Kobe University Repository : Kernel

PDF issue: 2025-04-28

デジタル金融包摂と国際送金の貧困削減効果に関する研究

井上, 武

(Citation)
国民経済雑誌,226(5):17-32

(Issue Date)
2022-11-10

(Resource Type)
departmental bulletin paper

(Version)
Version of Record

(JaLCDOI)
https://doi.org/10.24546/0100477604

(URL)
https://hdl.handle.net/20.500.14094/0100477604

ISSN 0387-3129

国民経済雑誌

デジタル金融包摂と国際送金の貧困削減効果に関する研究

井　上　　武

国民経済雑誌　第226巻　第５号　抜刷
2022年11月

神戸大学経済経営学会

『国民経済雑誌』第226巻第５号（2022年11月），17-32

デジタル金融包摂と国際送金の貧困削減効果に関する研究

井　上　　武[a]

近年，携帯電話を始めとするデジタルデバイスの普及により，発展途上国の未銀行化状態にあった人々がフォーマルな金融サービスにアクセスし，利用できるようになっている。こうしたデジタルデバイスを活用した新たな形態の金融包摂はデジタル金融包摂と呼ばれている。本稿では，デジタル金融包摂が進展することで途上国の貧困状況が改善したかについてマクロデータによる分析を行っている。実証分析の結果，デジタル金融包摂は貧困削減効果を持つこと，そして貧困削減に際してデジタル金融包摂の進展は国際送金の流入拡大と代替関係にあることを明らかにしている。

キーワード　　デジタル金融包摂，国際送金，貧困削減

1　は　じ　め　に

金融包摂は，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便性の拡大を促すことで，すべての人々，とりわけ低所得層の所得水準を引き上げ，貧困削減を実現する金融発展の新しい概念である。発展途上国はこれまで金融包摂の進展に際して，総じてフォーマルな金融仲介機関の物理的ネットワークを拡大させることを重視する傾向にあった。このため，関連する研究において金融包摂の進展度は商業銀行の支店やATMの数，開設された銀行口座の数，そして預金者や借入者の数などから捉えられ，このように計測された金融包摂は途上国全体として貧困削減効果を持つことが実証的に明らかにされている（例えば，Burgess and Pande, 2005; Honohan, 2008; Guillaumont Jeanneney and Kpodar, 2011; Neaime and Gaysset, 2018; Park and Mercado, 2018; Zhang and Ben Naceur, 2019）。

しかし，商業銀行が未銀行化地域で新たに支店を開設したり，ATMを設置するには多額の費用がかかる一方，収益を挙げることは容易ではない。こうした中，途上国の中でも商業銀行の支店やATMの設置といった金融インフラの整備が相対的に進んでいないアフリカの

a　神戸大学大学院国際協力研究科，takeinoue1@people.kobe-u.ac.jp

一部の国では，携帯電話に代表されるデジタルデバイスが比較的早い段階から金融サービスへのアクセスツールとして活用され，顧客は商業銀行の支店やATMに赴くことなく，金融サービスにアクセスし利用することができるようになっている。このデジタルデバイスを活用した新たな形態の金融包摂は「デジタル金融包摂」と呼ばれており，デジタルデバイスの普及とモバイル技術の進展により，最近ではアフリカ以外の国でも金融包摂を推進するツールとして注目されている。

本研究は，こうした途上国の金融サービスにおけるデジタルデバイスの活用という新たな展開を踏まえ，デジタル金融包摂が途上国の貧困緩和に貢献し得るかについて実証的な分析を行うことを目的としている。本研究は次の点で金融包摂に関する既存研究とは異なっている。

第一に，既存研究は金融仲介機関の支店数や口座数の増加という観点から金融包摂の進展度を計測しているが，本研究ではデジタル金融包摂の進展度を携帯電話の普及状況で計測している。モバイルマネー口座の保有や利用といったデジタル金融サービスに関する需要サイドのデータが十分に蓄積されていない中，デジタル金融包摂に関する供給サイドの変数として捉えられ，比較的多くのデータが蓄積されている携帯電話の契約数をデジタル金融包摂の代理変数として用いている。

第二に，携帯電話というツールの利用を通じて国際送金が途上国に流入する可能性を鑑み，デジタル金融包摂と国際送金の交差項を考慮した分析を行っている。携帯電話を通じた送金はこれまでは国内間での受け渡しが主流であったが，国境を越えた取引も拡大する傾向にある（International Fund for Agricultural Development, 2015）。このため，交差項を考慮することで，デジタル金融包摂と国際送金の途上国における貧困緩和に対する関係性を明らかにする。

このように本研究はデジタル金融包摂と国際送金の相互連関性，並びにその貧困削減効果を解明することで，既存研究を深化・発展させることを目的としている。デジタル金融包摂の進展が途上国の低所得層の生活状況にどのような効果を持ち得るかについて，データに基づく検証はこれまで行われていない。従って，本研究はこの点で独自性を持つ研究であると考えられる。本研究の構成は以下のとおりである。第2節では関連する先行研究について概観する。第3節では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4節で分析結果を提示する。最後に，第5節で本研究の結論を述べる。

2　先行研究のサーベイ

フォーマルな金融仲介機関によって提供される基本的な金融サービスへのアクセスや利便性の改善を示す金融包摂の進展は，未銀行化状態にある人々が多い国では特に重要な課題と

なっている。こうした国では従来，銀行部門を中心にその物理的なネットワークを拡大させることで金融包摂の実現が図られてきた。しかし近年，支払いや送金受取などにおいてデジタルデバイスを通じた取引が拡大しており，途上国においても未銀行化の人々がデジタルデバイスを活用して，フォーマルな金融サービスにアクセスし利用できるようになっている。

こうした動きを反映して，デジタルデバイスを活用した金融サービスに関する指標が国際機関によって提供されている。例えば，国際通貨基金は，各国の中央銀行や金融監督機関から収集した供給サイドのデータに基づき Financial Access Survey を構築し，その中でモバイルマネー口座の数と残高，モバイルマネー取引の件数と金額，モバイル・インターネットバンキング取引の件数と金額，そしてモバイルマネーエージェントの数などのデータを公開している。また，世界銀行も各国からランダムに選ばれた15万人以上の成人に対する質問票から集計された需要サイドの情報に基づき Global Findex を作成し，モバイルマネー口座を所有した成人の割合，携帯電話を通じて公共料金を支払ったり，政府から給付金を受け取ったり，もしくは内国送金を行った成人の割合についてデータを提供している。

しかし，こうした指標のデータはいずれもまだ十分に蓄積されておらず，計量分析に際しては代理変数が用いられる傾向にある。このため本節では，初めに，デジタルデバイスを通じた金融サービス利用の代理変数として携帯電話の契約数を用いている先行研究を概観する。次に，本研究のもう一つの重要な変数である国際送金について，特に貧困状況に対する効果を分析した代表的な先行研究を概観する。

2.1　携帯電話の普及とその効果に関する研究

近年，多くの国で携帯電話の利用が拡大している。携帯電話は通話機能のみならず，インターネットへの接続も可能であるため，固定電話に代わる通話手段としてだけではなく，インターネット経由で金融サービスを利用するツールにもなっている。もちろんすべての携帯電話の利用者が携帯電話を使って金融サービスを利用している訳ではない。しかし，物理的なインフラが十分に整備されていない国では，急速に普及しつつある携帯電話が通話以外に送金や決済を始めとする金融サービス機能も兼ねる傾向がある[1)]。このため，これまで幾つかの研究が携帯電話の普及をモバイルバンキングやフィンテックの代理変数として捉え，経済成長や所得分配に対する効果を検証している。

携帯電話の普及と経済成長に関する研究としては，Andrianaivo and Kpodar（2012）や Ghosh（2016）がある。Andrianaivo and Kpodar（2012）は銀行の支店や ATM によるカバレッジが世界で最も低い地域であるアフリカにおいて，こうした金融インフラの状況を克服する上で，携帯電話が有益なモバイル金融サービスを提供するツールになり得るかを検証している。1988年から2007年までのアフリカ44カ国を対象に，１人当たり実質 GDP 成長率を携帯

電話契約者数の人口に対する割合で説明するモデルを推定し，システム GMM により推定した結果，携帯電話の普及がアフリカの経済成長に貢献することを明らかにしている。また，１人当たり銀行口座数で測られる金融包摂をモデルに追加して分析を行った場合，モバイル金融サービスが利用できる国では携帯電話が普及するにつれて金融包摂と経済成長の関係がより強まることも明らかにしている。

また Ghosh（2016）は，インドの州別パネルデータを用いて携帯電話と経済成長の関係を分析している。インドでは，携帯電話の利用者数は2000年から2012年の間，550万人から５億人まで増加した。同国で銀行の支店数増加が頭打ちになるなか，急速に普及する携帯電話を通じたモバイル金融サービスは，銀行支店に代わるものとして機能する可能性がある。こうした問題意識の下，携帯電話の利用拡大が経済成長に及ぼす効果を分析している。分析の結果，携帯電話の普及は経済成長に対してプラスの効果を持つこと，そしてこの効果は携帯電話が普及している州でより大きくなることを明らかにしている。

他方，携帯電話の普及と所得分配に関する研究としては，Asongu（2015）と Demir et al.（2022）がある。Asongu（2015）は携帯電話の契約者数から携帯電話の浸透率を測り，これをモバイルバンキング活動の変数として捉えている。アフリカ52カ国の2003年から2009年までの平均成長率のクロスカントリーデータを用いて，ジニ係数で測られる所得格差を携帯電話の浸透率で説明するモデルを推定した結果，携帯電話の浸透率は所得格差に対してマイナスの有意な符号を持つことを指摘している。この分析結果から，Asongu（2015）はそれまで金融疎外であった人々が携帯電話の普及によってコスト効率的な手段を手に入れ，金融サービスへのアクセスが促進されることで，所得格差の縮小につながると結論付けている。

Demir et al.（2022）は2011年，2014年，2017年の Global Findex のデータを用いて140カ国を対象に，フィンテック，金融包摂，そして所得格差の相互関係を分析している。彼らの研究では，フィンテックは過去１年間，携帯電話を使って公共料金を支払った成人の割合から測られている。また，金融包摂は過去１年間，フォーマルな金融機関に口座を保有した成人の割合，フォーマルな金融機関に預金した成人の割合，もしくはフォーマルな金融機関から借入を行った成人の割合から代替的に計測されている。フィンテックで金融包摂を回帰し，フィンテックが金融包摂のすべての変数に対してプラスの有意な効果を持つことを確認した上で，フィンテックと金融包摂がジニ係数で測られる所得格差を説明するモデルを推定している。プール OLS による分析の結果，フィンテックと金融包摂の係数はいずれも有意でマイナスの符号を持つことから，フィンテックと金融包摂の進展が所得格差を縮小させる効果を持つことを指摘している。

上記のように，先行研究からは携帯電話の普及が経済成長を促進し，所得格差を縮小させることが明らかにされている。本研究ではこうした研究を参考に，携帯電話の普及が途上国

の貧困状況を改善する可能性について分析を行う。

2.2　国際送金の流入による貧困削減効果

途上国に流入する国際送金は1994年に政府開発援助を上回り，2020年には外国直接投資を上回るなど，今や途上国にとって最大の資金流入源となっている。こうした顕著な拡大傾向を背景に，国際送金が途上国経済に与える影響について，近年，多くの研究が行われている。本項ではそうした研究の中でも，国際送金が途上国の貧困状況に与える効果を分析する先行研究について概観する。

途上国への送金流入は様々な経路を通じて送金受取国の貧困削減に貢献すると考えられている。例えば，送金の受取家計は送金を通じて得られた追加的な現金所得によって消費支出を平準化させるだけでなく，生産活動を促進することが可能となり，その結果，受取国の一人当たり所得水準は上昇することが期待される。また，送金は受取家計の衛生状態の改善や子弟の教育資金に活用されることで，特に貧困層の生活水準を向上させることも考えられる。

途上国への送金流入の顕著な増加を背景に，途上国における送金の貧困削減効果について実証的な分析が進められている（例えば，Adams and Page, 2005; Jongwanich, 2007; Gupta, Pattillo, and Wagh, 2009; Portes, 2009; Vargas-Silva, Jha, and Sugiyarto, 2009; Anyanwu and Erhijakpor, 2010; Serino and Kim, 2011; Imai et al., 2014; Majeed, 2015; Hassan, Chowdhury, and Shakur, 2017; Masron and Subramaniam, 2018; Abduvaliev and Bustillo, 2020）。こうした研究は複数国のパネルデータを用いて，低所得層の所得水準，貧困率，貧困ギャップ，2乗貧困ギャップなどの貧困指標を被説明変数とするモデルを推定し，途上国への送金流入の貧困削減効果の存在と大きさについて分析を行っている。

上記のうち，少数の例外を除いて，研究の大半は送金が途上国の貧困状況を緩和することを明らかにしている[2)]。但し，どの貧困指標を用いた場合，送金の貧困削減効果が統計的に有意になるのか，そして送金の貧困削減効果はどの程度の大きさなのかについては，研究間で相違が見られる[3)]。

例えば，Jongwanich（2007），Imai et al.（2014），そしてMasron and Subramaniam（2018）は貧困状況を貧困率から計測し，送金が受入国における貧困状況を緩和する効果を持つことを明らかにしている。また，Adams and Page（2005），Anyanwu and Erhijakpor（2010），Serino and Kim（2011），そしてHassan et al.（2017）は貧困状況を複数の指標から計測し，途上国への送金流入が貧困率，貧困ギャップ比率，そして2乗貧困ギャップ比率のすべての指標に対してマイナスの有意な効果を持つことを示している。これに対して，Gupta et al.（2009），Vargas-Silva et al.（2009），そしてAbduvaliev and Bustillo（2020）は複数の貧困指標のうち，Gupta et al.（2009）は2乗貧困ギャップ比率，Vargas-Silva et al.（2009）は貧困率，

そして Abduvaliev and Bustillo（2020）は貧困ギャップ比率を貧困指標として用いた場合，送金の貧困削減効果は有意にならないと述べている。

また，先行研究の間には送金の貧困削減効果の大きさについても相違が見られる。例えば，Adams and Page（2005），Jongwanich（2007），Anyanwu and Erhijakpor（2010），そして Abduvaliev and Bustillo（2020）などは送金の貧困削減効果が比較的大きいことを示しているのに対して，Imai et al.（2014）はこの効果が限定的であると述べている。

以上のように，研究間では幾つかの点で多少の相違はあるものの，先行研究は総じて国際送金の貧困削減効果を支持している。こうしたことを鑑み，本研究ではデジタル金融包摂と国際送金の貧困削減プロセスにおける関係性を検証する。これは国際送金に焦点を当てた場合，送金受入国における携帯電話の普及状況が送金の貧困削減効果にどのような影響を与え得るかを分析することになる。

3　モデルとデータ

本研究では，デジタル金融包摂と送金流入の連関性とその貧困削減効果を分析するために，以下のモデルを推定する。

$$\mathrm{POV}_{i,t}=\beta_0\mathrm{POV}_{i,t-1}+\beta_1\mathrm{DFI}_{i,t}+\beta_2\mathrm{REM}_{i,t}+\beta_3\mathrm{DFI}_{i,t}\times\mathrm{REM}_{i,t}+\gamma'\mathrm{X}_{i,t}+\alpha_i+\mathrm{u}_{i,t} \qquad (1)$$

$\mathrm{POV}_{i,t}$ は貧困状況，$\mathrm{DFI}_{i,t}$ はデジタル金融包摂，$\mathrm{REM}_{i,t}$ は送金流入，$\mathrm{X}_{i,t}$ はコントロール変数，α_i は国特有の固定効果，$\mathrm{u}_{i,t}$ は誤差項，i（＝1, 2, ..., N）は国，そして t（＝1, 2, ..., T）は期間をそれぞれ示している。

被説明変数である貧困状況（POV）は，代表的な貧困指標の一つである貧困率，すなわち貧困線未満で生活する人々の人口全体に対する割合によって計測する。貧困率を測る際の貧困線として，１人当たり１日1.90ドルと，１人当たり１日3.20ドルの双方を用いており，これらに基づく貧困率をそれぞれ POV1，POV2 と表記している。（１）式の説明変数として，貧困率のラグを考慮しているが，これは貧困状況がそれ自身の過去の水準によって影響を受けることによる。

この研究において最も重要な説明変数がデジタル金融包摂（DFI）である。ここでは Khera et al.（2021）などの先行研究に基づき，携帯電話の契約数からデジタル金融包摂の進展度を計測する。非自発的な理由でフォーマルな金融から疎外される人々は所得水準が相対的に低い階層である傾向が見られる。携帯電話が普及して，デジタルデバイスを通じた金融包摂が進むことで，こうした人々は適切なコストで信用や決済などの基本的な金融サービスの恩恵を受け，経済活動を拡大させたり，生産的な資産を増加させることができるようになると考

表１　変数の定義

変数	定　　義
POV1	１人当たり１日1.90ドル（2011年時点の購買力平価価格）未満で生活する人々の人口全体に占める割合（%）
POV2	１人当たり１日3.20ドル（2011年時点の購買力平価価格）未満で生活する人々の人口全体に占める割合（%）
DFI	100人当たりの携帯電話契約数の対数
REM	送金流入額の GDP 比（%）
GDP	１人当たり実質 GDP の対数
INF	消費者物価指数（2000＝100）の対数差分
GOV	一般政府最終消費支出の GDP 比（%）
EXIM	財・サービスの輸出入額の GDP 比（%）
GINI	ジニ係数（%）

えられる。このため，（１）式の DFI の係数はマイナスの符号を持つことが予想される。

本研究では，国際送金（REM）も重要な説明変数として考慮しており，送金流入額の GDP 比として定義している。出稼ぎ労働者からの送金拡大は本国の家族にとっては追加的な収入となり，消費・投資・貯蓄の拡大を通じて，彼らの生活水準の向上につながると考えられる。このため，（１）式の REM の係数はマイナスの符号を持つと予想される。

デジタル金融包摂と国際送金の交差項（POV×REM）は貧困状況に対して国際送金（デジタル金融包摂）が影響を与える際のデジタル金融包摂（国際送金）の重要度を示している。貧困率に対するデジタル金融包摂の変化の限界効果は，$\partial POV/\partial DFI=\beta_1+\beta_3 REM$ で示される。デジタル金融包摂と国際送金が貧困指標に対してマイナスの符号を持つことを前提にすると，その交差項がマイナスの符号を持つ場合，これはデジタル金融包摂と国際送金が途上国の貧困緩和に対して補完関係にあることを意味する。他方，デジタル金融包摂と国際送金の交差項がプラスの符号を持つ場合，デジタル金融包摂は貧困削減において国際送金を代替することになる。交差項の符号は先験的に決めることができないため，（１）式の推定を通じて明らかにする。

その他の説明変数（X）として，１人当たり所得（GDP），インフレ率（INF），政府支出（GOV），経済開放（EXIM），そして所得格差（GINI）をコントロールしている。コントロール変数のうち，１人当たり所得（GDP）の増加は途上国の貧困緩和を実現する上で最も強力なツールであると考えられている（Ravallion and Chen, 1997; Ravallion, 2001; Dollar and Kraay, 2002; Besley and Burgess, 2003; Jalilian and Kirkpatrick, 2005）。このため，（１）式では GDP の係数はマイナスの符号を持つことが予想される。

インフレ率（INF）は消費者物価指数の対数変化として定義している。低所得層は彼らの

表2　記述統計

変数	平均	標準偏差	最大	最小
POV1	12.8890	18.3770	94.3000	0.0000
POV2	26.2133	25.8758	98.5000	0.0000
DFI	3.3516	1.6953	5.3363	−4.0123
REM	5.8332	7.4168	53.8261	0.0000
GDP	7.7002	0.9306	9.5610	5.5553
INF	0.0691	0.1077	1.8146	−0.1997
GOV	15.2606	9.8746	147.7333	0.9517
EXIM	76.7814	36.6636	347.9965	0.1674
GINI	40.8118	8.6276	64.8000	24.0000

僅かな資産の多くを現金の形で保有したり，物価変化の影響をヘッジする金融商品へのアクセスが制限される傾向にある。このため，低所得層は予測できない大幅な物価水準の変化によって相対的に大きなマイナスの影響を受けると考えられ（Easterly and Fischer, 2001; Holden and Prokopenko, 2001），INF の係数はプラスの符号を持つと予想される。

一般政府最終消費支出の GDP 比で測られる政府支出（GOV）は各国政府による再分配政策の代理変数として考慮している。政府支出の増加が貧困層にどのような影響を与えるかは，公的資源が貧困層に対して恩恵をもたらす用途に用いられるか，そしてこれがどの程度用いられるかに依存している（Cepparulo, Cuestas, and Intartaglia, 2017）。政府支出増加の恩恵が貧困層以外の階層に及ぶ場合，政府支出は貧困削減にはつながらない。このため，GOV の符号は先験的には明確ではない。

経済開放（EXIM）は輸出入額の GDP 比として計測されている。先行研究は経済開放が途上国の貧困層に対してどのように影響するかについて必ずしも一致した結論には至っていない。例えば，Dollar and Kraay（2004）は複数国を対象にした分析の中で，貿易統合で測られる経済開放は貧困状況を緩和することを観察している。その一方，幾つかの研究は経済開放が実際に貧困削減に貢献することについて疑問視している（Wade, 2004; Milanovic, 2005）。従って，EXIM の係数の符号について先験的に予想することができない。

最後に，所得格差（GINI）はジニ係数に基づき計測する。ある一定水準の経済成長は所得格差が高い国に比べて所得格差が低い国においてより貧困を削減することが知られている（Ravallion, 1997; Adams and Page, 2005）。このため，（1）式において GINI の係数はプラスになることが予想される。

なお，モデルに含まれるすべての変数のデータは World Bank の World Development Indicators から入手している。パーセント表示以外の変数は対数を取っている。推定に際しては2000年から2019年までの123カ国のアンバランスパネルデータを用いており，対象国は低所

得国，低中所得国，そして高中所得国の途上国から構成されている。表１は変数の定義，表２は記述統計を表示している。

4　分　析　結　果

表３は変数間の相関係数を示している。この表から変数間の相関は総じて強くはないことが分かる。Kennedy（2008）は相関係数が0.8を上回る場合，多重共線性が問題になる可能性があると指摘している。この基準に当てはまるのはPOV1とPOV2であるが，これらは１つのモデルに同時に含まれることはない。このため，多重共線性は推定に際して深刻な問題とはなっていない。

表３　相関係数

	POV1	POV2	DFI	REM	GDP	INF	GOV	EXIM	GINI
POV1	1.0000								
POV2	0.9347	1.0000							
DFI	−0.5034	−0.5653	1.0000						
REM	−0.1344	−0.0709	0.0776	1.0000					
GDP	−0.7217	−0.7951	0.4979	−0.2836	1.0000				
INF	0.0128	0.0299	−0.1935	−0.0759	−0.0213	1.0000			
GOV	−0.0431	−0.0860	0.0730	0.0787	0.0332	−0.0372	1.0000		
EXIM	−0.1481	−0.1652	0.0791	0.2711	−0.0484	0.0954	0.1978	1.0000	
GINI	0.2130	0.1465	−0.0727	−0.2098	0.1738	−0.1184	−0.0554	−0.2731	1.0000

（１）式の推定に際しては，Arellano and Bond（1991）のダイナミックパネルGMM推定量を用いている。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。[4)]

表４と表５は推定結果を示している。いずれの表においても，モデルに含まれる説明変数に応じて10のケースに分けて推定結果を表示している。ケース１とケース２ではデジタル金融包摂と国際送金のみをそれぞれ説明変数として用いている。ケース３ではデジタル金融包摂と国際送金の両方を説明変数としてモデルに含め，ケース４ではケース３にデジタル金融包摂と国際送金の交差項を追加している。ケース５からケース９ではその他の説明変数として所得水準，インフレ率，政府支出，経済開放，そして所得格差をそれぞれコントロールしている。そしてケース10では，こうしたコントロール変数をすべて同時に考慮している。表４では被説明変数として１人当たり１日1.90ドルの貧困線未満で生活する人々の人口全体に対する割合（POV1），そして表５では被説明変数として１人当たり１日3.20ドルの貧困線未満で生活する人々の人口全体に対する割合（POV2）を用いている。

表４の主要な分析結果は以下のとおりである。第一に，デジタル金融包摂（DFI）の係数

表4　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	ケース7	ケース8	ケース9	ケース10
POV1(-1)	0.5103	0.7606	0.5056	0.5054	0.4850	0.5104	0.4976	0.5067	0.5045	0.4952
	(2.8E-05)***	(0.0003)***	(0.0001)***	(0.0002)***	(0.0025)***	(0.0010)***	(0.0017)***	(0.0011)***	(0.0028)***	(0.0030)***
DFI	-1.9924		-1.9149	-2.0000	-1.6641	-1.7363	-1.9471	-1.9627	-2.0095	-1.3995
	(0.0001)***		(0.0013)***	(0.0020)***	(0.0091)***	(0.0033)***	(0.0066)***	(0.0222)***	(0.0217)***	(0.0773)***
REM		-0.1620	-0.0723	-0.1251	-0.1902	-0.1329	-0.1299	-0.0983	-0.3049	-0.2496
		(0.0010)***	(0.0004)***	(0.0009)***	(0.0112)***	(0.0033)***	(0.0107)***	(0.0030)***	(0.0207)***	(0.0191)***
DFI×REM				0.0126	0.0215	0.0102	0.0145	0.0087	0.0504	0.0375
				(0.0006)***	(0.0018)***	(0.0020)***	(0.0025)***	(0.0016)***	(0.0020)***	(0.0078)***
GDP					-2.8532					-2.1722
					(0.1168)***					(0.5114)***
INF						5.2591				5.8585
						(0.037)***				(0.6082)***
GOV							-0.1208			-0.1571
							(0.0051)***			(0.0533)***
EXIM								-0.0108		-0.0215
								(0.0003)***		(0.0026)***
GINI									0.1728	0.1426
									(0.0018)***	(0.0128)***
*J*統計量（P値）	0.4792	0.6229	0.4907	0.6322	0.4503	0.5723	0.6236	0.4384	0.4620	0.5045
AR(1)（P値）	0.0132	0.0096	0.0121	0.0123	0.0133	0.0125	0.0125	0.0119	0.0181	0.0161
AR(2)（P値）	0.7490	0.7349	0.7466	0.7762	0.8344	0.7549	0.8453	0.7222	0.8627	0.8623
サンプル数	417	419	417	417	417	417	417	417	417	417

注1）表中の括弧内の数値は標準誤差を示している。
注2）POV1は貧困率，DFIは人口100人当たりの携帯電話契約数の対数，REMは送金流入額のGDP比，GDPは1人当たり実質GDPの対数，INFは消費者物価指数の対数差分，GOVは政府支出のGDP比，EXIMは輸出入額のGDP比，そしてGINIはジニ係数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５　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	ケース７	ケース８	ケース９	ケース10
POV2(-1)	0.6204	0.8608	0.6122	0.6225	0.5196	0.6249	0.6271	0.6249	0.6297	0.5491
	(2.4E-07)***	(0.0009)***	(0.0029)***	(0.0046)***	(0.0079)***	(0.0068)***	(0.0058)***	(0.0048)***	(0.0152)***	(0.0276)***
DFI	-3.0477		-2.8996	-3.2110	-2.4036	-3.1080	-3.2260	-3.2380	-3.3181	-2.7300
	(1.1E-06)***		(0.0081)***	(0.0269)***	(0.1121)***	(0.0922)***	(0.0891)***	(0.0357)***	(0.0255)***	(0.2831)***
REM		-0.2411	-0.1382	-0.3688	-0.5943	-0.3631	-0.3646	-0.3386	-0.6117	-0.6504
		(0.0019)***	(0.0047)***	(0.0115)***	(0.0238)***	(0.0161)***	(0.0273)***	(0.0114)***	(0.0456)***	(0.0934)***
DFI×REM				0.0589	0.0713	0.0580	0.0611	0.0588	0.1166	0.1088
				(0.0020)***	(0.0035)***	(0.0061)***	(0.0082)***	(0.0033)***	(0.0128)***	(0.0182)***
GDP					-11.1844					-7.0450
					(1.4951)***					(2.8086)**
INF						3.7304				3.5827
						(0.1309)***				(0.5154)***
GOV							-0.1978			-0.1099
							(0.0302)***			(0.1077)
EXIM								-0.0131		-0.0071
								(0.0024)***		(0.0104)
GINI									0.2319	0.0712
									(0.0220)***	(0.0347)**
J 統計量（P 値）	0.6416	0.7912	0.4874	0.5530	0.4918	0.5811	0.5817	0.5408	0.4997	0.3016
AR(1)（P 値）	0.0191	0.0153	0.0184	0.0187	0.0194	0.0191	0.0177	0.0182	0.0223	0.0165
AR(2)（P 値）	0.6333	0.5119	0.6342	0.5588	0.5115	0.5356	0.4736	0.5680	0.5182	0.4171
サンプル数	417	419	417	417	417	417	417	417	417	417

注１）表中の括弧内の数値は標準誤差を示している。
注２）POV2は貧困率，DFI は人口100人当たりの携帯電話契約数の対数，REM は送金流入額の GDP 比，GDP は１人当たり実質 GDP の対数，INF は消費者物価指数の対数差分，GOV は政府支出の GDP 比，EXIM は輸出入額の GDP 比，そして GINI はジニ係数をそれぞれ示している。
注３）***と**はそれぞれ１％水準と５％水準で統計的に有意であることを示している。

はすべてのケースでマイナスの符号を持ち，統計的に有意になった。また，国際送金（REM）の係数もすべてのケースでマイナスの符号を持ち，統計的に有意になった。このため，100人当たりの携帯電話契約数で測ったデジタル金融包摂の拡大と，国際送金の流入拡大はいずれも途上国の貧困状況の改善につながると考えられる。

次に，デジタル金融包摂と国際送金の交差項（DFI×REM）はすべてのケースでプラスの符号を持ち，統計的に有意となっている。金融包摂と国際送金の貧困削減効果を前提にすると，この交差項の結果は，デジタル金融包摂と国際送金は貧困削減に対して代替関係にあることを示唆している。換言すると，デジタル金融包摂（国際送金）は国際送金が流入していない（デジタル金融包摂が進んでいない）国で一層貧困削減効果を持つことを示している。

コントロール変数に関しては，所得水準（GDP），政府支出（GOV），そして経済開放（EXIM）の係数はいずれもマイナスの符号を持ち，統計的に有意となっている。このため，１人当たり所得の増加，政府支出の増加，そして経済開放の拡大は貧困削減に貢献していると考えられる。他方，インフレ率（INF）とジニ係数（GINI）はいずれもプラスの符号を持ち，統計的に有意になっている。この結果はインフレ率の上昇と所得格差の拡大が途上国の貧困を悪化させることを示唆している。

表５の分析結果は，表４の結果と概ね一致している。すなわち，DFI と REM はいずれもマイナスの符号を持つ一方，これらの交差項はプラスの符号を持ち，統計的に有意になっている。なお，これらの変数の係数値の大きさは表５の方が表４よりも大きくなっている。次に，コントロール変数については，表４と同様，GDP，GOV，EXIM はマイナスの符号，そして INF と GINI はプラスの符号を持ち，個別に考慮した場合，いずれも有意になっている。但し，表４の結果とは異なり，表５ではすべてのコントロール変数を考慮したケース10において GOV と EXIM は統計的有意性を失っている。

最後に，表４と表５では操作変数の妥当性を確認するために，Hansen 検定と Arellano–Bond 系列相関検定の結果をケースごとに報告している。初めに，Hansen 検定では，J 統計量によって示されるように「操作変数の数は過剰ではない」という帰無仮説はすべてのケースで棄却されない。次に，Arellano–Bond 系列相関検定では，「１階階差の誤差項は系列相関しない」という帰無仮説が AR (1) では棄却され，AR (2) では棄却されない。以上の診断検定の結果から，操作変数は過剰識別制約を満たしており，モデルは適切に特定化されていると判断することができる。

５　お　わ　り　に

本研究では，携帯電話の普及によって代理されるデジタル金融包摂が国際送金とともに途上国の貧困状況に対してどのような効果を持ち得るのかについて分析を行った。2000年から

2019年までの途上国123カ国のパネルデータを用いた分析の結果，次のことが明らかになった。

第一に，デジタル金融包摂と国際送金は貧困指標である貧困率に対してそれぞれマイナスの有意な効果を持っている。これは貧困率を１日１人当たり1.90ドルの貧困線で測った場合でも１日１人当たり3.20ドルの貧困線で測った場合でも成り立つ。このため，デジタル金融包摂の進展と国際送金の流入拡大はそれぞれ途上国の貧困削減につながる可能性がある。国際送金の貧困削減効果についてはこれまで関連する多くの研究によって指摘されており，この点で本研究は先行研究の結果を確認している。他方，デジタル金融包摂の効果に関しては，既存研究は携帯電話の普及が経済成長を促進したり，所得格差を縮小することは示してきたが，貧困状況に対する効果を分析したものは知りうる限りなく，この点で本研究は新たな貢献となっている。

第二に，デジタル金融包摂と国際送金の交差項は貧困指標に対してプラスの符号を持ち，POV1 と POV2 のいずれの貧困指標に対してもすべてのケースで統計的に有意となっている。この結果は，デジタル金融包摂と国際送金がそれぞれ貧困指標に対してマイナスの符号を持っていることを前提にすると，貧困削減過程においてデジタル金融包摂と国際送金が互いに代替的な関係にあることを意味している。すなわち，デジタル金融包摂が進んでいる国では国際送金の貧困削減効果は低く，反対に国際送金の流入額が多い国ではデジタル金融包摂の貧困削減効果が低いと解釈される。本研究ではデジタル金融包摂の代理変数として携帯電話の契約数を用いている。携帯電話は一部の途上国では送金のツールとして既に活用されていることが知られているが，これまでは国内間送金での利用が中心であると言われている。国内送金が優勢である地域では，国際送金に対する需要が比較的多くないとするなら，交差項の分析結果はこれを裏付けていると考えられる。

第三に，コントロール変数のうち，所得水準，政府支出，そして経済開放は途上国の貧困を緩和する効果を持つ一方，インフレ率と所得格差は貧困を悪化させる効果を持つことが分かった。従って，途上国政府が貧困緩和を実現するためには，国内外の金融発展を進展させるとともに，インフレ上昇の抑制，所得格差の引き下げ，所得水準の向上，政府支出の増加，そして貿易拡大を進めることが必要であると考えられる。

注

本研究は，公益財団法人全国銀行学術研究振興財団の助成を受けている。

1）例えば，ケニアの M-Pesa では銀行口座を持たない人々でも携帯電話を使ってモバイル口座を開設し，預金と引き出し，送金，決済，そして商品購入を行うことができる。

2）Majeed（2015）は途上国65カ国を対象に代替的な計量手法を用いて，貧困率で測られる貧困状況に対する国際送金の効果を考察している。分析の結果，OLS，2SLS，そして GMM のいずれ

の手法を用いた場合でも，国際送金は貧困率に対してプラスの有意な効果を持つことを示している。但し，2SLS と GMM による分析からは，マネーサプライと民間信用の GDP 比でそれぞれ測られる金融発展と国際送金の交差項をモデルに含めた場合，交差項の係数はマイナスで有意になること，そして対象国を金融面で発展している国とそうではない国に分けた場合，金融面で発展している国では送金の係数は有意ではなくなることを指摘している。このため，送金の貧困状況に対する効果は金融発展の水準に依存して変化し，送金は金融発展が低い水準の国でのみ貧困を悪化させる効果を持つ可能性があると述べている。

3）Akobeng（2016）や Inoue（2018）など，国際送金の貧困削減効果は送金受入国における金融発展の水準に応じて変化し得ることを指摘する研究もある。

4）推定に際しては，被説明変数である貧困率の 2 次以降のラグを dynamic instrumental variable，そして（1）式のモデルに含まれるすべての説明変数の 1 階階差のラグを standard instrumental variable として用いている。

参 考 文 献

Abduvaliev, M., and Bustillo, R. 2020. “Impact of Remittances on Economic Growth and Poverty Reduction amongst CIS Countries.” *Post-Communist Economies* 32(4), 525-546.

Adams Jr., R.H., and Page, J. 2005. “Do International Migration and Remittances Reduce Poverty in Developing Countries?” *World Development* 33(10), 1645-1669.

Akobeng, E. 2016. “Out of Inequality and Poverty: Evidence for the Effectiveness of Remittances in sub-Saharan Africa.” *The Quarterly Review of Economics and Finance* 60(C), 207-223.

Andrianaivo, M., and Kpodar, K. 2012. “Mobile Phones, Financial Inclusion, and Growth.” *Review of Economics and Institutions* 3(2), 1-30.

Anyanwu, J.C., and Erhijakpor, A.E.O. 2010. “Do International Remittances Affect Poverty in Africa?” *African Development Review* 22(1), 51-91.

Arellano, M., and 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(2), 277-297.

Asongu, S.A. 2015. “The Impact of Mobile Phone Penetration on African Inequality.” *International Journal of Social Economics* 42(8), 706-716.

Besley, T., and Burgess, R. 2003. “Halving Global Poverty.” *Journal of Economic Perspectives* 17(3), 3-22.

Burgess, R., and Pande, R. 2005. “Do Rural Banks Matter? Evidence from the Indian Social Banking Experiment.” *American Economic Review* 95(3), 780-795.

Cepparulo, A., Cuestas, J.C., and Intartaglia, M. 2017. “Financial Development, Institutions, and Poverty Alleviation: An Empirical Analysis.” *Applied Economics* 49(36), 3611-3622.

Demir, A., Pesqué-Cela, V., Altunbaş, Y., and Murinde, V. 2022. “Fintech, Financial Inclusion and Income Inequality: A Quantile Regression Approach.” *The European Journal of Finance* 28(1), 86-107.

Dollar, D., and Kraay, A. 2002. “Growth is Good for the Poor.” *Journal of Economic Growth* 7(3), 195-225.

Dollar, D., and Kraay, A. 2004. “Trade, Growth, and Poverty.” *The Economic Journal* 114(493), F22-

F49.

Easterly, W., and Fischer, S. 2001. “Inflation and the Poor.” *Journal of Money, Credit and Banking* 33 (2), 160-178.

Ghosh, S. 2016. “Does Mobile Telephony Spur Growth? Evidence from Indian States.” *Telecommunications Policy* 40(10-11), 1020-1031.

Guillaumont Jeanneney, G., and Kpodar, K. 2011. “Financial Development and Poverty Reduction: Can There be a Benefit without a Cost?” *Journal of Development Studies* 47(1), 143-163.

Gupta, S., Pattillo, C.A., and Wagh, S. 2009. “Effect of Remittances on Poverty and Financial Development in sub-Saharan Africa.” *World Development* 37(1), 104-115.

Hassan, G.M., Chowdhury, M., and Shakur, S. 2017. “Remittances, Human Capital and Poverty: A System Approach.” *Journal of Developing Areas* 51(1), 177-192.

Holden, P., and Prokopenko, V. 2001. “Financial Development and Poverty Alleviation: Issues and Policy Implications for Developing and Transition Countries.” IMF Working Paper WP/01/160.

Honohan, P. 2008. “Cross-country Variation in Household Access to Financial Services.” *Journal of Banking and Finance* 32(11), 2493-2500.

Imai, K.S., Gaiha, R., Ali, A., and Kaicker, N. 2014. “Remittances, Growth and Poverty: New Evidence from Asian Countries.” *Journal of Policy Modeling* 36(3), 524-538.

Inoue, T. 2018. “Financial Development, Remittances, and Poverty Reduction: Empirical Evidence from a Macroeconomic Viewpoint.” *Journal of Economics and Business* 96(C), 59-68.

International Fund for Agricultural Development. 2015. “Remittances and Mobile Banking: The Potential to Leapfrog Traditional Challenges.” In Brief.

Jalilian, H., and Kirkpatrick, C. 2005. “Does Financial Development Contribute to Poverty Reduction?” *Journal of Development Studies* 41(4), 636-656.

Jongwanich, J. 2007. “Workers’ Remittances, Economic Growth and Poverty in Developing Asia and the Pacific Countries.” UNESCAP Working Paper WP/07/01.

Kennedy, P. 2008. *A Guide to Econometrics Sixth Edition*. Blackwell Publishing, Malden, MA.

Khera, P., Ng, S., Ogawa, S., and Sahay, R. 2021. “Measuring Digital Financial Inclusion in Emerging Market and Developing Economies: A New Index.” IMF Working Paper WP/21/90.

Majeed, M.T. 2015. “Poverty Effects of Remittances: A Comparative Analysis.” *Journal of International Development* 27(1), 1-14.

Masron, T.A., and Subramaniam, Y. 2018. “Remittance and Poverty in Developing Countries.” *International Journal of Development Issues* 17(3), 305-325.

Milanovic, B. 2005. “Can We Discern the Effect of Globalization on Income Distribution? Evidence from Household Surveys.” *The World Bank Economic Review* 19(1), 21-44.

Neaime, S., and Gaysset, I. 2018. “Financial Inclusion and Stability in MENA: Evidence from Poverty and Inequality.” *Finance Research Letters* 24(C), 230-237.

Park, C.-Y., and Mercado Jr., R. 2018. “Financial Inclusion, Poverty, and Income Inequality.” *The Singapore Economic Review* 63(01), 185-206.

Portes, L.S.V. 2009. “Remittances, Poverty and Inequality.” *Journal of Economic Development* 34(1),

127-140.

Ravallion, M. 1997. “Can High-inequality Developing Countries Escape Absolute Poverty?” *Economic Letters* 56(1), 51-57.

Ravallion, M. 2001. “Growth, Inequality and Poverty: Looking beyond Averages.” *World Development* 29(11), 1803-1815.

Ravallion, M., and Chen, S. 1997. “What Can New Survey Data Tell Us about Recent Changes in Distribution and Poverty?” *The World Bank Economic Review* 11(2), 357-382.

Serino, M.N.V., and Kim, D. 2011. “How Do International Remittances Affect Poverty in Developing Countries? A Quantile Regression Analysis.” *Journal of Economic Development* 36(4), 17-40.

Vargas-Silva, C., Jha, S., and Sugiyarto, G. 2009. “Remittances in Asia: Implications for the Fight against Poverty and the Pursuit of Economic Growth.” ADB Economics Working Paper Series 182.

Wade, R.H. 2004. “Is Globalization Reducing Poverty and Inequality?” *World Development* 32(4), 567-589.

World Bank. 2021. *World Development Indicators*. World Bank, Washington D.C.

Zhang, R., and Ben Naceur, S. 2019. “Financial Development, Inequality, and Poverty: Some International Evidence.” *International Review of Economics and Finance* 61(C), 1-16.