は均一分散を説明している。この方程式の残差系列に対して、単位根検定を行い、定数項なし、トレンド項なし、及びラグ階数が 0 の時に ADF 値は -5.12787 で、共和分残差検定 5% 有意水準のもとでの臨界値は -4.76 である。これは 5% 有意水準下において、 ADF の検定統計が残差系列に単位根ありの帰無仮説を拒絶しており、即ち残差系列はこの場合定常系列である。これは $\ln FNI_t$, $\ln AY_t$, $\ln FNI_{t-1}$, ASL_t , FAR_t , ACR_t , そして ASR_t の間に共和分関係が存在することを意味している。

共和分方程式(3)からわかるように、当期農民純収入と当期農業産出、農村余剰労働力、農村融資レベル、及び前期農家純収入には長期均衡関係が存在する。その中で、1978～2007年の当期農業産出、農村余剰労働力と当期農家純収入にはプラスの影響関係が存在し、理論分析と合致する。中国の農村住民貯蓄率及び前期農家純収入と当期農家純収入はプラスの相関関係を示している。そして、財政農業支援比率、農村金融機関貸付比率と農家純収入にはマイナスの影響関係が存在している。農民純収入増加とその得た資金援助からみて、1978～2007年の間の政府財政農業支援比率が 0.1 低下するごとに（財政の農業支援支出は通常農業産出より小さいので、財政農業支援支出は 1 より小さい値となる）、農家純収入は 14% 近く増加している。農村金融機関貸付比率が 0.1 高まるごとに、農民純収入増加率は 0.6% 低下する。これは財政支援及び貸付を主とする農村外からの融資チャンネルが、必ずしも資金配分を完全にうまくは最適化しておらず、したがって生産要素の分配機能を最適化できておらず、逆に農村経済の発展と農家の増収を阻害してしまったことを明らかにしている。¹²⁾

図 1 からわかるように、サンプル期間の大部分（1978～1995年）において、財政農業支援比率は下降傾向を示しており、財政の農村経済発展への支援が明らかに不足していることを示している。中国の改革は農村改革から始まったが、国家財政に都市化と工業化の進展に起因する増収が見られない時期において、国家財政の対農業支出は農村の「農家生産請負制」によって引き起こされた農業産出の増加速度に全く追いついていない。このことはまた、「農家生産請負制以降の農村経済発展が最も早い時期は、正に国民経済が全面的に成長し、国家の農業支出投入比率が絶え間なく低下し、そして農民投入が安定しかつ絶え間なく相対的に上昇した時期である¹³⁾」ことを検証している。近年国家は「三農」問題を高度に重視し、農業と農村に対する投入量を増加させているが、投入不足の問題は依然として存在している。1978年財政農業支出の財政総支出に対する比率は 13.4% であったが、2007年のその比率は 6.84% であった。特に農業科学技術への投入は先進国水準に遠く及ばないだけでなく、途上国の平均水準よりも明らかに低い。

財政農業支出の中で農業インフラ支出が占める割合は比較的高いが、このことは財政農業支援比率と農民純収入が負の相関関係を示しているもう一つの原因となっている。全体のサンプル期

図1 財政農業支援比率変化曲線

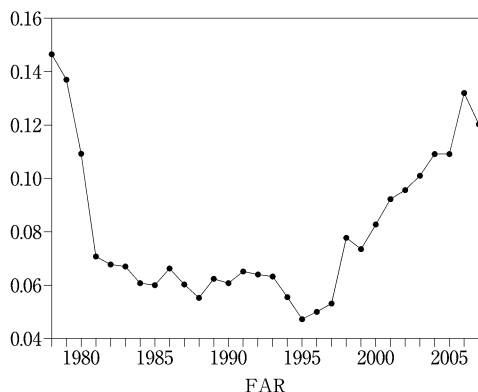
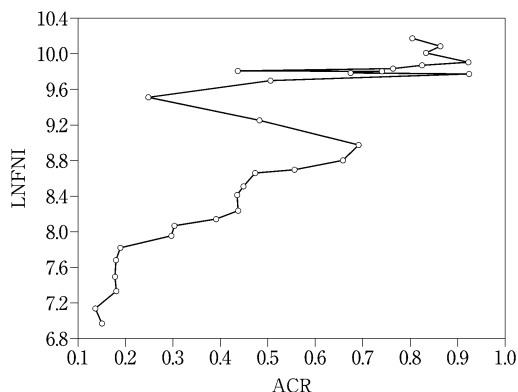


図2 農村貸付比率と農民収入相関図



間内において、財政の農業支出中、農業インフラに対する支出は4分の1を超えており、1978年ではさらに34%に達している。農業インフラ建設は農民の生産能力と生活水準の引き上げに有益であるが、当期農民純収入増加を一方で阻害した。特に現行の政治体制と地方役人の行政任命体制により、実際の農業インフラ建設は重大水利プロジェクトや生態建設など全社会が利益を得られるような「政績プロジェクト」により多く投じられている。そして、農民純収入を直接増加させるような投資プロジェクト、例えば農業市場競争力を強化し、農業生産生活条件を直接改善する優良品種プロジェクト、重要農産物基地、耕地水利、節水灌漑など中小型インフラ設備などへの投入は少なく、10%程度を占めるにすぎない。つまり、財政農業支出の構造は不合理で、農民純収入の向上を抑制してしまっていると言えよう。¹⁴⁾

図2から明らかなように、1994年以降、農村金融機関の貸付比率と農村一人あたり平均収入は負の相関関係を示している。郵便貯蓄は長い間「預かるのみで貸し出さない」制度設計になっており、1994年に国有四大専門銀行の商業化改革が実施され、その後国有商業銀行の農村分支店機関が大規模に撤退・整理されたことにより、郵便貯蓄と国有商業銀行を通じて資金は大量に都市へ流出し、農村経済は貧血状態になってしまった。農村金融が抑制されている条件下において、人為的金融のスレッシュホールドとレント効果のスレッシュホールドが農民純収入増加の障害となっている。¹⁵⁾同時に、農家借入の中でもっとも大きな部分は非生産性の借入、例えば住宅建築、冠婚葬祭、教育、病気治療、消費財購入などである。非生産性用途の農村貸付が比較的大きな比重を占めることは、農村貸付が農村経済成長に対して促進作用を発揮することを難しくしている。さらに貸付の利息負担を考慮すれば、農村における貸付が農業一人あたり産出増加を促進することはできず、一方農家は利息コストを抱えている状況下において、農村貸付比率と農民純収入増加が負の相関関係を示すのは必然的なことである。

(3)式から、農村住民貯蓄率が0.1増加するごとに農家純収入は1.3%増加している。このことは農家自身の蓄積と投入が農家増収の重要要素であることを意味している。前期農家純収入が1%増加するごとに、当期農家純収入は40%増加するが、このことはまた、農民純収入が農民の再生産能力に影響し、さらに財産性収入を通じて未来の収入に比較的大きな影響を及ぼすことを説明している。この2つの変数の前の係数が正の値であることは、わが国の農村に金融発展のスレッ

シュホールド効果が存在することを説明している。スレッシュホールドの富のレベルから見て¹⁶⁾、農村金融市場は発達しておらず、農民は支払い能力がないために金融サービスを受けることができない。農民は少しずつ富を蓄積し比較的高い貯蓄率を通じてしかスレッシュホールドの富のレベルを超えることができず、それでやっと十分な金融仲介サービス、及び比較的高い収益率を得ることができる。まさに商業銀行が業務の中で顧客の貯蓄額に応じてそれぞれのレベルの金融サービスを提供する、つまり貯蓄額が30万を超えるゴールドカード会員は特別のルートで金融業務を受け、さらに多くの優良金融資産を購入する機会を獲得し、全面的な金融財テクサービスを受受できる一方、貯蓄額が300元以下の顧客は銀行に対して管理費を支払わなければならないのと同じである。農民は低収入グループとして、比較的高い貯蓄率で少しずつ富を蓄積し、やっと金融商品の最低取引額の条件に達することができ、またそれによってやっとより良い金融サービスと優良金融資産から利益を得る機会を獲得できるのである。貸付のスレッシュホールドから見ると、正規の金融機関の担保選択が比較的単一的であり、農民が担保にできる資産が比較的少ないこと¹⁷⁾、加えて農業の脆弱性のために、商業銀行が農業貸付を行うインセンティブは強くない。農村信用社の小額貸付は、一定程度農民の貸付難の問題を緩和しているものの、その数は少なく、農業現代化、及び産業化発展の促進を難しくしている。人的資本投資のスレッシュホールドから見ると、わが国は1999年以降国家教育補助貸付政策を行っているものの、教育産業化政策や教育資源分配の不均衡のために、多くの農民とその子女の人的資本投資は不足している¹⁸⁾。都市の子供が高額の「択校費（訳者注：入学点数が足りない学生に対し、一定の点数の範囲内、人数内で「択校費」を支払えば、入学資格を得ることができる）」を支払った後、各種放課後の補習班に参加したり、習い事に通ったりしていることは、農村学生が中学二年生で大量に退学している現象と鮮明な対比を示している。「80%を占める農村の学生が、20%の都市の子供のテキストで勉強している」ために、高等教育の農村出身学生の比率は年々減少しており、農村の子供が占める比率と大学における農村出身学生の比率はまったくつり合いが取れていない¹⁹⁾。人的投資が不足しているために、農民の子女は将来の就職競争において劣勢におかれている。知識を重要な生産要素とする知識経済時代において、知識やデジタルギャップの存在は農民を生産チェーンの底辺に置き、農民と都市住民の収入格差をさらに拡大させるのみならず、農民自身の収入を大きく増加させることをも難しくしている。つまり、金融発展のスレッシュホールド効果によって、前期の社会不公平の結果が将来のさらなる社会不公平へとつながり、したがって「貧しいものはますます貧しく、富める者はさらに豊かに」という「マタイ効果」をさらに強化していると言える。

(3) インパルス応答関数及び分散分解分析

共和分検定を行い、 $\ln FNI$ 、 $\ln AY$ 、 ASL 、 FAR 、 ACR 、そして ASR に長期均衡関係が存在することを確定したので、次いで Sims (1980) の多重自己回帰分析 (VAR) を用いてショックに対する反応分析を行い、さらに細かい変数間の関係を探る。VAR モデルの変数の順序変化がインパルス応答関数にもたらす影響を防止するために、直交化反応の変数順序の恣意性を回避する方法として、2つの変数間の関係の一般的インパクトに対する反応を検定する方法を採用し、それぞれ $\ln FNI$ と $\ln AY$ 、 $\ln FNI$ と ASL 、 $\ln FNI$ と FAR 、 $\ln FNI$ と ACR 、及び $\ln FNI$ と ASR について VAR モデルによる分析を行う。

図3 農業産出ショックが引き起こす農民純収入の応答関数

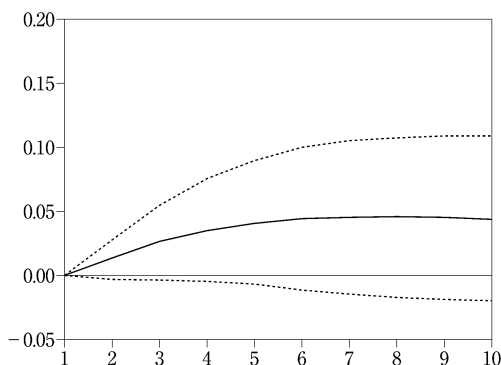


図4 農村余剰労働力比率ショックが引き起こす農民純収入の応答関数

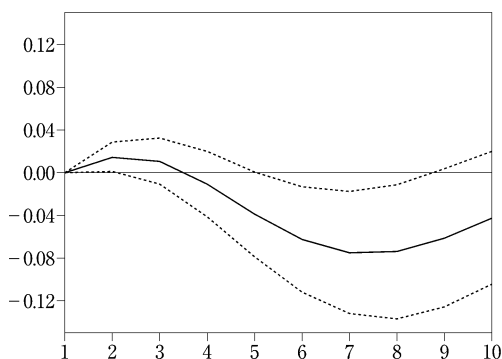


図5 財政農業支援比率ショックが引き起こす農民純収入の応答関数

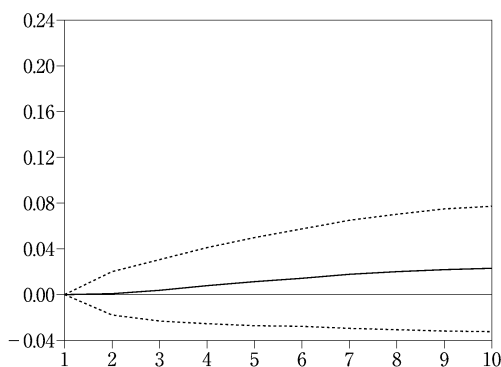


図6 農村金融機関貸付比率ショックが引き起こす農民純収入の応答関数

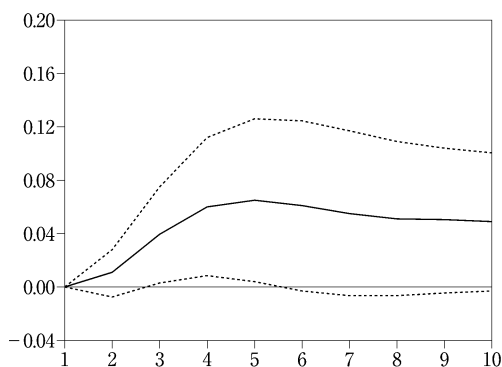


図7 農村住民貯蓄率ショックが引き起こす農民純収入の応答関数

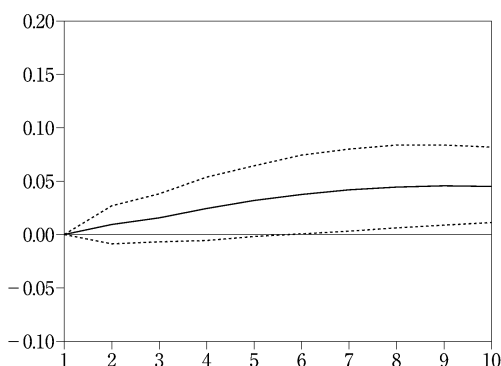


図8 ln FNI と ACR の VAR モデル中の農民純収入自己ショック応答関数

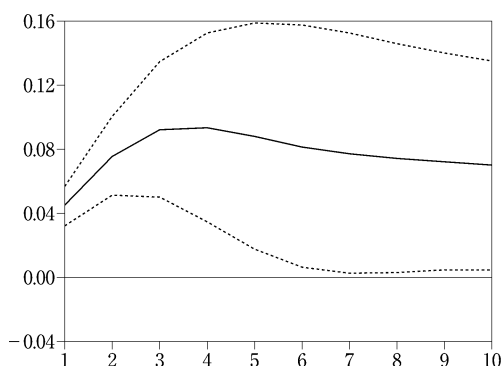


図3～8はそれぞれ農民純収入の農業産出，農村余剰労働力比率，財政農業支援比率，農村金融機関貸付比率，農村住民貯蓄率，自身の一単位のショックに対する標準偏差（±SD）の動態反応を示したもので，これらから以下のことが分かる。①当期に農業産出に一つのプラスのインパクトが生じた後，農民純収入に対し比較的大きなプラスの影響が生じ，かつその影響は比較的長

い持続効果を有している。②農村余剰労働力比率のプラスのショックは短期的に農民純収入を改善させるが、ラグ4期後にプラスの影響がマイナスの影響へ転化している。③財政農業支援比率のプラスのインパクトは農民純収入に対してプラスの影響を及ぼすが、その影響は非常に小さい。④農村金融機関貸付比率のプラスのショックは、農民純収入に積極的影響をもたらし、5期にこのプラスの効果はピークに達する。ACRとln FNIのVARモデルの分散分解結果によると、その農民純収入に対する影響は最大で農民純収入予測誤差の23.44%を占める。⑤農家貯蓄率のプラスのインパクトもまた、農民収入を改善させ、影響程度は時間とともに徐々に大きくなる。ASRとln FNIのVARモデルの分散分解結果から、その農民純収入に対する影響は最大で農民純収入予測誤差の25.04%を占める。⑥農民純収入のプラスの自身へのショックは明らかに自身の改善に役立ち、かつその影響は持続性を持っている。

VARモデルの分析により、農家純収入に影響する要素の中で、農業産出が持続的で積極的な影響を有しており、農村融資レベルを代表する指標は農民純収入に対してプラスの影響を有し、また農村金融機関貸付比率と農村貯蓄率のプラスの影響は持続性を持っている。

3. 結論と政策的含意

実証結果より、1978～2007年の間、中国農村が得た資金支援は農民増収を促進する作用を果たしていない。財政の農業に対する支出が農業産出に追い付いておらず、またその内部構造が不合理であるために、財政農業支援比率と農民純収入は負の相関関係を示しており、農村金融機関の貸付比率もまた農民純収入増加を促進する重要な変数とはなれていない。農家貯蓄率と農民純収入の正の相関関係は、農家自身の資金蓄積が農民純収入向上に対しプラスの作用を持っていることを説明している。共和分分析の結果は、財政農業支援及び農村金融制度の供給不足により、現在の農村資金支援体系と農家の資金需要間に格差とずれが存在している事実を明らかにしている。そしてインパルス応答及び分散分解の結果は、農村金融の改善が農民収入向上に有益であるだけでなく、持続的なプラスの影響を有していることを説明している。このため、本論文では特に以下の政策提案を示したい。

第1に、財政資金の農業に対する支援程度を強化し、積極的財政政策により農業投入総量を増加させ、農民増収に対し資金と物質的補償を与える。同時に、政府は農村金融機関に対する支援を強化すべきで、それにより現在の農村金融機関を担い手として、農村金融機関に対する税の減免や農業貸付補助等の優遇制度を通じて、農村金融機関のコストを引き下げ、その農業離れの傾向を減少させ、政策が金融を補償し、金融が「三農」を支援する道筋を形成するべきである。

第2に、財政農業支援資金の使用方向を調整し、農業科学技術に対する国家投入を増加させ、科学技術の刷新により農業生産を強化し、この農民増収の主たる道筋を安定させ保障する。同時に、農業補助の範囲と補助の重点を調整する。先進国の工業化中期段階の経験から、政府の農民純収入に対する直接的補助は都市農村住民収入格差を縮小させ、農民増収を促進する有効な措置である。このため、WTOの枠組みの下で、継続して優良品種補助、家電補助、農業機械補助を実施する以外に、技能訓練補助、辺境農村教師職務補助、農民子女教育貸付利子補助等教育投資

を増加させるなど、農民増収に有益な直接支援などの政策を十分に行うべきである。

第3に、農村金融改革を深化させ、農村金融サービスを刷新し、農村貸付を改善する。農民貸付の資金需要が主に非正規の金融に依存していることを考慮すると、民間金融組織の市場参入制限をさらに緩和し、民間金融活動を規範化するべきである。農村小額貸付の発展を加速させ、村や鎮の銀行を代表とする中小金融機関に農村経済発展と農民増収を促進する重要な役割を發揮させる。小規模農家は長期貸付を必要としているので、農村金融機関にさらに弾力的な貸付利率自主決定権を与えるべきであり、同時に担保メカニズムと政策性の農業保険をより改善し、それにより金融機関の農家に対する長期貸付を促進し、我国の家庭を単位とする農業経営モデルに適応させるべきである。

注

- 1) 農民純収入に関する研究については、主に杜玉紅・黄小舟「財政資金農業支出与農民純収入關係研究」『統計研究』2006年第9期、張紅宇「促進農民増収的長期思路和政府行為」『農業經濟問題』2005年第2期、柯炳生「關於我国農民純収入問題的若干思考」『農業經濟問題』2005年第1期、劉亮「調整農業財政政策切实增加農民純収入」『農業經濟問題』2004年第5期、黃祖輝・王敏・万広華「我国居民收入不平等問題：基於轉移性收入角度的分析」『管理世界』2003年第3期、呂耀・王兆陽「農村居民收入水平及其分配差距的實証分析」『中国農村經濟』2001年第6期、王萍萍・貝虹「農民純収入与農業生產構造調整」『統計研究』2001年第7期を参照した。
- 2) 以上のデータは『中国統計年鑑』と『中国金融年鑑』各年版から計算。
- 3) 1998年から2001年の間に、中国銀行は県支店264か所を撤退・整理し、県支店の総数は1997年に比べ22%減少した。中国建設銀行は県及び県轄ネットワーク3601か所を削減した。中国工商銀行は8700か所の分支店機構を撤退・整理した。農業銀行の撤退したネットワークは最も多く、最も多かった6万か所から4万か所にまで削減した。
- 4) 金融発展と経済成長の理論については、Levine (2005) が詳しく述べている。
- 5) 張紅偉・陳偉国「中国金融發展与城鄉收入差距關係的實証研究」『財政研究』2008年第12期。
- 6) 張立軍・湛泳「我国農村金融發展对城鄉收入差距的影響」『財經科学』2006年第4期。
- 7) 張立軍・湛泳「金融發展影響城鄉收入差距的三大効応分析及其檢驗」『数量經濟技術經濟研究』2006年第12期。
- 8) 温濤・冉光・熊德平「中国金融發展与農民純収入増長」『經濟研究』2005年第9期。
- 9) 許崇正・高希武「農村金融对增加農民純収入支持狀況的實証分析」『金融研究』2005年第9期、農村金融と農民純収入との關係についての研究には他に、方金平等の「中国農村金融發展与農民純収入増長關係研究」『江西農業学報』2009年第1期、劉旦「我国農村金融發展効率与農民純収入増長」『山西財經大学学报』2007年第1期、楊雯「中国農村金融發展与農民純収入増長因果關係研究」『财会研究』2007年第11期がある。
- 10) Allan W. Gray, James W. Richardson, Jackie McClaskey "Farm-Level Impacts of Revenue Assurance" *Review of Agricultural Economics*, Vol. 17, No. 2 (May, 1995), pp. 171-183.
- 11) 2006年の農民純収入中、給与収入が38%を占め、第一次産業に従事して得た収入は42.2%、財産性及び移転性収入（訳者注：社会保障支給、政府補助等）は0.08%であった。
- 12) 農村金融抑制現象についての研究は、張傑『中国農村金融制度：結構、変遷与政策』中国人民大学出版社、北京、2002年、89～130頁、林毅夫「金融改革与農村經濟發展」北京大学經濟研究中心討論稿 No. C2003026、謝平「中国農村信用合作社体制改革的爭論」『金融研究』2001年第1期、何広文「中国農村金融供求特徵及均衡供求的路径選取」『中国農村經濟』2001年第10期を参照。
- 13) 温鉄軍「制約“三農問題”的兩個基本矛盾」『經濟研究参考』1996年第5期。

- 14) 杜玉紅・黄小舟「財政資金農業支出与農民純收入關係研究」『統計研究』2006年第9期。
- 15) Hellmann T. K Murdock, J E Stiglitz. “Financial Restraint: Toward a New Paradigm” M. Aoki, H-K. Kim & M. Okuno-Fujiwara, eds. *The Role of Government in East Asian Economic Development* Comparative Institutional Analysis, Clarendon Press: Oxford, 1997, pp. 163-207.
- 16) Greenwood, Jovanovic. “Financial Development, Growth, and the Distribution of Income”, *Journal of Political Economy*, 1990(5), pp. 1076-1107.
- 17) Bannerjee, Newman. “Occupational Choice and the Process of Development”, *Journal of Political Economy*, 1993(2), pp. 278-98.
- 18) Galor, Zeira. “Income Distribution and Macroeconomics”, *The Review of Economic Studies*, 1993 (1), pp. 35-52.
- 19) 雷宇「教育如何幫農村孩子找回尊嚴」『中国青年報』2009年9月8日。
- 20) R. M. Mohana Rao, P. Jagannadha Acharlu. “Small Farmer and Long-Term Finance”, *Economic and Political Weekly*, 1972(7), pp. A83-A86.