

中国における金融包摂の経済効果に関する研究
—デジタル金融を含めた指数作成と31省のパネルデータ分析—

朱咏蓮、篠崎彰彦、小野崎彩子

2024年7月

(株)情報通信総合研究所

InfoCom Economic Study Discussion Paper Series は、情報経済に関する幅広い領域の調査・研究について、時宜を得た問題提起と活発な議論の喚起を目的に、広く情報通信分野に関する学術研究の成果の一部を公開するものである。内容については、事実関係、解釈、意見のすべてにおいて、所属する組織、団体等の公式見解ではなく、執筆者個人の責任に帰するものである。学術界のみならず関連する産業界、官界等の方々から幅広くコメントを頂くことによって、専門的、学際的叡智を結集し、査読誌や専門ジャーナルへの投稿など、より良い研究成果が導かれることを願う次第である。

中国における金融包摂の経済効果に関する研究 ーデジタル金融を含めた指数作成と 31 省のパネルデータ分析ー

朱咏蓮¹、篠崎彰彦²、小野崎彩子³

〔要約〕

本稿は、中国における金融包摂の現状を包括的に把握すべく、従来型金融とデジタル金融のそれぞれについて 2011 年から 2020 年までの指数を作成した上で、中国 31 省のパネルデータ分析を行い、金融包摂の経済効果を明らかにしたものである。その結果、次の 5 点が明らかになった。第 1 に、中国における金融包摂の平均水準は全般に向上していること、第 2 に、31 省の格差をみると、従来型金融包摂は格差が緩やかに縮小しているのに対して、デジタル金融包摂は、特に 2010 年代前半に格差が急速に縮小していること、第 3 に、31 省別のパネルデータ分析により、従来型金融包摂と経済成長の間に有意な関係性はみられないこと、その一方で、第 4 に、デジタル金融包摂と経済成長との間には有意に正の関係があること、第 5 に、地域別にみると、経済発展水準が相対的に低い西部と中部地域がデジタル金融包摂と経済成長の影響度が大きいこと、が明らかになった。

〔キーワード〕 金融包摂、デジタル金融、フィンテック

¹ アクセンチュア株式会社

² 九州大学大学院経済学研究院

³ 株式会社情報通信総合研究所

1. はじめに

本稿の目的は、中国における金融包摂の現状を包括的に把握すべく、従来型金融とデジタル金融のそれぞれについて、2011 年から 2020 年までの指数を作成した上で、中国 31 省のパネルデータを用いて、1 人当たり GDP の成長に与える影響を分析することである。

一般に、担保や信用履歴などが不十分な低所得層は、銀行から融資を受けられない場合が多いと指摘されている。国連は、2005 年に全ての人々が必要な金融サービスにアクセスできるよう、「金融包摂」という概念をはじめて提唱した。2009 年 9 月には金融包摂同盟（Alliance for Financial Inclusion, AFI）、2010 年 12 月には金融包摂のグローバル・パートナーシップ（Global Partnership of Financial Inclusion, GPF⁴）が設立され、金融包摂に向けた取り組みが具体的に推進され始めた。また、GPF⁴ が 2011 年 9 月に行った「マヤ宣言」では、金融サービスへのアクセスを促進するための最先端技術の重要性と、イノベーションが先進国と途上国に与える影響が強調された。同宣言では、携帯電話など情報通信技術（Information and Communication Technology, ICT）の普及によって金融サービスへのアクセスが容易になり、金融市場でよりバランスがとれた成長を促進できると述べられている。さらに、2016 年の G20 サミットでは、「G20 金融包摂指標システム」「デジタル金融包摂に関する G20 ハイレベル原則」が定められ、金融包摂は発展途上国のみならず、先進国でも重要な政策課題として注目されている。

従来、ICT は、単なるコミュニケーションツールとみられていたが、近年は、携帯電話やインターネットを利用した様々なビジネスが展開されており、日常生活や産業活動などに大きな影響を与えている。例えば、アフリカでは、携帯電話が「ポケットバンク」として、預金、与信、決済などに活用され、これまでの金融サービス（従来型金融）からは排除されてきた人々が、手頃な価格で容易に金融サービスへアクセスできるようになっている⁵。このような形で金融サービスの利用可能者が増加すれば、取引コストの削減により、政府や援助機関の効率性の向上にもつながるとの指摘もなされている⁶。

加えて、ビッグデータやクラウドなどの ICT の技術革新は、与信時における情報の非対称性を解決する手段として役立つとの指摘もなされている⁷。特に中国では、2020 年までに国内で発行されたクレジットカードの累積は 7.8 億枚であり⁸、国民 1 人当たり 0.8 枚にすぎない⁹。依然としてクレジットカードを保有していない国民が多く、従来型金融包摂の展開は限られているのが現状である。一方で、過去 5～10 年で Alipay や WeChat Pay などのデジタル金融は急速に成長し、信用履歴を持たない人々でも、水道、電気、ガスなどの光熱費や、食事等の日常的な支払いに Alipay や WeChat Pay を利用することで、膨大な個人データが収集される。そして、収集されたデータを点数化して作成した信用スコア

⁴ GPF⁴ の正式名称は Global Partnership for Financial Inclusion。GPF⁴ は全ての G20、関心のある非 G20 国及び関係するステークホルダーが、G20 金融包摂行動計画の実施を始め、金融包摂の取組みを進めるためのプラットフォーム。

⁵ Asongu (2015) p.14 参照。

⁶ Chatterjee (2020) p.1 参照。

⁷ Chatterjee (2020) p.8、丁杰 (2015) p.4 参照。

⁸ 中国人民銀行 (2020) 参照。

⁹ 中国人民銀行 (2020) による累積クレジットカード発行数 (7.8 億) および、中国第 7 回国勢調査 (人口普查) による 2020 年時点の生産年齢人口 (15～65 歳 9.7 億人) を用いて算出している。

が1つの信用履歴として、デジタル金融プラットフォームでの融資に活用されている¹⁰。このように、ICTの技術革新がもたらしたデジタル経済・デジタル金融によって、従来型金融から排除されていた人々、特に担保を持たない低所得層が金融サービスにアクセスできるようになり、借入制約が緩和され、投資などが促進されることから、経済成長に重要な役割を果たすと考えられる。

現在、中国のフィンテック企業は、金融包摂につながる事業を積極的に展開しており、従来型金融包摂を凌ぐほどになっているとされる。ただし、金融包摂に関する研究は、これまで主に銀行など従来型の金融機関に焦点を当てており、デジタル金融の仕組みを考慮した研究は十分に蓄積されていない。したがって、中国における金融包摂の現状を従来型金融とデジタル金融の両面を考慮した研究の意義は大きいと考えられる。

本稿は、全6章で構成されている。目的と背景を述べた第1章に続き、第2章では、金融包摂に関する先行研究を整理した上で、残された課題を踏まえて本研究の位置付けを提示する。第3章では、金融包摂に関する指数作成の枠組みを示し、無次元化と主成分分析の手法によって、2011年から2020年の中国31省のTFIとDFIを作成する。第4章では、作成したTFIとDFIの地域別・年別の動向を観察した上で、TFIとDFIそれぞれと1人当たりGDPの関係を分析する。第5章では、中国31省の2011年から2020年にかけてのパネルデータを用いて、全国および4地域別（東部・東北・西部・中部）における従来型金融包摂・デジタル金融包摂から経済成長への影響について実証分析する。また、パネルデータ分析から得られた結果を踏まえて考察を行う。最後に第6章では明らかになった結果と残された課題をまとめる。

2. 先行研究と本研究の位置付け

2-1. 先行研究

2-1-1. 金融包摂の概念整理

金融包摂については、様々な定義がなされている。例えば、UN(2006)によると、金融包摂には4つの特徴があるとされる。第1に、預金、与信、住宅ローン、保険、決済、国内・海外送金を含む多様な金融サービスをすべての家計と企業が合理的な価格で利用できること、第2に、金融機関が健全な内部管理システムを行っていること、第3に、金融機関が長期的に金融サービスを提供できること、第4に、金融サービスの提供者が複数いる競争的な市場を形成し、より多様で効率的なサービスを顧客に提供できることである。また、GPFI(2011)では、すべての労働年齢人口が、フォーマルな金融機関から与信、預金、支払い、保険への効果的なアクセスができることと定義されている。ここでの「効果的なアクセス」とは、顧客が便利かつ手頃な価格で利用可能であり、金融機関が持続可能なコストで提供することと述べられている。さらに、World Bank(2018)によれば、消費者にとってアクセスしやすく安全で、提供者にとって適切な価格で提供し続けられるような、個人・中小零細企業による適切かつ多様な金融サービスの利用と述べており、また中国国务院(2015)は、「持続可能性の原則に基づいて、すべての社会階層に適切・有効・手頃な金融サービスを提供すること」と定義している。

これらの定義からは、金融包摂について3つの要素が抽出される。第1に、各社会階

¹⁰ 張勳他(2019) p.71 参照。

層・より多くの人が金融サービスにアクセスできること。第2に、預金などの基本的な金融サービスだけでなく、与信・保険などの多様なサービスにも利用できること。第3に、金融サービスの提供者にとって、適切な価格で資金を貸出し、持続的な経営が可能であり、利用者にとって、手頃な価格で金融サービスを利用できることである。そこで、本稿では、この3要素（①アクセス性、②多様性、③持続可能性[購入可能性]）をもとに金融包摂を評価する枠組みを構築する。

ただし、こうした金融包摂の概念は、暗黙裏に銀行など既存の金融機関を前提としており、近年急速に利用が拡大しているデジタル金融を視野に入れた金融包摂の研究は十分になされていない。デジタル金融包摂の定義に言及した研究は限られているが、GPFI(2016)では「デジタル金融包摂とは、デジタル技術を通じて支払い、送金、預金、与信、保険などの金融サービス受けていない人々に金融サービスを提供し、金融包摂を推進すること」とされる。また、Mhlanga(2020)は、これまで十分に金融サービスにアクセスできていなかった人々が低コストで容易にアクセスできるようになった要因として、情報通信技術（ICT）の重要性を強調しており、デジタル金融包摂の概念に通じるものがある。

2-1-2. 金融包摂指数作成についての先行研究

金融包摂の指数作成に関する研究は、主に銀行など従来型金融機関に焦点が当てられている。例えば、Beck et al. (2007)では、アクセス性と利用状況の2面に着目し、人口100,000人当たりと面積1,000km²当たりの銀行支店数やATM数などのデータをもとに2003年における99カ国それぞれの単一指標で金融包摂を計測し、Sarma (2008)は、これらの単一指標を組み合わせ、2004年における49カ国の従来型金融包摂を評価できる合成指数を作成している。これらの研究を受けてArora (2010)やGupte et al. (2012)はATM・クレジットカードを利用する際の費用・利便性を考慮し、より多くの尺度から従来型金融包摂指数を作成した。ただし、Sarma (2008)やArora (2010)の指数では、主観的なウェイト付けが採用されており、客観性に欠ける面がある。この問題を回避する手法として、幾何平均法が考えられるが（例えばGupte et al. [2012]）、その場合は各尺度や指標の重要度の違いが反映されないという課題が残る。

他方、デジタル金融包摂の指数作成に関する研究は、概念と同様に十分な蓄積がなされていないが、デジタル関連指標を含めた研究も一部にみられる。例えば、Camara and Tuesta (2014)では、銀行口座を保有していないものの、モバイルマネーや携帯電話を用いた金融サービスの利用者も考慮して、2011年の82カ国の合成指数が作成されている。しかし、これらの研究は、既存の金融包摂指数にほんの一部だけデジタル金融の指数を加えたものにすぎず、包括的にデジタル金融を捉えた指数とは言えない。

こうした中、Peking University (2019)は、北京大学がアリババ傘下Ant Financial Services Groupと協力して、2011年から2018年まで中国31省、337市、2,800県を対象とした膨大な非公開マイクロデータ（決済、資産運用、信用貸し、与信、保険など）を利用し、中国デジタル金融包摂指数（PKU-DFIIC）を作成している。これは、デジタル金融サービスのアクセス性と利用状況だけではなく、金融サービスの利便性、使用コストと多様性を考慮した、中国における初めてのデジタル金融包摂指数であると考えられる。ただし、Ant Financial Services Groupのマイクロデータのみを用いたものであり、よりデジタル金融包摂の全体像を表すためには、携帯電話の普及率等のマクロデータを含める必要があると考え

られる。

(図表 2-1)

2-1-3. 金融包摂と経済成長についての先行研究

近年、IMF や World Bank などの国際機関では金融包摂への関心が強まっており、金融包摂と経済成長の関係が注目されている。構築した金融包摂の指標に基づき、金融包摂について要因分析を行った研究として Sarma and Pais (2011) が挙げられる。Sarma and Pais (2011) では、2004 年 49 カ国の横断面データを用いて、金融包摂と 1 人あたり GDP、成人識字率、失業率、ジニ係数など社会経済要素との関係性について回帰分析を行った。その結果、1 人あたり GDP が低く、所得格差が比較的大きく、識字率が低く、都市化が進んでいない国は、金融包摂が低い水準であることを明らかにした。

また、金融包摂が経済成長に与える影響については、多国間や中国国内を対象とした実証研究が蓄積されてきた。多国間を対象とした研究として Kim (2018) は、OIC (Organization of Islamic Cooperation) 55 カ国における 1990 年から 2013 年にかけてのパネルデータを用いて、金融包摂と経済成長の関係についてパネル VAR 分析、パネル Granger 因果性検定を行った。パネル VAR 分析から得られた IRF (Impulse Response Functions) の結果は、金融包摂が経済成長に正の効果を持つことを示唆しており、パネル Granger 因果性検定では、金融包摂と経済成長は双方向に因果関係を持つことが示された。金融包摂は OIC 諸国の経済成長に対してプラスの効果を持つと結論付けられる。Van et al. (2021) では、152 カ国における 2004 年から 2015 年のデータを 4 つの期間 (2004～2007 年、2007～2009 年、2009～2012 年、2012～2015 年) に区分して GMM モデルで実証分析を行った結果、金融包摂と経済成長との間に正の関係があると結論付けられている。さらに、この正の関係は、所得が低く、金融包摂の程度が低い国ほど強くなることが確認された。この分析結果からは、近年、途上国や新興国における金融包摂の推進戦略が、経済成長を促進するための適切な戦略であることが示唆される。また、Chatterjee (2020) では、金融包摂、ICT 発展、経済成長の関係性についての分析を行っている。まず、2004 年から 2015 年にかけての 41 カ国のパネルデータを用いて、固定効果モデルで回帰分析を行い、ICT は金融包摂の重要な決定要因であることが示された。次に、1 人あたり GDP 成長率、金融包摂との関係性を GMM モデルで検証している。その結果、「ICT 発展→金融包摂→経済成長」という経路が確認され、携帯電話とインターネットの普及により、金融包摂の水準が高まり、それによって経済成長を促進することが示された。

中国国内を対象とした実証研究として、杜強・潘怡 (2016) と李建軍他 (2020) がある。杜強・潘怡 (2016) では、2006 年から 2013 年にかけて中国の 31 省のパネルデータを用いて、金融包摂合成指数を作成した上で、固定効果モデルに 2 次項の金融包摂指数を説明変数に追加して、非線形回帰分析を行った。その結果、金融包摂と経済発展の関係は逆 U 字型であり、金融包摂の水準が低い値であれば経済成長に有意な正の効果を持ち、水準が高い場合、経済成長に負の影響を与えることを明らかにした。李建軍他 (2020) では、2009 年から 2016 年にかけて中国の 31 省のパネルデータを用いて、金融包摂が経済成長および都市と農村の所得格差に与える影響について固定効果モデルで実証分析を行った。その結果、金融包摂水準が高いほど、経済成長を促進し、都市と農村の所得格差を緩和することが明らかになった。地域別にみると、金融包摂が経済成長に与える効果については、東

部地域でより強く、所得格差縮小に与える効果は西部地域でより強いことを明らかにした。

これらの研究では、金融包摂が経済にプラスの影響を与え、格差を縮小できることが示されている。ただし、利用しているデータは主に 2015 年までのデータであり、2015 年以降、デジタル金融包摂は急速に発展しており、従来型金融包摂と経済成長との関係性が変化している可能性があると考えられる。そのため、2015 年以降のデータを追加した分析が必要である。

他方、デジタル金融包摂と経済成長の関係に関する研究については、多国間を対象とした実証研究は管見の限り見当たらないが、中国国内を対象とした実証研究がいくつか行われている。例えば、張勳他（2019）では、北京大学が Alibaba Group と協力して作成した中国デジタル金融包摂指数（PKU-DFIIC）と北京大学が作成した中国家庭追跡調査（CFPS）による 2011 年から 2016 年までの 162 市・村パネルデータを用いて、固定効果モデルでデジタル金融包摂が経済成長・所得格差に与える影響について実証分析を行った¹¹。その結果、中国におけるデジタル金融包摂は、経済発展が遅れている地域ほど早く発展しており、特に農村部の低所得者層の家計所得を大きく押し上げていることが明らかにした。すなわち、デジタル金融包摂は、中国の地域格差や都市と農村の格差を是正し、包括的な経済成長を促進することが確認された。銭海章他（2020）では、2011 年から 2018 年までの中国 31 省のパネルデータを用いて、差分の差分法（DID）、媒介分析（mediation analysis）の手法で、デジタル金融包摂や経済成長の関係性について実証分析を行った。まず、DID を用いて、デジタル金融包摂は中部と西部地域で経済成長に大きく寄与することが確認された。次に、媒介分析モデルを用いて、「デジタル金融包摂→イノベーションと起業→経済成長」という経路が確認され、デジタル金融包摂がイノベーションと起業を通じて経済成長に影響を与えることを示唆している。

これらの研究により、中国におけるデジタル金融包摂は、地域格差や都市と農村の格差を是正し、包括的な経済成長を促進することが明らかになった。ただし、従来型金融包摂と経済成長を分析した論文と、デジタル金融包摂と経済成長を分析した論文はそれぞれ独立しており、従来型金融包摂とデジタル金融包摂両面を考慮し、経済成長に対するそれぞれの影響を比較した研究は見当たらない。

（図表 2-2）

2-2. 本研究の位置付け

先行研究を渉猟した結果、以下の 4 つの課題が明らかになった。金融包摂指数の作成に関して、第 1 に、金融包摂指数を作成する際に、各変数のウェイト付けは客観性が欠けていること、第 2 に、指数に用いる基礎データが必ずしも包括的ではないこと、である。また、金融包摂と経済成長の関係性の分析に関して、第 3 に、従来型金融包摂に関するデータが最新のものではないこと、第 4 に、従来型金融包摂とデジタル金融包摂の経済成長に対するそれぞれの影響を比較していないこと、である。

¹¹ 中国家庭追跡調査（China Family Panel Studies, CFPS）は、北京大学中国社会科学調査センターによって実施されている調査である。1 回目の調査は 2010 年に実施され、中国の東部、中部、西部、東北部の、4 つの経済地域を含めた計 25 省および直轄市における計 16,000 家庭を対象に、社会、経済、人口、教育および健康の実態を反映するマイクロデータを収集している。

<https://opendata.pku.edu.cn/dataverse/CFPS>

そこで、本稿では、まず、指数作成について上述の課題に対応するため、以下2点を考慮して2011年から2020年まで10年間の中国31省のTFIとDFIを作成する。第1に、主成分分析を用いて、より客観的なウェイト付けを行う。第2に、TFIについて、金融サービスのアクセス性、多様性、持続可能性の3つの観点から、DFIについて、金融サービスのアクセス性、多様性、モバイル率、購入可能性、利便性の5つの観点からそれぞれ指数の枠組みを構築し、従来型金融とデジタル金融の両面から中国金融包摂の現状をより包括的に把握する。

次に、経済成長との関係性の課題に対応するため、以下2点を考慮して2011年から2020年まで10年間の中国31省のパネルデータを用いて実証分析を行う。第1に、従来型金融包摂と経済成長の関係性を分析した研究では扱われていない2015年から2020年までのデータを追加する。第2に、従来型金融包摂とデジタル金融包摂の水準を代理変数としたTFIとDFIを同時にモデルに組み、パネルデータ分析を行い、経済成長に与える影響を比較する。

3. 金融包摂指数の作成：従来型金融包摂とデジタル金融包摂

3-1. 合成指数作成の基本フレーム

金融包摂に関する指数作成の具体的な枠組みは図表3-1の通りである。分析対象は中国31省で、分析期間は2011年から2020年までの10年間である。分析に用いるデータは中国国家统计局、中国人民銀行の地域金融レポート、北京大学の中国デジタル金融包摂指数(PKU-DFIIC)より取得している。

従来型金融包摂の合成指数は、perbranch、kmbranch、deposgdp、loangdp、insurgdp、perinsur、probloart、loanrateの8変数から作成する。また、デジタル金融包摂の合成指数は、mobilespr、fbspr、pkucov、pkuusage、pkudigiの5変数から作成する。後者のうち、pkucov、pkuusage、pkudigiの3変数については、北京大学がアリババ傘下のAnt Financial Services Groupの協力を得て、10,000人当たりのAlipayアカウント数など(No.11~29)の合計19のデータを基に作成したPKU-DFIICを準用した(図表3-2参照)。

(図表3-1)

(図表3-2)

合成指数作成の基本的な考え方は、次の通りである。まず、複数のデータから合成指数を作成するため、単位が異なる各データを無次元化する。次に、各変数のウェイト付けを主成分分析によって客観的に行う。最後に、2011年から2020年までの中国31省のTFIとDFIを作成する。

[金融包摂合成指数作成のプロセス]

①無次元化 → ②主成分分析によるウェイト付け → ③合成指数作成

3-2. データの無次元化

単位が異なる複数のデータを用いて合成指数を作成するため、無次元化を行う必要がある。無次元化について、Sarma(2008)の手法に則り、線形有効関数法を用いて(3-1)式で無次元化する。

$$d_i = \frac{A_i - m_i}{M_i - m_i} \quad (3-1)$$

ここで、無次元化されたデータを d_i とする。 A_i は各変数 i における実測値、 M_i は各変数 i における最大値、 m_i は各変数 i における最小値である。

ただし、従来型金融（TFI）の持続可能性と購入可能性を評価する不良債権率 **probloart**、人民元建て貸出利子 **loanrate** のような数値が高くなるほど金融包摂水準が低くなると考えられるデータについては、(3-2) 式を用いて無次元化する。ここで、無次元化されたデータを e_i とする。

$$e_i = \frac{A_i - M_i}{m_i - M_i} \quad (3-2)$$

3-3. 主成分分析によるウェイト付け

本稿では、主成分分析を用いて合成指数の客観的なウェイト付けを行う。主成分分析とは、相関のある多くの変数を、総合的な特性を表す少数の主成分に集約し、各変数の特性をとらえた上で、1つの指数に合成する統計学上の次元圧縮手法の1つである。

主成分分析を用いた指数作成に際して、本稿では、①各主成分の寄与率、②因子負荷量、③固有ベクトルを用いる。寄与率とは、各主成分が全データの何パーセントを説明しているかを表す値であり、主成分の選択範囲の決定や合成指数のウェイトを計算する際に使われる。そして、因子負荷量とは、各主成分と変数との相関係数であり、各主成分の性質を解釈する際に使われる。また、固有ベクトルとは、各主成分の向きを決定するベクトルであり、各主成分得点を求める際に使われるものである。

3-3-1. TFI の作成

TFI の作成については、まず、各主成分の寄与率を反映している **scree plot** をみると（図表 3-3）、第 3 主成分以降の傾きはより緩やかになり、かつ固有値は 1 以下になるため、累積寄与率が 78.33%に達する第 3 主成分までを採用する¹²。

（図表 3-3）

次に、因子負荷量の結果は図表 3-4 で示されている。主成分 1 の負荷量が多い（相関が強い）指標は「金融機関預金残高額の GDP 比」、「金融機関貸出残高額の GDP 比」、「保険会社収入（保険料）の GDP 比」、「保険会社収入（保険料）の人口比」の 4 つである。したがって、主成分 1 は、従来型金融包摂の利用状況が強く反映されていると解釈できる。同様に、主成分 2 の負荷量が多い（相関が強い）指標は「不良債権率」で、従来型金融包摂の持続可能性が反映されている。主成分 3 の負荷が多い（相関が強い）指標は「10,000 人当たりの金融機関支店数」で、従来型金融包摂のアクセスが反映されている。

（図表 3-4）

また、得られた固有ベクトル（図表 3-5）と各主成分の寄与率を用いて、(3-3) 式と

¹² 主成分 1 の寄与率は 0.4747、主成分 2 の寄与率は 0.1793、主成分 3 の寄与率は 0.1293、累積寄与率は 0.7833 である。

(3-4) 式で、各変数のウェイトを計算する(図表 3-6)。 f_{kj} は k 番目の主成分の j 番目データの固有ベクトル、 Q_k は k 番目の主成分の寄与率、 h_j は各変数の係数、 w_j は各変数のウェイトである。

$$h_j = \sum_{k=1}^3 f_{kj} Q_k / (Q_1 + Q_2 + Q_3) \quad (3-3)$$

$$w_j = h_j / \sum_{j=1}^8 h_j \quad (3-4)$$

(図表 3-5)

(図表 3-6)

最後に、(3-5) 式~(3-7) 式¹³から各主成分得点 TF_1 、 TF_2 、 TF_3 を算出し、標準化した上で¹⁴、(3-8) 式~(3-10) 式で t 年における i 省の TFI を算出する。

$$\begin{aligned} TF_{1it} = & 0.245perbranch_{it} + 0.347kmbranch_{it} + 0.431deposgdp_{it} + 0.422loangdp_{it} \\ & + 0.367insurgdp_{it} + 0.453perinsur_{it} + 0.331loanrate_{it} - \\ & 0.077probloart_{it} \end{aligned} \quad (3-5)$$

$$\begin{aligned} TF_{2it} = & -0.193perbranch_{it} + 0.431kmbranch_{it} + 0.240deposgdp_{it} - 0.114loangdp_{it} \\ & - 0.216insurgdp_{it} + 0.160perinsur_{it} - 0.285loanrate_{it} - \\ & 0.744probloart_{it} \end{aligned} \quad (3-6)$$

$$\begin{aligned} TF_{3it} = & 0.758perbranch_{it} - 0.144kmbranch_{it} + 0.228deposgdp_{it} + 0.236loangdp_{it} \\ & - 0.302insurgdp_{it} - 0.182perinsur_{it} - 0.415loanrate_{it} + \\ & 0.035probloart_{it} \end{aligned} \quad (3-7)$$

$$X_{it} = \frac{Q_1}{(Q_1 + Q_2 + Q_3)} TF_{1it}^* + \frac{Q_2}{(Q_1 + Q_2 + Q_3)} TF_{2it}^* + \frac{Q_3}{(Q_1 + Q_2 + Q_3)} TF_{3it}^* \quad (3-8)$$

$$Y_{it} = X_{it} + \min X \quad (3-9)$$

$$TFI_{it} = \frac{Y_{it}}{\max Y} \times$$

¹³ ここは無次元化されたデータを使っている。

¹⁴ $TF_k^* = (TF_k - TF_k \text{の平均値}) / TF_k \text{の標準偏差}$

3-3-2. DFI の作成

DFI の作成についても同様に、まず、各主成分の寄与率を反映している scree plot (図表 3-7) をみると、第 2 主成分以降の傾きはより緩やかになるため、累積寄与率が 92.02% に達する第 2 主成分までを採用する¹⁵。

(図表 3-7)

次に、因子負荷量の結果は図表 3-8 で示されている。主成分 1 の負荷が大きい (相関が強い) 指標は「固定ブロードバンド普及率」、「北京大学指数 (PKU-DFIIC) のアクセス性」、「北京大学指数 (PKU-DFIIC) の利用状況」、「北京大学指数 (PKU-DFIIC) のデジタル程度」の 4 つである。主成分 1 では、すべての変数において相関が強いため、いずれの変数も強く反映されている。主成分 2 では「携帯電話の普及率」との相関が強く、デジタル金融包摂の基盤が反映されていると考えられる。

(図表 3-8)

また、得られた固有ベクトル (図表 3-9) と各主成分の寄与率を用いて、(3-11) 式と (3-12) 式で、各変数のウェイトを計算する (図表 3-10)。 f_{kj} は k 番目の主成分の j 番目データの固有ベクトル、 Q_k は k 番目の主成分の寄与率、 h_j は各変数の係数、 w_j は各変数のウェイトである。

$$h_j = \sum_{k=1}^2 f_{kj} Q_k / (Q_1 + Q_2) \quad (3-11)$$

$$w_j = h_j / \sum_{j=1}^5 h_j \quad (3-12)$$

(図表 3-9)

(図表 3-10)

最後に、(3-13) 式と (3-14) 式¹⁶から各主成分得点 DF_1 、 DF_2 、 DF_3 を算出し、標準化¹⁷した上で、(3-15) 式~(3-17) 式で t 年における i 省の DFI を算出する。

$$DF_{1it} = 0.459fbspr_{it} + 0.375mobilespr_{it} + 0.493pkucov_{it} + 0.477pkuusage_{it} + 0.422pkudigi_{it} \quad (3-13)$$

¹⁵ 主成分 1 の寄与率は 0.7990、主成分 2 の寄与率は 0.1212、累積寄与率は 0.9202 である。

¹⁶ ここは無次元化されたデータを使っている。

¹⁷ $DF_k^* = (DF_k - DF_k \text{の平均値}) / DF_k \text{の標準偏差}$

$$DF_{2it} = 0.149fbspr_{it} + 0.787mobilespr_{it} - 0.137pkucov_{it} - 0.118pkuusage_{it} - 0.571pkudigi_{it} \quad (3-14)$$

$$V_{it} = \frac{Q_1}{(Q_1 + Q_2)} DF_{1it}^* + \frac{Q_2}{(Q_1 + Q_2)} DF_{2it}^* \quad (3-15)$$

$$Z_{it} = V_{it} + \min V \quad (3-16)$$

$$DFI_{it} = \frac{Z_{it}}{\max Z} \times$$

$$100 \quad (3-17)$$

以上のように、無次元化と主成分分析によるウェイト付けを用いて、TFI・DFIを作成する。次章では、作成した TFI と DFI についてデータ観察を行う。

4. 合成指数に基づく現状分析

4-1. 金融包摂指数の年別・地域別の動向

図表 4-1 と図表 4-2 では作成した TFI と DFI のパネルデータが示されている。まず、2011 年から 2020 年までの中国 31 省全体の TFI と DFI の変化について、第 1 に、平均値と年平均上昇率をみると、TFI の全国平均値は 13.68 から 29.18（年平均上昇率は 7.87%）に、DFI は 9.19 から 72.55（年平均上昇率は 22.96%）に推移している。この 10 年間、中国における従来型・デジタル金融包摂の水準が全般的に向上しており、従来型金融と比べ、デジタル金融包摂水準がより急速に成長していることが読み取れる。第 2 に、各年度 TFI・DFI の格差の変化は、ローレンツ曲線（図表 4-3 参照）で確認することができる。これを基に算出したジニ係数の推移をみると（図表 4-4 参照）、TFI のジニ係数は 0.443 から 0.341 で、DFI は 0.489 から 0.069 で推移している。従来型金融包摂の格差が緩やかに縮小しているのに対し、デジタル金融包摂水準の格差は、特に 2010 年代前半に急速に縮小していることがわかる。

（図表 4-1） （図表 4-2）

（図表 4-3） （図表 4-4）

デジタル金融包摂水準の格差が 2010 年代前半に急速に縮小した理由の 1 つとして、この時期に Alibaba を代表とするフィンテック企業が急成長し、様々な金融サービスの提供が開始されたことが挙げられる。2011 年から 2020 年までのデジタル金融の動向について、ミクロな視点から Alibaba Group の事業活動、マクロ視点から携帯電話の利用状況と政府による政策を整理し、図表 4-5 にまとめている。図表 4-5 をみると、Alibaba Group について、決済、信用貸しサービスの提供が 2011 年に、保険、資産運用サービスの提供が 2013

年に、与信、信用情報サービスの提供が 2015 年にそれぞれ開始され、様々な金融サービスが 2015 年までに中国国内で展開された。なお、2015 年以降、Alibaba Group は主に海外投資を積極的に行っている。マクロな視点からみると、2012 年から携帯電話経由でインターネットを使うことが主流となり、中国政府は 2013 年に「金融包摂の促進」を初めて経済政策の方針の 1 つとして採用した。このような要因から、デジタル金融包摂水準の格差が 2010 年代前半に急速に縮小したと考えられる。

(図表 4-5)

次に、31 省別の TFI・DFI 動向を明らかにするため、2011 年と 2020 年の TFI (図表 4-6、図表 4-7 参照)、2011 年と 2020 年の DFI (図表 4-9、図表 4-10 参照)、2011 年から 2020 年までの TFI と DFI それぞれの年平均上昇率 (CAGR) を地図で示している (図表 4-8、図表 4-11 参照)。

2011 年の TFI (図表 4-6) をみると、北京・上海など一部地域のみで高い水準を示しているものの、他の多くの地域では低い水準にとどまっている。2020 年の TFI をみると (図表 4-7)、2011 年と同様に北京・上海などの地域が依然として高い水準を維持しており、他の地域は緩やかに成長している (図表 4-8)。一方で、DFI については 2011 年から 2020 年にかけて急激な変化が見られる。2011 年時点では、DFI (図表 4-9) も TFI と同様に、北京・上海など一部地域のみで高い水準に達しているものの、他の多くの地域では低い水準である。しかし、2020 年になると、他の地域でも一斉に高い水準に達している様子が観察できる (図表 4-10)。また、10 年間の年平均成長率を比較すると、TFI の成長が限られている西部地域で、DFI の急速な成長が顕著である (図表 4-11)。

(図表 4-6) (図表 4-7) (図表 4-8)

(図表 4-9) (図表 4-10) (図表 4-11)

以上のデータ観察により、以下の 3 点が明らかになった。第 1 に、中国における金融包摂の平均水準は全般に向上していること、第 2 に、従来型金融包摂の格差は緩やかに縮小しているのに対して、デジタル金融包摂の格差は急速に縮小していること、第 3 に、西部地域では、従来型金融包摂に比べてデジタル金融包摂の向上がとりわけ顕著であること、である。従来の金融機関は、機関設立のコストが高いため、西部地域のような、人口集積度が低く、経済発展も遅れた地域では、従来型金融はなかなか進展していない。一方、デジタル金融では、銀行支店がなくても、携帯電話を通じて預金、与信、決済などの金融サービスを提供できるため、地理的・空間的制約が緩和されており、発展水準の低い地域でも利用が拡大しやすい。したがって、西部地域では、従来型金融の効果が限られているが、デジタル金融による金融包摂が推進していると考えられる。

4-2. 1 人当たり GDP と金融包摂指数の関係性

最後に、TFI・DFI の動向と所得水準の関係を分析する。図表 4-12 は 2011 年、2015 年、

2020 年における TFI と 1 人当たり GDP の散布図、図表 4-13 は 2011 年、2015 年、2020 年における DFI と 1 人当たり GDP の散布図である。まず、TFI について、10 年間で TFI と 1 人当たり GDP の回帰直線の切片には大きな変化がなく、回帰係数(1 人当たり GDP が 10,000 人民元上昇した場合の TFI の変化幅)も、有意に正の値でほぼ同水準 (5.140→5.328→5.106) となっており、時間の経過に伴う、関係性の大きな変化は見られない。

(図表 4-12) (図表 4-13)

他方、DFI をみると、回帰直線の切片は年を追って上方にシフトしている。すなわち、所得水準の低い地域でも急速にデジタル金融包摂水準が向上しており、TFI と比較して特徴的な点と言える。ただし、各年別にみると、所得水準の高い地域ほど DFI が高い傾向にある点は TFI と共通している。また、回帰係数をみると、低下傾向を示しているものの (4.094→3.508→2.923)、相関係数は 2015 年以降上昇に転じており (0.891→0.809→0.925)、1 人当たり GDP と DFI の関係性は一段と強まっていることが窺える。

これらの点については、時間の経過とともに、上方シフトに加えて右方向へのシフトも観察されるため、1 人当たり GDP と DFI の「変化」の関係性については、さらに詳細な分析が求められる。そこで、次章では、作成した TFI と DFI 等のデータを用いてパネルデータ分析を行う。

5. 金融包摂と経済成長についてのパネルデータ分析

5-1. データと推定モデル

5-1-1. 使用するデータ

本稿では、中国における従来型金融包摂・デジタル金融包摂は経済成長に与える影響について検証する。分析対象は中国 31 省で、分析期間は 2011 年から 2020 年までの 10 年間である。分析に用いるデータは中国国家统计局、中国 31 省の統計年鑑・地域金融レポートより取得している。

次に、被説明変数、説明変数、コントロール変数の詳細について述べる(図表 5-1 参照)。被説明変数は経済成長を示す「1 人当たり GDP の対数値 (lnpergdp)」である。2011 年から 2020 年までの各省の名目 GDP を各省の人口で割った 1 人当たり GDP の対数値で算出した。説明変数として、4 変数を採用する。具体的には、コブ・ダグラス型生産関数モデルに基づいた「労働投入 (lnlarbor)」と「資本投入 (lnK)」に、第 2 章で構築した、金融包摂発展水準を示す「従来型金融包摂指数 (TFI)」と「デジタル金融包摂指数 (DFI)」を追加する。第 2 章で述べた通り、TFI は中国国家统计局、中国人民銀行の地域金融レポートから収集した 10,000 人当たりの金融機関支店数などの 8 変数から、DFI は北京大学の中国デジタル金融包摂指数 (PKU-DFIIC) を参照し、10,000 人当たりの Alipay アカウント数など合計 21 のデータから作成している。「労働投入 (lnlarbor)」は各省当年度の就業者数の対数値、「資本投入 (lnK)」は各省当年度の固定資産投資額の対数値で算出した。また、欠落変数バイアスを回避し、金融包摂が経済成長に与える影響をより正確に測定する

ために、コントロール変数をモデルに組み込む。本稿では、銭海章他（2020）などを参考に、コントロール変数として、「対内直接投資（fdi）」、「政府支出（gov）」、「通信インフラ（infra）」の3変数を用いる。「対内直接投資（fdi）」は各省当年度対内直接投資額のGDP比、「政府支出（gov）」は各省当年度政府財政支出のGDP比、「通信インフラ（infra）」は各省当年度の光ファイバー総距離を各省の面積で割った値である。

（図表 5-1）

分析に先立ち、簡単なデータ観察を行う。全国および地域別の1人当たりGDPの対数値、TFI、DFI、就業者数の対数値、固定資産投資額の対数値、対内直接投資額のGDP比、政府財政支出のGDP比、各省光ファイバー総距離/各省の面積8つの変数について、2011年と2020年の2期間でデータ観察を行った。その結果が図表 5-2 である。

（図表 5-2）

まず、1人当たりGDPの対数値について、2011年から2020年にかけて、いずれの地域でも、平均値と中央値が上昇しており、中国経済の成長が窺える。次に、TFIとDFIについて、2011年から2020年にかけて、いずれの地域でも、TFIとDFIの平均値と中央値が上昇しており、中国における金融包摂水準が向上していることが明らかになった。変動係数をみると、TFIと比べ、DFIの方がより大きく低下しており、デジタル金融包摂水準はいずれの地域でも格差が縮まっていることが確認できる。

また、各地域間でTFI・DFIを比較すると、以下の2点を確認できる。第1に、平均値をみると、東部地域ではTFIとDFIが共に高い一方、中部・西部地域では相対的に低いことが読み取れる。第2に、変動係数をみると、TFIでは、2011年から2020年にかけて、東部・東北（0.87→0.64）、中部（1.17→0.49）、西部（0.54→0.40）のいずれの地域においても低下しているが、依然として0.40を上回っている。一方で、DFIでは、東部・東北（0.55→0.15）、中部（0.85→0.02）、西部（0.81→0.07）のいずれの地域においても低下しており、TFIと比べて、ばらつきが小さいことが読み取れる。

最後に、1人当たりGDPの対数値、TFI、DFI以外の5つの変数について、いずれの地域でも、固定資産投資額の対数値の平均値は上昇しているに対して、就業者数の対数値、対内直接投資額のGDP比、政府財政支出のGDP比3つの変数の平均値は低下しており、各省光ファイバー総距離/各省の面積の平均値は横ばい状態となった。不動産産業の急速な発展による固定資産投資額の増加、就業者数の減少、外国からの直接投資がGDPに占める割合の減少、経済成長に寄与する政府支出の役割が徐々に弱まってきていることは中国全体で共通している動向であると解釈できる。

5-1-2. 分析に用いるモデル

本稿では、中国31省を対象に、2011年から2020年にかけてのパネルデータを用い、従来型金融包摂・デジタル金融包摂は経済成長に与える影響について検証する。コブ・ダグラス型生産関数モデルをもとに、金融包摂発展水準を示すTFIとDFIを説明変数とし

てモデルに、対内直接投資（fdi）、政府支出（gov）、通信インフラ（infra）の3つのコントロール変数を加えたモデルを推定する。また、張勲他（2019）を参考にし、逆の因果関係を排除するため、TFIとDFIに1期ラグを取った。推定式は以下の通りである。

$$\ln pergdp_{it} = \beta_0 + \beta_1 TFI_{i,t-1} + \beta_2 DFI_{i,t-1} + \beta_3 \ln labor_{it} + \beta_4 \ln K_{it} + \beta_5 fdi_{it} + \beta_6 gov_{it} + \beta_7 infra_{it} + \theta_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (5-1)$$

ここで*i*は各省、*t*は各年、 β_0 は定数項を、 θ_i は時間を通じて変化しない各省における個体特有效果（individual effect）、 δ_t は個体によって変化しない時間効果（time effect、年ダミーと同じ）、 ε_{it} は通常の誤差項を表す¹⁸。

パネルデータ分析をより適切に行うため、多重共線性、推定法の選択、不均一分散・系列相関の検定などを行う必要がある。

まず、変数間の多重共線性をチェックするために、VIF (Variance Inflation Factor) 検定を行った。VIF 値が大きい場合はその変数をモデルから除いた方がよいと考えられる。判断基準は10とする。図表 5-3 からすべて変数の VIF 値が10未満であることを確認できたため、多重共線性の問題は回避された。

(図表 5-3)

次に、プーリング回帰モデル (POLS)、固定効果モデル (FE)、ランダム効果モデル (RE) を用いて、それぞれ回帰分析を行ったところ異なる結果が得られた (図表 5-4 参照)。そこで、適切な推定モデルを選択するため、以下の3つの検定を行った。

(図表 5-4)

検定 1 : POLS モデルと固定効果モデルの選択 (F 検定)

H0: 全個体の個体特有效果は同じであり、POLS モデルが採択される

H1: 帰無仮説が棄却され、固定効果モデルが採択される

検定 2 : POLS モデルとランダム効果モデルの選択 (Breusch and Pagan 検定)

H0: 誤差項が平均的にゼロであり、POLS モデルが採択される

H1: 帰無仮説が棄却され、ランダム効果モデルが採択される

検定 3 : 固定効果モデルとランダム効果モデルの選択 (hausman 検定)

H0: 個体特有效果が説明変数と無相関であり、ランダム効果モデルが採択される

H1: 帰無仮説が棄却され、固定効果モデルが採択される

¹⁸ θ_i と δ_t が説明変数と相関している場合固定効果と呼ばれ、相関がなければランダム効果と呼ばれる。

検定の結果は図表 5-5 で示された通り、第 1 に、POLS モデルと固定効果を比較する F 検定の p 値は 0.000 であり、F 検定の帰無仮説が棄却され、POLS モデルよりも固定効果モデルが適切であることが分かった。第 2 に、POLS モデルとランダム効果モデルを比較する Breusch and Pagan 検定の p 値は 0.000 であり、Breusch and Pagan 検定の帰無仮説が棄却され、POLS モデルよりランダム効果モデルが適切であることが分かった。第 3 に、固定効果モデルとランダム効果モデルを比較する hausman 検定の p 値は 0.000 であり、hausman 検定の帰無仮説が棄却され、ランダム効果モデルより固定効果モデルが適切であることが分かった。したがって、本稿では、固定効果モデルを用いる。

(図表 5-5)

最後に、固定効果モデルを選択した上で、不均一分散とグループ内系列相関についての検定を行った。結果は図表 5-6 で示されている。第 1 に、不均一分散について検定した結果、p 値は 0.000 であり、不均一分散は存在しないという帰無仮説が棄却され、不均一分散は存在することが分かった。第 2 に、グループ内系列相関について検定した結果、p 値は 0.000 であり、グループ内系列相関は存在しないという帰無仮説が棄却され、グループ内系列相関は存在することが確認された。Hoechle(2007) によると、不均一分散とグループ内系列相関に対してクラスター頑健手法 (cluster-robust method) により、頑健な標準誤差が求められ、係数推定値の有意性検定がより正確に行える。したがって、次節では、クラスター頑健手法修正済の固定効果モデルを用いてパネルデータ分析を行う。

(図表 5-6)

5-2. 分析結果：全国と 4 地域別

5-2-1. 全国についての分析結果

上述のモデルを用いて中国 31 省を対象に分析した結果を図表 5-7 に示している。まず、DFI を説明変数に含めず推定した結果、従来型金融包摂指数 (TFI) が 1 ポイント上昇すれば、1 人当たり GDP は 0.95% 上昇することになり、従来型金融包摂から経済成長への影響が有意に正となったという先行研究と同様な結果を得られた (第 1 列参照)。次に、TFI を説明変数に含めず推定した結果、デジタル金融包摂指数 (DFI) が 1 ポイント上昇すれば、1 人当たり GDP は 0.74% 上昇することになり、先行研究と同様に、デジタル金融包摂と経済成長の間に有意に正の関係性があることが確認された (第 2 列参照)。最後に、TFI と DFI 両方を含めて推定した結果、従来型金融包摂と経済成長の正の関係性は確認できない一方、デジタル金融包摂と経済成長との間には有意に正の効果があり、デジタル金融包摂指数 (DFI) が 1 ポイント上昇すれば、1 人当たり GDP は 0.77% 上昇することが明らかとなった (第 3 列参照)。

(図表 5-7)

DFI を含めるか否かで、TFI の有意性が異なる点については、TFI と DFI の相関係数は 0.51 であり (図表 5-8 参照)、TFI と 1 人当たり GDP 間の擬似相関による見せかけの回帰

が原因と考えられる。したがって、従来型金融包摂は経済成長に有意に正の影響を与えていないと考えられる。また、第 1、3 列の修正済決定係数 (Adj.R-sq) を比較すると、DFI をモデルに含めた場合、修正済決定係数は 0.7113 から 0.8692 に上昇したため、TFI と DFI 両方を考慮した第 3 列のモデルがより適切であると考えられるだろう。

(図表 5-8)

その他の変数に関して、図表 5-7 の第 3 列をみると、資本投入 (lnK)、通信インフラ (infra)、対内直接投資 (fdi) 3 つの変数についての符号条件、有意性は期待通りである。労働投入 (lnlabor) の係数が有意でない理由として、改革開放の初期には労働集約的な産業が経済成長に寄与していたが、現在では、高付加価値やイノベーションの創出が重要な、資本・知識集約的な産業が経済成長に大きく寄与するという産業構造が考えられる。政府支出 (gov) については、経済成長に寄与する政府支出の役割が徐々に弱まってきているため、係数が有意ではないと考えられる。

5-2-2. 中国 4 地域別の分析結果

従来型金融包摂とデジタル金融包摂は経済成長への影響は、地域によって異なる可能性があると考えられ、さらに具体的な結果を得るため、中国 31 省を東部、東北、中部、西部に分けてパネルデータ分析を行う。社会経済発展状況や西部大開発などの政策により、中国は東部、中部、西部、東北 4 地域に分けられている (図表 5-9 参照)。ただし、パネル分析では、サンプル数を考慮し、東部と東北を 1 つの区分と見なして、東北・東部、中部、西部の 3 区分でそれぞれ分析を行う。

(図表 5-9)

分析結果は図表 5-10 で示されている。まず、デジタル金融包摂と経済成長の関係性について分析した結果、図表第 2 列を参照すると、経済発展水準と金融包摂水準が相対的に高い東部・東北地域では、DFI が 1 ポイント上昇すれば、1 人当たり GDP は 0.51% 上昇すると解釈できる。一方で、経済発展水準と金融包摂水準が相対的に低い西部と中部地域では、DFI が 1 ポイント上昇すれば、1 人当たり GDP はそれぞれ 0.73%、0.71% 上昇すると解釈できる (第 3、4 列参照)。以上より、経済発展水準が相対的に低い西部と中部地域がデジタル金融包摂と経済成長の影響度が大きいことが判明した。

次に、従来型金融包摂と経済成長の関係性について分析した結果、東部・東北地域と中部地域では、経済成長に有意に正の影響をもたらしていないことが確認された (第 2、4 列参照)。ただし、西部地域では、従来型金融包摂と経済成長との間に、マイナスの関係性が確認され、期待した結果は得られていない (第 3 列参照)。この点については、次節で詳細な説明を行う。

(図表 5-10)

5-2-3. 西部地域の分析結果について：不良債権率の影響

西部地域では、従来型金融包摂と経済成長との間に有意でマイナスな関係性があるという分析結果が出た。この点に関して、西部地域 2011 年から 2020 年までの TFI を確認したところ、ある時期に、いくつかの省で TFI が大きく低下していることが分かった。例えば、図表 5-11 で示された通り、2013 年から 2015 年の内モンゴル（8.72→2.41）、2013 年から 2017 年の雲南省（9.88→5.60）、2018 年から 2019 年の青海省（26.76→5.79）、2014 年から 2015 年の広西自治区（2.92→0.92）、2016 年から 2019 年の甘粛省（36.99→14.08）において、TFI が大きく低下したことが確認された。

（図表 5-11）

TFI を構成する元データを確認した上で、他の地域と比べて西部地域では、不良債権率の変化がより激しいことが明らかになった（図表 5-12 参照）。さらに、内モンゴル、雲南省、青海省、広西自治区、甘粛省のいずれの省でも TFI が大きく低下した時期に不良債権率が上昇していることが確認された（図表 5-13 参照）。不良債権率の影響で TFI が大きく低下した一方で、経済成長は続いているため、TFI と 1 人当たり GDP はマイナスな関係になると考えられる。この点を検証するため、内モンゴル、雲南省、青海省、広西自治区、甘粛省の 5 省のデータと、これらの 5 省を除いた西部地域他の 7 省のデータを用いてそれぞれ回帰分析を行った。

（図表 5-12）

（図表 5-13）

図表 5-14 が示す通り、内モンゴル、雲南省、青海省、広西自治区、甘粛省の 5 省のデータだけを用いて分析した結果、TFI と 1 人当たり GDP は有意でマイナスな関係性があることが分かった（第 4 列参照）。また、西部地域他の 7 省のデータを用いて分析した結果、TFI と 1 人当たり GDP の間に有意な関係性は見られなかった（第 5 列参照）。すなわち、TFI と 1 人当たり GDP は有意でマイナスな関係性は、不良債権率の上昇で説明できると考えられる。

（図表 5-14）

5-3. 分析結果の考察

一連の分析の結果、全国 31 省では、従来型金融包摂と経済成長の正の関係性は確認できない一方、デジタル金融包摂は経済成長に有意に正の効果があり、デジタル金融包摂指数（DFI）が 1 ポイント上昇すれば、1 人当たり GDP は 0.77% 上昇することが明らかとなった。4 地域別の分析結果をみると、従来型金融包摂が経済成長に与える影響について、不良債権率上昇の影響を受けた西部 5 省では有意に負の影響が確認され、それ以外の地域では、有意な関係性が見られないことが示された。その一方で、デジタル金融包摂は、いずれの地域でも経済成長を促進しており、東部・東北地域と比べ、経済発展水準が相対的に低い西部と中部地域のほうが DFI の経済成長への影響が大きいことが示された。すなわち、従来型金融包摂と異なり、デジタル金融包摂による経済成長の促進効果が高いこ

とが明らかになった。

その要因について、以下のようなことが考えられる。従来型金融は取引コストや情報の非対称の問題で、金融包摂の効果が限られている。例えば、銀行などの従来型の金融機関は、内部管理やリスク管理システムが比較的整備されており、顧客との契約やサービスを提供する際に、顧客の信用履歴などが求められ、厳しい審査やリスク管理を行い、人件費や取引コストが高くなる¹⁹。低所得者や中小企業の顧客の場合、多くが信用履歴を持っておらず、債務不履行リスクが高くなる傾向にあり、借入金額が少ないため、銀行にとってリスクが高いだけでなく、リターンも低い。それに対して、優良顧客や大企業の顧客の場合、信用情報を収集しやすく、債務不履行リスクが低い傾向にあり、借入金額が大きいため、銀行にとってリスクが低いだけでなく、リターンも高い。したがって、この取引コストとリスクの差によって、従来型の金融機関は優良顧客や大企業に金融サービスを提供する傾向があり、従来型金融包摂の効果が限られている。

それに対して、デジタル金融は主に3つのメリットが挙げられる。第1に、ICTの技術革新により、膨大な情報を効率的に処理することが実現され、取引費用が大幅に低下することである²⁰。これによって、フィンテック企業を代表としたデジタル金融機関は、少額の金融サービスであっても、利益が期待でき、中小企業や低所得者層もターゲット顧客になることで、多様な金融サービスを利用できるようになった。その結果、中小企業の借入制約が緩和され、投資などが促進されることから、経済成長に重要な役割を果たすと考えられる。

第2に、ビッグデータやクラウドなどの活用で、情報の非対称の問題を一定程度解決できることである。例えば、信用履歴を持たない人々でも、水道、電気、ガスなどの光熱費や、買い物などの支払いに Alipay や WeChat Pay を利用する場合、膨大な個人データが収集され、信用貸しサービスを利用する際に、顧客の信用力を分析するツールとして利用されている²¹。このように、従来型金融から排除されていた人々、特に低所得層にとって、貯蓄、与信や保険のサービスを利用できることで、所得が減少した際でも、日常生活を安定化させることが実現でき、格差縮小や貧困削減につながると考えられる²²。

第3に、実店舗を運営する高いコストを回避し、地理的・空間的制約がより少ないことである。従来型金融は実店舗を通じて金融サービスを提供するため、人口やビジネスが相対的に集中している地域を中心に業務を行っており、人口が少なく、経済的に遅れた地域にはあまり進出していない。一方、デジタル金融は携帯電話を通じて預金、与信、決済などの金融サービスを提供でき、地理的・空間的制約が緩和されている。その結果、経済発展水準が相対的に低い西部と中部地域では、従来型金融の効果が限られているが、デジタ

¹⁹ 星焱（2016） p.23 参照。

²⁰ 王金龍・乔成曇（2014） pp. 14-16 参照。

²¹ 張勲他（2019） p.71 参照。

²² Beck（2016） pp. 4-5 参照。

ル金融が金融包摂を推進していると考えられる。

以上の3点が、従来型金融と比べ、デジタル金融の方が金融包摂を促進させ、経済成長への効果がより大きくなっている要因であると挙げられる。特に、経済発展水準が低い中部・西部地域では、デジタル金融が従来型金融を飛び越え、金融面で「リープフロッグ型の発展」が実現していると考えられる²³。

ただし、デジタル金融は経済成長にプラスの影響を与えているが、改善すべき問題点もいくつか指摘されている。王作功他（2019）によると、デジタル金融は、情報の非対称性を緩和する一方で、「データの非対称性」を生み出し、一般の金融消費者を不利な状況に追い込んでいとされる²⁴。大手フィンテック企業は膨大なデータを持っており、マーケティングや商品価格設定について大きな優位性を持っている。一方で、消費者は企業から提供されるデータや情報しか入手できないため、データの非対称性が生み出される。また、持っているデータの規模が大きくなればなるほど、データの価値が高くなるため、Ant Financial、Tencent Financial などの大手企業は独占・寡占になりやすい。一般消費者にとって、初期段階では恩恵を享受できたが、デジタル金融プラットフォームの独占・寡占が形成されると、消費者余剰が減少する可能性が高い。さらに、金融監督当局のビッグデータ技術はフィンテック企業の技術に遅れる傾向にあり、金融監督当局と企業の間にも非対称性が存在する。その結果、フィンテック企業への監督や検査は不十分で、自社のリスクは他の金融機関に波及し、金融システム全体と社会の安定を脅かす可能性がある。

6. おわりに：まとめと今後の課題

以上、本稿では、中国における金融包摂の実態を客観的に把握するために、従来型金融包摂指数（TFI）およびデジタル金融包摂指数（DFI）を作成し、その動向と現状を観察した。そのうえで、作成した TFI・DFI を基に、中国 31 省を対象に、従来型金融包摂とデジタル金融包摂が 1 人当たり GDP の成長に与える影響を 2011 年から 2020 年までのパネルデータを用いて実証分析した。その結果、次の 5 点が明らかになった。第 1 に、中国における金融包摂の平均水準は全般に向上していること、第 2 に、31 省の格差をみると、従来型金融包摂は格差が緩やかに縮小しているのに対して、デジタル金融包摂は、特に 2010 年代前半に、格差が急速に縮小していること、第 3 に、31 省別のパネルデータ分析により、従来型金融包摂と経済成長の間に有意な関係性は見られないこと、その一方で、第 4 に、デジタル金融包摂と経済成長との間には有意に正の関係があること、第 5 に、地域別にみると、経済発展水準が相対的に低い西部と中部地域がデジタル金融包摂と経済成長の影響度が大きいこと、が明らかになった。

²³ James (2016) では、リープフロッグについて、途上国は新技術の活用により、これまでの発展段階を飛び越える発展と指すと述べられている。

²⁴ 王作功他（2019）pp. 26-28 参照。

分析の結果は以上の通り、従来型金融包摂と異なり、デジタル金融包摂は経済成長の促進効果が高いことが明らかになったが、この過程で新たな研究課題も浮かび上がった。第 1 に、合成指数の作成について、作成した指数と先行研究での指数を比較できていない。また、パネルデータ分析を行った結果、不良債権率から TFI への影響が大きいことも確認されており、指数作成におけるデータの採択や手法について改善の余地がある。第 2 に、パネルデータ分析について、被説明変数は 2011 年から 2020 年まで中国 31 省の 1 人当たり GDP の名目値を用いており、物価の影響が考慮されていない。物価の影響を除くため、1 人当たり GDP の実質値を被説明変数として分析することが望ましいと考えられる。第 3 に、本稿では各変数間の因果関係までは特定できていない。そのため、グレンジャー因果性検定等を行い、金融包摂と経済成長の関係性についてさらなる分析が求められる。これらの点については、今後の研究課題として記しておきたい。

〔参考文献一覧〕

【英語文献】

- Ali, M., Hashmi, S. H., Nazir, M. R., Bilal, A., & Nazir, M. I. (2021). “Does financial inclusion enhance economic growth? Empirical evidence from the IsDB member countries.” *International Journal of Finance & Economics*, 26(4), pp. 5235-5258.
- Asongu, S. (2015). “The impact of mobile phone penetration on African inequality.” *International Journal of Social Economics*, 42(8), pp. 1-18.
- Arora, R. U. (2010). “Measuring financial access”. *Griffith Business School Discussion Papers Economics*, 1(7), pp. 1-21.
- Beck, T., Demirguc-Kunt, A., & Peria, M. S. M. (2007). “Reaching out: Access to and use of banking services across countries.” *Journal of financial economics*, 85(1), pp. 234-266.
- Beck, T. (2016). *Financial Inclusion—Measuring progress and progress in measuring*. International Monetary Fund.
- Cámara, N., & Tuesta, D. (2014). “Measuring financial inclusion: A multidimensional index.” *BBVA Research Paper*, (14/26), pp. 1-39.
- Chatterjee, A. (2020). “Financial inclusion, information and communication technology diffusion, and economic growth: A panel data analysis.” *Information Technology for Development*, 26(3), pp. 1-48.
- Demirgüç-Kunt, Asli, Leora Klapper, Dorothe Singer, Saniya Ansar, and Jake Hess. (2018). *The Global Findex Database 2017: Measuring Financial Inclusion and the Fintech Revolution*. Washington, DC: World Bank.
- GPFI (Global Partnership for Financial Inclusion) (2011). *Global Standard-Setting Bodies and Financial Inclusion for the Poor: Toward Proportionate Standards and Guidance*. Washington, D.C., GPFI/CGAP.
- GPFI (Global Partnership for Financial Inclusion) (2016). *G20 high level principles for digital financial inclusion*. GPFI.
- GPFI (Global Partnership for Financial Inclusion)
<https://www.gpfi.org/featured/gpfi-holds-its-first-forum-mexico>
(最終閲覧日 : 2024 年 7 月 7 日)
- Gupte, R., Venkataramani, B., & Gupta, D. (2012). “Computation of financial inclusion index for India”. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 37, pp. 133-149.

- Guo, F., Kong, S. T., & Wang, J. (2016). “General patterns and regional disparity of internet finance development in China: Evidence from the Peking University Internet Finance Development Index.” *China Economic Journal*, 9(3), pp. 253-271.
- Hoechle, D. (2007). “Robust Standard Errors for Panel Regressions with Cross-Sectional Dependence.” *The Stata Journal*, 7(3), pp. 281-312.
- James, J. (2016). *The impact of mobile phones on poverty and inequality in developing countries*. Springer.
- Kim, D. W., Yu, J. S., & Hassan, M. K. (2018). “Financial inclusion and economic growth in OIC countries.” *Research in International Business and Finance*, 43, pp. 1-14.
- Lenka, S. K., & Barik, R. (2018). “Has expansion of mobile phone and internet use spurred financial inclusion in the SAARC countries?” *Financial Innovation*, 4(1), 5, pp. 1-19.
- Liu, Y., Luan, L., Wu, W., Zhang, Z., & Hsu, Y. (2021). “Can digital financial inclusion promote China’s economic growth?” *International Review of Financial Analysis*, 78, 101889, pp. 1-13.
- Loukoianova, M. E., Yang, Y. (2018). *Financial Inclusion in Asia-Pacific*. International Monetary Fund.
- Mhlanga, D. (2020). “Industry 4.0 in finance: the impact of artificial intelligence (ai) on digital financial inclusion.” *International Journal of Financial Studies*, 8(3), 45, pp. 1-14.
- Peking University (2019). *The Peking University Digital Financial Inclusion Index of China*. Peking University.
- Sarma, M. (2008). “Index of financial inclusion.” *ICRIER Working Paper No.215*, pp. 1-20.
- Sarma, M., & Pais, J. (2011). “Financial inclusion and development.” *Journal of international development*, 23(5), pp. 613-628.
- Stata “correlate — Correlations (covariances) of variables or coefficients”.
- <https://www.stata.com/manuals13/rcorrelate.pdf>
(最終閲覧日：2024 年 7 月 7 日)
- Stata “hausman — Hausman specification test”.
- <https://www.stata.com/manuals/xtxtreg.pdf>
(最終閲覧日：2024 年 7 月 7 日)
- Stata “pca — Principal component analysis”.
- <https://www.stata.com/manuals/mvmpca.pdf>
(最終閲覧日：2024 年 7 月 7 日)

Stata “regress — Linear regression”.

<https://www.stata.com/manuals/rregress.pdf>

(最終閲覧日: 2024 年 7 月 7 日)

Stata “tabstat — Compact table of summary statistics”.

<https://www.stata.com/manuals/rtabstat.pdf>

(最終閲覧日: 2024 年 7 月 7 日)

Stata “xtreg postestimation — Postestimation tools for xtreg”.

<https://www.stata.com/manuals13/xtxtregpostestimation.pdf>

(最終閲覧日: 2024 年 7 月 7 日)

State Council (the State Council of the People’s Republic of China) (2015) [No.74] (Issued). *Plan for Advancing the Development of Financial Inclusion (2016–2020)*. Beijing, China.

United Nations. (2006). *Building Inclusive Financial Sectors for Development*, New York, United Nations.

Van, L. Nguyen, N. T., & Vo, D. H. (2021). “Financial Inclusion and Economic GROWTH: An International Evidence.” *Emerging Markets Finance and Trade*, 57(1), pp. 239-263.

Wooldridge, J. M. (2015). *Introductory econometrics: A modern approach*. Cengage learning.

Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT press.

World Bank. (2014). *Global Financial Development Report 2014: Financial Inclusion*. Washington, D.C.: World Bank.

World Bank Group, & People's Bank of China. (2018). *Toward Universal Financial Inclusion in China: Models, Challenges, and Global Lessons*. Washington, D.C. World Bank.

【中国語文献】

北京大学 (2016) 「北京大学数字普惠金融指数 (2011 年-2015 年)」 2016 年 7 月

<https://idf.pku.edu.cn/attachments/d67f649195fd4a7ea8082d1324de7e78.pdf>

(最終閲覧日: 2024 年 7 月 7 日)

北京大学 (2016) 「中国数字普惠金融指标体系与指数编制」 2016 年 12 月

<https://idf.pku.edu.cn/attachments/7c244ecf80be454b86890c7abaacb404.pdf>

(最終閲覧日: 2024 年 7 月 7 日)

北京大学 (2021) 「北京大学数字普惠金融指数 (2011 年-2020 年)」 2021 年 4 月

<https://idf.pku.edu.cn/docs/20210421101507614920.pdf>

(最終閲覧日: 2024 年 7 月 7 日)

- 丁杰（2015）「互联网金融与普惠金融的理论及现实悖论」『财经科学』(06), pp. 1-10
- 杜强,潘怡（2016）「普惠金融对我国地区经济发展的影响研究——基于省际面板数据的实证分析」『经济问题探索』(3), pp. 178-184.
- 国家统计局（2011）「东西中部和东北地区划分方法」
http://www.stats.gov.cn/zjtj/zthd/sjtjr/dejtjkfr/tjzp/201106/t20110613_71947.htm
（最終閲覧日：2022 年 11 月 15 日）
- 国家统计局「国家数据」
<https://data.stats.gov.cn/> （最終閲覧日：2024 年 7 月 7 日）
- 国家统计局（各年）『中国统计年鉴 2011 年-2020 年』
<http://www.stats.gov.cn/tjsj/ndsj/> （最終閲覧日：2022 年 11 月 15 日）
- 李春霄,贾金荣（2012）「我国金融排斥程度研究——基于金融排斥指数的编制与测算」『当代经济科学』(3), pp. 9-15.
- 李建军,彭俞超,马思超（2020）「普惠金融与中国经济发展:多维度内涵与实证分析」『经济研究』 55(4), pp. 37-52.
- 李涛,徐翔,孙硕（2016）「普惠金融与经济增长」『金融研究』, 430(4), pp. 1-16.
- 郭峰,王靖一,王芳,孔涛,张勋,程志云（2020）「测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征」『经济学（季刊）』(04), pp. 1401-1418.
- 钱海章,陶云清,曹松威,曹雨阳（2020）「中国数字金融发展与经济增长的理论与实证」『数量经济技术经济研究』 37(6), pp. 26-46.
- 宋晓玲（2017）「数字普惠金融缩小城乡收入差距的实证检验」『财经科学』 6, pp. 14-25.
- 孙继国,赵俊美（2019）「普惠金融是否缩小了城乡收入差距?——基于传统和字的比较分析」『福建论坛（人文社会科学版）』 10, pp. 179-189.
- 王婧,胡国晖（2013）「中国普惠金融的发展评价及影响因素分析」『金融论坛』 18(6), pp. 31-36.
- 王金龙,乔成云（2014）「互联网金融、传统金融与普惠金融的互动发展」『新视野』 05, pp. 14-16.
- 王作功,李慧洋,孙璐璐（2019）「数字金融的发展与治理:从信息不对称到数据不对称」『金融理论与实践』 12, pp. 25-30.
- 星焱（2016）「普惠金融:一个基本理论框架」『国际金融研究』 09, pp. 21-37.
- 张勋,万广华,张佳佳,何宗樾（2019）「数字经济、普惠金融与包容性增长」『经济研究』 54(8), pp. 71-86.

中国互联网信息中心（CNNIC）（2012）「第 30 次中国互联网发展状况统计报告」

http://www.cac.gov.cn/sjfw/hysj/A091601index_1.htm

（最終閲覧日：2022 年 11 月 15 日）

中国人民银行（各年）「中国区域金融运行报告 2011 年～2020 年」

<http://www.pbc.gov.cn/zhengcehuobisi/125207/125227/125960/126049/4601166/4600879/index.html>

（最終閲覧日：2024 年 7 月 7 日）

中国人民银行（2020）「2020 年支付体系运行总体情况」

<http://www.pbc.gov.cn/goutongjiaoliu/113456/113469/4213347/2021032414491874847.pdf>

（最終閲覧日：2024 年 7 月 7 日）

【日本語文献】

石村貞夫（2002）『すぐわかる多変量解析』東京図書.

太田浩司（2013）「パネル・データ分析におけるクラスター頑健手法の使用について」『証券アナリストジャーナル』51(11), pp. 77-87.

奥井亮（2015）「固定効果と変量効果」『日本労働研究雑誌』（657）, pp. 6-9.

北村行伸（2005）『パネルデータ分析』岩波書店.

久保田茂裕・篠崎彰彦（2019）「ICT 及び R&D への投資が日本の経済成長に及ぼす効果の分析：生産関数モデルを用いた検証」*InfoCom Economic Study Discussion Paper Series*, 10, pp. 1-25.

篠崎彰彦（1998）「日本における情報関連投資の実証分析」『国民経済』No.161, pp. 1-25.

篠崎彰彦・浦川邦夫（2014）「携帯電話の普及と 1 人当たり GDP の成長に関する国際比較分析：グレンジャーの因果性テストによるクロス・カンツリー分析」*SLRC Discussion Paper Series*, 10(1), pp. 1-17.

日本銀行（2017）「アジアにおける包摂的成長にむけて」

https://www.boj.or.jp/announcements/press/koen_2017/ko170502a.htm/

（最終閲覧日：2024 年 7 月 7 日）

松浦寿幸（2015）『Stata によるデータ分析入門：経済分析の基礎からパネル・データ分析まで』東京図書.

李立栄（2018）「中国型フィンテックの発展モデルについて」証券経営研究会編『変貌する金融と証券業』, pp. 193-240.

〔図表一覧〕

図表 2-1 指数作成に関する先行研究一覧

著者	対象国	合成指数	尺度	指標	方法
Beck et al. (2007)	99 カ国	×	アクセス性	・ 100,000 人当たりと 1,000km ² 当たりの銀行支店と ATM 数	—
			利用状況	・ 1,000 人当たりの銀行貸付・預金口座の数 ・ 平均銀行貸付・預金額の 1 人あたり GDP 比	
Sarma (2008)	45 カ国	○	アクセス性	・ 1,000 人あたりの銀行口座数	・ 線形無次元 ・ 主観的なウェイト付け： 1:1:1
			入手可能性	・ 100,000 人あたりの銀行支店	
			利用状況	・ 貸付と預金額の GDP 比	
Arora (2010)	98 カ国	○	アクセス性	・ 100,000 人当たりと 1,000km ² 当たりの銀行支店と ATM 数	・ 線形無次元 ・ 主観的なウェイト付け： 2:1:1
			利便性	・ 普通預金口座開設、ローン申込のための金融機関数 ・ 普通預金口座・当座預金口座の開設に必要な最低金額・書類数 ・ 普通預金口座・当座預金口座を維持するために必要な最小限の金額 ・ 普通預金口座と当座預金口座の開設に必要な最低金額、消費者金融に必要な最低金額 ・ 消費者金融・住宅ローン申請の最低金額・審査期間	
			コスト	・ 普通預金口座・当座預金口座の年会費 ・ ATM カード使用料金 ・ 国際送金費用	
Gupte et al. (2012)	インド	○	アクセス性	・ 100,000 人当たりと 1,000km ² 当たりの銀行支店と ATM 数 ・ 1,000 人あたりの銀行口座数	・ 線形無次元 ・ 幾何平均法
			利用状況	・ 貸付と預金額の GDP 比	
			利便性	・ 普通預金口座開設、ローン申込のための金融機関数 ・ 普通預金口座・当座預金口座の開設に必要な最低金額・書類数 ・ 普通預金口座・当座預金口座を維持するために必要な最小限の金額 ・ 普通預金口座と当座預金口座の開設に必要な最低金額、消費者金融に必要な最低金額 ・ 消費者金融・住宅ローン申請の最低金額・審査期間	
			コスト	・ 普通預金口座・当座預金口座の年会費 ・ ATM カード使用料金 ・ 国際送金費用	
Camara and Tuesta (2014)	82 カ国	○	アクセス性	・ 100,000 人当たりと 1,000km ² 当たりの銀行支店と ATM 数	主成分分析
			利用状況	・ 少なくとも 1 つのフォーマルな金融アカウントを持っている人の割合（銀行口座を持っている人、口座を持っていないが、モバイルバンキングサービスを利用している人） ・ フォーマルな金融機関で預金・貸出サービスを受けている人の割合。	
			バリア	・ 距離・必要書類の不足・価格・フォーマルな金融機関への信頼不足などで、金融サービスを受けられない人の割合	
Peking University (2019)	中国	○	アクセス性	・ 10,000 人あたりの Alipay アカウント数 ・ 各 Alipay アカウントにリンクされた銀行カードの平均個数	変動係数法 ＋階層分析法
			利用状況	決済	・ アリペイ利用者 1 人当たりの利用回数 ・ アリペイ利用者 1 人当たりの利用額
				資産運用	・ 余额宝（ユーウーバオ）1 人当たりの利用回数 ・ 一人当たりの購入額
				与信	・ 花呗（ファアペイ）1 人当たりの利用回数 ・ 1 人当たりの貸出額
				信用貸し	・ 網商銀行（マイバンク）1 人当たりの利用回数 ・ 零細・小規模事業者の平均融資額
				保険	・ 保険サービス利用者 1 人当たりの利用回数 ・ 1 人当たりの保険料
				信用情報	・ 芝麻信用（ジーマ信用）1 人当たりの利用回数
			デジタル化	モバイル率	・ モバイル決済の割合 ・ モバイル決済の金額割合
				購入可能性	・ 零細・小規模事業者への平均貸出金利 ・ 個人への平均貸出金利
				利便性	・ QR コードを使った決済の件数の割合 ・ QR コードを使った決済の金額の割合

出所：Beck et al. (2007)；Sarma (2008,2011)；Arora (2010)；Gupte et al. (2012)；Camara and Tuesta(2014)；Peking University (2019) などに基き筆者作成。

図表 2-2 金融包摂と経済成長に関する先行研究一覧

著者	対象国	時間	モデル	結果
Sarma and Pais (2011)	49 カ国	2004 年	OLS	1 人当たり GDP が低く、所得格差が比較的大きく、識字率が低く、都市化が進んでいない国は、金融包摂が低い水準になる。
Kim (2018)	55 カ国	1990~2013 年	パネル VAR	OIC 諸国で金融包摂と経済成長は相互に因果関係を持つ。
Van et al. (2021)	152 カ国	2004~2015 年	GMM	金融包摂と経済成長との間に正の関係があり、所得が低く、金融包摂の程度が低い国ほどこの関係は強くなる。
Chatterjee (2020)	41 カ国	2004~2015 年	固定効果	ICT は金融包摂の重要な決定要因である。
			GMM	「ICT 発展→金融包摂→経済成長」という経路が確認された。
杜強・潘怡 (2016)	中国 31 省	2006~2013 年	固定効果	金融包摂と経済発展の関係は逆 U 字型であり、金融包摂の水準が低い値であれば経済成長に有意な正の効果を持ち、水準が高い場合、経済成長に負の影響を与える。
李建軍他 (2020)	中国 31 省	2009~2016 年	固定効果	<ul style="list-style-type: none"> 金融包摂水準が高ければ、経済成長を促進し、都市と農村の所得格差を緩和することができる。 地域別にみると、金融包摂が経済成長に与える効果については、東部地域でより強く、所得格差の縮小に与える効果は西部地域でより強い。
張勲他 (2019)	中国 162 市・村	2011~2016 年	固定効果	<ul style="list-style-type: none"> 中国におけるデジタル金融包摂は、経済発展が遅れている地域ほど早く発展しており、特に農村部の低所得者層の家計所得を大きく押し上げている。 デジタル金融包摂は、中国の地域格差や都市と農村の格差を是正し、包括的な経済成長を促進する。
銭海章他 (2020)	中国 31 省	2011~2018 年	DID	デジタル金融包摂は中部と西部地域で経済成長に大きく寄与する。
			媒介分析	「デジタル金融包摂→イノベーションと起業→経済成長」というメカニズムを検証した。

出所：Sarma and Pais (2011) ; Kim (2018) ; Van et al. (2021) ; Chatterjee (2020) ; 杜強・潘怡 (2016) ; 李建軍他 (2020) ; 張勲他 (2019) ; 銭海章他 (2020) などにに基づき筆者作成。

図表 3-1 TFI・DFI 作成の枠組み

	尺度		具体的な指標	出所（備考）
TFI	アクセス性		10,000 人当たりの金融機関支店数	中国人民銀行：各省の地域金融レポート
			1,000km ² 当たりの金融機関支店数	
	多様性	預金	金融機関預金残高額の GDP 比	
		貸出	金融機関貸出残高額の GDP 比	
		保険	保険会社収入（保険料）の GDP 比	
			保険会社収入（保険料）の人口比	
	持続可能性		不良債権率	
購入可能性		人民元建て貸出利子（金融機関）		
DFI	アクセス性		携帯電話の普及率(100 人当たりの携帯電話台数)	中国国家統計局
			固定ブロードバンド普及率	
			10,000 人あたりの Alipay アカウント数	北京大学指数（PKU-DFIIC）
			各 Alipay アカウントにリンクされた銀行カードの平均個数	アクセス性を参考、実際のデータは公開されていない。
	金融サービス多様性	決済 (Alipay)	利用者 1 人当たりの利用回数	北京大学指数（PKU-DFIIC） 利用状況を参考、実際のデータは公開されていない。
			利用者 1 人当たりの利用額	
		資産運用	利用者 1 人当たりの利用回数	
			利用者 1 人当たりの購入額	
		与信	利用者 1 人当たりの利用回数	
			利用者 1 人当たりの貸出額	
		信用貸し	零細・小規模事業者 1 人当たりの利用回数	
			零細・小規模事業者の平均融資額	
		保険	利用者 1 人当たりの利用回数	
			利用者 1 人当たりの保険料	
		信用情報	利用者 1 人当たりの利用回数	
	モバイル率		モバイル決済の割合	北京大学指数（PKU-DFIIC） デジタル化を参考、実際のデータは公開されていない。
			モバイル決済の金額割合	
	購入可能性		零細・小規模事業者への平均貸出金利	
			個人への平均貸出金利	
	利便性		QR コードを使った決済の件数の割合	
			QR コードを使った決済の金額の割合	

出所：Beck (2007) ;Sarma (2008) ; World Bank (2018) ; Peking University (2019) に基づき筆者作成。

図表 3-2 変数についての具体的な説明

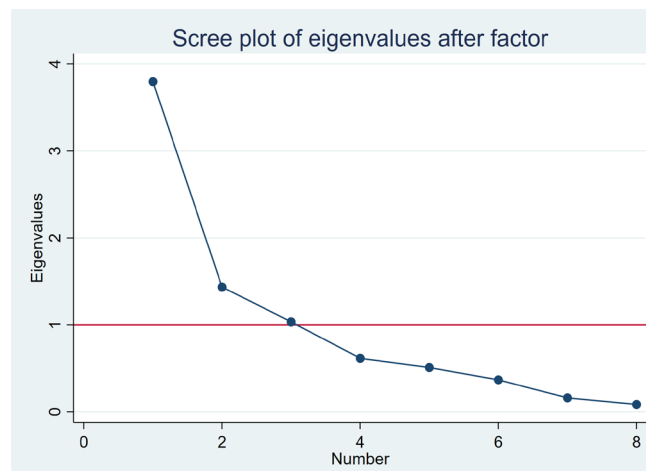
No	具体的な指標	変数名	説明
1	10,000 人当たりの金融機関支店数	perbranch	金融機関は商業銀行、政策性銀行（国家開発銀行など）都市銀行、郵貯銀行、外国銀行、農村金融機関が含まれる。
2	1,000km ² 当たりの金融機関支店数	kmbranch	
3	金融機関預金残高額の GDP 比	deposgdp	預金残高は、人民元・外貨建て家計預金、民間非金融法人企業向け預金、政府預金、非銀行金融機関向け預金を含める。
4	金融機関貸出残高額の GDP 比	loangdp	貸出残高は、人民元・外貨建て家計貸出、民間非金融法人企業向け貸出、公的事業法人向け貸出、非銀行金融機関向け貸出を含める。
5	保険会社収入（保険料）の GDP 比	insurgdp	保険会社収入（保険料）／GDP
6	保険会社収入（保険料）の人口比	perinsur	保険会社収入（保険料）／総人口
7	不良債権率	probloart	（要注意先+破綻懸念先+実質破綻先残高額）／貸出残高額
8	人民元建て貸出利率（金融機関）	loanrate	
9	携帯電話の普及率	mobilespr	契約手続きを行い、携帯電話番号を取得した利用者 ^{注1}
10	固定ブロードバンド普及率	fbsspr	契約手続きを行い、xDSL、FTTX+LAN、WLAN などの方法で固定ブロードバンドに接する利用者 ^{注2}
11	10,000 人あたりの Alipay アカウント数	pkucov	北京大学指数(PKU-DFIIC)（を参考、実際のデータは公開されていない。
12	各 Alipay アカウントにリンクされた銀行カードの平均個数		
13	決済サービス利用者 1 人当たりの利用回数	pkuusage	
14	決済サービス利用者 1 人当たりの利用額		
15	資産運用サービス利用者 1 人当たりの利用回数		
16	資産運用サービス利用者 1 人当たりの購入額		
17	与信サービス利用者 1 人当たりの利用回数		
18	与信サービス利用者 1 人当たりの貸出額		
19	零細・小規模事業者 1 人当たりの利用回数		
20	零細・小規模事業者の平均融資額		
21	保険サービス利用者 1 人当たりの利用回数		
22	保険サービス利用者 1 人当たりの保険料		
23	信用情報サービス利用者 1 人当たりの利用回数		
24	モバイル決済の割合	pkudigi	
25	モバイル決済の金額割合		
26	零細・小規模事業者への平均貸出金利		
27	個人への平均貸出金利		
28	QR コードを使った決済の件数の割合		
29	QR コードを使った決済の金額の割合		

出所：Peking University (2019)、国家統計局データベース、中国人民銀行ホームページに基づき筆者作成。

注 1：携帯電話の利用者は SIM カードの契約者数である。1 人が 2 つの SIM を利用している場合、その人は 1 人の携帯電話契約者であるが、2 つとカウントされる。携帯電話の普及率を計測する方法は、契約された SIM カードの数を人口で割ることであるため、複数の SIM カードを持つなら、携帯電話の普及率を過大評価になっている（James[2016], pp. 20-21 参照）。

注 2：固定ブロードバンド利用者は脚注 3 と同様に、固定ブロードバンドの契約者数である。ただし、1 世帯が 1 つ固定ブロードバンドに接続して WIFI を利用する場合、世帯全員が使っているが、1 つとカウントされるため、過小評価になっている。

図表 3-3 TFI を作成する各主成分の scree plot 図



出所：主成分分析の結果より作成。

注：横軸は各主成分、縦軸はその固有値を示す。

図表 3-4 TFI を作成する主成分の負荷量

変数	意味	主成分 1 負荷量	主成分 2 負荷量	主成分 3 負荷量
perbranch	10,000 人当たりの金融機関支店数	0.477	-0.232	0.770
kmbranch	1,000km ² 当たりの金融機関支店数	0.676	0.520	-0.145
deposgdp	金融機関預金残高額の GDP 比	0.840	0.287	0.233
loangdp	金融機関貸出残高額の GDP 比	0.822	-0.135	0.239
insurgdp	保険会社収入（保険料）の GDP 比	0.715	-0.257	-0.308
perinsur	保険会社収入（保険料）の人口比	0.883	0.194	-0.184
loanrate	人民元建て貸出利子	0.645	-0.338	-0.423
probloart	不良債権率	-0.157	0.890	0.037

出所：主成分分析の結果を基に筆者作成。

図表 3-5 TFI を作成する主成分の固有ベクトル

変数	意味	主成分 1 固有ベクトル	主成分 2 固有ベクトル	主成分 3 固有ベクトル
perbranch	10,000 人当たりの金融機関支店数	0.245	-0.193	0.758
kmbranch	1,000km ² 当たりの金融機関支店数	0.347	0.431	-0.144
deposgdp	金融機関預金残高額の GDP 比	0.431	0.240	0.228
loangdp	金融機関貸出残高額の GDP 比	0.422	-0.114	0.236
insurgdp	保険会社収入（保険料）の GDP 比	0.367	-0.216	-0.302
perinsur	保険会社収入（保険料）の人口比	0.453	0.160	-0.182
loanrate	人民元建て貸出利子	0.331	-0.285	-0.415
probloart	不良債権率	-0.077	0.744	0.035

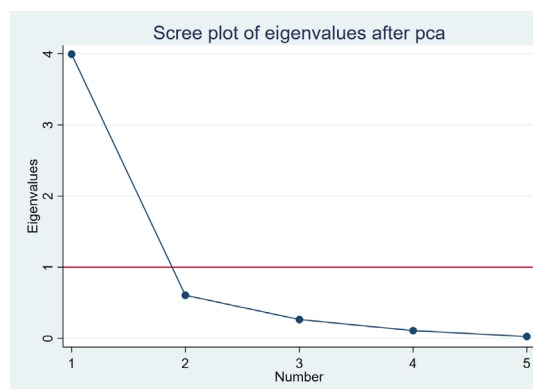
出所：主成分分析の結果を基に筆者作成。

図表 3-6 TFI を作成する主成分と各変数の係数とウェイト

変数	意味	係数 (h)	ウェイト (w,単位: %)
perbranch	10,000 人当たりの金融機関支店数	0.229	13.2
kmbranch	1,000km ² 当たりの金融機関支店数	0.285	16.4
deposgdp	金融機関預金残高額の GDP 比	0.354	20.4
loangdp	金融機関貸出残高額の GDP 比	0.269	15.5
insurgdp	保険会社収入 (保険料) の GDP 比	0.123	7.1
perinsur	保険会社収入 (保険料) の人口比	0.281	16.2
loanrate	人民元建て貸出利子	0.067	3.8
probloart	不良債権率	0.129	7.4
合計		1.738	100.0

出所：主成分分析の結果を基に筆者算出。

図表 3-7 DFI を作成する各主成分の scree plot 図



出所：主成分分析の結果より作成。

注：横軸は各主成分、縦軸はその固有値を示す。

図表 3-8 DFI を作成する主成分の負荷量

変数	意味	主成分 1 の負荷量	主成分 2 の負荷量
fbspr	固定ブロードバンド普及率	0.918	0.116
mobilespr	携帯電話の普及率	0.750	0.613
pkucov	北京大学指数 (PKU-DFIIC)→アクセス性	0.985	-0.106
pkuusage	北京大学指数 (PKU-DFIIC)→利用状況	0.954	-0.091
pkudigi	北京大学指数 (PKU-DFIIC)→デジタル化	0.842	-0.444

出所：主成分分析の結果を基に筆者作成。

図表 3-9 DFI を作成する主成分の固有ベクトル

変数	意味	主成分 1 固有ベクトル	主成分 2 固有ベクトル
fbSpr	固定ブロードバンド普及率	0.459	0.149
mobileSpr	携帯電話の普及率	0.375	0.787
pkucov	北京大学指数 (PKU-DFIIC)→アクセス性	0.493	-0.137
pkuusage	北京大学指数 (PKU-DFIIC)→利用状況	0.477	-0.118
pkudigi	北京大学指数 (PKU-DFIIC)→デジタル化	0.422	-0.571

出所：主成分分析の結果を基に筆者作成。

図表 3-10 DFI を作成する主成分と各変数の係数とウェイト

変数	意味	係数 (h)	ウェイト (単位:%)
fbSpr	固定ブロードバンド普及率	0.419	25.3
mobileSpr	携帯電話の普及率	0.430	25.9
pkucov	北京大学指数 (PKU-DFIIC)→アクセス性	0.410	24.7
pkuusage	北京大学指数 (PKU-DFIIC)→利用状況	0.399	24.1
pkudigi	北京大学指数 (PKU-DFIIC)→デジタル化	0.291	17.6
合計		1.657	100.0

出所：主成分分析の結果を基に筆者作成。

図表 4-1 2011 年から 2020 年の中国 31 省の従来型金融包摂指数（TFI）

地域	省		TFI（従来型金融包摂指数）										2011-2020の年平均上昇率（CAGR）
			2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	
東部	北京	Beijing			76.24	82.51	93.61	98.84	98.19	95.31	92.45	100.00	3.45%
	上海	Shanghai	61.61	65.58	59.92	65.60	74.69	78.68	80.35	77.41	78.54	85.20	3.29%
	江蘇省	Jiangsu	14.43	15.72	16.94	18.41	20.17	24.02	29.39	26.18	30.35	31.25	8.03%
	福建省	Fujian	10.31	11.74	12.42	12.22	11.84	13.84	15.57	16.61	16.51	16.37	4.74%
	天津	Tianjin	32.69	33.70	34.14	34.43	36.13	39.33	38.36	37.06	46.98	52.14	4.78%
	浙江省	Zhejiang	32.27	31.35	33.32	36.23	36.62	39.68	42.05	46.90	48.32	47.79	4.01%
	広東省	Guangdong	15.62	18.49	21.04	21.73	25.13	28.94	29.66	30.54	32.39	29.30	6.49%
	山東省	Shandong		6.57	8.76	7.43	6.98	9.59	9.27	6.81	12.74	18.81	12.39%
	海南省	Hainan		16.33	19.25	20.20	25.42	28.71				20.48	2.55%
	河北省	Hebei	6.06	7.48	10.14	12.47	15.37	15.82	16.51	19.02	22.77	27.41	16.29%
東北	遼寧省	Liaoning	18.11	15.50	20.22	22.37	26.39	35.04	33.72	30.99	35.66		7.82%
	吉林省	Jilin	5.93	7.65	8.84	10.57	13.66	13.37	13.68	14.64	27.23	33.38	18.87%
	黒龍江省	Heilongjiang	4.99	8.05	9.39	9.70	11.85	12.51	12.57	15.58	24.26	31.16	20.10%
	平均		9.67	10.40	12.82	14.21	17.30	20.31	19.99	20.40	29.05	32.27	12.80%
	中央値		5.93	8.05	9.39	10.57	13.66	13.37	13.68	15.58	27.23	32.27	
	標準偏差		7.32	4.42	6.42	7.08	7.92	12.77	11.90	9.18	5.91	1.57	
	変動係数		0.76	0.43	0.50	0.50	0.46	0.63	0.60	0.45	0.20	0.05	
中部	湖北省	Hubei	2.10	3.23	4.18	4.91	4.61	7.36	9.60	10.42	11.34	15.88	22.42%
	安徽省	Anhui	5.41	2.95	6.64	7.67	10.09	12.20	13.23	12.91	11.33		8.57%
	湖南省	Hunan	0.89	2.18	2.49	3.12	3.40	4.98	6.06	7.95	9.32	12.66	30.42%
	江西省	Jiangxi	3.63	4.19	5.67	7.53	8.82	10.25	11.23	11.24	15.00	19.63	18.40%
	河南省	Henan	1.48	2.60	4.98	5.04	5.92		8.78	6.77	7.21	13.26	24.49%
	山西省	Shanxi	16.47	19.11	23.44	18.39	23.74	26.81	27.90	25.65	29.75	35.67	8.03%
	平均		5.00	5.71	7.90	7.78	9.43	12.32	12.80	12.49	13.99	19.42	14.54%
	中央値		2.87	3.09	5.33	6.29	7.37	10.25	10.41	10.83	11.34	15.88	
	標準偏差		5.85	6.60	7.74	5.48	7.45	8.55	7.78	6.82	8.14	9.49	
	変動係数		1.17	1.16	0.98	0.70	0.79	0.69	0.61	0.55	0.58	0.49	
西部	重慶	Chongqing	20.95	22.33	24.35	25.58	19.39	16.21	16.67	21.18	18.60	18.53	-1.22%
	内モンゴル自治区	Inner Mongolia	8.28	11.98	8.72	5.56	2.41	13.22	17.79	16.85	16.99		8.31%
	陝西省	Shaanxi	13.36	14.95	16.68	16.68	16.69	16.48	17.96	19.96	21.65	28.11	7.72%
	四川省	Sichuan		15.38	18.11	18.62	17.70	19.43	19.29	19.74	19.33	22.46	4.29%
	寧夏自治区	Ningxia	16.80	19.81	21.14	22.24	28.00	25.39	26.46	22.39	27.48	29.45	5.77%
	ウイグル自治区	Xinjiang	9.82	10.41	14.32	15.53	18.50	18.96	19.86		16.80		6.15%
	チベット自治区	Tibet	13.04	16.95	19.48	23.27	26.60		31.71	27.79	23.52		6.77%
	雲南省	Yunnan	7.14	8.64	9.88			5.60	6.70	4.46	6.12		-1.52%
	青海省	Qinghai		17.68	21.91	24.90	25.03	28.11	28.01	26.76	5.79	19.80	1.27%
	貴州省	Guizhou	6.32	7.73	10.67	11.38	12.89	14.55	11.40	14.03	16.43	15.07	9.09%
	広西自治区	Guangxi		2.31	3.06	2.92	0.92	4.08	4.52	7.76	10.93	11.32	17.25%
	甘肅省	Gansu	14.25	17.87	21.17	25.25	30.66	36.99	28.49	23.22	14.08	17.44	2.04%
	平均		11.00	13.84	15.79	17.45	18.07	19.34	18.98	18.76	16.34	18.70	5.45%
	中央値		11.43	15.16	17.39	18.62	18.50	17.72	18.63	19.96	16.89	18.53	4.95%
	標準偏差		5.96	5.76	6.49	7.96	9.74	9.05	8.76	6.92	6.78	7.47	2.28%
	変動係数		0.54	0.42	0.41	0.46	0.54	0.47	0.46	0.37	0.41	0.40	-2.96%
	全国平均		13.68	14.62	18.31	19.75	22.40	24.76	24.13	24.08	24.94	29.18	7.87%
	中央値		10.06	13.46	16.68	17.54	18.10	17.72	17.88	19.74	18.96	21.47	
	標準偏差		13.10	12.52	15.74	17.31	20.14	20.88	20.47	19.88	19.77	21.61	
	変動係数		0.98	0.86	0.86	0.88	0.90	0.84	0.85	0.83	0.79	0.74	
	GINI		0.44	0.40	0.47	0.42	0.43	0.39	0.40	0.38	0.38	0.34	

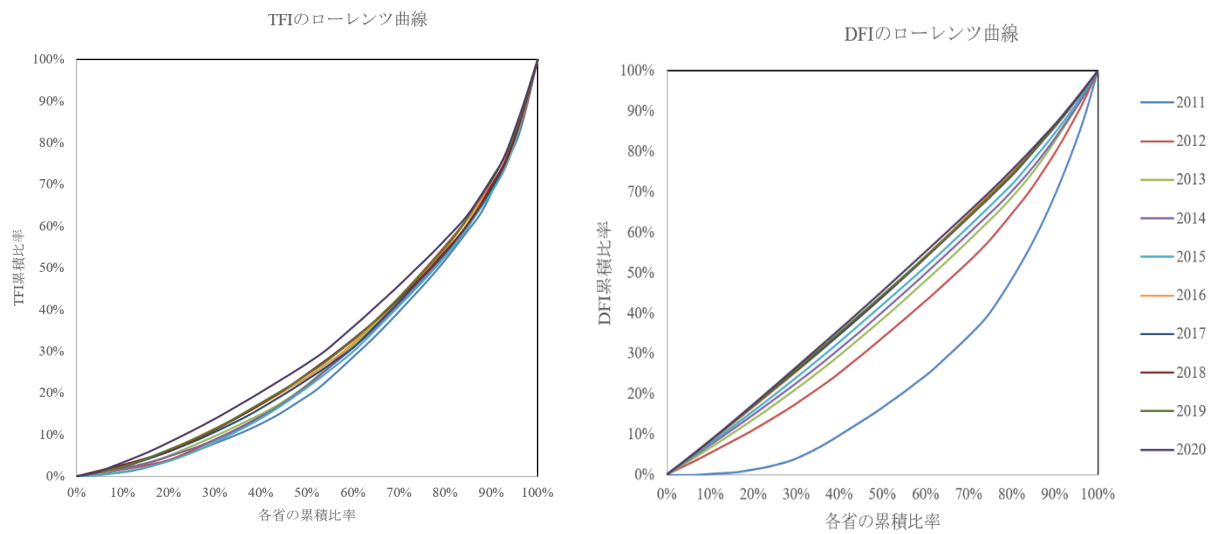
出所：第3章で構築した指数より筆者作成。

図表 4-2 2011 年から 2020 年の中国 31 省のデジタル金融包摂指数（DFI）

地域	省		DFI（デジタル金融包摂指数）										2011-2020 の年平均上昇率（CAGR）
			2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	
東部	北京	Beijing	33.68	48.37	58.98	66.90	71.94	71.60	78.52	89.58	95.12	97.30	11.19%
	上海	Shanghai	27.42	42.17	53.53	55.75	61.57	63.16	73.83	85.58	95.26	100.00	13.81%
	江蘇省	Jiangsu	15.73	28.25	39.10	42.19	54.12	57.77	68.31	77.62	83.86	84.36	18.29%
	福建省	Fujian	19.20	32.88	44.43	46.47	54.48	56.07	66.47	76.15	82.25	83.41	15.82%
	天津	Tianjin	17.12	27.62	32.87	35.78	43.21	46.72	55.26	64.12	71.58	79.92	16.66%
	浙江省	Zhejiang	24.39	38.99	51.37	54.14	66.52	68.14	79.30	88.72	94.42	92.20	14.22%
	広東省	Guangdong	21.85	34.87	48.78	50.55	57.93	57.96	67.52	77.56	81.19	78.07	13.58%
	山東省	Shandong	9.06	20.37	31.39	34.43	44.09	48.25	55.40	62.16	67.71	71.76	23.00%
	海南省	Hainan	9.60	21.24	32.07	35.37	45.14	47.49	57.18	66.21	71.86	72.47	22.41%
	河北省	Hebei	7.57	18.04	28.22	30.43	37.66	44.28	53.59	60.28	65.03	69.42	24.81%
	平均		18.56	31.28	42.07	45.20	53.67	56.14	65.54	74.80	80.83	82.89	16.14%
東北	遼寧省	Liaoning	14.06	25.98	36.35	39.65	46.06	48.26	56.00	60.77	64.77	69.02	17.25%
	吉林省	Jilin	6.25	18.86	27.77	33.33	39.84	42.09	50.38	56.18	58.28	65.34	26.46%
	黒龍江省	Heilongjiang	5.00	15.26	25.78	31.43	38.26	41.07	48.31	53.72	57.44	65.67	29.36%
	平均		8.44	20.03	29.97	34.80	41.39	43.81	51.56	56.89	60.16	66.67	22.96%
	中央値		6.25	18.86	27.77	33.33	39.84	42.09	50.38	56.18	58.28	65.67	
	標準偏差		4.91	5.46	5.62	4.3	4.12	3.89	3.98	3.58	4.01	2.04	
中部	湖北省	Hubei	6.97	19.56	29.64	33.20	39.98	43.00	51.52	60.47	66.25	70.70	26.07%
	安徽省	Anhui	1.66	13.13	22.75	27.01	34.96	38.76	48.48	57.72	63.88	70.77	45.52%
	湖南省	Hunan	2.36	14.00	23.78	26.04	33.60	36.85	47.04	54.74	60.96	67.60	39.84%
	江西省	Jiangxi	0.59	11.74	21.43	25.63	34.47	38.07	47.42	57.78	62.58	67.86	60.77%
	河南省	Henan	1.61	12.09	24.61	28.52	36.52	41.02	50.55	58.16	64.08	67.60	45.29%
	山西省	Shanxi	6.94	18.97	28.69	32.90	40.77	44.06	52.00	58.40	63.71	70.84	26.14%
西部	平均		3.36	14.92	25.15	28.88	36.72	40.30	49.50	57.88	63.58	69.23	35.34%
	中央値		2.01	13.56	24.2	27.77	35.74	39.89	49.52	57.97	63.8	69.28	
	標準偏差		2.85	3.47	3.3	3.38	3.00	2.87	2.14	1.84	1.75	1.69	
	変動係数		0.85	0.23	0.13	0.12	0.08	0.07	0.04	0.03	0.03	0.02	
	重慶	Chongqing	6.18	17.88	30.03	34.46	43.67	47.52	58.92	68.10	72.83	75.09	28.37%
	内モンゴル自治区	Inner Mongolia	10.56	22.75	32.35	35.18	40.91	44.63	52.77	58.51	62.38	67.15	20.32%
	陝西省	Shaanxi	9.04	20.52	30.25	34.82	42.50	46.91	55.58	64.09	69.37	73.14	23.25%
	四川省	Sichuan	4.31	16.15	26.20	28.99	39.97	44.94	53.93	63.91	69.00	71.57	32.45%
	寧夏自治区	Ningxia	7.51	18.65	27.65	32.96	40.44	42.88	54.98	64.10	67.77	70.53	25.11%
	ウイグル自治区	Xinjiang	5.73	19.36	30.32	31.14	39.39	40.73	49.01	56.83	62.38	66.33	27.75%
	チベット自治区	Tibet	0.04	11.93	20.59	25.49	32.00	36.25	45.04	52.20	56.79	58.29	106.83%
	雲南省	Yunnan	0.65	11.81	22.28	26.57	34.27	37.94	46.08	54.06	58.60	63.38	57.98%
	青海省	Qinghai	6.17	15.47	24.26	27.55	36.63	38.72	48.43	56.67	60.47	63.68	26.30%
	貴州省	Guizhou	0.01	10.81	20.15	25.80	33.52	37.22	46.55	54.74	59.58	60.76	153.77%
	広西自治区	Guangxi	2.88	13.57	21.92	27.50	35.69	39.12	48.72	57.84	63.02	67.75	37.11%
	甘肅省	Gansu	0.63	10.81	20.84	25.47	34.25	36.50	48.32	56.29	61.83	66.92	59.41%
全国平均	平均		4.48	15.81	25.57	29.66	37.77	41.11	50.69	58.94	63.67	67.05	31.09%
	中央値		5.02	15.81	25.23	28.27	38.01	39.92	48.87	57.34	62.38	67.03	
	標準偏差		3.64	4.06	4.45	3.84	3.85	4.1	4.4	4.92	4.94	5.01	
	変動係数		0.81	0.26	0.17	0.13	0.1	0.1	0.09	0.08	0.08	0.07	
	GINI		0.49	0.24	0.23	0.14	0.12	0.08	0.09	0.08	0.08	0.07	
	GINI		0.49	0.24	0.23	0.14	0.12	0.08	0.09	0.08	0.08	0.07	

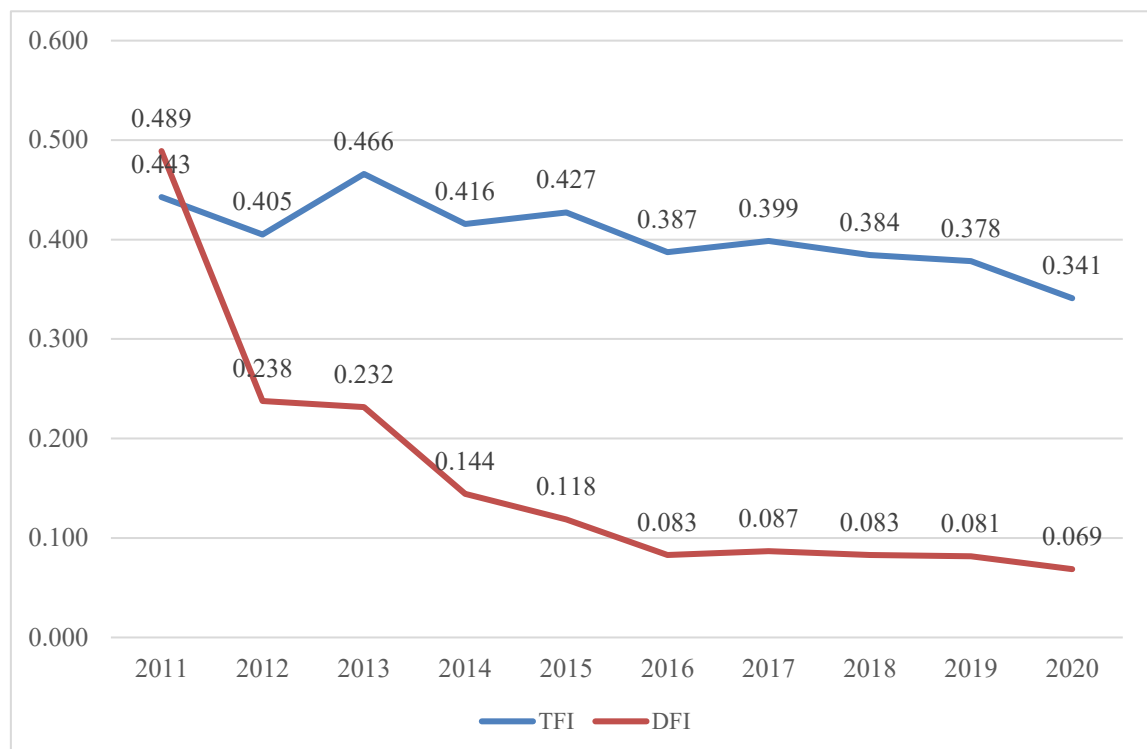
出所：第 3 章で構築した指数より筆者作成。

図表 4-3 TFI・DFI のローレンツ曲線



出所：第 3 章で構築した TFI・DFI のデータに基づき筆者作成。

図表 4-4 2011 年から 2020 年の中国 31 省の TFI・DFI のジニ係数



出所：第 3 章で構築した TFI・DFI のデータに基づき筆者作成。

図表 4-5 2011 年から 2020 年の金融包摂・デジタル金融包摂に関する動向

	マイクロ視点：Alibaba Group							マクロ視点	
	決済	信用貸し	保険	資産運用	与信	信用情報	海外業務	携帯電話	政策
2011 年	決済サービス Alipay のライセンスを取得	中小企業向け貸出サービス会社が設立された							
2012 年								携帯電話経由のインターネット利用者数が、はじめて PC の利用者数を超えた	
2013 年			「衆安保険」が設立、保険サービス提供開始	資産運用サービス「余额宝」提供開始					中国共産党三中全会で、「金融包摂の促進」が提起された
2014 年	個人や零細・中小企業などを対象とした総合金融サービスグループ会社として、Ant Financial Services Group は正式に事業開始								
					与信サービス「花呗」が開設される				
2015 年		網商銀行 (My Bank) が設立される。中小店舗や個人を対象に無担保小口ローン提供開始			与信サービス提供開始	信用情報サービス「芝麻信用」提供開始	インドの Paytm に出資		
2016 年							タイの AscendMoney に出資		「金融包摂の発展計画 (2016-2020 年)」が発表される
2017 年							韓国の Kakao pay に出資		
							フィリピンの Mynt に出資		
							インドネシアの Emtek に出資		
							シンガポールの Hellopay を買収		
2018 年									
2019 年							英決済サービス企業 World First を買収		
2020 年									

出所：李立榮（2018）、中国インターネット情報センター（2012）「第 30 次中国インターネット発展状況統計報告」、Alibaba Group ホームページなどを基に筆者作成。

図表 4-6 中国 31 省 2011 年の従来型金融包摂指数 TFI



出所：第 3 章で構築した TFI のデータに基づき筆者作成。

注：2011 年 TFI の一部データが公表されていないため、北京は 2013 年のデータ、山東省・広西省・海南省・四川省・青海省は 2012 年のデータを用いて図表を作成する。

図表 4-7 中国 31 省 2020 年の従来型金融包摂指数 TFI



出所：第 3 章で構築した TFI のデータに基づき筆者作成。

注：2020 年 TFI の一部データが公表されていないため、内モンゴル自治区・遼寧省・安徽省・チベット自治区・ウイグル自治区は 2019 年のデータを用いて図表を作成する。

図表 4-8 中国 31 省 2011 年から 2020 年の従来型金融包摂指数 TFI の年平均上昇率 (CAGR)



出所：第 3 章で構築した TFI のデータに基づき筆者作成。

注：2011 年 TFI の一部データが公表されていないため、北京は 2013 年のデータ、山東省・広西省・海南省・四川省・青海省は 2012 年のデータを用いて図表を作成する。2020 年 TFI の一部データが公表されていないため、内モンゴル自治区・遼寧省・安徽省・チベット自治区・ウイグル自治区は 2019 年のデータを用いて図表を作成する。

図表 4-9 中国 31 省 2011 年のデジタル金融包摂指数 DFI



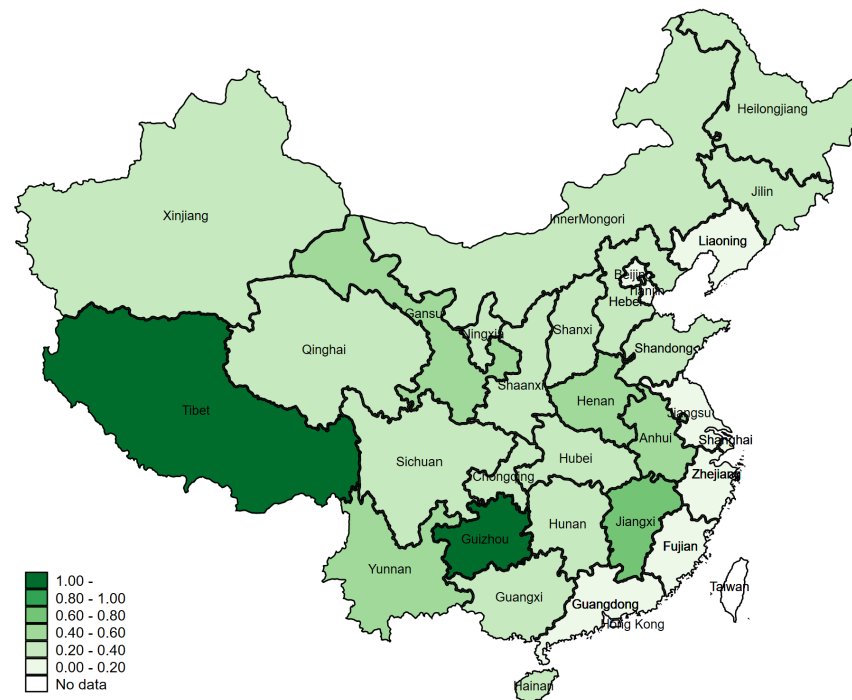
出所：第 3 章で構築した DFI のデータに基づき筆者作成。

図表 4-10 中国 31 省 2020 年のデジタル金融包摂指数 DFI



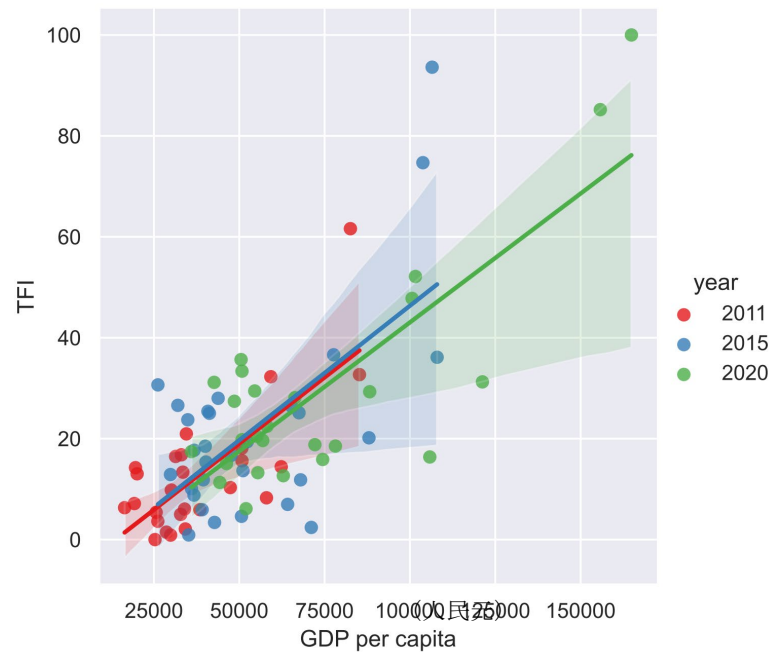
出所：第 3 章で構築した DFI のデータに基づき筆者作成。

図表 4-11 中国 31 省 2011 年から 2020 年のデジタル金融包摂指数 DFI の年平均上昇率 (CAGR)



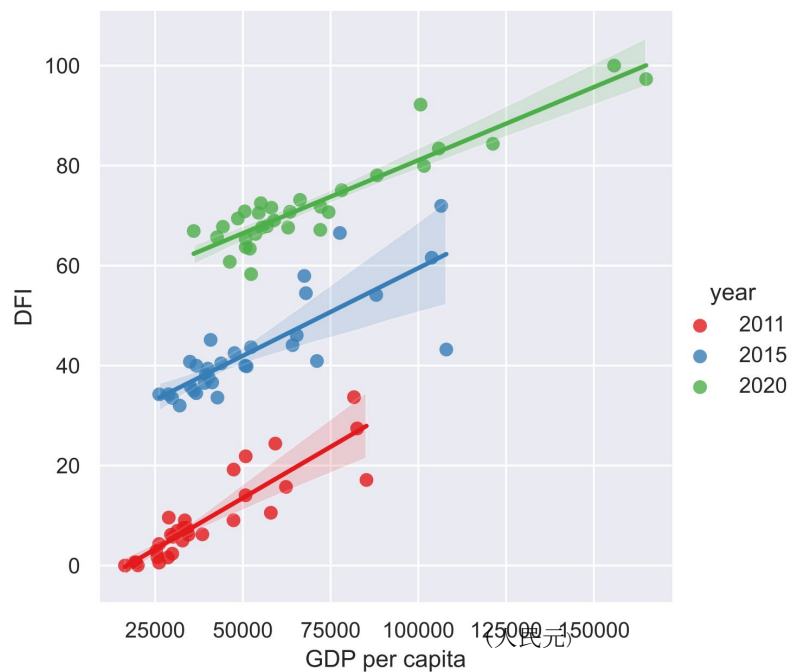
出所：第 3 章で構築した DFI のデータに基づき筆者作成。

図表 4-12 2011、2015、2020 年従来型金融包摂指数 TFI と 1 人当たり GDP の散布図



出所：第 3 章で構築した TFI と中国国家统计局のデータに基づき筆者作成。

図表 4-13 2011、2015、2020 年デジタル金融包摂指数 DFI と 1 人当たり GDP の散布図



出所：第 3 章で構築した DFI と中国国家统计局のデータに基づき筆者作成。

図表 5-1 使用する変数の説明

	変数名	意味	説明（計算）
被説明変数	lnpergdp	経済成長	1人当たり GDP の対数値
説明変数	TFI	従来型金融包摂	従来型金融包摂指数
	DFI	デジタル金融包摂	デジタル金融包摂指数
	lnlarbor	労働投入	就業者数の対数値
	lnK	資本投入	固定資産投資額の対数値
コントロール変数	fdi	対内直接投資	対内直接投資（億ドル）*当年度為替レート /GDP
	gov	政府支出	政府財政支出/GDP
	infra	通信インフラ	各省光ファイバー総距離/各省の面積
固定効果	θ_i	individual effect	時間を通じて変化しない要素
	δ_t	time effect	各省によって変化しない要素
誤差項	ε_{it}	誤差項	

出所：中国国家統計局、中国 31 省の統計年鑑に基づき筆者作成。

図表 5-2 各変数の記述統計表

		1人当たりGDP の対数値		TFI		DFI		就業者数の 対数値		固定資産投資 額の対数値		対内直接投資 額のGDP比		政府財政支出 のGDP比		光ファイバー総距 離/各省の面積	
		2011	2020	2011	2020	2011	2020	2011	2020	2011	2020	2011	2020	2011	2020	2011	2020
東部・ 東北地域	平均値	10.84	11.31	20.20	41.11	16.23	79.15	7.65	7.64	9.20	9.81	0.39	0.20	0.30	0.15	0.11	0.11
	最小値	10.27	10.66	4.99	16.37	5.00	65.34	6.13	6.29	7.41	8.20	0.11	0.03	0.07	0.03	0.01	0.01
	最大値	11.35	12.01	61.61	100.00	33.68	100.00	8.71	8.86	10.19	10.99	0.91	0.39	1.57	0.61	0.49	0.50
	中央値	10.83	11.39	15.03	31.21	15.73	78.07	7.77	7.70	9.20	9.43	0.31	0.19	0.19	0.09	0.03	0.03
	標準偏差	0.36	0.45	17.66	26.45	8.85	11.73	0.82	0.81	0.78	0.92	0.25	0.11	0.39	0.16	0.15	0.16
	変動係数	0.03	0.04	0.87	0.64	0.55	0.15	0.11	0.11	0.08	0.09	0.65	0.57	1.30	1.05	1.39	1.39
	データ数	13	13	10	12	13	13	13	13	13	13	13	12	13	13	13	13
中部地域	平均値	10.28	11.00	5.00	19.42	3.36	69.23	8.12	7.99	9.34	10.28	0.27	0.27	0.25	0.10	0.02	0.02
	最小値	10.15	10.83	0.89	12.66	0.59	67.60	7.50	7.46	8.86	8.95	0.15	0.07	0.14	0.06	0.02	0.02
	最大値	10.44	11.22	16.47	35.67	6.97	70.84	8.54	8.49	9.79	10.90	0.41	0.41	0.35	0.19	0.03	0.03
	中央値	10.28	11.00	2.86	15.88	2.01	69.28	8.25	8.09	9.41	10.46	0.26	0.30	0.23	0.08	0.02	0.03
	標準偏差	0.11	0.13	5.85	9.49	2.85	1.69	0.38	0.36	0.31	0.69	0.10	0.13	0.08	0.05	0.00	0.00
	変動係数	0.01	0.01	1.17	0.49	0.85	0.02	0.05	0.04	0.03	0.07	0.37	0.50	0.34	0.47	0.14	0.14
	データ数	6	6	6	5	6	6	6	6	6	6	6	6	6	6	6	6
西部地域	平均値	10.21	10.90	11.00	18.70	4.48	67.05	7.10	7.09	8.38	9.34	0.15	0.06	1.23	0.46	0.02	0.02
	最小値	9.71	10.49	0.00	6.12	0.01	58.29	5.14	5.26	6.25	7.71	0.01	0.01	0.19	0.07	0.00	0.00
	最大値	10.97	11.27	20.95	29.45	10.56	75.09	8.44	8.46	9.56	10.58	0.47	0.23	6.40	1.91	0.08	0.08
	中央値	10.23	10.88	11.43	18.53	5.02	67.03	7.30	7.32	8.59	9.56	0.08	0.04	0.52	0.19	0.01	0.01
	標準偏差	0.34	0.21	5.96	7.47	3.64	5.01	1.01	0.99	0.97	0.97	0.14	0.07	1.77	0.56	0.02	0.02
	変動係数	0.03	0.02	0.54	0.40	0.81	0.07	0.14	0.14	0.12	0.10	0.93	1.13	1.43	1.22	1.18	1.18
	データ数	12	12	10	9	12	12	12	12	12	12	12	11	12	12	12	12
全国	平均値	10.49	11.09	13.15	29.18	9.19	72.55	7.53	7.50	8.91	9.72	0.27	0.16	0.65	0.26	0.06	0.06
	最小値	9.71	10.49	0.00	6.12	0.01	58.29	5.14	5.26	6.25	7.71	0.01	0.01	0.07	0.03	0.00	0.00
	最大値	11.35	12.01	61.61	100.00	33.68	100.00	8.71	8.86	10.19	10.99	0.91	0.41	6.40	1.91	0.49	0.50
	中央値	10.41	10.97	10.06	21.47	6.94	70.53	7.64	7.65	8.99	9.93	0.22	0.15	0.31	0.13	0.02	0.02
	標準偏差	0.44	0.37	13.03	21.61	8.64	9.89	0.90	0.88	0.89	0.94	0.21	0.13	1.19	0.39	0.11	0.11
	変動係数	0.04	0.03	0.99	0.74	0.94	0.14	0.12	0.12	0.10	0.10	0.79	0.81	1.83	1.49	1.84	1.84
	データ数	31	31	26	26	31	31	31	31	31	31	31	29	31	31	31	31

出所：各種統計データ等を基に筆者作成。

図表 5-3 VIF 値の検定結果

Variable	VIF	1/VIF
lnk	9.64	0.10
lnlabor	7.04	0.14
TFI	4.40	0.23
infra	3.54	0.28
DFI	2.95	0.34
gov	2.54	0.39
fdi	1.98	0.51
Mean VIF	4.58	

出所：VIF 値の検定結果を基に筆者作成。

図表 5-4 POLS・固定効果・ランダム効果モデルの回帰分析結果

変数	POLS	FE	RE
TFI	0.0071*** (5.02)	-0.0020 (-1.50)	-0.0001 (-0.06)
DFI	0.0067*** (6.57)	0.0077*** (15.94)	0.0075*** (15.01)
lnlabor	-0.2318*** (-5.73)	0.1135 (1.77)	-0.0302 (-0.75)
lnK	0.3635*** (8.00)	0.1783*** (7.39)	0.1795*** (7.19)
fdi	0.3426*** (3.17)	0.1746*** (2.84)	0.1965*** (3.14)
Gov	-0.0007 (-0.02)	-0.0391 (-0.86)	-0.0042 (-0.11)
Infra	0.9905*** (4.82)	2.0270** (2.39)	2.0039*** (6.44)
常数項	8.6061*** (31.97)	7.8820*** (15.44)	8.9169*** (27.83)
Adj.R-sq	0.7950	0.8692	0.8639
サンプル数	247	247	247

出所：モデルの推定結果を基に筆者作成。

注：***、**、*はそれぞれ有意水準 1%、5%、10% で有意。

図表 5-5 F 検定、Breusch and Pagan 検定、hausman 検定の結果

	F 検定	Breusch and Pagan 検定	hausman 検定
統計量の数値	55.16	521.28	26.88
p 値	0.0000	0.0000	0.0000

出所：各検定の結果を基に筆者作成。

図表 5-6 不均一分散とグループ内系列相関検定の結果

	不均一分散	グループ内系列相関
統計量の数値	1636.00	29.816
p 値	0.0000	0.0000

出所：各検定の結果を基に筆者作成。

図表 5-7 中国全国の実験結果

変数	(1)	(2)	(3)
TFI	0.0095*** (2.84)		-0.0020 (-1.50)
DFI		0.0074*** (10.65)	0.0077*** (15.94)
lnlarbor	-0.0899 (-0.91)	0.1208 (1.20)	0.1135 (1.77)
lnK	0.4295*** (6.00)	0.1780*** (3.69)	0.1783*** (7.39)
fdi	-0.2510 (-1.35)	0.1690 (1.39)	0.1746*** (2.84)
Gov	-0.1988 (-1.24)	-0.0336 (-0.81)	-0.0391 (-0.86)
Infra	0.0195 (0.02)	1.6629*** (5.73)	2.0270** (2.39)
常数項	7.4267*** (7.09)	7.8218*** (9.70)	7.8820*** (15.44)
Adj.R-sq	0.7113	0.8740	0.8692
サンプル数	247	261	247

出所：モデルの推定結果を基に筆者作成。

注：***、**、*はそれぞれ有意水準 1%、5%、10% で有意。

cluster-robust 修正済モデルを使った。

図表 5-8 各変数の相関係数

	TFI	DFI	lnk	lnlabor	fdi	gov	infra
TFI	1.00						
DFI	0.51	1.00					
lnk	-0.23	0.32	1.00				
lnlabor	-0.27	0.07	0.88	1.00			
fdi	0.30	-0.03	0.13	0.13	1.00		
gov	-0.04	-0.29	-0.71	-0.69	-0.19	1.00	
infra	0.76	0.27	-0.23	-0.26	0.53	-0.08	1.00

出所：筆者作成。

図表 5-9 中国 4 地域区分

地域	含まれている省
東部地域（10 省）	北京、天津、河北省、上海、江蘇省、浙江省、福建省、山東省、広東省、海南省
東北地域（3 省）	遼寧省、吉林省、黒龍江省
中部地域（6 省）	山西省、安徽省、江西省、河南省、湖北省、湖南省
西部地域（12 省）	内モンゴル自治区、広西自治区、重慶、四川省、貴州省、雲南省、チベット自治区、陝西省、甘肅省、青海省、寧夏自治区、ウイグル自治区

出所：国家統計局（2011）を基に筆者作成。

図表 5-10 中国の全国、4 地域別の分析結果

	全国	東部・東北	西部	中部
	(1)	(2)	(3)	(4)
TFI	-0.0020 (-1.50)	0.0043 (1.73)	-0.0052*** (-4.07)	0.0002 (0.04)
DFI	0.0077*** (15.94)	0.0051*** (6.04)	0.0073*** (12.93)	0.0071*** (5.91)
lnlarbor	0.1135 (1.77)	0.4417** (2.50)	0.8753*** (3.97)	0.0102 (0.22)
lnK	0.1783*** (7.39)	0.1780*** (4.04)	0.2127*** (3.98)	0.0662 (0.85)
fdi	0.1746*** (2.84)	0.1082 (0.88)	-0.2024 (-0.79)	-0.0867 (-0.12)
Gov	-0.0391 (-0.86)	-0.1907 (-0.56)	0.0065 (0.23)	-1.7072 (-2.45)
Infra	2.0270** (2.39)	0.4325 (0.71)	3.8496 (1.65)	5.9913 (0.80)
常数項	7.8820*** (15.44)	5.5844*** (4.99)	2.1621 (1.32)	9.8207*** (10.08)
Adj.R-sq	0.8692	0.8123	0.9334	0.9393
サンプル数	247	102	97	48

出所：モデルの推定結果を基に筆者作成。

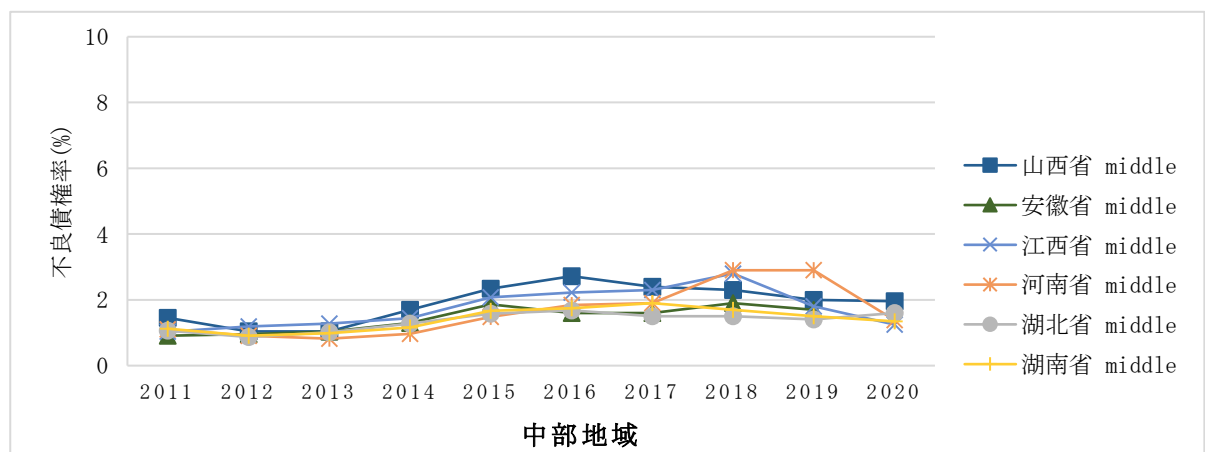
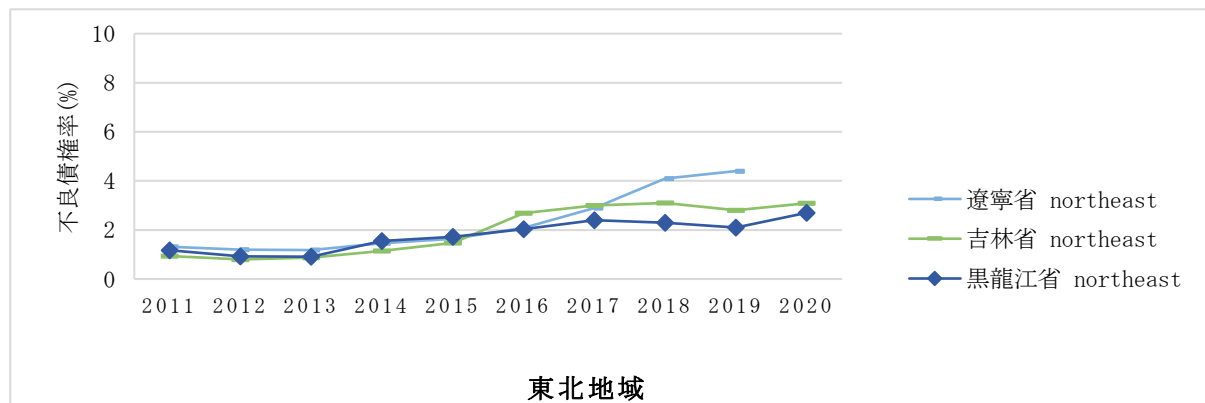
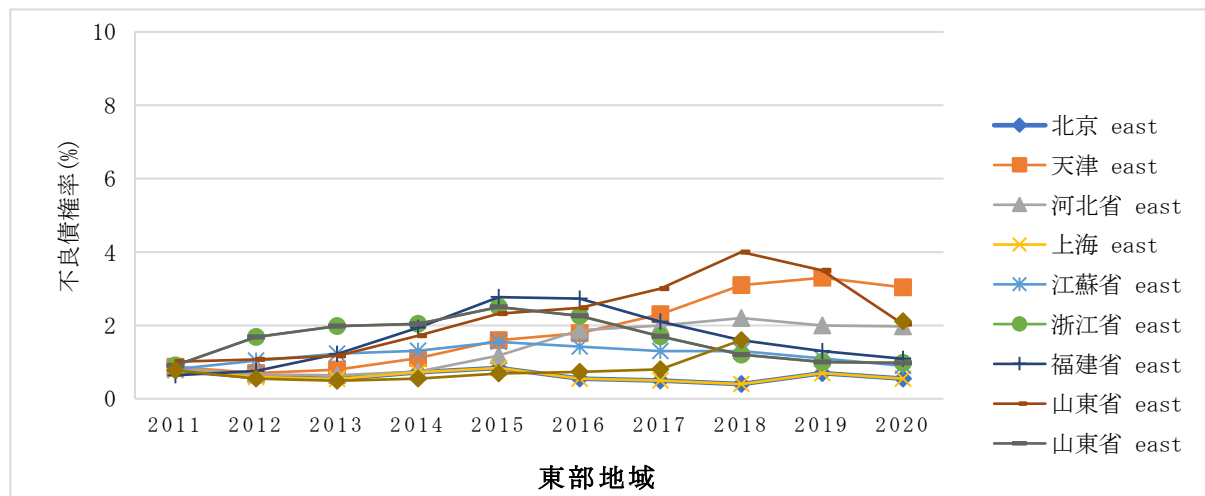
注：***、**、*はそれぞれ有意水準 1%、5%、10% で有意。cluster-robust 修正済モデルを使った。

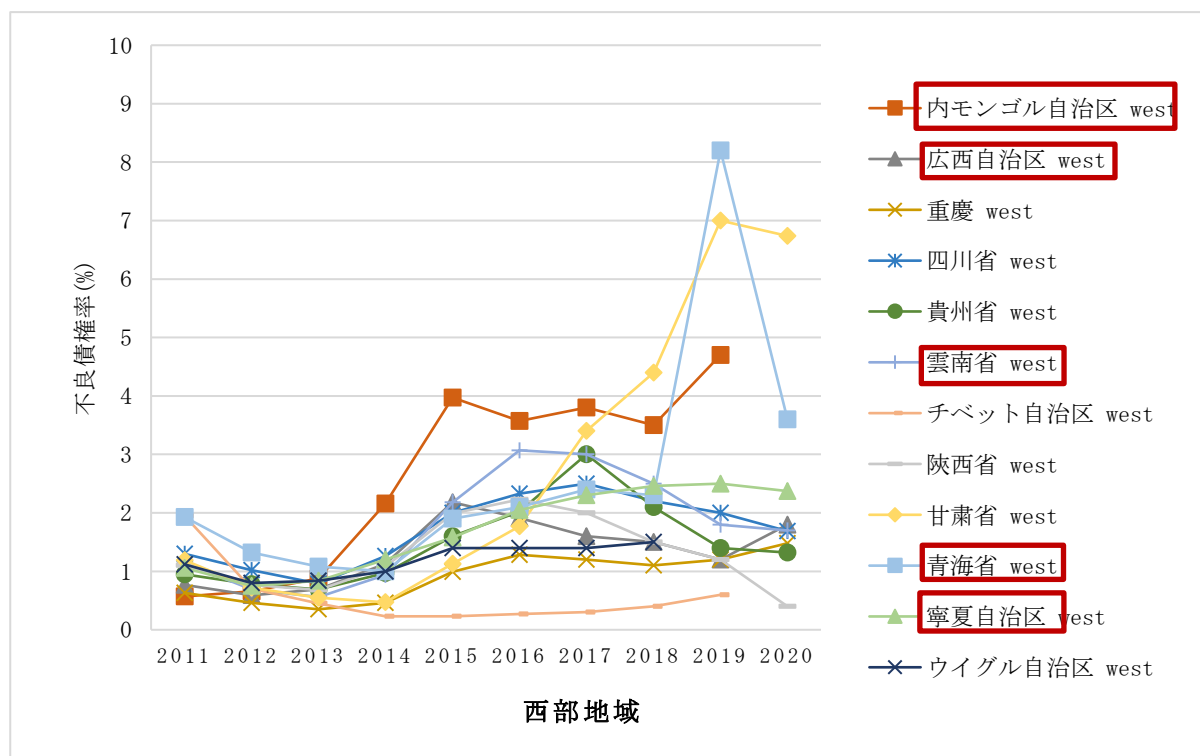
図表 5-11 西部地域 2011 から 2020 年の従来型金融包摂指数 TFI

地域	省	TFI (従来型金融包摂指数)									
		2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020
西部	重慶	20.95	22.33	24.35	25.58	19.39	16.21	16.67	21.18	18.60	18.53
	内モンゴル自治区	8.28	11.98	8.72	5.56	2.41	13.22	17.79	16.85	16.99	
	陝西省	13.36	14.95	16.68	16.68	16.69	16.48	17.96	19.96	21.65	28.11
	四川省		15.38	18.11	18.62	17.70	19.43	19.29	19.74	19.33	22.46
	寧夏自治区	16.80	19.81	21.14	22.24	28.00	25.39	26.46	22.39	27.48	29.45
	ウイグル自治区	9.82	10.41	14.32	15.53	18.50	18.96	19.86		16.80	
	チベット自治区	13.04	16.95	19.48	23.27	26.60		31.71	27.79	23.52	
	雲南省	7.14	8.64	9.88				5.60	6.70	4.46	6.12
	青海省		17.68	21.91	24.90	25.03	28.11	28.01	26.76	5.79	19.80
	貴州省	6.32	7.73	10.67	11.38	12.89	14.55	11.40	14.03	16.43	15.07
	広西自治区		2.31	3.06	2.92	0.92	4.08	4.52	7.76	10.93	11.32
	甘肅省	14.25	17.87	21.17	25.25	30.66	36.99	28.49	23.22	14.08	17.44
	平均	11.00	13.84	15.79	17.45	18.07	19.34	18.98	18.76	16.34	18.70
	中央値	11.43	15.16	17.39	18.62	18.50	17.72	18.63	19.96	16.89	18.53
	標準偏差	5.96	5.76	6.49	7.96	9.74	9.05	8.76	6.92	6.78	7.47
	変動係数	0.54	0.42	0.41	0.46	0.54	0.47	0.46	0.37	0.41	0.40

出所：第 3 章で作成した TFI を基に筆者作成。

図表 5-12 東部・東北・中部・西部地域 2011 年から 2020 年の不良債権率





出所：中国国家统计局のデータを基に筆者作成。

注：2019 年海南省（東部）、2020 年内モンゴル自治区（西部）、2020 年遼寧省（東北）、2020 年安徽省（中部）、2020 年チベット自治区（西部）、2020 年ウイグル自治区（西部）不良債権率のデータが公表されていない。

図表 5-13 西部地域 5 省の不良債権率と TFI の推移

	内モンゴル		雲南省		青海省		広西自治区		甘肅省	
年度	2013年	2015年	2013年	2017年	2018年	2019年	2013年	2015年	2016年	2019年
不良債権率(%)	0.88	3.97	0.56	3.00	2.30	8.20	0.69	2.18	1.77	7.00
TFI	8.72	2.41	9.88	5.60	26.67	5.79	3.06	0.92	36.99	14.08

出所：中国国家统计局のデータ、第 3 章で作成した TFI を基に筆者作成。

図表 5-14 不良債権率上昇の影響を考慮した分析結果

	全国 (31 省)	東部・東北 (10 省・ 3 省)	西部 (12 省)			中部 (6 省)
			西部全体	不良債権率に 影響された 5 省	その他 7 省	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
TFI	-0.0020 (-1.50)	0.0043 (1.73)	-0.0052*** (-4.07)	-0.0066** (-5.11)	-0.0040 (-1.12)	0.0002 (0.04)
DFI	0.0077*** (15.94)	0.0051*** (6.04)	0.0073*** (12.93)	0.0071*** (6.04)	0.0075*** (23.82)	0.0071*** (5.91)
lnlarbor	0.1135 (1.77)	0.4417** (2.50)	0.8753*** (3.97)	0.9390** (3.10)	0.9089*** (4.10)	0.0102 (0.22)
lnK	0.1783*** (7.39)	0.1780*** (4.04)	0.2127*** (3.98)	0.1986* (2.41)	0.2068*** (4.18)	0.0662 (0.85)
fdi	0.1746*** (2.84)	0.1082 (0.88)	-0.2024 (-0.79)	-0.5194 (-0.73)	-0.0779 (-0.95)	-0.0867 (-0.12)
Gov	-0.0391 (-0.86)	-0.1907 (-0.56)	0.0065 (0.23)	0.0798 (0.53)	-0.0020 (0.07)	-1.7072 (-2.45)
Infra	2.0270** (2.39)	0.4325 (0.71)	3.8496 (1.65)	36.5857 (2.37)	2.3457 (1.44)	5.9913 (0.80)
常数項	7.8820*** (15.44)	5.5844*** (4.99)	2.1621 (1.32)	1.5278 (0.69)	1.9800 (1.18)	9.8207*** (10.08)
Adj.R-sq	0.8692	0.8123	0.9334	0.8674	0.9638	0.9393
サンプル ル数	247	102	97	41	56	48

出所：モデルの推定結果を基に筆者作成。

注：***、**、*はそれぞれ有意水準 1%、5%、10% で有意。

cluster-robust 修正済モデルを使った。

〔InfoCom Economic Study Discussion Paper Series バックナンバー〕

- No.1 データで読む情報通信技術の世界的な普及と変遷の特徴：グローバル ICT インディケーターによる地域別・媒体別の長期観察, 野口正人、山本悠介、篠崎彰彦, 2015 年 1 月, pp.1-25.
- No.2 A role of investment in intangibles: How can IT make it?, Akihiko SHINOZAKI, July 2015, pp.1-20.
- No.3 ICT 化の進展が企業の業績と雇用に及ぼす影響の実証研究：4、016 回答のアンケート調査結果に基づくロジット・モデル分析, 鷺尾哲、野口正人、飯塚信夫、篠崎彰彦, 2015 年 9 月, pp.1-22.
- No.4 対米サービス貿易拡大要因の構造分析：グラフィカルモデリングによる諸変数の相互関係探索, 久保田茂裕、末永雄大、篠崎彰彦, 2016 年 1 月, pp.1-13.
- No.5 GDP 速報改定の特徴と、推計が抱える問題点について, 飯塚信夫, 2016 年 5 月, pp.1-26.
- No.6 デジタル・ディバイドからデジタル・ディビデンドへの変貌：2015 年版グローバル ICT データベースによる長期観察, 野口正人、鷺尾哲、篠崎彰彦, 2018 年 6 月, pp.1-21.
- No.7 The U.S. service imports and cross-border mobility of skilled labor: Panel data analysis based on the network theory, Akihiko SHINOZAKI, Shigehiro KUBOTA, July 2018, pp.1-12.
- No.8 ICT を活用した施策がインバウンド観光に及ぼす影響:地方自治体へのアンケート調査を用いたパネルデータ分析, 鷺尾哲、篠崎彰彦, 2018 年 8 月, pp.1-16.
- No.9 ICT 資本と R&D 資本を織り込んだマクロ計量モデルの構築：2008SNA に準拠した国民経済計算（2011 年基準）のデータを用いて, 久保田茂裕、篠崎彰彦, 2018 年 9 月, pp.1-22.
- No.10 ICT 及び R&D への投資が日本の経済成長に及ぼす効果の分析—生産関数モデルを用いた検証—, 久保田茂裕、篠崎彰彦, 2019 年 9 月, pp.1-24.
- No.11 情報産業としてのツーリズムに関する実証分析：自治体の ICT 活用施策が外国人宿泊者の増加に及ぼす影響, 鷺尾哲、篠崎彰彦, 2019 年 11 月, pp.1-23.
- No.12 開発途上国におけるモバイルマネーの普及状況と競争政策的課題, 大槻芽美子, 2020 年 1 月, pp.1-17.
- No.13 物語としての情報とツーリズム：古都金沢におけるインバウンド観光誘致の取り組み, 篠崎彰彦, 2020 年 4 月, pp.1-12.
- No.14 情報化の進展に関する産業分析の起源と変遷：「産業の情報化」と「情報の産業化」を手掛かりに, 小野崎彩子, 2020 年 5 月, pp.1-18.

- No.15 世界 178 カ国・地域の ICT 普及に関する構造変化点分析：モバイル技術のグローバルな普及加速期の特定, 山崎大輔、根本大輝、篠崎彰彦, 2020 年 9 月, pp.1-18.
- No.16 情報化の進展に関する日米中比較分析：日本の産業連関表と国際産業連関表によるデータ観察, 小野崎彩子, 2021 年 1 月, pp.1-33.
- No.17 日本における情報サービス業の変遷と今後の展望：時系列整理と DX への取り組みを中心に, 塩谷幸太、小野崎彩子, 2021 年 3 月, pp.1-24.
- No.18 人工知能技術の利用に関する課題の産業比較分析—JP-MOPS アンケート調査票による運輸業・卸売業・医療業を対象に—, 藤井秀道、篠崎彰彦, 2021 年 8 月, pp.1-17.
- No.19 変貌するグローバル経済下の日本経済—世界 38 カ国・地域の一人当たり GDP および 47 都道府県の一人当たり県内総生産データを用いたグローバル分析—, 伊藤朱里、鷲尾哲、篠崎彰彦, 2021 年 10 月, pp.1-28.
- No.20 Global views on ICT-enabled business and its impact on the economy: Development opportunities of digital transformation in beyond 5G era, Akihiko SHINOZAKI, November 2021, pp.1-34.
- No.21 e スポーツ・イベントが地域経済に及ぼす経済波及効果—ToyamaGamersDay2019 を事例として—, 中島蓮、小野崎彩子, 2022 年 3 月, pp.1-24.
- No.22 How ICT-enabled offshoring transformed services trade with the U.S.: Before and after the global financial crisis in 2008, Akihiko SHINOZAKI, Shigehiro KUBOTA, April 2022, pp.1-20.
- No.23 国際産業連関表からみた情報通信産業の相互依存関係—実質値を用いた経済波及効果の計測と価格分析—, 小野崎彩子、白新田佳代子、時任翔平、加河茂美、篠崎彰彦, 2023 年 4 月, pp.1-38.
- No.24 成熟期を迎えつつあるグローバルな ICT 普及の動向—世界 215 カ国・地域を対象とした長期データ観察—, 鷲尾哲、江口修平、篠崎彰彦, 2024 年 6 月, pp.1-20.
- No.25 中国における金融包摂の経済効果に関する研究—デジタル金融を含めた指数作成と 31 省のパネルデータ分析—, 朱咏蓮、篠崎彰彦、小野崎彩子, 2024 年 7 月, pp.1-49.



情報通信総合研究所

〒103-0013 東京都中央区日本橋人形町 2-14-10 アーバンネット日本橋ビル

ICT 経済分析チーム

MAIL ict-me@icr.co.jp