

中国の地域格差に関する実証分析

メタデータ	言語: Japanese 出版者: 公開日: 2023-05-31 キーワード (Ja): キーワード (En): 作成者: 蘇, 嘯宇 メールアドレス: 所属:
URL	http://hdl.handle.net/10291/00023125

明治大学大学院 商学研究科

2022 年度

博士学位請求論文

中国の地域格差に関する実証分析

An Empirical Study of Regional Disparities in China

学位請求者 商学専攻

蘇 嘯宇

目次

序章 はじめに

第1章 中国地域格差の現状と格差を引き起こす要因

- 1.1 経済成長収束理論
- 1.2 「改革開放」から現在までの中国地域経済政策
- 1.3 収束理論による中国地域格差問題に関する研究
- 1.4 中国三大地域の構成
- 1.5 中国地域間格差の現状
- 1.6 中国地域格差を引き起こす要因
 - 1.6.1 天然資源分布不均一による資源の呪い
 - 1.6.2 歴史による先発優位
 - 1.6.3 政策要因
 - 1.6.3.1 改革開放
 - 1.6.3.2 西部大開発
- 1.7 本章の結論

第2章 高度成長期の地域格差変化に関する日中比較研究

- 2.1 回帰分析による両国高度成長期の地域格差の確認
- 2.2 日本の高度成長期
- 2.3 中国の高度成長期
- 2.4 本章の結論

第3章 中国地域格差問題に対応する必要性と緊急性

- 3.1 中国地域格差問題に対応する必要性
 - 3.1.1 地域間の強い繋がりによる国全体への影響
 - 3.1.2 地域格差による大規模労働力移動がもたらす問題
 - 3.1.3 その他の問題
 - 3.1.3.1 労働力移動による留守老人、留守児童問題
 - 3.1.3.2 政府行政能力の低下
 - 3.1.3.3 少数民族による社会問題
- 3.2 中国地域格差問題に対応する緊急性
 - 3.2.1 ルイスの転換点への接近
 - 3.2.2 米中貿易戦争による中国国内農産品市場への衝撃
- 3.3 本章の結論

第4章 中国地域格差の対応に関わる要因

- 4.1 地域間の購買力の違いという視点
- 4.2 データの期間
- 4.3 分析に用いられるモデル
- 4.4 推定結果と考察
- 4.5 本章の結論

第5章 労働力移動と地域格差の関係及び実証分析

- 5.1 中国における労働力移動の現状
 - 5.1.1 改革開放と工業化がもたらした「民工潮」
 - 5.1.1.1 労働力の供給側
 - 5.1.1.2 労働力の需要側
- 5.2 ルイス転換点をめぐる論争と「用工荒」
 - 5.2.1 「用工荒」現象による余剰労働力枯渇懸念
 - 5.2.2 農民工賃金の上昇
- 5.3 大規模労働力移動が地域経済へ与える影響
 - 5.3.1 地域間収入格差の縮小
 - 5.3.2 移動元の地方租税収入損失
 - 5.3.3 人口減少による生活関連サービスの縮小
- 5.4 ルイスモデルの限界と Harris-Todaro モデル
 - 5.4.1 移動した労働力の就職率と Harris-Todaro モデル
 - 5.4.2 社会共通資本と移動の意思決定
- 5.5 労働力の地域間移動
- 5.6 中国の労働力移動動機に関する実証分析
 - 5.6.1 分析 A
 - 5.6.2 分析 B
 - 5.6.3 分析 C
- 5.7 本章の結論

第6章 格差是正政策「西部大開発」の効果検証

- 6.1 「西部大開発」政策
 - 6.1.1 中国三大地域間の格差の現状と推移
 - 6.1.2 西部大開発政策の内容
- 6.2 政策効果の評価
 - 6.2.1 DID 法による政策効果の評価
 - 6.2.2 DID 方法を用いた先行研究
- 6.3 DID 法による分析結果
 - 6.3.1 推定式
 - 6.3.2 平行トレンドの仮定の検証
 - 6.3.3 推定結果

6.4 西部大開発が西部諸地域の二酸化炭素排出量への影響

6.5 本章の結論

第7章 コロナ禍の下での中国地域格差変化及びこれからの展望

7.1 地域間労働力移動が受けた影響

7.2 2020年からの中国地域格差状況

7.3 上海協力機構と「一带一路」政策の最新動向

7.4 本章の結論

おわりに

参考文献

序章 はじめに

1980年代以降、中国は急速な経済成長を遂げた一方、地域間一人あたり GRP¹格差の深刻化も進んだ。これは急速な成長期を経験している発展途上国のすべてが対応しなければならない課題である。これに対して、中国政府は「効率優先、同時に公平も考慮する」という方針を公表した。「改革開放」政策が実行されたことによって、中国の東部、中部、西部の間の地域間一人あたり GRP 格差はますます拡大して行く傾向になっていた。この地域格差を是正するため、政府は 2001 年から「西部大開発」という国家戦略を実施し、鉄道や道路建設などのインフラ整備や投資環境の整備、科学教育の発展などの優遇政策を実施した。その結果として、東部と中西部の間の格差は縮小していく傾向があるが、収束の速度が緩慢である。蘇（2021）の計算によって、現在の速度からすると、21 世紀内で格差が消滅する可能性は低い。

そして現在中国経済は、初期の飛躍的な成長から徐々に減速し、労働集約的な成長は限界を迎えようとしている。中国政府には、産業構成を転換して資本や技術が牽引する新たな成長ルートに切り替えことが求められている。しかし、この転換の過程で、地域格差がもたらした問題が阻害要因になっている。スムーズに産業構成転換を進めるために、問題の源となる地域格差に対応しなければならない。

本稿の目的は、実証分析を通じて、中国地域格差問題の現状を確認し、その形成原因と解消に関わる要因を明らかにして、問題の対応に建言することである。

本稿の構成は以下である。第 1 章では、中国地域格差の現状を確認し、その格差を引き起こす要因を分析する。第 2 章では、高度成長期の地域格差変化に関して、日本と中国の経験を比較する。第 3 章では、中国の地域格差問題に対応する必要性和緊急性を説明する。第 4 章では、計量分析を通じて、中国の地域格差問題に対応するため重視すべき要因を明らかにする。第 5 章では、労働力と地域格差の関係を分析し、移動の意思決定に関わる要因を特定する。第 6 章では、DID 法を用いて、地域格差を是正することを目的とした「西部大開発」の効果を検証する。第 7 章では、コロナ禍の下での中国地域格差変化を確認し、これからの地域格差の変化を推測する。終章では、本論文の実証分析の総括と最終的なまとめを行う。

¹ GRP（Gross Regional Product）域内総生産、GDP の概念と同様だが、国全体ではなく各地域のデータを指す。2015 年以前、中国国家统计局の GDP と GRP の集計方法は異なっていたが、2015 年以後は一致している。

第1章 経済成長収束理論の発展と中国地域格差の現状

近年の経済成長理論の基礎であるソロー・モデル(Solow(1956))などでは、経済の成長性は資本・労働・人口成長率といった幾つかの要因に依存する。しかしながら、各国・地域のそれぞれの成長出発点と与えられた要素賦存条件などが異なるので、成長速度も均一とは言えない。その結果として、地域格差という問題が生じる。

近年以来、中国経済成長の速さが、世界中の注目を集めている。しかしながら、全体として驚くほど成長してきたが、中国国内各地域の経済成長性には大きな格差が存在し、拡大していく傾向も見える。このままでは、中国社会が両極化し、一連の社会的、民族的、政治的な問題をもたらすことになる。そして、経済成長の視点から見ても、各地域間の格差が大き過ぎると、国家全体の経済成長にも負の影響を与えることになるだろう。そこで、現存の格差問題を直視し、解決策を早めに探さなければならない。

本章では、経済成長収束理論を紹介し、中国地域格差の現状を確認する。更に、現在の地域格差を引き起こす可能な原因を推測する。本章の構成は以下である。1.1では、 σ -収束と β -収束の定義を説明する。1.2では、「改革開放」から現在までの中国地域経済政策を振り返り、格差問題の背景を紹介する。1.3では、中国地域格差問題に関する先行研究を紹介する。1.4では、実証分析の際に用いる各地域の区分を説明する。1.5では、データから中国地域格差の現状を確認する。1.6では資源の呪い、歴史原因、政策要因などの角度から、中国地域格差の形成原因と推移を分析する。1.7では本章の結論をまとめる。

1.1 経済成長収束理論

経済収束の理論モデルは新古典派成長理論²を基礎とする。この理論によると、初期時点の生産性が低い国・地域の経済成長率は、生産性の高い国・地域を上回り、最終的には各国・地域の生産性ないし一人当たりGDPあるいはGRPは収束に向かう。この収束についてはいくつかの考え方がある。まず、 σ -収束は、GDPあるいはGRPの対数値の国家間あるいは地域間の標準偏差 σ が低下する傾向を持っているかどうかで収束を判断する方法である。 β -収束は、新古典派成長モデルから導出される成長方程式の回帰分析に基づいて、その係数 β の推定結果によって国家間あるいは地域間の収束を確認する方法である。絶対 β -収束とは、経済構造特性の似た国・地域は、最終的に同じ定常状態に収束することである³。条件付き β -収束とは、経済構造特性の異なる国・地域間の経済成長性は、各地域の個別の定常状態に収束することである。これらの理論は、経済成長をめぐる研究の中で盛んに応用されてきた。

² Solow(1956), Swan(1956)

³ Galor and Weil (1996)

1.2 「改革開放」から現在までの中国地域経済政策

本節では 1978 年から最近までの中国地域の経済政策を概観する。1.2.1 では 1978 年からの「改革開放」政策、1.2.2 では 2000 年からの「西部大開発」政策、1.2.3 では最近話題になっている「一帯一路」政策を説明する。

1.2.1 改革開放

1978 年より進められてきた「改革開放」政策によって、中国に大きな変化をもたらされた。疲弊していた国家経済を立て直すために、中国政府は「4 つの近代化」を掲げて、計画経済から市場経済への移行を試みた。その基礎方針として、条件が整った区域から先に豊かになり、その影響で他の区域も豊かになり、最終的に皆豊かになる、いわば「先富論」である。

一部の条件が成熟している区域に对外开放政策を実施し、外資の積極的な利用が奨励された。特に先進諸国で成功を取めた華僑たちに投資を呼びかけていた。1980 年から、多くの華僑を送り出した地域、いわゆる僑郷に、経済特区を順次に設置した⁴。それは広東省の深州市、珠海市、汕頭市、福建省の度門市と海南省の 5 ヶ所であった。経済特区の開発が順調に進んでいったため、1984 年より交通条件や工業基盤などのよい 14 の沿海都市を開放都市とした。1985 年から、更に開放地域の規模を拡大し、長江デルタ地域、珠江デルタ地域、閩南トライアングル（慶門市・泉州市・津川市）、山東半島、遼東半島、河北省と広西壮族自治区を経済開放地域として指定し、東部沿海経済開放ベルト地帯が形成された。

これらの東部沿海地域の経済開放地域に比べて、中部地域や西部地域の開発はかなり立ち遅れている。これは、東部沿海地域を開発して、それから開発の重点を徐々に中部や西部に移すという地域開発の戦略のためである。中西部開発の突破口として、東西に流れる長江およびその沿岸諸都市の重点開発が議題となった。1990 年に中国政府は上海市東部にある浦東新区を設置し、浦東新区を竜頭とする長江沿岸地域の開発と開放を決めた。さらに、1992 年以降は国境都市や内陸のすべての省都と自治区首府を対外的に開放した。

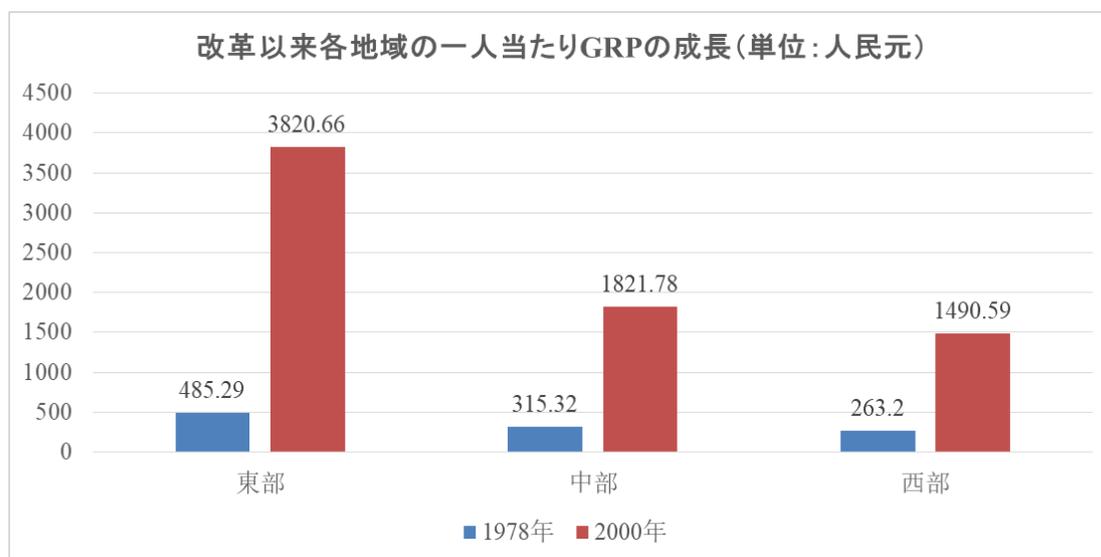
このように中国では沿海、沿江、沿辺、内陸地区を結合して全方位、多次元、広領域の对外开放構造を形成している。对外开放地区では様々な優遇政策を実施し、先進国からの先進技術導入や中国製品の輸出拡大などの面で大きな役割を果たしている。

しかし、経済の飛躍的な成長と同時に、「改革開放」政策は中国社会に大きな矛盾ももたらした。沿海部と内陸部における経済格差も拡大していく。図 1.1 で示されているように、1978 年時点で、東部の一人当たり GRP の数値は中部の 1.6 倍、西部の 1.8 倍であった。しかし、2000 年時点で、東部は既に中部の 2.1 倍、西部の 2.6 倍になっていた。格差

⁴ 張貴民 (2007) : 「中国における地域格差の是正と調和社会の構築」 地域創成研究年報第 2 号、p.63

が拡大していく傾向は明らかに存在していた。

図 1.1 改革開放以来各地域の一人当たり GRP の成長



データ出所:「中国経済年鑑」各年版

1.2.2 西部大開発

「先富論」の下で、中国東部沿海地方は改革開放政策の恩恵に浴し、目覚ましい経済発展を遂げているが、内陸の諸地域は立ち遅れ、沿海地方との所得格差は拡大するばかりであった。この地域格差に起因する社会・政治不安を対応するため、内陸部を開発し、住民の生活水準を上げようという呼び声があった。

それに加えて、1997年に発生したアジア金融危機によって、世界経済が停滞し、中国経済の成長率も低くなった。輸出を中心とする沿海地域の経済の成長余力が弱まり、新たな需要を創出することが必要となった。

格差緩和と内需拡大の一環として、中国政府は2000年から「西部開発指導小組」を新設して「西部大開発計画」をスタートさせ、鉄道・道路建設などのインフラ整備や投資環境の整備、科学教育の発展などの優遇政策を実施した。その内重点政策は四つにまとめることができる⁵。

第一は、資金投入を増加させる政策であり、中央政府の積極的な財政支出、国家政策銀行による貸付、国際金融機関と外国政府の借款などをできる限り西部地域のプロジェクトに投入することである。中央政府から西部地域への一般財政移転額を増大させることや、農業、教育、環境保護などの分野での「専項資金」(支出項目が限定される資金)も、西部地域に傾斜させることが強調されている。さらに天然資源、エネルギー価格を適切に引き上げ、消費地の東部による西部地域への資金支援を行うことなども実施されている。

⁵ 以下の説明は、王雷軒(2010):「成長が加速し始める中国の西部地域—「西部大開発」戦略の実態と展望—」農林金融 pp.64 - 88に基づく。

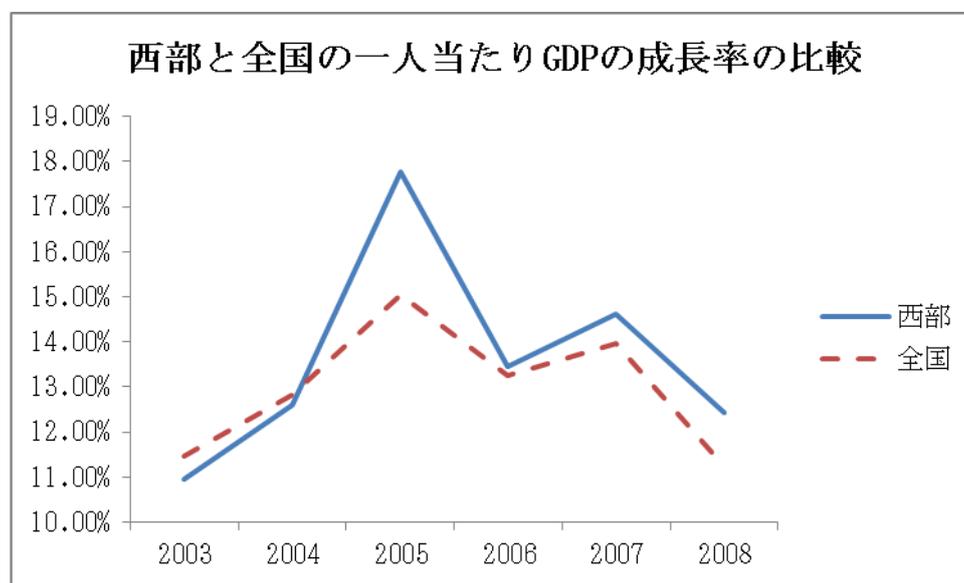
第二は、投資環境を改善する政策であり、西部の国有企業改革を進めると共に、民間企業を西部に積極的に誘致することである。西部へ進出する外資企業、国内企業に対し、一定期間内、企業所得税を 15%に下げるなどの優遇措置が取られている。また、少数民族が創設した企業には、企業所得税の減税・免税を可能とすることや、農業特産品収入には農業特産税を 10 年間以内において免税することなどが実施されている。

第三は、外資企業の経営範囲を拡大することである。具体的には、サービス分野では、銀行、小売商業、貿易などの分野に外資の企業設立を認めること。沿海部に設立された合弁企業が西部地域に再投資するとき、再投資の外資比率が 25%を上回る場合は外資企業と同等の優遇政策を享受できるようにすることである。

第四は、人材育成、科学技術、教育を発展させる政策である。これには、西部地域の政府機関、事業所職員の賃金水準を全国平均より引き上げる措置、都市戸籍を取得する条件の緩和、行政幹部、技術者、経営者の人材交流、訓練などを実施することなどがある。また、貧困地域に対する 9 年間の義務教育への支援、西部の高等教育機関の設備拡充などが挙げられている。

2005 年 2 月 4 日、温家宝首相は、開発戦略が始まって以来、中央政府がすでに 9600 億元（約 12 兆円）の財政資金を西部地区に投入したことを明らかにした。投資規模が 6000 億元以上に達する 36 の重点プロジェクトを起こしている。またこのような中央政府の投資が呼び水となって西部諸省の GRP 成長率は、1999 年に 7.2%だったが、2000 年が 8.5%、2001 年が 8.7%、2002 年 10.0%、2003 年 11.3%、2004 年 12.0%と毎年のように増加した。

図 1.2 2003 年から 2008 まで西部と全国の一人当たり GDP (GRP) の成長率の比較



データ出所：「中国経済年鑑」各年版

図 1.2 に示されているように、2004 年から 2008 年まで、西部の一人当たり GRP の成長率はこの期間で全国を上回っている。しかし、これは政策がもたらされた結果なのか、それともただ絶対収束の効果なのか、明確にすることは難しい。この問題を究明するため、

本稿の第6章では、格差是正政策である「西部大開発」の効果を DID 法で評価する。

「西部大開発」が実施された以来、中国政府は西部の発展にあらゆる努力をしてきた。その最新なのは「一帯一路構想」である。中国経済学界では、「一帯一路」は「西部大開発」の強化版と考えられている。

1.2.3 一帯一路⁶

「一帯一路構想」とは、中国から中央アジアを経てロシアへ向かう「シルクロード経済帯」と、南シナ海からインド洋へ向かう「21世紀海上シルクロード」を、中国が中心になって開発していくという構想である。人民元の流通、政策の共通、道路の開通、貿易の盛通、民心の相通という「五通」を目指していて、この構想が、中国政府の近隣外交の中核をなしている。中国国内の過剰な生産能力と資本を、周辺国家のインフラ整備や投資に回し、その代わりに、中西部の発展に欠かさないモノや資源を確保する。この構想の資本基礎として、中国が提唱し主導する「アジアインフラ投資銀行⁷」や自由貿易連合の構築も速やかに進んでいる。

この構想は世界中の注目を集めているが、まだ準備している段階にあるので、明確な、そして分析に使える成果は殆どない。この戦略の成り行きはどうなるのか、アジアまたは世界全体にどのような影響を与えるのか、世界中の経済学者は大きな興味を持っているという。

1.3 収束理論による中国地域格差問題に関する研究

中国の地域格差問題は、中国国内のみならず、日本をはじめとする世界各国の注目を集めている。近年中国の高度経済成長を論じる度に必ずといっていいほど中国の地域格差の問題が取り上げられて、深刻な社会問題の一つとして指摘されている。これらの研究は、それぞれの方法を使って、異なる結論につながっている。魏（1997）は σ -収束に基づいて、1952年から1995年の中国経済成長を検証した。彼の計算によると、この43年間 σ -収束が存在し、収束速度は毎年約2%ということである。劉・舒（2000）は Mankwi-Romer-Weil モデルを使用し、1978年から1997年までの間の中国経済は条件付き β -収束しか存在しないことを明らかにしている。Chen and Fleidher（1996）はソロー・モデルに基づいて、「改革開放」前に中国各省の一人当たり GRPP は完全に収束していなかったが、1978年-1993年の15年間で速かに収束してきたことを明らかにしている。林（2003）はジニ係数の視点から1986年以降の中国経済を検証した。彼の結論によると、1986年から1990年の五年間の各地域間の格差の拡大は緩慢であったが、1990年以来、格差拡大の速度は

⁶ 以下の説明は、近藤 大介（2014）「習近平外交の中核「一帯一路構想」と、飛躍的発展の可能性を秘めた中印関係のゆくえ」に基づく。

⁷ Asian Infrastructure Investment Bank、略称 AIIB、2014年10月24日に中国北京で設立され、アジア向けの国際開発金融機関である。

より大きくなる傾向にある。李ほか（2004）は、Bernard and Durlarf (1996) の時系列分析を使用し、1952年から2001年の間に中国東部と西部の成長は収束していく傾向があるが、中部は他の地域と収束する傾向は殆どないと結論付けている。

全体として、先行研究では、1978年－2000年の中国地域経済に条件付き β -収束が存在することに対する異議は少ない。しかし、格差及びその縮小要因について、解釈は異なっている。例えば、私有化程度、FDI（外国直接投資）、人的資本、技術進歩、地理的な利点といった要因が考えられている。

1.4 中国三大地域の構成

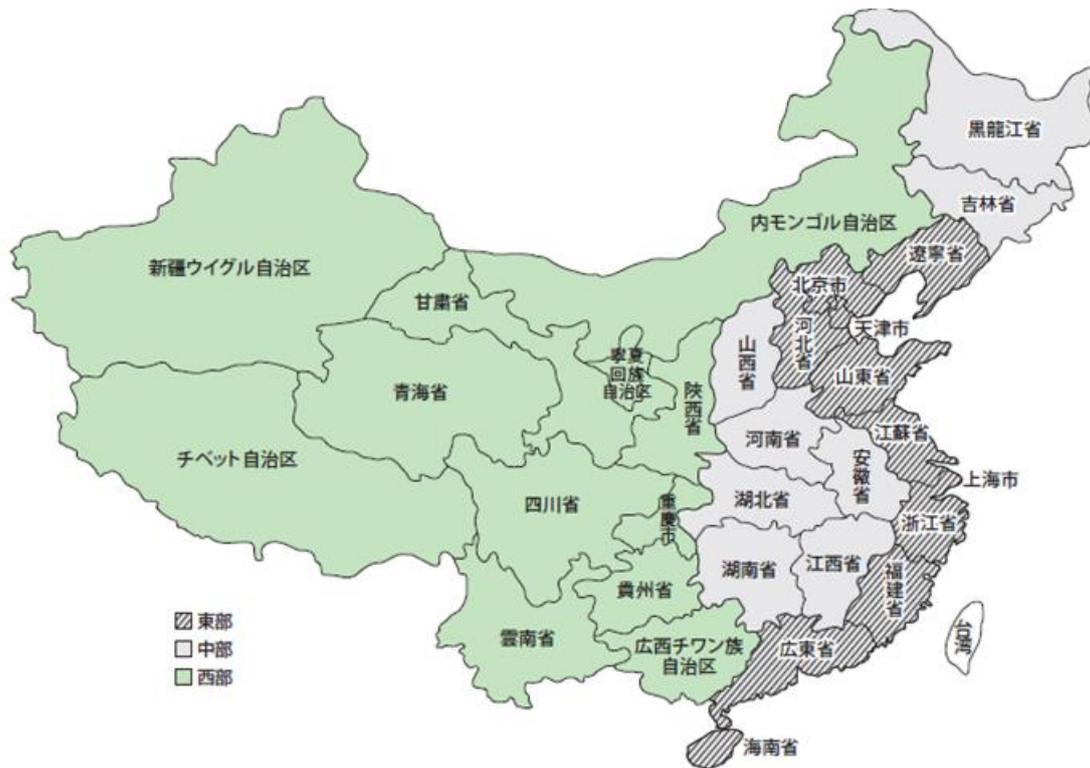
中国は、56に及ぶ多数の民族の存在や960万 km²の広大な国土のゆえに、政府は従来から地域開発政策を重視しており、政府の地域開発計画における地域区分は、沿海と内陸の2区分のほかに、東部、中部、西部という3区分が用いられることも多い⁸。本文では3区分を採用する。3区分それぞれの構成は、図1.1に示されているように、次のとおりである。

東部地域（11省区市）：北京市、天津市、河北省、遼寧省、上海市、江蘇省、浙江省、福建省、山東省、広東省、海南省

中部地域（8省区市）：山西省、吉林省、黒龍江省、安徽省、江西省、河南省、湖北省、湖南省

西部地域（12省区市）：内モンゴル自治区、重慶市、四川省、貴州省、雲南省、広西チワン族自治区、チベット自治区、陝西省、甘肅省、青海省、寧夏回族自治区、新疆ウイグル自治区。

⁸ 最近では、東部、西部、中部、そして東北地方という4区分に分ける方法もよく見られる。



資料 中国西部開発網(ウェブサイト)から作成

図 1.3 中国三大地域の構成⁹

1.5 中国地域間格差の現状

1978 年を始めとする改革開放政策が実行されて以来、中国の経済が急速に成長し、国民の収入も豊かになってきた。しかし急速な成長と共に、地域間の経済格差も出現してしまった。地域別に見ると、2019 年、最も豊かな上海地域の住民の平均年収は 69441 人民元であったが、最も貧しい甘肅地域の住民の平均年収は 19139 人民元で、後者は前者の三分の一にも達していない¹⁰。

住民所得の他に、東部、中部、西部の産業構成も差異が大きくなっている。特に 20 世紀末以来、金融業やサービス業といった第三次産業の成長が著しく、世界各国の新たな経済成長エンジンとなりつつある。第三次産業の発展においても、東部は全国の先頭を走っていた。

⁹ この図は王（2010）「成長が加速し始める中国の西部地域—「西部大開発」戦略の実態と展望—」の中で使用された図である。原図は中国西部開発網（ウェブサイト）から作られた。

¹⁰ 中国国家统计局が公表した各年度の「中国統計年鑑」によって作成

表 1.1 中国各地域の産業構成推移
(各産業の GRP が地域総 GRP に占める割合)

1978	一次産業	二次産業	三次産業
東部	22%	59%	19%
中部	36%	46%	18%
西部	37%	43%	20%

2000	一次産業	二次産業	三次産業
東部	11%	49%	39%
中部	19%	46%	35%
西部	22%	42%	36%

2018	一次産業	二次産業	三次産業
東部	5%	40%	55%
中部	9%	41%	50%
西部	11%	38%	51%

データ出所：「中国経済年鑑」各年版

表 1.1 に示されているように、中部と西部において、一次産業が GRP に占める割合は東部地域より高い。2018 年時点で、農業が中部と西部地域 GRP に占める割合はそれぞれ 9%、11%であり、東部の 5%とかなりの差がある。

また、経済成長の他に、労働力の質にも格差が存在している。表 1.2 に示したように、大学・短大以上と高校・専門学校の比率は東部が最も高く、合わせて 27.87%となっており、西部の 20.42%より 7.45%高い。小学校程度以下（非識字者を含む）人口の割合は西部では 42.77%を占め、学歴構成の低さが注目される。教育が立ち遅れる重要な原因は貧困にあるが、貧困はまた教育の普及を制約している。この悪循環を断ち切ることは西部地域にとって今後の大きな課題である。

表 1.2 6 歳以上人口の地域別学歴構成（2010 年、在学含め）

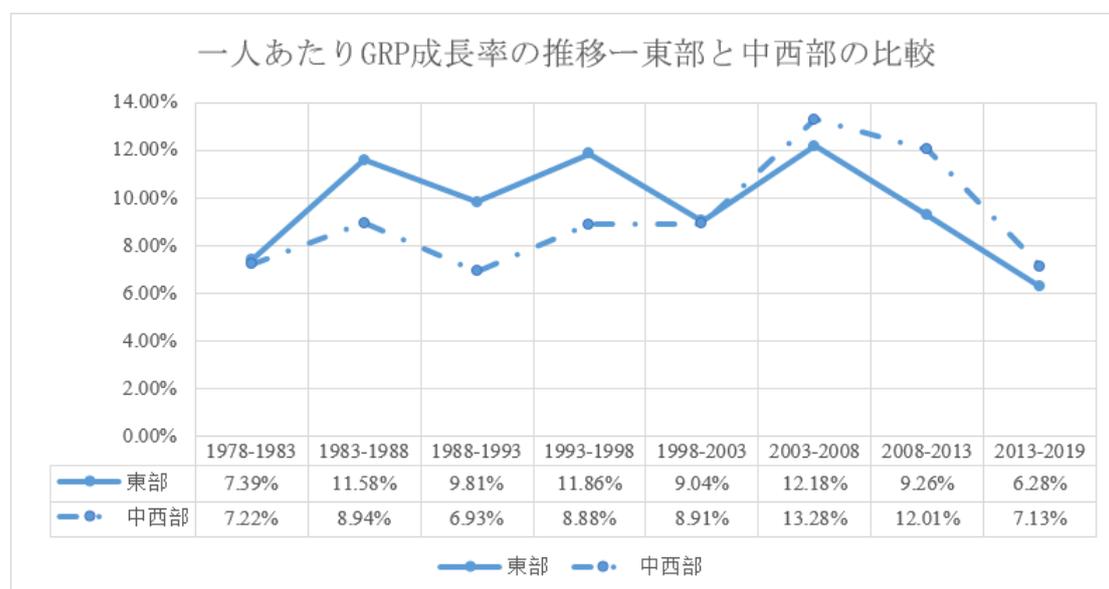
地 区	大学・短大以上	高校・専門学校	中学校	小学校	非識字者
全国平均	4.01%	20.54%	41.70%	28.75%	5.00%
東部	5.16%	22.71%	42.96%	25.13%	4.04%
中部	3.22%	20.47%	44.22%	27.28%	4.80%
西部	3.14%	17.27%	36.81%	36.04%	6.73%

データ出所：「中国経済年鑑」各年版

図 1.2 は、一人あたり GRP の 5 年ごとの平均成長率を指標とし、中国東部と中西部の間の経済格差の推移を示したものである。改革開放政策が実施され始めた 1978 年時点で、東部の一人あたり GRP は 485.19 人民元であり、中西部は 301.82 人民元であった、東部は中西部を上回っていった。その後、1998-2003 年時期まで、東部の一人あたり GRP の成長は常に西部より高かった。2003-2008 年時期以降、これまでの状況が一変し、中西部の成長率は東部を超えて、最新の 2013-2019 年時期まで東部より低いことはなかった。言い換えると、2003-2008 年時期以降、東部と中西部の間の経済格差は収束する傾向がある。

しかし、成長率の高低関係逆転に伴い、両地域の成長率は共に下落した。そして、両地域間の成長率の差も縮小している。表 1.3 が示しているように、2008-2013 年時期の収束は一時的には速くなったが、2013-2019 年時期では収束のペースが緩やかになっている。

図 1.4 一人あたり GRP 成長率の推移－東部と中西部の比較



データ出所：「中国統計年鑑」各年版

表 1.3 同一水準になるまでの推定時間

基準年： 1978年	2003-2008年時期		2008-2013年時期		2013-2019年時期	
最終年の実 質一人あた り GRP（万 人民元）	東部	中西部	東部	中西部	東部	中西部
	9186.37	4012.67	14306.19	7075.82	20614.85	10694.14
期間内の平 均成長率	12.18%	13.28%	9.26%	12.01%	6.28%	7.13%
収束までの 推定時間	84.92年		28.33年		82.57年	

データ出所：「中国統計年鑑」各年版

1.6 中国の地域格差を引き起こす要因

本節では資源の呪い、歴史原因、政策要因などの角度から、中国地域格差の形成原因と変動要因を分析する。

1.6.1 天然資源分布不均一による「資源の呪い」

中国は天然資源が豊富な国であるが、資源の地理的分布は不均一で、大部分の資源は西部に埋蔵されている。資源の埋蔵量と年開採掘量に関しても、西部は圧倒的な優位を持っている。政府が公表した「中国統計年鑑 2014」によると、2013年時点で、西部の探査済の石炭、石油、天然ガスの埋蔵量はそれぞれ 1025.71 億トン、131287.1 億トン、39730.75 億立方メートルであり、全国総埋蔵量の 43.41%、45.76%、92.15%を保有している。年開採掘量に関して、西部の石炭、石油、天然ガスの年開採掘量はそれぞれ 10.3 億トン、5195 億トン、547.6 億立方メートルであり、全国の 40.6%、27.9%、79.1%を生産している。

しかし、最近 40 年の発展状況を見ると、豊富な天然資源は西部の経済成長や住民の収入改善を加速させていなかった。2000 年の「西部大開発」政策が実行されるまで、西部の住民収入と東部の間に巨大な格差が生じていて、様々な社会問題を引き起こした。徐・王（2006）によると、中国西部の経済成長は豊富な天然資源によって制限され、「資源の呪い」を受けている。

「資源の呪い」の形成原因について多数の理論がある。一般的に、豊富な天然資源は短期で莫大な経済利益を地域にもたらし、固定資本への投資、人的資本の改善と儲蓄、制度の改良、技術の進歩などから人々の目をそらしてしまう。しかしこれらの無視された要因こそが、経済の長期的成長を支えている。

具体的に、まず資源が豊富な地域では、労働力は一次産品を生産しても高額な報酬が貰

えるため、高度な労働スキルを必要としない。短期的な視点からみると、人的資本を改善するにはコストがかかるし、その必要性はない。しかし長期的な視点になると、資源はいつか枯渇し、資源開発より第三次産業の発展の方が利益が得られる。その時人的資源の不足は、経済成長に負の影響を与えるであろう。Asea and Lahiri(1999)は二部門の内生成長モデルを用いて、「資源の呪い」の仕組みを解明しようとした。即ち、豊富な天然資源は低質労働力の賃金を引き上げ、教育は無用だと思わせ、教育への投資を減少させ、最終的に「資源の呪い」を生み出す。

次に、豊富な天然資源は固定資産への投資を抑制し、経済成長の妨げとなる。Papyrkis and Gerlagh(2006)によると、天然資源の発見による予想外の利益は、将来の期待収入を増加させ、他の分野への投資を減少させる。投資の減少による来期以降の産出の下降が、天然資源の発見による来期収入の増加を上回れば、「資源の呪い」が発生する。

そして、豊富な天然資源は技術進歩を抑制し、経済成長に負の影響を与える。Sachs and Warner(2001)によると、天然資源部門の利益が他の生産部門を遥かに超えていれば、生産要素はすべて利益率が高い資源開発部門に流入し、技術進歩に関する活動は抑制される。

しかし、中国西部に「資源の呪い」が存在しないと主張する研究者もいる。郝(2015)は回帰分析を用いて、2000年から2013年までの中国西部の資源開採と経済成長の相関性を分析した。結果として、「資源の呪い」は存在しない、そして「絶対的な呪い」と呼ばれる石炭資源は、石油や天然ガスより経済成長を加速している。

1.6.2 歴史による先発優位

アヘン戦争以降、鎖国してきた清政府は諸国と結んだ条約によって、いくつかの通商港を開放した。その後、上海、天津、漢口、広州といった地域に租界も開設していた。当時、海外諸国の技術や制度など経済成長に関する要素は中国より遥かに進んでいた。開放された諸地域は、工業文明の風に触れて、他の地域より急速な成長と発展を遂げた。100年近くの戦争が休止し、新しい国家が建立された時、これらの地域は当時全国最先進な地域になっていた。

1.6.3 政策要因

Lewis(1955)は制度と経済成長の関係を分析し、適切な制度への転換は望ましい経済成長と繋がっていることを提唱した。North(1990)は制度を要因として分析に取り入れ、制度の転換は内生変数として経済成長に影響を与えると提唱した。従って、経済がスムーズに成長していくために、制度や政策といった要因を重視すべきと強調した。

建国以降、中国政府が実行した2つの地域経済政策とそれに伴う制度転換も、中国の地域格差状況に大きな影響を与えたと思われる。

1.6.3.1 改革開放

1978年から、中国政府は大躍進政策と文化大革命で疲弊した経済を立て直すため、「四つの近代化」を掲げ、市場経済体制への移行を試みる。基本原則は「先富論」に代表されるように、先に豊かになれる条件を整えたところから豊かになり、その影響で他が豊かになればよいという考え方である。その目標を実現するために、内部から制度を改革すると共に、対外的には開放を試みる。

この政策は中国の経済成長を加速させ、国民の平均生活水準を改善した一方、地域格差を更に拡大させた。東部沿海地域は中央政策の優遇を獲得し、また自身の地域優位もあって、改革開放政策の実益を優先的に収めていた。それとは対照的に、広大な面積を有する中西部の開発は遅れ、先発優位を失い、東部との格差が拡大していった。

1.6.3.2 西部大開発

「先富論」によって、中国東部沿海地方は改革開放政策の恩恵に浴し、目覚ましい経済発展を遂げているが、内陸の諸地域は立ち遅れ、沿海地方との所得格差は拡大するばかりであった。このため、中国政府は2000年から国務院に西部開発指導小組を新設して西部大開発計画をスタートさせ、鉄道や道路建設などのインフラ整備や投資環境の整備、科学教育の発展などの優遇政策を実施した。2010年、政府は今後10年間に渡って続けて行くことと、2015年にはGRPをさらに2倍に引き上げることを宣言した。2005年に公表された「中国統計年鑑2005」によって、開発戦略が始まって以来、中央政府がすでに9600億人民元（約12兆円）の財政資金を西部地区に投入したことが明らかにされた。投資規模が6000億人民元以上に達する36の重点プロジェクトを起こしている。またこのような中央政府の投資が呼び水となって西部諸省のGRP成長率は、1999年に7.2%だったが、2000年が8.5%、2001年が8.7%、2002年10.0%、2003年11.3%、2004年12.0%と毎年のように増加した。

1.7 本章の結論

中国地域格差の形成について、資源の呪いや不均一な政策などの原因が挙げられるが、単一な原因に帰結するのは難しい。そして、1978年から現在までの地域間経済格差の推移状況を要約すると、2003年以前に格差は拡大したが、2003-2008年時期以来格差は縮小していく傾向がある。しかし、収束の速度が落ちている、現在の速度からすると、21世紀内で格差が消滅する可能性は低い。

地域格差は既に様々な経済的、社会的問題を引き起こしているため、対応する必要性と緊急性が生じている。しかし、地域格差は中国特有の現象ではなく、高度成長期を経験した他の国々も同様な問題を抱いていた。中国は他国の経験から格差問題の対応について学べるものが多いであろう。次章では、中国の隣国である日本の高度成長期の地域格差問題への対応とその成果を分析し、中国にも適用できる方法を探す。

第2章 高度成長期の地域格差変化に関する日中比較研究¹¹

高度成長期に起こる地域格差拡大現象は、中国特有のものではない、高度成長期を経験した他の国々も同様な問題に直面したことがある。例えば、中国の近隣である日本も、1950-1960年代の高度成長期に地域格差の拡大を経験し、それに対応するため様々な政策を実施してきた。地域格差の対応について、中国は日本の経験から学べるものは多いであろう。

しかし、日本と中国の高度成長期は、異なる部分も多い。例えば、当時の日本では、農業が国民総生産に占める割合は低かったが、一方1980年代の中国は完全な農業国であった。従って、日本の経験をそのまま中国に転用することができない、仕組みを見極めてから、中国への活用を考えなければならない。

本章の目的は、高度成長期の日本と中国の地域格差変化を確認し、両国の対応政策を比較する。その後、日本の経験を活かし、中国の地域格差政策に提言を行う。

本章の構成は以下のとおりである。2.1では、回帰分析によって、両国の高速成長期に起こる地域格差変化を確認する。2.2では、日本の国土政策を振り返り、人口移動と都市・地方の間の地域格差の関係を分析する。2.3では、中国の国土政策を振り返り、日本との相違点を分析する。最後に2.4では、研究の過程で明らかになった結論をまとめて、政府への提言を示す。

2.1 回帰分析による両国高度成長期の地域格差の確認¹²

経済収束の理論モデルは新古典派成長理論（Solow(1956)）を基礎とする。この理論によると、初期時点の生産性が低い国・地域の経済成長率は、生産性の高い国・地域を上回り、最終的には各国・地域の生産性ないし一人当たりGDPあるいはGRPは収束に向かう。この収束についてはいくつかの考え方があり、まず、 σ -収束は、GRPの対数値の国家間あるいは地域間の標準誤差 σ が低下する傾向を持っているかどうかで収束を判断する方法である。

中国各地域間の経済成長に収束が存在するかどうかという課題について、多くの研究者はそれぞれの方法を使って、異なる結論を導いている。前章で述べたように、魏（1997）は σ -収束に関して、1952年から1995年の中国経済成長を検証した。彼の計算によると、この43年間で σ -収束が存在し、収束速度は毎年約2%ということである。劉・舒（2000）はMankiw-Romer-Weilモデルを使用し、1978年から1997年までの間の中国経済は条件付き β -収束しか存在しないことを明らかにしている。地域間の経済収束に関して、日本に関する先行研究も存在する。深尾・岳（2000）の分析によると、戦後日本の経済成長に収束の傾向が存在しても、ソロー・モデルとは整合しない可能性が存在する。

¹¹ 本章の内容は蘇(2022b)にもとづく。

¹² 本稿の全ての回帰分析は、計量ソフト Eviews を用いた

本節では、回帰分析を通して、両国の高速成長期に起こる地域格差変化を確認する。

Barro and Sala-i-Martin(1995)がソロー・モデルに基づいて提唱した非線形モデルを使用し、両国それぞれに絶対 β -収束の有無を検定する。推定に用いる式の具体的な形は以下のとおりである：

$$(1/T) \cdot \log(y_{iT}/y_{i0}) = \alpha - [(1 - e^{-\beta T})/T] \cdot \log y_{i0} + \varepsilon_i$$

T：期間の長さ

y_{i0} ：地域（中国は「省」、日本は「県」）iの初期時点の一人当たり GRP

y_{iT} ：地域 i の T 時点の一人当たり GRP

ε_i ：誤差項

もし信頼性の高い正の数 β が存在すれば、初期時点の後進地域がより早い速度で成長してきたことを証明できる。言い換えると、各地域間の経済成長は、収束していく傾向が存在する。なお、推定期間は以下のとおりである。

日本：1950年-1976年¹³

中国：1978年-2017年¹⁴

表 2.1 日本と中国の絶対 β -収束に関する推定

	係数/値	標準誤差	t 値	p 値	R ²
$\beta_{日本}$	-0.0074	0.0029	-2.5432	0.0111	0.5387
$\beta_{中国}$	0.0044	0.0016	2.7630	0.0100	0.2182

表 2.1 の推定結果によると、推定期間内では、中国の経済成長は有意に収束していく傾向が存在する。一方、日本の場合は高度成長期に地域格差が拡大した傾向を示している。

2.2 日本の高度成長期

戦後、戦争からの復興を目指す日本は、発展途上国と類似する問題に直面していた。膨大な潜在的失業者が存在する、貧困が最大の社会問題である、資本蓄積が不足しているとといった問題に対応するため、政府は途上国的な「開発政策」を推進した。

1955年（昭和30年）前後、日本経済は戦争前の水準を回復し、本格的な工業開発時代に突入した。工業開発の進行と共に、日本経済は高度成長軌道に乗った。この時期、産業と人口は大都市地域へ集中し続け、大都市と地方の間の所得水準格差が拡大していた。

1961年に「所得倍増計画」が実施された。この計画の目標は「産業の適正な配置」と「産業の基盤となる社会資本の充実」であった。計画の国土政策として、大工業地帯を連

¹³ 内閣府県民経済計算の各年度データによって作成

¹⁴ 中国国家统计局が公表した各年度の「中国統計年鑑」によって作成

ねるベルト状の太平洋岸を工業立地の中心する「太平洋ベルト地帯構想」が提案された¹⁵。

しかしこの構想は、地方圏からの激しい反対を受けた。結局、国土政策は地域格差の是正と大都市の過大化防止という方針に変更した、この方針が具体化されたのは1962年に実施された「全国総合開発計画」であった。

地域間所得格差は、人口移動の要因となっている。格差が大きければ大きいほど、地方から大都市圏への人口移動が大規模になる。

タイル指数 T は所得格差を分析する際用いられる指数の一つであり、0 - 1 の間の数値を取る。0 に近づけば近づくほど所得格差が小さい。この指数の計算方法は以下である。

$$T = \sum_{k=1}^K w_k \ln \left(\frac{w_k}{e_k} \right)$$

ただし、 w_k はグループ k の総所得が全体に占める割合であり、 e_k はグループ k の総人口が全体に占める割合である。

図 2.1 大都市圏への人口移動と所得格差の関係¹⁶

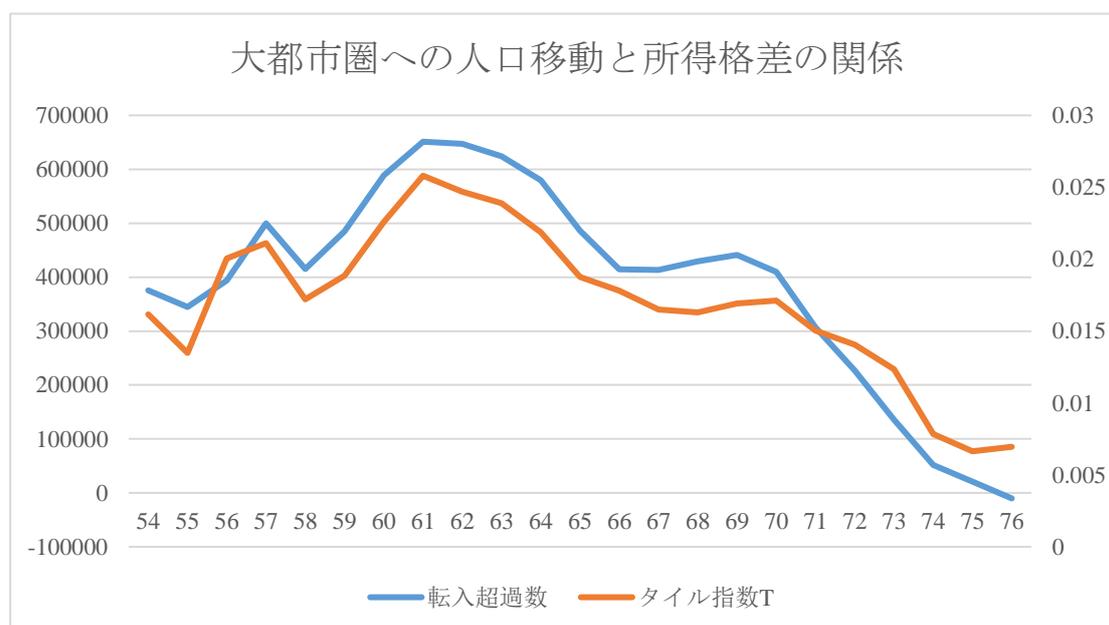


図 2.1 が示しているように、タイル指数 T で表す大都市圏と地方圏の間の所得格差水準は、大都市圏への人口移動規模と似たような形で変化している。人口移動の自由化は、地域間の所得格差を縮小させ、労働力資源の最適配分を実現できる。1961 年前後で、日本の経済政策は「所得倍增計画」という経済成長を重視する政策とともに、地域格差是正を

¹⁵ 山田 (1994) を参照

¹⁶ 内閣府県民経済計算の各年度データによって作成

目的とした「全国総合開発計画」も含まれていた。その結果として、格差状況を表すタイル指数 T の数値は、頂点の 0.026 から下落し始めた。1976 年前後に格差が低水準になって、地方から大都市圏の転入超過数も初めてマイナスとなった。この格差の変化から、「全国総合開発計画」の格差是正目的が達成したと解釈できるだろう¹⁷。

また、1977 年に、「第三全国総合開発計画」が実施された。この計画は、従来の計画とは大きく方向転換して、「定住圏」構想を打ち出していた。1965 年ごろまでは、政府の公共投資は大都市圏に配分されていたが、その後徐々に地方圏にウェイトが移された。その結果として、地方圏と大都市圏の間の所得格差も縮小し始めて、1975 年以降は「地方の時代」と呼ばれることになった。

以上の考察から、昭和 51 年前後の時点を、日本の高度成長期と安定成長期の境目と考えることは妥当であろう。

2.3 中国の高度成長期

1978 年から「改革開放」政策が実行されて以来、中国経済が急速に成長し、国民の収入も増え、生活は豊かになってきた。しかし急速な成長と共に、地域間の経済格差も拡大した。地域別に見ると、2019 年、最も豊かな上海地域の住民の平均年収は 69441 人民元であったが、最も貧しい甘粛地域の住民の平均年収は 19139 人民元で、後者は前者の三分の一にも達していない¹⁸。

「西部大開発」政策は、先進地域である東部沿岸地域と、後進地域である西部内陸地域の格差を是正することを目指す国家戦略である。

中国政府は 2000 年から国務院に西部開発指導小組を新設して西部大開発計画をスタートさせ、鉄道や道路建設などのインフラ整備や投資環境の整備、科学教育の発展などの優遇政策を実施した。政策に必要な資金を確保するために、14 億人民元の国債を発行することになった。「西部大開発」の施策対象となるのは、陝西、甘粛、寧夏回族自治区、青海、新疆ウイグル自治区、四川、雲南、貴州、重慶、チベット自治区、広西チワン族自治区、内モンゴル自治区、合計 12 省市区である。

西部大開発政策の一部具体的な措置は表 2.2 のとおりである。

¹⁷ 深尾・岳(2000)は社会資本投資が貧しい地域に向けられるようになったことを指摘している。

¹⁸ 中国国家統計局が公表した各年度の「中国統計年鑑」によって作成

表 2.2 西部大開発政策の一部具体的な措置

政策	一部具体的な措置
資金投入	水利、交通、エネルギー、資源開発、ハイテク・軍民転換プロジェクトを西部に優先配分
	西部に対する一般財政移転増額、貧困対策資金優先配分
	銀行融資の強化
投資環境改善	ソフト面の環境改善：国有企業改革、私営企業発展、行政管理改善
	優遇税制
	土地・地下資源関連投資の減税
	資源、交通、水などの価格市場化、価格調節による西部への利益移転
対外対内開放	外資への開放分野拡大
	外資利用方法の多様化
	対外経済協力・貿易促進
	国内地域間協力推進
人材導入と科学技術・教育発展	人材の誘致・定着
	科学技術重視
	教育への資金投入
	文化・衛生施設の整備

データ出所：中国国務院「西部大開発の政策措置を実施することに関する通知」、大西（2004）を参照

2010年、政府は今後10年間に渡ってこのような措置を続けて行くことと、2015年にはGRPをさらに2倍に引き上げることを宣言した。2005年に公表された「中国統計年鑑2005」によって、開発戦略が始まって以来、中央政府がすでに9600億人民元（約12兆円）の財政資金を西部地区に投入したことが明らかにされた。投資規模が6000億人民元以上に達する36の重点プロジェクトを起こしている。またこのような中央政府の投資が呼び水となって西部諸省のGRP成長率は、1999年に7.2%だったが、2000年が8.5%、2001年が8.7%、2002年10.0%、2003年11.3%、2004年12.0%と毎年のように増加した。日本の高度成長期と同様に、中国にも地域所得格差によって大規模な人口移動が引き起こされた。

図 2.2 東部への人口移動と所得格差の関係¹⁹

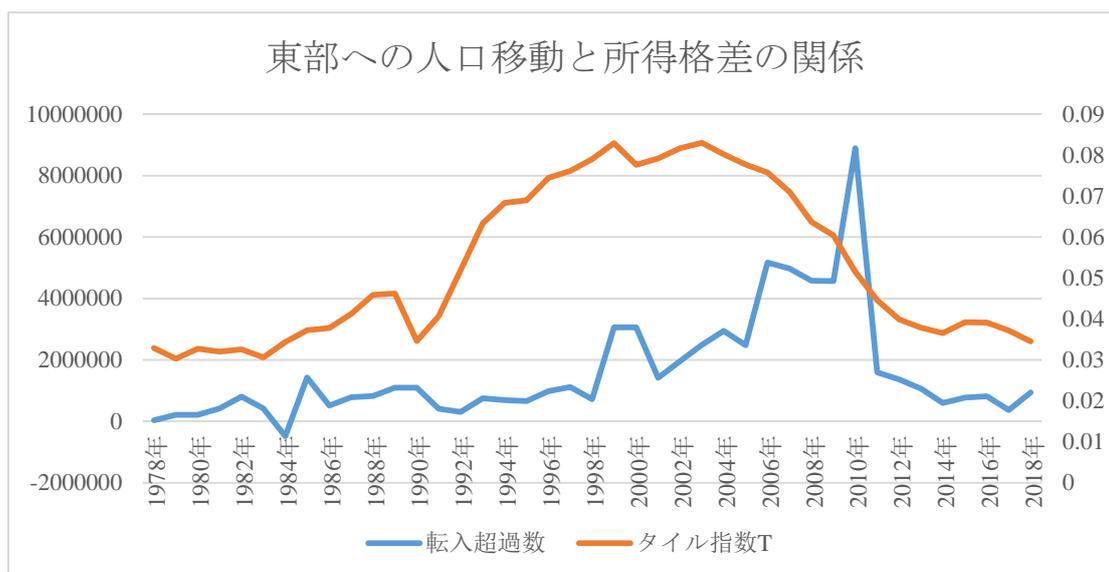


図 7.2 が示しているように、中国の高度成長期のタイル指数 T も日本と似た「逆 U 字」の形をしている、そして、人口の移動規模も所得格差の大きさに影響されている。また、人口の東部への移動規模は縮小しているものの、まだ定常状態になっていない、そのため移動はまだ暫く続くであろう。これは、東部と中西部の間に存在する地域格差はまだ大きいということを示している。

しかし、高度成長期の地域間所得格差に関して、両国の間に差異が存在する。第一に、1955 年辺りから 1976 年辺りまで、日本の高度成長期はおよそ 20 年前後の長さであった。一方中国では、1978 年「改革解放」が実施されてから今に至って 40 年、成長率が安定化する傾向が見えるが、まだ高度成長期は終了してはいない。そして、「西部大開発」が中西部の成長率を引き上げたものの、地域格差の縮小は緩慢である。前章での計算によると、今の成長率を維持すれば、地域格差を解消するに約 83 年の時間がかかる。日本よりも長い高度成長期と、緩慢に縮小する地域格差から考えると、中国の地域格差状況は日本よりも深刻であろう。これは、中国のタイル指数 T の絶対値からも推測できる。中国ではこの 40 年間で最低水準のタイル T でさえ、日本のピーク値である 0.026 を超えている。

第二の差異は、中国では人口の移動に制限が存在することである。1985 年 9 月、現代人口管理制度である ID カードが正式に導入されるまで、農村の余剰労働力は自由に移動できなかった。それ以降でも、出稼ぎは可能だが都市市民として移住することは非常に困難であった。前節でも述べたように、人口移動の自由化は地域間の所得格差を縮小させる。逆に、移動の非自由化は、地域間格差の解消には障害になる。これは中国のタイル T の絶対値が日本よりも大きい原因の一つとして考えられる。

第三の差異は、一人あたり所得の大きさの違いである。Maddison (1995) の推計によると、日本の高度成長期がスタートした 1955 年に、その一人あたり GDP は世界最高のアメ

¹⁹ 中国国家统计局が公表した各年度の「中国統計年鑑」によって作成

リカの 25%であり、高度成長期が終わった 70 年代ではアメリカの 64%であった。これに対して、1980 年の中国の一人あたり GDP はアメリカの 8%にすぎず、2004 年でもアメリカの 14%でしかない。藤井（2005）によると、このような先進国との格差が存在している以上、中国の先進国グループへのキャッチ・アップがまもなく実現すると予想し難い。そして、そのキャッチ・アップを中国政府が優先課題とする限り、日本の「三全総」のような地方発展に力を注げる政策転換は、当分の間実現しそうにない。本稿も藤井（2005）に同意する。

2.4 本章の結論

本章では、高度成長期の日本と中国の地域格差状況を確認し、両国の対応政策及びその効果を比較した。

本章の主な結論は以下のとおりである。

- ①回帰分析によると、高度成長期の日本は地域間格差の拡大を経験した。一方、中国の地域格差は収束していく傾向があるものの、タイル指数 T などの分析によると、格差問題の現状は日本よりも深刻である。
- ②日本では、政府政策の転換によって、地域格差の更なる拡大を抑えた。「全国総合開発計画」の有効性が確認できた。
- ③一方中国では、西部大開発政策が実施されたものの、格差の縮小が遅い。そして、日本より長い高度成長の期間で、人口移動の制限などの原因から、中国の地域格差状況は当時の日本よりも深刻である。
- ④西部大開発の効果が不十分な原因はいくつか考えられる。藤井（2005）によると、中国政府は先進国グループへのキャッチ・アップを優先課題としているため、中西部の発展に全力を注げることは難しい。理由の一つは、東部の資本報酬が中西部より高いことである。西部大開発の効果については第 6 章で改めて分析を行うが、結果を先取りすると、西部大開発政策は西部の一人あたり GRP を約 2.4%引き上げたが、それは優遇税制や補助金といったものの影響でしかない。

以上の結論からみると、中国は地域間格差を解消しようとするなら、まず中西部への発展に全力を注げなければならない。高成長率の維持なのか、それとも格差状況の改善なのか、政府は一つの目標に絞り込まなければならない。

第3章 中国格差問題に対応する必要性と緊急性

本章では、中国格差問題に対応する必要性と緊急性を説明する。3.1 は対応する必要性を、3.2 は対応する緊急性を分析する。

3.1 中国格差問題に対応する必要性

地域格差は、経済分野や他の分野で様々な問題を引き起こした。これらの問題を放置したり、不適切な対応をしたりすると、重大な損失を招く恐れがあるし、経済の更なる成長の足かせにも成りうる。そのため、政府は根源である格差問題を優先的に解決しなければならない。

3.1.1 地域間の強い繋がりによる国全体への影響

後進地域と先進地域は、それぞれ孤立しているわけではなく、相互に強く繋がっている。図 3.1 が示しているように、先進の東部地域と後進の中西部地域は、経済において異なる役割を果たしている。中西部は労働力や自然資源を東部へ提供し、東部が生産した消費財の販売市場にもなっている。一方、東部地域は労働報酬支払いや消費財提供などの手段を介して、西部住民の生活水準を改善する。そして、産業転移・投資・技術や経験の伝播を通じて、中西部の生産能力を強化する。このように、労働力や資金の流動を通じて、東部と中西部は共に成長することができる。

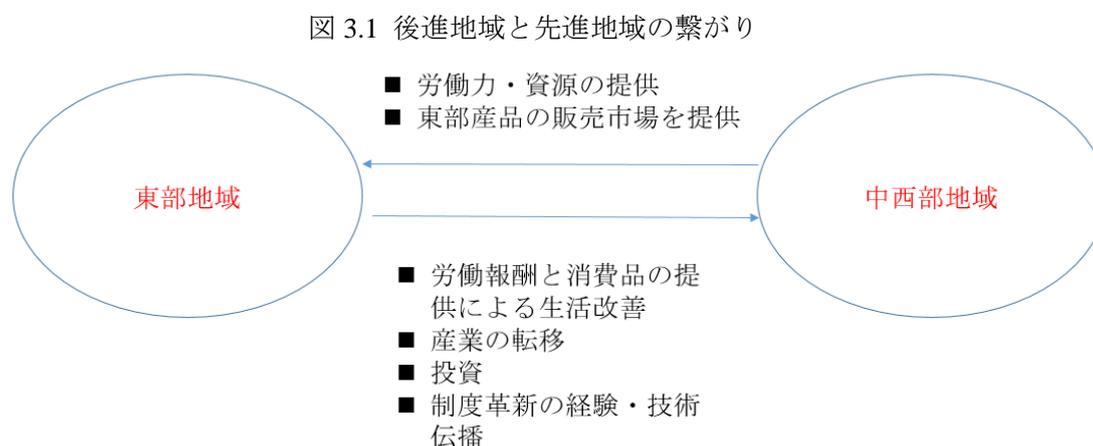
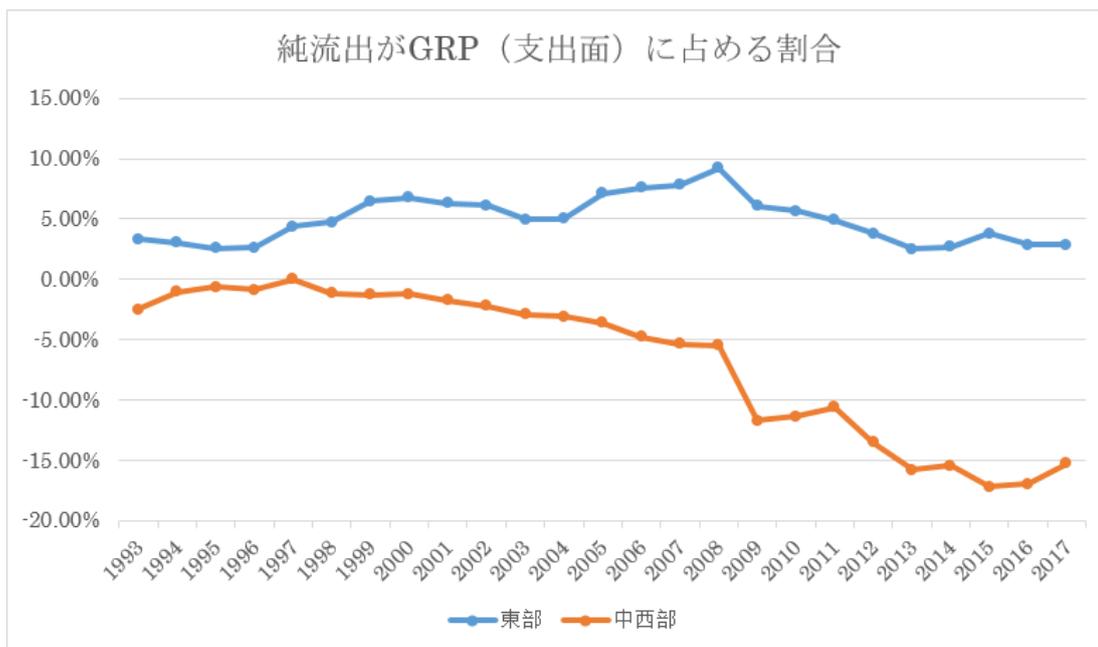


図 3.2 純流出が GRP（支出面）に占める割合



データ出所：「中国経済年鑑」各年版

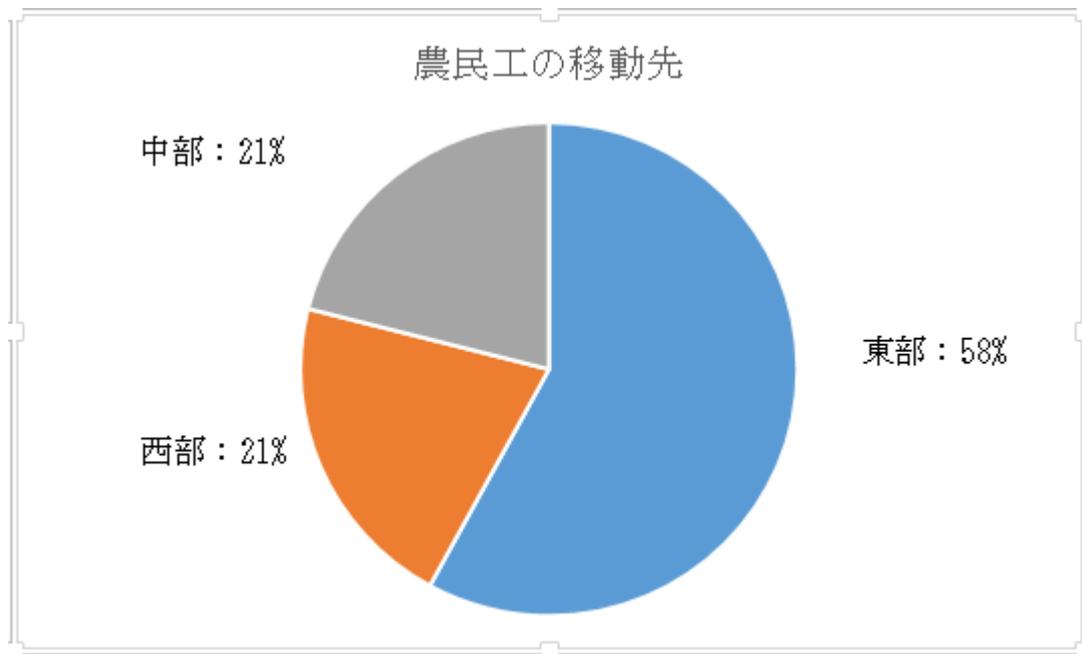
図 3.2 は両地域間の強い繋がりを示している。この純流出とは、住民が非住民に提供する財やサービスの純流出額であり、支出面から GRP を計算する際の (X-M) に当たる。純流出率がマイナスということは、当該地域の生産能力は消費能力をカバーできないということを意味する。この図によると、1993 年以降、中西部の純流出率は常に負になっている一方、東部の純流出率は正である。そして、2009 年前後から、中西部の純流出率が急速に低下し、東部への依存はより強くなりつつある。なお、2009 年以降、東部と西部の純流出率の合計値は 0 以下という現象は、WTO に加入した後中国は海外市場への強い関与を示したものと考えられる。

しかし、強力な繋がりを持つ反面、片方の成長に問題が発生すると、もう一方の成長も影響される、そして最終的には国全体の経済成長も影響されることになる。地域格差の存在は、中西部の発展状況が遅滞していることを示している。この遅滞は、経済分野や他の分野で様々な問題を引き起こし、中西部・東部・そして国全体の成長活力を侵食している。

3.1.2 地域格差による大規模労働力移動がもたらす問題

中国国家统计局の「農民工監視調査報告 2019」によると、2018 年時点で、7594 万人の農村労働力は戸籍登録地から離れ、他の省へ移動して出稼ぎをしている、即ち「農民工」となっている。そのうち、58%以上の「農民工」は沿岸部に集中している。

図 3.3 2018 年農民工の移動先



データ出所：中国国家统计局が公表した「農民工監視調査報告 2019」

図 3.1 が示しているように、労働力の移動は地域間の繋がりの一環である。労働力移動の自由化は、地域間の実質賃金格差を軽減させ、労働力資源の最適化配分を実現させる。蘇（2019）は 1978 年から 2017 までの中国経済データを用いた回帰分析を通じて考察し、労働力移動の自由化は格差縮小の要因であることを明らかにした。一方、この大規模な労働力移動も一連の問題を引き起こしている。詳細は本稿第 5 章 5.3 節に説明する

3.1.3 その他の問題

3.1.3.1 労働力移動による留守老人、留守児童問題

出稼ぎをする農民工達は、仕事が体力的にきつくかつ多忙で、家族を介護する精力や時間がない。そして戸籍が原因で、都市にいても子供の進学や老人の健康保険などについては不便である。そのため多くの農民工は両親と子供を地元に残すという選択をした。

2018 年時点で、中国全国登録している留守老人は約 1600 万人²⁰、留守児童は約 1550 万人²¹である。留守老人の介護と留守児童の進学や生活補助は移動元政府が直面する重大な課題となっている。

²⁰ 中国国家统计局が公表した「第六次全国人口普查」を参照

²¹ 中国国家统计局が公表した「2017 年教育統計データ」を参照。学籍を通じて留守児童を特定する。

3.1.3.2 政府行政能力の低下

海外からの先端技術や新しい事物が中国へ伝播してくる時、経済ショックなどが襲いかかってくる時、最初は沿岸部がそれらを受け止める。そのため、沿岸部の地方政府が新しい事物を受け入れる能力や、予想外の事態に対応する能力は内陸部より優れている。2020年春に発生した新型コロナウイルスの流行に対応する際、政令の発信や、物資の調達、そして影響を受けた民間企業への補助などに関して、沿岸部各省政府は内陸部より反応が迅速かつ適切であったとも言える。このような能力の差異は、経済への介入活動でも反映されるであろう。

3.1.3.3 少数民族による社会問題

中国は少数民族が多い国であり、漢族以外には55の少数民族が暮らしている。「中国統計年鑑2019」によると、2018時点での全国少数民族人口は1.2億であり、そのうちの約60%は西部地域に集中している。後進地域と少数民族の居住地域が重なっていることは格差問題の重大さのもう一つの側面を現している。1997年鄧小平の死去を契機にしたウイグル族による暴動や、1999年のテロ犯罪集団と警官との銃撃戦等が示すように、辺境地区少数民族の分裂運動は活発化し、社会の安定と秩序に重大な影響を与えている。地域格差問題をこれ以上放置すると、重大な政治的、社会的問題に発展しかねない。

3.2 格差問題に対応する緊急性

地域格差は一連の問題を引き起こし、経済成長や社会安定の脅威となる。そのため、政府の迅速かつ適切な対応が求められている。また、近年中国国内と国際的な状況をみると、対応の緊急性が更に高まっている。

3.2.1 ルイスの転換点への接近

ルイスの転換点とは、イギリスの経済学者アーサー・ルイス（Lewis（1954））によって提唱された概念である。その内容は、工業化が始まると共に、低付加価値産業の農業部門から高付加価値産業の工業部門やサービス部門へ余剰労働力の移転が起こり、高成長が達成される。工業化が順調に進んだ場合、農業部門の余剰労働力は底をつき、工業部門により農業部門から雇用が奪われる状態となる。この底を突いた時点がルイスの転換点である。ルイスの転換点を通過すると、工業労働者の賃金が生存維持に必要な財貨（賃金財）の社会的生産力（労働力商品の再生産費用）によって規定されるという前提が崩れ、労働市場における需給の競争価格によって規定されるため、一般的に賃金率の大きな上昇が起きる。

ルイス転換点を通過したとすれば、中国においては、低価な労働コストを提供してきた農村からの出稼ぎ農民工を利用できないことと、中国の経済成長を牽引してきた労働集約

的産業が収縮し、今後経済成長の制約要因となりうることを意味している。そして、労働力移動による地域間の実質賃金格差を軽減させる効果や、労働力資源の最適化配分を実現する効果が低下し、地域格差の縮小には不利である。そうなると、地域格差がもたらした様々な問題も解決出来なくなる。

しかし、中国はルイスの転換点を通過したか否かに関して、現在も広く議論が続いている。蔡（2007）は沿海地域で広く労働力不足が顕在化したことから、中国はすでに転換点を通過したと提唱する。南・馬（2009）は農業の生産関数と限界生産力の計測を通じて過剰労働力の大きさを計測し、過剰労働力はまだ残存していることから、転換点にはまだ到達していないことを主張したが、転換点へ接近しつつあることは否定できない。

中国はルイスの転換点を通過したかどうか、そのどちらの状況に対しても、中国政府の早急な対応と予防策が求められている。

3.2.2 米中貿易戦争による中国国内農産品市場への衝撃

2018 年から、アメリカと中国は膨大な貿易不均衡をめぐって、様々な闘争を繰り返してきた。2020 年 1 月 15 日、泥沼化した交渉はようやく成果を獲得し、第 1 段階の合意が両国間に結ばれた。協議内容の一つとして、中国はこれからの二年間に、基準年 2017 年のアメリカ農産品輸入額 241 億ドルに加えて、更に合計 320 億ドルの農産品を追加輸入しなければならない。この合意を履行するため、2020 年と 2021 年の対米農産品輸入はそれぞれ 1.5 倍と 1.8 倍になり、中国国内の農産品市場に衝撃を与える恐れがある。

表 3.1 2020 年-2021 年中国対米農産品輸入増加予定

単位：億ドル	基準年 (2017 年)	2020 年増加	2021 年増加	合計増加
農産品	241	125	195	320

データ出所：中国国家財政部が公表した「中米第一段階貿易協議」

後進地域である西部は、未だに農業に依存している地域が多く、農業が GRP に占める割合も相対的に大きい。農産品の価格低下は、農民達の収入を減らし、西部と中東部の間の住民収入格差を拡大させる恐れがある。その状況を避けるため、前を持って対策を講じなければならない。

3.3 本章の結論

結論として、中国の地域格差は資源の呪いや不均一な政策などの原因によって形成され、既に様々な経済的、社会的問題を引き起こしている。そして、中国国内の農村過剰労働力はすでにルイスの転換点に接近あるいは通過していると推察できるので、これまでの労働力集約的な成長を続けることができない。それに加えて、2020 年年初に中国とアメ

リカ両国間に結ばれた合意によって、これから二年間中国国内の農産品市場は衝撃を受ける恐れがあり、農業の重要性が高い後進地域にとっては危機が迫っている。これらの現状から、中国政府は地域格差を対応する必要性と緊急性があることを明らかにした。

第4章 中国地域格差の対応に関わる要因²²

本章では中国各地域間の格差の現状を確認し、格差を引き起こす可能性がある要因を計量分析で検証する。推定方法は蘇(2017)と同様であるが、地域の GRP データの作成方法に地域間価格差指数を用いる。本章の構成は以下である。4.1 では、地域間の購買力という視点から、各地域間の生活コスト差異を取り除く必要性和その方法を説明する。4.2 から 4.4 までは、中国各地域の経済成長に重大な影響を与えると考えられる 3 つの変数、即ち「地域所属変数」、「産業構成変数」、「人口の純流入と総人口の比率」を説明変数として、これらが経済収束にどの程度有意性を持っているのかを分析し、問題の解決策を考える。その際に、地域間価格差指数を用いて GRP データを調整し、それが推計結果にどのような影響を与えるのかを確認する。4.5 では、研究の過程で明らかになった結論をまとめる。

4.1 地域間の購買力の違いという視点

GDP あるいは GRP(Gross Regional Product)という概念は、一つの国あるいは地域が一定の期間内に生産した全ての最終財とサービスの市場価値の合計値であり、その国あるいは地域の経済パフォーマンスを表すものでもある。しかし、この定義では、各国あるいは地域の生活コストの差異を無視している。同じ貨幣を使う一国内の各地域で同じ商品あるいはサービスを購入する際にも、価格は違うであろう。地域格差を測る際、GRP だけではなく、生活コストの差異も考えに入れるべきという見方を持つ学者は少なくない。Schultz(1998)によると、購買力平価(Purchasing power parity、以下、PPP)の視点からみると、1965 年から 1989 年までの間に、世界各国の収入の自然対数の分散は減少していく傾向がある。Firebaugh(1999)は、同時期の世界全体のタイル指数とジニ指数を計算し、各国間の不平等が改善されたという結論に至った。Sala-i-Martin(1995)も同じ結論を確認した。

地域間価格差を通じて格差を測る際、主に二種類の方法が使われる。いわゆる、ギアリー・カーミス法(Geary-Khamis Method、以下、GK 法)と EKS 数量指数(Elteto-Koves-Schulz method、以下、EKS 法)である。

GK 法は、次式によって、各基礎項目の地域平均価格と各地域の価格指数を同時に決定する方法である。

$$\left\{ \begin{array}{l} p_i = \sum_j \left(\frac{p_{ij}}{PPP_j} \right) (q_{ij} / \sum_j q_{ij}) \\ PPP_j = \sum_i p_{ij} q_{ij} / \sum_i p_i q_{ij} \end{array} \right.$$

²² 本章の内容は主として蘇(2019)にもとづく

ここで、

$p_i (i = 1, \dots, m)$ は、第 i 基礎項目の地域平均価格

$p_{ij} (i, j = 1, \dots, m)$ は、第 i 基礎項目の j 地域価格

$q_{ij} (i, j = 1, \dots, m)$ は、第 i 基礎項目の j 地域消費量

$PPP_j (j = 1, \dots, n)$ は第 j 地域の GRP の地域価格差指数

もう一つの方法、いわゆる EKS 法は、フィッシャー指数に基づき、次式によって、両地域間の価格指数を決定する方法である。

$$EKS^{ij} = \prod_{n=1}^N \left(\frac{F^{in}}{F^{jn}} \right)^{1/N}$$

ただし

$$F^{ij} = (P_p^{ij} P_L^{ij})^{1/2} \quad P_p^{ij} = p^i q^i / p^j q^i \quad P_L^{ij} = p^i q^j / p^j q^j$$

ここで、

P_p^{ij} は ij 両地域間のパーシェ価格指数

P_L^{ij} は ij 両地域間のラスパイレス価格指数

F^{ij} は ij 両地域間のフィッシャー価格指数

しかし、Ackland、Dowrick、and Freyens(2013)によると、GK 法は後進地域の収入状況を過大に評価する。その原因は、世界価格あるいは地域平均化価格を計算する際、各国あるいは各地域の消費量がウェイトになるので、消費量の高い先進地域は後進地域より結果に影響するからである。故に、地域間の不平等を測る際、EKS 法のほうがより適切である。本稿もこの結論を尊重する。

次に中国の状況であるが、中国の国土面積は広大であり、各地域間の経済の性質は非常に不均一とも言える。そのため、各地域の経済状況もそれぞれの特徴があり、可処分所得・消費支出・物価水準などの生活コストに関する要素は大きく異なっている。1978 年から政府が実施した改革開放という地域間不平等な政策は、その差異を更に拡大させた。表 4.1 は 2017 年時点の中国各地域の平均可処分所得・平均消費支出・物価水準を示している。表 4.1 によると、2017 年時点で、平均可処分所得が最高の上海は、最低のチベット自治区の約 4 倍である。平均消費支出額に関しても、上海が最高であり、チベット自治区は最低である、その差は約 4 倍である。物価水準に関しては、最高の海南省が最低の河南省の約 1.4 倍である。中国国内各地域間の生活コスト差異は大きいということは明らかである。同一貨幣が流通していても、生活コストの差が大きいなら、購買力平価を使用できると、本稿では考える。

なお、一体化して、同一貨幣ユーロが流通している欧州連合内部でも、購買力平価が用いられている。その意味でも、同一貨幣が流通している地域内部でも、PPP 価格指数を使用できる。

ただし、購買力平価という用語は異なる通貨間で用いられることが一般的であるので、本稿では地域間価格差と呼ぶことにした。

表 4.1 2017 年中国各地域の平均可処分所得・平均消費支出額・平均物価水準

地区	平均可処分所得 (人民元)	平均消費支出額 (人民元)	平均物価水準 (北京 = 1)
北京市	62361.22	39842.69	1.00
天津市	39506.15	29902.91	0.96
河北省	23445.65	16722	0.96
山西省	21990.14	14810.12	0.89
内モンゴル自治区	28375.65	19665.22	1.16
遼寧省	29701.45	21398.31	1.05
吉林省	22798.37	17200.41	1.01
黒龍江省	22725.85	16993.96	1.10
上海市	64182.65	43351.3	1.12
江蘇省	38095.79	25007.44	1.17
浙江省	45839.84	29470.68	1.22
安徽省	23983.58	17044.64	1.04
福建省	32643.93	22996.04	1.09
江西省	24079.68	15792.02	1.02
山東省	29204.61	18779.77	1.07
河南省	21963.54	15168.5	0.88
湖北省	25814.54	19537.79	1.05
湖南省	25240.75	18807.94	1.14
広東省	35809.9	26053.98	1.20
広西チワン族自治区	21485.03	14934.75	1.14
海南省	24579.04	17528.44	1.26
四川省	22460.55	17663.55	1.09
貴州省	18430.18	13798.06	1.01
雲南省	20084.19	14249.93	1.00
チベット自治区	17286.06	11520.23	1.17
陝西省	22528.26	16159.69	1.09
甘肅省	17488.39	14623.95	1.01
青海省	20757.26	16557.19	1.05
寧夏回族自治区	22400.42	16715.09	1.04
新疆ウイグル自治区	21500.24	16189.09	1.01

データ出所：「中国経済年鑑」各年版

本稿では、地域間価格差を考慮して中国地域経済成長の収束状況を再確認するため、EKS 法を通じて各年度各地域間の価格差を計算し、各地域の一人あたり GRP を調整する。

そして、その調整後の GRP データを用いて、1978 年から 2017 年まで中国各地域の経済収束状況を推定し、調整前の推計結果と比較する。

4.2 データの期間

1978 年は、中国経済発展の歴史の分水嶺でもある。1978 年以前の中国は、完全に計画経済政策を実施していた。閉鎖経済の地域開発政策などを考えた上で、中国政府は、東部より多くの資源を中西部の開発に投入した。しかし、1978 年以後、中国の経済体制は徐々に市場経済に変わり、市場を通じて資源の効率的な配分を始めた。それと同時に、輸出を中心とし成長率が高い東部沿海地方に、優遇政策が実施された。1978 年を分水嶺とする 2 つの歴史階段は経済体制が異なるのであり、1978 年以前に発生した「大躍進」、「文化大革命」、「三年自然災害」等の歴史事件は経済発展に無視できない影響を与えた。故に、経済以外の疎外要因を出来る限り排除するため、本稿の計量分析に用いられる経済データは、1978 年以後のデータ²³に限定する。なお、2000 年以前、中国はサービス業に関して詳細なデータを公表していないため、サービス業の平均価格といったデータを確保することは難しい。故に、本章が行う計算の中では、農業と工業のみを扱うことになる。

本稿では、1978–2017 の 39 年間、中国各省・市・自治区の一人当たり GRP の成長を分析し、収束の有無と種類・影響する要因等を確認する。そして、各年度各地域間の価格差指数を計算し、一人当たり GRP のデータから各地域の生活コストの差異を除外する。その調整後のデータを使って推計し、調整前の結果と比較する。それに通じて地域間価格差の推計への影響を確認する。

4.3 分析に用いられるモデル

A 地域間価格差の計算²⁴

地域間価格差の計算には EKS 法を用いる、具体的な計算式は以下のとおりである。

$$P_P^{ij} = \frac{GRP_A^j + GRP_I^j}{GRP_A^j * \frac{P_A^j}{P_I^j} + GRP_I^j * \frac{P_I^j}{P_A^j}}$$

$$P_L^{ij} = \frac{GRP_A^i * \frac{P_A^j}{P_A^i} + GRP_I^i * \frac{P_I^j}{P_I^i}}{GRP_A^i + GRP_I^i}$$

$$F^{ij} = (P_P^{ij} P_L^{ij})^{1/2}$$

$$EKS^{ij} = \prod_{n=1}^N \left(\frac{F^{in}}{F^{jn}} \right)^{1/N}$$

$$GRP_{平価後}^j = GRP_{平価前}^j * EKS^{ij}$$

²³ 本稿で使用される全てのデータは、各年度の「中国経済年鑑」により作成されたものである

²⁴ 4.3 節に用いられる GRP データは、全て名目 GRP である

各変数の内容は以下のとおりである。

GRP_A^j : 当年 j 地域の農業付加価値 GRP_I^j : 当年 j 地域の工業付加価値
 GRP_A^i : 当年 i 地域の農業付加価値 GRP_I^i : 当年 i 地域の工業付加価値
 P_A^j : 当年 j 地域の農産物価格水準 P_I^j : 当年 j 地域の工業製品価格水準
 P_A^i : 当年 i 地域の農産物価格水準 P_I^i : 当年 i 地域の工業製品価格水準
 $GRP_{平価前}^j$: 当年 j 地域平価前の一人あたり GRP

$GRP_{平価後}^j$: i 地域を基準にした当年 j 地域平価後の一人あたり GRP

N : 地域の総数、 $n=1,2,\dots,N$, N 地域のうちのひとつを代表する

B 絶対 β -収束の検定

本節では、Barro and Sala-i-Martin(1995)がソロー・モデルに基づいて提唱した非線形モデルを使用し、絶対 β -収束の有無を検定する。推定に用いる式の具体的な形は以下のとおりである。

$$(1/T) \cdot \log(Y_{iT}/Y_{i0}) = \alpha - [(1 - e^{-\beta T})/T] \cdot \log Y_{i0} + \varepsilon_i \quad (4.1)$$

$$(1/T) \cdot \log(Y_{iT}'/Y_{i0}') = \alpha - [(1 - e^{-\beta T})/T] \cdot \log Y_{i0}' + \varepsilon_i \quad (4.2)$$

T : 期間の長さで、期間は 1978-2017 年なので、 $T=39$

Y_{i0} : 地域 i の初期時点（本稿では 1978 年）の一人あたり GRP

Y_{iT} : 地域 i の T 時点（本稿では 2017）の一人あたり GRP

Y_{i0}' : 価格差調整後の Y_{i0}

Y_{iT}' : PPP 価格差調整後の Y_{iT}

ε_i : 誤差項

もし正に有意な β の推定値が得られれば、初期時点の後進地域がより早い速度で成長してきたことを証明できる。言い換えると、各地域間の経済成長は、収束していく傾向がある。

C 地域ダミーを加えた β -収束の検定

次に、式 (4.1)、(4.2) を基礎として、更に地域ダミーを導入し、条件付き β -収束の有無を検定する。具体的には以下の式で推定する：

$$(1/T) \cdot \log(Y_{iT}/Y_{i0}) = \alpha - [(1 - e^{-\beta T})/T] \cdot \log Y_{i0} + A \cdot East_i + B \cdot Middle_i + \varepsilon_i \quad (4.3)$$

$$(1/T) \cdot \log(Y_{iT}'/Y_{i0}') = \alpha - [(1 - e^{-\beta T})/T] \cdot \log Y_{i0}' + A \cdot East_i + B \cdot Middle_i + \varepsilon_i \quad (4.4)$$

East と Middle は東部と中部を表す地域ダミーである。もし地域 i が東部に所属すれば、

East の数値は 1、それ以外の場合は 0 である。同じように、もし区域 i が中部に所属すれば、Middle の数値は 1、それ以外の場合は 0 である。

正に有意な β の推定値が得られれば、各地域間の経済成長は、収束していく傾向がある。その上、A と B が有意であれば、特定の地域に所属することは、経済成長に影響を与えたということを証明できる。

D 産業構成変数²⁵を加えた β -収束の検定

次に、式(4.1)、(4.2) を基づいて、更に産業構成変数を導入し、条件付き β -収束の有無を検定する。具体的には以下の式で推定する：

$$\begin{aligned} (1/T) \cdot \log(Y_{iT}/Y_{i0}) &= \alpha - [(1 - e^{-\beta T})/T] \cdot \log Y_{i0} + A \cdot \text{East}_i + B \cdot \text{Middle}_i + C \cdot S_{iT} + \varepsilon_i \quad (4.5) \\ (1/T) \cdot \log(Y_{iT}'/Y_{i0}') &= \alpha - [(1 - e^{-\beta T})/T] \cdot \log Y_{i0}' + A \cdot \text{East}_i + B \cdot \text{Middle}_i + C \cdot S_{iT} + \varepsilon_i \quad (4.6) \end{aligned}$$

S_{iT} は産業構成変数で、以下の式で計算した。

$$S_{iT} = \omega_{iA,0} \cdot [\log(Y_{AT}/Y_{A0})/T] + \omega_{iI,0} \cdot [\log(Y_{IT}/Y_{I0})/T] \quad (4.7)$$

各変数の内容は以下のとおりである。

$\omega_{iA,0}$ ：地域 i の初期時点の一人当たり非工業産出がその時地域 i の一人当たり GRP に占める割合

$\omega_{iI,0}$ ：地域 i の初期時点の一人当たり工業産出がその時地域 i の一人当たり GRP に占める割合

Y_{AT} ：地域 i の T 時点の非工業人口の一人当たり GRP

Y_{IT} ：地域 i の T 時点の工業人口の一人当たり GRP

Y_{A0} ：地域 i の 0 時点の非工業人口の一人当たり GRP

Y_{I0} ：地域 i の 0 時点の工業人口の一人当たり GRP

β が正に有意であれば、各地域間の経済成長は、収束していく傾向がある。その上、A、B、C が有意であれば、それぞれ対応する要素は、経済成長に影響を与えたということを証明できる。

E 人口の純流入率を加えた β -収束の検定

最後に、式 (4.3)、(4.4) に基づいて、更に人口の純流入率を導入し、条件付き β -収束

²⁵ Barro and Sala-i-Martin(1995)が *Economic Growth* (Second Edition, The MIT Press 2004, p.471) に用いた産業構成変数の構成を参照

の有無を検定する。具体的には以下の式で推定する：

$$(1/T) \cdot \log(y_{iT}/y_{i0}) = \alpha - [(1 - e^{-\beta T})/T] \cdot \log y_{i0} + A \cdot \text{East}_i + B \cdot \text{Middle}_i + C \cdot S_{iT} + D \cdot I_{iT} + \varepsilon_i \quad (4.8)$$

$$(1/T) \cdot \log(y_{iT}'/y_{i0}') = \alpha - [(1 - e^{-\beta T})/T] \cdot \log y_{i0}' + A \cdot \text{East}_i + B \cdot \text{Middle}_i + C \cdot S_{iT} + D \cdot I_{iT} + \varepsilon_i \quad (4.9)$$

I_{iT} は人口純流入変数で、以下の式で計算する。

$$I_{iT} = \sum_0^T \ln_i / p_{iT} \quad (4.10)$$

各変数の内容は以下のとおりである。

$\sum_0^T \ln_i$ ：地域 i の 0 から T 時点の間の人口の純流入

p_{iT} ： 地域 i の T 時点の総人口

β が正に有意であれば、各地域間の経済成長は、収束していく傾向がある。その上、有意な A 、 B 、 C 、 D が得られれば、それぞれ対応する要素は、経済成長に影響を与えたということを証明できる。

4.4 推定結果と考察

A 各年度各地域間 EKS 指数の計算結果

表 4.2 は EKS 指数の計算結果である。北京市を 1 とした指数で、地域間格差は 1978 年、2017 年の両時点で非常に大きい。

表 4.2 各年度各地域間 EKS 指数の計算結果

地域	1978 年 (北京 = 1)	2017 年 (北京 = 1)
北京市	1.00	1.00
天津市	2.15	0.79
河北省	0.54	0.49
山西省	0.83	1.36
内モンゴル自治区	1.45	0.72
遼寧省	0.37	0.65
吉林省	1.21	1.16
黒龍江省	0.34	1.15
上海市	0.66	0.52
江蘇省	0.48	0.23
浙江省	1.03	0.50

安徽省	0.85	0.67
福建省	2.01	0.67
江西省	0.91	0.87
山東省	0.49	0.28
河南省	0.47	0.40
湖北省	0.54	0.52
湖南省	0.56	0.83
広東省	0.65	0.28
広西チワン族自治区	1.08	1.35
海南省	6.12	5.69
四川省	0.51	0.55
貴州省	1.93	1.98
雲南省	1.26	1.48
チベット自治区 ²⁶	21.47	13.62
陝西省	0.98	1.17
甘肅省	1.03	2.01
青海省	5.44	9.11
寧夏回族自治区	6.39	7.96
新疆ウイグル自治区	1.44	2.39

B 絶対 β -収束の検定

(4.1) 式と (4.2) 式の推定結果は以下の表 4.3 のとおりである：

表 4.3 調整前と後の絶対 β -収束に関するの推定結果

	調整前				調整後			
	係数/値	標準誤差	t 値	p 値	係数/値	標準誤差	t 値	p 値
β	0.0044	0.0016	2.7630	0.0100	0.0029	0.0007	4.2692	0.0002
\bar{R}^2	0.2182				0.4017			

調整前の結果によると、係数 β は $t = 2.7630$ で、統計的に有意である。B は 0.0044 でプラスである。そして、 \bar{R}^2 の数值は 0.2182、観測値とモデルの適合度は低いとも言える。この結果が示したのは、39 年間、中国各地域の経済成長に絶対 β -収束が存在するということである。しかし、Barro and Sala-i-Martin(1995)がアメリカ ($\beta=0.0174$) と日本 ($\beta=0.0279$)

²⁶ チベット自治区の EKS 指数は他の地域と著しく異なっているが、特異点として除いても最終結果に影響は軽微である。恐らく経済規模自体が小さいというのは原因だと考えられる。

に対して行った分析結果と比べると、 β の数値は明らかに低い。またモデルの適合度が低いので、ほかの要因の影響を考えなければならない。

調整後の結果によると、係数は $t=4.2692$ で、統計的に有意である。 β は 0.0029 でプラスである。そして、 \bar{R}^2 の数値は 0.4017、モデルの適合度は低い。調整前の推計結果と比較すると、 \bar{R}^2 は少し改善されたが、基本的な結論は変わっていない、即ち、39 年間中国各地域の経済成長に絶対 β -収束が存在するということである。

しかし、平価前でも平価後でも、 \bar{R}^2 はかなり低い。すなわち、モデルは適合度が良いとは言えないので、経済成長に影響を与える他の要因を考えなければならない。第 5 節の地域経済政策の概観で説明したように、中国の経済政策方針は「先富論」であり、各地域が直面する政策は同じではない。東部・中部・西部のどこに所属することは、経済成長に大きく関わっている。故に、地域所属を経済成長要因の一つとして、モデルに導入する必要がある。

C 地域ダミーを加えた β -収束の検定

(4.3) 式と(4.4)式の推定結果は以下の表のとおりである：

表 4.4 調整前と後の地域ダミーを加えた条件付き β -収束の推定結果

	調整前				調整後			
	係数/値	標準誤差	t 値	p 値	係数/値	標準誤差	t 値	p 値
β	0.0074	0.0018	4.1142	0.0003	0.0027	0.0006	4.5830	0.0001
East	0.0058	0.0017	3.4365	0.0020	-0.0048	0.0012	-3.9810	0.0005
Middle	0.0018	0.0016	1.0885	0.2864	-0.0007	0.0014	-0.4748	0.6389
\bar{R}^2	0.4242				0.6188			

調整前の結果によると、 $\beta=0.0074>0$ 、 $t=4.1142$ で係数は統計的に有意である。 \bar{R}^2 の数値は 0.4242、調整後の絶対 β -収束検定の \bar{R}^2 数値 (0.4017) とほぼ同じ水準である。East の係数は正であり、t 値から有意であるが、Middle の t 値は有意ではない。この結果は以下のようにまとめることができる。①39 年間に、中国各省の経済成長に条件付き β -収束が存在するという事。②東部の平均成長率は、有意に西部より高いこと。③中部と西部の平均成長率には、有意な差異は存在しないこと。④西部の初期時点の一人当たり GRP は東部より低いので、②の結論から、東部と西部の間では経済成長は発散していく傾向があること。⑤地域ダミーを導入しても、モデルの適合度が改善されてないことである。

調整後の結果によると、 $\beta=0.0027>0$ 、 $t=4.5830$ で係数は統計的に有意である。 \bar{R}^2 の数値は 0.6188、平価前の \bar{R}^2 数値 (0.424230) より大きい。そして、調整前の結果とは異なり、East の係数はマイナスになっており、また有意である。一方、Middle もマイナスになっているが、有意ではない。この結果は以下のようにまとめられる。①各地域の生活コス

ト差異を除外したことで、モデルの適合度が上がった；②東部に所属していることは経済成長にとって不利になる、これは少し予想外である。しかし依然として、 \bar{R}^2 は低いので、地域所属以外の要因も導入して分析する必要がある。

D 産業構成変数を加えた β -収束の検定

(4.5) 式と(4.6)式の推定結果は以下の表のとおりである。また、表 4.5 の S は産業構成変数である。

表 4.5 調整前と後の産業構成変数を加えた条件付き β -収束の推定結果

	調整前				調整後			
	係数/値	標準誤差	t 値	p 値	係数/値	標準誤差	t 値	p 値
β	0.0071	0.0017	4.1224	0.0004	0.0028	0.0006	4.5630	0.0001
East	0.0057	0.0016	3.4427	0.0020	-0.0048	0.0012	-3.9279	0.0006
Middle	0.0024	0.0016	1.4964	0.1471	-0.0009	0.0015	-0.6244	0.5380
S	0.0267	0.0163	1.6415	0.1132	-0.0090	0.0138	-0.6507	0.5212
\bar{R}^2	0.4595				0.6101			

調整前の結果によると、 $\beta=0.0071>0$ 、 $t=4.1224$ で係数は統計的に有意である。地域ダミーと産業構成変数の係数はすべて正である。 \bar{R}^2 の数値は 0.4595、産業構成変数を加える前の数値 (0.4242) とほぼ一致する。

調整後の結果によると、 $\beta=0.0028>0$ 、 $t=4.5630$ で係数は統計的に有意である。地域ダミーと産業構成変数の係数は全部負である。 \bar{R}^2 の数値は 0.6101、産業構成変数を加える前の数値 (0.6188) とほぼ一致する。平価前の推計結果と比較すると、地域ダミーと産業構成変数の係数はすべてマイナスになっている。東部に所属することは経済成長の障害となるが、中部に所属することも、産業構成変数も有意な影響はない。

定義式によると、産業構成変数は、工業と非工業両部門それぞれが総 GRP に占める割合をウェイトにし、両部門の一人当たり GRP の成長率の加重平均である。表 6 は、2013 年のデータを例として、各地域の両部門が GRP に占める割合を示している。

表 4.6 2013 年各地域の産業構成

地域	2013		地域	2013	
	非工業	工業		非工業	工業
北京	0.83%	99.17%	河南	12.62%	87.38%
天津	1.31%	98.69%	湖北	12.56%	87.44%
河北	12.37%	87.63%	湖南	12.65%	87.35%
山西	6.14%	93.86%	広東	4.90%	95.10%
内モンゴル自治区	9.50%	90.50%	広西チワン族自治区	16.30%	83.70%
遼寧	8.57%	91.43%	海南	24.04%	75.96%
吉林	11.63%	88.37%	四川	13.04%	86.96%
黒龍江	17.50%	82.50%	貴州	12.85%	87.15%
上海	0.60%	99.40%	雲南	16.17%	83.83%
江蘇	6.16%	93.84%	チベット自治区	10.75%	89.25%
浙江	4.75%	95.25%	陝西	9.51%	90.49%
安徽	12.33%	87.67%	甘肅	14.03%	85.97%
福建	8.90%	91.10%	青海	9.88%	90.12%
江西	11.41%	88.59%	寧夏	8.69%	91.31%
山東	8.67%	91.33%	新疆ウイグル自治区	17.56%	82.44%

データ出所：「中国経済年鑑」各年版

この表から明らかなのは、工業部門の割合が最低でも 75%以上であるということである。産業構成変数を計算する際、工業部門の成長率は、決定的な要因になる。回帰分析の結果で産業構成変数の係数がプラスであることは、工業部門の成長性が経済成長に重要なプラス要因であることを示している。しかしながら、調整前と後で、産業構成変数に対応する t 値は 1.6415（前）と -0.6507（後）ということなので、有意とは言えない。また依然として、 \bar{R}^2 は低いので、他の要因も導入して分析する必要がある。

E 人口の純流入率を加えた β -収束の検定

(4.8) 式と(4.9)式の推定結果は以下の表のとおりである。表 4.7 の I は人口純流入率である。

表 4.7 人口純流入率を加えた条件付き β -収束の推定結果

	調整前				調整後			
	係数/値	標準誤差	t 値	p 値	係数/値	標準誤差	t 値	p 値
β	0.0069	0.0030	2.3468	0.0275	0.0018	0.0006	2.7369	0.0115
East	0.0057	0.0018	3.2003	0.0038	-0.0022	0.0015	-1.4777	0.1525
Middle	0.0024	0.0017	1.3913	0.1769	-0.0004	0.0013	-0.3242	0.7486
S	0.0267	0.0166	1.6067	0.1212	-0.0106	0.0124	-0.8516	0.4029
I	-0.0007	0.0084	-0.0848	0.9331	-0.0120	0.0045	-2.6300	0.0147
\bar{R}^2	0.4371				0.6848			

調整前の結果によると、 $\beta=0.0069>0$ 、 $t=2.3468$ で係数は統計的に有意である。地域ダミーと産業構成変数の係数はすべて正であるが、人口純流入率の係数は負である。 \bar{R}^2 の数値は 0.4371、人口純流入率を加える前の数値 (0.4595) と大差がない。この結果が示しているのは、人口純流入率は経済成長に負の影響を与えたということであるが、人口純流入率に対応する t は -0.0848 なので、有意とはいえない。

調整後の結果によると、 $\beta=0.0017>0$ 、 $t=2.7369$ で係数は統計的に有意である。地域ダミー、産業構成変数、そして人口純流入率の係数はすべてマイナスである。 \bar{R}^2 の数値は 0.6848、人口純流入率を加える前の数値 (0.6101) より少し改善された。調整前の推計結果と比較してみると、 β 以外の係数はすべてマイナスになっている。そして、East の t 値が有意ではなくなった一方、I の t 値 (-2.6300) は有意になった。要するに、人口純流入率は有意に経済成長に負の影響を与えた。

4.5 本章の結論

本稿では、Barro and Sala-i-Martin(1995)の回帰モデルを基礎とし、1978 年の改革開放から最近までの中国地域経済成長に絶対 β -収束と条件付き β -収束の有無を検定した。また、「地域所属」、「産業構成変数」、そして「人口純流入」が、地域経済成長に対してどの程度の有意性を持っているのかを分析した。

以上の分析に伴い、本稿では地域間価格差指数を用いて、各地域間の生活コスト差異が生じるバイアスを除外し、新たな視点から経済成長の収束を確認しようとした。

分析を行い得られた結果は、以下の項目になる。

- ① 1978 年から 2017 年までの 39 年間、中国各省、市、自治区、直轄市の経済成長に、有意な絶対 β -収束は存在するが、モデルの適合度は低い。
- ② 東部に所属していることは経済に有意的な影響を与えている、しかし調整前と後では結論が逆になっている。それは、東部地域での生活コストは中部と西部より遥かに高いということを示してしている。
- ③ 産業構成変数は経済成長に有意的な影響を与えていない。産業構成変数を導入すること

で、有意な条件付き β -収束が確認できたが、産業構成変数に関する t 値は有意水準以下である。表 6 で説明したように、産業構成変数は主に工業人口の一人当たり成長率によって決定されている。この成長率は、工業化の程度と政府が工業への政策に大きく影響されている。しかし、産業構成変数は経済成長に有意な影響を与えていない。故に、無闇に工業を発展させようとしても、必ず格差が解消されるわけではない。

- ④ 調整前、人口の純流入率から経済成長への有意な影響は存在しない、そして調整後は、有意に一人あたり GRP に負の影響を与えている。調整後の結果は、我々の直感と一致している。しかし、モデルの適合度は低いので、人口移動を分析する際、本稿が採用する線型モデルは不向きである可能性もある。
- ⑤ 地域間価格差指数の導入は明確に推計結果を大きく影響している。(1) 地域ダミーを導入した推計結果では、地域間価格差指数を使うかどうかによって、係数の符号が変わる。(2) 1978-2017 期間において、地域間価格差指数の使用 \bar{R}^2 はの改善をもたらす。

最後に、本章に残された課題も存在する。推計結果によると、第三次産業のデータが不足な状況で、産業構成変数が経済成長に有意な影響を与えていない。本章では、この要因について分析したが、意味のある結論には至っていない。

第5章 労働力移動と地域格差の関係及び実証分析²⁷

中国では、1978年から始まった改革開放政策の影響を受け、急速な経済成長に伴い、大規模な労働力移動が内陸部と沿岸部の間に発生した。この大規模な労働力移動は中国の経済・社会・文化など様々な分野に、大きな影響を与えている。労働力の自由移動は、各地域間の一人あたり生産性と収入の格差を縮小させた一方、様々な問題や新たな格差をもたらした。これらの課題を解決するため、まず労働力移動の動機や仕組みを理解する必要がある。本章の目的は、中国で生じている大規模労働力移動の移動動機を究明することである。

本章の構成は以下のとおりである。5.1では、中国における労働力移動の現状を紹介し、ルイス転換点を通じたかどうかを考察する。5.2では人口移動がもたらした一連の問題や経済成長への影響を紹介し、これらの問題に対応する必要性を示す。5.3ではルイスモデルと Harris-Todaro モデルを紹介し、移動に伴い発生する問題や、賃金以外の要因が存在する可能性を示す。5.4では農村と都市の間に発生した労働力移動について、地域経済との関連性を説明する。5.5では、計量分析を通じて、移動の意思決定に関する要因を明らかにする。最後に5.6では、研究の過程で明らかになった結論をまとめる。

5.1 中国における労働力移動の現状

本節では、中国における労働力移動の現状を概観する。5.1では労働の需要側と供給側それぞれの現状を説明する。5.2ではルイス転換点をめぐる論争について紹介する。

5.1.1 改革開放と工業化がもたらした「民工潮」

中国では、毎年大量の労働力が農村部から都市部へ移動して就職する。これらの出稼ぎ農民は「外来務工者」や「農民工」などと呼ばれ、正月の出稼ぎと年末の帰郷を繰り返している様子から、この大規模移動は「民工潮」とも呼ばれている。中国国家统计局の「農民工監視調査報告 2018」によると、2018年時点で、7594万人の農村労働力が戸籍登録地から離れ、他の省へ移動して出稼ぎをしている。そのうち、58%以上の「農民工」は沿岸部に集中している。この大規模移動を引き起こす主な原因は、中国の産業構造転換や経済制度改革である。

5.1.1.1 労働力の供給側

計画経済体制から市場経済体制への転換によって、労働力資源をより効率的に配分することができるようになった。同時に、戸籍制度と社会保険制度の改革は移動が可能になる

²⁷ 本章は主として蘇(2021a)にもとづいている。

環境を整えた。計画経済時代に、中国は鉄鋼産業を代表とする重工業を優先的に発展させ、農業は重視されていなかった。そのため、当時農業生産の技術進歩は遅れ、農業の成長は主に規模の拡大によって実現されていった。多くの農民は土地に縛られており、農業以外の生産も許可されていなかった。

「改革開放」政策が実行されてから、産業構造は市場によって調整され、以前よりバランスが取れている。農業部門の技術進歩が加速し、生産効率も上がっていた。そのため、農業生産に必要な労働力が減少し、余剰労働力が農村地域に溜まり始めた。しかし、戸籍制度に縛られている農民達は、依然として土地から離れることができなかった。

1984年10月、中国国務院が「農民が集鎮へ移住することに関する規定」を發布し、戸籍制度のもとで地域外移動を緩和した。その規定によると、農民は集鎮²⁸へ移住することができる、そして集鎮住民と同じ権益と義務を有する。1985年7月には都市へ移住することも可能になり、同年9月、現代人口管理制度であるIDカードが正式に導入された。それ以降、農村の余剰労働力はようやく移動出来ることになった。

5.1.1.2 労働力の需要側

計画経済時代に、軽工業とサービス業は農業と似たような状況で、あまり重視されていなかった。しかしこの二つの産業は、低価な労働力を最も利用できる分野である。改革開放以来、生産要素は市場によって配分される。それによって、豊富な労働力資源はより生産性の高い（重工業よりは低い）軽工業やサービス業へ移動し始め、軽工業とサービス業が急速に成長し、労働力への需要が更に高まっていた。

そして、特に沿岸部の都市では、発展と共に住民の教育水準も向上した。都市住民は肉体労働などの低級職種より報酬が優れている政府や金融機関など高級職種に就職することを希望する。この低級職種の需要は移動してきた農民工達によって補填されている。

この労働力の移動を通じて、移動元、移動先、そして移動した労働力のそれぞれが利益を得た。移動元の農村地域は地元の余剰労働力（失業）問題を解決し、農業の大規模生産や機械化などの技術進歩に有利な環境を作り上げた。移動先の都市は流入してきた低価労働力を利用し、一次産業から二次・三次産業への産業構造の転換を加速させた。移動した労働力は、得られる収入が増加すると同時に、都市での働きによって、知識やスキルを身に付け、人的資本も積み上げた。しかし、この大規模な移動も様々な問題を引き起こした。本章の第4節ではその点について説明する。

5.2 ルイス転換点をめぐる論争と「用工荒」

ルイス転換点とは、イギリスの経済学者アーサー・ルイス²⁹によって提唱された概念で

²⁸ 農村と都市の間にある、小都会のような町

²⁹ Lewis(1954)を参照

ある。第3章でも述べたように、彼の理論によると、工業化の初期段階にある発展途上国では、第二次産業と第三次産業はまだ十分に成長していないため、農業部門に存在する余剰労働力を完全に吸収できない。農業部門の一人あたり生産性は低く、労働報酬も工業部門より遥かに低い。従って、工業部門の労働報酬が農業部門より高い限り、労働力は移動する。工業化が順調に進んだ場合、農業部門の余剰労働力は底をつき、労働力供給過剰状態もなくなる。この底を突いた時点がルイス転換点である。

中国がすでにルイス転換点を通過したとすれば、低価な労働力を提供してきた農村からの出稼ぎ農民工を利用できないことと、中国の経済成長を牽引してきた労働集約的産業が収縮し、今後経済成長の制約要因となりうることを意味している。

しかし、中国がルイスの転換点を通過したか否かに関して、現在も広く議論が続いている。この論争が発生するきっかけは、2004年前後から出現した農民工不足と農民工賃金急上昇現象である。

5.2.1 「用工荒」現象による余剰労働力枯渇懸念³⁰

2003年から、東部沿岸地域に農民工不足現象が出現した。当時学界は一時的な現象と解釈したが、それ以降も問題は解決されず、ますます深刻になっている。2010年第一四半期、浙江省において労働市場を通じて就職活動をしている労働者は148.45万人であるのに対して、企業が289.44万個の職位を提供している、需要は供給の1.95倍である。2010年7月広東省仏山市の労働市場公表データによると、求職者は2070人であるのに対して、職位提供は3047個で、需要は供給の1.47倍である。2011年2月、広東省深セン市の労働力需給ギャップは20万人であり、旧暦春節のあと更に約80万人に拡大した。2011年旧暦春節前後、中部にある湖北省は、就職労働力が56万ほど不足している。このような大規模な労働力不足現象から、中国農村での余剰労働力が枯渇し始めたと一部の研究者が指摘している³¹。Das and N'Diaye(2013)によると、中国では、生産性が最も高い20~39歳労働者の規模は既に縮小し始めている。そして、2020~2025年の間にルイス転換点を経過すると予測する。

しかし「余剰労働力が枯渇し始めた」という見方への反論も存在する。張(2011)の調査によると、中国沿岸部の労働力需要が変化しつつある。労働者の経験と技術を以前よりも重視するため、熟練労働力への需要が拡大し、供給は不足している。それは「用工荒」という現象の原因になっている。一方、非熟練労働力の供給は減少していないため、まだルイス転換点を経過していないと主張している。

³⁰ この節の一部のデータは周(2011)を参照

³¹ 周(2011)を参照

5.2.2 農民工賃金の上昇³²

中国統計局各年度の「農民工監視調査報告」によると、2003年から2006年までに、農民工の一人あたり賃金は、月額781人民元から953人民元まで上昇し、上昇幅は22%である。2008年、中国では20省が最低賃金水準を引き上げ、平均15%前後増加した、その影響を受け、全国農民工の平均賃金収入は毎月1156人民元に上昇した。2009年第三四半期、平均賃金は1455人民元に上昇した。2010年第二四半期、中国20省は再び最低賃金水準を引き上げ、農民工の平均賃金は約1670人民元に上昇した。当時、大卒半年内の労働者平均賃金は2000人民元前後で、一部の農民工は既にこれ以上の収入を得ていた。2011年に公表された「中国統計年鑑2010」によると、2010年都市住民の平均年収は前年より7.8%増加し、農村戸籍を持っている労働者の平均年収上昇率は10.9%であり、初めて農民の収入は都市住民を超えた。急速な賃金上昇により、「低価」労働力の持続的提供は不可能になりつつある。

5.3 大規模労働力移動が地域経済へ与える影響

本節では、大規模労働力移動が地域経済へ与える影響を考察する。5.1では地域間収入格差の縮小、5.2では移動元の地方租税収入損失、5.3では人口減少による生活関連サービスの縮小を取り上げる。

5.3.1 地域間収入格差の縮小

労働力移動の自由化は、地域間の実質賃金格差を縮小させ、労働力資源の最適配分を実現できる。一方、この大規模な労働力移動は一連の問題を引き起こしている。

5.3.2 移動元の地方租税収入損失

後進地域の労働力が過剰な場合、労働力流出によって産出が減少するとは限らない。しかし、消費税による政府収入は減少する。農民工が出稼ぎをして賃金を地元へ送ることによって、地域間の収入格差を軽減できる。しかし、出稼ぎ農民工の日常消費はすべて移動先で行うため、移動規模が億単位になると、消費税収入による格差発生は無視できない。租税収入は地方政府が政策を実行する基礎である。中央政府からの扶助金もあるが、租税収入の重要性は遥かに高い。その租税収入を確保できなければ、医療、教育、インフラ整備などへの投資は不足し、こういった公共サービスの格差も拡大する。

5.3.3 人口減少による生活関連サービスの縮小

³² この節の一部のデータは周(2011)を参照

我々が日常生活を送るために必要な各種サービスは、一定の人口規模のうえに成り立っている。必要とされる人口規模はサービスの種類により様々である。例えば、日本では、ある市町村に一般病院が 80%以上の確率で立地するためには、27,500 人以上の人口規模が必要（50%以上の確率で立地するためには 5,500 人以上の規模が必要）である³³。人口減少によって、こうした生活関連サービスの立地に必要な人口規模を割り込む場合には、地域からサービス産業の撤退が進み、生活に必要な商品やサービスを入手することが困難になるなど、日々の生活が不便になるおそれがある。

5.4 ルイスモデルの限界と Harris-Todaro モデル

本節では、ルイスモデルの限界について議論する。5.1 では移動した労働力の就職率と Harris-Todaro モデルについて議論する。5.2 では賃金以外の移動要因が存在する可能性を示す

5.4.1 移動した労働力の就職率と Harris-Todaro モデル

第 2 節で説明したルイスモデルによると、都市が農村から流入してきた低価労働力を利用し、工業化を加速させるべきということが提唱される。農村の余剰労働力がすべて吸収された時、両部門の労働生産性が同一になり、人口移動は均衡状態になる。そして、このとき一国の工業化は完成する。政府の政策に関して、ルイスモデルでは都市部を優先的に発展させることを強調し、農業から工業への転換を図ることで、最終的には二元構造を破る。しかし、発展途上国で農村人口が都市への大規模流入を経験していった際、都市失業率が非常に高くなるという現象が発生している。この現象から、ルイスモデルは一部の経済学者に批判された。その一人である Todaro は新しい移動モデルを考案した。

Todaro³⁴によると、ルイスモデルの致命的な欠点は、移動した労働力が 100%就職できるという非現実的な設定である。実際、農民工は移動する前に、自分が都市で就職できる確率を考える。もし移動による収入の期待値が農業生産を放棄した機会コストより低ければ、移動は発生しない。Harris-Todaro モデルでは、労働力移動が均衡状態になれば、就職確率を考慮した都市部での平均期待収入が、農村の平均収入と一致する。そしてこの状態では、都市部に正の失業率が存在し、その大きさは両部門間の実際の収入格差によって決められる。両部門間の収入格差が大きくなればなるほど、失業率が高くなる。故に、都市部での職を増やしても、失業率を減少させることができない。都市部の失業率を低下させるために、農村と農業を発展させ、農村地域での就職を増やし、労働力の移動を制限すべ

³³ 日本国土交通省が公表した「国土交通白書 2015」を参照

³⁴ Todaro. M. P. (1969)と Todaro. M. P. (1986) を参照

きであるという主張になる。

Harris-Todaro モデルは、農村と都市の二元構造の維持を提唱するため、ルイスモデルの二元構造打破とは正反対の結論となる。改革開放前の中国では、Todaro が提唱する政策を実行した、即ち都市の発展を抑え、農村を優先的に発展させ、戸籍制度を通じて労働力移動を阻む。その結果は低い経済成長、国民収入水準の低下、そして都市化の停滞である。1960年、中国の総体都市化水準は19.7%であったが、20年後の1980年は19.4%まで縮小した。そして、多くの労働力を農業生産に束縛するため、農民は農業技術進歩と大規模生産に関心を示さなかった。なぜなら、農業生産性の上昇は単位当たりの土地で必要とされる労働者数を減らし、失業者を作り出すからである。移動ができない上、農村社会保険も普及していない当時の労働者にとっては、失業によって生活ための収入源がなくなるからである。金(2011)はHarris-Todaro モデルを使用し、省を単位とする中国の労働移動の構造とその変化の傾向をみるために、人口、所得を初めとする諸変数を採用し、地域単位で集計された公式統計データを用いてモデル分析を行った。金の研究によると、1995年、2000年、そして2005年といった3つの時点で労働移動要因の構造が変化している。そして、1995年以前と2005年以降、特に有力な影響要因は失業率の地域格差だった。

Harris-Todaro モデルによると、移動の意思決定に関して移動先の失業率は重要な参考要因である。しかし、本研究の途中で筆者が行った失業率に対する計量分析の結果からは、有意な影響は確認できなかった。原因は恐らくデータの精度だと考えている。

5.4.2 社会共通資本と移動の意思決定

宇沢弘文(2000、2013)は「社会的共通資本」という概念を提唱した。宇沢によると、自然環境(大気、水、森林、河川など)、社会的インフラストラクチャー(道路、交通機関、上下水道など)、そして制度資本(教育、医療、金融など)という三種類の社会共通財産は、人びとが豊かな経済生活を営み、優れた文化を展開し、人間的に魅力のある社会の安定的な維持を可能にする自然環境と社会的装置である。これらの資産は、市場の基準によって利潤追求の対象にされるべきではない、国家によって運営されるべきであるという。

社会的共通資本が豊かになればなるほど、人々の生活が楽になる。教育は子どもたちが持っている資質を伸ばす、医療は病気やけがの人を助けるからである。要するに、社会的共通資本は、地域の暮らしやすさを表す指標となっている。労働者が地域移動を意思決定する際、賃金以外でも、社会共通資本で表す「暮らしやすさ」を考えに入れる可能性が存在する。

中でも、制度資本である教育状況が移動との関係についての研究は多数存在する。段(2001)の研究によって、労働者はより教育水準の高い省へ移動する傾向があることが示された。また、肖・劉(2007)はQuadratic Assignment Procedure という方法³⁵を通じて、教育水準が高い省は労働者にとって魅力的であることを明らかにした。この教育水準の重視は、

³⁵ QAP 方法については、Krackhardt(1988)第3節を参照

労働者自身だけのためではなく、自分の子供がより優秀な教育を受けられるためでもある。項(2009)が農民工に実施したアンケート調査では、「子供がどこの学校を通っている？」という質問に対して、76%の回答者は「就職先の町の学校」と回答している。「実家の学校」と回答した回答者の中でも、22%の回答者は「自分の経済条件が良くなれば、就職先の町の学校に入学させる」と回答している。子供の未来のため、労働者は賃金収入だけではなく、移動先の教育水準も考えなければならない。

5.5 労働力の地域間移動

本節では中国の農村と都市の間に発生した労働力移動について、地域経済との関連性を説明する。

中国では、計画経済から市場経済への転換と戸籍制度の制限緩和によって、農村地域から都市地域までの大規模移動が発生している。移動するかどうか、そしてどこへ移動するのかについて、農民工は意思決定の際、一番利益が得られる選択肢を選ぶ。ここでは Harris-Todaro モデルのフレームワークを用いて説明する。

$$d_i = w_i * \pi_i - r - c_i$$

ここで、 d_i は都市 i への移動によって得られる利益、 w_i は都市 i の平均実質賃金、 π_i は都市 i で就職する確率、 r は農村での平均収入（機会費用）、 c_i は移動のコストである。 d_i がマイナスなら移動しない、プラスならそのうちで一番大きい数値の地域へ移動する。

改革開放政策と「先富論」によって、東部沿海地域は中央政策による優遇を受け、改革開放政策の実益を優先的に得ていた。それとは対照的に、広大な面積を有する中西部の開発は遅れ、先発優位を失い、東部との格差が拡大していった。コストに関しては、同じ人が2つの目的地を比較する際、 r は同一であるため考慮から外れる。 c_i は移動時間と費用の増加関数である。しかし、80年代以来、中国政府は国内の交通道路建設に力を注ぎ、その結果国民の移動コストは大幅に低下した。2020年時点で、西部の寧夏から東部の深センへの鉄道チケット料金は300人民元であり、寧夏平均農村可支配收入³⁶11707人民元の僅か2.6%である。したがって、現在では移動コストの重要性はかなり低下したと考えられる。以上から、期待収入が一番高い沿岸部都市が、移動先として選ばれやすいのである。実際、2018年の7594万人の農民工の内、58%が沿岸部都市へ移動した³⁷。

結論として、農村と都市の間に発生している労働力移動は、地理的な視点からみると、主に中西部から東部沿岸都市へという方向になっている。次節では、主にこのような地域間移動について分析する。

³⁶ データの来源は「中国統計年鑑」である、中国国家统计局によって公表される

³⁷ データの来源は「農民工監視調査報告 2018」である、中国国家统计局によって公表される

5.6 中国の労働力移動動機に関する実証分析

本節では、計量分析を通じて、移動の意思決定に関する要因を明らかにする。5.6.1 は労働力移動と「期待収入」、「医療水準」、「教育水準」といった三つの要因の間の関連性を分析する。そのうち、「医療水準」と「教育水準」は「社会的共通資本」を表す変数である。6.2 は時期に関するダミー変数を用いて、説明変数と移動の関係は2004年前後のどちらに所属することによって影響されることを明らかにする。6.3 は1985年-2004年、2005年-2018年の二つの時期を分けて分析する。

移動の意思決定を分析する際、本来であれば地域間の賃金、医療水準、教育水準の格差を説明変数にするべきであるが、データの収集とモデルの構築は順調に進めていないため、絶対値を使用することにした。

5.6.1 分析 A ³⁸

分析対象は改革開放後の中国³⁹の省級地域間の労働力移動状況であり、期間は1985年から2018年である。パネルデータの固定効果モデルを用いて分析を行う。

「期待収入」、「医療水準」、「教育水準」といった三つの要因は、移動の意思決定に関わっていると仮定する。回帰式は以下のとおりである。

$$PI_{it} = c + \beta_1 w_{it} + \beta_2 M_{it} + \beta_3 E_{it} + \varepsilon_{it}$$

また、各変数の内容は以下のとおりである。

c は定数項

PI_{it} は地域 i の第 t 期の人口純流入率で、以下の式で計算する。

$$PI_{it} = (I_{it} - p_{i,t-1}n_t)/p_{i,t-i}$$

ただし、

I_{it} : 地域 i の第 t 期の年間常住人口⁴⁰増加数

$p_{i,t-1}$: 地域 i の第 $t-1$ 期期末の常住人口総数

n_t : 地域 i の第 t 期の常住人口自然成長率

w_{it} は地域 i の第 t 期の政府機関や国有企業以外⁴¹の各職種の平均賃金水準

M_{it} は地域 i の第 t 期の医療水準を表す変数である。具体的には地域 i の第 t 期の1万人

³⁸ 第5節分析A、B、Cが使用するデータの来源は「中国統計年鑑」である、中国国家统计局によって公表される

³⁹ 西部地区の重慶市は1995年以前存在しないため、本稿の分析から除外する。以下も同様。

⁴⁰ 「常住人口」は一年間移動先で半年以上生活している人口を指す。定義は中国国家统计局を参照：http://www.stats.gov.cn/tjsz/cjwjtjd/201308/t20130829_74322.html

⁴¹ 本稿第2章A部分で説明したように、農民工の主要就職先は政府機関や国有企業などではなく、低級職であるため、ここは政府機関や国有企業以外の職種の平均賃金を使う。

ごとの医療施設入院容量を使用
 E_{it} は地域 i の第 t 期の教育水準を表す変数である。具体的には地域 i の第 t 期の 10 万人
 ごとの大学生在学数を使用
 ε_{it} は誤差項

もし有意な β_1 、 β_2 、 β_3 の推定値が確認できれば、それぞれ対応する変数は、労働力移動に影響を与えたということになる。

推定結果は以下の表 5.1 のとおりである。

表 5.1 1985 年-2018 年の移動要因分析

	係数/値	標準誤差	t 値	p 値
c	-0.654680	1.69274	-0.38676	0.6990
β_1	-0.000200	3.86×10^{-5}	-5.07195	0.0000
β_2	0.093710	0.057923	1.61785	0.106
β_3	0.003503	0.000674	5.198309	0.0000
R ²	0.20363	SSR	149972.7	
サンプルサイズ: 1020				

推定結果によると、 β_1 、 β_3 は統計的に有意である。教育水準は人口流入率と正の相関を持っている、つまり移動の意思決定では移動を促す要因となっている。一方、賃金水準は人口流入率と負の相関を持っている、これは Harris-Todaro モデルの「高賃金を目当てに移動する」という前提と逆になっている。恐らく原因は、本章で説明した 2004 年前後から発生した労働力供給不足と農民工賃金急上昇現象である。労働力の供給不足によって、賃金が上昇しても移動できる労働力に限りがあり、その影響で β_1 がマイナスになった可能性がある。その他にも、労働力の供給と需要の非対称性を指摘する研究も存在する。

曾（2012）は江蘇省北部の労働力の供給と需要の状況を調査した。彼女が行ったアンケート調査によると、企業が募集している職種の 72.9%は中学程度以上の教育水準が求められており、32.3%は高校程度以上の水準が求められている。しかしそれに対して、応募者の 91.9%の教育水準は中学あるいはそれ以下である。35.3%の職種は特定の免許を必要としているが、8%の応募者だけその条件に満足できる。30 年間の発展によって、沿岸部の各産業はかなり成長してきた、その結果、労働力への要求が高くなったと考えられる。この非対称性は、推計結果の原因になっているかもしれない。つまり、賃金の上昇は高水準の労働者への需要増を意味し、その条件を満たさない労働者にとっては移動の阻害要因になる。

要約すると、2004 前後の時点で、労働力の供給側と需要側に変化があり、それは説明変数と移動の関係にも影響を与えた。この「転換時点」の存在を検証と特定するために、分析 B では時期に関するダミー変数をモデルに入れて再推計する。

なお、表 1 の結果によると、 β_2 は有意ではないため、医療条件と人口流入率の相関性は確認できていない。

5.6.2 分析 B

研究対象は改革開放後中国 30 の省級地域の中の労働力移動状況であり、期間は 1985 年から 2018 年である。パネルデータの固定効果モデルを用いて分析を行う。回帰式は以下のとおりである。

$$PI_{it} = c + \gamma_1 D_t + \gamma_2 w_{it} + \gamma_3 M_{it} + \gamma_4 E_{it} + \gamma_5 D_t \times w_{it} + \gamma_6 D_t \times M_{it} + \gamma_7 D_t \times E_{it} + \varepsilon_{it}$$

D_t は年に関するダミー変数で以下のように定義する。

$$D_t = \begin{cases} 0, t \in [1985, n] \\ 1, t \in [n + 1, 2018] \end{cases}$$

ただし、 $n \in [1985, 2018]$

他の変数は分析 A と同じである。

SSR(Sum of squared residual) による F 検定を用いて、「n 年前後でモデル構造に変化なし」という帰無仮説の正否を検証する。そして、構造変化が一番強い時点を特定する。

さらに、もし信頼性の高い γ_2 、 γ_3 、 γ_4 の推定値が確認できれば、賃金、医療水準、教育水準がそれぞれ移動の意思決定に影響があることを確認できる。もし信頼性の高い γ_1 、 γ_5 、 γ_6 、 γ_7 の推定値が確認できれば、賃金、医療水準、教育水準それぞれの説明変数と労働力移動の関係は n 年時点で変化したことになる。

推定結果は以下のとおりである。SSR(Sum of squared residual) による F 検定の結果によって、 $n = 1995-2005$ の期間内では、「n 年前後モデル構造に変化なし」という帰無仮説を 95%の信頼区間で棄却できる。なお、構造変化はもっとも強力なのは 2000 年時点前後である。

表 5.2 ダミー変数に関する検定

	n=1995	n=2000	n=2005
F 値	9.9243	12.7288	10.3786

以上から、1995 年-2005 年の期間内で、説明変数が移動の意思決定に与える影響が変化しつつあることを確認できた。そして、変化が最も強い 2000 年を境に、それぞれの時期について分析を行う必要がある。

5.6.3 分析 C

分析 A と同じ式を、改革開放以来の時期を 1985 年-2000 年と 2001 年-2018 年の二つの期間に分けて推計する。

1985 年-2004 年期間の推計結果は以下の表のとおりである。

表 5.3 1985 年-2000 年の推計結果

	係数/値	標準誤差	t 値	p 値
c	-21.90336	11.71272	-1.87005	0.0621
β_1	0.00005	0.000400	0.137934	0.8904
β_2	0.389952	0.393245	0.991625	0.3219
β_3	0.045487	0.013804	3.295278	0.0011
R ²	0.122424	サンプルサイズ: 480		

推定結果によると、 β_3 は統計的に有意である。1985 年-2000 年の期間内では、移動先の教育水準は、人口の純流入率と正の相関を持つことが確認できた。一方、 β_1 と β_2 は有意ではないため、移動先の賃金と医療条件の移動の意思決定への影響は確認できない。

2001 年-2018 年の推計結果は以下の表のとおりとおりである。

表 5.4 2001 年-2018 年期間の推計結果

	係数/値	標準誤差	t 値	p 値
c	-9.733629	1.449782	-6.71386	0
β_1	-0.000331	3.00E-05	-11.04813	0
β_2	0.349495	0.054462	6.417284	0
β_3	0.004978	0.000705	7.061250	0
R ²	0.538404	サンプルサイズ: 540		

推定結果によると、 β_1 、 β_2 、 β_3 は統計的に有意である。2001 年-2018 年の間に、移動先の賃金水準は人口純流入率と負の相関を持つこと、医療条件と教育条件は人口純流入率と正の相関を持つことが確認できた。

表 5.3 と表 5.4 を比較すると、2001 年-2018 年期間内では、移動の意思決定に関して賃金の影響が有意になり、マイナスの影響を与えている。この変化が起きた原因について、考えられる解釈は幾つか存在する。一つ目は、この変化は労働力の異質性がもたらした結果かもしれない。需要側では労働力に求めるスキルが上がり、供給側ではまずスキルのある者から移動するとすれば、2000 年以降需要側の高スキル要求が供給側の低スキルの移動を抑えてしまい、その結果は賃金が増えても移動できる労働力は増加しない。もう一つの可能性は、移動と賃金の間に逆の因果関係（流入が増えると賃金が下がる）が存在するため、その影響によって負の相関を検出したということである。この可能性を検証するた

め、移動と賃金の内生性を考慮しなければならない。この二つの可能性は、これからの研究の課題となる。

もう一つ注目すべきなのは、両期間内に移動先の教育条件が人口純流入率に有意な正の影響を与えていることである。労働力が移動先の教育条件を重視していることは明らかである。

また、2000年以降、移動先の医療条件も意思決定の際、決定を左右する有意な要因となっている。その理由は世代交代による見方の変化だと考えられる。

5.7 本章の結論

本章では、中国の農村と都市の間に発生している大規模労働力移動の現状やそれによって引き起こされた問題を確認し、対策を講じる必要性を強調した。これらの問題を解決するために、まず労働力移動の仕組みを究明しなければならない。そのため、1985年から2018年までのデータを用いて計量分析を行い、移動の意思決定に関する要因を明らかにすることを試みた。

本章の主な結論は以下のとおりである。

中国で起こっている大規模労働力移動は、要素配分を市場に任せた結果であり、この移動によって、労働力をより生産性の高い部門に配置することが可能となり、経済全体の急成長の大きな要因となっている。農民工が沿岸部都市で得られる収入が高いこと、そして鉄道や国道建設によって移動コストが減少したことから、地理的な視点で見ると、労働力は主に中部と西部から東部へと移動している。

計量分析の結果から以下の結論を得られた。

- ①1995年-2005年の期間内で、説明変数と労働力移動の意思決定の関係が変化しつつある。そして変化が最も大きいのは2000年前後である。
- ②1985年-2000年の期間では、移動先の教育水準は有意に移動を促進する。
- ③2001年-2018年の期間では、移動先の医療条件と教育条件は有意に移動を促進するが、賃金上昇は移動に有意にマイナスの影響を与えている。
- ④同期間で教育条件の促進効果は続いている。そして2000年以降医療条件も移動に大きな促進作用が見られる。

以上の結論からみると、政府は移動元の教育条件と医療条件を整えることで、労働力の流出を阻止できる。それによって、ルイス転換点を過ぎた後、移動元の労働力不足問題、そして全国の問題などの課題の解決に貢献できる。

第6章 中国地域格差是正政策—「西部大開発政策」の効果検証⁴²

「西部大開発」政策は、この東部と中西部の間にある地域格差を是正することを目指す国家戦略である。2001年から現在まで、西部大開発が実施されてから20年経つが、その効果を検証し、存在する問題を発見して是正する必要がある。本稿の目的は、西部大開発の効果を検証し、存在する問題を発見することである。

本章の構成は以下のとおりである。6.1では西部大開発政策の内容と意義について説明する。6.2では政策効果を評価するためによく用いられるDID法を説明し、この方法を使用した先行研究を紹介する。6.3ではDID法を用いて計量分析を行う。6.4では西部大開発が西部諸地域の二酸化炭素排出量へ与える影響を確認する。最後に6.5では、研究の過程で明らかになった結論をまとめて、政府への提言を示す。

6.1 「西部大開発」政策

本節では、「西部大開発」政策の内容と意義について説明する。6.1では中国三大地域の間に存在する経済格差の現状と推移を確認する。6.2では西部大開発政策の内容について説明する。6.3では西部大開発政策を実施する意義を分析する

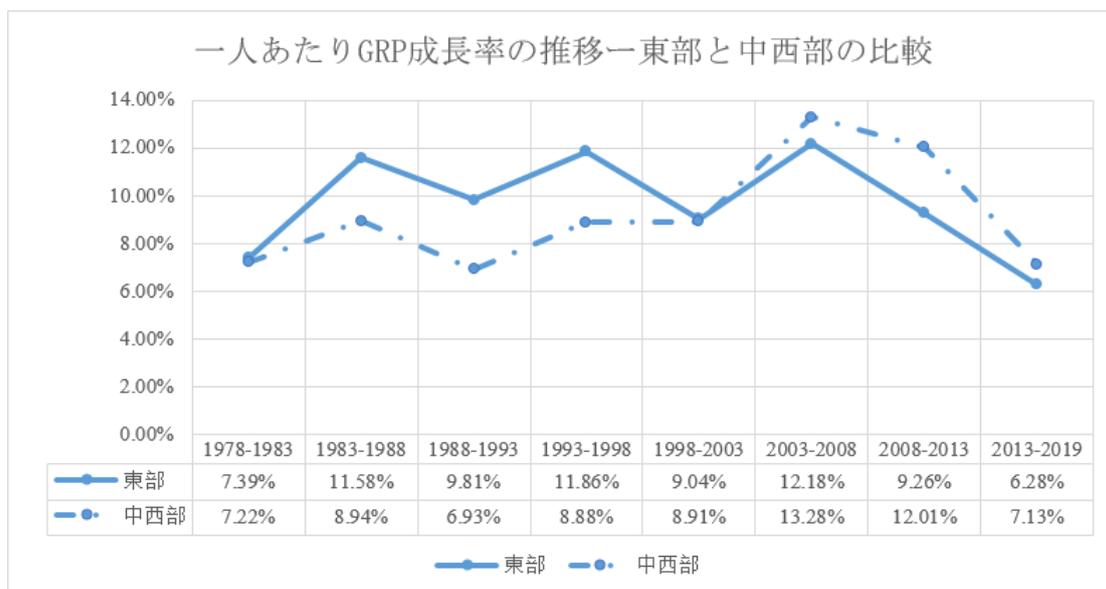
6.1.1 中国三大地域間の格差の現状と推移

図6.1は第1章の図4.1と同じものであるが、一人あたりGRPの5年ごとの平均成長率を指標とし、中国東部と中西部の間の経済格差の推移を示したものである。改革開放政策が実施され始めた1978年時点で、東部の一人あたりGRPは485.19人民元であり、中西部は301.82人民元であった、東部は中西部を上回っていった。その後、1998–2003年の時期まで、東部の一人あたりGRPの成長率は常に西部より高かった。2003–2008年の時期以降、これまでの状況は一変し、中西部の成長率は東部を超えて、最新の2013–2019年の時期まで東部より低いことはなかった。言い換えると、2003–2008年の時期以降、東部と中西部の間の経済格差は収束する傾向がある。

しかし、成長率の高低関係逆転に伴い、両地域の成長率は共に下落した。そして、両地域間の成長率の差も減少している。表6.1が示しているように、2008–2013年の時期の収束は一時的には速くなったが、2013–2019年時期では収束のペースが緩やかになっている。

⁴² 本章の内容は蘇(2022a)にもとづく。

図 6.1 一人あたり GRP 成長率の推移—東部と中西部の比較



データ出所：「中国経済年鑑」各年版、蘇（2020）を参照

表 6.1 同一水準まで収束の推定時間

基準年： 1978年	2003-2008年時期		2008-2013年時期		2013-2019年時期	
	東部	中西部	東部	中西部	東部	中西部
最終年の実質一人あたりGRP（万人民元）	9186.37	4012.67	14306.19	7075.82	20614.85	10694.14
期間内の平均成長率	12.18%	13.28%	9.26%	12.01%	6.28%	7.13%
収束までの推定時間	84.92年		28.33年		82.57年	

データ出所：「中国経済年鑑」各年版、蘇（2020）を参照

表 6.1 は第 1 章の表 1.3 と同じものである。1978 年から現在までの両地域間経済格差推移状況を要約すると、2003 年以前に格差は拡大してしまっていたが、2003—2008 の年時期以来格差は縮小していく傾向がある。しかし、収束の速度が落ちている、現在の速度からすると、21 世紀内で格差が消滅する可能性は低い。

6.1.2 西部大開発政策の内容

中国の「西部大開発」政策は、先進地域である東部沿岸地域と、後進地域である西部内陸地域の格差を是正することを目指す国家戦略である。

中国政府は 2000 年から国務院に西部開発指導小組を新設して西部大開発計画をスタートさせ、鉄道や道路建設などのインフラ整備や投資環境の整備、科学教育の発展などの優遇政策を実施した。政策に必要な資金を確保するために、14 億人民元の国債を発行することになった。「西部大開発」の施策対象となるのは、陝西、甘肅、寧夏回族自治区、青海、新疆ウイグル自治区、四川、雲南、貴州、重慶、チベット自治区、広西チワン族自治区、内モンゴル自治区、合計 12 省市区である。

西部大開発政策の一部具体的な措置は表 6.2 のとおりである。

表 6.2 西部大開発政策の一部具体的な措置

政策	一部具体的な措置
資金投入	水利、交通、エネルギー、資源開発、ハイテク・軍民転換プロジェクトを西部に優先配分
	西部に対する一般財政移転増額、貧困対策資金優先配分
	銀行融資の強化
投資環境改善	ソフト面の環境改善：国有企業改革、私営企業発展、行政管理改善
	優遇税制
	土地・地下資源関連投資の減税
	資源、交通、水などの価格市場化、価格調節による西部への利益移転
対外対内開放	外資への開放分野拡大
	外資利用方法の多様化
	対外経済協力・貿易促進
	国内地域間協力推進
人材導入と科学技術・教育発展	人材の誘致・定着
	科学技術重視
	教育への資金投入
	文化・衛生施設の整備

データ出所：中国国務院「西部大開発の政策措置を実施することに関する通知」、大西（2004）を参照

2010 年、政府は今後 10 年間に渡ってこのような措置を続けて行くことと、2015 年には GRP をさらに 2 倍に引き上げることを宣言した。2005 年に公表された「中国統計年鑑 2005」によって、開発戦略が始まって以来、中央政府がすでに 9600 億人民元（約 12 兆円）の財政資金を西部地区に投入したことが明らかにされた。投資規模が 6000 億人民元以上に達する 36 の重点プロジェクトを起こしている。またこのような中央政府の投資が呼び水となって西部諸省の GRP 成長率は、1999 年に 7.2% だったが、2000 年が 8.5%、2001 年が 8.7%、2002 年 10.0%、2003 年 11.3%、2004 年 12.0% と毎年のように増加した。

6.2 政策効果の評価

本節では、政策効果の評価するためによく用いられる DID 法を説明し、この方法を使用した先行研究を紹介する。6.1 は DID 法を説明する。6.2 は DID 法を使用した先行研究の結論を紹介する。

6.2.1 DID 法による政策効果の評価

政策が実施されてからの効果を量的に計測する場合、差分の差分法 (difference in differences、以下 DID 法) を使用することが多い。研究対象を処置群と対照群に分別して、「個体間の差」と「時点間の差」の両者を使って処置の効果を推定する方法である。本稿の場合、西部大開発の政策対象となる西部十二省市区の「政策が実施されなかった」場合の推定一人あたり GRP 成長率と、「政策が実施された」場合のデータの差を比較することになる。計算式で表現すると、以下の式になる。

$$Y_{it} = a_0 + a_1 dw_{it} + a_2 dt_{it} + a_3 dw_{it} * dt_{it} + a_4 Z_{it} + \varepsilon_{it}$$

各変数の内容は以下のとおりである。

Y_{it} : i 省 t 時点の一人あたり GRP 成長率

dw_{it} : 政策の対象になるかどうかを表すダミー変数。政策の対象の場合 $dw_{it} = 1$ 、それ以外の場合 $dw_{it} = 0$

dt_{it} : 政策が実施されたかどうかを表すダミー変数。実施された場合 $dt_{it} = 1$ 、それ以外の場合 $dt_{it} = 0$

$dw_{it} * dt_{it}$: 交差項

Z_{it} : 一人あたり GRP 成長率に関するコントロール変数

ε_{it} : 誤差項

西部大開発政策の効果は、以下の表 6.3 で示されているとおりに計測される。

表 6.3 DID 法による西部大開発政策の効果

	$dt_{it} = 1$ (実施後)	$dt_{it} = 0$ (実施前)	差分
$dw_{it} = 1$ (処置群)	$a_0 + a_1 + a_2 + a_3$	$a_0 + a_1$	$a_2 + a_3$
$dw_{it} = 0$ (対照群)	$a_0 + a_2$	a_0	a_2
差分の差分 (DID)		a_3	

要するに、西部大開発政策の効果は係数 a_3 によって反映される。また、DID 法を使用するために、平行トレンドの仮定が必要になる。

6.2.2 DID 方法を用いた先行研究

DID 法を用いて中国西部大開発政策の効果を検証する先行研究は複数存在する。しかし、使用したコントロール変数やデータの時期によって、分析結果は一致していない。

孔ほか(2018)では、地域総合経済成長率を目的変数に、教育水準、農業化水準、工業化水準、サービス業化水準、一人あたり平均消費水準、政府規模、固定資産投資規模、そして海外投資規模などをコントロール変数に設定して、1994年から2015年までの中国地域経済成長率を回帰分析している。孔ほか(2018)によると、西部大開発政策によって、西部諸省の実質経済成長率は4.66%引き上げられた。そして、政策は主に工業化水準、固定資産投資規模、そして海外投資規模といった三つの要因に影響することで、経済成長率を増加させた。なお、政策は六期後までしか経済成長率に有意な影響を与えないため、政策の持続的な効果は期待できない。

劉(2015)は、中国全国283個市級地域の1994年から2012年までのデータを用いて、西部大開発政策の効果を検証した。劉(2015)によると、西部大開発政策は地域GDPと地域一人あたりGDPに有意な影響を与えなかった。その上、西部地域労働力の人的資本を減少させている。

以上二つの先行研究に用いられたコントロール変数の推定結果について、以下の表6.4のように整理した。

表 6.4 先行研究に用いられたコントロール変数の推定結果整理

要素/ コントロール変数	要素が経済への影響		西部大開発政策が要素への影響	
	孔(2018)	劉(2015)	孔(2018)	劉(2015)
教育水準/人的資本	正	正	負	負
第一次産業の割合	有意ではない		負	
第二次産業の割合	正	正	正	有意ではない
第三次産業の割合	負	正	負	負
住民消費水準	負		有意ではない	
政府規模	正	正	負	負
固定資産投資規模	負	正	正	正
海外投資規模	有意ではない	正	正	有意ではない
貯蓄率		負		

出所：筆者による整理

本稿では、先行研究を参考として、「政府規模」、「教育水準」、「第二次産業の割合」、「第三次産業の割合」、そして「固定投資規模」をコントロール変数に設定し、1990年から2020年までの各省のデータをDID法で分析し、西部大開発政策の効果を検証する。

「海外投資規模」をコントロール変数から除外した理由は、先行研究の中で有意な結論を得られなかったからである。孔ほか(2018)の推定によると、西部大開発政策が海外投

資規模へ正の影響を与えているものの、海外投資規模が経済成長へ有意な影響を確認できなかった。劉（2015）の推定結果は異なっている、海外投資規模が経済成長への正の影響を確認できたものの、政策の海外投資規模への有意な影響を確認できなかった。孔ほか（2018）によると、有意な結論を得られなかった理由は、恐らく中国経済の急速発展と共に、海外投資が経済成長への影響力は弱まりつつあるからである。従って、本稿では「海外投資規模」をコントロール変数として使用しない。

6.3 DID 法による分析結果

本節では、DID 法を用いて、1990 年から 2020 年までの各省のデータに基づいて、2001 年から具体的に実施されることになった西部大開発政策の効果を検証する⁴³。6.3.1 では回帰モデルや使用するコントロール変数の内容などを説明する。6.3.2 では DID 法を使用するため満足しなければならない平行トレンドの仮定の条件を検証する。6.3.3 では回帰分析の結果を整理する。

6.3.1 推定式

分析対象は 1990 年から 2020 年までの各省の一人あたり GRP 成長率である。パネルデータを用いて分析を行う。

「政府規模」、「教育水準」、「第二次産業の割合」、「第三次産業の割合」、そして「固定投資規模」を GRP 成長率に関するコントロール変数とする。回帰式は以下のとおりである。

$$Y_{it} = a_0 + a_1 dw_{it} + a_2 dt_{it} + a_3 dw_{it} * dt_{it} + a_4 Z_{it} + \varepsilon_{it}$$

コントロール変数 Z_{it} について、以下の項目が含まれている。

表 6.5 コントロール変数の内容と計算方法

変数名	変数の内容	計算方法
gov	政府規模	地域の財政収入/地域 GRP
edu	教育水準	地域の大学在校生数/地域人口
sgrp	第二次産業の割合	第二次産業 GRP/地域 GRP
tgrp	第三次産業の割合	第三次産業 GRP/地域 GRP
far	固定資産投資規模	固定資産投資/地域 GRP

もし信頼性の高い a_3 が確認できれば、西部大開発政策が対象の十二省市区に影響を与えたことを証明でき、そして a_3 の数値は政策の効果を反映する。

⁴³ 重慶市のデータは不足しているため、本稿の計量分析には含まれていない。

6.3.2 平行トレンドの仮定の検証

平行トレンドの仮定によって、処置群と対照群の成長率の変化率に差異があると DID 法を使用できない。従って、成長率 Y_{it} の一階差分 ΔY_{it} を目的変数に、 dw_{it} を説明変数に設定して回帰する、データの期間は西部大開発政策が実施される前の 1990 年から 1999 年までである。結果は以下の表 6.6 のとおりである。

表 6.6 平行トレンドの仮定の検証

	係数/値	標準誤差	t 値	p 値
dw_{it}	-0.155325	0.533544	-0.291120	0.7712
R^2	-0.003070	サンプルサイズ: 300		

係数は有意ではないため、処置群と対照群の成長率の変化率に有意な差異がないと証明できる。平行トレンドの仮定を満足しているため、DID 法を使用できる。

6.3.3 推定結果

推定結果は以下の表 6.7 のとおりである。括弧の中は t 値である。

表 6.7 各説明変数が一人あたり GRP 成長率への影響

説明変数	(1)	(2)
dt	-0.009698	0.025742
	(-3.050512)	(5.06384)
dw*dt	0.025041	0.024554
	(4.769583)	(4.371282)
gov		-0.074074
		(-3.737848)
edu		-0.008467
		(-3.577813)
sgrp		-0.031886
		(-0.999716)
tgrp		-0.185495
		(-5.030075)
far		0.021168
		(2.888439)
常数項	0.090454	0.175941
	44.51178	(7.371711)
サンプルサイズ	930	930

左の列 (1) はコントロール変数を加えていないケースの推定値である。

(1) の推定結果をみると、 $dw*dt$ の係数はプラスで有意である、要するに西部大開発政策が十二省市区の一人あたり GRP 成長率を約 2.5% 引き上げた。しかし、 dt の係数はマイナスかつ有意なので、政策実施後に一人あたり GRP の成長率は低下したということになる

(2) の推定結果をみると、まず $dw*dt$ の係数はプラスで有意である、要するに西部大開発政策が十二省市区の一人あたり GRP 成長率を約 2.4% 引き上げた、この結果はコントロール変数を加えていない (1) の推定結果とほぼ一致している。コントロール変数の中に、「固定資産投資規模」は成長率に正の影響を与えている、逆に「政府規模」、「教育水準」、そして「第三次産業の割合」は負の影響を与えている。「第二次産業の割合」は有意的な影響を確認できない。

「政府規模」、「教育水準」、そして「第三次産業の割合」が一人あたり GRP 成長率に負の影響を与えていることと、「第二次産業の割合」は有意な影響を確認できないことは、恐らく西部大開発政策の優遇税制や補助金による結果である。これらの指標が改善されても、コストである優遇税制や補助金と合わせて計算すれば、経済成長に正の影響を与えないことはありえる。政策の効果を正しく評価するため、各コントロール変数への影響を検証する必要がある。

次に、西部大開発政策の各コントロール変数への影響を検証するため、「政府規模」、「教育水準」、「第二次産業の割合」、「第三次産業の割合」、そして「固定投資規模」をそれぞれ目的変数とし、 dt 、 dw 、 $dw*dt$ に回帰した。推定結果は表 6.8 のとおりである。括弧の中は t 値である。

表 6.8 政策の各コントロール変数への影響

	gov	edu	sgrp	tgrp	far
dt	0.080667	2.018965	-0.01955	0.103257	0.291029
	(13.06688)	(37.78363)	(-4.07136)	(23.0854)	(15.68004)
dw*dt	0.101227	-0.587274	0.046354	-0.00438	0.173795
	(9.929117)	(-6.655053)	(5.84626)	(-0.59287)	(5.670005)
定数項	0.132421	0.321863	0.424081	0.35851	0.334075
	(33.55706)	(9.423134)	(138.1822)	(125.3921)	(28.15817)
サンプルサイズ	930	930	930	930	930

推定結果によると、西部大開発政策は、「政府規模」、「第二次産業の割合」、そして「固定投資規模」へ正の影響を与えていると同時に、「教育水準」に負の影響を与えている。そして、「第三次産業の割合」へ有意な影響を与えていない。

表 6.7 と 6.8 の推定結果によると、以下の結論が得られる。

まず、「政府規模」と「第二次産業の割合」に関しては、政策から有意な正の影響を受

けているにも関わらず、一人あたり GRP 成長率に正の影響を与えていない。それは恐らく優遇税制や補助金といったコストによる影響であろう。西部大開発の政策によって、政府収入は改善され、第二次産業は成長したが、未だに優遇税制や補助金といった「杖」を手放すことが出来ない。持続的な成長を遂げるため、市場の形成や制度の整備といったソフト面の環境改善は重要であり、いつまでも優遇税制や補助金へ依存することは望ましくない。

次に、「教育水準」に関しては、政策から有意な負の影響を受けている。本稿に用いられる「教育水準」を表す変数は、地域の大学在校生数/地域人口という方法で計算されたデータである。要するに、「教育への資金投入」といった優遇政策が実施されても、西部十二省市区の地元の教育水準は改善できず、むしろ悪化している。西部では不足している科学技術関係の人材を誘致してくるために、中央政府は戸籍制度の改革によって人材移動の障害を減らし、西部における研究開発に重点的に資金を投入している。そして、将来の西部を担う人材を地元で育成するため、教育への資金投入（義務教育の普及や大学建設など）も拡大されている⁴⁴。しかし、推定結果によると、教育への資金投入は想定中の効果をもたらしていない、あるいは、政策のタイムラグが原因で、効果の反映は遅れている。

次に、「第三次産業の割合」に関しては、政策から有意な影響も受けず、経済成長にも正の影響を与えていない。この推定結果は、第三次産業発展への重視不足を示している。

最後に、「固定資産投資規模」に関しては、政策から有意な正の影響を受けていて、経済成長率にも正の影響を与えている。しかし、投資はインフラ整備、資源開発、エネルギーなど収益が高い、効果顕在が早い領域に集中している⁴⁵。結果として、投資が不足している領域が存在し、政府による調節が必要になる。

6.4 西部大開発が西部諸地域の二酸化炭素排出量への影響

西部大開発政策の効果評価に当たって、経済視点からの研究が多い。しかし西部大開発政策では、「生態環境の保護」も重要な目標である。近年、二酸化炭素の排出量変化という指標に注目して、西部大開発政策が生態環境への影響を検証する研究は複数存在する。

鄭（2017）は DID 法を用いて、1995 年から 2011 年までの中国各省の二酸化炭素排出量を分析した。鄭（2017）の分析によると、西部大開発が実施されてから、西部諸地域の二酸化炭素排出量が減少した年は存在するが、持続的な減少ではない。政策の全面展開と共に、排出量も増加する傾向がある。

謝・周（2021）は DID 法を用いて、1997 年から 2017 年までの中国各省の二酸化炭素排出量を分析した。謝・周（2021）の分析によると、西部大開発政策は、西部諸地域の二酸化炭素排出量の増加率を低下させた。西部産業構造の革新は、二酸化炭素排出源を石炭と石油から天然ガスへとシフトさせ、排出量の増加を低下させた緩めたという。

⁴⁴ 大西（2004）を参照

⁴⁵ 劉（2015）を参照

持続可能な経済成長のために、また、西部自然環境保護のために、二酸化炭素の排出量を減らす必要がある。二酸化炭素の排出量変化は産業構造変化の指標にもなるので、今後この指標に注意を払うべきである。

6.5 本章の結論

本章では、中国の「西部大開発」政策の効果を検証し、存在問題を発見することを目標とした。そのため、DID法を用いて、政策が経済成長への効果を確認し、影響経路を分析した。

本章の主な結論は以下のとおりである。

①西部大開発政策は、対象となる十二省市区の一人あたり GRP 成長率に有意な正の影響を与えている。政策によって、一人あたり GRP を約 2.4% 引き上げた。

②「政府規模」と「第二次産業の割合」に関しては、政策から有意な正の影響を受けているにも関わらず、一人あたり GRP 成長率に正の影響を与えていない。それは優遇税制や補助金といったコストによる影響だと思われる。

③「教育水準」に関しては、政策から有意な負の影響を受けている。推定結果によると、教育への資金投入は想定中の効果をもたらしていない、あるいは、政策のタイムラグが原因で、効果の反映は遅れている。

④「第三次産業の割合」に関しては、政策から有意な影響も受けず、経済成長にも正の影響を与えていない。この推定結果は、第三次産業発展への重視不足を示している。

⑤「固定資産投資規模」に関しては、政策から有意な正の影響を受けていて、経済成長率にも正の影響を与えている。しかし、投資はインフラ整備、資源開発、エネルギーなど収益が高い、効果顕在が早い領域に集中している。結果として、投資不足な領域が存在し、政府による調節が必要になる。

⑥持続可能な経済成長のために、そして西部自然環境保護のために、二酸化炭素の排出量を減らす必要がある。そして経済的に、二酸化炭素の排出量変化は産業構造変化の指標にもなるので、今後この指標に注意を払うべきである。

以上の結論からみると、「西部大開発」政策は一定な効果を上げたが、まだ政府によって調節すべき点も多い。政府は第三次産業と教育などの領域を重視し、西部諸地域の産業構造を調節する必要がある。そして、持続可能な経済成長を目指して、西部の環境保護にも注意を払うべきだと思われる。

第7章 コロナ禍の下での中国地域格差変化及び今後の展望

2020年春、新型コロナウイルス感染症(COVID-19)が突然流行し始め、短時間内に全世界へまん延してしまっただ。世界各国の経済発展が大きく影響され、政府は防疫措置の優先を余儀なくされていた。一年後、感染の拡大はある程度抑えられ、2021年後半から2022年にかけての世界経済は、コロナ危機による落ち込みから回復の動きを続けている。

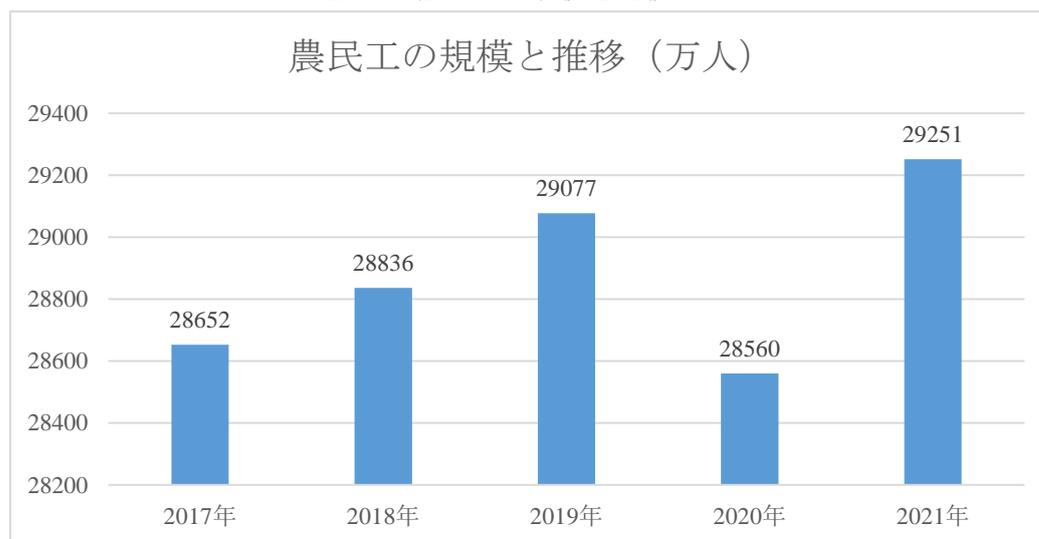
この戦後最大規模の公衆衛生危機は現代社会に多くの課題を突きつけた。人々の行動や意識が変化し、従来の社会へ戻ることは難しい。地域格差問題も、これらの変化から影響を受けていると思われる。本章では、コロナ禍の下での中国地域格差変化を分析し、これから地域格差問題の行く先を展望する。

本章の構成は以下である。7.1では、格差解消の有力要因である地域間労働力移動の変化を確認する。7.2では、2020年からの地域格差状況を確認する。7.3では、上海協力機構の最近の首脳会議から、「一帯一路」が中国中西部に与える影響を予測する。7.4では、本章の結論をまとめる。

7.1 地域間労働力移動が受けた影響

本稿第5章で説明したように、地域間の賃金、教育、医療といった格差によって、大規模な労働力移動が中国の内陸部と沿岸部の間に発生している。その中で、「農民工」と呼ばれる出稼ぎ農民は相当な割合を占めている。しかし、2020年にコロナ禍が発生し、中国経済全体がショックを受けていた。中国政府の公表データによると、この十年、中国GDPの年増加率は6%以上の水準を維持してきたが、2020年に1.7%まで減少した。そして、防疫措置のため地域間の移動が大幅制限され、農民工達の移動は難しくなっていた。

図 7.1 農民工の規模と推移



データ出所：「2021年農民工監視調査報告」、中国国家统计局により毎年公表される。

図 7.1 が示しているように、2020年の農民工規模が明らかに縮小し、2017年の水準以

下になっていた。しかし、その縮小傾向は長く続かず、2021年の時点で既にコロナ前の水準に戻っていた。コロナが労働力移動へ与えた影響は一時的なものということは明らかである。

しかし、変化した要素も存在する。コロナ禍の前から、移動先で就職する農民工の約5割は、サービス業に従事していた。各年度の「農民工監視調査報告」によると、2019年、サービス業は51%の農民工を吸収し、割合が2018年より0.5%増えた。2020年に、割合が更に51.5%まで上昇した。しかし、2021年に、サービス業に従事する農民工の割合が50.9%まで減少し、2020年水準より0.6%下落した。就職先が変化した原因は、恐らく沿岸部の従来型のサービス業がコロナショックの影響を受けたからであろう。コロナがもたらした混乱が完全に収まらない限り、このような変化は一時的なものではなく、長期化する可能性も無視できないだろう。

農民工就職先の改変は、東部沿岸部のサービス業業界がコロナショックを生き抜くために経営方針や自身の規模を調整していることを示している。このような調整は中国地域格差問題にどのような影響を与えられるのか、それを見極める為に長期的な視点で観測する必要がある。

7.2 2020年からの中国地域格差状況

表 7.1 2019年から2022年前半まで各年度の一人あたり GRP 水準（万人民元）

	2019年	2020年	2021年	2022年 前半
東部	88586.1	90717.0	101881.5	73609.6
中部	57428.9	58639.8	66336.2	48534.4
西部	53671.8	55602.3	62618.6	46268.0

表 7.2 各年度の一人あたり GRP に関する地域間比較

	2019年	2020年	2021年	2022年 前半
東部	1.70	1.63	1.63	1.59
中部	1.10	1.05	1.06	1.05
西部	1.00	1.00	1.00	1.00

データ出所：各年度の「中国統計年鑑」

表 7.1 はコロナショック前の2019年から2022年6月までの各地域の一人あたり GRP 水準である。データによると、ショックを受けながらも、中国全体の経済成長は未だ上昇するペースを維持している。表 7.2 は各年度の西部一人あたり GRP を基準とし、中部と東部は西部の何倍なのかを計算したデータである。計算結果によると、2019年に東部の一人あたり GRP は西部の1.7倍であった。その後、東部と中西部の間の格差は縮小して

いく傾向を見せている。本稿第1章の表1.3が示したように、収束速度が遅くても、2013年から中国地域間格差が縮小して行く傾向が存在する。表7.2からみると、縮小する傾向はコロナショックを受けても、未だに維持している。

7.3 上海協力機構と「一帯一路」政策の最新動向

コロナ禍の下で、「一帯一路」政策にも変化がみられる。2022年9月14日、ウズベキスタン・サマルカンドでの上海協力機構（SCO）の第22回首脳会議において、イラン外相は加盟に関する覚書に署名した。ここに至って、イランは正式な加盟国になったのである。この結果は、中国が主導している「一帯一路」戦略の成果の一つとも言えるのだろう。

本稿第1章で説明したように、「一帯一路」構想は中国と周辺諸国の経済協力体制を整えることを目指しているだけでなく、中国国内の地域格差是正も目的の一つである。中国の中西部が飛躍的な発展を遂げるには、東部からの生産能力の移転を加速させ、中西部地域と隣国間の交流と協力を強化しなければならない。しかし、「一帯一路」構想を実現するため、まだ乗り越えなければならない課題が多数残っている。

まず、域内外の大国の支持を得ることが困難である⁴⁶。中国と、アメリカ、ヨーロッパ連合、そして日本との間で、「一帯一路」における資源をめぐる利益の衝突が予想される。さらに、「一帯一路」の対象国は、発展段階や宗教、文化などの面で大きく異なっており、経済統合の求心力が弱い。そして、中国は、一部の対象国との間で領土や領海の問題を抱えている。とくに南シナ海と、中印の国境地域において、緊張が続いている。最後に、投資に伴うリスクが高い。一部の紛争地域を含め、対象国の多くは政治、経済、社会の各側面において安定していないうえ、道路や港湾などのハード面のみならず、法律や税制といったソフト面でのインフラがまだ整備されておらず、改善を待たなければならない。

これらの問題を解決していくことは、対象国との間のウィン・ウィン関係を実現する鍵となると思われる。

7.4 本章の結論

2020年のコロナ禍以降、世界は紛争の時代になりつつある。そのような環境の中で地域格差問題に対応するには、今まで以上の努力を求められている。本章の分析によると、中国全体の経済成長がコロナショックを受けながらも、地域格差が縮小して行く傾向はまだ維持している。そして、格差是正を目指す「一帯一路」構想も一つの成果を収めることができた。

しかし、短期的なショックとは別に、長期的影響も存在する。コロナ禍によって人々の行動や考え方にも変化がみられる。長期的な視点から、経済成長や地域格差にどんな影響

⁴⁶ 関志雄（2015）を参照

を与えられるのか、それを究明するため、引き続き国全体の経済状況を観測しなければならない。

おわりに

本稿の目的は、実証分析を通じて、中国地域格差問題の現状を確認し、その形成原因と解消に関わる要因を明らかにして、問題への対応に関する提言をすることである。

第1章では、地域格差問題の研究に用いられる経済成長の収束理論を紹介し、中国地域格差の現状を確認した。さらに、中国の地域格差を引き起こす要因を分析した。1978年から現在までの中国東部と中西部の間の経済格差推移状況を要約すると、2003年以前には格差は拡大してしまっていたが、2003年から2008年の時期以降格差は縮小していく傾向がある。しかし、収束の速度が落ちている、現在の速度からすると、21世紀内で格差が消滅する可能性は低い。

第2章では、高度成長期の地域格差変化に関して、日本と中国の状況を比較した。本章の主な結論は以下のとおりである。①回帰分析によると、高度成長期の日本は地域間格差の拡大を経験した。一方、中国の地域格差は収束していく傾向があるものの、タイル指数Tなどの分析によると、格差問題の現状は日本よりも深刻である。②日本では、政府による政策の転換によって、地域格差の更なる拡大を抑制した「全国総合開発計画」の有効性が証明されている。③一方中国では、西部大開発政策が実施されたものの、格差の縮小が遅い。また、日本より長い高度成長の期間で、人口移動の制限などの原因から、中国の地域格差の状況は当時の日本よりも深刻である。④西部大開発の効果が不十分な原因はいくつか考えられる。藤井(2005)によると、中国政府は先進国グループへのキャッチ・アップを優先課題としているため、中西部の発展に全力を注げることは難しい。理由の一つは、東部の資本報酬が中西部より高いことである。また、蘇(2022a)によると、西部大開発政策は西部の一人あたりGRPを約2.4%引き上げたが、それは優遇税制や補助金といったものの影響でしかない。以上の結論からみると、中国は地域間格差を解消しようとしたら、まず中西部への発展に全力を注がなければならない。高成長率の維持なのか、それとも格差状況の改善なのか、政府は一つの目標に絞り込まなければならない。

第3章では、中国の地域格差問題に対応する必要性と緊急性を説明した。中国の地域格差は資源の呪いや不均一な政策などによって形成され、既に様々な経済的、社会的問題を引き起こしている。そして、中国国内の農村過剰労働力はすでにレイスの転換点に接近あるいは通過していると推察できるので、これまでの労働力集約的な成長を続けることができない。それに加えて、2020年年初に中国とアメリカの両国間に結ばれた合意によって、それ以降の二年間中国国内の農産品市場は衝撃を受ける恐れがあり、農業の重要性が高い後進地域にとっては危機が迫っている。これらの現状から、中国政府は地域格差に対応する必要性と緊急性があることを明らかにした。

第4章では、計量分析を通じて、中国地域格差問題に対応するため重視すべき要因を明らかにした。分析結果は、以下の項目にまとめることができる。①1978年から2017年までの39年間、中国各省、市、自治区、直轄市の経済成長に、絶対 β -収束は存在するが、モデルの適合度は低い。②東部に所属していることは経済に有意な正の影響を与えている、しかし地域間価格差指数による調整前と後では結論が逆になっている。それは、東部地域での生活コストは中部と西部より遥かに高いことを示してしている。③産業構

成に関する変数は経済成長に有意的な影響を与えていない。産業構成変数を導入することで、有意な条件付き β -収束が確認できたが、産業構成変数に関する t 値は有意水準以下である。表 4.6 で説明したように、産業構成変数は主に工業人口の一人当たり成長率によって決定されている。この成長率は、工業化の程度と政府の工業への政策に大きく影響されている。しかし、産業構成変数は経済成長に有意な影響を与えていない。よって、無闇に工業を発展させようとしても、必ず格差が解消されるわけではない。④地域間価格差価格指数による調整前には、人口の純流入率から経済成長への有意な影響は存在しないが、調整後は、有意に一人あたり GRP に負の影響を与えている。調整後の結果は、我々の直感と一致している。しかし、モデルの適合度は低いので、人口移動を分析する際、本稿が採用した線型モデルは適切でない可能性もある。⑤地域間価格差指数の導入はあきらかに推計結果に大きく影響している。

第 5 章では、労働力と地域格差の関係を分析し、移動の意思決定に関わる要因を分析した。中国で起こっている大規模労働力移動は、要素配分を市場に任せた結果であり、この移動によって、労働力をより生産性の高い部門に配置することが可能となり、経済全体の急成長の大きな要因となっている。農民工が沿岸部都市で得られる収入が高いこと、そして鉄道や国道建設によって移動コストが減少したことから、地理的な視点でみると、労働力は主に中部と西部から東部へと移動している。計量分析の結果から以下の結論が得られた。①2000 年前後を境目として、説明変数と労働力移動の意思決定の関係が変化した。②1985 年-2000 年の期間では、教育条件は有意に移動を促進する。③2001 年-2018 年の期間では、移動先の医療条件と教育条件は有意に移動を促進するが、賃金上昇は移動にマイナスの影響を与えている。④世代交代によって労働者の考え方、特に医療水準への考え方が変化した。以上の結論からみると、政府は移動元の教育条件と医療条件を整えることで、労働力の流出を阻止できる。それによって、ルイス転換点を過ぎた後、移動元の労働力不足問題、そして全国の医療や教育に関連する社会問題などの課題の解決に貢献できる。

第 6 章では、DID 法を用いて、地域格差を是正することを目的とした「西部大開発」の効果を検証した。本章の主な結論は以下のとおりである。①西部大開発政策は、対象となる十二省市区の一人あたり GRP 成長率に有意な正の影響を与えている。政策は一人あたり GRP を約 2.4%引き上げた。②「政府規模」と「第二次産業の割合」に関しては、政策から有意な正の影響を受けているにも関わらず、一人あたり GRP 成長率に正の影響を与えていない。この政策面での影響は優遇税制や補助金といったコストを通じた影響だと思われる。③「教育水準」に関しては、政策から有意な負の影響を受けている。推定結果によると、教育への資金投入は予想するような効果をもたらしていない、あるいは、政策のタイムラグが原因で、効果の反映は遅れている可能性もある。④「第三次産業の割合」に関しては、政策から有意な影響も受けず、経済成長にも正の影響を与えていない。この推定結果は、第三次産業発展への政策的配慮の不足を示している。⑤「固定資産投資規模」に関しては、政策から有意な正の影響を受けていて、経済成長率にも正の影響を与えている。しかし、投資はインフラ整備、資源開発、エネルギーなど収益が高い、効果顕在が早い領域に集中している。結果として、投資不足な領域が存在し、政府による調節が必要になる。

⑥持続可能な経済成長のために、そして西部自然環境保護のために、二酸化炭素の排出量を減らす必要がある。また、二酸化炭素の排出量変化は産業構造変化の指標にもなるので、今後もこの指標に注意を払うべきである。以上の結論からみると、「西部大開発」政策は一定な効果を上げたが、まだ政府によって調節すべき点も多い。政府は第三次産業と教育などの領域を重視し、西部諸地域の産業構造を調節する必要がある。そして、持続可能な経済成長を目指すために、西部の環境保護にも注意を払うべきだと思われる。

第7章では、コロナ禍の下での中国地域格差変化を確認し、今後の地域格差の変化を推測した。本章の分析によると、中国国全体の経済成長がコロナショックを受けながらも、地域格差が縮小して行く傾向はまだ維持している。そして、格差是正を目指す「一帯一路」構想も一つの成果を収めることができた。しかし、短期的なショックとは別に、長期的な影響も存在する。その一つは、人々の行動や考え方が変化したことである。長期的な視点から、経済成長や地域格差にどんな影響を与えられるのか、それを究明するため、まず国全体の経済状況を観測しなければならない。

以上を概括すると、まず、中国国内では東部と中部、西部の間に格差が存在する。収束する傾向は存在するものの、最近の5年間では、収束の速度が落ちて、このままでは21世紀のうちに同じ水準に到達できない。

次に、地域格差は一連の社会、経済問題を引き起こすため、対応する必要性かつ緊急性がある。

また、後進地域の経済発展を加速するために、経済収束の要因を明らかにした。東部に所属すること、そして労働力の移動は有意に経済成長に影響している。なお、地域間価格差の導入は明らかに推計結果に大きく影響している。その中で、労働力の移動は格差解消をもたらす以外に、様々な問題も引き起こしている。

さらに、日本の高度成長期にも格差の拡大が発生したが、政策によって更なる拡大を止めることができた。中国にとっては貴重な教訓ではあるが、両国の状況に差異があって、そのまま転用することはできない。一方、中国が実行してきた是正政策である「西部大開発」の効果を検証した結果、一定の効果を上げたが、まだ政府によって調節すべき点も多いという結論に至った。

最後に、コロナ禍の下でも中国地域格差は縮小して行く傾向があるが、人々の行動や考え方の変化といった長期的な影響も残ると思われる。今後、そのような環境の下で地域格差問題を対応するには、今まで以上の努力を求められている。

地域格差問題の対応は、長期に渡って資源や精力を投入し続けなければならない課題である。大きな問題を引き起こす可能性も高いので、放置することはできない。そこで、安全かつ効果的な対応策が常に求められているが、変化が激しい現代では、状況に応じて対応策を講じなければならない。そのため、格差解消に関する研究も、今後継続させていかなければならない。

参考文献

英語：

- Ackland, Robert, Steve Dowrick, and Benoit Freyens(2013), “Measuring Global Poverty: Why PPP Methods Matter”, *The review of Economics and Statistics*, 95(3), pp.813-824
- Asea.P.K, A.Lahiri(1999),“The Precious Bane” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 23, pp.159-176.
- Barro, Robert J. and X. Sala-i-Martin(1992), “Regional Growth and Migration : A Japan-United States Comparison”, *Journal of the Japanese and International Economies*, 6, pp.312-346.
- Barro, Robert J. and X. Sala-i-Martin(1995), *Economic Growth*, Second Edition, The MIT Press.
- Bernard, Andrew B. and Steven N. Durlauf (1996), “Interpreting Tests of Convergence Hypothesis” , *Journal of Econometrics*, 71, pp.161-173.
- Chen, J. and B. Fleidher (1996) ,” Regional Income Inequality and Economic Growth”, *Journal of Comparative Economics*, 22, pp.141~164.
- Das, Mitali and Papa N’Diaye (2013). “Chronicle of a Decline Foretold: Has China Reached the Lewis Turning Point? ”, *IMF Working Papers NO. 26*.
- Dowrick, Steve and Muhammad Akmal(2005), “Contradictory Trends in Global Income Inequality: A Tale of Two Biases”, *Review of Income and Wealth*,51,pp.201-229
- Galor, Oded and David N.Weil(1996), “The Gender Gap, Fertility and Growth”, *American Economic Review*, 86, pp.374-387
- Firebaugh, Glenn (1999), “Empirics of World Income Inequality”, *American Journal of Sociology*, 104(6), pp.1597-630
- Harris, John,R. and Michael P. Todaro (1970), Migration, Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis,” *American Economic Review*, Vol.60, No.1, pp.126-142.
- Krackhardt, David (1988), “ Predicting with networks: Nonparametric multiple regression analysis of dyadic data”, *Social Networks*,10(4), pp. 359-381
- Lewis, W. Arthur., 1954. “Economic Development with Unlimited Supplies of Labour”, *The Manchester School of Economic and Social Studies*, 22, pp.139–191.
- Lewis, W. Arthur., 1955. *The Theory of Economic Growth*, London, (George Allen & Unwin),
- Mankiw, N. Gregory, David Romer and David N. Weil (1992), “A Contribution of Empirics of Economic Growth”, *Quarterly Journal of Economics*, 107,pp.407-437.
- North, D. (1990), *Institutions, Institutional Change and Economic Performance*, Cambridge University Press.
- Papyrakis E. and Gerlagh R. “ResourLe windfalls investnenl and long-term income”,*(J)ResourLes Policy*, 2006, 31(2) pp.117- 128.
- Puga, D.(1999), “The Rise and Fall of regional Inequality”, *European Economic Review*, 43, pp.303-334
- Solow, Robert M. (1956), ”A Contribution to the Theory of Economic Growth”, *Quarterly*

Journal of Economics, 70, pp.65-94.

- ・ Sachs.J.D.,and A.M.Warner,(1999),“The Big Push, Natural Resource Booms, Growth” (*J. Journal of Development Economics*, 59(1),pp.43-76.
- ・ Schultz, T. Paul (1998), “Inequality in the Distribution of Personal Income in The World: How it is Changing and Why”, *Journal of Population Economics*, 11, pp.307-44
- ・ Swan, Trevor W. (1956), “Economic Growth and Capital Accumulation”, *Economic Record*, 32, pp.334-361.
- ・ Taylor, Alan M. and Jeffery G. Williamson (1994), “Convergence in the Age of Mass Migration”, *NBER Working Paper*, No. 4711.
- ・ Todaro, M. P. (1969), “A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Developed Countries”, *American Economic Review*, 60, pp.138-148.
- ・ Todaro, M. P. (1986), “Internal Migration and Urban Employment: Comment/Reply”, *American Economic Review*, 77, pp. 566-572.

日本語：

- ・ 浅井良夫 (2011) 「開発の 50 年代から成長の 60 年代へ——高度成長期の経済と社会」, 『国立歴史民俗博物館研究報告』, 第 171 集, pp.7-24
- ・ 宇沢弘文 (2000) 『社会的共通資本』, 岩波書店
- ・ 宇沢弘文 (2013) 『経済学は人びとを幸福にできるか』, 東洋経済新報社
- ・ 大西康雄 (2004) 「中国西部大開発の評価と展望」『中国 21』, 第 18 巻, pp.41-56
- ・ 関志雄 (2015) 「動き出した「一带一路」構想— 中国版マーシャル・プランの実現に向けて —」, 『中国経済新論 (新聞記事)』, URL : <https://www.rieti.go.jp/users/china-tr/jp/150408world.html>
- ・ 金善美 (2011) 「ハリス - トダロ・モデルによる中国の省間労働移動分析」, 『麗澤経済研究』, Vol.19, 第 2 号,pp.83-100
- ・ 『国土交通白書』各年版、国土交通省
- ・ 黒田達朗・田渕隆俊・中村良平 (2008) 『都市と地域の経済学 (新版)』, 有斐閣ブックス
- ・ 近藤大介(2014) 「習近平外交の中核「一带一路構想」と、飛躍的發展の可能性を秘めた中印関係のゆくえ」, 『現代ビジネス (新聞記事)』, URL : <https://gendai.media/articles/-/40509?page=4>
- ・ 作間逸雄・市岡修・牧野好洋(2015)「PPP 計測の CGE 接近」, *Economic Bulletin of Sensbu University*, 49(3), pp.1-17
- ・ 蘇嘯宇 (2017) 「1978 年から 2013 年までの中国地域経済格差に関する要因分析」, 修士学位請求論文, 明治大学大学院商学研究科
- ・ 蘇嘯宇 (2019) 「中国の地域格差に関する実証研究—地域間価格差指数を用いた分析」, 『商学研究論集』第 51 号 , pp.73-91、明治大学大学院商学研究科
- ・ 蘇嘯宇 (2021a) 「中国地域格差問題への対応」, 『商学研究論集』第 54 号 ,pp.1-16、明治大学大学院商学研究科

- ・蘇嘯宇 (2021b)「中国の労働移動に関する実証分析」,『商学研究論集』第 55 号 ,pp.1-15 ,明治大学大学院商学研究科
- ・蘇嘯宇 (2022a)「中国「西部大開発」政策に関する実証分析」,『商学研究論集』第 56 号 ,pp.1-11 ,明治大学大学院商学研究科
- ・蘇嘯宇 (2022b)「高度成長期の地域格差変化に関する比較研究」,日本経済政策学会第 79 回全国大会発表論文、名古屋学院大学
- ・張貴民 (2007)「中国における地域格差の是正と調和社会の構築」,『地域創成研究年報』第 2 号,pp.63-77
- ・鄭小平 (1994)「中国の地域格差是正—全国統一市場の樹立を」,『日本経済新聞』(朝刊経済教室欄, 3月5日 22面)
- ・鄭小平 (1998)「地域格差と人口移動: 地域経済発展への功罪」,『最新中国経済入門』(関志雄編著), 東洋経済新報社, 第 6 章, pp.107-123
- ・鄭小平 (2011)「中国における地域格差の変化とその原因—戦後日本経済の経験を参考に—」,『立命館経済学』, (第 59 巻・第 6 号), pp.624-636
- ・深尾京司・岳希明 (2000)「戦後日本国内における経済収束と生産要素投入—ソロー成長モデルは適用できるか」,『経済研究』, 第 51 巻第 2 号, pp.136-151
- ・藤井信幸 (2005)「中国における産業基盤投資の地域配分: 高度成長期日本との比較」,『東洋大学経済論集』, 第 31 巻, pp.63-82
- ・南亮進ほか (2009)「中国経済の転換点—日本との比較」,『アジア経済』, 第 50 巻, 第 12 号, pp.2-20
- ・宮寄晃臣 (2020)『日本における地域経済・社会の現状と歴史』専修大学出版局
- ・山田浩之 (1994)「戦後の経済成長・都市化と国土政策」,『土木学会論文集』, 第 7 巻, pp.1-12

中国語 (作者名ピンイン順):

- ・各年度の「中国経済年鑑」, 中国国家統計局により毎年公表される
- ・各年度の「農民工監視調査報告」, 中国国家統計局により毎年公表される
- ・各年度の「教育統計データ」, 中国国家教育局により毎年公表される
- ・「中米第一段階貿易協定」の内容, 中国国家財政部により公表される
- ・蔡昉・都陽 (2000)「中国地域経済成長の収束と格差」,『経済研究』, 第 10 期, pp.30-37 (中国語)
- ・蔡昉・王徳文・高文書 (2007)「グローバル化と中国国内の労働力移動- 新しいトレンドと政策」,『開放導報』, 第 4 期, pp.6-12 (中国語)
- ・陳梅 (2007)「上海市農民工子女教育問題的若干思考」上海師範大学修士論文 (中国語)
- ・陳秀山・徐瑛 (2004)「中国における地域格差の要因に関する実証研究」,『中国社会科学』, 第 5 期, pp.117-129 (中国語)
- ・段成栄 (2001)「省間人口移動の移動先選択要因分析」『人口研究』, 第 3 期, pp.56-61 (中国語)
- ・段平忠・劉伝江 (2005)「人口流動が地域格差への影響」,『中国ソフトサイエンス』, 第

12 期, pp.99-110 (中国語)

・段平忠(2008)「1978 年以来我が国の地域格差の形成に関する人口流动の影響分析」,『中国人口・資源と環境』,第 5 期,pp.27-33 (中国語)

・郝(2015)「中国天然資源分布と経済成長——資源の呪いについて」,博士学位請求論文,中央財経大学(中国語)

・胡鞍鋼・王紹光・康曉光(1995)『中国地域格差報告』,遼寧人民出版社(中国語)

・孔陽・何偉軍・覃朝暉・譚江涛(2018)「中国西部大開發政策効果評価」『統計觀察』,第 24 期, pp.91-95)

・李国平・陳安平(2004)「中国地域経済成長の収束—時系列データによる実証分析」,『数量経済と技術経済研究』,第 11 期, pp.31-35 (中国語)

・林毅夫・李周(1998)「中国経済移行期における地域格差の分析」,『経済研究』,第 6 期, pp.3-10 (中国語)

・林毅夫・劉培林(2003)「中国の経済成長戦略と地域収入格差」,『経済研究』,第 8 期, pp.3-12 (中国語)

・劉木平・舒元(2000)「中国地域経済の収束と成長要因」,『中山大学学報』,第 5 期, pp.11-16 (中国語)

・劉瑞明・趙仁杰(2015)「西部大開發:成長エンジンか?政策の罨か?—PSM-DID 法を用いた研究」『中国工業経済』,第 6 期, pp.32-43

・劉勝強・周兵(2008)「中国における地域経済発展格差に関する研究のサーペイ」,『経済問題』,第 1 期, pp.53-55 (中国語)

・陸建非(2013)「以教育公平理念關注農民工子女教育—関与上海民工子女教育的現状与思考」『現代基礎教育研究』第 10 卷(中国語)

・沈坤榮・馬俊(2002)「中国経済成長の「倶楽部収束」特徴とその成因における研究」,『経済研究』,第 1 期,pp.33-39 (中国語)

・王雷軒(2010)「成長が加速し始める中国の西部地域—「西部大開發」戦略の実態と展望—」,『農林金融』,第 8 期,pp.64-71 (中国語)

・王壘・周晶(2012)「中国各地域相対価格水準の推計—空間 CPD モデルに基づく研究」, *Statistics & Information Forum*, (第 27 卷・第 8 号), pp.43-49 (中国語)

・魏後凱(1997)「我が国における地域間収入格差の変動パターンを論じる」,『経済研究』,第 4 期, pp.61-65 (中国語)

・肖群鷹・劉慧君(2007)「基于 QAP 算法的省際労働力迁移動因理論再檢驗」,『中国人口科学』,第 4 期, pp.26-33 (中国語)

・項繼權(2009)「農民工子女教育のための制度保障——農民工子女教育問題に関する調査分析と政策的調査分析及政策提案」『華中師範大学学報』第 3 卷(中国語)

・徐康宁・王劍(2006)「天然資源の豊かさと経済発展の關係」,『経済研究』,第 1 期,pp.78-89 (中国語)

・楊開忠(1994)「中国における地域格差の変化に関する研究」,『経済研究』,第 12 期, pp.28-33 (中国語)

- ・楊偉民(1992)「地域間収入格差の変動に関する実証分析」、『経済研究』, 第1期, pp.70-74 (中国語)
- ・曾雅婷(2012)「農村余剰労働力転移与企業招工難問題探析」、『農村金融研究』, 第5期, pp.25-31 (中国語)
- ・張麗賓(2011)「ルイス転換点を通過していない」、『中国発展観察』, 第5期, pp.39-42 (中国語)
- ・周立 (2011)「ルイス転換点の来臨:「民工荒」と「加薪潮」」、『湖北経済学院学報』, 第3期, pp.24-30 (中国語)
- ・周天勇 (2001)「Harris-Todaro モデルの欠点と相反な政策意味」、『経済研究』, 第3期, pp.75-82 (中国語)
- ・鄭佳佳 (2017)「西部大開発が西部諸地域の炭素排出量への影響について」、『西部論壇』, 第4期, pp.48-58 (中国語)