

郵便ネットワークの金融包摂効果に関する研究：

戦後日本の所得格差に与えた影響

神戸大学大学院国際協力研究科

井上 武

要旨

金融発展は実体経済における金融仲介機関の規模が拡大する「金融深化」として捉えられることが多い。しかし、金融仲介機関はすべての所得階層の人々のニーズに等しく応えることはなく、むしろ一部の所得階層、とりわけ高所得層に偏る傾向がある (Claessens, 2006)。このため、低所得層を含むすべての人々が適切な費用で基本的な金融サービスにアクセスし、これを利用することを促す「金融包摂」という観点から金融発展を促進する政策的な動きが 2000 年代以降世界的に顕著になっている。

基本的な金融サービスへのアクセスが十分ではない場合、人々は金融取引を通じて経済活動に参加する機会が制限される。また、金融サービスの利便性が低い場合、人々が金融サービスから得られる便益は限定的なものになる。このような現象は、資産や所得が相対的に少なく、代替的に利用可能な金融サービスや金融仲介機関をもたない低所得層においてより強く見られる傾向がある。このため、金融包摂の進展は低所得層に対してより大きな恩恵をもたらすと考えられる。

金融包摂の重要性が世界的に認識されるに従って、商業銀行やマイクロファイナンス機関 (Microfinance Institutions: MFIs) などのフォーマル・セミフォーマルな金融仲介機関を通じた金融包摂が経済成長、所得格差、そして貧困削減に対してどのような効果を持ち得るかについての研究が進められている。主に発展途上国を対象とした実証分析では、金融包摂は経済成長を促進し、所得格差を縮小させ、低所得層の生活水準の向上に貢献していることが明らかにされている。このため、金融サービスへのアクセスの改善を図り、その利便性を高めることは、低所得層の経済厚生を高めることが期待されている。

しかしその反面、金融仲介機関がそれまで金融サービスを提供しなかった地域に新た

に進出することは現実的ではない場合が多く、このため、金融包摂を実際に促進するための具体的な方法が模索されている。その一つの手段として、すでに都市部以外にも広範囲なネットワークを有している郵便局の活用が注目されている。本研究では低中所得層や農村部の人々にも金融サービスを提供し、世界最大規模の金融仲介機関に成長した日本の郵便金融に焦点を当て、郵便局のネットワークを通じた金融サービスへのアクセスや利便性の改善が戦後日本の所得格差にどのような影響を持ち得たかについて実証分析を行っている。本研究の概要は以下のとおりである。

イントロダクションの第1節につづき、第2節では郵便局数と貯金口座数から日本における郵便ネットワークを通じた金融サービスへのアクセスと利便性の程度について計測している。これにより、郵便局へのアクセスは1960年代初頭以降、改善しており、郵便局を通じた金融サービスの利便性は1980年代中葉を境に改善していることが確認された。

第3節では関連する先行研究のサーベイを行っている。先行研究はいずれも商業銀行、もしくはMFIのデータを用いて金融包摂の進展度を計測しており、複数国からなるクロスセクションデータ、もしくはパネルデータによる分析の結果、総じて金融包摂の進展は所得格差の縮小につながることを明らかにしている。

第4節ではこうした関連する先行研究とは異なり、日本における郵便ネットワークを通じた金融包摂の所得格差に対する効果を分析している。金融包摂は多面的な性質のため、様々な指標によって進展度が測られてきたが、ここでは金融サービスへのアクセス性を1人当たり郵便局の数、そして金融サービスの利便性を1人当たりの通常貯金口座数からそれぞれ計測し、ジニ係数を説明するモデルを構築している。

第5節ではモデルの推定結果を説明している。1965年から1987年までの47都道府県のアンバランスパネルデータを用いて一般化モーメント法で推定した結果、1人当たり郵便局数と1人当たり貯金口座数のいずれで計測された場合でも金融包摂は所得格差に対してマイナスで有意な係数を持つことが明らかになった。このため、サンプル期間中の日本では金融包摂の進展は所得格差の縮小につながったことが確認された。

第6節では本研究の結論を述べている。本研究の分析結果は、国内を広範囲に網羅する郵便ネットワークが金融サービスへのアクセスと利便性を改善することで、域内の所得格差を縮小させる効果を発揮したことを示している。これは、郵便ネットワークが日本における金融面での社会的安全網としての役割を果たしてきたことを暗示している。従って、郵便局と金融業務が一体として運営されることで、郵便ネットワークは金融包摂を推進し、公共的な役割を果たすことができると考えられる。

以上

郵便ネットワークの金融包摂効果に関する研究：

戦後日本の所得格差に与えた影響

神戸大学大学院国際協力研究科

井上 武

1. はじめに

金融発展は複数の経路を通じて経済成長を促進する。例えば、銀行部門を始めとする金融仲介機能の発展は、①貯蓄の動員とプール、②リスクの取引・ヘッジ・プールの促進、③企業のモニタリングとコーポレート・ガバナンスの発揮、④情報の生産と資本の配分、そして⑤財・サービス取引の促進を通じて経済成長を促進すると想定されている (Levine, 2005)。こうした金融発展と経済成長の密接な関係を前提に、金融発展が所得格差の縮小や生活状況の改善に対しても有益であるかについて研究が進められている。そこでは、金融発展は低所得層の信用制約を削減し、彼らの生産的な資産や生産性を高めることで、低所得層の所得水準を相対的に引き上げ、格差縮小や貧困削減に貢献すると考えられている。関連する計量分析は金融発展が直接的、もしくは経済成長を通じて間接的に所得格差の縮小や貧困状況の削減に対して統計的に有意な効果を持つことを明らかにしている（例えば、Honohan, 2004; Jalilian and Kirkpatrick, 2005; Beck, Demirgüç-Kunt, and Levine, 2007a; Quartey, 2008; Jeanneney and Kpodar, 2011; Inoue and Hamori, 2012; Donou-Adonsou and Sylwester, 2016）。

こうした一連の研究では、金融発展は実体経済における金融仲介機関の規模が拡大する「金融深化」として捉えられることが多い。しかし、金融仲介機関はすべての所得階層の人々のニーズに等しく応えることはなく、むしろ一部の所得階層、とりわけ高所得層に偏る傾向がある (Claessens, 2006)。このため、低所得層を含むすべての人々が適切な費用で基本的な金融サービスにアクセスし、これを利用することを促す「金融包摂」という観点から金融発展を促進する政策的な動きが 2000 年代以降世界的に顕著になっ

ている。基本的な金融サービスへのアクセスが十分ではない場合、人々は金融取引を通じて経済活動に参加する機会が制限される。また、金融サービスの利便性が低い場合、人々が金融サービスから得られる便益は限定的なものになる。このような現象は、資産や所得が相対的に少なく、代替的に利用可能な金融サービスや金融仲介機関をもたない低所得層においてより強く見られる傾向がある。このため、金融包摂の進展は低所得層に対してより大きな恩恵をもたらすものと考えられる。

金融包摂の重要性が世界的に認識されるに従って、商業銀行やマイクロファイナンス機関（Microfinance Institutions: MFIs）などのフォーマル・セミフォーマルな金融仲介機関を通じた金融包摂が経済成長、所得格差、そして貧困削減に対してどのような効果を持ち得るかについての研究が進められている。主に発展途上国を対象とした実証分析では、金融包摂は経済成長を促進し、所得格差を縮小させ、低所得層の生活水準の向上に貢献していることが明らかにされている。このため、金融サービスへのアクセスの改善を図り、その利便性を高めることは、低所得層の経済厚生を高めることが期待されている。

しかしその反面、金融仲介機関がそれまで金融サービスを提供しなかった地域に新たに進出することは様々な理由から現実的ではない場合が多く、このため、金融包摂を実際に促進するための具体的な方法が模索されている。その一つの手段として、都市部以外にも広範囲にネットワークを有している郵便局の活用が注目されている。本研究では低中所得層や農村部の人々にも金融サービスを提供し、世界最大規模の金融仲介機関に成長した日本の郵便金融に焦点を当て、郵便局のネットワークを通じた金融サービスへのアクセスや利便性の改善が戦後日本の所得格差にどのような影響を持ち得たかについて実証的に分析することを目的としている。この分析を通じて、高成長期の日本における金融包摂の効果を定量的に明らかにするとともに、今後、郵便ネットワークを通じた金融包摂を進めようとしている諸外国に対しても政策的な含意を提示できるものと考えている。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では金融包摂の進展度について考察する。

金融包摂は多面的な概念であるため、先行研究では金融包摂の進展度を計測するために幾つかの指標が提案されている。ここでは郵便局数と貯金口座数から日本における郵便ネットワークを通じた金融サービスへのアクセスと利便性の程度について計測する。第3節では関連する先行研究のサーベイを行う。金融包摂の効果を実証的に分析した先行研究の中で、郵便局を考慮している研究はない。このため、関連する研究として、商業銀行と MFIs を通じた金融包摂に関する研究を取り上げ、金融包摂の所得格差に対する効果について概観する。第4節では日本における郵便ネットワークを通じた金融包摂の所得格差に対する効果を分析するためのモデルとデータについて説明し、第5節で分析結果を提示する。最後に、第6節で本研究の結論を述べる。

2. 金融包摂の進展度

金融包摂は多面的な概念であり、先行研究は金融包摂の計測に際して幾つか異なる指標を提案している。例えば、Beck, Demirgüç-Kunt, and Martínez Pería (2007b) はアクセス性と利便性という2つの側面から金融包摂を捉え、金融包摂のアクセス性を1人当たりと1平方キロメートル面積当たりの銀行支店と現金自動預け払い機 (ATM) の数、そして金融包摂の利便性を1人当たりの銀行貸付・預金口座の数と銀行貸付・預金額のGDP比からそれぞれ計測している。

また、Alliance for Financial Inclusion (AFI) (2013) は金融包摂を銀行サービスへのアクセスと利便性を保証するプロセスとして定義している。ここでは、銀行サービスへのアクセスは成人10万人当たりの銀行支店の数、少なくとも1つの銀行関連機関を持つ行政単位の割合、そして少なくとも1つの銀行関連施設を持つ行政単位に居住する人口割合という3つの指標から計測され、銀行サービスの利便性は少なくとも1つの種類の銀行口座を持つ成人の割合、もしくは成人10万人当たりの銀行口座の数により計測されている。

他方、Sarma (2008) は銀行サービスへのアクセス性、利用可能性、そして利便性の

3つの観点から金融包摂を捉え、それぞれ異なる指標から金融包摂を計測している。すなわち、銀行サービスへのアクセス性は人口1,000人当たりの銀行口座の数、銀行サービスの利用可能性は人口10万人当たりの銀行支店とATMの数、そして銀行サービスの利便性は銀行貸付と預金のGDP比によってそれぞれ計測され、金融包摂の多面性を表現するために、これらの代理変数から1つの合成指標が作成されている。

また、Park and Mercado (2016) は金融包摂を銀行サービスの利用可能性と利便性の2つの側面に分けて、利用可能性を成人10万人当たりの銀行支店とATMの数から測る一方、利便性を銀行貸付のGDP比と成人1,000人当たりの銀行からの借り手と預け手の数から計測している。

以上のように、金融包摂は多様な側面を包含しているため、どのような観点からどのような指標を用いて計測するかについては、先行研究の間で必ずしも一致した見解に至っていない。しかし、金融包摂を計測するために、幾つか共通の変数が用いられている。本稿は、Beck *et al.* (2007b) や AFI (2013) に沿って、金融包摂を金融サービスへのアクセスと利便性の2つの側面から捉え、郵便局の数と貯金口座の数から、戦後日本の郵便ネットワークを通じた金融包摂の進展度について概観する¹。

図1は日本国内のすべての郵便局について、その総数と1局当たりの人口の推移を示している。ここではサンプル期間中のデータの統一性を図るために郵便局数から分室と分局を除いている。郵便局の総数は1955年には全国で1万5,522局であったが、その後、年々着実に増加し、ピーク時の2001年には2万4,778局になった。一方、郵便局1局当たりの人口は1955年から1962年にかけて一時的に5,752人から5,813人まで増加した後、減少に転じ、1970年から2007年にかけて5,091人から5,199人の間で推移している。以上から、郵便局へのアクセスは少なくとも1960年代初頭以降、改善して

¹ 伊藤 (2010) は日本における郵便貯金の構成の中心が1950年代以降、通常貯金から定額貯金に移行し、高度経済成長期後半には定額貯金の増加が郵便貯金全体の増加を牽引するようになったことを明らかにしている。本研究では貯金口座数として定額貯金ではなく通常貯金を用いているが、これは定額貯金については口座数のデータは得ることができなかったことによる。

いると考えられる。ちなみに、金融機能を持つ郵便局の数は 2015 年時点で国内のその他の金融機関の合計の 2 倍以上あるため、郵便局は国内最大のアウトリーチを持つ金融仲介機関となっている (Rillo and Miyamoto, 2016)。

図 2 は郵便局における通常貯金口座の総数と 1 人当たりの通常貯金口座数の推移を示している。郵便局には様々な形態の貯金があるが、貯金口座の中では通常貯金の口座数が最も多いため、このデータを用いている。通常貯金口座数は 1957 年の 9,445 万口座から 1966 年の 7,927 万口座まで減少した後、増加に転じ、ピーク時の 2005 年には 1 億 1,796 万口座になった。一方、1 人当たりの口座数は 1957 年の 1.04 から 1986 年の 0.67 まで減少した後、増加傾向に転じ、2005 年に 0.92 になっている。このため、郵便局を通じた金融サービスの利便性は、口座数全体では 1960 年代中葉以降、1 人当たり口座数では 1980 年代中葉を境に改善に向かったと考えられる。ちなみに、Scher (2001) は 1990 年代末時点の 1 人当たり郵便貯金口座数を各国間で比較し、日本が世界の中で最も高い水準であることを指摘している。

3. 先行研究のサーベイ

先行研究ではこれまでのところ郵便ネットワークを通じた金融包摂の効果に関して実証分析は行われていない。他方、商業銀行や MFIs のデータを用いて、金融包摂が所得格差にどのような効果を持っているかについて検証した実証分析は数が少ないものの行われている。そこで以下では、世界全体のマクロデータを用いて、商業銀行や MFIs を通じた金融包摂の所得格差に対する効果を分析する先行研究について概観する。

初めに、Kai and Hamori (2009) は、途上国 61 ヶ国からなるクロスカントリーデータを用いて、マイクロファイナンスを通じた金融包摂の所得不平等に対する効果を検証している。金融包摂の進展度は MFIs の数、もしくは MFIs の借り手の数から計測され、1 人当たり実質 GDP とその 2 乗、経済開放度、インフレ率、民主化指数、地域ダミーなどの変数をコントロールし、ジニ係数を回帰した結果、金融包摂は MFIs の数と MFIs

の借り手の数のいずれの変数を用いた場合でもマイナスの符号を持ち、統計的に有意であることが明らかになった。このため、彼らはマイクロファイナンスを通じた金融包摂は所得格差を縮小させ、有効な再分配手段として利用可能であることを指摘している。

Mookerjee and Kalipioni (2010) は先進国及び途上国 70 ヶ国のクロスセクションデータを用いて、商業銀行が提供する金融サービスへのアクセス障害と金融サービスの利用可能性が所得格差に対してどのような効果を持っているかについて分析している。金融サービスへのアクセス障害は口座開設時に必要な最低残高と貸付申込書を提出する場所の数、そして金融サービスの利用可能性は成人 10 万人当たりの銀行支店数でそれぞれ測られている。彼らはこのような金融包摂の代理変数とともに、1 人当たり GDP、インフレ率、輸出入額の GDP 比、人口 1,000 人当たりの電話の数などのコントロール変数を用いてジニ係数を説明するモデルを最小二乗法 (ordinary least squares: OLS) と操作変数法 (instrumental variables method: IV) で推定した。その結果、金融サービスへの利便性は所得格差とマイナスの有意な関係を持ち、金融サービスへのアクセス障害は口座開設時の必要最低残高については OLS と IV の双方、貸付申込書の提出場所の数については OLS の場合のみ所得格差とプラスの有意な関係を持つことが分かった。このため、銀行支店へのアクセス拡大は所得格差を改善する一方、口座開設時のより高い最低残高は所得格差を悪化させると結論付けている。

Hermes (2014) は、途上国における貧困層のマイクロファイナンスへの参加が所得不平等の引き下げに貢献するかについて分析を行っている。貧困層のマイクロファイナンスへの参加は MFIs からの借入者数の総人口に対する割合と MFIs による貸付額の GDP 比によって計測されている。コントロール変数は、インフレ率、農村人口の割合、耕作可能な土地の割合、民主化水準、人口増加率、輸出入額の GDP 比、そして中等学校就学率である。彼らは 2000 年から 2008 年までの途上国 70 ヶ国のクロスセクションデータを用い、OLS と IV による分析を行い、その結果、より高いマイクロファイナンスへの参加がより低い所得不平等と相関していることを確認している。

Garcia-Herrero and Turégano (2015) は、先行研究が適用した金融包摂に関する複数の

指標を用いて、金融包摂が所得格差の縮小に貢献するかについて分析を行っている。金融包摂の指標に関しては、銀行口座を持つ成人の総人口に占める割合や信用全体と GDP に対する中小企業向け信用割合などの個々の指標とともに、Sarma (2008, 2012) や Cámara and Tuesta (2014) が考案した合成指標が用いられている。19 ヶ国から 75 ヶ国の範囲でクロスセクションデータとパネルデータを用いた分析を行い、その結果、9 つのケース中、5 つのケースで金融包摂とジニ係数の間にマイナスの有意な関係があることを明らかにしている。

Park and Mercado (2016) は、途上国 177 ヶ国における金融包摂の所得格差と貧困状況に対する効果を分析している。彼らは Sarma (2008) の手法に沿って、5 つの変数から金融包摂の合成指標を作成した。5 つの変数は、商業銀行の支店の数、商業銀行の ATM の数、成人 1 人当たりに対する商業銀行の借入者と預金者の割合、そして GDP に対する民間信用の割合である。実質 GDP 成長率、インフレ率、銀行信用増加率、初等学校卒業率、そして法のルールなどをコントロールし、2002 年から 2012 年までの平均値を用いたクロスセクションデータによる分析の結果、金融包摂はより低い貧困率と有意に相関するが、金融包摂と所得格差の間には有意な相関は見られないことを明らかにしている。

Aslan *et al.* (2017) は世界銀行による金融包摂の合成指標である Global Findex を用いて金融アクセスに対する格差指標を作成し、所得格差との関係を推定している。1 人当たり所得水準、農業生産の生産全体に占める割合、貿易開放度、インフレ率などをコントロールし、金融アクセス格差とジニ係数で測られる所得格差の関係についてクロスセクションデータを用いて分析したところ、金融サービスへのアクセス格差は所得格差とプラスの有意な関係を持つという結果が得られた。この結果はコントロール変数を変えても変化しない。このため、彼らは広範な金融サービスへの偏りないアクセスを実現することが政策的に重要であると述べている。

Neaime and Gaysset (2018) は、2002 年から 2015 年までの中東・北アフリカ 8 ヶ国からなるパネルデータを用いて、金融包摂の所得不平等、貧困状況、そして金融安定性に

対する効果を分析している。彼らは成人 10 万人当たりの銀行の数、もしくは成人 10 万人当たりの銀行の ATM の数に基づき金融包摂の程度を計測した。1 人当たり実質 GDP 成長率（実質 GDP もしくはその 2 乗）、インフレ率、輸出入の GDP 比、中等学校就学率などをコントロールし、一般化モーメント法（generalized method of moments : GMM）による推定の結果、銀行数の増加は所得不平等を縮小させるが、貧困率に対しては有意な効果を持たないこと、そして銀行の ATM の増加は金融の安定性に貢献することを明らかにしている。

以上のように、関連する研究の中では Park and Mercado（2016）が金融包摂の所得格差に対する有意な効果を検出していないが、その他の研究は金融包摂の進展が所得格差の縮小につながることを明らかにしている。

本研究は上述の先行研究とは次の諸点で異なっている。第一に、先行研究では商業銀行や MFIs に関するデータを用いて金融包摂の進展度を計測しているが、本研究では郵便局を通じた金融包摂に焦点を当てている。第二に、Park and Mercado（2016）や Aslan *et al.*（2017）は金融包摂の合成指標を用いて分析を行っているが、本研究は郵便ネットワークを通じた金融サービスへのアクセスと利便性を計測するために郵便局数と貯金口座数の双方を代替的に用いている。そして第三に、先行研究では複数の国を対象に分析を行っているが、本研究では日本 1 ヶ国に焦点を当て、都道府県別のデータを用いた分析を行っている。

4. モデルとデータ

本研究では、低中所得層を含むすべての人々が適切な費用で基本的な金融サービスにアクセスし、これを利用することを促す金融包摂の観点から金融発展を捉え直し、金融包摂という金融サービスにアクセスし利用できるという「機会について格差」の変化が所得格差という「結果としての格差」の変化にどのような影響をもたらしたのかについて分析を行う。実証分析に際して、次のモデルを考える。

$$GINI_{i,t} = \alpha + \gamma GINI_{i,t-1} + \beta_1 FI_{i,t} + \beta_2 INCOME_{i,t} + \beta_3 X_{i,t} + u_{i,t}, \quad i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

ここで $GINI_{i,t}$ はジニ係数、 $FI_{i,t}$ は金融包摂、 $INCOME_{i,t}$ は 1 人当たり所得水準、 $X_{i,t}$ はコントロール変数、 $u_{i,t}$ は誤差項、 $i(=1, 2, \dots, N)$ は国、そして $t(=1, 2, \dots, T)$ は期間をそれぞれ表している。

被説明変数であるジニ係数 ($GINI$) は所得格差を測る代表的な指標の一つであり、数値が高いほど、より所得格差が大きいことを示している。ここでは総務庁 (現総務省) の『就業構造基本調査』のデータに基づき数値を算出している。

本研究において最も重要な説明変数が金融包摂 (FI) である。金融包摂はその多面的な性質のため、様々な指標によって進展度が測られてきた。ここでは先行研究に基づき金融サービスへのアクセス性と利便性から金融包摂を捉え、前者を 1 人当たりの郵便局の数 ($FI1$)、後者を 1 人当たりの通常貯金口座の数 ($FI2$) から計測している。郵便局数と通常貯金口座数は郵政省の『郵政統計年報』、そして人口は総務省の『国勢調査』からそれぞれ入手した。

金融包摂の進展により、すべての人々は適切なコストでフォーマル・セミフォーマルな金融仲介機関が提供する基本的な金融サービスへのアクセスや利用が可能になる。*Anson et al.* (2013) は、世界 60 ヶ国の口座所有データを用いて、郵便局と商業銀行の口座所有のパターンを分析し、郵便局は商業銀行と比べて、貧困層、低教育層、失業者など社会的脆弱層に対して口座を一層提供する傾向にあることを指摘している。このように郵便金融の顧客は世界的には比較的所得層であることは知られており、日本もその例外ではない (梶村、2005; Rillo and Miyamoto, 2016)。このため、郵便ネットワークを通じた金融サービスへのアクセスと利便性が向上することで、低所得層の機会格差が縮小し、これが彼らの所得水準を高めることで所得格差につながることから (1) 式の金融包摂の係数はマイナスになると予想される。

関連する実証分析では所得格差を説明する重要な変数として 1 人当たり所得水準、も

しくはその変化率を用いている。こうした先行研究に沿って本研究でも1人当たり所得水準 (*INCOME*) を(1)式でコントロールする。データは厚生労働省の『毎月勤労統計調査』から常用労働者の平均月額現金給与額を用いている。所得水準と所得格差の関係は分析対象となる国や地域によって必ずしも一様ではない。しかし、本研究の対象である日本では1950年代以降の高度成長期は「1億総中流化」という言葉で示される現象が生じた時期であったことから、(1)式における1人当たり所得水準の係数はマイナスになることが予想される。

その他の説明変数 (*X*) として、インフレ率 (*INF*)、第一次産業就業者比率 (*AGRI*)、高齢化率 (*AGED*) をコントロールしている。インフレ率は消費者物価指数の変化率であり、総務省のウェブサイトを通じて入手した消費者物価指数のデータに基づき算出している。物価水準の上昇は、一般的にインフレをヘッジする金融手段へのアクセスが限られ、また少ない資産の中で現金の割合が高い低所得者層に対してより大きなマイナスの影響をもたらすことが想定される (Easterly and Fischer 2001; Holden and Prokopenko 2001)。このため、(1)式におけるインフレ率の係数はプラスになることが予想される。

第一次産業就業者比率と高齢化率は経済構造の特徴を示す変数であり、いずれも総務省の『国勢調査』からデータを入手した。第一次産業就業者比率は15歳以上就業者に占める農林水産業就業者の割合であり、高齢化率は総人口に占める65歳以上人口の割合である。第一次産業から第二次・第三次産業に就業者のウェイトが移ることで、低所得者層の収入は増加し、所得格差は縮小する (Jaumotte, Lall, and Papageorgiou, 2013)。また、高齢者の割合が上昇することで、労働力人口が減少し、所得格差は上昇する。このため、(1)式における第一次産業就業者比率と高齢化率の係数はプラスになることが予想される。

(1)式の推定に際しては1965年から1987年までの47都道府県のアンバランスパネルデータを用いている²。消費者物価指数を除くすべての変数は都道府県別のデータである。消費者物価指数に関しては、都道府県別のデータは1970年からしか入手するこ

² 沖縄県は1972年に日本に復帰したことから、それ以前は46都道府県のデータを用いている。

とができないため、全国データを用いている。また、郵便局数、貯金口座数、そしてインフレ率以外の変数は、3年間隔、もしくは5年間隔でしかデータを入手することができなかった。このため、こうした変数については線形補間によりデータを年次に補正している。表1は変数の定義と出所をまとめており、表2は記述統計を示している。

5. 分析結果

推定に際しては、GMMを用いている。これは推定モデルの説明変数にラグ付き被説明変数が含まれており、説明変数の潜在的な内生性に対処していることによる。

表3と表4は推定結果を示している。表3は1人当たり郵便局の数（*FI1*）、表4は1人当たり貯金口座の数（*FI2*）を金融包摂の指標として用いている。これらの表ではモデルに含まれる説明変数に応じて次の6つのケースに分けて推定結果を表示している。ケース1では金融包摂のみ説明変数として用いている。ケース2では金融包摂と1人当たり所得水準を説明変数として用いている。ケース3からケース5では金融包摂と1人当たり所得水準に加えてその他の説明変数をコントロールしている。すなわち、ケース3ではインフレ率、ケース4では第一次産業就業者比率、そしてケース5では高齢化率を追加している。最後に、ケース6ではすべての変数を説明変数として用いている。

表3の主要な分析結果は以下のとおりである。第一に、金融包摂（*FI1*）の係数は6つすべてのケースでマイナスの符号を持ち、1%水準で統計的に有意になった。このため、金融包摂の進展は金融サービスへのアクセス改善という点で所得格差の縮小につながると考えられる。この結果は、多くの先行研究と整合的であり、事前の予想とも一致している。

次に、1人当たり所得水準（*INCOME*）の係数はすべてのケースでマイナスの符号を持ち、1%水準で統計的に有意になった。所得水準が所得分配に対してどのような影響を与えるかについて様々な議論があり、結論には至っていないが、本研究の分析結果は1950年代から1980年代までの間、日本では所得水準の上昇は所得格差を縮小させた

可能性を指摘している。

コントロール変数に関しては、インフレ率 (*INF*)、第一次産業就業者比率 (*AGRI*)、高齢化率 (*AGED*) の係数はいずれも事前の予想どおりプラスの符号を持ち、統計的に有意であることが分かった。このため、インフレ率の上昇、第一次産業就業者比率の上昇、そして高齢化率の上昇はいずれも所得格差を拡大させる効果を持ったと考えられる。

次に、表 4 の主要な分析結果は以下のとおりである。第一に、金融包摂 (*FI2*) の係数は 6 つすべてのケースでマイナスの符号を持ち、1%水準で統計的に有意になった。この結果は表 3 の結果と一致している。このため、金融包摂の進展は金融サービスの利便性向上という点でも所得格差の縮小につながると考えられる。

その他の説明変数に関しては、1 人当たり所得水準 (*INCOME*) の係数はすべてのケースでマイナスの符号を持ち、統計的に有意である一方、インフレ率 (*INF*)、第一次産業就業者比率 (*AGRI*)、高齢化率 (*AGED*) の係数はいずれもプラスの符号を持ち、統計的に有意であることが確認された。このため、所得水準の上昇は所得格差の縮小を促し、インフレ率、第一次産業就業者比率、高齢化率の上昇は所得格差の悪化につながったと考えられる。これらは表 3 の結果と整合的である。

最後に、表 3 と表 4 はケースごとの過剰識別に関する J 統計量を報告している。「過剰識別制約を満たす」という帰無仮説は表 3 のケース 2 とケース 3 を除くすべてのケースと表 4 のすべてのケースにおいて 5%水準で棄却されないという結果が得られた。このため、モデルの特定化はほとんどのケースで統計的に支持されていると考えられる。

6. 結論

郵便ネットワークを通じた金融包摂の進展は、現在、先進国・途上国を問わず、世界的に注目されている。先進国では近年再び拡大傾向にある所得格差を是正する手段として、郵便金融の普及が期待されている。例えば、アメリカでは郵便公社に銀行機能を持たせることで、特に地方の低所得者層が基本的な金融サービスへのアクセスの改善とい

う点で最も恩恵を受ける可能性があるという研究結果があり (Despard, Friedline, and Refior, 2017)、実際に同国では現在、郵便銀行 (postal bank) の設立に向けた動きが見られる。一方、途上国では貧困問題を解決する手段として、金融包摂の推進が主要な政策課題となっており、その一環として郵便ネットワークの活用が検討されている。例えば、インドではインド郵政が金融包摂を進展させる目的で設けられた新たな商業銀行のカテゴリーである決済銀行 (payments bank) としての認可を中央銀行から受け、銀行業務を開始している。

こうした実際の動きからも分かるように、郵便ネットワークを通じた金融包摂の有効性についてはこれまでその重要性が指摘されてきたが、統計データに基づく実証分析はほとんど行われてこなかった。このため、本研究では、日本の郵便金融に関するデータを用いて、戦後日本の所得格差に対する郵便ネットワークを通じた金融包摂の効果について分析を行った。分析に際しては、1962年から1987年までの47都道府県からなるパネルデータを用い、1人当たり所得水準、インフレ率、第一次産業就業者比率、そして高齢化率をコントロールした上で、金融包摂で所得格差を示すジニ係数を説明するモデルを推定した。金融包摂は郵便ネットワークを通じた金融サービスへのアクセス性と利用可能性について1人当たり郵便局数と1人当たり通常貯金口座数からそれぞれ計測した。GMMによる推定の結果、金融包摂はアクセスと利便性のいずれにおいても所得格差の縮小につながることを確認された。

現在、日本国内では、商業銀行が厳しい経営環境の下、都市銀行や地方銀行を問わず業務効率化の一環として支店の統廃合を計画している。こうした商業銀行の動きに対して、ユニバーサルサービスを展開してきた郵便ネットワークがこれまでと同じように維持されるべきかについては多面的且つ客観的な分析に基づく議論が必要であろう。本稿の分析結果は、国内を広範囲に網羅した郵便ネットワークは金融サービスへのアクセスや利便性を改善することで、域内の所得格差を縮小させる効果を発揮したことを示している。これは、郵便ネットワークが日本における金融面での社会的安全網としての役割を果たしてきたことを暗示している。

諸外国の中には、収益性を重視するあまり、郵便局と金融業務を分離した結果、それまでの両者の間に存在した相乗効果が失われ、結局、郵便局は閉鎖され、顧客はサービスが受けられなくなり、金融業務を担う郵便銀行は収入が減少したという事例がある（Scher, 2001）。郵便局から金融業務が分離されるのではなく、一体として運営されることで、日本の郵便ネットワークは国内のその他の金融仲介機関が成しえない形で金融包摂を推進し、今後も公共的な役割を果たすことができると考えられる。

参考文献

邦語文献

- 伊藤真利子 (2010) 「高度成長期郵便貯金の発展とその要因—郵便貯金増強メカニズムの形成をめぐって—」 郵政資料館『郵政資料館研究紀要』 創刊号、pp. 48–65.
- 梶村均 (2005) 「郵便局をメインバンクにしている世帯と、郵便局を全く利用していない世帯の比較」 郵政総合研究所『調査研究レポート』 (<https://www.yu-cho-f.jp/research/old/research/repo/17-k-yubinkyoku.pdf>) (2018年4月27日アクセス).
- 厚生労働省 (各年) 『毎月勤労統計調査年報 地方調査』 (<http://www.stat.go.jp/data/chouki/19.html>) (2018年4月10日アクセス).
- 総務省 (各年) 『国勢調査』 (<https://www.e-stat.go.jp/>) (2018年4月16日アクセス).
- 総務庁 (各年) 『就業構造基本調査』.
- 郵政省 (各年) 『郵政統計年報 (昭和63年度から平成6年度までは『郵政行政統計年報』)』.

英語文献

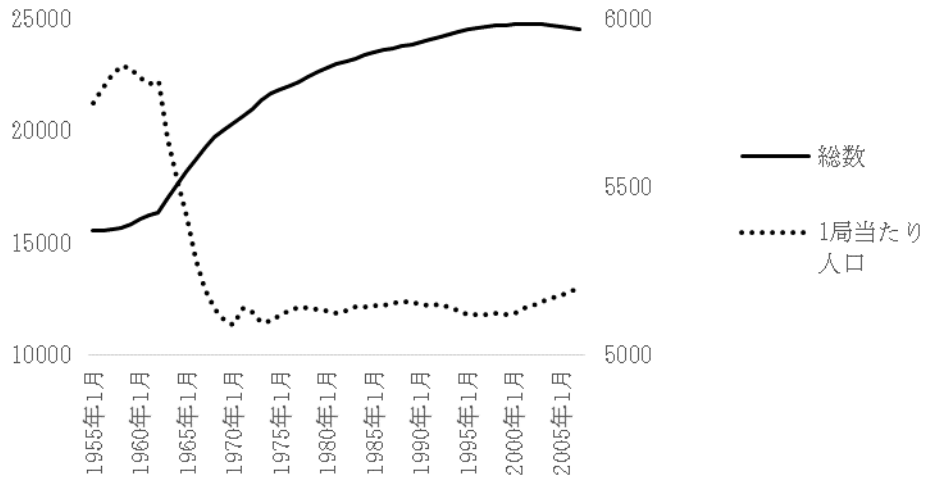
- Alliance for Financial Inclusion (AFI), 2013. *Measuring Financial Inclusion: Core Set of Financial Inclusion Indicators*. AFI, Bangkok.
- Anson, J., Berthand, A., Klapper, L., Singer, D., 2013. Financial inclusion and the role of the post office. World Bank Policy Research Working Paper 6630, World Bank, Washington D.C.
- Arellano, M., Bond, S., 1991. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies* 58, 277–297.
- Aslan, G., Delechat, C., Newiak, M., Yang, F., 2017. Inequality in financial inclusion and income inequality. IMF Working Paper WP/17/236, International Monetary Fund, Washington D.C.
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., Levine, R., 2007a. Finance, inequality and the poor. *Journal of Economic Growth* 12, 27–49.
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., Martínez Pería, M.S., 2007b. Reaching out: Access to and use of

- banking services across countries. *Journal of Financial Economics* 85, 234–266.
- Cámara, N., Tuesta, D., 2014. Measuring financial inclusion: A multidimensional index. BBVA Research Working Paper 14/26, BBVA Research, Madrid.
- Claessens, S., 2006. Access to financial services: A review of the issues and public policy objectives. *The World Bank Research Observer* 21, 207–240.
- Despard, M., Friedline, T., Refior, K., 2017. Can post offices increase access to financial services? A geographic investigation of financial services availability. Center on Assets, Education, and Inclusion Report, University of Kansas, Lawrence.
- Donou-Adonsou, F., Sylwester, K., 2016. Financial development and poverty reduction in developing countries: New evidence from banks and microfinance institutions. *Review of Development Finance* 6, 82–90.
- Easterly, W., Fischer, S., 2001. Inflation and the poor. *Journal of Money, Credit and Banking* 33, 160–178.
- Garcia-Herrero, A., Turégano, D.M., 2015. Financial inclusion, rather than size, is the key to tackling income inequality. BBVA Research Working Paper 15/05, BBVA Research, Madrid.
- Hermes, N., 2014. Does microfinance affect income inequality? *Applied Economics* 46, 1021–1034.
- Holden, P., Prokopenko, V., 2001. Financial development and poverty alleviation: Issues and policy implications for developing and transition countries. IMF Working Paper 01/160, International Monetary Fund, Washington D.C.
- Honohan, P., 2004. Financial development, growth and poverty: How close are the links? World Bank Policy Research Working Paper 3203, World Bank, Washington D.C.
- Inoue, T., Hamori, S., 2012. How has financial deepening affected poverty reduction in India? Empirical analysis using state-level panel data. *Applied Financial Economics* 22, 395–408.
- Jalilian, H., Kirkpatrick, C., 2005. Does financial development contribute to poverty reduction? *Journal of Development Studies* 41, 636–656.

- Jaumotte, F., Lall, S., Papageorgiou, C., 2013. Rising income inequality: Technology, or trade and financial globalization? *IMF Economic Review* 61, 271–309.
- Jeanneney, S.G., Kpodar, K., 2011. Financial development and poverty reduction: Can there be a benefit without a cost? *Journal of Development Studies* 47, 143–163.
- Kai, H., Hamori, S., 2009. Microfinance and inequality. *Research in Applied Economics* 1, 1–12.
- Levine, R., 2005. Finance and growth: Theory and evidence, in: Aghion, P., Durlauf, S.N. (Eds.), *Handbook of Economic Growth*. Elsevier, Amsterdam, pp. 865–934.
- Mookerjee, R., Kalipioni, P., 2010. Availability of financial services and income inequality: The evidence from many countries. *Emerging Markets Review* 11, 404–408.
- Neaime, S., Gaysset, I., 2018. Financial inclusion and stability in MENA: Evidence from poverty and inequality. *Finance Research Letters* 24, 230–237.
- Park, C.-Y., Mercado Jr., R.V., 2016. Does financial inclusion reduce poverty and income inequality in developing Asia? in: Gopalan, S., Kikuchi, T. (Eds.), *Financial Inclusion in Asia: Issues and Policy Concerns*. Palgrave Macmillan, London, pp. 61–92.
- Quartey, P., 2008. Financial sector development, savings mobilization and poverty reduction in Ghana in: Guha-Khasnobis, B., Mavrotas, G. (Eds.), *Financial Development, Institutions, Growth and Poverty Reduction*. Palgrave Macmillan, Basingstoke, pp. 87–119.
- Rillo, A.D., Miyamoto, J., 2016. Innovating financial inclusion: Postal savings system revisited. ADBI Policy Brief 2016-3, Asian Development Bank Institute, Tokyo.
- Sarma, M., 2008. Index of financial inclusion. ICRIER Working Paper 215, Indian Council for Research on International Economic Relations, New Delhi.
- Sarma, M., 2012. Index of financial inclusion — A measure of financial sector inclusiveness. Berlin Working Papers on Money, Finance, Trade, and Development 2012-07, Hochschule für Technik und Wirtschaft Berlin, Berlin.
- Scher, M.J., 2001. Postal saving and the provision of financial services: Policy issues and Asian

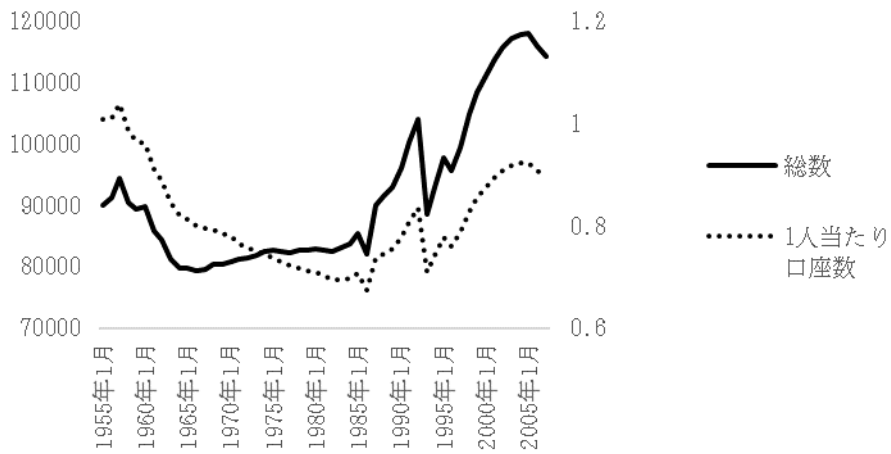
experiences in the use of the postal infrastructure for savings mobilization. DESA Discussion Paper 22, Department of Economic and Social Affairs, New York.

図1 郵便局数



出所：郵政省（各年）のデータに基づき作成。

図2 通常貯金口座



出所：図1と同じ。

表 1 変数の定義と出所

変数	定義	出所
<i>GINI</i>	ジニ係数 (%) の対数	総務庁 (各年)
<i>F11</i>	1 人当たり郵便局 (除く分室・分局) 数の対数	郵政省 (各年)
<i>F12</i>	1 人当たり通常貯金口座数×1000 の対数	
<i>INCOME</i>	事業所規模 30 人以上の常用労働者 1 人当たりの平均月額現金給与額の対数	厚生労働省 (各年)
<i>INF</i>	消費者物価指数 (全国・食料) の対数差分	総務省 (各年)
<i>AGRI</i>	第一次産業就業者の就業者全体に占める割合 (%) の対数	総務省 (各年)
<i>AGED</i>	65 歳以上人口の人口全体に占める割合 (%) の対数	総務省 (各年)

表 2 記述統計

変数	平均	標準偏差	最大	最小
<i>GINI</i>	3.4752	0.0673	3.6800	3.3123
<i>F11</i>	-8.3894	0.3835	-7.6391	-9.4003
<i>F12</i>	-0.4096	0.3284	0.4180	-3.7103
<i>INCOME</i>	11.8010	0.7284	12.9350	10.2984
<i>INF</i>	0.0591	0.0520	0.2440	-0.0089
<i>AGRI</i>	2.8044	0.8709	3.9243	-2.6082
<i>AGED</i>	2.2198	0.2501	2.7871	1.4620

表 3 分析結果 (1)

	ケース 1	ケース 2	ケース 3	ケース 4	ケース 5	ケース 6
<i>GINI</i> (-1)	0.7802	0.7628	0.7689	0.7402	0.7554	0.7304
	(0.0001)***	(4.41E-05)***	(0.0002)***	(0.0002)***	(0.0001)***	(0.0008)***
<i>FII</i>	-0.0372	-0.0108	-0.0269	-0.0465	-0.0098	-0.0869
	(4.94E-05)***	(7.51E-06)***	(0.0001)***	(0.0006)***	(0.0001)***	(0.0013)***
<i>INCOME</i>		-0.0021	-0.0013	-0.0017	-0.0056	-0.0092
		(5.47E-06)***	(6.76E-06)***	(1.60E-05)***	(2.56E-05)***	(4.82E-05)***
<i>INF</i>			0.0222			0.0493
			(3.94E-05)***			(0.0002)***
<i>AGRI</i>				0.0035		0.0071
				(3.21E-05)***		(3.02E-05)***
<i>AGED</i>					0.0146	0.0470
					(4.44E-05)***	(0.0004)***
J 統計量	52.8195	81.5147	60.7208	46.9992	4.2809	50.9272
P 値	0.2274	0.0009	0.0479	0.3120	1.0000	0.1625
サンプル数	978	978	978	961	978	961

注 1) 表中の括弧内の数値は標準誤差を示している。

注 2) *GINI* はジニ係数、*FII* は 1 人当たり郵便局の数、*INCOME* は 1 人当たり所得水準、*INF* はインフレ率、*AGRI* は第一次産業就業者の就業者全体に占める割合、そして *AGED* は 65 歳以上人口の人口全体に占める割合をそれぞれ示している。

注 3) ***は 1%水準で統計的に有意であることを示している。

表 4 分析結果 (2)

	ケース 1	ケース 2	ケース 3	ケース 4	ケース 5	ケース 6
<i>GINI</i> (-1)	0.7943	0.7689	0.7760	0.7496	0.7616	0.7459
	(3.64E-06)***	(0.0001)***	(7.80E-05)***	(9.16E-05)***	(0.0001)***	(9.91E-05)***
<i>FI2</i>	-0.0061	-0.0097	-0.0105	-0.0082	-0.0094	-0.0086
	(5.37E-07)***	(2.26E-05)***	(3.51E-06)***	(2.12E-06)***	(4.86E-05)***	(3.19E-05)***
<i>INCOME</i>		-0.0026	-0.0021	-0.0033	-0.0059	-0.0100
		(9.22E-06)***	(6.70E-06)***	(1.27E-05)***	(2.50E-05)***	(7.02E-05)***
<i>INF</i>			0.0208			0.0380
			(1.01E-05)***			(0.0001)***
<i>AGRI</i>				0.0015		0.0036
				(1.21E-05)***		(2.14E-05)***
<i>AGED</i>					0.0138	0.0375
					(4.35E-05)***	(0.0001)***
J 統計量	48.1511	46.9965	43.2504	36.8978	54.9571	47.0521
P 値	0.3858	0.3507	0.5036	0.8287	0.1244	0.2385
サンプル数	978	978	978	961	978	961

注 1) 表中の括弧内の数値は標準誤差を示している。

注 2) *GINI* はジニ係数、*FI2* は 1 人当たり通常貯金口座の数×1000、*INCOME* は 1 人当たり所得水準、*INF* はインフレ率、*AGRI* は第一次産業就業者の就業者全体に占める割合、そして *AGED* は 65 歳以上人口の人口全体に占める割合をそれぞれ示している。

注 3) ***は 1%水準で統計的に有意であることを示している。