

2018年度
博士学位申請論文

指導教員 片山 尚平教授

中国の経済成長における人的資本の役割
—実証分析を中心に—

広島修道大学大学院

経済科学研究科

現代経済システム

朱 強

目次

第1章 本論文の背景と目的	1
1. 本論文の背景	1
2. 本論文の問題意識	4
3. 本論文の目的と内容	5
4. 本論文の構成	6
第2章 人的資本と経済成長に関する先行研究および問題点	8
2-1 はじめに	8
2-2 人的資本の定義および計測法	8
2-2-1 人的資本とは	9
2-2-2 人的資本の計測法	12
2-3 人的資本と経済成長に関する先行研究	17
2-3-1 人的資本蓄積と経済成長モデル	17
2-3-2 人的資本ストックと経済成長モデル	21
2-3-3 人的資本と会計の手法	22
2-3-4 人的資本と成長回帰分析	24
2-4 先行研究における問題点およびインプリケーション	26
2-4-1 成長会計と成長回帰	26
2-4-2 人的資本変数	27
2-4-3 人的資本の内生性問題	29
2-4-4 データの定常性	30
2-4-5 階差モデルと水準モデル	31
2-5 おわりに	32
第3章 人的資本と中国の経済成長に関する考察 —教育を中心に—	33
3-1 はじめに	33
3-2 中国の教育資本の現状	34
3-2-1 総就学率	35
3-2-2 平均就学年数	38
3-2-3 公的教育支出	40

3-2-4	量的・質的教員数	42
3-2-5	留学者数	45
3-3	分析フレームワーク	49
3-3-1	人的資本の代理変数の設定	50
3-3-2	使用するデータ	52
3-3-3	データの定常性検定	54
3-3-4	共和分検定	55
3-4	中国の成長要因：教育を中心にする人的資本の視点から	56
3-4-1	成長会計のフレームワーク	57
3-4-2	成長会計のデータについて	59
3-4-3	成長会計の結果	60
3-5	時系列分析に基づく人的資本の役割に関する検証	62
3-5-1	実証モデルの定式化	62
3-5-2	定常性検定の結果	64
3-5-3	共和分検定の結果	65
3-5-4	長期均衡式の推定	67
3-6	おわりに	70
第4章	人的資本と中国の経済成長に関する考察　－健康を中心に－	72
4-1	はじめに	72
4-2	健康と経済成長に関する先行研究	73
4-3	中国の健康資本の現状	75
4-3-1	総保健医療支出	76
4-3-2	成人の生存率	77
4-3-3	平均寿命年数	78
4-4	分析フレームワーク	80
4-4-1	実証モデルの定式化	80
4-4-2	使用するデータ	83
4-4-3	定常性検定の結果	84
4-5	中国の経済成長における健康の役割に関する分析	85

4-5-1	共和分検定の結果	86
4-5-2	長期均衡式の推定	87
4-6	おわりに	89
第5章	人的資本の外部効果と中国の経済成長に関する考察	90
5-1	はじめに	90
5-2	人的資本の外部効果に関する先行研究	91
5-2-1	人的資本の外部効果と社会的収益	91
5-2-2	人的資本の外部効果と経済成長モデル	93
5-2-3	人的資本の外部効果に対する測定	94
5-3	分析フレームワーク	96
5-3-1	教育と健康を含む人的資本水準	96
5-3-2	使用するデータ	98
5-3-3	データの定常性について	99
5-4	人的資本の外部効果に関するベンチマーク分析	103
5-4-1	実証モデルの定式化	103
5-4-2	共和分検定の結果	105
5-4-3	長期均衡式に基づく外部効果の検証	106
5-5	人的資本の外部効果と中国の地域経済成長格差	108
5-5-1	中国の地域経済格差における現状	108
5-5-2	パネルモデルの定式化	110
5-5-3	パネルの共和分検定の結果	112
5-5-4	パネル長期均衡式の推定（全国）	114
5-5-5	パネル長期均衡式の推定（地域別）	116
5-6	おわりに	118
第6章	人的資本に基づく研究開発投資と中国の経済成長に関する考察	120
6-1	はじめに	120
6-2	研究開発と経済成長に関する先行研究	121
6-2-1	研究開発投資とその決定要因	121
6-2-2	R&D投資と経済成長に関する理論研究	124

6-2-3 R&D 投資と経済成長に関する実証研究	127
6-2-4 R&D 投資と人的資本の関係	129
6-3 中国の R&D 投資の動向	130
6-3-1 R&D 支出	131
6-3-2 研究者数	134
6-4 分析フレームワーク	138
6-4-1 モデルの定式化	139
6-4-2 使用するデータ	141
6-4-3 データの定常性検定	142
6-5 人的資本に基づく R&D 投資の収益性	143
6-5-1 共和分検定の結果	143
6-5-2 長期均衡式に基づく収益率の推定	144
6-6 地域別における R&D 投資と経済格差	147
6-6-1 省レベルの R&D 投資の現状	147
6-6-2 パネルモデルの定式化およびデータの定常性検定	148
6-6-3 パネル分析	150
6-7 おわりに	153
第7章 本論文の結論と今後の課題	154
7-1 本論文の結論	154
7-2 今後の研究課題	157
謝辞	159
補論1 中国の実質 GDP の計測	160
補論2 物的資本ストックの測定	173
参考文献およびデータ出所	195

第1章 本論文の背景と目的

1.1 本論文の背景

1978年12月に行われた「11期3中全会¹⁾」において、経済構造の改革や対外開放などを中心にした改革開放戦略が決定されることによって、中国経済は著しく成長し始めた。その後の中国経済は世界各国に奇跡的なパフォーマンスを見せつつ、遂に2009年に日本を追い抜き世界第2位の経済大国になった。

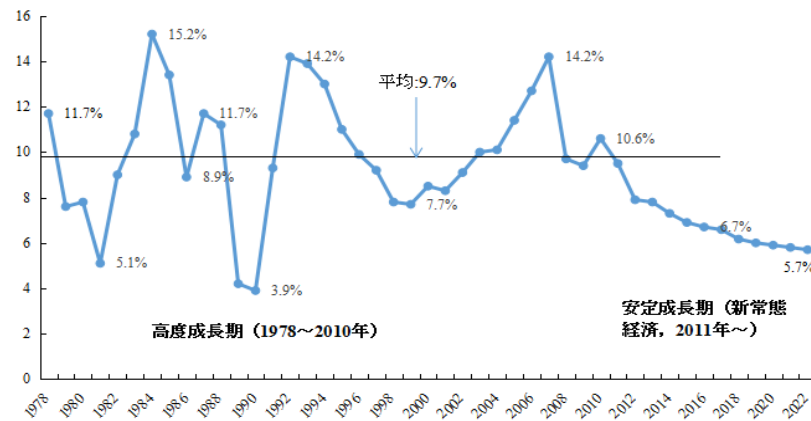


図 1-1 中国における実質 GDP の伸び率の推移 (1978-2022)

(出所) 『中国統計年鑑 2016』 (1978-2015 年のデータ) と「国民経済と社会発展の統計公報 (2017 年公表)」 (2016 年のデータ) より作成。そして、2017-2022 年のデータは IMF「World Economic Outlook Database」による予測値を用いる。

ここでは、中国国家統計局によって公表された実質 GDP の伸び率²⁾を図 1-1 のように作成して見てみよう。図 1-1 からわかるように、1978 年から 2016 年にかけての 39 年間の年平均成長率は 9.7%³⁾に達し、なお、いくつかの減速期間があったが、減速した後、直ぐに成長率の上昇傾向に戻るようみられる。なお、リーマン・ショックの影響で 2009 年は急

1 中国共産党第 11 期中央委員会第 3 回全体会議の略称である。

2 実質 GDP は名目 GDP よりもすぐれた経済成長の尺度であるため、本論文では中国の経済成長率を語る際には、ある期間から次の期間にかけて (つまり前年を基準年として) の実質 GDP の伸び率のことである (実質 GDP の具体的な測定は補論 1 を参照されたい)。同様に、(労働者) 一人あたりの GDP を語る時も実質 GDP のことという。

3 「東アジアの奇跡」と呼ばれた日本、NIES (香港、シンガポール、台湾と韓国)、インドネシア、マレーシアとタイにおいては、驚異的な成長を示した。Jones (1998) によると、1960-90 年の 30 年間の年平均成長率は 5%以上達成した。なお、林毅夫 (2012) では、世界経済成長歴史からみると、7%以上の成長率を長期間維持した国はほとんどなかったと論じ、30 数年間の高い成長率を保つ中国の経済成長はまさに「成長の奇跡 (growth miracle)」と呼ぶべきであると考えられる。

減した後、2010年には一時的に伸び率が高まったが（対前年比 10.6%まで急増）、2011年には再び減速傾向に転じ、それ以降は持続して GDP の伸び率が低下してきている。

一方、国際通貨基金（International Monetary Fund, IMF）によると、2017年の 6.6%から 2022年の 5.7%⁴まで低下し、それ以降も減速傾向は継続するという見方がわかった。そこで、中国はこれまで世界を驚かせる経済成長を実現したが、減速傾向の継続の下で中国の経済成長の持続性という問題に関心が高まった。それに、中国自体にとって、GDP 成長の鈍化に歯止めをかけ、長期経済成長を保つために、どのように対応するかも一つの重大な課題である。

なお、2014年5月に習近平総書記は、河南省を視察したとき、成長の減速という事態を「新常态（ニューノーマル）」と名付け⁵、高度成長から安定成長への転換を図りつつあるという中国の現在の戦略を述べている。そして、当年12月の中央経済工作会議において、中国経済の新常态を表す九つの特徴⁶が挙げられている。そのなかで、これからの経済成長は生産要素（資本と労働力）の投入の拡大に依存することではなく、人的資本の質と技術進歩に依存する必要があると指摘されている。すなわち、新常态の経済成長では、人的資本が労働生産性を向上させるとともに、人的資本の質的向上によって技術進歩が促進され、中国の長期経済成長のエンジンとなると考えられている。言い換えると、新常态経済に入り、長期的成長を維持するため、人的資本の役割⁷とそれに基づく技術進歩を重視すべきである。

他方で、約 40 年にわたって年率 10%に近い高成長を維持した結果、名目 GDP は 2005 年から 07 年にかけて、それぞれ順にフランス、イギリス、ドイツを上回り、さらに 2009 年には日本を抜いて世界第 2 位の経済大国になった。IMF のデータベース（当年価格、兆ドル）によると、2016 年には当時の人民元高の為替レートの下で、中国の名目 GDP はおよそ 11.2 兆ドルに達し、順に上述の超えた国の 4.5 倍、3.2 倍、4.3 倍と 2.3 倍であったが、アメリカの 18.6 兆ドルの 60%の水準にとどまっている。

⁴ データの出所は IMF, World Economic Outlook Database

(<https://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2017/01/weodata/index.aspx>, 2017年7月確認)である。

⁵ 河南省を視察したとき、習近平氏は「我が国は依然として重要な戦略期にあり、我々は自信を強化する一方、現在の経済発展段階の特徴を認識しながら、新常态に適応し、戦略的平常心を保つことは必要である（我国发展仍处于重要战略机遇期，我们要增强信心，从当前我国经济发展的阶段性特征出发，适应新常态，保持战略上的平常心态）。」と語った。

⁶ 関志雄（2015）を参照されたい。

⁷ Lucas（1988）が論じたように、長期経済の一つの源泉として人的資本があげられる。

しかしながら、一人当たり GDP 水準を計算すると、当然巨大な人口を抱える中国はこれらの国より低い水準にとどまった。例えば、2016 年の一人当たり GDP からすると、中国の一人当たり GDP は 8113 ドルに達したが、日本の 38917 ドルの 20% の水準とアメリカの 57436 ドルの 14% の水準にとどまった。つまり、一人当たり所得水準には先進諸国に比べると、依然として大きな格差が存在している。さらに、先進諸国との格差が存在する一方で、国内における各地域の格差問題も顕在化する。そこで、現在の中国は「中所得国の罨」と「体制移行の罨」に陥りつつあるという指摘がなされている⁸。一つの原因として、中国の人的資本水準が改革開放以降の教育制度などの影響で大きな飛躍を遂げたが、先端技術水準にかかわる質的人的資本は依然として先進国より相対的に低い水準にとどまることがしばしば先行研究から指摘されている。

また、Solow (1956) を代表とした新古典派成長理論の誕生に伴い、カルドアの定式化された事実をおおむね説明することができるようになった。しかしながら、国家間における一人当たり所得の成長率の格差を説明できないため、人的資本を導入することによって新古典派成長モデルを修正する試みが数多くなされている。代表的なものとして、Romer (1986, 1990) , Lucas (1988) , Mankiw , Romer and Weil (1992) , Jones (2013) などがある。これらの研究は Schultz (1961) や Becker (1993) などの人的資本理論に基づいているケースが多い。そこで、経済成長のもっとも重要な要因である人的資本の役割が認識されてきた。

すなわち、経済成長の持続性、先進諸国との格差や地域格差の解決等に関する課題に対して、人的資本が組み入れられた成長モデルを通じて説明することが可能となる。したがって、これからの新常態経済の進展では、人的資本の役割を取り上げ、人的資本水準の向上や人的資本の分配などに関する考察には意義がある。そして、人的資本水準における地域格差は地域経済格差に影響を与えるかということも問題である。言い換えると、中国の人的資本が長期的経済成長をもたらすことができるかについては検討する必要がある。

⁸ 関志雄 (2013) を参照されたい。

1.2 本論文の問題意識

以上で述べたように、拡張型ソロー・モデル（Mankiw Romer and Weil, 1992）や内生的成長モデルにおいては、人的資本が経済成長に直接的に影響するという生産効果と、技術開発の担い手として技術進歩を促進させ、経済成長に間接的に影響するという知識生産効果が指摘されている。

そして、人的資本理論より人的資本は個人が取得した技能、知識、経験や健康などによって構成され（Becker, 1964）、主に正規教育や職場訓練等を含めた人的資本投資に依存して人的資本水準が決まる（Schultz, 1961）。なお、人的資本の役割に焦点を当てた多くの先行研究では、教育という人的資本の形態について検証されている。なお、最近では教育のみならず、健康という側面から人的資本の役割をより全面的に考察する研究がなされている。ただし、教育と健康を同時に含めた人的資本水準と経済成長の関係についてはほとんど実証的に議論されていない。

一方、人的資本と経済成長に関する実証研究では、主として生産関数モデルに基づく検証であり、人的資本を物的資本のような投入要素にするかあるいは労働者に体化された特質にするかは実証モデルの設定によって決定される。なお、人的資本理論に厳密に従ったのは后者であろう。それに、実証モデルの設定には、階差モデル（階差値—階差値、階差値—水準値）がよく用いられたが、データの定常性の不一致性による見せかけの回帰などの問題で推定結果にバイアスが生じてくる。

また、水準モデルを利用した先行研究において、データの定常性に関する議論がほとんどなされていない。周知のとおり、非定常的な系列について直接に回帰を行うと、見せかけの回帰になるという見方で、必ずデータの定常性を確認しておかなければならない。いわゆる単位根検定を行うことによって、データが非定常であるか否かについて判断され、次の分析手法の選択を決める。

そこで、本論文の問題意識は、中国経済を対象にして人的資本と経済成長の関係、さらに人的資本による地域経済格差の解釈力について、あらためて再検討・再検証していくことにある。

なお、本論文では、人的資本を労働者に体化されたものとみなしており、人的資本の果たす役割に対して実証分析を大量に行うことにする。本論文は以下の3点を軸として、中

国における人的資本の役割に関する実証分析を展開していく。

第一に、教育のほか、健康を人的資本水準として、中国の経済成長に影響を与えるか。それぞれの収益率からみれば、どちらがより高いのかということである。

第二に、人的資本外部性理論より、中国の経済成長において人的資本が外部効果を果たすかという問題に対する検証を行い、もし外部効果が存在する場合、外部効果の大きさによって、地域経済格差の拡大が説明されるのかということである。

第三に、人的資本に基づく R&D 投資と中国の経済成長の間にどのような関係があるかという問題に対して、教育と健康を含めた人的資本水準と同時に R&D 投資を生産関数モデルに導入することが可能なのかということを検証することである。

一方、中国の経済成長における人的資本の役割について、教育と健康を同時に取り上げた研究は少ないことに加え、それに基づく人的資本の外部効果の検証と人的資本に基づく R&D 投資効果の検証に関する研究そのものがもっと少ない。それゆえに、本論文では人的資本の役割をより全面的に検討することから、中国の経済成長という分野における学術的貢献に資することが望まれる。

1.3 本論文の目的と内容

以上のように、これから安定成長を維持しながら、長期経済成長を求めている中国に対して、人的資本という視点に着目し、主に四つの側面から人的資本の役割を検討することは現実的な意義がある。つまり、人的資本の最終財と知識に対する生産効果の下で、人的資本の役割を重要視する必要があると考えられる。

そこで、本論文では中国及び国内各地域に着目し、人的資本が経済成長に及ぼす影響について Schultz らの人的資本論をベースとして、新古典派成長モデルの拡張型および内生的成長モデルに基づいた実証分析を行う。つまり、本論文の目的は、関連研究の課題を踏まえて、実証分析を行うことによって、人的資本（教育と健康）、人的資本の外部効果及び人的資本に基づく R&D 資本と中国の経済成長の関係を明らかにすることである。その内容は主に以下の四つである。

第一に、人的資本と経済成長に関する理論研究をサーベイしながら、中国における経験的証拠を考察し、先行研究からのインプリケーションや不足点をまとめる（2章）。

第二に、中国の高度成長による要因分析のフレームワークの下で、人的資本（教育を中心に）の導入を通じて、成長会計分析を行い、一つの成長要因として人的資本を位置づける（3章）。

第三に、時系列分析手法に従って、人的資本（教育と健康）と中国の経済成長における長期的関係を検証し（3章、4章）、さらに人的資本の外部効果を考慮する場合の検証を行う（5章）。

第四に、地域経済成長における格差問題に関して、教育と健康を中心にした人的資本（4章）及び教育と健康を含めた人的資本の外部効果（5章）の果たす役割が地域経済格差の要因として解釈できるか否かを検証する。

第五に、人的資本と R&D の関係を意識し、人的資本に基づく R&D 投資を生産関数モデルに導入することによって、人的資本の果たす役割をより深く理解するようにする（6章）。

1.4 本論文の構成

本論文の構成は以下のとおりである。まず、第1章では、本論文の背景と問題意識、研究目的および構成について叙述し、本論文の全体像を明らかにする。なお、第2章で行った先行研究の紹介と異なり、第4章から第6章までにおいて、各章ごとに先行研究を展開していることに留意すべきである。

第2章では、人的資本の定義と計測法をはじめ、人的資本と経済成長の関係を論じた理論研究のサーベイを行い、さらに理論モデルに基づいた実証研究を取り上げる。そして、これらの研究からいくつかの問題点を指摘し、本論文の実証分析に役立つ情報を提示しながら、その中に本論文の分析手法を位置付ける。

第3章では、教育を中心とした人的資本の役割をめぐり、まず中国の（量的・質的）教育資本の動向をいくつかの指標によって説明し、そして成長会計手法を用いて中国の経済成長要因の分解からみた人的資本の重要性を概観する。さらに、教育の量を表す指標として平均就学年数の時系列データを用い、時系列分析の手順に従って、教育が中国の経済成長に与える影響について実証分析を行う。最後に、教育の量に対して、教育の質についても議論し、教育の質を表す関係式の構築を通じて中国の経済成長に影響を与えるかを検証する。

第4章では、教育のみならず、健康という人的資本の形態も取り上げて実証分析を行う。まず、健康と経済成長に関する先行研究をサーベイし、中国の健康資本の動向を考察する。そして教育と同時に生産関数モデルに導入することを試み、本章の実証モデルの定式化を提示する。最後に、時系列データを用い、教育と健康が中国の経済成長に与える影響を推定し、それぞれの収益率を求める。

第5章では、人的資本の外部効果などが、中国の経済成長と地域経済成長に与える影響について実証分析を行う。まず、人的資本の外部効果と経済成長に関する実証研究をサーベイし、実証モデルの定式化を説明する。そして、時系列データを用い、中国の経済成長における人的資本の外部効果が存在するかを検証する。最後に、省レベルのパネルデータを用い、地域経済格差の拡大に影響する要因として人的資本の外部効果が解釈できるかを検証する。

第6章では、人的資本に基づく R&D 投資の視点から、人的資本と中国の経済成長の関係について実証分析を行う。まず、人的資本に基づく R&D 投資と経済成長に関する理論研究および実証研究をサーベイし、そして中国の R&D 投資の動向について説明する。さらに、人的資本に基づく R&D 投資を生産関数モデルに導入することによって、本章の実証モデルを構築し、時系列データを用いて実証分析を行う。最後に、人的資本に基づく R&D 投資が地域経済格差の拡大を説明する一つの要因になるかについて、パネルデータ分析を通じて考察する。

第7章では、本論文の研究成果をまとめ、残された課題について述べる。

第2章 人的資本と経済成長に関する先行研究及び問題点

2.1 はじめに

人的資本は経済学（マクロとミクロ）において、数百年前から重要視されてきた。Smith（1776）の『国富論』では、労働力の集積が分業を可能にし、更により役立つ機械の発明や技術進歩などをもたらしたと指摘している。そのような考えに従って、Marshall（1890）の『経済学原理』では、最も価値を持つ資本が人間に投資されるものであると論じた。その後、Fisher（1906）がはじめて「人的資本」の概念を打ち出してから、Mincer（1958）、Schultz（1961）とBecker（1964, 1975, 1993）などによって提唱された現代人的資本理論が発展してきた。そして、人的資本理論の確立とともに、人的資本と経済成長をめぐって理論的研究及び実証的研究が盛んに行われ始めた。

一方、人的資本と経済成長に関する理論モデルに基づくほとんどの実証研究の結果は、人的資本が経済成長に影響を与えることをほぼ支持している⁹。したがって、本章ではこれらの既存研究のサーベイを行い、人的資本の経済成長への影響メカニズムを解明する。さらに、既存研究によるインプリケーションと問題点を指摘し、本論文の実証分析手法の選択に役立つ情報を整理する。なお、本章では人的資本と経済成長に関する先行研究を全体的にサーベイし、次章では先行研究の紹介をしないとしている。

本章の構成は以下のとおりである。次の第2節では人的資本の定義及び計測法を概説し、第3節では、人的資本と経済成長に関する理論研究を考察し、理論研究における問題点を説明する。第4節では、人的資本と経済成長に関する実証研究を考察する。第5節では実証研究における問題点を説明する。第6節では、本章のまとめを整理する。

2.2 人的資本の定義及び計測法

先進諸国では人的資本の蓄積を重視し、人的資本ストックの計測と国民人的資本会計（national human capital accounts）の発展に努力している。例えば、経済協力開発機構

⁹ なお、実証モデルの設定や人的資本の代理変数の選択などによって、人的資本の果たす効果の大きさが変わることもあり得る。しばしばマイナスの効果も導出されている（Benhabib and Spiegel, 1994 など参照）。

(OECD) の援助の下¹⁰で設立された協会に 17 개국¹¹が加入し、人的資本会計を開発している。しかしながら、多数の途上国では、人的資本の果たす効果を認識せず、人的資本ストックを計測する計画もない。なお、Liu and Fraumeni (2014) では、人的資本の計測が国の成長要因をより良く理解したり、長期的経済成長の可能性を評価したりすることができるという利点があるとしても、人的資本はまだ国民経済計算の枠組みに入っていないことを指摘している。

しかし、人的資本の役割の検証や人的資本の計測などに関して、人的資本の代理変数の使用に依存するケースが数多い。そして、人的資本の代理変数を選択するには主として教育に関するデータの使用がより多い。なお、Schultz (1961) の人的資本投資に対する分類を思い出してみると、正規教育のほか、健康改善のための投資や職場訓練に対する投資なども人的資本の形成要因とみなさなければならない。これらのデータを完全に収集することが困難であると予想され、人的資本の計測に関する既存研究による人的資本の量は過小評価していると思われる。

そして、本節では、まず人的資本に対する様々な定義を深く理解しながら、人的資本の定義及びその代理変数について説明する。そして、よく利用されるいくつかの人的資本の計測法を紹介し、中国の人的資本の計測へのインプリケーションをまとめる。

2.2.1 人的資本とは

人的資本の考え方の起源はスミスの『国富論』であるが、それを Mincer (1958) , Schultz (1961) と Becker (1964) 等の経済学者は「人的資本 (human capital)」という概念で再定義している。具体的に言えば、まず 1958 年に発表された「人的資本投資と個人所得分配」の中で、ミンサーは人的資本投資（教育、職場訓練など）によって形成される熟練労働者（非熟練労働者と区別）がより多くの所得がもらえるという結果を示した。そして、Schultz (1961) は経済成長の枠組みの下で人的資本を再定義し、人的資本の形成には少なくとも五つの要因が存在することを挙げている。そのあと、1964 年に出版された『人的資本：教

¹⁰ 同時に、EU 統計局と国際労働機関も参加している。

¹¹ 日本、韓国、オーストラリア、カナダ、デンマーク、フランス、イタリア、メキシコ、オランダ、ノルウェー、ニュージーランド、ポーランド、ルーマニア、ロシア、スペイン、英国、アメリカが含まれている。

育を中心にした理論と実証分析』の中で、ベッカーは教育や職場訓練などを個別労働者の将来への投資とみなし、ミクロを基礎にした人的資本理論を提供した。

なお、世界経済の発展とともに、彼らによって提唱された人的資本理論に基づいた人的資本の定義も変化しつつある（図 2-1 参照）。これらの定義の共通点として、人的資本には必ず知識と技能が含まれることである。そこで、教育投資によって知識が得られ、実践による学習で技能の向上を実現するという認識がある。なお、人的資本の形成には教育投資や職場訓練が重要であるが、他の要因、例えば健康改善のための投資、経験年数の上昇なども不可欠である。ただし、いずれの人的資本の定義に従うことによって、人的資本は人々に賦存された特質であり、それを計測することは相当に困難である。そして、一般にマクロレベルにおける実証分析を行うとき、人的資本の代理変数を設定することによって、入手可能なデータを利用とする。

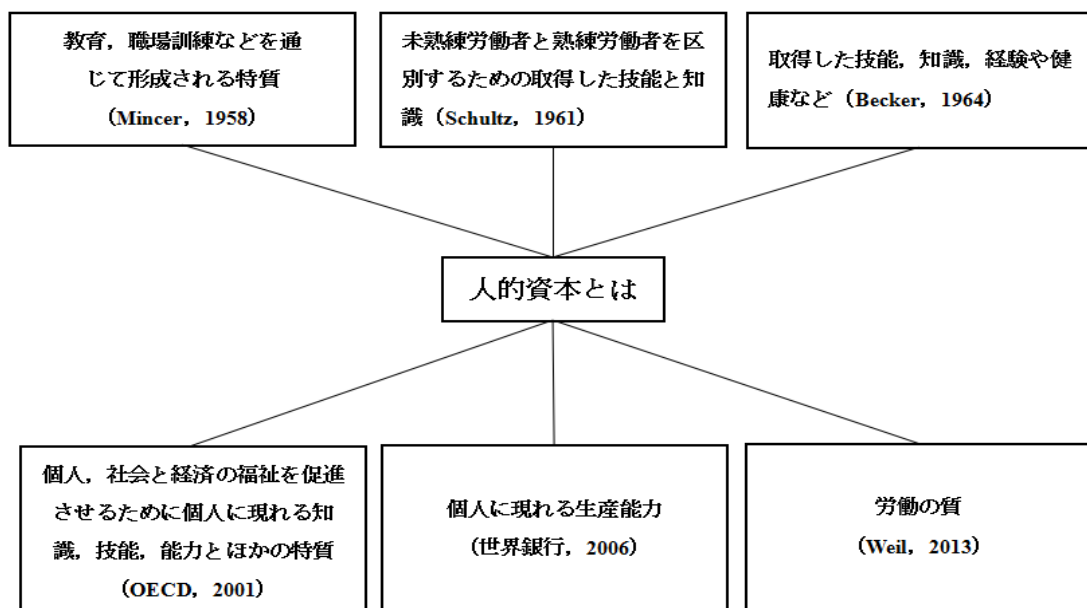


図 2-1 人的資本の定義

他方で、図 2-1 が示すように人的資本の定義はミクロレベルにおいて定められたが、マクロレベルの人的資本に視点を移す必要がある。なお、マクロレベルにおける人的資本は国全体のことで、国全体の水準はミクロレベルにおける人的資本水準に依存すべきである。さらに、比較するために、ここでは Weil (2013) が指摘したような人的資本の物的資本と

共有している特質に基づいて説明する（図 2-2 参照）。

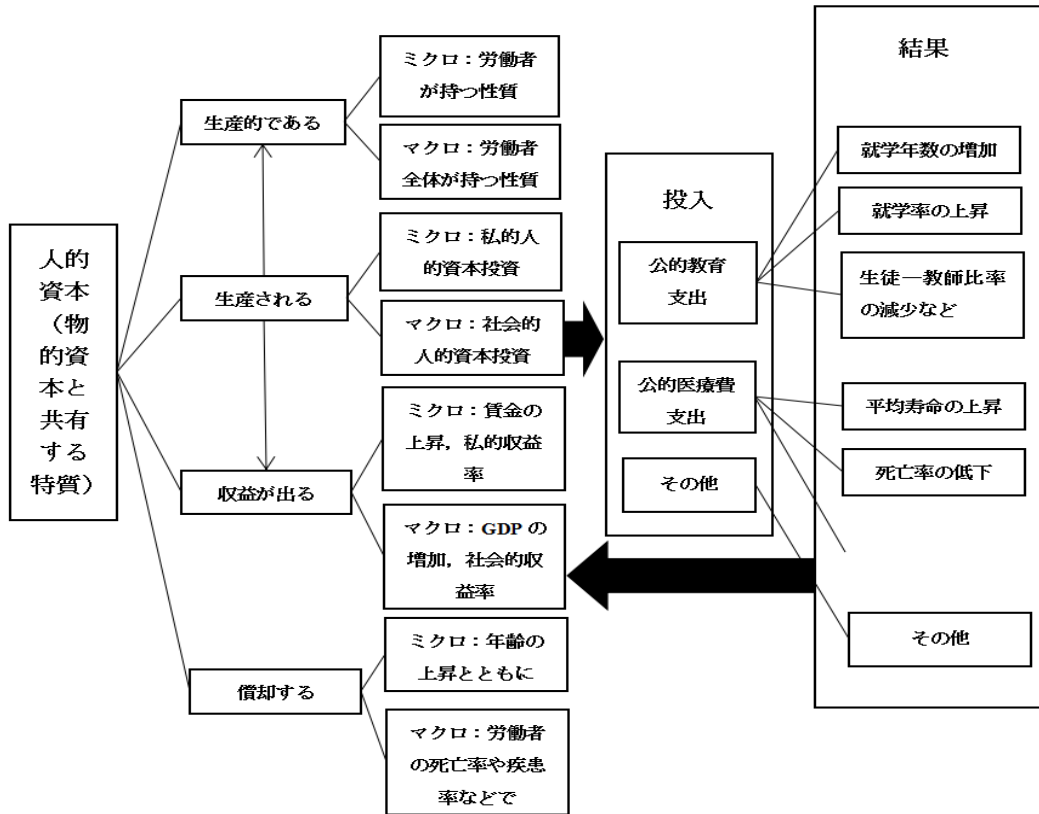


図 2-2 ミクロとマクロレベルにおける人的資本の比較

（出所）Weil（2013）より筆者作成。

図 2-2 が示すように、マクロレベルにおける人的資本は労働者全体の性質を表しており、私的人的資本投資による個人の人的資本に依存するのみならず、社会的人的資本投資も影響を与える。ここでは、主としてマクロレベルにおける人的資本の蓄積を示している。つまり、人的資本の生産¹²を通じて人的資本水準を上昇させ、さらに人的資本水準の上昇の影響で、国全体の生産性が向上したり、経済成長を促進したりする効果が現れる。

¹² 人的資本投資によって、どの程度で人的資本水準を上昇させるかについて Hall and Jones（1999）の設定を参照されたい。ただし、彼らは人的資本投資を教育年数のみとして考慮している。本論文の第 4 章において、健康を中心にする人的資本も考慮に入れている。

2.2.2 人的資本の計測法

世界銀行（2011）では、すべての国に対しては無形資本が富の最も多い部分を占めると指摘している。そのうち、人的資本が無形資本の大部分を構成する。したがって、人的資本ストックに対する計測は重要な課題となる。正確に人的資本ストックを計測するのが以下のいくつかのメリットをもっている（Liu and Fraumeni, 2014）¹³。

- 1) 経済成長を促進する要因をよりいっそう理解できる¹⁴。
- 2) 一国の発展経路における長期的持続性を評価できる。
- 3) 教育部門による産出と生産性のパフォーマンスを測定できる¹⁵。
- 4) 更に、社会進歩や福祉等の問題に有用な情報を提供できる¹⁶。

したがって、どのように人的資本ストックを正しく計測するかは現在かつ今後の課題として検討される必要がある。なお、よく計測される人的資本ストックは人的資本投資によって決定され、人的資本の量を中心にされている。それに対して、人的資本の質によるストックについての計測は最近の課題としても重要視され始めた¹⁷。

人的資本の計測法について、Boarini et al. (2012) は education-based approach（教育指標法）と monetary measures-based approach（価値計測法）に分け、それぞれの方法をまとめている。むろん、人的資本に対する定義はほとんど一致するが、人的資本への投入とその産出に関して計測法が変わってくる。ここでは、多くの人的資本の計測法を通じて次章からの実証分析に役立つ情報を探すために、彼らの分け方に沿って、またほかの既存計測法をまとめてみよう（図 2-3 参照）。

図 2-3 に示される計測法においては、人的資本投資を行うことによって得られる人的資本ストックの増加を表す指標がより多い。その中で、教育指標法は主に教育投入を中心にし、就学年数は数多くの関連研究でよく用いられている。それに対して、価値計測法の中で、物的資本ストックのような計測法を用いた費用投入法は Schultz（1961）の人的資本投資理論に基づき、理論や実証上においてもかなりの支持が得られている。しかしながら、この計測法は様々な人的資本投資の和とみなされ、人的資本の生産結果を表していない

¹³ ただし、国民経済計算（SNA）の項目には依然として人的資本が含まれない。

¹⁴ 例えば、Lucas（1988）、Romer（1990）、Jones（1999, 2015）等を参照されたい。

¹⁵ 例えば、Jorgenson and Fraumeni（1992a, b）、Sianesi and Van Reenen（2003）等を参照されたい。

¹⁶ 例えば、OECD（2015）等を参照されたい。

¹⁷ Hanushek and Kimko（2000）、Hanushek and Woessmann（2009）などを参照されたい。

め、経済成長に間接的な影響を与えると考える。そして、生涯所得法は近年では世界中においても盛んに用いられており、人的資本投資を通じた結果を表すことで、実証分析にもよく使われている。したがって、ここでは、主として以上の三つの計測法について簡単な説明をする。

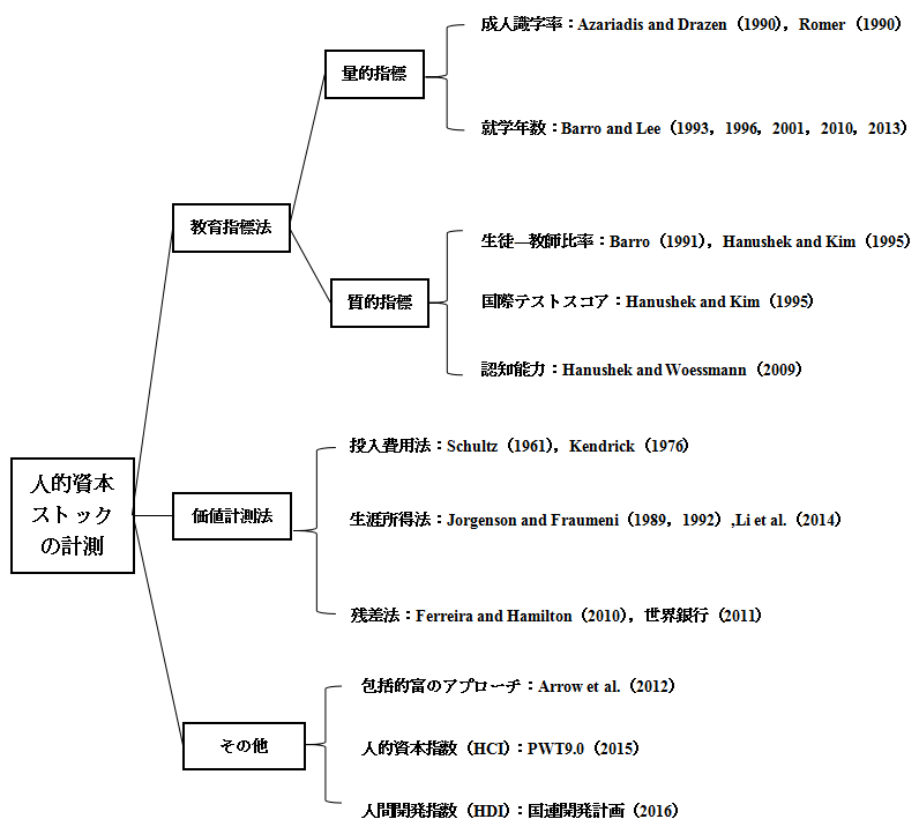


図 2-3 人的資本ストックの既存計測法¹⁸

□教育指標法 (Educational Indicators-Based Approach)

識字率と就学率の欠点を改善するため、Kyriacou (1991) をはじめとして、平均就学年数の計測に関する研究が盛んになってきた。なお、人的資本と経済成長に関する研究ではよく使用されているのは Barro and Lee のデータベースであることが知られている。つまり、実証分析を行う際、平均就学年数を一人当たりの人的資本ストックとして、新古典派成長

¹⁸ 識字率と就学率より、Barro and Lee (1993, 1996, 2000, 2010) の就学年数データが実証研究においてより多くの支持を獲得している。ただし、Jones (1996) では多くの実証研究 (Islam 1995, Barro 1996, Pritchett 1996 など) において、平均就学年数を人的資本ストックにしたことに対して、そのデータ・セットが投資率のようなフロー変数として解釈するのがより適切であると論じた。

モデルや内生的成長モデルに基づき、人的資本と経済成長の関係を検証することが一般である。また、Mincer (1974) の賃金関数に平均就学年数の導入を通じて、マクロミンサー型モデルの検証で、クロスカントリー分析やパネル分析を実現することができる。

さらに、国際比較可能なデータ・セットである Penn World Table (PWT) には最近のバージョン 8 (2013) とバージョン 9 (2015) の中に人的資本指数 (HCI) という新しいデータ・セットが利用できるようになっている。バージョン 8 は Barro and Lee (2013) の平均就学年数と Pharmacopoeias (1994) による教育収益率 (ミンサー賃金関数に基づいた推計) を併せて計算したものである¹⁹。それに対して、バージョン 9 では、Barro and Lee (2013) のデータ (95 か国) だけではなく、Cohen and Leker (2014) の平均就学年数データ (55 か国) も利用して、150 か国の人的資本指数データを計算したものである²⁰。ただし、人的資本指数をどのように成長モデルに導入するかははっきりされていないという応用の問題がある²¹。

しかし、就学年数の使用は便利であるが、技能や資格などの様々な分野、つまり人的資本を不十分に計測している (OECD 2001)。一方、Kokkinen (2010) では、人的資本の代理変数として、就学年数が教育と人的資本ストックの関係を不完全に設定したことを指摘している。つまり、単なる就学年数 (教育水準を区別しない) の上昇が経済成長に確実な影響を与えるかという疑問がある²²。それに対して、人的資本の量の代わりに人的資本の質がより大きい効果をもつという視点から、Hanushek and Kim (1995) では利用可能な国際テストのスコアデータを用いて、人的資本の質に関する指標を構築している。

また、Caselli (2005) は投入 (教師の人的資本、生徒一教師比率、政府教育支出)、産出 (テストスコア)、経験と健康から質的人的資本を考察し、これらの要因をモデル化した。さらに、Caselli (2016) では、教育の量 (平均就学年数) と教育の質 (認知能力) かつ健康を人的資本の質の指標としている。これらの先行研究から、人的資本の量より人

¹⁹ 人的資本指数を計算するとき、平均就学年数の上昇とともに収益率が低下するという経験的証拠で計算方程式は次のように設定される。

$$HCI = \begin{cases} 0.134 \cdot s & \text{if } s \leq 4 \\ 0.134 \cdot s + 0.101 \cdot (s - 4) & \text{if } 4 < s \leq 8 \\ 0.134 \cdot s + 0.101 \cdot (s - 4) + 0.068 \cdot (s - 8) & \text{if } s > 8 \end{cases}$$

²⁰ 人的資本指数という呼び方より、教育指数のほうが適切であると考えている。

²¹ 平均就学年数と比較して、人的資本指数データは年次データであり、より多い仮定を置かなければならない。

²² ほかに、就学年数がストックあるいはフローか (Jones, 1996)、就学年数の対数値を取るか否か (Topel 1999, Krueger and Lindahl, 2001. など)、逆因果性 (教育水準の上昇が経済成長をもたらさない内生性問題) 等の問題について検討されている。

的資本の質が上限を持たないため、上昇し続けるという見方を見出す。つまり、彼らは人的資本の質データがより現実的なものであり、経済成長分析における解釈はより容易となると考える。ただし、これらのデータの収集はかなり難しく、データのサンプル数が少ないかつ範囲が狭いという問題が存在している。

□投入費用法 (Cost-Based Measures)

人的資本の直接的な計測手法として、費用ベースアプローチを最初に系統的に人的資本ストックを計測したのは Kendrick (1976) と Eisner (1985) である。この手法は物的資本ストックを計測するために用いられる継続記録法 (perpetual inventory method, PIM) と類似し、つまり人的資本への投資 (教育や健康など) によって計算している²³。一方、Kendrick (1976) は人的資本投資を有形投資 (14歳までの育児費用) と無形投資 (医療・保険、教育等の支出) に分けて、年齢の変化に伴う人的資本の償却を2倍定率法 (Double-Declining Balance Method, DDB²⁴) で計算し、人的資本の総額と純額を計測している。この手法は人的資本投資という概念に最も忠実であり、投入費用によるデータを手に入れることは相対的に簡単である。

しかし、この手法の欠点について Le et al. (2003) では四つのポイントをまとめている。簡単に言えば、この手法は国民経済計算 (SNA) の支出項目のうちにある人的資本投資と消費の占める割合を区別することが難しい問題を含んでいるため、一般にはその割合を仮定して推計する。同時に、人的資本の償却率が物的資本のように DDB で計算されているが、適切であるとは言えないであろう。また、実際の推計には非市場投入を考えず、正確な推計結果が得られないと考えられている。

それ以外に、この計測法では人的資本への投入によってどの程度の人的資本がもたらされるか (どれほど人的資本水準を上げるか) についてはっきりされていない。つまり、投入費用から人的資本水準の上昇への転換率について検討する必要がある。

²³ この手法は Schultz (1961) の人的資本投資に基づいたものとも考えられる。

²⁴ つまり、2倍定率法を用いると、人的資本は定額法の2倍のスピードで償却していく。

□所得計測法 (Income-Based Measures)

費用ベースアプローチに存在する問題に対して、所得ベースアプローチに基づく計測が盛んに行われている。実際の推計には費用ベースアプローチの代わりに、所得ベースアプローチの利用がより多いことが知られている²⁵。この手法は人的資本投資がもたらす将来の賃金を通じて人的資本ストックを計算したものである。最初にこの手法を採用して人的資本ストックを推計したのは Petty (1690) に遡ることができる。なお、はじめて人的資本を生涯所得の現在割引価値で評価することを試みたのは Weisbrod (1961) である。さらに、この手法を用いてかなり影響があるものは Jorgenson and Fraumeni (1989, 1992a, 1992b) の研究である。

彼らは新古典派投資理論を人的資本に適用して、人的資本投資を生涯所得の現在割引価値と現在正規教育を受けている人口の潜在的な所得の合計と定義している。一方、彼らは生涯を五つの段階²⁶に分けて、段階 1, 2, 5 における生涯所得が 0 と設定している。

Jorgenson and Fraumeni アプローチ (J-F 法と略称) の下で、一人当たりの人的資本ストックが期待する将来所得の現在割引価値と等しくなる。推計する際、賃金率とクロス分類 (年齢, 性別, 地理位置, 就学年数など) の労働市場の参加率によって、期待した生涯所得を計算できる²⁷。この手法によって、労働市場における需要と供給の相互関係がもたらした人的資本価値が、市場価格でうまく反映されると仮定し、人的資本を市場価格で見なしている。特に、この手法をさらに展開し、価値、産出高及び価格を基本構成要素とした会計システムの形成をもたらすことで、SNA に導入する新しい方法を提示している (Fraumenni, 2009)。

しかしながら、費用投入法と同様に、所得法にも問題が存在する。例えば、一人当たりの生涯所得は人的資本投資の結果を表すが、一般の人的資本に対する定義とは一致しない。つまり前述したとおり、人的資本は労働者のもつ特質であり、労働者に収益をもたらすものである。そこでの収益は所得法によるものである。したがって、生涯所得を人的資本ス

²⁵ また、J-F アプローチ以外に、IW アプローチを用いた研究が多くなされている (Klenow and Rodriguez-Clare 2005, Arrow et al. 2012)。なお、この二つの手法を用いた先行研究からみれば、所得ベースアプローチを利用したのがより多い。

²⁶ つまり、仕事なし (0-4 歳), 教育あり仕事なし (5-13 歳), 教育と仕事あり (14-34 歳), 教育なし仕事あり (35-74 歳), 教育と仕事なし (75 歳以上) である。

²⁷ J-F アプローチを改善したのは Liu (2011) などがある。

トックとしてみなすことは実際の応用上に多数の支持を得ているが、人的資本理論に忠実に基づいていないと考える。

2.3 人的資本と経済成長に関する先行研究²⁸

人的資本と経済成長に関する既存研究において、Aghion and Howitt (2009) は人的資本が経済成長に影響する二つのアプローチをまとめている。まず、一つ目は人的資本の蓄積の役割を強調するアプローチである。例えば、Lucas (1988) の二部門成長モデルと Mankiw, Romer and Weil (1992) の拡張型ソロー・モデルである。なお、これらのモデルにおいて、ソロー・モデルと同様に、経済の成長過程が安定的であるという結論付けはあり得ることである。

それに対して、二つ目は人的資本ストックの役割に着目するアプローチである。このアプローチについて最初の Nelson and Phelps (1966) の研究を遡ることができる。そして、NP モデルの考えに基づく既存研究、例えば Romer (1990) や Benhabib and Spiegel (1994, 2005) など人的資本ストックが経済成長に影響を与えると論じている。具体的に言えば、このアプローチの下で、人的資本ストックは新技術の拡散及び吸収やイノベーションなどを通じて長期的経済成長に影響している。

本節では、まず人的資本の蓄積の役割を強調する MRW モデルと Lucas モデルを紹介し、そして人的資本のストックの重要性を強調するいくつかのモデルを紹介する。続いてこれらの理論モデルに基づくいくつかの実証分析手法を考察する。

2.3.1 人的資本蓄積と経済成長モデル

本節では、まず人的資本蓄積と経済成長に関する理論モデルを考察しよう。以上のように、それぞれが拡張型ソロー・モデル、Lucas モデルである²⁹。なお、二つのモデルにおいて、人的資本に対する定義が異なることに注意すべきである。

²⁸ 朱 (2016) では、人的資本理論と人的資本の経済成長への関係に関する先行研究について簡単に触れたが、ここでは人的資本と経済成長に関する先行研究をより詳しく説明しようと考え、本論文の実証分析にも役立つ。

²⁹ なお、本論文の第 5 章においては、Lucas の人的資本外部性モデルに基づいた検証を行っているが、そこで水準モデルで検証したことより、人的資本蓄積より人的資本水準を取り扱っている。

◆拡張型ソロー・モデル

新古典派成長モデルを代表としたソロー・モデルにはじめて人的資本を組み込んで拡張したのは Mankiw, Romer and Weil (1992) である (MRW モデルとも呼ばれている)。彼らがソロー・モデルのフレームワークの下で、物的資本 (physical capital, K) と労働 (labor, L) に加えて、人的資本 (human capital, H と表記) を明示的に生産要素として導入している。つまり、彼らは次のように設定している³⁰。

$$Y = K^\alpha H^\beta (AL)^{1-\alpha-\beta} \quad \alpha > 0, \beta > 0, \alpha + \beta < 1 \quad (2-1)$$

ここで、 Y は経済の産出 (一般に GDP によって表される) であり、物的資本ストック K 、人的資本ストック H 、労働 L 及び外生的に一定の「労働増大的技術水準」を表した A ³¹ によって生産される。 α は物的資本のシェアであり、 β は人的資本のシェア、 $1-\alpha-\beta$ は労働のシェアである。この式では、ソロー・モデルのように、各投入要素に対して収穫逓減、そして規模について収穫不変が仮定されている。そして、(2-1) 式を有効労働単位当たり産出のように書き換えると、次式が得られる。

$$\tilde{y} = \tilde{k}^\alpha \tilde{h}^\beta \quad (2-2)$$

ここで、 $\tilde{y} \equiv Y/AL$ である。また、(2-1) 式による産出物は物的資本への投資 (割合 s_k)、人的資本への投資 (割合 s_h) と消費のために使用される。マンキューらは人的資本の蓄積が、物的資本の蓄積と全く同じ手法で分析できると仮定した。したがって、効率労働者一人当たりの物的資本と人的資本資本ストックの蓄積過程が次のように導出される³²。

$$\dot{k}_t = s_k k_t^\alpha h_t^\beta - (n + g + \delta) k_t \quad (2-3)$$

³⁰ 朱 (2016) は、MRW モデルに R&D 投資 (研究開発費) を導入することを通じて、人的資本投資率と R&D 投資率の経済的な効果を検証している。

³¹ ハロッド中立的技術進歩とも呼ばれる。

³² 資本蓄積過程を理解するために、ここで時間を表す t として表示される。

$$\dot{h}_t = s_h k_t^\alpha h_t^\beta - (n + g + \delta) h_t \quad (2-4)$$

ここでは、 k と h は物的資本と人的資本ストックの増加分を表している。そして、労働と技術水準が外生的に n 、 g の率で成長すると仮定している。一方、物的資本ストックが償却するのと同様に、人的資本も δ の率で償却すると仮定される。そして、彼らは定常状態分析を通じて、均斉成長経路上での効率労働者一人当たり産出 y^* （対数值）を次のように示している³³。

$$\ln y^* = \ln A^* - \frac{\alpha + \beta}{1 - \alpha - \beta} \ln(n + g + \delta) + \frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta} \ln s_k + \frac{\beta}{1 - \alpha - \beta} \ln s_h \quad (2-5)$$

マンキューらは (2-5) 式と一般のソロー・モデルから導出されるものと比較した。均斉成長経路上では国が豊かなのは、物的資本や人的資本の投資率が高く、人口成長率が低く、技術水準が高いためである。つまり、均斉成長率が外生的に与えられる技術進歩と人口成長によって決定される。したがって、このフレームワークの下で人的資本が経済成長（少なくとも一人当たり所得水準）に影響することを確認している。ただし、人的資本ストックにおける変化は経済成長率に一時の影響のみを与えており、人的資本と長期的持続成長（long-run sustained growth）の関係が未解決となった³⁴。

◆Lucas モデル

Lucas (1988) が最終財生産部門の規模に関して収穫逓増という仮定をおいたうえで、二部門内生的成長モデルを構築した。このモデルは、Romer (1986) の技術に対する処理に³³ したがって、Uzawa (1965) の二部門モデルの拡張型とみなされる。そこで、Lucas は労働

³³ なお、定常状態における効率労働者一人当たりの物的資本と人的資本ストックに関するそれぞれの関係式を次のように与えている。

$$k^* = \left(\frac{s_k^{1-\beta} s_h^\beta}{n+g+\delta} \right)^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}} \quad h^* = \left(\frac{s_k^\alpha s_h^{1-\alpha}}{n+g+\delta} \right)^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}}$$

³⁴ Aghion and Howitt (2009) は MRW のフレームワークの下で政府の政策によってもたらされるプラスの人的資本の蓄積率が長期的成長率を保証するものであると考える。

者の習得技能 (skill acquisition) を人的資本水準として捉え、人的資本蓄積によって人的資本が生産される³⁵。一方、このモデルにおいて、人的資本の外部性が存在するため、人的資本への投資による私的限界生産性が社会的限界生産性よりも低くなり、市場均衡では人的資本投資が過小に行われる³⁶。

Lucas の二部門内生的成長モデルは以下のように与えられる。

$$\text{最終財生産部門} \quad Y = AK^\alpha (uhL)^{1-\alpha} \bar{h}^\gamma \quad 0 < \alpha < 1, \gamma > 0 \quad (2-6)$$

$$\text{人的資本蓄積部門} \quad \dot{h} = B(1-u)h \quad (2-7)$$

ここでは、 Y 、 K 、 L は (2-1) 式と同じように定義されるが、技術水準 A は一定であると仮定している。 u は労働者が最終財生産のための労働時間の割合であり、残りの $1-u$ 部分の時間割合は人的資本蓄積 (教育を受けたり技能を習得したりするなど) に使われるようにする。そして、 h は一人当たりの技能水準あるいは人的資本ストックであり、 uhL は一般労働力 (非熟練労働力) と異なり、人的資本 (教育) を持つ労働力を表している。 \bar{h}^γ ³⁷ は h (内部効果) と区別し、人的資本の外部効果を表している³⁸。 B は生産性パラメータである。

一方、(2-6) 式はソロー・モデルの拡張型ともみられるが、全要素生産性にプラスの影響を与える人的資本の外部効果が導入されている。すなわち、最終財生産に対して物的資本や労働者に体化された人的資本の投入量を一定としても、経済全体での平均人的資本水準 \bar{h} が高くなるとともに、生産性も向上するはずである³⁹。一方、Lucas は人的資本の蓄積方式を教育 (正規と非正規) と実践による学習 (職場訓練など) に分けて、教育 (特に正

³⁵ ここで、Lucas (1988) は Becker (1964) の人的資本理論、つまり「人々が現時点における自分が持つ時間を各種の活動にどのように分配するかによって、将来の時点における各自の生産性が影響を受ける」という事実に着目している。

³⁶ 一般的に、外部性が存在する場合、人的資本投資に対する補助政策が正当化される。一方、人的資本の外部効果について、第 5 章で詳しく説明する。

³⁷ Lucas (1988) により、 $\bar{h} = \int_0^\infty hL(h)dh / \int_0^\infty L(h)dh$ として導かれる。

³⁸ Rudd (2000) では、平均人的資本水準が「生産関数におけるヒックス中立的シフト項として役割を果たす」とみなされる。

³⁹ この場合、各経済主体にとっては規模に関する収穫一定であり $[\alpha + (1-\alpha)]$ 、社会計画者にとっては規模に関して収穫逓増である $[\alpha + (1-\alpha) + \gamma]$ 。なお、Lucas のモデルでは、人的資本の外部性効果が考慮されない場合でも、内生的経済成長が可能である。

規教育) が人的資本蓄積の最適方式であることを示している⁴⁰。

さらに、(2-7) 式より、閉鎖経済の前提の下でこうしたプロセスを通じた人的資本の蓄積が経済成長に影響を及ぼし、また経済成長(生産性)の真の源泉であることが示唆されている⁴¹。言い換えれば、この式によって技能の取得について収穫逓減が発生しないため、人的資本が成長し続けられることで、内生的経済成長が可能であると言える。

2.3.2 人的資本ストックと経済成長モデル

以上のように、人的資本の蓄積と経済成長に関する二つのモデルを紹介したが、人的資本の蓄積より人的資本ストックを重視する先行研究はもっと多い。そして、このアプローチに基づくモデルでは、ほぼ人的資本水準を通じて技術進歩とかかわり、すなわち技術進歩率は人的資本ストックに依存して上昇するということになる。ここでは、その中の代表的なモデルの基本式のみを挙げる。

◆Nelson and Phelps (1966)

$$\frac{\dot{A}}{A} = f(H) \left(\frac{\bar{A} - A}{A} \right) \quad (2-8)$$

(2-8) 式において、 $f(H)$ は人的資本ストックの増加関数、 A と \bar{A} ($A < \bar{A}$) はそれぞれ技術水準と技術フロンティアを表す。彼らによると、より多い人的資本ストックは世界技術フロンティアに到達するまでの努力を通じて技術進歩率、つまり経済成長率を上昇させる(技術のキャッチアップ効果)。

□Romer (1990)

$$\frac{\dot{A}}{A} = \theta L_R \quad (2-9)$$

⁴⁰ Lucas モデルの拡張型として、Rebelo (1991) は人的資本蓄積モデルを物的資本ストックに導入して、内生的成長を生じさせる条件として収穫逓増や外部性効果が必要ではないと結論付けた。

⁴¹ Lucas (1988) では、長期的経済成長率 $g_y = (1 - \alpha + \beta)g_h / (1 - \alpha)$ が示されている。

そして、(2-9) 式は Romer の研究開発モデルにおける研究開発部門を描くものである。彼によると、技術進歩率はその時点における研究開発部門に従事する研究者の数 L_R および生産性パラメータ $\theta (>0)$ によって決定される⁴²。

◆ Benhabib and Spiegel (1994, 2005)

$$\frac{\dot{A}}{A} = f(H) \left(\frac{\bar{A} - A}{A} \right) + g(H) \quad (2-10)$$

最後に、(2-10) 式において、一応 NP モデルの拡張型とみなされる。式の右側に最初の項は NP モデルと同じで、技術の吸収を通じた技術進歩を表している。さらに、2 番目の項の $g(H)$ は自国でのイノベーション率が加えられている。彼らは、人的資本ストック（教育水準）は世界中での先進技術の吸収力を強化させるだけではなく、自国のイノベーション能力を向上させると論じた。

2.3.3 人的資本と会計の手法

経済成長に対するマクロレベルの人的資本の役割を実証分析するとき、「会計」(accounting) という分析手法がよく用いられている。ここでの「会計」は一般の会計（財務や管理）と異なり、主に一定の仮定を置いたマクロ生産関数の下で、生産要素の水準あるいは増加率を投入要素と生産性に要因分解する手法である。そして、産出水準の格差要因を説明するために、生産要素の水準を取り扱う発展会計（development accounting, 開発会計とも呼ばれる⁴³）を用いることになる。それに対して、経済成長率の要因分解として、マクロの長期的経済成長における資本、労働及び生産性の寄与する割合を明白にするものは成長会計（growth accounting）と呼ばれる。

これらの分析は Solow (1957) のフレームワークに基づき、初期の Denison (1962, 1967) や Jorgenson and Griliches (1967) と近年の Jones (2015) によって発展してきた。しかしな

⁴² このアプローチに基づく修正モデルは Jones (2013) によって考察されている。

⁴³ Hall and Jones (1996) と Jones (1996) は水準会計（level accounting）の手法を提出したが、それに対して Jones (2016) は development accounting とほぼ同じであると論じている。

がら、Solow (1957) は人的資本を全要素生産性 (total productivity factor, TFP) の一部分として解釈している。その後、初めて人的資本の寄与を扱ったもの (特に成長会計) としては Schultz (1961) や Denison (1964) 等がよく知られている。それに対して、発展会計に人的資本を導入して分析したものは Denison (1967), Klenow and Rodríguez-Clare (1997) や Jones (2015) などがある。

ここでは、Jones (2015) が修正した成長会計と発展会計の基本モデルを簡単に紹介する。まず、彼はコブ・ダグラス型生産関数に基づき、より現代的な生産関数⁴⁴を次のように設定している。

$$Y = TFPK^{\alpha}H^{1-\alpha} \quad (2-11)$$

ここで、 Y 、 K と H は(2-1)式のように定義される。 α は0より大きく、1より小さいパラメータであり、物的資本の分配率を表している。そして、 TFP は知識ストックを表す A と TFP に影響する可能なほかの要素を表す B の積によって表される。つまり、(2-11)式について成長会計あるいは発展会計分析を行うことは一般的である。

なお、Jones (2016) は(2-11)式において一部分の物的資本の蓄積が TFP の上昇によってもたらされ、分析上の混乱を招くこと (例えば、多重共線性問題⁴⁵) を指摘した。その一つの改善策として、Klenow and Rodríguez-Clare (1997)⁴⁶と Hall and Jones (1999) では物的資本ストックの代わりに、資本産出比率を導入した。すなわち、(2-11)式の両辺を Y^{α} で割り、そして Y に対して解き、さらに両辺を労働力 L で割ると、次式が得られる。

$$\frac{Y}{L} = y = TFP^{\frac{1}{1-\alpha}} \left(\frac{K}{Y} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \frac{H}{L} \quad (2-12)$$

ここでは、資本産出比率を導入することによって、通常のように成長会計と発展会計分

⁴⁴ Fernald and Jones (2014) においても、より現代的な成長理論に基づく会計の手法を説明している。

⁴⁵ Topel (1999), Cohen and Soto (2007) を参照されたい。

⁴⁶ なお、Klenow and Rodríguez-Clare (1997) では MRW モデルのフレームワークの下、物的資本産出比だけでなく、人的資本産出比も導出している。

析を行うことができる。つまり、成長会計の場合、(2-12)式について、両辺の対数を取り、そして時間について微分するのに対して、発展会計の場合には主に国別の所得格差を生産性(TFP)の格差と資本産出比率と人的資本水準の格差に区分するため、(2-12)式をそれぞれ国1と国2のデータに当てはめればよい。言い換えれば、一人当たり産出の成長率(水準)は労働増大的TFPの上昇率(水準)、資本産出比率と一人当たり人的資本ストックの増加率(水準)によって決定される。なお、資本産出比率は長期的には投資率に比例し⁴⁷、TFPに依存しないことがわかる。したがって、(2-11)式と異なり、(2-12)式において経済成長は生産性と資本深化(capital deepening)の寄与に分けられている。

2.3.4 人的資本と成長回帰分析(Marco-Mincerモデル)

前述したように、人的資本が経済成長に影響を与える二つのアプローチを紹介した。むしろ、それぞれのアプローチに基づく実証分析の定式化にも分けられている⁴⁸。ここでは、Aghion and Howitt (2009)が指摘したアプローチ以外に、ミンサー型賃金関数に基づく定式化を紹介する。

人的資本と経済成長に関して、Becker (1964)とBecker and Chiswick (1966)⁴⁹の会計等式モデル(accounting identity model)に基づき、Mincer (1974)は人的資本賃金関数(human capital earnings function)を構築している。彼によって、人的資本水準とした就学年数が増加するにつれて、一人当たり所得が上昇するのであれば、所得の対数値と平均就学年数との正の相関関係を導出することが出来る。言い換えると、ミンサー型モデルでは、人的資

⁴⁷ 補論2で説明した継続記録法(PIM)を用いて、分子の K を当期の投資と償却を除いた前期のストックの和としている。そして、前期(つまり初期)の資本ストックに対する計測式を用いて、資本産出比率と投資率の関係は以下のようにとけられる。

$$\frac{K}{Y} = \left(\frac{1+g_K}{g_K+\delta} \right) \frac{I}{Y}$$

δ は資本減耗率、 g_K は資本ストックの増加率である。なお、しばしば産出の増加率 g_Y は g_K の代わりに用いられる。明らかなように、ここで資本産出比は投資率の $\left(\frac{1+g_K}{g_K+\delta} \right)$ 倍である。

⁴⁸ なお、この二つのアプローチを合わせて同時に考慮する研究もある。例えば、Sunde and Visser (2015)である。ただし、これらの研究では成長率を被説明変数とし、人的資本の成長率と人的資本の水準ともに説明変数を取り扱うことは、見せかけの回帰をもたらす可能性が高い。なぜなら、一般に経済変数の水準値(人的資本の水準)が単位根を持つものに対して、1階の階差をとった成長率が定常的であるので、水準値の導入で見せかけの回帰になるからである。

⁴⁹ Becker (1964)、Becker and Chiswick (1966)では、人的資本投資のコストを投資がない場合に得られた賃金の一部分として明示された。

本水準を表す教育年数が賃金上昇の決定要因であると考えられる。また、ミンサーは仕事の経験及びその2次型をモデルに加えて、ミンサー型人的資本賃金関数を構成した。そのモデルの基本的な方程式は次のように与えられる。

$$\ln E = \beta_0 + \beta_1 ED + \beta_2 EXP + \beta_3 EXP^2 + \varepsilon \quad (2-13)$$

ここで、 $\ln E$ (earnings) は一人当たりの賃金の対数値、 ED (education) は完成した就学年数、 EXP (experience) は経験年数、 ε は誤差項 (観察不能な賃金の決定要因) である。ただし、経験年数について直接な情報がほとんどない場合に対して、ミンサーは潜在経験年数の利用を提案した。例えば、ある個人を例として、現在の年齢から受けた就学年数及び教育の開始年齢を引くと、残りはその個人の潜在経験年数になる。この半対数型 (semi-log) 賃金関数においてパラメータ β_1 は就学年数が1年上昇した後の平均私的教育的収益率を表している。ただし、増加した就学年数について教育水準 (初等, 中等, 高等など) を区別しない。つまり、あらゆる教育水準において教育の収益率が同じだと仮定される。

そして、ミクロレベルの (2-13) 式をマクロレベルに敷衍したのは Topel (1999) と Krueger and Lindahl (2001) である。彼らによると、(2-13) 式を次のように⁵⁰書き換えることができる。なお、簡略化するために、経験年数とその2次型を (2-13) 式から取り除いている。

$$\ln y = \beta_0 + \beta_1 s + \varepsilon \quad (2-14)$$

ここでは、従来のミンサー型賃金関数と異なり、一人当たりの賃金 (E) を一人当たりの所得 (産出量 y)、完成した就学年数 (ED) を平均就学年数 (h) としている。つまり、(2-14) 式は t 時点における一人当たり所得 (産出量) の対数値がその時点の平均就学年数と関係することを意味している。

さらに、ミンサー型関数に基づき、平均就学年数と一人当たりの人的資本ストックにおける線形関係の設定の代わりに、非線形的設定も試みられている。Hall and Jones (1999)

⁵⁰ ここでの推定式において、ミンサーマイクロ方程式の潜在経験年数を排除した問題としては、つまり人的資本を通じた平均余命効果によって人的資本の経済成長への効果が過大に計測される可能性があると指摘されている (Krueger and Lindahl, 2001)。同様に、物的資本を考えないとすると、人的資本による経済成長効果の上昇となる。

や Topel (1999) などによると、一人当たりの人的資本ストックは (2-15) 式のように与えられる⁵¹。なお、この式を中心に本論文の人的資本水準の設定として用いられるが、説明は後の章で述べる。

$$h = h_0 e^{rs} \quad (2-15)$$

2.4 先行研究における問題点とインプリケーション

以上のように、人的資本論の誕生とともに、従来の新古典派成長モデルの拡張や内生的成長モデルの構築などで人的資本の果たす役割が着目され始めた。そして、これらの理論研究に基づくマクロレベルの実証分析は、特にクロスカントリーデータ (Summers and Heston, 1991) の整備によって 1990 年代以降に行われるようになった。

マクロレベルの人的資本の実証分析においては、主に成長会計と成長回帰によって行われてきたが、それぞれの欠点や問題点がしばしば指摘されている。特に成長回帰分析においては、より多くの実証問題に直面する。以下では、実証手法の選択とそれ自体における問題点と本論文へのインプリケーションを整理する。

2.4.1 成長会計と成長回帰

Temple (1999) は成長会計と成長回帰について比較を行った。彼によると、国家間の経済成長格差を探究するために、ソロー・モデルに基づく成長会計アプローチを用いることは一般的である。Jones (2015) においても、こうした成長会計の手法は、経済成長の源泉を考察するシンプルなアプローチであるが、実際に有効である⁵²。なお、Temple (1999) は成長会計では国家間における TFP の上昇率の格差に関して示唆されないことを指摘し、またそれを知るために、成長回帰分析 (クロスセクションあるいはパネル分析) を行うこ

⁵¹ なお、この式については、量的人的資本しか考慮していないため、Caselli (2005) ではこの式に質的人的資本を組み入れて分析を行った。その方法は第 3 章において紹介する。さらに、Caselli (2016) では、教育と健康を含む人的資本を検討する場合、この式に基づいている。

⁵² 実際に、多くの国では一定間隔でソロー・モデルの基本的な成長会計を発表している。例えば、アメリカの労働統計局 (Bureau of Labor Statistics) や日本の内閣府と文部科学省によって成長会計が発表される。

とが不可欠であると考える。

そして、Topel (1999) は成長会計が記述的であり、人的資本の蓄積が経済成長に必要であるかなどを明らかにしていないと論じた。さらに、Pritchett (2006) は先進国と途上国の経済成長に対する五つの「定式化された」事実を挙げ、その中で途上国を対象とした成長会計の結果において、人的資本変数の導入でソロー残差 (TFP) が負の値になった。つまり、成長会計に人的資本を導入することによって、人的資本の果たす効果をとらえることは困難となる。

シンプルな成長会計手法に存在する欠点に対して、成長モデルに基づく回帰分析が行われるようになった。なお、成長会計分析と比べると、成長回帰分析の直面する問題がより多いだろう。そして、実際の経験的証拠から見れば、人的資本の成長に与える効果についての分析結果には、人的資本の役割を支持するものと否定するものとが含まれている。なぜなら、成長回帰の結果においては、モデルの定式化とそれ自体に伴う人的資本に関する代理変数の設定、さらに多くの計量的問題に対応する手法などに大きく左右されるからである。

これらの欠点が存在するものの、経済成長の要因を分析するときのベンチマークとして、成長会計がよく用いられ、成長回帰についての考察が幅広く行われている。そこで、中国を対象とした成長会計や成長回帰分析は数多くなされてきたが、シンプルであるというより、むしろ複雑な分析過程を示している。なお、人的資本の視点で中国の高度経済成長の源泉を要因分解する成長会計を行う価値がある一方、成長回帰の実施も不可欠であると考ええる。

なお、成長会計モデルの修正については、前節で述べてきたとおり、Jones (2015) を参考している。そして、以下では中国を対象とした先行研究の中に存在する問題やほかの先行研究に示唆された注意すべき点を考察し、またそれらの点についてのインプリケーションを述べる。

2.4.2 人的資本変数

まず、人的資本論の実証分析において、もっとも重要であると考えられることは人的資本の

定義に従った代理変数の設定である。前節の人的資本に対する定義については、一つの共通点としては、人的資本が教育や技能などを通じて人々に体化されたものである。さらに、一般に人的資本を持つ労働者のほうがより高い生産性をもち、非熟練労働者と区別し、熟練労働者と呼ばれる。なお、人的資本と経済成長の関係を検証するとき、人的資本を生産要素として生産部門に投入することは先行研究によって説明されたが、投入要素としての人的資本は人的資本投資（教育など）を通じて労働生産性を向上させる特質であることに十分な注意を払わなければならない。

そして、どのように労働者の特質を測定するかについては、先行研究において教育を中心に行われてきた（第2節の教育指標法参照）。そのうち、現在までよく使用される人的資本変数として平均就学年数⁵³があげられる。確かに、識字率や就学率より、平均就学年数が相対的に信頼できる人的資本の代理変数である。そして、平均就学年数は一応人的資本の定義に忠実に従い、人的資本投資（教育のみ）の結果を表すので、それを労働者に体化され、教育を受けていない（あるいはちょっとした教育しか受けない）労働者と比較すると、より高い生産性を示すような人的資本の指標となる。

しかし、外谷（1998）が指摘したように、人的資本の代理変数としての就学年数はあくまでも教育の量（人的資本の量）を表す指標であり、教育の質（人的資本の質）を表す指標ではない。一方、彼は人的資本の質に関する先行研究をサーベイしたところ、政府教育支出、生徒教師比率とテストスコアという三つの人的資本の質を表す指標を挙げている⁵⁴。近年では、人的資本の質（特に教育の質）に関する関心がますます高まっている。なお、人的資本理論によると、正規教育が人的資本形成の一部であり、職場訓練、経験年数や健康投資などの要因を考える必要もある。つまり、これらの投資を通じて人的資本の質の向上に影響を与え、教育投資と合わせて人的資本水準を向上させている。

以上のように、本論文では主に中国の人的資本の量と経済成長に関する回帰分析を行う一方、人的資本の質（あるいは教育の質）を考慮する。なお、人的資本の質に関するモデル化の検討について、Caselli（2005, 2016）を参照する。

⁵³ 最も有名なのは Barro and Lee（1993, 1996, 2001, 2010, 2013）のデータセットであるが彼らのデータベースを修正したものも数多くなっている。例えば、Cohen and Soto（2007）などである。

⁵⁴ なお、厳密に言えば、人的資本投資の結果で労働者の特質を表せるのはテストスコアだけであると考えている。ほかの二つの指標は教育の質を向上させられるものとみなされる。

2.4.3 人的資本の内生的問題

Temple (1999) が成長回帰における説明変数（例えば投資率）の内生的問題に関して言及している。例えば、人的資本の蓄積が内生的であり、経済成長から人的資本への因果関係がみられる。こうした場合、同時性バイアスが発生する恐れがある。そして、同時性バイアスの影響で、人的資本と経済成長における因果関係は、「人的資本から経済成長へ」という方向性を持つだけでなく、「経済成長から人的資本へ」という反対の方向性を持つ可能性を示している。こうした人的資本と経済成長における因果関係が両方向に起こりうる問題は「人的資本の内生的問題」として重視されている⁵⁵。

実は、Bils and Klenow (2000) では、従来人的資本が経済成長をもたらすのではなく、経済成長が人的資本水準の向上を促進すると論じた。そこで、因果関係の観点から逆の因果関係 (reverse causality) と名付ける。なお、彼らが指摘したように、こうした経済成長から人的資本への因果関係は、かなりの程度人的資本の蓄積とその水準向上が進んでいる先進諸国でみられるものである。それに対して、人的資本水準の非常に低い途上国においては、人的資本を生産の投入財として位置づけ、人的資本が経済成長を促進すると考えるのが適切であるだろう。

したがって、成長回帰を行うとき、人的資本と経済成長における因果関係の方向性を確かめる必要がある。具体的な手法として、グレンジャー因果検定 (Granger causality test) がよく用いられる。なお、時系列データの性質によってグレンジャー因果検定を拡張した形式もある。もしグレンジャー因果検定の結果が逆の因果関係 (一方的あるいは双方向的) を示すのであれば、通常の成長回帰には人的資本の内生的バイアスが存在することを意味している⁵⁶。

以上のように、次章から中国の実証分析を行うとき、グレンジャー因果検定を用いて因果関係の方向性を検証する必要がある。なお、本論文では人的資本を中心にしてその役割に対する検証によって中国経済に与える影響を検討するが、人的資本から経済成長への因果関係の方向を一つの前提としている。ただし、実際のグレンジャー因果検定を行ったと

⁵⁵ 実際多くの先行研究は人的資本から経済成長への因果関係しか考慮していないため、人的資本の成長に対する効果を過大に推定している可能性が高い。

⁵⁶ そこで、Temple (1999) は内生的問題に対応する一つの解決策として、パネル分析に操作変数を導入することを指摘している。ただし、マクロレベルのデータにおいて適当な操作変数を探すことは相当に難しい。

ころ、人的資本と経済成長における長期的な因果関係が双方向性をもつという結論を導いている⁵⁷。

2.4.4 データの定常性⁵⁸

GDP や投資等のマクロ時系列データは、上昇傾向を持つものが多いため、これらの変数を被説明変数や説明変数として用いて回帰分析を行うとしても、意味のある結果は得られそうにないであろう。こうした場合、統計的に有意性を持つか否かにかかわらず、高い確率で見せかけの回帰（spurious regression）が生じうる⁵⁹。したがって、データが定常性を持つか否かを確認することが重要である。そして、国際パネルデータ分析が盛んに行われてきたとともに、パネルデータの特徴からすると、時系列データと横断面データを組み合わせたものなので、時系列データの単位根問題などはパネルデータでも主な課題となる。

しかしながら、多数の時系列データやパネルデータを用いた実証研究では、データの定常性に関する分析結果が明白に示されていない。そこで、人的資本の果たす役割を判断することはよりいっそう困難となる。したがって、本論文では時系列データかつパネルデータの定常性をそれぞれに対応する単位根検定で確認したうえで、次の分析を進める。なお、ここでは、時系列分析の手順のみ提示する（図 2-4）。

図 2-4 によれば、時系列データが定常であると判明される場合、単位根が存在せずそのまま OLS 推定で回帰を行えば良い。それに対して、非定常として判明されると、見せかけの回帰を避けるために、変数間に共和分関係が存在するか否かによって次の分析を決定する。つまり、共和分関係が存在する場合、短期と長期因果関係の検証ができる一方、長期均衡式（FMOLS 推定や DOLS 推定）の推定も可能となる。

⁵⁷ 朱（2018）では、健康を中心とする人的資本水準と経済成長に関するグレンジャー因果関係分析を行ったところ、短期的には経済成長から人的資本への一方的な因果関係が存在するのに対して、長期における因果関係は双方向性を持つということが指摘されている。

⁵⁸ 一般に弱定常性（weak stationarity）という仮定の下で、期待値と分散は時間を通じて一定であり、かつ自己共分散は時点に依存しないという条件を満たすとき、データは定常性をもつという。

⁵⁹ 見せかけの回帰では、通常の t 検定を通じて推定係数の有意性を間違えて判定したり、実際に全く相関関係のない変数同士に関する決定係数が高くなったりする推定バイアスが生じる。他方で、前述した一般のグレンジャー因果検定もデータの定常性という条件を満たさなければならない。

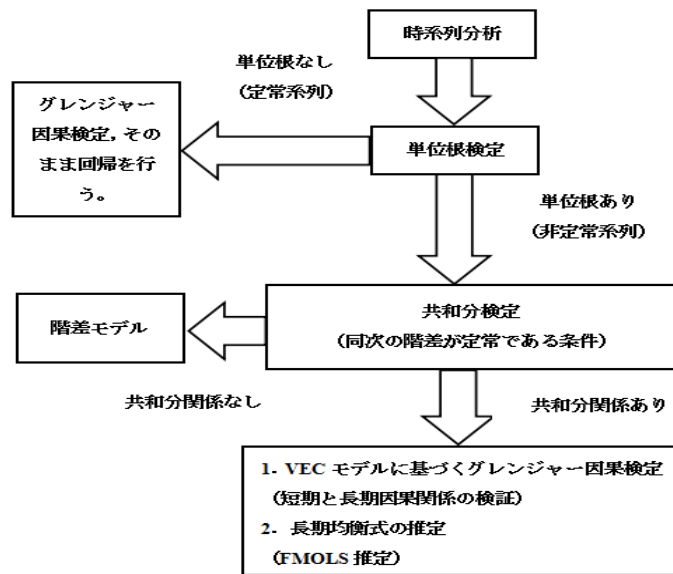


図 2-4 時系列分析の判断プロセス

2.4.5 階差モデルと水準モデル

クロスカントリー分析を行った先行研究では、生産関数モデルを対数型に変換し、階差をとり、人的資本と経済成長との関係を考察するのが一般的である。そこで、GDP の対数値の一階階差をとると、近似的に経済成長率と見なされる。一方、Topel (1999) や Krueger and Lindahl (2001) などは Macro-Mincer モデルの 1 階の階差を取ることが技術上における永久的差異を取り除くことができると示している。そして、こうしたアプローチはデータの定常性を確保することができる。

それに対して、Nerlove (2002) はその階差を取るという作業が重要な情報を失わせる可能性がある」と論じている。特に、時系列が短い場合と成長率が不安定である場合である。つまり、実証上の問題として、レベル変数において各変数が非定常かつ変数間に共和分関係が存在するとき、階差を取った分析では変数間の長期均衡関係の情報が失われる。理論上では、生産関数モデルに対して、階差モデル或いは水準モデルのいずれを選択しても、同じ推定係数を得るはずである。しかしながら、人的資本の代理変数の設定やデータなどの原因で、実証上では同じ推定係数が得られないケースが多く、全く違う推定結果（有意でない結果）を導出することもあり得る。

一方、Pritchett (2006) が指摘したとおり、100 年間を通じて成長率が一定である先進国

においては、人的資本水準が上昇し続けているが、時間的に一定のもの（経済成長率）を上昇傾向があるもの（人的資本水準の上昇率）によって説明できない。したがって、本研究では回帰モデルを水準値のまま設定する。

2.5 おわりに

本章では、人的資本の定義及び計測法を説明したうえで、人的資本と経済成長に関する先行研究（理論的かつ実証的）を考察し、そして先行研究による問題点とインプリケーションを整理した。人的資本の定義によれば、人的資本ストック（或いはフロー）を計測する方法が異なる。よく利用される方法を教育指標法と価値計測法に分けられるが、人的資本を全面的に捉える方法は依然として存在しない。

一方、理論的研究と実証的研究において、人的資本が経済成長に影響する違う経路が確認される。これらの実証的先行研究では、多くの問題が存在している。例えば、人的資本変数の設定とそのデータ自身に存在する問題、実証モデルの選択や人的資本変数の内生性問題などが挙げられている。無論、ほかの実証問題も存在しており、例えば共線性問題や系列相関問題などである。

最後に、これまでの既存研究を調べた上で、本論文のフレームワークを構想する。まず、第3章では教育を中心とする人的資本と経済成長の関係を検証する際、量的・質的教育資本のモデル化を試み、それぞれの経済成長への影響を検討する。次の第4章では、健康を中心とする人的資本と経済成長の関係を検証し、教育と健康を同時に生産関数に導入するモデルを構築する。そして、第5章では Lucas の人的資本外部性モデルに基づいて実証モデルの定式化を行う。最後に、第6章では最終財生産部門に、R&D 部門の導入で一定とした技術水準が人的資本に基づく R&D 投資の増大とともに上昇するものと想定したモデルを構築する。

また、人的資本水準の設定に関して、前述した (2-15) 式を中心に、教育と健康という形態を組み入れる。実証方法としては、時系列とパネルデータ分析を用いる際、単位根検定・共和分検定を実施して適切な推定方法を選択する。

第3章 人的資本と中国の経済成長に関する考察 —教育を中心に—

3.1 はじめに

前章では、人的資本の定義及び計測法に関する既存研究をサーベイし、経済成長に対する人的資本の果たす役割に関する理論かつ実証研究を紹介し、また既存研究による問題点や本論文へのインプリケーションを説明した。そこで、人的資本に対する様々な定義に共通点があり、教育などの人的資本投資を通じて労働者に体化される特質を示すものであることが明らかとなった。なお、実際の実証分析に用いられてきた人的資本の代理変数の設定に関しては、様々な人的資本計測法が考案され、特に教育を中心とする計測法が広く採用されるようになった。なぜなら、教育指標を用いた方法は人的資本の定義（人に体化された知識など）に最も忠実に従っているものであると考えるからである。

また、教育指標法には量的指標法と質的指標法に大別される。前者の代表例として就学年数があげられるのに対して、後者は生徒教師比率、国際テストスコアなどによって表される。なお、近年では、認知能力 (cognitive skills) という質的人的資本指標が考案されるようになった⁶⁰。一方、人的資本投資理論によれば、人的資本の形成には教育のほかに、健康の改善、職場訓練、実践による学習なども人的資本の蓄積とみなされ、人的資本水準の向上に役立つとも考えるべきである。

本論文では、これらの既存研究を踏まえて、教育と健康という人的資本の形態を考えながら、人的資本の果たす効果をより理解するために、人的資本の外部効果も考慮に入れ、さらに人的資本を通じた研究開発活動による技術進歩につなげたい。すなわち、本論文の基本的な流れとして、教育と健康、人的資本の外部効果、人的資本に基づく R&D 投資について順番に検討する。なお、まず本章では、教育を中心とする人的資本と中国の経済成長の関係について実証分析を行う⁶¹。むろん、教育という人的資本の形態は、これまでなされてきた数多くの研究のように、経済成長に不可欠な要因として重要視されるように思

⁶⁰ Hanushek and Woessmann (2008, 2012) を参照されたい。

⁶¹ 本章は、数多くの先行研究と同様に、人的資本の代理変数を教育変数として取り上げており、そして、次章は健康を含めて人的資本の役割を考慮し、さらに第5章は人的資本の外部効果、第6章は人的資本に基づく R&D 投資の効果を考察する。一方、本章での先行研究は前章と同様であるとみなし、次章から第6章までは各章ごとの先行研究をサーベイする。

われる。

そして、本章の構成は次のとおりである。第2節では、中国の教育資本の動向をいくつかの統計的指標を見ながら、国際比較を通じて中国の教育資本水準を評価する。第3節では、分析フレームワークとして、主に量的・質的教育を含む人的資本の代理変数の設定、使用するデータおよびデータの時系列性質に伴う処理法を説明する。そして第4節では、従来よく用いられてきた成長会計の手法に従い、教育という人的資本の形態を導入し、中国の経済成長要因のベンチマークとして考察する。第5節では、教育を中心にする人的資本の果たす役割について実証分析を行う。第6節では、本章の内容と結論を要約する。

3.2 中国の教育資本の現状

教育を中心にした人的資本と中国の経済成長の関係について分析するにあたっては、まずいくつかの指標を用いて中国の教育資本の現状を評価しながら、経済成長との関係を見つけていることが一般的である。そして、先進諸国との比較をすることによって、人的資本の視点から巨大な経済格差（例えば一人当たり所得）を解釈することは可能である。

そこでは、計画経済期の教育制度を経て、改革開放の初期条件として基礎教育は改革開放が開始するまでに普及した。さらに、1986年に実施された「中華人民共和国義務教育法」によれば、義務教育が6歳から9年間とされ、初等教育（小学校）と前期中等教育（中学校）が含まれるという制度の実現が強調された⁶²。そのあと、「科学と教育による国家振興」（中国語で科教興国）という戦略方針を契機に、1998年12月24日に、中国の教育部は「21世紀に向けて教育振興の行動計画」を公布し、世界一流大学や一流学科の建設を一部の大学で重点的に支援することになった（いわゆる「985プロジェクト⁶³」）。さらに2010年に『国家中長期教育改革と発展計画綱要2010—2020』が公布され、一流大学と一流学科の育成を加速させることによって、一流人材を大幅に増やすことが目指されている⁶⁴。

⁶² http://www.gov.cn/zwggk/2012-09/07/content_2218783.htmによると、2011年にすべての省・直轄市・自治区において、9年の義務教育が実現されたことがわかる。

⁶³ 「985プロジェクト」というのは、1998年5月4日に行われた北京大学設立100周年記念日の式典において、当時の国家主席の江沢民氏が述べた内容を基にした戦略のことである。一方、「985プロジェクト」が実施される3年前に、「211プロジェクト」（21世紀にむけて100校程度の重点大学及び学科を建設すること）は実施された。

⁶⁴ 「211プロジェクト」や「985プロジェクト」の実施を通じて、高等教育水準に達成したという目覚ましい成果をもたらされた一方、高等教育の発展の障壁となりつつあるという意識もあった。こういう背景

これらの教育制度や改革は、充実した基礎教育の下で、さらに高等教育を重点的に発展させ、持続的成長を目指す国レベルの成長計画に貢献するようになると予想される。

したがって、本節では、主に改革開放以降の中国の教育資本について概観する。ここでは、いくつかの統計的指標を用いた国際比較（ここでアメリカと日本）を通じて、改革開放以降の中国の教育資本の水準を評価する。なお、国際比較を行うには、一人当たり GDP など経済成長の指標も考え、教育を中心にする人的資本と経済成長との関係を簡単に検証することができる。

3.2.1 総就学率（Gross Enrollment Ratio）

教育への量的投入に関する指標として、総就学率（GER）⁶⁵がよく利用される。総就学率とは、各教育段階において学齢人口に対する就学児童総数（なお、年齢を問わず）の比率である。なお、前述したとおり、現在中国の教育制度の中心は初等・中等教育から高等教育への移行となっている。そのうち、初等教育の就学率は改革開放初期においても90%以上達し、前期中等教育は1995年、後期中等教育は2013年を機に90%を上回った⁶⁶。ここでは、改革開放以降の中国の初等・中等教育⁶⁷の就学率を考察する一方で、日中米における高等教育の就学率の比較を通じて、中国の高等教育水準を評価し、先進国よりどの程度大きさが違うかについて解明する。

以上のように、中国の初等・中等教育（前期と後期に分けられる）の就学率の推移を描いたのは図3-1、日中米における高等教育の就学率の推移を示したのは図3-2である。ただし、図3-1と図3-2のデータの出所が違うことに注意すべきである。

の下で、2016年10月24日に国务院が「世界一流大学・一流学科（略称は『双一流』）建設全体計画」を発表し、さらに約1年の準備を経て『双一流』建設プロジェクトの対象となる大学及び学科のリストを発表した。その計画において、2020年までにいくつかの大学と一部の学科・専門を世界一流ランクに引き上げることを通じて、今世紀中に中国を「高等教育強国」とする最終目標が提示されている。

⁶⁵ GERに対して、純就学率（NER）は学齢人口に対する当該年齢内の就学児童数の比率を意味している。なお、GERにおける就学児童は留年や再入学者を含むことで、NERより高くなることが予想される。

⁶⁶ しかしながら、総就学率が高いほど、純就学率が高いわけではない。中国の総就学率と純就学率とのギャップについて南・牧野・羅（2008）を参照されたい。

⁶⁷ 改革開放以降、日本とアメリカの初等・中等教育における総就学率がより高く、両方も90%以上の水準に達しているため、国際比較を行わない。一方、現行の中国の教育制度によれば、中国の中等教育は前期中等教育（中学校：普通と職業）と後期中等教育（普通高校、職業高校や専門学校など）に分かれる。

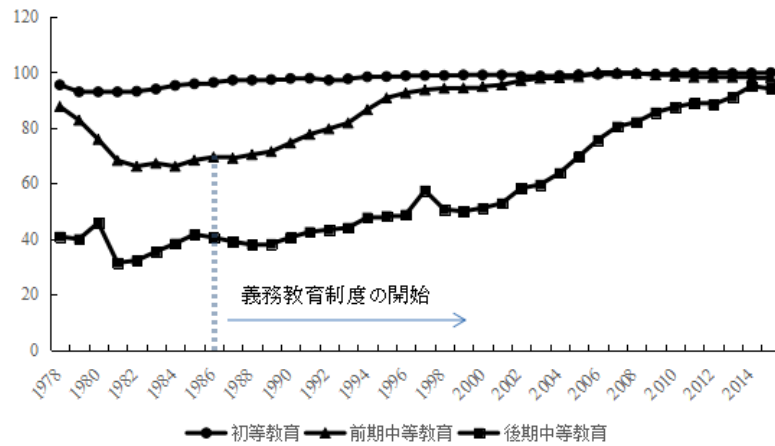


図 3-1 初等・中等教育における就学率の推移（1978－2015，%）

（出所）『中国統計年鑑 2016』より作成。

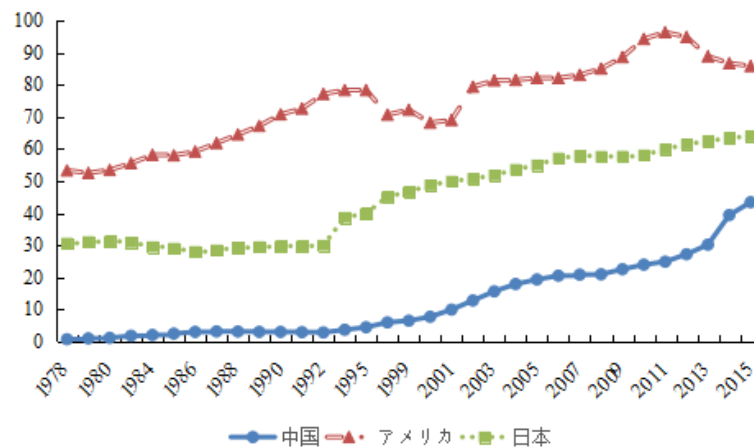


図 3-2 高等教育における就学率の推移（1978－2015，%）

（出所）世界銀行“World Development Indicators Database 2017/6”より作成。
 （注）データなしの年を取り除いている（1982-1983, 1993, 1996-1997）。

まず、初等・中等教育（前期：中学校，後期：高校）の就学率の推移をみると，改革開放初期において，初等教育の就学率は90%以上を上回っており，中等・高等教育への進学人数を保証し，重要な役割を果たしている⁶⁸。それに対して，中等教育の就学率は前期と後期において，それぞれは初等教育の就学率より下回っている。ここでは，中等教育の就学率を前期と後期にわけてみていきたい。

まずは前期の場合をみると，改革開放直後は87.7%（1978年）から68.4%（1985年）ま

⁶⁸ 具体的には，建国直後の中国の初等教育における純就学率は1952年の49.2%から1977年の96.5%までに急上昇してきた。なお，改革開放初期でも，若干低下したが，1982年から再び上昇傾向にみられた。

で大きく低下したが、「九年義務教育」（1986年）の提唱で1986年の就学率は直ぐに回復した。その後、前期の就学率は上昇し続け、1995年には90%を超え、2015年に98.2%に達している。次いで、後期の場合において、前期と異なり、一時的にピークになった後（1980年：45.9%）、急低下がもたらされたが、その後は回復期として緩慢な上昇を続け、2000年を機に大幅に上昇してきている。

そこでは、周知のとおり、初等教育は基礎教育であり、より高いレベルの教育段階に進む前提として、完全普及（100%に接近する）が望まれる。そして、高等教育へのつなぎとして、中等教育（特に後期中等教育）の果たす役割がかなり大きい。しかしながら、後期中等教育には普通高校と職業高校（専門学校なども含む）が設けられ、大学入学試験を通じて高等教育への進学を目指す普通高校が一般的である⁶⁹。ここで、掲げられた後期中等教育の就学率は普通高校と職業高校の就学率の和を意味し、高等教育の発展を考慮すると、普通高校における就学率を考察することが一般的である⁷⁰。

そして、より高い水準の人的資本が蓄積できるための高等教育の就学率の推移をみると、大学入試制度が復活した改革開放初期においても、高等教育の就学率が非常に低い水準にとどまった時期であった。一方、90年代末からの高等教育振興計画の実施に伴う大学進学人数の急増は高等教育の就学率を上昇させ、2002年に10%を超え、そして十数年を経て2015年に40%を超えたという著しい量的拡大を実現できた。

なお、1980年代にすでに高い就学率を保っていた日本とアメリカでは、それぞれ30%と50%以上の就学率で改革開放初期の中国との大きな格差が存在することがわかる。そして、日本とアメリカを含む先進諸国においても、高等教育の拡大などの教育制度に積極的に取り組んでいるため、日本とアメリカの高等教育における就学率はほぼ上昇傾向にある。そこで、急速な上昇を達成した中国と比較すると、日本とアメリカに対する中国の後は明らかであろう。

⁶⁹ 近年では、職業教育を中心とする職業高校における学生たちも、高等教育に属する職業技術学院（大学専科も含む）への受験資格を得られるようになってきている。

⁷⁰ 例えば、「中国国民経済と社会発展における統計公表2017」によると、2016年の中等教育就学率は約97%であり、そのうち普通高校は約56%、職業高校は約41%の就学率を呈している。

3.2.2 平均就学年数 (Average Years of Schooling)

前章で述べたように、教育投資を通じて一定の教育水準を達成することを表す指標として、平均就学年数が 1990 年代初めから提唱されて以来、数多くの実証研究において人的資本の代理変数として利用されている。そして、教育資本の蓄積による結果として、実際の実証分析では、平均就学年数を一人当たり人的資本ストックとした説明変数が一般的である。要するに、平均就学年数と一人当たり GDP の関係について検証することが先行研究から示唆されている。

なお、平均就学年数の上昇に伴う一人当たり GDP の増加が多数の既存研究によって確認され、いわゆる教育の生産効果が存在するということである。したがって、ここでは主に生産年齢人口 (15-64 歳人口⁷¹) における平均就学年数 (図 3-3) と一人当たり GDP との関係を検討する。なお、第 2 章で紹介したマクロミンサー型モデルに基づき、一人当たり GDP の対数値をとり、それは平均就学年数によって決まるという点について図 3-4 を用いて説明する。

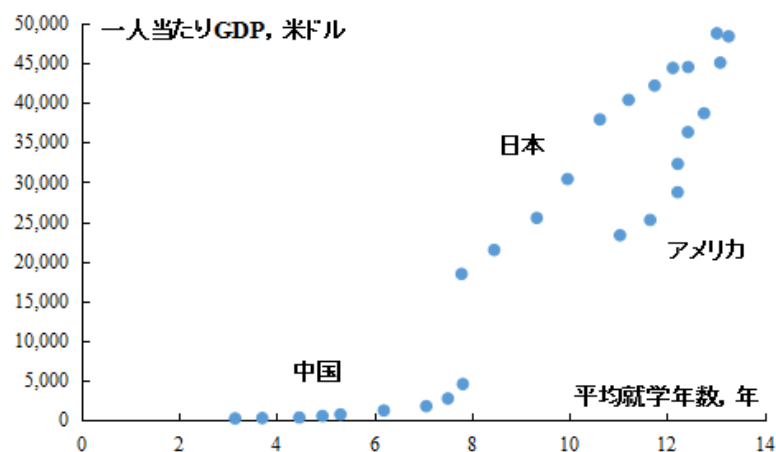


図 3-3 生産年齢人口の平均就学年数と一人当たり GDP との関係

(出所) 平均就学年数 (横軸) は Barro and Lee (2016), 一人当たり GDP (縦軸) は世界銀行“World Development Indicators Database 2017/6”より作成。

(注) 一人当たり GDP について、2010 年の価格で換算され、米ドルによって表示された実質 GDP である。

⁷¹ 中国の定年年齢が日本とアメリカより下回っているが、近年では少子高齢化による労働力不足のため、一部地域において定年年齢を伸ばす提案について取り組んでいる。

ここでは、一人当たり GDP の上昇に影響するほかの要因を一定として、平均就学年数と一人当たり GDP との関係を考察していきたい。まず、平均就学年数のデータは Barro and Lee (2016) によるものであるが、5 年ごとのデータしか推計されていないため、ここでは BL データセットから 1970–2010 年の 5 年間隔のデータを取り上げるとする。そして、手に入った平均就学年数と世界銀行のデータセットから得られた一人当たり GDP を合わせて、その関係は図 3-3 のように描かれている。

そこで、図 3-3 をみると、いずれの国においても、平均就学年数の増加とともに、一人当たり GDP が伸びるという予想通りの関係が示されている。なお、日本とアメリカと比べると、中国の平均就学年数はまだ低い水準にとどまり、先進国にキャッチアップできるまでかなり時間がかかると考える。

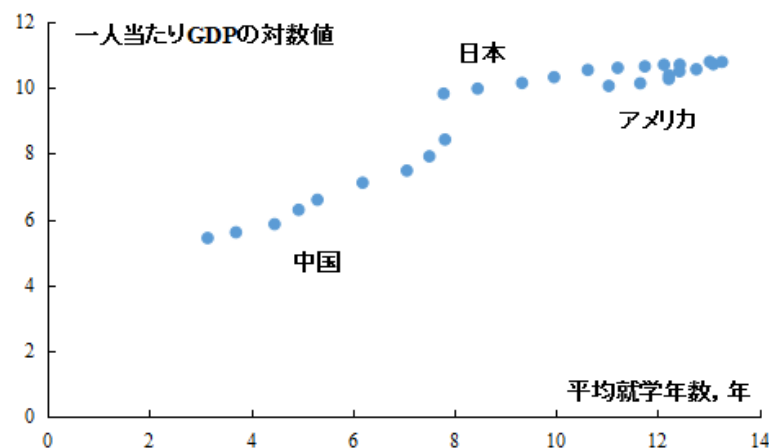


図 3-4 マクロミンサー型モデルに基づく関係

(出所) 平均就学年数 (横軸) は Barro and Lee (2016) , 一人当たり GDP の対数値 (縦軸) は世界銀行“World Development Indicators Database 2017/6”より作成。
 (注) 一人当たり GDP について、2010 年の価格で換算され、米ドルによって表示された実質 GDP である。

さらに、平均就学年数の社会的収益率 (social rate of returns) を調べるために、マクロミンサー型モデルに基づいた図 3-4 をみていきたい。図 3-4 には、縦軸を一人当たり GDP の対数値にして平均就学年数との関係について描かれている。そこで、回帰直線を引くと、直線の傾きの大きさは図 3-3 と異なり、日本とアメリカに比べると、中国のほうがより高い傾きを得ており、いわゆる平均就学年数による社会的収益率が高いことがわかる。この関係は Psacharopoulos and Patrinos (2004) によって出された結果と一致する。つまり、途

上国（ここで中国）における平均就学年数の社会的収益率が先進諸国（ここで日本とアメリカ）より上回ることが見出されている⁷²。そして、現在中国の平均就学年数は40年前の日本（60年以上前のアメリカ）に相当し、量的教育資本からみれば日本（アメリカ）に対して中国はかなり後れている⁷³。

3.2.3 公的教育支出⁷⁴（Public Expenditure on Education）

公的教育支出（公的教育費，政府教育支出などと呼ばれる）とは，国あるいは地方自治体が各教育段階へ投入する資金のことである。私的教育支出と異なり，公的教育支出は主に教育施設の建設，教育に必要な設備の購入や教職員の賃金などを含んでいる⁷⁵。一方，公的教育支出の拡大も教員の量的・質的变化をもたらすことによって，学校教育の質を上昇させ，さらに生徒たちの質を上昇させると予想される。

したがって，公的教育支出が多い経済は，より高い質の学校教育サービスを供給することができるため，教育資本の質を高め，経済成長に長期的な効果を与えられられる。なお，公的教育支出の大きさは国民経済の規模を考慮し，公的教育支出のGDPに対する比率⁷⁶を考察することが一般的である。なお，ここでは，主に公的教育支出のGDPに対する比率における国際比較をみてみよう。

⁷² 3か国の1970-2010年のデータを用いて，対象期間において平均就学年数の平均社会的収益率（%）は次のように算出される。

初等教育：中国（55.2%），日本（46.6%），アメリカ（29.9%）

中等教育：中国（31%），日本（27.2%），アメリカ（15.6%）

高等教育：中国（29.5%），日本（21.1%），アメリカ（13.3%）

⁷³ 一方，質的的人的資本の蓄積に巨大な影響を与える高等教育における平均就学年数も重要であるが，ここで紙幅の都合上省略する。ただし，中国の場合において，初期時点の非常に低い水準というボトルネックがあり，高等教育の就学率が高まるとしても，日本とアメリカと比較したら，依然として大きな格差が存在している。

⁷⁴ なお，公的教育支出は量・質的的人的資本の育成のために増やされるので，教育水準の向上に貢献する一つの投入である。ただし，たとえより多くの投入をしても，それによる結果（教育水準の向上など）が必ず良いではないと考えられるため，人的資本の代理変数としてみなされれば人的資本の定義に忠実に従わないと思われる。

⁷⁵ 『中国統計年鑑2016』により，教育経費の構成のうち，財政的教育経費が80%以上占め，公的教育支出に相当する。

⁷⁶ なお，公的財政支出の大きさを考察するためには，GDPに占める割合のほか，政府財政支出に占める教育支出の割合，在学者一人当たりの公的教育支出及びそのGDPに対する比率などにも留意する必要がある。

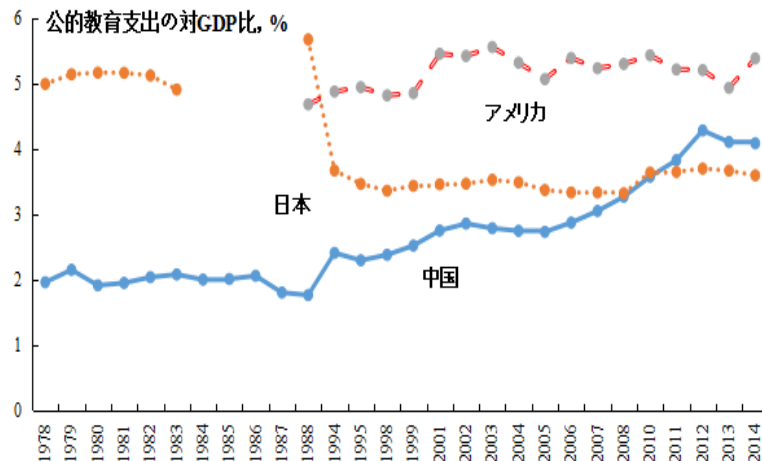


図 3-5 公的教育支出の対 GDP 比の推移 (1978-2014⁷⁷)

(出所) 中国のデータは『中国統計年鑑 2016』, 日本とアメリカのデータは国連教育科学文化機関 (UNESCO) の UIS データセット (<http://data.uis.unesco.org/Index.aspx>) より作成。

(注) 日本とアメリカのデータがない年もある。

図 3-5 には中国と日本, アメリカにおける公的教育支出の対 GDP 比が描かれている。中国では, 改革開放初期にとどまった低い水準は各段階における教育改革を通じて, 段階別の公的教育支出の拡大によって, 1990 年代後半から急速な上昇を遂げてきた。そして, 近年ではおよそ 4%を維持し, 横ばいに推移していることが予想される。それに対して, 日本では 1980 年頃から公的教育支出の対 GDP 比は 5%以上の水準にとどまったが, 1990 年頃から急速に低下し始め, 結局 2011 年に中国に抜かれることになった⁷⁸。最後に, アメリカの比率をみると, 1990 年代後半からほぼ 5%以上の水準を呈し, 長期的な上昇傾向にあり, 中国との格差が拡大していく様子が予想される。

そして, より多くの質的教育資本を生み出す役割を持つ高等教育への支出の対 GDP 比をみてみよう。なお, 数多くの既存研究から, 初等・中等教育 (つまり基礎教育) への教育支出は高度経済成長の要因の一つとして認められている⁷⁹。つまり, 基礎教育への支出が多い経済は, 基礎教育を通じて人的資本の質を上昇させ, 経済成長の基盤を固めることが予想される⁸⁰。

⁷⁷ なお, 対象期間中においてデータなしの年もあるため, データがない年を考慮しない。

⁷⁸ 一つの原因として, 日本では私教育支出 (いわゆる私費負担) は就学前教育段階と高等教育段階における割合が公的教育支出より大きく, 50-70%の水準にとどまっている。それに対して, 公的教育支出の割合の低下がありえる。

⁷⁹ 例えば, 世界銀行 (1993) の有名なレポートにより, 東アジア諸国における奇跡的な成長の背後に初等・中等教育への公的教育支出が大きかったという。

⁸⁰ ただし, こういう関係は成長の初期時点 (例えば発展途上国) においてよく見られる。それに対して, 高等教育への支出と経済成長の関係はしばしばマイナスになるという指摘もある (外谷, 1998)。

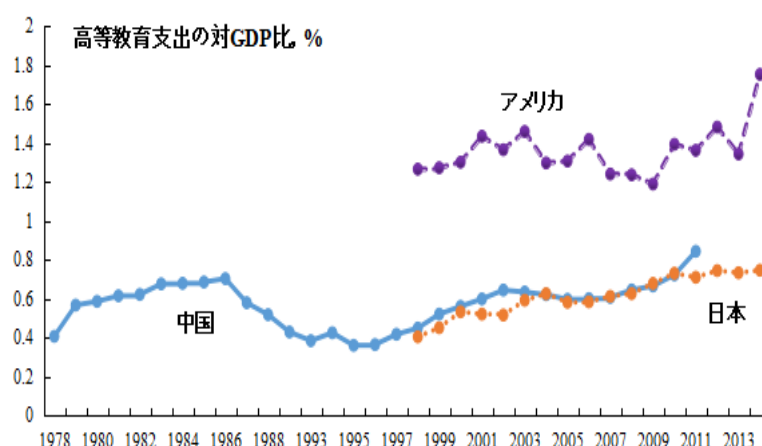


図 3-6 高等教育における公的教育支出の対 GDP 比率の推移 (1978-2014⁸¹)

(出所) 中国のデータは『中国統計年鑑 2016』, 日本とアメリカのデータは国連教育科学文化機関 (UNESCO) の UIS データセット (<http://data.uis.unesco.org/Index.aspx>) より作成。

(注) いずれの国においてもデータ不足の年もある。

一方, より高い水準の人的資本の蓄積のため, 高等教育への投入を拡大すべきである。そこでは, 高等教育における公的教育支出の対 GDP 比を図 3-6 のように描いてみると, 高等教育への公的教育支出の対 GDP 比 (1998-2011) は中国と日本においてほぼ同じ水準にとどまったことがわかる。なお, 2011 年を境にして, 中国の高等教育への支出が大幅に増加し, 長期的に持続する増加傾向にある⁸²。一方, アメリカにおいては, 1.2%以上の水準を維持し, 中国と日本に比べると高等教育への投入がかなり大きい。

3.2.4 量的・質的教員数

以上で述べた公的教育支出を通じて, 質的教育への投入にどのような影響を与えるかについて量的・質的教員数を利用して説明する。周知のとおり, 生徒数が増加するとともに, 教員を増す必要があるため, 公的教育支出の拡大によって, より高い質の専任教員を雇用したりすることが可能となる。そうすると, 教員一人当たりの生徒数 (あるいは生徒教員比, Pupil-Teacher Ratio) をある一定範囲内で抑えることが可能である。つまり, 公的教育支出は(いずれの教育段階においても)教員一人当たりの生徒数の増加を抑制することで, 教育の質を向上させると予想される。言い換えれば, 教員の量的変化 (生徒の増加とともに

⁸¹ 図 3-5 と同じように, データのない年を取り除いている。

⁸² 2011 年以降のデータが公開されていないが, 近年の高等教育に対する戦略からすると, 長期的な上昇傾向が予想される。

に増えること)に伴って、生徒に対する教育の質が保証できる。なお、ここでは主に高等教育における生徒教員比の推移をみるため、図3-7に示されるようになる⁸³。

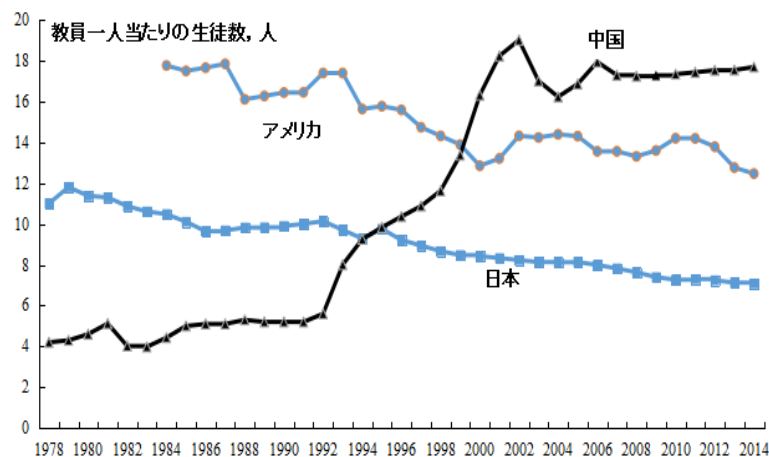


図3-7 生徒教員比の推移 (1978-2014)

(出所) 国連教育科学文化機関 (UNESCO) の UIS データセット (<http://data.uis.unesco.org/index.aspx>) に基づき、中国の場合において 1982-1984, 1988-1993, 1995-1996 と 2012-2014 は『中国統計年鑑 2016』より作成。

(注) データなしの年は前年度と後年度における平均値によって表される (アメリカの 1978-1983 年間を除く)。

図3-7をみると、1990年代以前では、中国の生徒・教員比率は日本とアメリカよりかなり低く、教員一人当たりの生徒数は6人以下の水準にとどまった。当時の教育現状(つまり、高等教育への低い進学率)を合わせて考えると、低い水準にとどまった生徒・教員比率は教員の量的におけるわずかな変化を示している。

そして、1990年代から高等教育改革の実施とともに、高等教育への市場原理の導入を伴う高等教育規模の拡大によって、高等教育への進学人数が倍増し、教員一人当たりの生徒数も増えてきた。特に1990-2002年間に於いて、高等教育の新規入学者数は1990年の61万人から2002年の382万人へと大きく増加した。その結果、高等教育の生徒数の急増に対応して、教員数も同期間でほぼ倍増となっている⁸⁴。ところで、この間には順番に日本(1995年、10人)とアメリカ(2000年、13人)を抜いたことは図3-7によって確認できる。な

⁸³ 高等教育に絞って考察する理由として、近年では中国の基礎教育(初等教育や中等教育)における教員数が大幅に増加していることである。そこで、UIS データセットによれば、2014年の初等・中等教育の教員一人当たりの生徒数において、それぞれ16人(中国)、16人(日本)、14人(アメリカ)と14人、12人と15人となった。つまり、近年では初等・中等教育段階における生徒-教員比率には先進国に比べるとしても、大きな格差にみられない。

⁸⁴ そこで、教員一人当たりの生徒数は1990年の5人から2002年の19人(ピーク時)へと大きく増加した。

お、現在は 18 人に近い水準を維持し、長期的に上昇傾向をみせた中国に対して、日本とアメリカは持続する低下傾向がみられる。

一方、教員の量的変化に対して、教員の質的变化は主に教員の持つ人的資本に依存し、それを反映する指標として専任教員の就学年数（つまり学歴⁸⁵）や経験年数などが挙げられる。なお、教員の質を表す指標には、特に高等教育における教員の質的变化に関心が高まるが、教員養成制度が異なるので、ここでは中国の高等教育における教員職務等級のみを取り扱う（図 3-8 参照）。

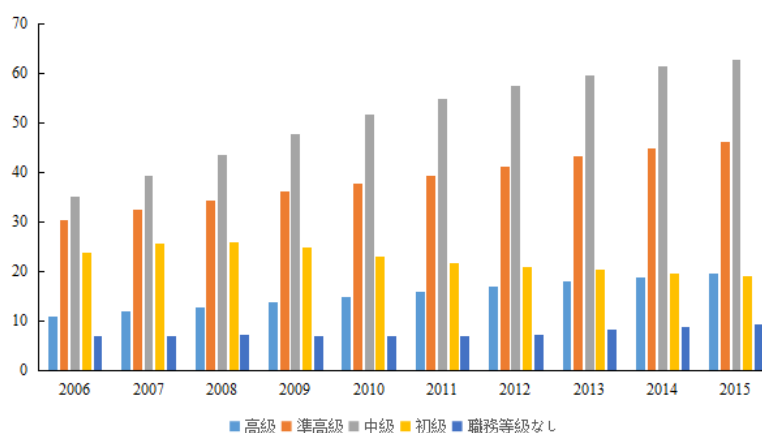


図 3-8 高等教育における教員職務等級の変化 (万人, 2006-2015)

(出所) 『中国統計年鑑 2016』より作成。

図 3-8 は 2006-2015 年間に於いて高等教育における教員の職務等級（中国語で「職稱」）の変化を表しており、その図にはいくつかの職務等級が含まれる。その中で、棒グラフの左から右へ順番に高級（教授）、準高級（準教授）、中級（講師）、初級（助教）と等級なしという段階に分ける。図 3-8 によると、この五つの分類の中で、中級レベルに属する教員数が最も多く、等級なしの段階に入る教員数がほかの段階より少ないことがわかる。一方、初級以外のレベルに属する教員数はほぼ増加傾向にあるが、初級レベルにある教員数の減少は高等教育への進学人数における増加率の低下によって新規教員数の雇用を減らす現状を反映しているかもしれない⁸⁶。

以上のように、高等教育における量的・質的教員数を考察したところ、まず量的からす

⁸⁵ しかしながら、人的資本理論に対してシグナリング理論はより高い学歴を得ることによってより高い賃金を得るということを意味している。なお、ここでは教員の学歴について、教員の有する人的資本を示し、高いほど教員の質も高いということである。

⁸⁶ つまり、毎年の新規教員数（初級レベルからだとして仮定する）は初級から中級まで移動した教員数より少ないことを意味する。

ると、中国はすでに日本とアメリカを上回って長期的な上昇傾向を見せたが、教員一人当たり生徒数が多ければ多いほど、教育の質を必ず保証するわけではない。一方、教員の職務等級からすると、高級レベルに属する教員は高等教育の教員数の1割強を占めているが、より質の高い教育を達成するために、高級レベルの教員数が高まる必要である。

3.2.5 留学生数 (International Students Abroad)

海外留学生とは、勉学を目的として前居住国・出身国から他の国に移り住んだ学生のことである。とくに、先進諸国を留学先としている学生が異文化と接触し、受入国の先進技術や知識及びより質の高い人的資本を持つ人々との交流を通じて、自身の人的資本の蓄積に役立つことが予想される。なお、海外での学業終了で、帰国しないとすれば、母国の経済成長に影響することは難しい。したがって、留学生を帰国させるため、政府による優遇政策の実施が必要である。一方、受入国にとっては、外国人学生⁸⁷を滞在させ、自国の成長に貢献させることも重要である。

一方、2000年代以降、中国人の海外留学生数が急増し、特に近年では大幅に増加している。むろん、留学先は主にアメリカ、ヨーロッパ、日本などの国に集中している。これらの国で先進技術や知識を学び、より高い水準の人的資本を身に付けることができる。そして、近年中国の経済成長とともに、留学生に対する優遇政策の実施や就職チャンスの上昇など有利な背景の下では、留学生の帰国者数（中国語で「海帰（かいき）」）も大きく増加している。ここでは、主に海外での高等教育を受ける留学生数の推移と受入国での外国人学生数の推移をみてみよう。

まず、海外に留学した中国人学生数、そしてインド、日本とアメリカの海外留学生数の推移をみることにする。ただし、一般的に海外留学生には交換留学などの短期留学は含まないとされている。なお、統一のために、データの出所が国連教育科学文化機関（ユネスコ）によるデータセットとなっている。

⁸⁷ いわゆる外国人学生数（foreign students）のことである。

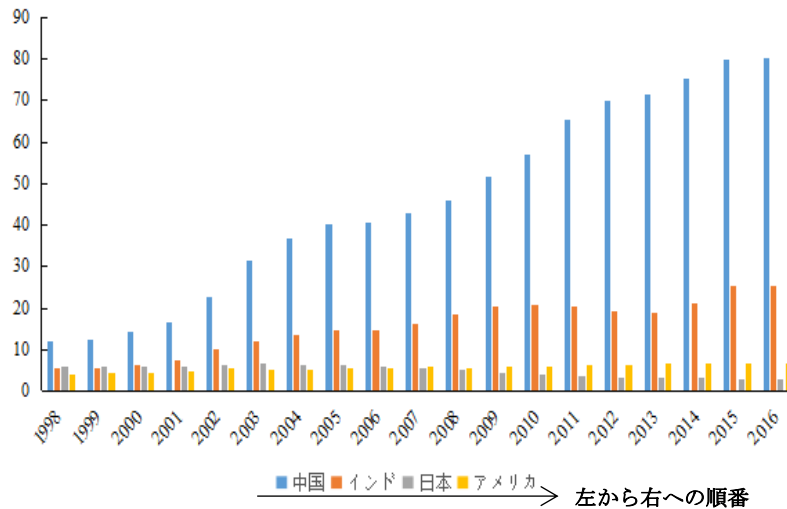


図 3-9 留学生数の推移 (万人, 1998-2016)

(出所) 国連教育科学文化機関 (UNESCO) の UIS データセットより作成。

(注) UIS データセットによれば, ここで使用するデータはストックデータであり, つまり毎年度の出国者数マイナス帰国者数から年末の時点において海外にいる学生数のことである。

図 3-9 の棒グラフは左から右への順番に中国, インド, 日本とアメリカのデータを示している。まず, 中国とインドの留学生数をみると, 巨大な人口を持つ中国とインドの留学生数はともに 2000 年代頃から持続して増加してきたことがわかる。それに対して, アメリカは微増しているが, (リーマンショック後) 日本の海外留学生数に遞減傾向がみられる。そこで, 先進国に比べると, 発展途上国のほうがより多くの留学生をもつことがありえる。

そして, 図 3-9 と各国の高等教育における在学者全体の数を合わせて, 表 3-1 に示される海外流動性比率 (Outbound Mobility Ratio) の推移を考察することができる。表 3-1 をみると, 中国の留学生数の高等教育における在学者総数に対する割合はほぼ 2%近くを維持しているのに対して, インドと日本においては, 近年ではこの比率が低下する傾向にあり, アメリカは 0.3%の水準で横ばいに推移している。なお, 表 3-1 は図 3-9 と同様に, 先進国より途上国のほうが高い海外流動性比率を持つと考える。

表 3-1 海外流動性比率の推移（2000－2015）

	中国	インド	日本	アメリカ
2000	1.92	0.66	1.49	0.34
2001	1.77	0.76	1.44	0.36
2002	1.85	0.95	1.61	0.34
2003	2.06	1.05	1.63	0.32
2004	2.03	1.13	1.53	0.31
2005	1.96	1.24	1.59	0.31
2006	1.75	1.13	1.45	0.32
2007	1.70	1.09	1.37	0.33
2008	1.72	1.07	1.29	0.31
2009	1.77	1.10	1.17	0.31
2010	1.83	1.01	1.05	0.29
2011	2.09	0.77	0.93	0.29
2012	2.14	0.67	0.86	0.30
2013	2.10	0.67	0.86	0.33
2014	1.80	0.70	0.86	0.34
2015	1.85	0.79	—	0.35

（出所）国連教育科学文化機関（UNESCO）のUIS データセット（<http://data.uis.unesco.org/Index.aspx>）より作成。

（注）海外流動性比率（Outbound Mobility Ratio）とは、海外留学生全体の数を国内の高等教育における在学者全体の数の割合とする指標のことである。

なお、近年では海外留学終了後の帰国者数を同期の出国者数と比較してみると、帰国者数の割合が2008年の4割から2016年の8割へと大きく上昇した。むしろ、この現状をもたらす要因として、中国の経済発展による就職チャンスの増加や政府による「海帰」就職優遇政策などが挙げられる⁸⁸。「海帰」（特に先進諸国を留学先とした学生たち）の数が増えるほど、海外で学んだ先進技術などを中国の経済成長のために生かすチャンスも多く

⁸⁸ 一方、2007年から中国政府は「留学終了後の原則帰国」という条件付きの国家公費派遣留学プロジェクトをよりいっそう拡充し、2007年度の派遣人数は約5000人であったのに対して、2016年度の派遣人数は約3万人に達している（中国教育部、http://www.moe.edu.cn/jyb_xwfb/xw_fbh/moe_2069/xwfbh_2017n/xwfb_170301/170301_sjtj/201703/t20170301_297676.html）。

なる。

最後に、海外留学生に対して、中国、日本とアメリカにおける留学生の受入れの現状を描いたのは図 3-10 である。

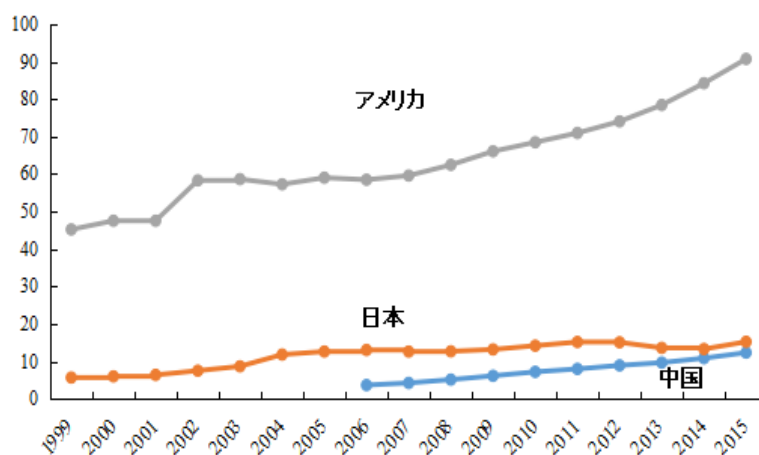


図 3-10 受入国における外国人学生数の推移（万人，1999—2015）

（出所）国連教育科学文化機関（UNESCO）の UIS データセットより作成。

（注）図 3-9 と同様に、ストックデータが使用される。また、データなしの年もある。

図 3-10 には、左から右へ順番に中国、日本とアメリカの受入れ人数の推移が示される。むろん、アメリカは世界一の受入国として、アメリカを留学先にする外国人学生数が最も多い。一方、2008 年 7 月に策定された「留学生 30 万人計画」という方策があったが、日本における外国人留学生数（特に高等教育機関在籍者）が緩やかに増加していることがわかった⁸⁹。それに対して、著しく成長を遂げた中国においては、最初に公開された年次データであった 2006 年から留学先として外国人留学生の受入れが大きく拡大したことが明らかになった。

また、2013 年に打ち出された「一帯一路（いったいいちろ）」（いわゆる「新シルクロード」）という構想を契機に、「一帯一路」に所在する沿線諸国（64 か国）からの留学生数はおよそ全体の半分を占めている（表 3-2 参照）。留学生の受入れの拡大とともに、また中国の外国人留学生に対する就職応援政策や中国での外国人に向ける就職チャンスの増加などの要因で、卒業後中国で働く留学生数は増えていくと予想される。

⁸⁹ 日本学生支援機構における 2017 年の調査によると 2017 年度日本における外国人留学生数は全体で 267,042 人（前年比、11.6%増）であり、そのうち高等教育機関在籍者は 188,384 人（前年比、10.1%増）である。

表 3-2 中国における外国人留学生数の推移（フローデータ，2004－2016）

	「一带一路」 沿線諸国（万人）	すべての国 （万人）	全体に対する割合（%）
2004	2.49	11.08	22.5
2005	3.77	14.11	26.7
2006	5.06	16.27	31.1
2007	6.66	19.55	34
2008	7.98	22.35	35.7
2009	9.47	23.82	39.8
2010	11.11	26.51	41.9
2011	12.38	29.26	42.3
2012	14.20	32.83	43.3
2013	16.06	35.65	45
2014	17.68	37.71	46.9
2015	18.29	39.76	45.99
2016	20.78	44.28	46.92

（出所）2004－2014年は『来華留学生簡明統計2014』，2015年と2016年は教育部によって発表されたものより作成⁹⁰。

3.3 分析フレームワーク

以上のように，中国における教育を中心とする人的資本の現状を考察した。そこで，いくつかの量的・質的教育資本への投入あるいは産出に関する指標を紹介している。なお，どのように利用可能な指標を組み合わせ，量的・質的人的資本の代理変数を構築することが本節の主な目的となる。そのほか，使用する時系列データとデータの定常性検定など

⁹⁰

http://www.moe.edu.cn/jyb_xwfb/xw_fbh/moe_2069/xwfbh_2017n/xwfb_170301/170301_sjtj/201703/t20170301_297677.html と

http://www.moe.edu.cn/jyb_xwfb/xw_fbh/moe_2069/xwfbh_2017n/xwfb_170301/170301_mtbd/201703/t20170302_297943.html

ml.（2017年8月確認）より得られた。

も本節において考察される。また、実証モデルの定式化について、次節から成長会計モデルおよび時系列モデルの設定を説明する。

3.3.1 人的資本の代理変数の設定

数多くの既存研究においては、教育という形態の人的資本を表す指標を用いることは一般的である。その中で、教育の量（つまり就学年数）が大きな役割を果たすことは実証結果によってほぼ支持されている。一方、教育の量より教育の質のほうが人的資本水準の向上を促進させ、経済成長により大きく貢献するという見方もあった。なお、教育の量と質はいずれも人的資本水準の向上に影響を与えるため、人的資本の代理変数を設定するとき、両方を考慮に入れることが望ましい。ここでは、Caselli (2005) にしたがって、教育の量と質を含めた人的資本の代理変数を設定してみよう。

まず、教育への投入によって量的と質的教育資本の成果がもたらされるとしよう。量的教育資本は教育年数、質的教育資本は政府教育支出、教員の量的・質的变化によって表される⁹¹。具体的にかげば、ある生徒の人的資本 h_s は次のように与えられる。

$$h_s = A_h e^{\phi(s)} = A_h e^{rs} \quad (3-1)$$

ここで、 A_h は質的人的資本を表す指標であり、 $e^{\phi(s)}$ は量的人的資本を表している。そして、 $\phi(s)$ は平均就学年数 s とそれによる収益率によって構成される。(3-1) 式では、 A_h を一定とする場合、 $e^{\phi(s)}$ は平均就学年数の上昇を通じて、どの程度の量的人的資本をもたらすかを表している⁹²。

また、Caselli (2005) では、Psacharopoulos (1994) による結果（ミンサー型収益率）を用いて三つの場合において $\phi(s)$ を計算している⁹³。なお、Soto (2009) が指摘しているよう

⁹¹ Klenow and Rodríguez-Clare (1997) を参照されたい。

⁹² 一応、本論文では(3-1)式に基づいて分析している。次章で健康を人的資本の形態とする場合においても、(3-1)式の拡張型を想定する。さらに、第5章と第6章において、(3-1)式を利用し続ける。

⁹³ つまり、次のように計算される。

$$\phi(s) = \begin{cases} 0.134 \cdot s & \text{if } s \leq 4 \\ 0.134 \cdot s + 0.101 \cdot (s - 4) & \text{if } 4 < s \leq 8 \\ 0.134 \cdot s + 0.101 \cdot (s - 4) + 0.068 \cdot (s - 8) & \text{if } s > 8 \end{cases}$$

に、教育収益率 r （平均就学年数が一人当たり所得にどれほどの影響を与えるか）を人的資本の転換率（平均就学年数の上昇によって一人当たり人的資本がどれほど蓄積される）と同一視するケースが多いが、厳密に言えば正確とは言えない。そこで、Caselli (2005) の手法に従うことにするが、教育収益率を人的資本の転換率に変えてみることに留意すべきである（つまり、生産関数のフレームワークの下で教育収益率を考慮するとき、 r を収益率ではなく、人的資本の転換率として考えるべきである）。

そして、質的教育資本に関して、 A_h は教育の質を向上させるための投入による結果を表している。ここで主に三つの投入を用いて質的指標を定義する。また、生産関数と同じように、質的教育資本の生産関数を設定することが可能である。つまり、次のように与えられる。

$$A_h = E_s^\lambda R_t^\varphi h_t^\gamma \quad (3-2)$$

ここで、 E_s 、 R_t と h_t はそれぞれ生徒一人当たりの政府教育支出、教員・生徒比率⁹⁴と教員における人的資本ストックを表している。また、それぞれのパラメータ（ λ 、 φ と γ ）について、Caselli (2005) はケースごとに検討した。彼によると、 $\lambda = 0.2$ 、 $\varphi < 0.5$ と $\gamma \leq 0.1$ という範囲が想定され、パラメータの合計値は1より小さいという制限がわかった。

続いて、(3-2) 式を (3-1) 式に代入すると、ある生徒の人的資本は次のように示される。

$$h_s = E_s^\lambda R_t^\varphi h_t^\gamma e^{\theta(s)} \quad (3-3)$$

また、Klenow and Rodríguez-Clare (1997) が述べたとおり、定常状態の下で $h_s = h_t = h$ という関係が成り立つので、(3-3) 式を社会全体としての一人当たりの平均人的資本ストックのように書き換えることができる⁹⁵。つまり、(3-3) 式を書き換えて整理すると次のように導出される。

⁹⁴ 前節で述べた生徒・教員比率の逆数であり、生徒・教員比率が大きいほど、教育の質が保証できなくなるのに対して、教員・生徒比率が大きくなると、教育の質が保証できるようになる。

⁹⁵ Caselli (2005) によると、教員の人的資本の導入によって人的資本蓄積過程における人的資本の外部効果が捉えるかもしれない。

$$h = E^{\frac{\lambda}{1-\gamma}} R^{\frac{\phi}{1-\gamma}} e^{\frac{\phi(s)}{1-\gamma}} \quad (3-4)$$

(3-4) 式は教育の量と質を合わせて考慮した人的資本の代理変数を意味する。この式を用いて実証分析を行うことが可能であり、使用するデータは手に入れるのが容易である。なお、Caselli (2005) では、以上の要因を考慮するとき、いずれの要因のみを検討している⁹⁶。例えば、 $\lambda > 0 (\phi = \gamma = 0)$ の場合、教育の質に影響を与えるのは公的教育支出のみであるということになる。本章では、(3-4) 式を一人当たり人的資本水準として実証分析を行おうとしているが、量的教育資本のみの場合も考慮する。

3.3.2 使用するデータ

次節からの実証分析に進む前に、本章で利用するデータを説明する。本章の実証分析では、中国全体を分析対象とし、1978 年度から 2016 年度までの年次データを用いるとする。一方、本章かつ本論では人的資本と経済成長の関係を検証するにあたっては、主として生産関数モデルを中心に実証分析を行う。生産関数の中で、産出を表す GDP と物的資本ストックは実質値で表される⁹⁷。なお、実質 GDP と物的資本ストックについての換算や計測などはそれぞれ補論 1 と 2 を参照されたい⁹⁸。

そして、質的教育資本に関する指標については、主に『中国統計年鑑 2016』より手に入る。最後に、平均就学年数については、Penn World Table 9.0 より手に入る。それぞれの時系列データは次のようにまとめられている。

⁹⁶ つまり、彼はケースごとに検討する際、質的教育資本に影響する要因をすべて同時に取り扱うのではなく、その中の一つを要因として、ほかの要因を一定としている（つまり、ほかの要因のパラメータをゼロにする）。

⁹⁷ Mankiw (2004) が指摘しているように、実質 GDP は名目 GDP よりも優れた経済的福祉の尺度であり、そして実証研究において、通常は実質 GDP を用いている。

⁹⁸ 中国を対象にした先行研究において、実質 GDP はほとんど 1978 年の価格で換算される。なお、補論 1 で検討されているように、基準年を 1978 年、1990 年と 2005 年として、実質 GDP を算出している。そこで、実証分析に応じていずれの基準年による実質 GDP を用いるとする。

表 3-3 使用するデータ

年	一人当たり実質 GDP ⁹⁹ (元)	一人当たり物的 資本ストック ¹⁰⁰ (元)	資本産出比率	平均就学年数 (年)	生徒一人当 たりの公的教 育支出 ¹⁰¹ (元)	教員生徒比 率 ¹⁰² (生徒千人当 たりの教員 数, 人)
1978	703	1649	2.35	3.62	35	132
1979	746	1769	2.37	3.75	44	141
1980	795	1900	2.39	3.87	55	150
1981	825	2016	2.45	3.97	62	165
1982	884	2163	2.43	4.07	72	169
1983	967	2295	2.37	4.18	83	168
1984	1099	2487	2.26	4.28	97	160
1985	1229	2717	2.21	4.38	121	161
1986	1319	2965	2.25	4.47	146	163
1987	1449	3230	2.23	4.56	158	168
1988	1586	3531	2.23	4.65	201	178
1989	1628	3739	2.30	4.74	230	185
1990	1668	3951	2.35	4.83	260	188
1991	1799	4095	2.28	5.00	346	188
1992	2031	4422	2.18	5.18	404	190
1993	2287	4961	2.17	5.35	472	175
1994	2556	5496	2.15	5.52	621	188
1995	2807	6025	2.15	5.69	702	180
1996	3053	6574	2.15	5.85	796	175
1997	3301	7144	2.16	6.00	858	170
1998	3526	7819	2.22	6.16	921	167
1999	3766	8521	2.26	6.31	1031	164
2000	4056	9288	2.29	6.47	1152	161
2001	4362	10124	2.32	6.55	1371	158
2002	4728	11118	2.35	6.63	1546	156
2003	5170	12372	2.39	6.71	1696	156
2004	5659	13808	2.44	6.78	1962	157
2005	6267	15374	2.45	6.86	2273	162
2006	7025	17099	2.43	6.91	2782	166
2007	7982	19026	2.38	6.97	3632	171
2008	8711	21222	2.44	7.02	4620	176
2009	9484	24037	2.53	7.07	5456	182
2010	10439	27162	2.60	7.12	6588	186
2011	11376	31205	2.74	7.25	8401	189
2012	12214	35486	2.91	7.38	10715	196
2013	13102	40023	3.05	7.51	11742	205
2014	13986	44690	3.20	7.64	12720	208
2015	14877	49328	3.32	7.77	13991	211
2016	15781	53824	3.41	7.91	14867	214

(注 1) 一人当たり実質 GDP は主に『中国統計年鑑 2016』より作成され、補論 1 を参照する。

(注 2) 一人当たり物的資本ストックと資本産出比は補論 2 を参照する。

(注 3) 平均就学年数は Penn World Table 9.0 による教育資本指数に基づいて作成され、2015 年と 2016 年のデータは筆者より推計される。

(注 4) 生徒一人当たりの公的教育支出については、1978-1990 年のデータは http://www.mof.gov.cn/zhuanjihui/gu/2006ysbgjd/tjsj/200805/t20080519_23373.html (2006 年 3 月), 1991-2014 年のデータは『中国統計年鑑 2016』, 2015 年と 2016 年のデータはそれぞれ「全国教育経費統計公表」¹⁰³ の 2015 年版と 2016 年版より作成。なお、すべての教育段階を合計したものである。

(注 5) 教員生徒比は『中国統計年鑑 2016』より作成され、2016 年データは筆者より推計される。なお、すべての教育段階を合計したものである。

⁹⁹ 1990 年の不変価格で換算される。

¹⁰⁰ 1990 年の不変価格で換算される。

¹⁰¹ なお、GDP と物的資本と違い、ここでは公的教育支出は主に質的人的資本の向上のために投入され、直接に生産水準の上昇に影響を与えないので、当年価格にすれば良い。

¹⁰² 教員一人当たり生徒数と違い、(教育段階別の) 生徒千人当たりの教員数が多いほど、より質的教育が保証される。また、中国の高等教育における生徒千人当たりの教員数が進学人数の上昇とともに減少傾向にあるので、ここでは主に初等・中等教育における教員生徒比率を用いる。

¹⁰³ 2015 年：http://www.moe.edu.cn/srcsite/A05/s3040/201611/t20161110_288422.html ;

2016 年：http://www.moe.edu.cn/jyb_xwfb/gzdt_gzdt/s5987/201705/t20170503_303595.html。

表 3-3 により、本章で利用する時系列データがわかる。そこで、掲載されていないが、成長会計分析に対応する対象となった変数の増加率を算出することは可能である。ただし、人的資本の導入に伴う成長会計モデルの拡張が必要であることに留意すべきである。また、教育の量的変化を表す平均就学年数と質的变化を表す公的教育支出と教員・生徒比において、教育段階として区別せず、全体的な指標となっている¹⁰⁴。

3.3.3 データの定常性検定

前章において、GDP や投資等のマクロ時系列データを用いて分析するとき、データの定常性を確かめる必要がある。周知のとおり、データの定常性を検証するアプローチとして、しばしば単位根検定が呼ばれている。そこでは、いくつかの単位根検定が考案されているが、本章で利用するのは拡張型 Dickey-Fuller (いわゆる ADF) 検定である¹⁰⁵。また、ADF 検定の基本式については、表 3-4 のようにまとめられている。

表 3-4 ADF 検定の基本式

外生変数の入れ方による検定式			
検定方法	□定数項あり・トレンド項あり	□定数項あり	□定数項なし・トレンド項なし
ADF 検定	$\Delta X_t = a + bt + cX_{t-1} + \sum_{i=1}^m b_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$	$\Delta X_t = a + cX_{t-1} + \sum_{i=1}^m b_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$	$\Delta X_t = cX_{t-1} + \sum_{i=1}^m b_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$
帰無仮説：変数が非定常である			

(注 1) Δ を階差演算子とする。

(注 2) X_{t-1} の推定係数 c がゼロであるか否かによって帰無仮説の棄却を判断する。

なお、実際には ADF 検定を行うとき、□式から□式まで順番に検証する必要がある。そこで、いずれの場合において、単位根が存在するという帰無仮説が棄却されると、当該系

¹⁰⁴ むろん、実際分析するとき、教育段階別にしてそれぞれについて分析することもありえる。

¹⁰⁵ ADF 検定は Dickey and Fuller (1979) によって提案された DF 検定の拡張型であり、DF 検定に対して誤差項に系列相関がある場合にラグ多項式を加えることによって単位根を検出方法である。ほかには、DF (Dickey-Fuller) 検定などにおいて検定式の導出過程は異なるものの、帰無仮説の設定 (つまり単位根を持つ) や結果の見方などは、原則として ADF 検定と同様である。一方、単位根検定の新展開として、以上の単位根検定における欠点の克服を試みた ERSPO (Elliot-Rothenberg-Stock Point Optimal) 検定 (50 以上のサンプル数が必要である) と KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) 検定 (帰無仮説は定常的である) などがあげられる。特に KPSS 検定について、後章において説明するうえで、ADF 検定より良い結果を出すこととして利用される。

列は定常的であり、一般的には $I(0)$ で表記する¹⁰⁶。もしすべての式において、単位根が存在するという帰無仮説が棄却されない場合、当該系列は非定常であることを意味する。そして、非定常的な系列については、 d (=1 あるいは 2 の場合が多い) 回の階差をとり、定常過程になるものを階差定常 (difference-stationary process, DSP) といい、 $I(1)$ あるいは $I(2)$ と表記すれば良い¹⁰⁷。

また、ADF 検定を実施するにあたって、もう一つの注意すべき問題として、検定式□から□までにおいて、被説明変数のラグ項の次数 m の選択である。そこで、最長ラグを任意に決めたいうえで、情報量基準 (Information Criterion) が最小となるラグ次数を選択する方法が主流である。そして、Eviews でサポートされている情報量基準として、Akaike の基準 (Akaike Information Criterion, AIC) と Schwarz の基準 (Schwarz Information Criterion, SIC) が代表的なものがある¹⁰⁸。なお、本章では、AIC の基準を用いてラグ次数を選択する。

3.3.4 共和分検定

前章で述べたとおり、複数の $I(1)$ 変数を用いて回帰を行うとき、高い確率で見せかけの回帰 (spurious regression) が生じうる。そして、見せかけの回帰が生じると、高い決定係数と有意な t 値等の結果が得られるが、推定バイアスが発生する恐れがあるので信用できなくなる。また、前章の図 2-4 のように示される時系列分析の判断プロセスでは、単位根検定を実施した後、すべての系列は $I(1)$ あるいは $I(2)$ に従うと、(変数同士の間に関係が存在するかを確認するために) 共和分検定の実施が望まれる。

まず、共和分関係とは、「 $I(1)$ に従う n 個の変数があるとき、これらの変数の線形結合が定常過程 $I(0)$ に従う関係」ということである。例えば、二つの $I(1)$ に従う非定常時系列 X_t と Y_t があるとすると、次のように表記することが一般的である。

$$X_t \sim I(1) \quad Y_t \sim I(1)$$

¹⁰⁶ つまり、 $I(0)$ は integrated of order 0 の略であり、定常過程であることを意味する。

¹⁰⁷ なお、一般的にはマクロ変数は一次和分過程 ($I(1)$) に従うことが様々な既存研究によって示唆されている。なぜなら、一回の階差をとったものは当該系列の増加率になることが多いが、二回の階差をとると、経済学的解釈は困難となるからである。

¹⁰⁸ 一応、Eviews は自動的に情報量基準を選択してくれるが、AIC の基準を採用するケースがより多い。

そして、 X_t と Y_t の線形結合は

$$Z_t = aX_t + bY_t$$

のように与えられる。そうすると、もし系列 Z_t が $I(0)$ に従うならば、非定常時系列 X_t と Y_t の間には共和分関係（いわゆる長期均衡関係）が存在することが判明される。なお、共和分関係の存在は共和分検定によって確認することが一般的である。

ここでは、共和分検定の方法については、Engle and Granger (1987) と Johansen (1988, 1991) によって提案された二つの方法が広く用いられている。それぞれは EG 二段階法と Johansen 型検定法と呼ばれ、あるいは単一方程式アプローチとシステムアプローチと呼ばれることもある。まず、EG 二段階法では、単一回帰式で表される変数同士を OLS で推定し、得られる残差系列について ADF 検定などの単位根検定を行うという二段階法である。そして、ADF 単位根検定の結果により、共和分関係が存在するか否かを確認することができる¹⁰⁹。

さらに、EG 二段階法に対して、対象となる非定常時系列変数の誤差修正モデルを推定し、任意の 1 次結合が定常的であるか否かを検証する方法は、Johansen (1988, 1991) と Johansen and Juselius (1990) によって考案されている。なお、Johansen 型の共和分検定の導出過程を統計理論として理解することはかなり難しいので、本章では Eviews による結果のみを提示する。

3.4 中国の成長要因：教育を中心にする人的資本の視点から

第 2 章で述べてきたように、経済成長の要因を供給面から考察する際、ソロー・モデルに基づく「成長会計」という分析方法がある。つまり、ある特定の国にの経済成長の源泉をいくつかの要因（主に資本投入、労働投入および TFP）に分解し、それぞれがそのように変化してきたのかを確認するための手法である。なお、成長会計手法が数多くなされたが、その方法自体の問題について批判を浴びたこともある。しかしながら、教育を中心と

¹⁰⁹ なお、EG 二段階法において、最大一つの共和分関係のみを検出することに注意すべきである。それに対して、Johansen 型の共和分検定において、一つ以上の共和分関係を検出できる。そして、Eviews10 では、Johansen 型の共和分検定のみサポートされている。

した人的資本の導入に伴い、ソロー・モデルに基づく成長会計モデルを拡張したのもも続々と提案されている（例えば、2-12 式）。

また、本論文では主として成長回帰を中心とした実証分析を行うものの、中国の経済成長の要因に関してベンチマークとしての成長会計手法から、多くの先行研究と同様に、教育を人的資本の代理変数とする場合、人的資本がどの程度経済成長に寄与してきたかを確認することができる。それゆえに、本章では、拡張型成長会計モデル（2-12）式に基づき、上述した量的・質的教育を中心にする人的資本の、中国の経済成長率に対する寄与の大きさを判定する。そして、次節から成長回帰分析を通じて人的資本の役割を再検証する。

3.4.1 成長会計のフレームワーク

周知のとおり、従来の成長会計のフレームワークについて、ソロー・モデルに基づく形で、投入要素（資本、労働）と TFP の上昇率が産出量の成長率にどれほど寄与してきたのかということに対して、幅広く議論されていた。そして、人的資本理論の発展とともに、人的資本を考慮に入れた成長会計モデルが提案された一方、そのモデル自体の拡張もなされている。ここでは、Jones（2015）によって提案されたより現代的な生産関数に基づいて成長会計分析を進める。つまり、そのモデルの基本式はもう一度書くと、次式で与えられる¹¹⁰。

$$y_t = A_t \cdot \left(\frac{K_t}{Y_t} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \cdot h_t \quad (3-5)$$

ここでは、 A は労働増大単位で測定された TFP であり、 h は労働者一人当たり人的資本として考えられる。なお、本章では教育を中心にする人的資本を検討することによって、教育水準の上昇とともに人的資本が増大するということを想定する。さらに、量的・質的教育を考えると、（3-4）式を（3-5）式に代入することによって、次式が得られる。

$$y_t = A_t \cdot \left(\frac{K_t}{Y_t} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \cdot \left(E_t^{\frac{\lambda}{1-\gamma}} R_t^{\frac{\varphi}{1-\gamma}} e^{\frac{rs_t}{1-\gamma}} \right) \quad (3-6)$$

¹¹⁰ より詳しい式の導出過程については、片山（2016）を参照されたい。

なお、(3-4)式に基づく量的・質的人的資本の設定に関して、各パラメータを一定の範囲内においてそれぞれの値を仮定する必要がある。しかしながら、各パラメータを一定とする場合、(3-6)式について推定することによって、各パラメータの推定値が得られる（なお、平均就学年数の人的資本への転換率を表す r を 0.3 とすると想定する）。ここで、各推定値は表 3-5 のようにまとめられている。

表 3-5 量的・質的人的資本に関するパラメータの推定値 (FMOLS)

変数	物的資本分配率	公的教育支出	教員・生徒比率	教員の人的資本	平均就学年数
パラメータ名	α	λ	φ	γ	r
推定値	0.4	0.1	0.48	0.4	0.3
Caselli (2005)	-	0.2	$\varphi < 0.5$	$\gamma \leq 0.1$	0.1

また、比較するために、Caselli (2005) が推定した値も提示する。なお、ここで推定した教員の人的資本のパラメータは Caselli (2005) よりかなり大きいのに対して、平均就学年数の転換率もより大きい。ただし、前述したとおり、Caselli (2005) などの先行研究において、 r を教育の収益率としたケースが少なくない。特に、生産関数の下で、 $r(1-\alpha)$ が教育の収益率として考えるべきであるという指摘もある (Soto, 2009)。

そして、通常のように、(3-6)式の両辺の対数を取り、そして時間に関して微分すると、本節の成長会計の基本式が以下のように書き換えられる。

$$g_{y_t} = g_{A_t} + \frac{\alpha}{1-\alpha} g_{K_t/Y_t} + \left(\frac{\lambda}{1-\gamma} g_{E_t} + \frac{\varphi}{1-\gamma} g_{R_t} + \frac{r}{1-\gamma} \Delta s_t \right) \quad (3-7)$$

周知のとおり、(3-7)式は生産関数を成長率バージョンに書き換えたものである。また、この式によれば、一人当たり産出の成長率は、(労働増大的) TFP の上昇率、資本産出比の寄与度と一人当たり人的資本の増加率の 3 項目の合計である。なお、一人当たり人的資本の成長率について、表 3-5 における各パラメータの推定値を用いて計測することが可能

であるが、公的教育支出、生徒千人当たりの教員数と平均就学年数の成長率¹¹¹によって分解することもありえる¹¹²。ここで、中国の経済成長要因が教育に基づく人的資本の視点からどのような分解ができるかということに対して、ベンチマークとしての成長会計の新展開について量的・質的教育におけるそれぞれの経済成長への寄与度に対する検証を行う。

3.4.2 成長会計のデータについて

引き続き(3-7)式に適用するデータについて説明する。なお、使用する基本データセットは表3-3のように示される。そこで、一人当たりGDP、資本産出比、公的教育支出、生徒千人当たりの教員数と平均就学年数について、成長率を計算することによって、1979-2016年の各変数の成長率が表3-6のようにまとめられる。

表 3-6 成長会計に適用するデータ

年	経済成長率 (一人当たりGDPの伸び率)	資本産出比の上昇率	公的教育支出の上昇率 (生徒一人当たり支出の上昇率)	教員生徒比の伸び率	平均就学年数の伸び率
1979	6.2	0.56	3.41	5.11	1.73
1982	7.4	-0.55	2.31	1.89	1.23
1985	11.9	-1.51	3.31	0.50	1.14
1988	9.4	0.00	3.57	4.49	0.97
1991	7.8	-2.05	4.14	0.00	1.70
1994	11.8	-0.62	4.00	5.53	1.54
1997	8.1	0.31	1.20	-2.35	1.25
2000	7.6	0.87	1.75	-1.49	1.24
2003	9.4	1.12	1.47	0.00	0.60
2006	12.1	-0.55	3.05	1.93	0.36
2009	8.9	2.37	2.55	2.64	0.35
2012	7.3	3.16	3.60	2.86	0.88
2015	6.88	1.54	1.51	1.14	0.84

(注) 紙幅の都合上、1979-2016年の対象期間において、3年ごとのデータのみを提示している。

¹¹¹ なお、公的教育支出と生徒千人当たり教員数の伸び率の計算と統一するために、平均就学年数の伸び率も同じように計算するとしている。

¹¹² ここで、量的・質的教育を表す三つの項の成長率は、「労働力の質の変化」とも呼ばれる。なお、これら項を一定とする場合、つまりソロー・モデルに忠実に従うと、労働力に現れる人的資本による生産性の向上は全要素生産に含まれることになる。

3.4.3 成長会計の結果

そして、以上のデータを用い、(3-7)式に基づいて1979-2016年の期間の中国に対する成長回帰分析を行う。なお、通常のように、対象期間をいくつかの期間に分けて結果を導くことは人的資本の果たす役割における変化がわかる。したがって、本節での成長会計の結果(年平均値)は表3-7のように示されている。

表 3-7 中国の成長会計 (1979-2016)

期間	一人当たりの産 出量の伸び率	資本・産出比 率の寄与	人的資本の寄与			TFPの寄与
			生徒一人当たり公 的教育支出の寄与	教員生徒比 率の寄与	平均就学年 数の寄与	
1979-2016	8.59	0.29	2.43	0.96	1.02	3.90
1979-1990	7.53	-0.02	2.55	2.27	1.19	1.54
1990-2000	8.65	-0.04	2.24	-1.07	1.39	6.14
2000-2010	9.73	0.84	2.57	0.89	0.55	4.88
2010-2016	7.73	0.95	2.19	1.82	0.80	1.98

表3-7には、1979年から2016年までの全期間と、1979-1990、1990-2000、2000-2010、2010-2016および1979-2016の五つの期間を含めた成長会計の結果が含まれる。なお、そのうちの期間(全期間を除く)に対して、中国の経済成長過程を対照的にみると、順番に改革開放初期(1979-1990)、市場経済の導入期前後(1990-2000)、20世紀の高度成長期(2000-2010)およびリーマンショックを機に「新常态」経済への移行期(2010-2016)に当たるという分け方ができる。そこで、こうした中国の経済成長の要因分解に関して、期間ごとの変化は興味深い。

まず、中国の経済成長率からみると、1979年から2016年にかけての38年間において、一人当たり産出量の成長率が年率8.6%で、奇跡的な高度成長を遂げてきたといっても過言ではない。特に、2000-2010年の期間において、成長率が年率9.7%でだいたい2桁成長を達成している。なお、その後、リーマンショックの影響を受け、これから経済成長パターンの転換をもとに「新常态」経済への移行に伴う成長率の低下が避けられない時期にな

り、年率 7.7%へと低下している。

そして、1979—2016 年において、量的・質的教育に基づく人的資本における要因分解によって、年率 8.6%の一人当たり産出量の成長のうち、2.43%分が生徒一人当たり公的教育支出の増加によって説明でき、そして 0.96%分が教員・生徒比率の上昇によって説明でき、さらに 1.02%分が平均就学年数の上昇によって説明できる。なお、この三つの要因を合わせていうと、労働力の人的資本を含む労働力構成の変化は対象期間の経済成長の半分くらいを説明している。そこで、仮に従来の実証研究のように量的教育（つまり平均就学年数）のみ考慮すると、平均就学年数の寄与が低下するのに対して、TFP の寄与がより大きくなる。

さらに、(3-7) 式に基づく TFP 上昇率の寄与は、全期間で約 3.9%（経済成長の 45%を説明できる）となり、いずれの人的資本の形成要因より大きく、主要な成長源泉の一つとして認められる。その中で、改革開放初期では、TFP 上昇率がそれほど大きく寄与していないのに対して、質的教育を表す二つの変数がより大きく寄与したことがわかる。その後、市場経済への移行を機に「科教興国（科学技術と教育への投入によって国の発展をよりいっそう促進させる）」という戦略を提出することによって、科学技術と教育への投入拡大がもたらされたので、1990—2000 年の期間において生産性の伸びが 6.14%へと向上した。しかし、1986 年から義務教育制度の実施とともに、引き続き 1993 年には「中国教育改革と発展要綱」が公布されたことによって、教育基盤が確立したが、一時的に激増した生徒数（ここで初等・中等教育）に対応できず、教員・生徒比率の寄与がマイナスとなったことはありえるのであろう。

また、20 世紀に入ると、TFP 上昇および平均就学年数の寄与が低下傾向に転じるのに対して、質的教育を表す二つの変数の寄与が上昇傾向にみられる。その後、「新常态」経済への移行に伴う成長率の低下の背景に、生産性が大幅に低下しているにもかかわらず、教育に基づく人的資本の寄与が依然として半分以上の成長を説明できるようになっている。これから教育に基づく人的資本の寄与が中国の持続的成長の一つの要因として考えることは、中国の教育を中心にする人的資本投資政策に役立つであろう。

最後に、中国を対象にした成長会計に関する先行研究において、TFP の貢献は平均すると 30%程度で、物的資本投入の貢献は平均すると 55%程度であるという結果を出している

¹¹³。むしろ、ここで物的資本の代わりに、資本産出比を導入し、成長会計の展開式に基づいた結果を導出している。そこで、多くの先行研究と違ったのは、資本産出比の寄与があまり期待されないことである¹¹⁴。

3.5 時系列分析に基づく人的資本の役割に関する検証

以上のように、拡張型成長会計モデルに基づき、量的・質的教育を表す三つの指標を用いて中国を対象にした成長会計分析を行った。その結果、中国の38年間の経済成長要因の一つとして、教育に基づく人的資本の寄与がTFP上昇率に匹敵するように、これから中国の経済成長に影響を与え続けると考えられる。なお、すでに第2章で述べてきたが、成長会計は経済成長の源泉を把握する簡便な手法であるが、その方法自体に存在する問題が指摘される¹¹⁵。そして、成長会計に対して、より一般的な実証方法として成長回帰が挙げられる。

なお、本章では主に時系列データに着目し、図2-4に示された時系列分析の判断プロセスに従って、量的・質的教育を中心とした人的資本の役割について検証を行う。ここでは、まず実証モデルの定式化を説明し、そして前述した単位根検定の結果より共和分検定を行い、その後の分析は共和分検定の結果そのものによる手順になる。

3.5.1 実証モデルの定式化

前章では、人的資本と経済成長に関する既存研究をサーベイしたところ、理論モデルに基づく実証分析（成長会計と成長回帰）の手法を明らかにしている。そこで、コブ・ダグラス型生産関数が基本モデルとしてよく利用される。なお、人的資本の定義に忠実に従えば、人的資本というのは労働者に体化された特質であることがわかる。つまり、MRWモデルの代わりに、LucasモデルやJonesモデルなどを取り扱うことは人的資本の定義に従い

¹¹³ 南亮進・牧野文夫（2016）を参照されたい。

¹¹⁴ 資本産出比の寄与はマイナスとなった場合もあるが、その年における物的資本ストックの増加率がマイナスであったことが一つの要因として考えられる。そこで、Jones（2015）では、アメリカを対象とした成長会計分析から資本産出比の寄与が全期間（1948-2013）で小さかったという結果の中で、マイナスの寄与（1948-1973）も報告された。

¹¹⁵ 片山（2016）を参照されたい。

ながらも、人的資本の代理変数の選択をより把握できる。ここでは、依然として Jones (2015) の生産関数に対する設定を参考にする。

また、前章で触れたように、より現代的なコブ・ダグラス型生産関数は以下のように与えられる。

$$Y_t = A_t K_t^\alpha (h_t L_t)^{1-\alpha} \quad (3-8)$$

ここで、これまで定義してきたように、産出物 Y は技術水準 A (あるいは全要素生産性)、物的資本ストック K と人的資本ストック ($H = hL$) を用いて生産されるとしている。 α は 0 より大きく、1 より小さいパラメータであり、物的資本の分配率を表すのに対して、 $1-\alpha$ は人的資本の分配率を表している。つまり、コブ・ダグラス標準型生産関数と同様に、物的資本と人的資本に対して収穫逓減ですべての投入要素に対して収穫不変の仮定を満たしている。そして、(3-4) 式に示される一人当たりの人的資本ストックを上式に代入すると、以下のように書き換えられる。

$$Y_t = A_t K_t^\alpha \left[\left(E_t^{\frac{\lambda}{1-\gamma}} R_t^{\frac{\varphi}{1-\gamma}} e^{\frac{rs_t}{1-\gamma}} \right) L_t \right]^{1-\alpha} \quad (3-9)$$

そして、(3-5) 式のように上式に資本産出比を導入することにし、つまり両辺を Y^α で割ることとする。引き続き両辺を L で割って整理すると

$$\frac{Y_t}{L_t} = A_t^{\frac{1}{1-\alpha}} \left(\frac{K_t}{Y_t} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} E_t^{\frac{\lambda}{1-\gamma}} R_t^{\frac{\varphi}{1-\gamma}} e^{\frac{rs_t}{1-\gamma}} \quad (3-10)$$

が得られる。通常のように、(3-10) 式の両辺の対数をとって水準モデルにするか、または対数をとってから時間に関して微分して階差モデル (成長会計と同じ) にすることができる。その結果、一人当たり産出の水準 (あるいは成長) は、技術水準 (あるいは技術進歩率)、一人当たり物的資本ストックあるいは資本産出比の水準 (あるいは成長) と平均質的人的資本を表す生徒一人当たりの公的教育支出と教員生徒比率の水準 (あるいは成長)、

平均就学年数の水準（あるいは成長）の和となる。

なお、前章で述べてきたように、階差モデルにすることは時系列データにおける重要な情報（例えば共和分関係）を失わせるという可能性があるため、本章を含めて残りの章においても水準モデルにして実証分析を行う。つまり、(3-10)式を実証モデルに展開すると、

$$\ln y_t = C + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln \left(\frac{K_t}{Y_t} \right) + \frac{\lambda}{1-\gamma} \ln E_t + \frac{\varphi}{1-\gamma} \ln R_t + \frac{r}{1-\gamma} s_t + \varepsilon_t \quad (3-11)$$

が導出される。ここでは、技術水準を一定としているので、定数項 C として表記する¹¹⁶。一方、本章では主に教育を中心にする人的資本の役割を考察するが、人的資本の蓄積過程において、同様に重要なもう一つの要因としての健康は、次章で考察する。なお、ここでは、健康を観測が不可能な要因とすると、(3-11)式において、誤差項 ε ¹¹⁷によって表される。

3.5.2 定常性検定の結果

本章の分析フレームワークにおいて、時系列データに対する単位根検定の方法として、ADF 検定が取り上げられている。そこで、ADF 検定では外生変数の入れ方によって、検定モデルの基本式が異なるが、ここでは、外生変数を定数項とトレンド項、定数項のみとする場合の検定結果を提示する。一方、(3-11)式における各変数のデータ系列について、表 3-3 をもとに平均就学年数 s 以外の系列を対数変換した形で ADF 検定を行う。つまり、検定結果は表 3-8 のようになる。

¹¹⁶ 技術水準を一定とする仮定を第 4 章と第 5 章においても用いる。なお、第 6 章において、技術水準が時間とともに変化するという仮定が置かれる。

¹¹⁷ 誤差項については、通常の仮定は三つがある。

- 1) 平均値がゼロであること；
- 2) 分散が時点を通じて一定であること；
- 3) 異なった時点の誤差項どうしは互いに損間がないことである。

表 3-8 ADF 単位根検定の結果

変数	外生変数 (定数項+トレンド項)		外生変数 (定数項)	
	レベル	1 階の階差	レベル	1 階の階差
$\ln y$	-2.946	-3.41*	-0.175	-3.533**
$\ln(K/Y)$	2.054	-3.409*	0.895	-2.799*
$\ln E$	-3.183	-2.913	-0.654	-2.933*
$\ln R$	-1.985	-2.799	-1.392	-2.868*
S	-2.741	-6.158***	-0.082	-4.567***

(出所) Eviews10 の結果より作成。

(注) 「***」, 「**」, 「*」はそれぞれ 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

まず外生変数を定数項とトレンド項とする場合の検定結果をみると、すべての変数¹¹⁸のレベル変数に対する検定結果において、いずれの統計量を見ても、帰無仮説を棄却できず、各データ系列に単位根が存在することを示唆している。そして、各変数の1階の階差をとったデータに対する検定結果において、生徒一人当たりの教育支出と生徒千人当たりの教員数を除いてほかの変数は単位根を持つという帰無仮説が棄却されている。次に、外生変数を定数項にするとき、各変数のレベル変数に対する検定結果においても、各データ系列が単位根をもつことを示唆している。なお、1階の階差をとったデータ系列に対する検定結果では、帰無仮説を棄却できる有意水準が異なるものの、階差定常になることがわかる。

以上のように、外生変数を定数項としている場合、各変数は1階の階差をとることによって定常化され、すなわち前述した階差定常 (DSP) を意味する。そこでは、(3-11) 式における被説明変数と説明変数がいずれも $I(1)$ 変数であることが示唆される。また、その結果にしたがって次の分析を進める。

3.5.3 共和分検定の結果

表 3-8 の結果から、各変数が1次和分過程に従うことがわかる。なお、すでに述べたように、水準モデルにおける各変数が非定常であれば、「みせかけの回帰」が生じうる。さ

¹¹⁸ なお、各変数 (平均就学年数を除く) に対応するデータ系列について対数変換をしたものであることに留意すべきである。

らに、各変数が階差定常である場合、変数間に共和分関係の有無に対する検証が必要となる。本章の分析フレームワークにおいても説明したように、通常、時系列に対する共和分検定が二つの方法によって行われる。ここでは、二つの方法を採用して変数間に共和分関係が存在するかを検証する。なお、各変数について OLS で推定して得られた残差系列に対する単位根検定の結果のみを提示する。それぞれの検定結果が表 3-9 に示されている。

表 3-9 共和分検定の結果

EG 二段階法				
ADF 検定	外生変数 (定数項+トレンド項)		外生変数 (定数項)	
残差系列	-2.743		-2.786*	
Johansen 型の共和分検定 (トレース検定)				
帰無仮説	固有値	トレース統計量	有意水準 (5%)	P 値
1.None	0.696125	96.81691	69.81889	0.0001
2.At most 1	0.523206	52.7448	47.85613	0.0162
3.At most 2	0.327403	25.33999	29.79707	0.1496
4.At most 3	0.249076	10.66547	15.49471	0.2329
5.At most 4	0.001803	0.066777	3.841466	0.7961

(出所) Eviews10 の結果より作成。

(注 1) 「*」は 10%水準で有意であることを示す。

(注 2) EG 二段階法において帰無仮説が棄却されるか否かの判定に用いる臨界値は、ADF 検定のそれとはかなり異なることが周知である。通常、MacKinnon 表を用いて臨界値を新しく計算する必要がある。

(注 3) 定数項とトレンド項の扱いについては、3 番 (系列はゼロでない平均と線形トレンドを持ち、共和分方程式は定数項のみを持つ) を選択する。ラグ次数は VAR モデルによって 2 とする。

まず EG 二段階法によって、(3-11) 式について OLS で推定して得られた残差系列に対する単位根検定の結果は、外生変数を定数項のみ考えるとき、10%の有意水準で単位根が存在するという帰無仮説を棄却できることを示唆している。つまり、変数間に一つの共和分関係が存在することを確認できる。

次に、Johansen 型の共和分検定の結果をみると、帰無仮説を「共和分関係がない」から「共和分関係が最大四つある」としたトレース検定の統計量が表 3-9 に示されている。そのうち、「共和分関係なし」と「共和分が最大一つある」という帰無仮説を 5%の有意水準で棄却できることがわかる。それ以外の帰無仮説を棄却できない。すなわち、Johansen

型の共和分検定の場合、変数間に二つの共和分関係が存在することが確認される。

以上のように、一人当たり GDP、資本産出比、生徒一人当たりの教育支出、生徒千人当たりの教員数と平均就学年数の 5 変数の間に少なくとも一つの共和分関係が存在すると考えられる。言い換えると、これらの変数間には長期均衡関係が存在することが明らかとなった。

3.5.4 長期均衡式の推定

共和分関係にある変数同士の回帰では、OLS 推定は一致推定量¹¹⁹を導くことができるが、推定式の単位期間内に安定的な長期関係が成り立つことを前提としている。もし単位期間を越えた長期関係でのみ成立する場合であれば、OLS 推定を用いても適切ではない結果を導く。その考えを考慮に入れ、OLS 推定の改善として Phillips and Hansen (1990) によって提案された FMOLS 推定 (完全修正最小二乗法) と Saikkonen (1992) と Stock and Watson (1993) によって提案された DOLS 推定 (ダイナミック最小二乗法) がある。なお、DOLS 推定にはラグ次数の選択が必要となることに注意すべきである。また、FMOLS や DOLS 推定を用いて回帰を行うと、自己相関や内生性¹²⁰などの問題を回避できるというメリットがこれらの研究によって指摘されている。

以上のように、本章では、主に OLS と FMOLS 推定¹²¹を用いて (3-11) 式について推定する。なお、人的資本の代理変数として、量的教育 (平均就学年数) と質的教育 (教育支出、教員数と教員の人的資本) を合わせた (3-3) 式が挙げられたが、量的教育のみを考えることは多くの先行研究から示唆されている。ここで、比較するために、量的教育を考えた推定結果も提示する。なお、その結果が表 3-10 に示されている。

¹¹⁹ Davidson and MacKinnon (1993) では、共和分関係にある回帰では、OLS 推定による係数推定値が「超一貫性 (super consistency)」を有し、つまり係数推定値から真の係数の値への収束スピードがより速く実現できると示されている。

¹²⁰ これまでの議論が前提としてきた、健康が経済成長に貢献するという因果関係の方向であるが、逆の因果関係が存在する可能性がある。そこで、後述の因果関係分析では、逆の因果関係が存在することを確かめており、長期においては双方向性を持つ因果関係が確認される。但し、逆の因果関係が存在するとしても、本節で利用した推定方法としては、FMOLS で長期均衡式を推定するうえで、逆の因果性による内生性問題を克服できるという一つのメリットがある。

¹²¹ DOLS 推定を行うには、ラグ値・リード値の選択が必要となるが、選択するための基準はサンプル数によって変わるため、ここでは主に FMOLS 推定を採用する。

表 3-10 長期均衡式の推定

説明変数	量的教育の場合		量的・質的教育の場合	
	OLS	FMOLS	OLS	FMOLS
定数項	3.429 (25.728) ***	3.425 (14.258) ***	7.828 (13.041) ***	2.985 (4.416) ***
$\ln(K/Y)$	0.731 (3.878) ***	0.803 (2.335) **	0.238 (3.278) ***	0.338 (4.458) ***
$\ln E$	-	-	0.571 (14.579) ***	0.347 (8.536) ***
$\ln R$	-	-	-0.695 (-6.078) ***	0.199 (1.734) *
S	0.69 (40.26) ***	0.68 (20.943) ***	-0.032 (-0.646)	0.25 (4.899) ***

(出所) Eviews10 の結果より作成。

(注) ***, **, *は 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

まず、量的教育（平均就学年数）の場合をみると、OLS 推定と FMOLS 推定では平均就学年数の人的資本への転換率の係数推定値が同じくらいで、統計的に有意であることが示されている。そこで、その転換率と人的資本の分配率 $1-\alpha$ の積によって人的資本の収益率が計算される。つまり、この場合において、人的資本の収益率が 38-40%として推定されている。

次に、量的教育を考えた上で、さらに質的教育を考慮に入れた場合をみると、OLS 推定と FMOLS 推定の結果がかなり異なっている。OLS 推定では、生徒千人当たりの教員数の推定係数が有意にマイナスとなり、平均就学年数の推定係数がマイナスとなったが、有意でない結果を示した。そこで、変数間に共和分関係があるとしても、OLS 推定によって一致推定量が必ず得られる保証はないので、OLS の推定結果が妥当ではないと結論付けられる。さらに、FMOLS の推定結果をみると、すべての推定係数が有意にプラスの符号条件を満たし、生徒一人当たりの教育支出、生徒千人当たりの教員数と平均就学年数の推定係数がそれぞれ 0.35、0.2 と 0.25 程度と推定されている。

すなわち、ほかの条件を一定とする場合、生徒一人当たりの教育支出が 1%増えると、一人当たり GDP は約 0.35%上昇するのに対して、生徒千人当たりの教員数が 1%増加すると、一人当たり GDP は約 0.2%上昇することがわかる。ただし、対数をとらない平均就学年数が 1 年増えた場合、0.25 と人的資本の分配率（0.7 程度）の積によって約 18%の一人当たり GDP の上昇をもたらす効果として解釈することができる。すなわち、質的教育を考えたとき、量的教育の収益率が 18%であり、量的教育のみを検証した場合による収益率（約

40%) より下回ったことが明らかとなった¹²²。

一方、すでに説明したように、教員の人的資本は生徒に対する外部効果を果たすように想定している。また、上述の推定係数には教員の人的資本の弾力性（教員の人的資本から平均人的資本への転換率）が含まれる。つまり、生徒一人当たりの教育支出、生徒千人当たりの教員数と平均就学年数の転換率を表すパラメータが推定された値より小さい¹²³。さらに、各変数のパラメータの大きさ、つまり、人的資本水準のためにどれくらい役割を果たすか（あるいは人的資本水準にどの程度転換するか）ということに対して、教員の人的資本における弾力性について簡単なシミュレーションを実行するアプローチがある。ここでは、表 3-5 の結果に基づき、教員の人的資本における弾力性を 0 から 0.4 までの範囲で想定する。その結果が表 3-11 のように示されている。

表 3-11 シミュレーション結果

教員の人的資本 における弾力性 γ	生徒一人当たりの教育支 出における弾力性 λ	生徒千人当たりの教員数 における弾力性 φ	平均就学年数における 転換率 r
$\gamma = 0$	0.35	0.2	0.25
$\gamma = 0.1$	0.32	0.18	0.23
$\gamma = 0.2$	0.28	0.16	0.20
$\gamma = 0.3$	0.25	0.14	0.18
$\gamma = 0.4$	0.21	0.12	0.15

表 3-11 のシミュレーション結果をみると、教員の人的資本における弾力性の上昇とともに、これら三つの変数におけるパラメータが小さくなる。つまり、生徒一人当たりの教育支出と生徒千人当たりの教員数という教育の質を表す指標と教育の量を表す平均就学年数の人的資本蓄積に対する貢献は、実際に教員が持つ人的資本によって決まる。そこでは、教員の人的資本水準が高いほど、生徒の人的資本水準を必ずしも上昇させられることはないが、人的資本の蓄積過程では、教員の人的資本がきわめて重要な役割を担っているとい

¹²² 第 4 章においても、平均就学年数の平均収益率を導出しているが、ほぼ同じ水準の収益率となっている。

¹²³ なお、教員の人的資本の果たす役割がないと想定する場合、以上の推定係数が生徒一人当たりの教育支出、生徒千人当たりの教員数と平均就学年数のパラメータと一致している。

っても過言ではないであろう¹²⁴。

ところで、前節で行った成長会計の結果を思い出そう。分析フレームワークが違おうとしても、結果として一致するところあげられる。そこで、表 3-7 をもう一度みると、1979-2016 年の期間において、中国の経済成長に対して、以上の三つの要因はそれぞれ（平均で）2.43%、0.96%と 1.02%の寄与を反映している。一方、回帰分析を行ったところ、この三つの要因における推計係数は有意にプラスとなり、中国の経済成長に対する役割があると確認できる。つまり、いずれの分析フレームワークの下で、量的・質的教育を人的資本の代理変数とした役割が重要であり、これから「新常态」経済が順調に進むことにも長期的に役立つといえるであろう。

3.6 おわりに

本章では、先行研究から示唆された人的資本のもっとも重要な形態として教育を中心に、中国の経済成長に与える影響について実証分析を行った。具体的にいえば、人的資本の代理変数として教育の量と質を同時に取り扱うモデルに基づき、中国の経済成長における人的資本の役割を成長会計と成長回帰のアプローチから検証を行った。

なお、実証分析を行う前に、いくつかの指標を用いて中国の教育資本の現状と先進国との比較を説明した。そこでは、改革開放以降の中国において教育制度の整備に伴い、高等教育の復活および発展を経て、教育水準が著しく上昇した。ただし、先進国（日本とアメリカ）との比較をすると、まだ格差が大きく、これから教育の質を中心とする教育政策を続ける一方、増えている留学生の帰国者を利用すべきである。

そして、本章では、成長要因を分析する一般のアプローチとして、量的・質的教育を中心にする人的資本をより現代的な生産関数に導入して、成長会計分析を行った。得られた結論は以下のとおりである。すなわち、1979-2016 年において、年率 8.6%の一人当たり産出量のうち、教育の質を表す指標として生徒一人当たり教育支出と生徒千人当たり教員数がそれぞれ 2.43%、0.96%の寄与計上した。それに対して、教育の量を表した平均就学年数は同期間に 1.02%寄与した。なお、この三つの指標を合わせた寄与は TFP（3.9%）より上回ったことも確認された。

¹²⁴ つまり、教員の人的資本を考えないとすると、ほかの人的資本の形成要因を過大推定してしまう。

さらに、量的・質的教育を含む生産関数モデルの定式化を通じて、また時系列データ分析の手順に従って成長回帰分析を行った。そこで得られた結論としては以下のようになる。まず、(単位根検定を通じて) 各変数が非定常な系列であるが、(共和分検定を通じて) 変数間に共和分関係(長期均衡関係)が存在すると確認された。次に、共和分関係に基づく長期均衡式の推定(FMOLS 推定)を通じて、各変数の推定係数を導出した。その中で、生徒一人当たり教育支出がもっとも大きい弾力性(約 0.35)を示し、教育の質を表したもう一つの指標の生徒千人当たりの教員数が約 0.2 の弾力性を持つとして推定された。なお、教育の量を表した平均就学年数の転換率が 0.25 として推定され、収益率として計算とすると、約 18%の収益率が得られた。

以上のように、いずれの分析手法においても、中国の経済成長を促進する一つの重要な担い手として、教育の量であれ教育の質であれ、どちらも役割を果たしていることがわかった。なお、どちらがより重要であるかは簡単に判断がつかない。なぜなら、両者が密接な関係にあり、すべては人的資本水準の向上のための教育投資とみなされたからである。

第4章 人的資本と中国の経済成長に関する考察 —健康を中心に—

4.1 はじめに

第3章では、人的資本の代理変数として教育の量と質を表す指標を用いて、中国の経済成長における役割を検証した。なお、現代の人的資本論によれば、労働者の質が人的資本と総称され、そして人的資本形成への投資として、教育に加えて、健康、職場訓練なども挙げられている。しかしながら、一定期間の教育を受けられる前提として、人々の健康状態が良いか否かが問われている。つまり、健康への投入によって形成され、教育と同じ重要性をもつ健康資本を検討する必要がある。

一方、人的資本の経済成長に対する役割について、初期のマクロレベルの実証分析は成長会計や回帰分析などを盛んに行われてきたが、主に教育を中心にした人的資本と経済成長の関係が検討されていた。そして1990年代から、教育の重要性を意識したうえで、健康と経済成長の関係を明示的にとらえようとする試みを実証的に行われてきた¹²⁵。さらに、2000年代に入って、教育と健康を同時に人的資本水準として同じフレームワークの下で取り扱っており、得られた結果から経済成長における人的資本の役割がますます高まっている。

また、数多くのマクロ回帰分析において、教育水準を表す説明変数の推定係数が有意にプラスとなり、つまり教育水準の上昇が経済成長にプラスの影響を与えることは確認される。そこで、人的資本の代理変数として教育と関連する指標を用いているが、人的資本水準に影響するほかの要因（例えばここで検討する健康）が存在するのであれば、教育のみ考慮すると、欠落変数バイアス¹²⁶（教育資本の効果の過大推定）が生じうる。それに対して、人的資本の果たす役割をより精確に捉えるため、教育と健康を共に考慮する必要がある。つまり、本章の目的は、教育と健康を同時に生産関数モデルに導入することを試み、そして両者を含む人的資本水準が中国の経済成長にどのように影響を与えるかについて実

¹²⁵ 健康（平均寿命年数という代理変数）の経済成長への影響に関する先行研究のサーベイとして、Bloom et al. (2004) を参照されたい。

¹²⁶ つまり、欠落した変数としての健康と教育との相関がある場合には、教育の収益率（そこで人的資本の収益率とも）を正確に測ることができなくなる。

証分析を行うことである。

本章の構成は以下の通りである。次の第2節では、第2章の先行研究と異なり、主に健康資本と経済成長に関する先行研究をサーベイする。第3節では中国の健康資本の現状をいくつかの健康資本の指標で説明し、先進諸国との比較を行う。第4節ではモデルの定式化を考察し、データの定常性検定を行う。そして第5節では時系列分析によって健康資本水準の中国の経済成長への影響を考察し、健康資本と経済成長の長期関係を明らかにする。第6節では、本章の内容と結論を要約する。

4.2 健康と経済成長に関する先行研究

健康 (health) というのは人間の不可欠な特質であり、より健康な人はより多くの教育を受けて自身の認知能力を向上させ、さらに人的資本の蓄積に大きな影響を与える¹²⁷。一方、より健康な労働者はより長くかつ効率的に働けるし、国の経済成長に一役を担うことが予想される。つまり、健康には生産としての側面が取り扱われ、健康という形態の人的資本の役割を考える必要がある。

そして、健康という形態の人的資本を意識し、はじめて健康資本 (Health Capital) という概念を打ち出したのは Grossman (1972) である。彼は健康資本を耐久的な資本ストックとして想定し¹²⁸、良い健康に対する需要についてのモデルを考えている。一方、グロスマンは消費者の健康需要に関して、健康資本を消費財 (消費者の福祉に影響するもの) と投資財 (労働者の生産性に影響するもの) に分けている。なお、Weil (2014) などにおいて、健康はその自身の性質によって多面的な概念 (multidimensional concept) であると指摘された。

さらに、世界保健機関 (WHO) によって「健康とは、病気でないということだけではなく、肉体的にも、精神的にも、そして社会的にも満足された状態にあることをいう」という定義が出されている。その定義に従って、健康の生産的側面 (つまり、人的資本として

¹²⁷ Bils and Klenow (2000) では平均寿命年数が1年伸びると、0.25年の平均就学年数を上げることができると推定されたから、健康資本が他の人的資本の形式に補強効果を与えることがわかった。

¹²⁸ Arrow et al. (2014) は健康資本を物的資本のようなものとみなされた理由を以下のように列挙した。

(1) 耐久かつ譲渡不能なもの；(2) 財・サービスの生産要素；(3) 人間の福祉を増やすもの；(4) 健康サービスの消費を達成するための価値の貯蔵。

の健康) を中心にして、教育資本のように、健康資本をみなせばよい。

以上のように、健康資本と経済成長の関係を考察する際、物的資本のように健康資本を投入要素として考慮することはあり得る。また、Arrow et al. (2014) によって、生産の投入要素は図 4-1 のように区分され、健康資本の社会的厚生に影響するメカニズムが示されている。そして、健康資本の果たす役割を簡単にまとめると、厚生に対する直接効果（消費財として）と間接効果（投資財として生産を通じて）が存在する。

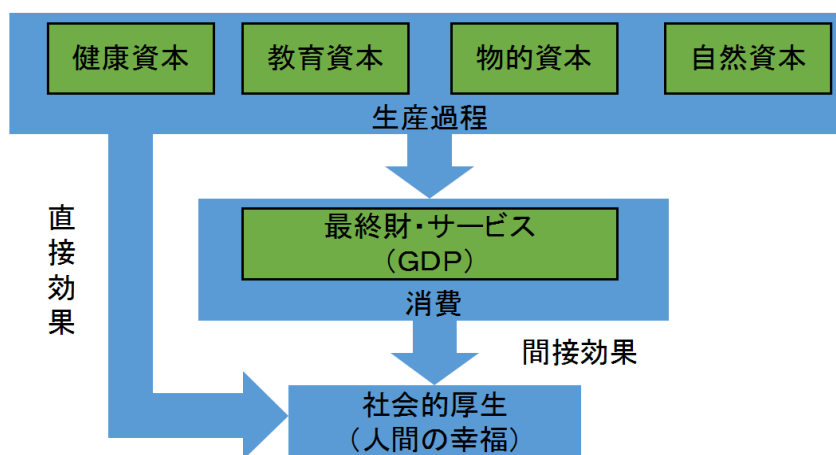


図 4-1 健康資本の福祉への効果

(出所) Arrow et al. (2014) より作成。

そして、物的資本のような投入要素としてみると、健康資本の概念が狭くなり、健康資本の代理変数の選択は相対的に容易になる。そこで、Bloom et al. (2004) は平均寿命年数を健康資本の代理変数とした先行研究をサーベイし、実証モデル、使用データ（クロスカントリーデータとパネルデータ）や推定方法（OLS, 2SLS, GMM など）などが異なるとしても、健康資本の差異が国々の成長格差を説明するのに重要な役割を演じることを強調している¹²⁹。一方、Weil (2007) は先行研究において、健康資本に対する測定は主に二つのアプローチがあると指摘している。一つ目は良い健康を獲得するための投入（つまり健康資本蓄積）であり、二つ目はその投入によって得られる良い健康の結果（健康資本水準）である。また、健康資本を得るための投入として、生涯栄養摂取（ミクロ）や保健医療支出（マクロ）があげられるのに対して、それらの投入によって平均寿命年数の上昇、身長

¹²⁹ Weil (2007) はこれらの先行研究による推定結果に対して 1 年の平均寿命年数が約 4% の産出を増加させることをまとめたが、内生性問題と欠落変数バイアスによって推定結果の精確さに疑問をしている。

の伸び、生存率の向上や乳児出生率の上昇などがもたらされる。一応、健康資本と生産性向上のパラダイムを図4-2のようにまとめている。

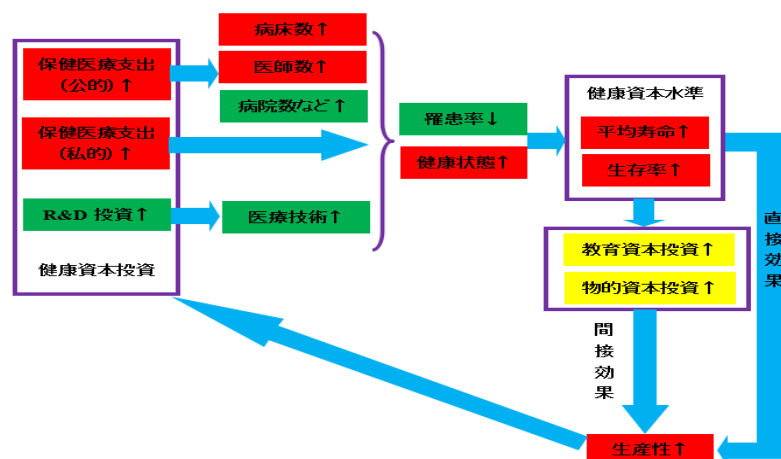


図 4-2 健康資本と生産性向上のパラダイム

この図をみると、健康への様々な投入によって、健康資本水準を上げることができるとともに、さらに健康資本水準の上昇とともに、生産性向上に影響を与える直接効果やほかの形態としての人的資本への投入に影響することが明らかとなった。

なお、第2章で説明したように、人的資本と経済成長の関係を検討するとき、生産関数モデルがよく利用される。それにしたがって、既存研究において教育と並び、健康資本も生産関数モデルに組み入れるという様々な試みが行われてきた。そこで、教育と健康資本を同時に扱うモデルの検討が多いが、教育と健康を含む人的資本水準の設定などの違いで、実証モデルの形式が異なる。そして、本章では、Hall and Jones (1999) によって考察された人的資本水準と生産関数モデルの設定に基づき、教育と健康という人的資本の形態を同時に扱う実証モデルを構築する。

4.3 中国の健康資本の現状

これまでサーベイしてきた先行研究の中では、よく使用される健康資本の代理変数として、成人の生存率 (adult survival rate) や平均寿命年数 (life expectancy) などが挙げられる。なお、Weil (2007) によって、健康資本水準を表す指標が主に二つのアプローチに分けら

れ、つまり健康資本への投入とそれによる結果である。そして本章では、主として健康資本への投入を表す総保健医療支出及び健康状態を表す生存率と平均寿命年数のデータを用いて、中国の健康資本の現状と経済成長との関係を考察しながら、日本やアメリカとの比較を行いたい。

4.3.1 総保健医療支出額 (Total Health Expenditure)

まず、取り上げたいのは総保健医療支出額である。総保健医療支出額とは、医療費（医療費支出総額）に、福祉・介護や高度先端医療・研究開発等に投じた費用の合計である（経済産業省，2017）¹³⁰。そこで、医療費の対 GDP 比率を用いて健康資本投資率を表すのが一般的である。一方、医療費には公的支出（社会保障支出）と私的支出（自己負担）が含まれる。ここでは、世界銀行から手に入った医療費のデータを用いて、医療費の対 GDP 比率の推移と経済成長との関係を示している。

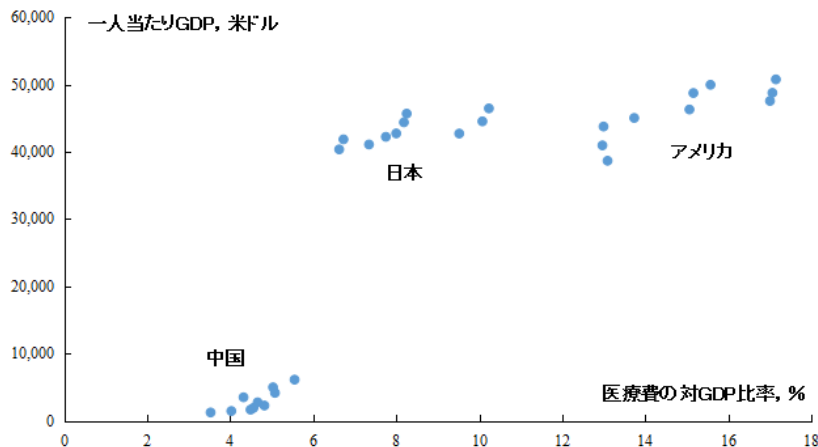


図 4-3 医療費の対 GDP 比率と一人当たり GDP の推移 (1995-2014)

(出所) 世界銀行“World Development Indicators Database 2017/6”より作成。

(注 1) 一人当たりの実質 GDP は 2010 年米ドルの不変価格で換算したものである。

(注 2) 期間中における 2 年ごとのデータを掲載している。

ここでは、横軸には、医療費の GDP に対する比率がとられており、縦軸には一人当たり GDP がとられている。そして 1995-2014 年の医療費の対 GDP 比において、アメリカは第 1

¹³⁰ なお、国によって医療制度などの違いで、総保健医療支出額の加算が異なる。また、「総保健医療支出額」と「医療費（医療費支出総額）」が一致する場合もある。

位、日本は第2位であり、それぞれが中国の約3.3倍、1.8倍（平均値）である。2014年度における中国の医療費の対GDP比は5.4%であり、日本の約1/2 或いはアメリカの約3/10のみ占めている。中国の比率が低い要因として、改革開放後の中国では物的資本投資が大量に行われる一方、医療費（特に公的）の投入が相対的に少ないことが挙げられる¹³¹。

また、ここで示していないが、一人当たりの医療費からすると、現状では中国と日本およびアメリカとの格差は巨大である。たとえば、世界銀行データベースから2014年の一人当たりの医療費を取り上げてみると、中国は730ドルであり、日本の3726ドルとアメリカの9402ドルより大きく下回っている。

むしろ、物的資本投資などの投入を多く行った結果、健康資本投資不足になったことであるが、発展途上国での医療費支出が一つの投資財としてみなされるケースが多いので、中国でも健康資本投資が重要視される必要がある。また、医療費支出の増加は平均寿命年数¹³²と生存率の上昇に一定程度の影響を与え、さらにほかの人的資本の形式を保有する期間を長くすることで良い効果をもたらすと予想される。

4.3.2 成人の生存率（Adult Survival Rate）

成人の生存率とは、現在の生命表（life table）を用いて15歳の人口が60歳までに生存できる比率である（Weil, 2007）。言い換えれば、この指標はすでに15歳に達したことを条件として、現在の年齢別の死亡率を使って60歳に達する確率を示す。一方、60歳までの死亡原因はほとんど病気と関係しているので、成人の生存率はある時点での人口の健康状態を表す良い指標である（Caselli, 2016）。ここでは、中国、日本及びアメリカの生存率と経済成長との関係を考察する。なお、Weil（2007）の定義と異なり、世界銀行のデータセットから65歳までの人口（男性と女性別）の生存率のみ掲載される。

¹³¹ また、ここで掲載していないが、医療費を公的と私的に分けてみる場合、中国はアメリカとほぼ同じ数値（約50%）で、日本より低い（約80%）という事実が存在する。

¹³² OECD（2011）では、一人当たりの保健医療支出は国家間の健康状態の違いを説明する最も重要な要因であり、一人当たりの保健医療支出と平均寿命年数は正の相関をもつと指摘されている。

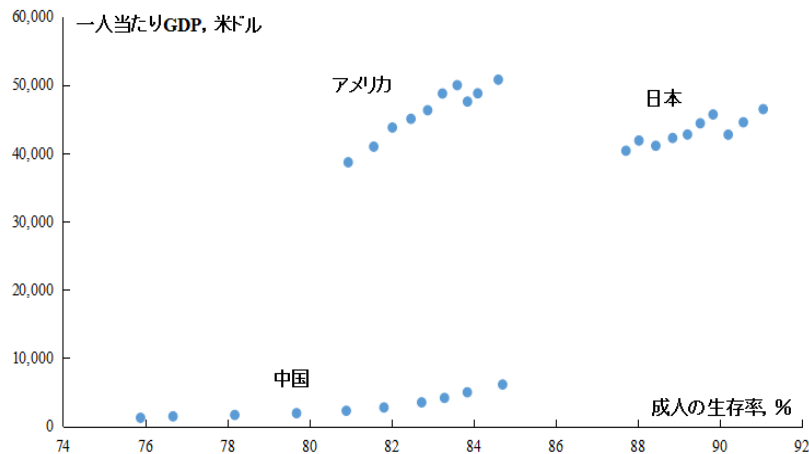


図 4-4 成人の生存率と一人当たり GDP の推移（1978—2014）

（出所）世界銀行“World Development Indicators Database 2017/6”より作成。

（注 1）一人当たりの実質 GDP は 2010 年米ドルの不変価格で換算したものである。

（注 2）期間中における 3 年ごとのデータを掲載している。

図 4-4 は成人の生存率と一人当たり GDP の推移を描いており、横軸と縦軸はそれぞれ成人の生存率、一人当たり GDP を示している。まず改革開放初期の中国では、65 歳までの人口の生存率が 65%であったのに対して、日本とアメリカはそれぞれ 76%、73%であった。なお、ここで掲載していないが、60 年代の中国の生存率が 30%しか達していなかった。そして、中国の医療改革の実施や総保健医療支出の増大などによって、1963 年から改革開放まで約 2 倍の上昇が実現した。そして、2014 年にアメリカを越え、中国の生存率は 84.7%に達した。

一方、生存率と経済成長の関係からすると、図 4-4 が示すように、生存率の上昇とともに、一人当たり産出水準も上昇するのである。また、経済成長とともに、生存率の上昇も生じることは Weil (2013) によって考案された健康と経済成長との相互作用も指摘されている。なお、描いた回帰線の傾きをみると、日本とアメリカより、中国において生存率から経済成長への効果は小さいが、2000 年頃から急上昇が生じている。

4.3.3 平均寿命年数 (Life Expectancy)

最後に、健康資本水準を表す平均寿命年数をみてみよう。平均寿命年数とは、生まれたばかりの 0 歳児が何年生きられるか（つまり出生時の平均余命）を示す統計的期待値のこ

とである。そして、数多くの実証研究において、平均寿命年数の長い国は長期的経済成長が持続するのに対して、平均寿命年数の短い国は労働力不足などの原因で長期的経済成長を維持することが困難であると思われる¹³³。ここでは、中国、日本及びアメリカの平均寿命年数の推移を考察する。

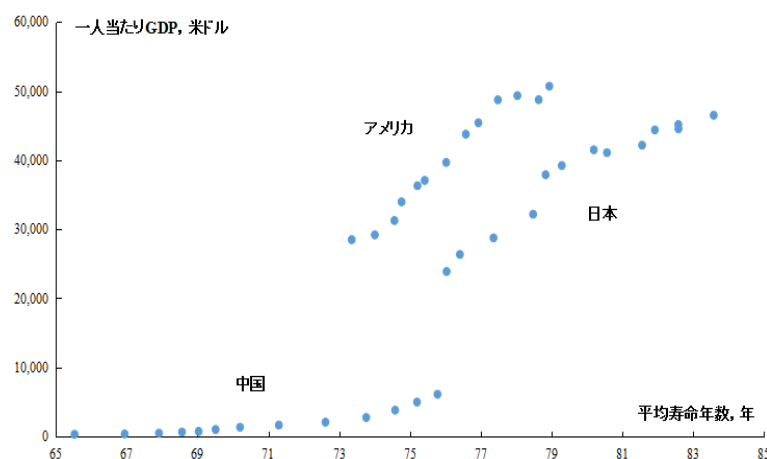


図 4-5 平均寿命年数の推移と経済成長（1978－2014）

（出所）世界銀行“World Development Indicators Database 2017/6”より作成。
 （注 1）一人当たりの実質 GDP は 2010 年米ドルの不変価格で換算したものである。
 （注 2）期間中における 3 年ごとのデータを掲載している。

ここでは、世界銀行からのデータを用い、平均寿命年数と一人当たり GDP の推移に関して、中国、アメリカと日本の場合を図 4-5 のような散布図を作成している。図 4-5 において、横軸と縦軸はそれぞれ平均寿命年数と一人当たりの実質 GDP を表し、さらにそれぞれの場合に対して簡単な回帰曲線を描いている。そして、この図をみると、中国の平均寿命年数は 1978 年の 65.5 歳から 2014 年の 75.8 歳まで推移し、一人当たりの実質 GDP は 1978 年の 308 ドルから 2014 年の 6108 ドルまで上昇したことがわかる。それに対して、日本の場合はそれぞれ 76 歳から 83.6 歳、23887 ドルから 46519 ドルまでの上昇があり、アメリカの場合はそれぞれ 73.4 歳から 78.9 歳、28500 ドルから 50728 ドルまでの上昇があった。

なお、改革開放初期の中国では、平均寿命年数の低い状況で労働力不足や人的資本の蓄積不足などの問題が生じていたため、長い時期の低所得が続いた。現在まで平均寿命年数も経済成長も非常に大きな伸びを遂げてきたが、先進諸国（ここで日本とアメリカ）との

¹³³ ただし、平均寿命年数が長いほど高齢化社会に入る可能性は高くなるので、逆に経済成長の障害になるかもしれない。

所得格差は依然として相当に巨大である¹³⁴。

4.4 分析フレームワーク

これまで三つの指標を用いて中国の健康資本の現状を考察してきた。その中で、医療費の対 GDP 比はしばしば健康資本の蓄積とみなされるのに対して、生存率と平均寿命年数は健康資本水準としてよく利用される。なお、本章では、前章と同様に、水準モデルを構築することによって、人的資本としての健康水準を取り上げる。そして、中国の経済成長における人的資本の役割をより全面的に推定する。以下では、本章の分析フレームワークについて、実証モデルの定式化、使用するデータおよびデータの定常性をそれぞれ考察する。

4.4.1 実証モデルの定式化

前述でもふれたように、教育と健康資本を生産関数モデルに導入することが一般的である。ここでは、まず、人的資本に基づく生産関数として、これまでの章において利用してきたより現代的な生産関数を想定する。つまり、

$$Y_t = AK_t^\alpha H_t^{1-\alpha} \quad (4-1)^{135}$$

が与えられる。ここで、 Y と K は、それぞれ産出量、物的資本ストックを表している。また、 H は人的資本ストックを表し、つまり人的資本を体化された質的労働投入量（ hL 、すべての労働者 L は同一と仮定する。）として定義される。なお、 A は技術水準（あるいは生産性）を表す指標であり、時間を通じて一定であると仮定する。一方、 α （ $0 < \alpha < 1$ ）と $1-\alpha$ はそれぞれ物的資本と人的資本の産出弾力性¹³⁶を表し、規模に関する収穫一定とい

¹³⁴ それぞれの回帰線の傾きからみると、アメリカと日本のほうがほぼ同じ水準の傾きを示せたが、中国の場合、より小さい傾きを呈している。健康資本の収益率の視点から、アメリカと日本より中国の健康資本の収益率が依然として低い。

¹³⁵ 生産関数を用いた時系列分析において、すべての変数が時点を示す添え字 t でサンプル数 N 個の時系列データであることを意味する。

¹³⁶ 生産要素市場が完全競争のときは、これらの資本投入に関する生産弾力性はそれぞれの分配率と等しくなる。

った条件を示している¹³⁷。

(4-1) 式において、一般労働力と区別した人的資本が体化された労働力（いわゆる人的資本ストック）は、より効率的に産出を増やすことが想定している。また、(4-1) 式も効率労働モデルと呼ばれる。なお、人的資本ストックの設定については、様々な試みがなされてきたが、これまで説明したように教育を中心にするケースがより多い。そして、前述したとおり、人的資本の重要な形態として、健康を検討する必要があるため、本章では、教育と健康を含む人的資本水準について設定してみる。

そこでは、Hall and Jones (1999) によって提唱された人的資本水準の設定にしたがって、教育に加えて健康の組み入れを考慮にいれ、人的資本水準に対する設定を再検討する。まず、Hall and Jones (1999) では、(4-1) 式における人的資本ストックは次のように表されることが示唆された。

$$H_t = h_t L_t = e^{rs_t} L_t \quad (4-2)$$

ここで、(4-2) 式において、人的資本ストックは一人当たりの人的資本ストック (e^{rs}) と一般の労働量の積という関係が想定されている。ただし、前章における (3-1) 式と異なり、(4-2) 式において教育の量のみ考慮していることに留意すべきである¹³⁸。そして、 e^{rs} という設定は、ミンサー型賃金関数に基づいたものであり、 s は平均就学年数を表している。なお、前章でも説明したが、 r は教育の収益率ではなく、教育（平均就学年数）から人的資本水準への転換率（なお、一定とする）を意味している¹³⁹。

さらに、(4-2) 式の考え方にしたがって、健康も導入する。また、前述したように、健康を表す指標として平均寿命年数がよく用いられているが、それに加えて成人の生存率も考えていく。つまり、 e^{rs} という設定と同様に、健康資本（生存率もしくは平均寿命年数、ここで \bar{h} にする）から人的資本水準への転換率を β とし、それに e^{rs} を合わせると、教育と健康を含む人的資本水準は次のように表される。

¹³⁷ つまり、この生産関数において、1次同次性を仮定している。

¹³⁸ 本章の目的は主として健康という人的資本の形態の役割を検証することで、教育の質を考えると、説明変数がより増え、実証問題が起きる可能性がある。

¹³⁹ Soto (2009) を参照されたい。

$$h_t = e^{rs_t} \cdot e^{\beta \bar{h}_t} = e^{rs_t + \beta \bar{h}_t} \quad (4-3)$$

さて、(4-3) 式を (4-1) 式に代入することにより、次のような生産関数

$$Y_t = AK_t^\alpha \left(e^{rs_t + \beta \bar{h}_t} L_t \right)^{1-\alpha} \quad (4-4)$$

が得られる。(4-4) 式において、教育および健康の収益率 (the social rate of return) はそれぞれ $r(1-\alpha)$ 、 $\beta(1-\alpha)$ によって表されることが出来る¹⁴⁰。ここで、教育のみを人的資本水準として考慮する場合と異なり、(4-4) 式において教育なしとしても、良い健康状態を保っていれば、人的資本水準も向上する。

なお、通常のように、(4-4) 式を推定する場合、対数型モデルに変換する必要がある。そして、前章の実証モデルと同じように、実証的問題 (多重共線性など) を避けるため、Jones (2015) によって提唱された資本産出比の導入による拡張モデルに基づいて本章の実証モデルを設定する¹⁴¹。

つまり、(4-4) 式の両辺を Y^α で割り、そして Y に対して解き、さらに両辺を労働力 L で割ると、

$$y_t = \bar{A} \left(\frac{K_t}{Y_t} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} e^{rs_t + \beta \bar{h}_t} \quad (4-5)$$

が得られる。(4-5) 式において、一人当たり産出水準は一定の技術水準 ($\bar{A} = A^{\frac{1}{1-\alpha}}$)、資本産出比および一人当たりの人的資本ストックによって決まる¹⁴²。一方、(4-5) 式の両辺の対数をとる、次の (4-6) 式のように回帰分析を行うのは一般的な実証アプローチである

¹⁴⁰ Caselli (2005) では、教育と健康の人的資本水準への転換率について、それぞれの私的収益率 (ミンサー型賃金関数アプローチ) に基づいて算出されると論じた。そして、それぞれの社会的収益率 (生産関数アプローチ) はその転換率と人的資本水準の分配率の積によって表示される。具体的には、(4-4) 式を一人当たり水準のように書き換え、両辺の対数値をとって、ミンサー型方程式と類似した式とみなすとされる。そして、ミンサー型方程式から示唆された教育の収益率の導出によって、ここで教育と健康の収益率はそれぞれ

$$\frac{\partial \ln y}{\partial s} = (1-\alpha)r \quad \frac{\partial \ln y}{\partial \bar{h}} = (1-\alpha)\beta$$

として得られる。言い換えれば、教育と健康資本の係数はそれぞれの収益率として解釈することができよう。

¹⁴¹ なお、Jones (2015) では、資本産出比の導入で発展会計分析を行っている。

¹⁴² 成長会計分析のように、(4-5) 式の両辺の対数をとる、そして時間に関して微分すると、一人当たり産出の成長は、資本産出比の成長、一人当たり人的資本と技術水準の和となる。

143。なお、回帰分析において、（時系列及びパネル）データの定常性によって実証方法が異なるが、教育および健康の平均収益率を求めることができる。

$$\ln y_t = \ln \bar{A} + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln \left(\frac{K_t}{Y_t} \right) + rs_t + \beta \bar{h}_t + \varepsilon_t \quad (4-6)$$

4.4.2 使用するデータ

本章の実証分析においては、中国全体を分析対象として、1978年度から2016年度までの年次データを用いるとする。まず、一人当たり産出水準を表す一人当たりGDPは実質値（2005年価格）で換算されている（補論1を参照）。そして、資本産出比は補論2によって与えられている。次に、平均就学年数については、Penn World Table 9.0より推計し、健康水準に関するデータは世界銀行の「世界開発指標2017」から得られる。基本統計量は表4-1のようにまとめられている¹⁴⁴。

表 4-1 使用データの基本統計量

変数	説明	平均値	標準偏差	最大値	最小値	サンプル数
$\ln y$	1人あたり実質GDP (2005年の不変価格)の対数値	8.928	0.969	10.503	7.39	39
$\ln(K/Y)$	資本産出比の対数値	0.884	0.119	1.227	0.765	39
s	平均就学年数(年)	5.82	1.31	7.91	3.62	39
\bar{h}_1	成人の生存率	77.51	5.16	85.3	68.2	39
\bar{h}_2	平均寿命年数(年)	71.12	3.21	76.3	65.5	39

(注1) 一人当たりの実質GDPは主に『中国統計年鑑2016』より作成。

(注2) 資本産出比は主に『中国統計年鑑2016』より作成。

(注3) 平均就学年数はPenn World Table 9.0による教育資本指標に基づいて作成され、2015年と2016年のデータは筆者より推計。

(注4) 成人の生存率と平均寿命年数は世界銀行「世界開発指標2017」から得られ、なお2016年のデータは筆者より推計。

¹⁴³ なぜなら、コブ・ダグラス型生産関数はパラメータに関して非線形であり、推定することは容易ではない理由として、対数線形モデルのように書き換えてより容易に推定することができるためだ。

¹⁴⁴ 前章のデータセットと同じところがあるため、本章ではデータの基本統計量のみを提示する。

4.4.3 定常性検定の結果

引き続き時系列データを取り扱う際、データの定常性を調べる必要があるため、まず単位根検定を行う。前章と異なり、ここでは、ADF 検定のほか、KPSS 検定（単位根を持たないという帰無仮説）も実施する。また、外生変数の入れ方として、定数項＋トレンド項というパターンと定数項のみのパターンが分けられる。つまり、(4-6) 式における各変数についての検定結果は表 4-2 のようにまとめられている。

表 4-2 単位根検定の結果

変数	外生変数（定数項＋トレンド項）		外生変数（定数項）	
	レベル	1 階の階差	レベル	1 階の階差
ADF 検定				
$\ln y$	-2.727	-3.847**	-0.032	-4.019***
$\ln(K/Y)$	2.054	-3.409*	0.895	-1.767
s	-2.741	-6.158***	-0.082	-4.567***
\bar{h}_1	-2.483	-4.286**	-0.619	-4.253***
\bar{h}_2	-5.285***	—	-0.085	-4.6***
KPSS 検定				
$\ln y$	0.138*	0.083	2.727***	0.098
$\ln(K/Y)$	0.712***	0.093	0.472**	0.453*
s	0.5***	0.093	1.227***	0.114
\bar{h}_1	0.381***	0.081	0.722**	0.179
\bar{h}_2	0.363***	0.085	0.991***	0.096

(出所) Eviews10 の結果より作成。

(注) 「***」, 「**」, 「*」はそれぞれ 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

まず、各変数のレベル値と 1 階の階差値の ADF 単位根検定の統計量をみてみよう。外生変数を定数項とトレンド項にすると、平均寿命年数のデータ (\bar{h}_2) について「単位根を持つ」という帰無仮説を棄却できない。なお、外生変数を定数項にする場合、いずれの系列においても「単位根を持つ」という帰無仮説を棄却できるという結果が明らかとなる。

そして、各変数（ \bar{h}_2 を除く）の1階の階差をとったデータに対する検定結果において、外生変数を定数項とトレンド項として入れる場合、すべての変数（ \bar{h}_2 を除く）は帰無仮説を棄却できる。一方、外生変数を定数項のみ考えるとき、資本産出比の1階の階差値は依然として「単位根を持つ」という帰無仮説を棄却できない。したがって、レベル値の結果と1階の階差の結果を合わせてみると、ADF 検定の結果によって全ての変数の定常性を正しく確認できない。

次に、ADF 検定に対して、KPSS 単位根検定の結果をみてみよう。ADF 検定と同様に、KPSS 検定において、外生変数の入れ方によって検定結果が異なる。外生変数を定数項とトレンド項にすると、全ての系列のレベル値において、「単位根を持たない」という帰無仮説は棄却できるのに対して、1階の階差値において、帰無仮説は棄却されない。つまり、すべての系列は階差定常であり、 $I(1)$ ¹⁴⁵として表示される。なお、外生変数を定数項のみとして取り扱う場合、資本産出比の系列について、1階の階差を取ることにしても、定常にならない。したがって、ADF 検定の結果より KPSS 検定の結果を採用するほうが信用できる。その結果、時系列変数について $I(1)$ 系列であると仮定して分析を進める。

4.5 中国の経済成長における健康の役割

これまで得られた結果を踏まえて、本節では時系列分析を用いて健康資本水準（生存率と平均寿命年数）の中国の経済成長に対する効果を検証していく。なお、前節では、(4-6)式における各変数に対して行われた単位根検定の結果より、全ての変数のデータ系列は非定常的であるため、そのまま回帰を行うと、見せかけの回帰となる場合が多い。なお、その結果も各変数の1階の階差を取ると、1次和分過程に従うことになったことを示している。

そこで、前章においても説明したように1次和分過程に従っている各系列の間に共和分関係が存在するか否かによって次の分析方法を決定する。したがって、本節の実証分析において、まず各変数間に共和分関係が存在するか否かを検証する。そして、もし存在するのであれば、長期均衡式の推定を実施する。

¹⁴⁵ つまり、1次和分過程（integrated of order 1）に従うことを意味する。いわゆる階差定常（difference-stationary）である。

4.5.1 共和分検定の結果

前章と同じように、二つのアプローチの共和分検定を行う。なお、健康資本水準の指標によって二つのケースに分けて、それぞれについて共和分検定を実施する。その結果は表 4-3 と表 4-4 のようにまとめられている。

表 4-3 共和分検定の結果 (EG 二段階法)

	外生変数 (定数項+トレンド項)	外生変数 (定数項)
	レベル<0.119 (10%)	レベル<0.119 (10%)
残差系列 1 (\bar{h}_1 の場合)	0.067	0.067
残差系列 2 (\bar{h}_2 の場合)	0.069	0.069

(出所) Eviews10 の結果より作成。

(注) KPSS 単位根検定を行っている。

表 4-4 Johansen 型の共和分検定の結果 (トレース検定)

帰無仮説	固有値	トレース統計量	有意水準 (5%)	P 値
成人の生存率の場合				
None	0.478865	53.11619	47.85613	0.0148
At most 1	0.441769	29.65335	29.79707	0.0519
At most 2	0.202724	8.665956	15.49471	0.3972
At most 3	0.014067	0.51	3.841466	0.4751
平均寿命年数の場合				
None	0.578617	60.46034	47.85613	0.0021
At most 1	0.40992	28.48447	29.79707	0.0703
At most 2	0.214417	8.967097	15.49471	0.3684
At most 3	0.001025	0.037938	3.841466	0.8455

(出所) Eviews10 の結果より作成。

(注) 定数項とトレンド項の扱いについては、3 番 (系列はゼロでない平均 t じよ線形トレンドを持ち、共和分方程式は定数項のみを持つ) を選択する。ラグ次数は VAR モデルによって 3 とする。

まず表 4-3 に示された EG 二段階法の結果をみると、外生変数の入れ方と関係なく、二つのケースにおいてそれぞれ得られた残差系列のレベル値に対して、単位根が存在しない

という帰無仮説を棄却できないので、すべてのケースにおいて、残差系列が定常であることが確認される。つまり、それぞれのケースにおいて、変数間に一つの共和分関係が存在すると確認できる。

次に、表 4-4 によって表された Johansen 型の共和分検定の結果をみると、それぞれのケースにおいて、「共和分関係なし」という帰無仮説を 5%の有意水準で棄却できることがわかる。なお、「共和分が最大一つある」という帰無仮説ともに棄却できないため、各ケースにおいて変数間に一つのみ共和分関係が存在することが確認される。つまり、二つのアプローチによる結果からみると、(4-6) 式における各変数間に一つの長期均衡関係を想定して次の分析を進める。

4.5.2 長期均衡式の推定

前章のように、本章においても、主に OLS と FMOLS 推定を用いて長期均衡式を推定する。ただし、すでに検証してきたとおり、変数間に共和分関係が存在するとき、OLS 推定に比べて FMOLS 推定はより有意な結果を導出するようになる。なお、健康水準の代理変数の選択によって二つのケースに分けて推定したが、それぞれの結果をまとめた表 4-5 になっている。

表 4-5 長期均衡式の推定

説明変数	OLS	FMOLS	OLS	FMOLS
定数項	-0.827(-0.774)	-0.811(-19.92)***	-4.285(-2.811)***	-4.021(-3.082)***
$\ln(K/Y)$	0.48(3.043)***	0.479(79.93)***	0.235(1.429)	0.328(2.311)**
s	0.334(4.421)***	0.335(118.11)***	0.346(5.522)***	0.348(6.599)***
生存率 h_1	0.095(4.789)***	0.095(125.39)***	—	—
平均寿命年数 h_2	—	—	0.154(5.619)***	0.149(6.355)***
α	0.324	0.324	0.19	0.247
$(1-\alpha)r\%$	22.5	22.6	28	24.7
$(1-\alpha)\beta\%$	6.4	6.4	12.4	11.2

(出所) Eviews10 の結果より作成。

(注) ***, **, *は 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

表 4-5 をみると、第 2 列と第 3 列は生存率を用いた場合の推定結果、第 4 列と第 5 列は平均寿命年数を用いた場合の推定結果を示している。なお、全体的に見ると、推定方法と健康資本の代理変数の選択にかかわらず、健康から人的資本への転換率の係数推定値はプラスで符号条件を満たし、 t 検定の結果によって有意であることがわかる。

また、物的資本分配率を導出するために、資本産出比の係数推定値を考察する。なお、平均寿命年数を用いて推定した場合、OLS では有意な資本産出比の推定係数を出していない。一方、生存率を用いた場合において、OLS では定数項の推定値も有意に推定されていない。つまり、表 4-5 の結果を考察するとき、FMOLS の推定結果を見ればよい。それぞれの資本産出比の係数推定値は 0.48 (生存率) と 0.33 (平均寿命年数) として得られている。

さらに、物的資本の生産弾力性が算出され、それぞれ約 0.3 と 0.25 である。そして、それぞれの転換率を合わせて健康資本の収益率を導出できる。健康資本の収益率は 6.4% (生存率の場合)、あるいは 11.2% (平均寿命年数の場合) として推定されたとしておく。その結果、(他の条件が一定) 1%の生存率の上昇は 6.4%の一人当たり所得の上昇をもたらすのに対して、1年の平均寿命年数の増加は 11.2%の一人当たり所得の上昇を実現できることを意味する。

以上の結果より、健康資本変数において平均寿命年数の収益率がより高いが、物的資本分配率が 0.3 より小さいので、過大推定される可能性がある。一方、表 4-5 の FMOLS の推定結果をもって、教育のみの場合(前章の結果に基づく)と健康のみの場合の推定と比較し、表 4-6 のようになる。そこで、いずれのケースにおいて推定された収益率は健康と教育を同時に推定した結果より高い。つまり、教育のみあるいは健康のみを考慮すると、欠落変数バイアスによる過大推定の可能性があるといえる。

表 4-6 健康と教育の収益率比較

健康と教育				教育のみ	健康のみ	
健康資本：生存率		健康資本：平均寿命年数		平均就学年数	生存率	平均寿命年数
生存率	平均就学年数	平均寿命年数	平均就学年数			
6.4%	22.6%	11.2%	24.7%	38-40%	14%	17.8%

4.6 おわりに

標準的な人的資本理論においては、人的資本の形成は教育や研究開発などの投資以外に、健康の改善も含まれている。なお、現在まで人的資本と経済成長に関する先行研究をサーベイしたところ、実際に健康を考慮に入れるケースが多くない。ほとんどの場合、より手に入りやすい教育資本のデータ（平均就学年数や就学率など）を用いて実証研究を行っている。教育資本のみを人的資本として検証すると、欠落変数バイアス（が生じる可能性は高い。そこで、本章の目的として教育と健康資本を同時に扱うモデルを構築し、時系列分析に着目した実証分析を行ってきた。

本章では、教育資本に加えて健康資本と経済成長の関係について実証分析を行った先行研究を踏まえ、時系列分析を通じて健康資本の役割を検証した。むろん、データの性質（定常であるか否か）によって、実証手法が異なるため、まずデータに対して ADF と KPSS 単位根検定を行った。検定の結果はすべての変数は階差定常であり、 $I(1)$ と仮定して分析を進める。

さらに、変数間に共和分関係（長期均衡関係）が存在するか否かが、次の分析手順を決定するため、二つのアプローチの共和分検定を行った。結果として、生存率と平均寿命年数はそれぞれのケースにおいて、一つの共和分関係が認められた。それに基づき、OLS と FMOLS 推定量を用いて長期均衡式を推定した。そこでは、より有意な結果を導出した FMOLS 推定では、1) 健康資本の収益率が約 6.4%（生存率）あるいは 11.2%（平均寿命年数）、2) 人的資本水準への転換率がそれぞれ 0.3（教育）と 0.1（健康）として推定された。

以上のように、中国の長期経済成長では、教育という形態の人的資本だけでなく、健康という形態の人的資本も役割を果たしていることがわかった。そこで、教育と健康を生産関数モデルに導入した時系列分析を通じた、教育および健康の平均収益率の導出は、教育のみを考えた場合における欠落変数バイアスを抑制する。その結果、「新常态」経済への移行過程では、教育の役割を重要視する一方、健康水準の上昇も長期経済成長の重要な担い手として考えるべきである。

第5章 人的資本の外部効果と中国の経済成長に関する考察

5.1 はじめに

経済成長過程において物的資本蓄積だけでなく、人的資本蓄積もまた大きな役割を果たすことは、Lucas (1988) によって提唱された。そこで、人的資本が生産に対して正の外部効果を持つと同時に、人的資本蓄積にも外部効果が存在していると強調されている。また、Lucas (2001) は人的資本の外部性を経済成長モデルに導入することを考慮する必要があると指摘している。ただし、人的資本の外部効果と経済成長に関する実証研究において、人的資本の外部効果の存在に対する経験的証拠は依然として相対的に少ない。

一方、第3章と第4章では、人的資本の二つの形態を取り上げて、それぞれの中国の経済成長に対する役割を検証した。なお、それぞれのケースにおいて、人的資本を生産関数モデルに組み入れたが、人的資本における外部効果が存在しないと仮定している。そこで、以上のように、Lucas の人的資本外部性モデルに基づく検証が必要である。つまり、本章の一つの目的として、これまで検討してきた人的資本の要因を合わせて考えたうえで、中国全体の経済成長に人的資本の外部効果が存在するか否かを検証することである。

なお、これまでの章において、人的資本と中国の経済成長の関係について実証分析を行ったが、人的資本からみた地域経済成長格差¹⁴⁶について検討していない。そこで、多くの先行研究が指摘しているように、(初期) 人的資本水準の差が国家間 (あるいは地域間) における所得格差をもたらすということに対して、人的資本水準の差によって人的資本の外部効果ももたらされる。ところで、Lucas (1988) によれば、人的資本の外部効果は豊かな国 (地域) と貧しい国 (地域) の長期的所得格差 (いわゆる経済格差) を解釈する一つの手段として検討すべきである。つまり、人的資本の外部効果によって中国の地域経済格差を解釈できるかについて実証分析を行うことは本章の二つ目の目的である。

本章の構成は以下のとおりである。次の第2節では人的資本の外部効果に関する先行研究を概説する。第3節では本稿の分析の枠組みを説明し、順番にモデルの定式化、使用す

¹⁴⁶ つまり、中国の経済成長とともに、地域経済成長における所得格差がますます大きくなり、主に沿岸部 (東部) と内陸部 (中・西部) の格差、都市部と農村部の格差、富裕層と貧困層の格差というものである。

るデータ（時系列・パネル）及びデータの単位根検定から展開する。そして第4節では、人的資本の外部効果に関するベンチマーク分析で人的資本の外部効果を検証する。さらに第6節では、パネルデータを用いて人的資本の外部効果によって地域経済格差を解釈できるか否かについて検証を行う。最後の第7節では、本章の内容と結論をまとめる。

5.2 人的資本の外部効果に関する先行研究

人的資本の外部効果をはじめて成長モデルの中で位置づけて、理論的に検討したのは Lucas (1988) である。なお、Lucas と異なり、人的資本の外部性に関して、教育の社会的収益と私的収益に着目した先行研究が少なくない。これらの研究を踏まえて、本節では、人的資本の外部効果に関する理論研究・実証研究を考察する。

5.2.1 人的資本の外部効果と社会的収益

Lucas (1988) では人的資本の果たす役割を内部効果 (internal effect) と外部効果¹⁴⁷ (external effect) で区別した。そこで、前者は個人の人的資本が自身の生産性を向上させるのに対して、後者は平均人的資本水準（或いは平均技術水準）¹⁴⁸が全部の生産要素（例えば物的資本）の生産性を向上させることを意味している¹⁴⁹。一方、Lucas のフレームワークと異なり、ミンサー型モデルに基づく人的資本の内部効果は私的収益の上昇をもたらすのに対して、外部効果は社会的収益と関連している。

そして、Moretti (2004)¹⁵⁰は、人的資本の外部効果を生産性スピル・オーバー効果とし

¹⁴⁷ 人的資本の外部効果の波及経路は企業内□産業内（企業間）□都市或いは地域間□国家間という定型間されたメカニズムが認識されているが、本稿は主に都市或いは地域間における人的資本の外部効果と経済成長に関する考察をする。つまり、単純化にするため、国際貿易や外国直接投資などによる国際的外部効果を一定としている。

¹⁴⁸ 第2章で述べたように、Lucas (1988) は平均的人的資本水準を $\bar{h} = \int_0^{\infty} hL(h)dh / \int_0^{\infty} L(h)dh$ として導いている。

¹⁴⁹ なお、Lucas によって人的資本の蓄積にも外部効果が存在するはずであると示されたが、本稿は生産部門における外部効果のみ検討する。

¹⁵⁰ そして、Moretti (2006) は市場の失敗があるとき、人的資本の社会的収益は私的収益より上回り、五つの可能な効率性に関する理論的根拠を提示した。そのうちの一つの要因として、人的資本の外部性が取り上げられた。

て定義し、三つの外部性（技術的外部性、金銭的外部性¹⁵¹と負の外部性）を提示した¹⁵²。そこで、金銭的外部性と区別した技術的外部性（または非金銭的外部性とも呼ばれる）は価格ではなく、アイデアの交流、模倣や実践による学習などを通じて効果を果たすと考えられる。なお、本章では主に技術的外部性、つまり Lucas によって提唱された外部性を中心にすることになる。

一方、Moretti (2004) と異なり、McMahon (2004) では、人的資本の外部効果を主に二種類で帰納している。つまり、経済成長（生産性）に影響する外部効果と経済発展（非市場効果）に影響する外部効果である。そのうちに、経済成長に対する外部効果として、より高い物的資本投資率や人的資本投資率を促進させる効果などが挙げられる。そして、McMahon (2006) は生産性に影響を与える外部効果を人的資本の社会的収益として解釈し、また人的資本の収益について社会的収益¹⁵³（マクロ）と私的収益（ミクロ）に分けている¹⁵⁴（表 5-1）。

表 5-1 人的資本収益の種類

	私的収益	社会的収益（外部的）
市場収益	より高い賃金	生産性スピル・オーバー
	より高い雇用率	知識スピル・オーバー効果によるよ
	低い失業率	り高い全要素生産性
	より良い健康状況	
非市場収益	より長い余命	より低い犯罪率

（出所）McMahon (2006) より作成。

¹⁵¹ 例えば、Acemoglu (1996) などがある。

¹⁵² Venniker (2001) では、人的資本の外部性を静学的、動学的と非金銭的の分け方で区別している。

¹⁵³ なお、Lange and Topel (2006) は人的資本の社会的収益を私的限界収益と外部的限界収益のように定義している。

¹⁵⁴ McMahon (2006) では教育の収益について分類したが、ここで人的資本と教育資本を同一視するので、人的資本の収益を概観する。たとえば、マクロミンサー型モデルのフレームワークの下で人的資本に正の外部性がある場合には、人的資本から受ける私的利益は外部効果の影響でもたらされる社会的利益よりも小さくなる。しかしながら、Spence (1973) などによるシグナリング理論では人的資本が生産性を直接に向上させるのではなく、生産的な能力のシグナルとして考察された。そこで、人的資本の私的収益は社会的収益より上回る可能性がある。

表 5-1 に示されるように、人的資本の収益を求めるには、いろいろな要因を考えるべきであるが、本章では、主としてその社会的収益、つまり人的資本の外部効果を計測するように実証分析を実施する。

5.2.2 人的資本の外部効果と経済成長モデル

政府にとって、正の人的資本の外部効果の存在が人的資本投資をする主な基準である。そこで、Klenow and Rodriguez-Clare (2005) では、経済成長モデルに人的資本（或いは知識）の外部効果を導入した先行研究を次の表 5-2 のようにまとめた。そのうちに、Lucas (1988) によって提唱された内生的成長モデルにかなり注目されているため、本章ではベンチマークとした Lucas 人的資本外部性モデルを考察する。

表 5-2 人的資本の外部性と成長モデル

	新商品外部性	新商品外部性なし
人的資本（知識）外部性	Romer (1990)	Romer (1986)
	Grossman and Helpman (1991)	Lucas (1988)
	Aghion and Howitt (1992)	Tamura (1991)
人的資本（知識）外部性なし	Rivera-Batiz and Romer (1991)	Rebelo (1991)
	Kortum (1997)	Acemoglu and Ventura (2002)

(出所) Klenow and Rodriguez-Clare (2005) より作成。

なお、Lucas (1988) は Uzawa モデルに基づき、人的資本の内部効果と区別した人的資本の外部効果を生産関数に組み入れ、生産に与える正の外部効果を想定している。そこで、人的資本の外部効果を通じ、資本の限界生産物逓減を抑え、さらに生産性を向上させ、持続的経済成長が可能となると示唆されている。一方、このモデルにおいて、人的資本の外部性が存在するため、人的資本への投資による私的限界生産性が社会的限界生産性よりも低くなり、市場均衡では人的資本投資が過小となる¹⁵⁵。

¹⁵⁵ 一般的に、外部性が存在する場合、人的資本投資に対する補助政策が正当化されうる。

第2章で述べたように、ここで、もう一度 Lucas が構築した生産関数及び人的資本の蓄積式を提示する。つまり、最終財生産部門と人的資本蓄積部門における関係式は次のように与えられる。

$$Y = AK^\alpha (uhL)^{1-\alpha} \bar{h}^\gamma \quad 0 < \alpha < 1, \gamma > 0 \quad (5-1)$$

$$\dot{h}_t = \delta(1-u_t)h_t \quad (5-2)$$

ここで、物的資本ストック K と人的資本ストック uhL によって最終財生産が行われている。 \bar{h} は社会全体での平均人的資本水準を表し、 $\gamma(>0)$ が生産に与える人的資本の外部効果の大きさを表し、その値が大きくなるほど外部効果は大きくなる。 $u(<1)$ は最終財生産部門で一人当たりの人的資本ストック h を持つ労働者の労働時間比率で、 $1-u$ は人的資本蓄積のために用いられる時間比率を表す。 $\delta(>0)$ は人的資本蓄積の生産性という。ここで外部性を考慮すると規模に関して収穫逓増になる可能性がある。また、人的資本の蓄積と人的資本水準が線形関係なので、Lucas モデルにおいて人的資本が成長のエンジンとみられる。

一方、代表的個人を仮定とすると、社会全体として $h = \bar{h}$ が成立する。したがって、Lucas モデルにおいて次のように人的資本の限界生産性を定義することができる。

$$\text{人的資本の私的限界生産性} = A(1-\alpha)k_t^\alpha h_t^{\gamma-\alpha} \quad (5-3)$$

$$\text{人的資本の社会的限界生産性} = A(1-\alpha+\gamma)k_t^\alpha h_t^{\gamma-\alpha} \quad (5-4)$$

ここで、人的資本に正の外部効果が存在することによって ($\gamma > 0$)、人的資本の社会的限界生産性が私的限界生産性を上回るということになる。このような性質はマクロミンサー型モデルによる人的資本の社会収益率とミクロによる私的収益率との関係と相似している。ただし、二つのフレームワークの下で求められた人的資本の外部効果は明らかに違うものである。本章では、主に生産関数モデル (Lucas モデル) のフレームワークの下で人的資本の外部効果を考察する。

5.2.3 人的資本の外部効果に対する測定

前述したように、人的資本の技術的外部性が存在する場合、生産性が上昇するとともに、より高い生産水準に向かうと想定される。ただし、Lucas モデルのフレームワークの下で人的資本の外部効果の存在に対する検証とその大きさの測定に関する実証研究はそれほど多くない。既存研究でよく使われている実証モデルはミンサー型賃金関数であり、人的資本の外部効果の有無は人的資本の私的収益率と社会的収益率の比較で判断することができる。一方、ミンサー型賃金関数の拡張型を用いた先行研究も数多くなされている。なお、ミンサー型賃金関数に基づいた推定にはマイクロデータが大量に使用されている。

Heckman and Klenow (1998) と Topel (1999) 等では、国家間の経済成長を分析するために、マクロミンサー型モデルを構築した。これらの実証モデルの結果によって、人的資本の社会的収益率が私的収益率より高くなり、国家間に正の人的資本の外部効果が存在していると言える。ただし、このフレームワークの下で、人的資本と関係する変数（例えば経験年数）を考慮に入れないため、欠落変数バイアスで推定結果の精確さに疑問が残る。

一方、はじめて人的資本の外部効果を計測したのが Rauch (1993) である。彼は空間計量モデルを構築し、SMSA（米国での標準大都市統計地区）のデータを用い、1年の平均就学年数の上昇は3%–5%の賃金を増加させるという結果を出した。彼によって、より高い人的資本水準が生産性を向上させ、人的資本の外部効果が実際に存在することが示唆されている。ただし、地域別の人的資本水準の差異が需要主導によってもたらされるならば、彼の推計ではその外部効果の大きさを過大推定する恐れがあると指摘されている（Lange and Topel 2006）。

そして、Moretti (2004) では、人的資本の外部効果の測定に関して、三つのアプローチ¹⁵⁶を提示した。賃金と地価における人的資本の外部効果を確認するために、彼が理論モデルを構築し、アメリカの州間データを用い、アメリカの経済成長では人的資本の外部性が効果を果たしたということを見出した。彼の結果により、1年の平均就学年数が伸びると、平均生産性に約 0.3、つまり人的資本の社会的収益率が約 30%となり、私的収益率より 4 倍高くなる。そこで、人的資本の外部効果が約 22.5%ほど一人当たりの賃金に影響したが、その結果の正確さについて疑いを抱く指摘もある（Lande and Topel 2006）。

¹⁵⁶ つまり、1)都市あるいは地域において人的資本の賃金あるいは地価への影響；
2)企業あるいは地域のデータを用い人的資本の生産性への影響；
3)人的資本の他の社会的収益（犯罪率の減少など）への影響である。

なお、人的資本の外部効果による経済成長への寄与を示す研究が数多く行われてきたものの、その効果の存在に対する懐疑を呈しているものも少なくない。例えば、人的資本の外部効果の存在に反論して、Ciccone and Peri (2006) ではミンサー型賃金関数による外部効果が推定バイアスの発生があるため、新しく推定モデルを構築し、1970–1990 年間のアメリカの各地域において人的資本の外部効果が存在しないと論じた¹⁵⁷。

5.3 分析フレームワーク

以上のように、人的資本の外部効果に関する先行研究をサーベイした。そこで、人的資本の外部効果をどのように生産関数モデルに組み入れるかを説明し、さらに実証研究から示唆されたように、人的資本の社会的収益と私的収益の関係によって外部効果の有無を判断することがわかる。そして、本節では、前章の実証結果により教育と健康を含む人的資本水準を計測し、人的資本水準をもう一度設定する。その後、使用するデータ（時系列とパネル）を説明し、さらにデータの定常性を調べる。

5.3.1 教育と健康を含む人的資本水準

これまでみた人的資本の外部効果に関して、主として教育という形態の人的資本が果たす効果であると考え。なお、前章で説明したとおり、教育に加えて健康も人的資本水準の一環として検討すべきである。そして、教育と健康を含む人的資本水準はどのように役割を果たすかを図 5-1 のように想定している。

¹⁵⁷ Heckman and Klenow (1998) は人的資本の外部効果が必ず存在することが確認されておらず、人的資本の外部効果が小さい或いは存在しないという強い証拠もないと論じた。

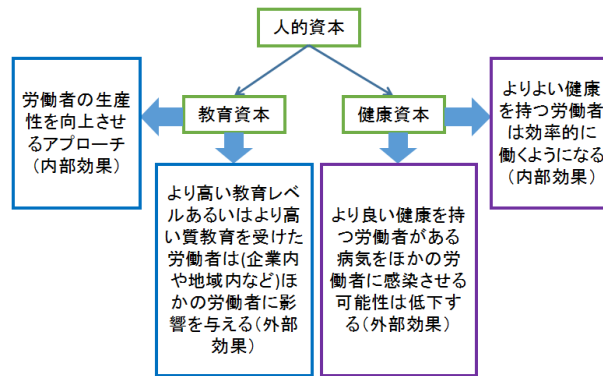


図 5-1 教育と健康を含む人的資本の果たす効果

図 5-1 に示すように、教育と健康はそれぞれ外部効果を果たすことがわかる。なお、Lucas が想定した外部効果は教育という形態の人的資本によってもたらされるが、どのように健康も導入して人的資本の外部効果を検討するかは本節で検討する。

まず、教育と健康を含む人的資本水準を表した (4-3) 式を思い出そう。つまり、次のように与えられる。

$$h_t = e^{rs_t + \beta \bar{h}_t} \quad (5-5)$$

もしこの式を Lucas モデルに代入すると、人的資本の外部効果を推定することができなくなる。その代わりに、第 4 章の実証結果から得られた r と β の推定係数が一定であり、それぞれを (5-5) 式に代入するとする。また、教育から人的資本への転換率 r は 0.35、健康から人的資本への転換率 β は 0.1 (成人の生存率) あるいは 0.15 (平均寿命年数) となる。つまり、(5-5) 式を書き換えると、次のようになる。

$$\text{生存率の場合: } h_t = e^{0.35s_t + 0.1\bar{h}_t} \quad (5-6)$$

$$\text{平均寿命年数の場合: } h_t = e^{0.35s_t + 0.15\bar{h}_t} \quad (5-7)$$

(5-6) 式または (5-7) 式において、教育と健康のデータを合わせて、それぞれの場合の人的資本のデータ系列を算出することができる。そこで、この二つの式を対数変換にすれば、一般の実証モデルの定式化にも導入することが容易となる。対数変換した結果は以

下のように示されている。

$$\ln h_t = 0.35s_t + 0.1\bar{h}_t \quad \text{あるいは} \quad \ln h_t = 0.35s_t + 0.15\bar{h}_t \quad (5-8)$$

さらに、Lucas モデルをより現代的な生産関数（資本産出比の導入）の下で拡張すると、教育と健康を含む人的資本の外部効果を推定することが可能となる。ただし、そういう転換率を一定として、対象期間における平均値であることに注意すべきである¹⁵⁸。

5.3.2 使用するデータ

本章の推定に使用する時系列データは、第3章や第4章のデータの出所と同じである。ただし、人的資本のデータ系列は(5-6)式や(5-7)式によって計算される。時系列データについての説明は表5-3に示されている。

表 5-3 時系列データの基本統計量（1978—2016）

変数	説明	平均値	標準偏差	最大値	最小値	サンプル数
$\ln y$	一人当たり実質 GDP の対数値	8.928	0.969	10.503	7.39	39
$\ln(K/Y)$	資本産出比の対数値	0.884	0.119	1.227	0.765	39
$\ln h_1$	平均人的資本水準（生存率）	9.788	0.974	11.298	8.087	39
$\ln h_2$	平均人的資本水準（平均寿命年数）	12.705	0.939	14.213	11.092	39

(注1) 一人当たりの実質 GDP は主に『中国統計年鑑 2016』より作成。

(注2) 資本産出比は主に『中国統計年鑑 2016』より作成。

(注3) 平均就学年数は Penn World Table 9.0 による教育資本指標に基づいて作成され、2015 年と 2016 年のデータは筆者より推計。

(注4) 成人の生存率と平均寿命年数は世界銀行「世界開発指標 2017」から得られ、なお 2016 年のデータは筆者より推計。

一方、パネルデータに関して、2002 年から 2015 年にかけての 14 年間の 31 か省のデータを利用している。その基本統計量は表 5-4 に示されている。

表 5-4 パネルデータの基本統計量（2002—2015）

変数	平均値	標準偏差	最大値	最小値	サンプル数
----	-----	------	-----	-----	-------

¹⁵⁸ 一方、後述するように、その転換率における地域別の差があるが、本論文で検討しないとするため、パネルデータ分析を行う際、その転換率の設定と全国と同じにする。

ln y	全国	9.914	0.651	11.464	8.247	434
	東部	10.415	0.553	11.46	9.045	154
	中部	9.732	0.479	10.62	8.747	112
	西部	9.574	0.541	10.93	8.247	168
ln(K/Y)	全国	1.108	0.192	1.848	0.678	434
	東部	1.061	0.140	1.477	0.678	154
	中部	1.055	0.182	1.617	0.783	112
	西部	1.186	0.212	1.848	0.837	168
ln h	全国	9.978	0.693	11.95	7.71	434
	東部	10.497	0.536	11.95	9.56	154
	中部	10.039	0.351	10.82	9.23	112
	西部	9.462	0.617	10.5	7.71	168

(注1) 省レベルの一人当たり実質 GDP は 2005 年の不変価格で換算している (補論 1 を参照)。

(注2) 省レベルの資本産出比については補論 2 を参照。

(注3) 省レベルの平均就学年数: 『中国の統計年鑑 2016』: 2002-2015 の人口抽出調査(2010 年を除く)と「第六回人口センサス統計資料 2010」より推計。

(注4) 省レベルの平均寿命: 「第五回人口センサス統計資料 2000」 「第六回人口センサス統計資料 2010」より推計。

(注5) 人的資本水準の設定について、教育と健康資本の人的資本水準への転換率をそれぞれ 0.3 と 0.1 として設定する。

なお、地域における経済格差 (主に東部と西部の格差) を説明するため、上述したデータを東部 (11 省) , 中部 (8 省) , 西部 (12 省)¹⁵⁹ のようなグループに分け、それぞれのケースにおいて、一人当たり所得の格差を人的資本の外部効果によって解釈できるかどうかを検証する。

表 5-4 をみると、まず、対象期間での一人当たり平均所得は全国平均で 9.914 であり、東部から西部までは 10.415, 9.732 と 9.574 である。つまり、東部での一人当たり所得は全国平均を上回り、中西部よりはるかに多いといえる。同様に、一人当たり人的資本ストックにおいては、東部のほうがより多く、全国平均水準を超えている。ここまでみれば、他の条件を一定とした場合、人的資本水準の格差が大きくなると、東部と中西部の所得格差が拡大していく傾向にある。言い換えれば、人的資本の蓄積が進んでいる東部は一人当たりの人的資本水準が高いので、より高い所得水準を実現できると想定される。

¹⁵⁹ 『中国統計年鑑 2016』による分け方である。

5.3.3 データの定常性

データの定常性について、これまで検討してきた時系列データの定常性のみならず、本章では、はじめてパネルデータの定常性を調べることになる。そこで、パネルデータの特徴からすると、時系列データと横断面データを組み合わせたものなので、時系列データ単位根問題などはパネルデータでも主な課題となる¹⁶⁰。時系列分析のように、単位根が存在する変数について回帰を行うと、見せかけの回帰が発生し得る。したがって、本章で使用するパネルデータについても単位根検定を行い、さらに共和分検定の検討を行う。

まず、時系列データの定常性を調べるために、ADF 検定と KPSS 検定を行う。その結果が表 5-5 に示されている。

表 5-5 単位根検定の結果

変数名	ADF 検定		KPSS 検定	
	レベル	1 階の階差	レベル	1 階の階差
$\ln y$	-2.727	-3.847**	0.138*	0.083
$\ln(K/Y)$	2.054	-3.409*	0.712***	0.093
$\ln h_1$	-2.61	-2.13	0.405***	0.083
$\ln h_2$	-3.848**	—	0.368***	0.074

(出所) Eviews10 の結果より作成。

(注 1) 「***」, 「**」, 「*」はそれぞれ 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

(注 2) ADF 検定での帰無仮説「単位根あり」と KPSS 検定での帰無仮説「単位根なし」に留意すべきである。

(注 3) 外生変数は定数項とトレンド項として入れている。

表 5-5 に示す ADF 検定の結果より、すべての変数 ($\ln h_2$ を除く) のレベル変数に対して、「単位根あり」という帰無仮説を棄却できない。一方、通常のように、各変数の 1 階の階差をとった系列についての検定結果からすれば、 $\ln y$ と $\ln(K/Y)$ は階差定常になることがわかる。それに対して、KPSS 検定の結果をみると、すべての変数のレベル変数に対する検

¹⁶⁰ 千木・早川・山本 (2011) が指摘しているように、個体間のクロスセクション間の相関が存在するかどうかは単位根検定 (定常性検定) の結果が変わる。そこで、第 1 世代と第 2 世代の単位根検定 (定常性検定) をまとめた。ここで使用する単位根検定 (定常性検定を使用しない) はクロスセクションが独立であるという仮定に基づいたものであるが、第 2 世代の単位根検定 (定常性検定) を用いた分析は今後の一つの課題として残される。

定結果において、「単位根なし」という帰無仮説を棄却できるため、ADF 検定の結果と異なり、すべての変数が非定常であることが確認される。また、各変数の階差値について「単位根なし」という帰無仮説を棄却できず、階差定常になることがわかる。まとめていうと、上述の変数がいずれも $I(1)$ 変数であり、共和分検定を含めた時系列分析を進めることが可能となる。

そして、パネルデータの定常性を調べるために、三つの代表的な検定方法¹⁶¹を利用とする。それぞれが、LLC テスト¹⁶²、IPS テスト¹⁶³、フィッシャー型 ADF テスト¹⁶⁴である。3つの検定方法は表 5-6 で示される。なお、LLC テストと IPS テスト、フィッシャー型テストでの帰無仮説において、帰無仮説を棄却したときの解釈が異なることに注意すべきである。

表 5-6 各単位根検定での帰無仮説

検定式 $\Delta y_{it} = a_{0i} + b_{it} + \rho_i y_{it-1} + \sum_{T=1}^{k_i} \theta_{iT} \Delta y_{it-T} + \mu_{it}$		
単位根検定	帰無仮説	対立仮説
LLC	$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_N = \rho = 0$	$H_1 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_N = \rho < 0$
IPS	$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_N = 0$	$H_1 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_K = 0$ $H_1 : \rho_{K+1} = \rho_{K+2} = \dots = \rho_N < 0$
MW (Fisher)	同上	同上

一方、簡単に言えば、単位根プロセスは各経済主体共通によるか（LLC テスト）、個別主体によるか（IPS テスト、MW テスト）という違いが前提になる。ここで、中国の 31 省のパネルデータと三つのグループのパネルデータについて以上の三つの単位根検定を実施する。それぞれの結果が表 5-7 と表 5-8 に示されている。

表 5-7 パネルの単位根検定結果（全国）

¹⁶¹ その他の検定方法として、Breitung テストと Hadri の定常性検定（帰無仮説は単位根なしという設定）などがある。

¹⁶² LLC テストは Levin, Lin and Chu (2002) によって提唱された検定方法である。

¹⁶³ IPS テストは Im, Pesaran and Shin (2003) によって提唱された検定方法である。

¹⁶⁴ フィッシャー型テストは Maddala and Wu (1999) が Fisher (1932) の考えに基づいて提出した検定方法である。

変数	レベル (外生変数: 定数項+トレンド項)			1階の階差 (外生変数: 定数項+トレンド項)		
	LLC 検定	IPS 検定	Fisher-ADF 検定	LLC 検定	IPS 検定	Fisher-ADF 検定
$\ln y$	6.65	8.849	17.102	-8.046***	-1.051*	78.103*
$\ln(K/Y)$	-0.245	8.434	12.568	-14.989***	-7.996***	171.944***
$\ln h$	1.703	-3.547***	97.949***	-10.656***	-9.969***	206.806***

(出所) Eviews10 の結果より作成。

(注) ***, *は帰無仮説を 1%と 10%水準で棄却することを表している。ラグの次数が自動選択されている。

表 5-8 パネルの単位根検定結果 (東・中・西部)

変数	検定方法	外生変数 (定数項+トレンド項)					
		東部		中部		西部	
		レベル	1階の階差	レベル	1階の階差	レベル	1階の階差
$\ln y$	LLC	3.16	-5.693***	5.963	-5.111***	5.042	-4.328***
	IPS	7.411	-1.323*	4.302	-1.376*	3.754	0.112
	ADF-Fisher	5.578	33.147*	1.249	29.83**	10.275	23.207
$\ln(K/Y)$	LLC	-1.043	-10.394***	-0.276	-7.792***	2.001	-8.672***
	IPS	4.597	-6.375***	3.72	-4.075***	6.507	-3.695***
	ADF-Fisher	3.073	77.913***	4.697	44.52***	3.295	52.606***
$\ln h$	LLC	-5.74***	-11***	-6.25***	-8.478***	-3.436***	-6.487***
	IPS	-1.652**	-5.874***	-2.889***	-6.211***	-2.694***	-6.048***
	ADF-Fisher	32.805*	71.589***	34.51***	63.589***	43.83***	77.53***

(出所) Eviews10 の結果より作成。

(注) ***, **, *は帰無仮説を 1%, 5%, 10%水準で棄却することを表している。ラグの次数が自動選択されている。

まず全国のパネルデータにおける検定結果を見ると、LLC 検定においてすべての変数の水準値では「単位根なし」という帰無仮説を棄却できない¹⁶⁵。なお、IPS 検定と Fisher-ADF

¹⁶⁵ ここで、帰無仮説を棄却しても、すべての経済主体について単位根がないということの意味せず、少なくとも一つの経済主体について単位根がないということの意味することに注意すべきである。

検定の結果より、 $\ln h$ が単位根を持たないという帰無仮説が棄却されている¹⁶⁶。そこでは、どれか一つでも 1%有意水準で帰無仮説が棄却されないとすると、定常ではないという基準を仮定したうえで判断すると、 $\ln h$ が単位根を持つという結果を導くことができる。

一方、1 階の階差をとった系列における検定結果より、この三つの検定では、いずれの変数が定常になることが示されている。つまり、すべての変数が階差定常であり、全国の場合、各変数を $I(1)$ 変数として分析を進めることができる。

そして、表 5-8 に示される地域別の検定結果をみると、各変数の水準値に対する検定結果より、地域別と検定方法にかかわらず、すべての変数 ($\ln h$ を除く) は非定常的な系列であることが明らかとなった。また、一階の階差をとり、東部と中部の場合において、すべての変数に対する検定結果は「単位根なし」という帰無仮説を棄却できるため、階差定常になることがわかる。なお、西部の場合、階差値について LLC 検定のみが階差定常である結果を出している。さらに、 $\ln h$ の場合をみると、1 階の階差をとるか否かにかかわらず、常に定常であることが示唆される。しかしながら、外生変数を定数項にした場合 (ここで検証結果を略す)、レベル変数において、非定常である結果を出せる。なお、実際に、 $\ln h$ は教育と健康のデータによって決まるが、外生変数としてのトレンド項が消えてしまう可能性があるため、ここで $\ln h$ のレベル変数において非定常であると考えられる。

以上のように、全国の場合や地域別の場合においても、レベル変数が非定常で、1 階の階差をとった変数が定常となることが明らかとなった。それぞれの場合において、各変数とも $I(1)$ と仮定し、次節からの実証分析を進める。

5.4 人的資本の外部効果に関するベンチマーク分析

以上のように、教育と健康を含む人的資本水準の再設定と使用データを説明した。引き続き中国の経済成長における人的資本の外部効果が存在するかを検証する。なお、ベンチマーク分析として、本節では時系列データを用いて、人的資本の外部効果が存在するか否かという疑問に対して実証分析を行う。

¹⁶⁶ 松浦・C. McKenzie (2012) は LLC テスト、IPS テストより Fisher 型テストの検出力が相対的に高いと論じたが、千木良・早川・山本 (2011) は IPS テストのほうがよく機能するようであると指摘している。

5.4.1 実証モデルの定式化

前述したように、マクロミンサー型モデルを用いた先行研究では、人的資本の社会的収益率を求め、それをマイクロ研究による私的収益率と比べると、人的資本の外部効果の大きさが導出できる。ただし、ミンサー型賃金関数における経験年数の省略や人的資本と相関を持つ物的資本などの説明変数を考慮に入れないので、マクロミンサー型モデルは人的資本の外部効果を過大推定していると考えられる。それに、Soto (2009) では、マクロミンサー型モデルによる実証結果について長期的人的資本の社会的収益率（マイナス私的収益率）が Lucas (1988) の定義した人的資本の外部性を表さないことが指摘されている。

一方、Lucas が提唱した人的資本の外部性はその収益率に関わらず、0 より大きい場合が正の外部効果、0 より小さい場合が負の外部効果を表している。それに対して、マクロミンサーアプローチでは、主に教育の社会的収益率を中心にし、私的収益率と比べるという手順で、人的資本（正確に言えば教育）の外部効果の大きさを導出するようになる。そこで、Moretti (2004) などでは、マクロミンサー型モデルに外部性を直接に組み入れ、マイクロデータを用いた実証分析を行ったが、ここではそのようなアプローチを考慮に入れないこととする。

これらの先行研究を踏まえて、本節では Lucas (1988) の人的資本外部性モデルを中心にし、さらにミンサー型モデルによる平均人的資本水準の設定を利用し、人的資本の外部効果を検証しようとしている。なお、Lucas による生産関数と異なり、ここでは人的資本蓄積なしということを仮定している。つまり、(5-1) 式を次式のように書き換えるとする。

$$Y_t = AK_t^\alpha (h_t L_t)^{1-\alpha} \bar{h}^\gamma \quad (5-9)$$

なお、この式は (3-8) 式と (4-1) 式における各変数の定義（人的資本の外部効果を表す \bar{h}^γ を除く）と同じである。一方、 \bar{h} は社会全体での平均人的資本水準であり、もし代表的個人を仮定すると、 $h = \bar{h}$ という関係が成立する。そうすると、(5-9) 式を書き換えると、

$$Y_t = AK_t^\alpha h_t^{1-\alpha+\gamma} L_t^{1-\alpha} \quad (5-10)$$

が導出される。そして、資本産出比を導入して、これまで構築してきた実証モデルと同じようにする。つまり、上式は次式のように書き換えられる。

$$\frac{Y_t}{L_t} = y_t = A \left(\frac{K_t}{Y_t} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} h_t^{\frac{1-\alpha+\gamma}{1-\alpha}} \quad (5-11)$$

さらに、(5-11) 式について対数変換をし、次の推定式が得られる。

$$\ln y_t = \ln A + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln \left(\frac{K_t}{Y_t} \right) + \frac{1-\alpha+\gamma}{1-\alpha} \ln h_t + \varepsilon_t \quad (5-12)$$

明らかなように、上式は(3-11)式と(4-6)式に比べると、違うところは2か所がある。それぞれは、人的資本の外部効果の大きさを表した γ と、教育と健康を含む人的資本水準の計測である。そこで、人的資本の外部効果が存在するか否かに関する判断は、 γ の符号によって行われる。

5.4.2 共和分検定の結果

以上のように、人的資本の外部効果の有無に関しては、(5-12)式に基づく検証が必要である。ここでは、通常のように、非定常系列の間に共和分関係が存在するかを調べる必要である。つまり、 $\ln y$ 、 $\ln(K/Y)$ と $\ln h$ の間に長期均衡関係を検出できるかどうかは共和分検定によって判明される。これまで利用してきた2つの検定方法を用い、分析を続ける。その結果が表5-9と表5-10に示されている。

表 5-9 共和分検定の結果 (EG 二段階法)

残差系列	検定方法	外生変数 (定数項+トレンド項)	外生変数 (定数項)
残差系列1 ($\ln h_t$ の場合)	ADF 検定	-3.471*	-3.565**

	KPSS 検定	0.067 < (10%:0.119)	0.067 < (10%:0.347)
	ADF 検定	-3.185*	-3.295**
残差系列 2 ($\ln h_2$ の場合)	KPSS 検定	0.07 < (10%:0.119)	0.069 (10%:0.347)

(出所) Eviews10 の結果より作成。

(注 1) ADF 検定と KPSS 単位根検定を行っており、それぞれの帰無仮説は「単位根あり」、「単位根なし」である。

(注 2) **, *は帰無仮説を 5%, 10%水準で棄却することを示す。

まず EG 二段階法における ADF 検定の結果をまとめた表 5-9 をみると、外生変数の入れ方にかかわらず、(5-12) 式について OLS 推定して得られた残差系列（生存率と平均寿命年数の場合に分けられる）のレベル値における検定結果によれば、「単位根あり」という帰無仮説を棄却できる。そして、KPSS の検定結果からすると、すべてのケースにおいて、「単位根なし」という帰無仮説は 10%の有意水準でも棄却できない。つまり、それぞれのケースにおいて、変数間に一つの共和分関係が存在すると確認できる。

表 5-10 Johansen 型の共和分検定の結果（トレース検定）

帰無仮説	固有値	トレース統計量	有意水準 (5%)	P 値
成人の生存率の場合				
None	0.467	31.366	29.797	0.033
At most 1	0.212	8.742	15.495	0.390
At most 2	0.005	0.176	3.841	0.675
平均寿命年数の場合				
None	0.446	30.684	29.797	0.039
At most 1	0.224	9.417	15.495	0.328
At most 2	0.008	0.301	3.841	0.583

(出所) Eviews10 の結果より作成。

(注) 定数項とトレンド項の扱いについては、3 番（系列はゼロでない平均 t じょ線形トレンドを持ち、共和分方程式は定数項のみを持つ）を選択する。ラグ次数は VAR モデルによって 3 とする。

次に、表 5-10 に示された Johansen 型の共和分検定の結果をみると、それぞれのケースにおいて、「共和分関係なし」という帰無仮説を 5%の有意水準で棄却できることがわかる。なお、「共和分が最大一つある」という帰無仮説ともに棄却できないため、各ケースにおいて変数間に一つのみの共和分関係が存在することが確認される。つまり、二つのア

アプローチによる結果からみると、(5-12)式における各変数間に一つの長期均衡関係を想定して次の分析を進める。

5.4.3 長期均衡式に基づく外部効果の検証

さて、以上の共和分検定の結果によると、各ケースにおいて、一つの長期均衡関係が存在することがわかる。そうすると、これまで利用してきた共和分回帰式の推定方法を再び用いてそれぞれのケースにおける長期均衡式を推定することが可能となる。その推定結果が表 5-11 に示されている。なお、(5-12)式に基づいて、正の人的資本の外部効果が存在することを判断する基準として、平均人的資本水準の係数が 1 より大きいと推定される必要がある。つまり、以上の判断基準は

$$\frac{1-\alpha+\gamma}{1-\alpha} > 1 \Rightarrow \gamma > 0$$

となる。

表 5-11 長期均衡式の推定

説明変数	ケース 1 (生存率)		ケース 2 (平均寿命年数)	
	OLS	FMOLS	OLS	FMOLS
定数項	-2.031 (-13.89)***	-1.962 (-7.534)***	-3.87 (-23.79)***	-4.18 (-21.71)***
$\ln(K/Y)$	0.467 (3.13)***	0.458 (1.767)*	0.304 (2.13)**	0.753 (4.6)***
$\ln h_1$	1.016 (52.06)***	1.016 (28.55)***	—	—
$\ln h_2$	—	—	1.32 (55.38)***	1.31 (45.89)***
α	0.32	0.31	0.23	0.43
$1-\alpha$	0.68	0.69	0.77	0.57
γ	0.015	0.011	0.25	0.18

(出所) EVIEWS10 の結果より作成。

(注) 「***」, 「**」, 「*」はそれぞれ 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

表 5-11 には、健康水準の指標が異なった場合による人的資本水準の果たす外部効果の推定結果が含まれる。まず、成人の生存率と平均就学年数を合わせた人的資本水準の場合をみると、OLS 推定と FMOLS 推定において、各変数の係数が有意に推定されている。なお、物的資本の分配率が同じ水準で推定される一方、人的資本の分配率もそうである。また、平均人的資本水準の推定係数からすると、OLS 推定と FMOLS 推定ともに 1 よりわずかに上回っており、それぞれによる外部効果の大きさは 0.015 と 0.011 となる。ここまでみてきたように、OLS 推定と FMOLS 推定における結果にそれほど差がない。そこでは、人的資本の外部効果がプラスであると推定されたが、この場合には人的資本は生産に大きな外部効果を与えているといえないであろう。

そして、平均寿命年数と平均就学年数を合わせた人的資本水準の推定結果をみると、ケース 1 と同様に、すべての変数の推定係数が有意であることがわかる。ただし、物的資本の分配率からすると、OLS 推定では 0.23 として推定されたが、FMOLS 推定の場合 (0.43) より小さく推定されている。引き続き平均人的資本水準の推定係数と人的資本の分配率を用いて、ケース 2 において人的資本の外部効果に対する検証ができる。その結果、OLS 推定では 0.25、FMOLS 推定では 0.18 として推定されている。明らかにケース 1 より人的資本の外部効果を大きく推定しており、なお物的資本の分配率についても、ケース 2 の結果 (FMOLS 推定) がより妥当であると考えられる。

ところが、ケース 2 における OLS 推定では、物的資本の分配率がより小さく推定され、間接的に人的資本の外部効果を大きく推定するようになった。また、表 5-11 に載せていないが、系列相関が存在するかを検証するための統計量 (D.W. 統計量) をみると、ここでの OLS 推定では、0.257 (ケース 1) と 0.231 (ケース 2) という D.W. 統計量が得られ、それぞれの場合においては、系列相関が存在しない帰無仮説を棄却できない。つまり、その結果より、OLS 推定より FMOLS 推定のほうがより妥当な結果を出している。

以上のように、健康と教育を含む人的資本水準を人的資本外部性モデルに導入して分析した結果、このフレームワークの下で人的資本の外部効果がプラスで存在している。なお、外部効果の大きさに関して、成人の生存率と平均寿命年数のいずれの場合による FMOLS 推定の結果が適切であるかは簡単に判断が付かない。ここでは、その外部効果の大きさは 0.01-0.18 という範囲で推定されたとしておく。

5.5 人的資本の外部効果と中国の地域経済成長格差

以上で行われた時系列分析のように、中国の経済成長（1978—2016）では、人的資本の外部効果は重要な役割を果たしている。その結果をもとに、さらに人的資本の外部効果の大きさによって中国の地域経済成長格差を解釈できるは否かを本節の目的としている。なお、こういった場合、パネルデータ分析を行う必要がある。それに対して、本節では、(5-12)式をもとに、パネルモデルの定式化を説明して、そしてパネル共和分検定を行って、最後に共和分検定の結果に基づく分析を進める。なお、まずは人的資本の視点からみた地域経済成長格差の現状を見ていくことにする。

5.5.1 中国の地域経済格差における現状

本節の実証分析に入る前に、まず人的資本の視点から教育と健康の指標を用いて、人的資本水準と地域経済水準の関係を見出そうとする。なお、これまで用いてきた人的資本の指標として、平均就学年数（教育）、平均寿命年数¹⁶⁷（健康）および両者を合わせた平均人的資本水準があげられる。ここでは、それぞれの指標と地域別の所得水準の関係をみていくことにする（図 5-2、図 5-3 と図 5-4）。

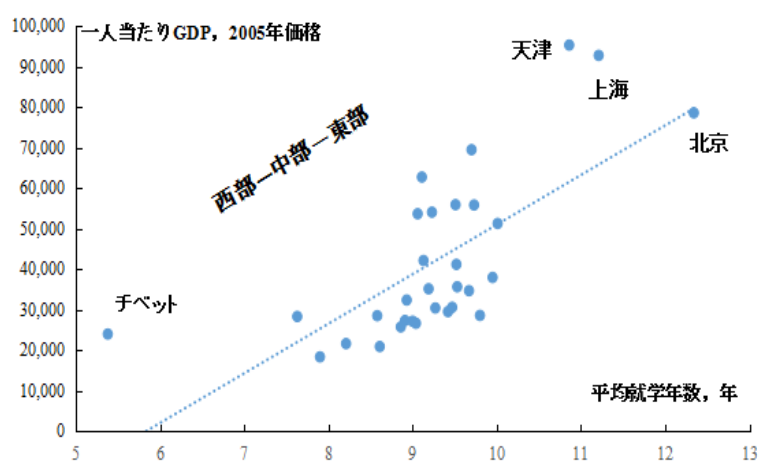


図 5-2 平均就学年数と一人当たり GDP (2015 年)

¹⁶⁷ ここでは、省レベルの生存率についてのデータは公開されていないため、平均寿命年数のみを健康の代理変数としている。

(出所) 『中国統計年鑑 2016』, 「第六回人口センサス統計資料 2010」より作成。
 (注) 一人当たりの実質 GDP は 2005 年の不変価格で換算したものである。

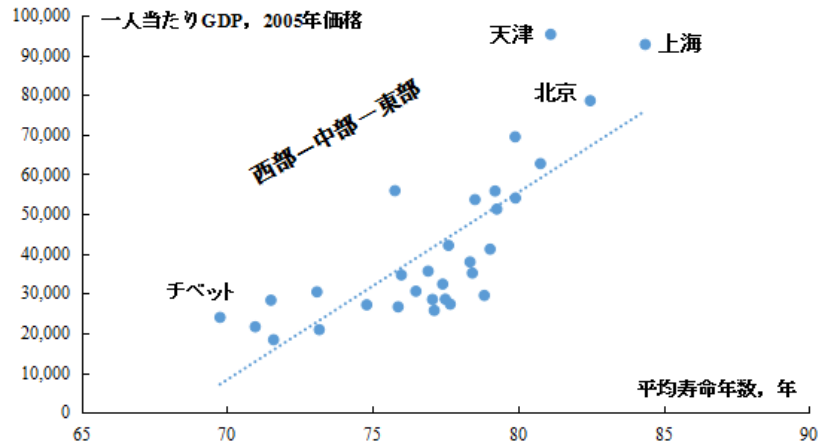


図 5-3 平均寿命年数と一人当たり GDP (2015 年)

(出所) 『中国統計年鑑 2016』より作成。
 (注) 一人当たりの実質 GDP は 2005 年の不変価格で換算したものである。

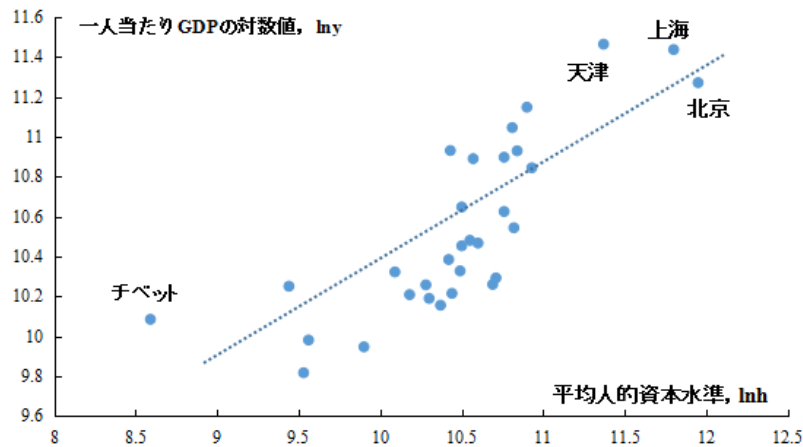


図 5-4 教育と健康を含む人的資本水準と一人当たり GDP (2015 年)

(出所) 『中国統計年鑑 2016』, 「第六回人口センサス統計資料 2010」より作成。
 (注) なお, 教育と健康から人的資本への転換率は, 時系列分析の結果より, それぞれ約 0.3 と 0.1 にする。

まず図 5-2 をみると, 横軸に示された平均就学年数が長い地域において, 一人当たり GDP (所得) がより多いという一般的な傾向にみられる。全体としては, 東部にある省は, 中西部より高い産出水準を実現できる一方, 中部地域は西部地域より成長できると考える。

そして, 健康と一人当たり GDP の関係を描いた図 5-3 をみると, 図 5-2 と同じ傾向にみ

られ、平均寿命年数の長い地域はより高い一人当たり産出水準に達することがわかる。最後の図 5-3 をみると、教育と健康を含む人的資本水準が高ければ高いほど、一人当たり GDP 水準が高くなることが明らかとなった。

以上のように、教育水準であれ健康水準であれ、中西部に比べて東部地域は中国の経済成長の先導役として、人的資本がより重要な役割を果たしていると考えられる。特に、両方を含めた人的資本水準には、内部効果ばかりではなく、外部効果も含まれる。さらに、人的資本水準の差によってもたらされた外部効果の格差が地域経済格差に影響を与えつつあると考える。

5.5.2 パネルモデルの定式化

以上の現状に示されたように、人的資本水準におけるいずれの形態あるいは両方を含めた形態にしても、それが高いほど、一人当たり GDP も高くなるという実態が存在している。なお、これらの図には人的資本の果たす外部効果があるか否かを明白に示していない。それを明らかにするために、省レベルにおけるパネル分析を行い、正の人的資本の外部効果が存在するか否かを考察する。存在するのであれば、その大きさの差によって地域経済成長格差を説明できることが判明する。

常に、時系列モデルからパネルモデルに書き換えるとき、時間 t のほか、セクション数を表す i を各変数の添え字とする。つまり、(5-12) 式は次のように書き換えることができる。

$$\ln y_{it} = \ln A_i + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln \left(\frac{K_{it}}{Y_{it}} \right) + \frac{1-\alpha+\gamma}{1-\alpha} \ln h_{it} + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (5-13)$$

ここで、 t 時点において、中国の各地域 i (=北京、天津、...、寧夏、ウイグル自治区を含む 31 省) の一人当たり所得の格差が資本産出比、一人当たり人的資本ストック (あるいは平均人的資本水準) 及び他の要因の差 (全要素生産性など) によって決定されることがわかる。 η が省間の異質性を表し、個別効果 (individual effect) と呼ばれる。その異質性

は時間を通じて変化しないことが前提とされ、 η と ε の間には相関がないものとする¹⁶⁸（つまり、 $Cov(\eta_i, \varepsilon_{it})=0$ ）。

なお、パネルモデルを推定する際、固定効果推定法や変量効果推定法などの推定がよく利用されている。それに対して、第3節で述べてきたとおり、パネルモデルを推定する前に、時系列データの定常性確認と同様に、パネルデータについても定常性を確認する必要がある。一方、すでにパネルデータについての単位根検定の結果（表5-7と表5-8）より、(5-13)式における各変数は全国と地域別のいずれの場合も非定常であり、階差定常になることがわかった。これらの結果に基づき、次から変数間に長期均衡関係の有無に関する共和分検定を実施する。また、そこで得られる結果より、さらなる分析手順を決めると考える。

5.5.3 パネルの共和分検定¹⁶⁹

パネル単位根検定の結果をもとに、(5-13)式をそのまま定常なパネル分析で推定すると、同じく見せかけの回帰になる可能性もある。そこでは、時系列の共和分検定の考え方に基づくパネル共和分検定が開発され、時系列における共和分検定をパネルモデルへと拡張されている。

一方、よく利用されている共和分検定の方法はペドロニーテスト¹⁷⁰、カオテスト¹⁷¹、フィッシャー型テスト¹⁷²である。ここでは、ペドロニーテストとカオテストを用いて、(5-13)式における3変数について共和分検定を行う。ただし、常数項とトレンド項という外生変数に対応しないカオテストについては、ここで個別効果による結果しか出せない。なお、全国の場合と地域別の場合に分けて共和分検定を行うことによって、それぞれの結果が表

¹⁶⁸ 一方、誤差項については系列相関も不均一分散もないと仮定している。

¹⁶⁹ 白仲林（2009）のまとめたパネルデータ共和分検定の理論研究によって、共和分検定の基本的なアイデア（Engle-Granger型とJohansen型）、帰無仮説の設定（共和分関係なしとあり）、共和分検定式の構造の安定性（構造変化なしとあり）と区別される。ここで使用するパネル共和分検定は主にKao検定、Pedroni検定とJohansen型検定であるが、これらの検定はクロスセクション間の相関がないという前提として行われている。ただし、他の検定方法に対する操作はEviewsによって提供されていないため、ここで省略している。

¹⁷⁰ ペドロニーテストはPedroni（1999, 2000, 2001）によって提唱された共和分検定方法である。

¹⁷¹ カオテストはKao（1999）によって提案された検定方法である。

¹⁷² フィッシャー型テストはMaddala and Wu（1999）によって提出され、フィッシャー型単位根テストと同じ考え方に立つ方法である。EviewsではこのテストをJohansen型共和分検定を利用して行う。

5-12 と表 5-13 に示されている。

表 5-12 共和分検定の結果（全国）

ペドロニーテスト	外生変数（常数項）		外生変数（常数項＋トレンド項）	
	統計量	P 値	統計量	P 値
1. Panel v-Statistic	0.687	0.246	382.186	0.000
2. Panel rho-Statistic	0.862	0.806	3.523	1.000
3. Panel PP-Statistic	-3.608	0.000	1.432	0.924
4. Panel ADF-Statistic	-4.757	0.000	-1.887	0.030
5. Group rho	2.725	0.997	4.912	1.000
6. Group PP-Statistic	-5.234	0.000	-0.624	0.266
7. Group ADF-Statistic	-6.257	0.000	-3.044	0.001
カオテスト	t 値	P 値	なし	
ADF	-9.590	0.000		

（出所）Eviews10 より作成。

表 5-12 は全国の場合における分析結果を表している。ペドロニーテストとカオテストにおける帰無仮説は検定系列に共和分がないということである¹⁷³。まず、Pedroni（2001）が開発した七つの共和分検定の結果をみると、個別効果（常数項）だけを含む場合と個別効果とトレンドを含む場合の結果が異なる。前者では、七つの検定結果による P 値からみると、そのうちの四つの統計量（Panel PP-Statistic, Panel ADF-Statistic, Group PP-Statistic, Group ADF-Statistic）に対する仮説検証では、帰無仮説を 1%有意水準で棄却できる。それに対して、常数項とトレンド項を外生変数とした場合において、そのうちの二つの統計量（Panel v-Statistic, Group ADF-Statistic）に対する仮説検証では、帰無仮説を 1%有意水準で棄却できるが、Panel ADF 統計量に対する仮説検証が、5%有意水準で棄却されている。

そして、カオテストの推定結果をみると、ADF 型の推定量は-9.59、P 値は 0.000 であることがわかる。したがって、共和分が存在しないという帰無仮説を 1%有意水準で強く棄却できる¹⁷⁴。以上のように、いずれの検定方法において、変数間の長期均衡関係の存在を強く示唆する結果が導出された。

¹⁷³ ここで、時系列の共和分検定と異なり、共和分ベクトルが存在するかを検証しているが、時系列の共和分検定と同じように理解しやすくするため、ベクトルという文字を省略していることに注意してほしい。

表 5-13 共和分検定の結果（東・中・西部）

ペドロニーテスト	外生変数（常数項＋トレンド項）					
	東部		中部		西部	
	統計量	P 値	統計量	P 値	統計量	P 値
Panel v-Statistic	268.540	0.000	148.823	0.000	270.038	0.000
Panel rho-Statistic	1.490	0.932	1.969	0.976	2.360	0.991
Panel PP-Statistic	-1.570	0.058	1.316	0.906	1.570	0.942
Panel ADF-Statistic	-2.410	0.008	0.295	0.616	-1.631	0.051
Group rho	2.382	0.991	2.842	0.998	3.294	1.000
Group PP-Statistic	-1.522	0.064	0.074	0.530	0.393	0.653
Group ADF-Statistic	-2.722	0.003	-0.045	0.482	-2.251	0.012

（出所）Eviews10 より作成。

引き続き地域別の場合における検定結果を示した表 5-13 をみてみよう。なお、ここで外生変数を常数項とトレンド項とするため、カオテストの使用ができなくなる¹⁷⁵。そして、ペドロニーテストの結果を見ると、7 つのパターンにおいて、共和分がないという帰無仮説を棄却できるのは Panel v（1%有意水準，東・中・西部），Panel PP（10%有意水準，東部），Panel ADF（1%有意水準，東部;10%有意水準，西部），Group PP（10%有意水準，東部）Group ADF（1%有意水準，東部;5%有意水準，西部）である。そのうちに、Panel v 統計量における仮説検証結果を採用とすると、地域別内部においても長期均衡関係が存在していると考ええる。

つまり、全国や地域別の場合において、各変数は長期的に安定した均衡関係にあることを確定した。そこで、パネルのダイナミック最小二乗法（Panel DOLS）¹⁷⁶あるいはパネルの完全修正最小二乗法（Panel FMOLS）を用いて、一般のパネルの推定手法（OLS，FE）より一致推定量を導出できる¹⁷⁷。

¹⁷⁵ 紙幅のため、ここで個別効果しか取り扱っていないカオテストの結果を示さないが、結果上では個別効果のみを考慮したケースにしも、各グループ内でパネル共和分関係が存在するということである。

¹⁷⁶ Kao and Chiang (2000)，Mark and Sul (2003)などを参照せよ。

¹⁷⁷ ただし、共和分関係がある場合、OLS 推定を実施しても、見せかけの回帰にならないことに注意すべきであるが、推定バイアスが生じる可能性が高くなる。

5.5.4 パネル長期均衡式の推定（全国）

人的資本と中国の経済成長に関する先行研究において、Lucas の人的資本外部性モデルに基づくパネルの共和分回帰を行った実証研究はほとんど見当たらない。一方、多くのパネルデータを用いた先行研究では、主に静学的パネルモデル¹⁷⁸が採用されてきたが、パネルデータの定常性について明白にされていない。むしろ、非定常パネルデータ分析を OLS で実施すると、共和分関係が存在するとしても、バイアスの推定結果を導出する可能性が高い。したがって、ここでは、ベンチマークとした OLS 推定の結果を提示するとともに、パネル FMOLS¹⁷⁹を中心にした結果を表 5-14 のように提示する。

表 5-14 パネル長期均衡式の推定結果

説明変数	推定方法			
	OLS	FMOLS		
		Pooled	Pooled (Weighted)	Group-Mean
$\ln(K/Y)$	1.151 (11.697) ***	0.082 (0.394)	0.774 (37.345) ***	0.17 (1.539)
$\ln h$	0.844 (26.911) ***	3.34 (18.356) ***	1.898 (71.772) ***	2.484 (26.458) ***
定数項	0.184 (0.528)	-	-	-
α	0.54	0.08	0.44	0.15
$1-\alpha$	0.46	0.92	0.56	0.85
γ	-0.07	2.15	0.5	1.26

(出所) Eviews10 より作成。

(注 1) ***は 1%の有意水準で有意であることを示す。また、括弧内は t 値を示す。

(注 2) パネル FMOLS 推定において、定数項の推定係数が Eviews10 によって報告されていない。

¹⁷⁸ たとえ動学的パネルモデルを用いるとしても、定常的なデータ系列が前提となっている。

¹⁷⁹ なお、Kao and Chiang (2000) で示されるように、パネルデータを用いた長期均衡式の OLS 推定にはバイアスが存在する可能性が高い。そこで、パネルのダイナミック OLS 推定を提唱し、OLS 推定、FMOLS 推定との比較を行った。彼らによって、DOLS 推定の結果はより望ましいと示されているが、Dreger and Reimers (2005) は FMOLS 推定と DOLS 推定による結果が漸近的に等しいことを指摘している。

表 5-14 には OLS の推定結果に加えて、FMOLS における 3 パターンの推定結果が含まれている¹⁸⁰。まず、OLS 推定の結果をみると、すべての推定係数がプラスとなったが、定数項の推定係数が有意ではない。さらに、資本産出比と平均人的資本水準の推定係数から人的資本の外部効果の大きさを算出したところ、マイナス (-0.07) の外部効果となった。そこで、すべての推定係数が有意でないため、非定常パネルデータ（共和分関係が存在するにも関わらず）について OLS 推定を実施すると、推定バイアスが発生する可能性が高いと考える。

そして、パネル FMOLS 推定の結果をみると、ウェイトした FMOLS 推定の結果のみにおいて、すべての推定係数が有意にプラスとなっている。それに対して、プールした FMOLS 推定とグループ平均 FMOLS 推定では、すべての推定係数がプラスであったが、資本産出比の推定係数はともに有意ではなかった。しかも、推定された資本産出比の係数がかなり小さい。さらに、この 3 パターンの推定結果によって、人的資本の外部効果が導出される。それぞれは 2.15、0.5 と 1.26 として推定された。ただし、プールした FMOLS 推定とグループ平均 FMOLS 推定結果の信頼性に疑問があるため、ここで得られた外部効果も信用できなくなる。その結果、パネル分析に基づいた人的資本の外部効果が 0.5 として推定されている。

一方、時系列分析結果 (0.18) に比較すると、パネル分析では約 3 倍ほど大きい外部効果を導出したことが明らかとなった。そこでは、パネル分析の対象期間は 2002-2015 であるため、時系列分析の対象期間より短いことで、この対象期間における人的資本の外部効果はより大きいとして推定されうる¹⁸¹。

5.5.5 パネル長期均衡式の推定（地域別）

¹⁸⁰ それぞれは、Pooled FMOLS (Phillips and Moon, 1999)、Weighted FMOLS (Pedroni と Kao and Chiang, 2000) 及び Group-Mean FMOLS (Pedroni, 2001) である。なお、Pedroni (2001) より、グループ平均 FMOLS 推定では各変数をグループ内 (Within group) 変換して、個別効果を消去したうえで、変換後の変数を用いて各経済主体に FMOLS 推定を行い、経済主体ごとに共和分ベクトルのパラメータを導出した後、これらのパラメータの平均値を取り、パネル共和分ベクトルを求めるといった手法が挙げられる。そこで、Pooled FMOLS 推定と Weighted FMOLS 推定より Group-Mean FMOLS 推定の対立仮設のほうが制約が緩く、より現実的であると考えられる。ただし、Group-Mean FMOLS 推定は必ず Pooled FMOLS と Weighted FMOLS より正しい結果を導出できるといえないであろう。

¹⁸¹ 言い換えると、中国の経済成長における人的資本の外部効果は時間とともに大きくなるという可能性があるため、2002-2015 における外部効果が 1978-2016 より大きくなることもあり得る。

以上のように、パネル分析に基づく人的資本の外部効果の検証では、中国の経済成長（2002–2015）では、人的資本の外部効果が相当に大きい影響を持っており、重要な役割を果たすように示されている。さらに、人的資本の外部効果によって、地域経済格差を説明しようとするため、地域別のパネル分析が必要となる。なお、表 5-14 に示された結果と異なり、地域別のパネル分析においては、プールした FMOLS とウェイトした FMOLS の結果のみを提示する。その結果が表 5-15 に示されている。

ここでは、プールした FMOLS とウェイトした FMOLS の結果のみを提示している。まず、東部の推定結果をみると、二つの手法による推定係数がともに有意にプラスとなり、それによる人的資本の外部効果も同じ水準となっている。なお、全国水準（0.5）より上回ったことが明らかとなった。次に、中部と西部の結果をみると、ウェイトした FMOLS の結果のみにおいて、すべての推定係数が有意にプラスとなった一方で、資本産出比の推定係数が有意ではなかった。そこで得られた人的資本の外部効果（1.38 と 1.67）は信用できないと判明される。それゆえに、ウェイトした FMOLS の結果に基づいて、中部と西部の外部効果はそれぞれ 0.27、0.23 として推定される。

表 5-15 パネル長期均衡式の推定結果

説明変数	東部		中部		西部	
	Pooled	Weighted	Pooled	Weighted	Pooled	Weighted
$\ln(K/Y)$	0.572 (3.089) ***	0.655 (15.77) ***	0.168 (0.807)	1.298 (31.88) ***	0.181 (0.87)	1.402 (45.03) ***
$\ln h$	1.995 (15.70) ***	1.891 (48.61) ***	2.606 (11.91) ***	1.608 (23.58) ***	2.812 (15.87) ***	1.544 (34.58) ***
α	0.4	0.39	0.14	0.56	0.08	0.58
$1-\alpha$	0.6	0.61	0.86	0.44	0.92	0.42
γ	0.53	0.54	1.38	0.27	1.67	0.23

(出所) Eviews10 より作成。

(注) ***は 1%の有意水準で有意であることを示す。また、括弧内は t 値を示す。

そして、人的資本の外部効果の大きさによって地域経済格差を解釈できるか否かについては、それぞれのケースによる γ の値を比較すれば良い。なお、それを比較する前に、平均人的資本水準の推定係数を比較してみる。同じくウェイトした FMOLS の結果をみると、東部から西部まではそれぞれ 1.89, 1.61, 1.54 の推定係数を持つという実証結果がわかった。そこで、生産関数におけるインプリケーションとしては、他の条件を一定とした場合、平均人的資本水準（教育と健康を含む）が 1%上昇すると、中部と西部地域における一人当たり GDP がそれぞれ約 1.6%, 1.5%の上昇に達するが、東部地域の 1.9%より下回っている。

最後に、人的資本の外部効果を表すパラメータ γ の値をみると、東部>中部>西部という順位がわかっており、中部と西部より東部は 2 倍大きい外部効果を持つという実証結果となる。ここでは、全国水準と比べると、中部と西部地域における人的資本の外部効果はより小さいと示される。なぜならば、中部と西部地域では主に物的資本投入によって経済を成長させる一方、東部より人的資本投入が少ないために、東部に比べて平均人的資本水準が低いからであると考ええる。

以上のように、人的資本の外部効果が強い東部地域に対して、初期時点（改革開放初期）で遅れた中西部地域は、高い人的資本水準を持つ東部のような技能水準のマッチングが欠如する。そうすると、中西部から東部への労働者（特に高技能労働者や技術者など）の流出（いわば頭脳流出）が起きる可能性が高くなるため、東部の平均人的資本水準がより速く上昇する。さらに、東部における人的資本の外部効果をより一層拡大させ、中西部との外部効果の差による経済格差が大きくなり、ますます中西部が東部にキャッチアップできなくなる。

5.6 おわりに

本章では、Lucas の人的資本外部性モデルを取り上げて、時系列分析及びパネル分析を通じて、中国の経済成長において人的資本の外部効果が存在するか否かに対する検証を行った。さらに、人的資本の外部効果によって地域経済成長格差を解釈できるかどうかを検証した。ここでは、実証分析のまとめ及び得られた結果は以下ようになる。

まず、ベンチマークとした時系列分析から、教育と健康を含む人的資本水準の構築によ

って、人的資本の外部効果が存在していると判明された。なお、健康の指標によって、外部効果の大きさが異なる。具体的にいえば、生存率を用いた場合、人的資本の外部効果が0.01であったのに対して、平均寿命年数を用いた場合には0.18の外部効果の大きさが導出された。

そして、省レベルのパネルデータを用いて、全国および地域別（東部・中部・西部）にパネル分析を行った。なお、時系列分析と同様に、パネルデータについて定常性の確認が必要であるため、パネル単位根検定を実施したところ、パネルデータ系列は非定常であることが判明された。さらに、パネル共和分検定を行い、全国および地域別のケースにおいても、変数間に一つの共和分関係（長期均衡関係）が存在することを確認できた。

最後に、パネル共和分検定の結果をもとに、パネル長期均衡式に基づく外部効果の検証を行った。全国の場合には、人的資本の外部効果は0.5であり、時系列分析の0.18より約3倍大きくなった。そして、地域別の場合には、東部から西部までは0.54、0.27と0.23となり、人的資本の外部効果が強い東部では、中西部よりもっと成長できるとして認められる。しかも、現実の状況に照らして考えると、人的資本の外部効果の視点からますます東部と中西部における経済格差が縮小できなくなる。

以上のように、人的資本の外部効果が中国の経済成長において重要な役割を果たしている一方で、地域経済格差の一つの要因としてみなされることも可能となる。なお、本章で用いた人的資本水準には教育と健康のみが含まれており、ほかの要因を考えると実証結果がどう変化するのかということについては、今後の一つの課題としたい。

第 6 章 人的資本に基づく研究開発投資と中国の経済成長 に関する考察

6.1 はじめに

これまでの章において、教育と健康を中心にする人的資本およびその果たす外部効果と中国の経済成長との関係を定量的に考察した。そこで、人的資本を生産関数モデルに組み入れて、生産性の上昇（もしくは所得水準の上昇）に対して人的資本の果たす役割（いわゆる直接効果）を強調してきた。そこで、いずれも定義した生産関数における技術進歩を示す TFP の中身について、人的資本の視点から何らかの説明を与えようとした。これまで採用したモデルにおいて、技術水準を外生的に一定としたが、それは人的資本の果たす役割を通じて長期的経済成長を説明しようという Lucas などの理論モデルに基づいていた。

そして、TFP の中身を説明するもう一つの方法として、Romer (1990) , Grossman and Helpman (1991) と Aghion and Howitt (1992) によって提唱された研究開発 (R&D) モデルがあげられる。これらのモデルにおいて、企業の意図的な R&D 活動を通じて新技術や

イノベーションをもたらすことによって、持続的な長期経済成長が可能となる。一方、彼らのモデルの中で、技術水準の上昇は、主として政府および民間企業による R&D 投資を通じて誘発され、なお R&D 投資は研究費と研究者数で測られている。さらに、R&D を通じた技術水準の上昇により、長期的な経済成長が実現することが示唆される。

一方、序章においても、最近中国では「新常态」経済成長パターンへの転換を図るために、多くの側面から「新常态」の意味を解明している。その中で、人的資本水準の上昇と技術進歩によって生産性の向上を促進させるようになる。なお、これまでの章においては、技術水準を一定とし、人的資本の果たす役割を過大評価しているかもしれない。したがって、本章では、人的資本に基づく研究開発の視点から技術水準への影響を考慮し、経済成長との関係を考察する。

本章の構成は以下のとおりとなっている。次の第 2 節では研究開発と経済成長に関する先行研究をサーベイする。第 3 節では中国の研究開発の動向をいくつかの指標で説明し、先進諸国との比較を行う。第 4 節では実証分析のフレームワークを説明する。そして第 5 節では実証分析を行い、推定結果を解釈する。さらに第 6 節では、パネルデータを用いて実証分析を行い、R&D 投資の格差が地域経済格差を解釈できるか否かを検証する。最後の第 7 節では結論部分であり、本章の内容と結果を要約する。

6.2 研究開発と経済成長に関する先行研究

新古典派成長モデルは、外生的技術進歩を成長のエンジンとして重視しているが、Romer (1990) らは、技術進歩が内生的に与えられた成長モデル（研究開発モデル）を提案している。そこで、技術進歩は研究開発活動によって促進される。要するに、経済成長（或いは一人当たりの所得上昇）は生産性の上昇によってもたらされ、そして R&D 活動を通じた技術の改善（或いは新技術の創出）などが生産性を上昇させる。したがって、研究開発が経済成長へ影響するメカニズムを理解するために、本節では研究開発と経済成長に関する先行研究をサーベイし、後述の実証分析に役立つ情報を提示する。

6.2.1 研究開発投資とその決定要因

人的資本に基づく研究開発がどのように経済成長に影響を及ぼすかを検討する前に、まず研究開発投資及びその決定要因について説明する。数多くの研究から、研究開発（Research and Development, R&D）とは、知識或いはアイデアの蓄積をもとに新製品の開発や生産方法の改善など新技術の開発を目的とした基礎研究、応用研究から開発研究に至るというプロセスであることがわかる¹⁸²。新技術を創出するには R&D 投資が必要である。そこでは、ほとんどの R&D 活動は利潤の最大化を目指す民間企業によって行われ、政府が一定の資金援助や特許制度の整備などを提供している。なお、R&D 活動には不確実性が存在し、すなわち R&D 投資を行っても必ず収益を獲得することが保証されない。それにもかかわらず、R&D 投資が経済成長率にプラスの影響を与えるという理論的な仮説が経験的証拠によってほぼ支持されている。

一方、マクロレベルでの R&D 投資の産出及び全要素生産性（TFP）に対する重要性が Helpman（2004）によって指摘されている。そこでは、R&D 投資のパフォーマンスの一つとして、研究開発強度（R&D intensity, つまり R&D 支出の対 GDP 比率）¹⁸³および研究者数という指標があげられる。これらの指標を用いた実証研究は一般的であるので、R&D 活動と経済成長の関係を実証分析する代理変数として認識されている。

また、R&D 投資は研究開発費（つまり R&D 支出）を意味するため、まず R&D 支出の決定要因をみてみよう。周知のとおり、R&D 支出は企業の分（私的）だけでなく、国の分（公的）からなっているが、企業が R&D 支出の主体である。なお、企業に対して R&D 支出の大きさはそれに伴うより多くの利潤が得られるかどうかによって決定されるが、ほかの要因も考案されている。OECD（2006）では、以下の六つの要因があげられている。

- (1) 反競争的な製品市場規制の減少
- (2) 安定したマクロ経済条件と低い実質利子率
- (3) 利用できる内部資金と外部資金
- (4) 公的研究セクターの拡大
- (5) 租税負担の軽減

¹⁸² OECD（2015）を参照されたい。

¹⁸³ 研究開発強度には2つのタイプがある。一つ目は直接研究開発強度であり、R&D/GDP であらわされる。2つ目は間接研究開発強度であり、投入—産出表で計測される。なお、R&D に従事する労働者/総労働者という指標も一つの直接研究開発強度と考えられる。

(6) 外国の R&D 成果の吸収

そして、Weil (2013) は企業の直面する R&D 支出の決定要因を利潤志向として考えるだけでなく、「創造的破壊」という可能性も考えている¹⁸⁴。これらの要因から、企業の R&D 支出の拡大がもたらされる。他方で、政府負担の R&D 支出が相対的に少ないが、依然として重要である。そのうち、公的機関（研究開発機構など）と大学への支出がより多く、R&D 活動に従事する企業への補助もある。つまり、公的機関や大学の R&D 活動を通じても新技術の創出が可能となると考えられるため、公的機関や大学における人的資本の質が高いほど、政府は R&D 支出を増やそうとするだろう。

他方で、R&D 支出の果たす役割が実証研究によって確認されるが、その影響のメカニズムに関する理論研究（特に内生的成長理論研究）がほとんど行われていない。それに対して、内生的成長モデルにおいて R&D 活動の大きさと技術進歩率には関係があると認められ、そこで R&D 活動に従事する人口（或いはその人口の増加率）を理論モデルへの導入することが試みられてきた。

以上のように、R&D 水準を決定する要因として、R&D 支出の規模と R&D に従事する研究者数等があげられる。さらに、研究者自身の人的資本水準も一つの重要な要因であると考えられる。そして、上述した R&D 支出の決定要因から、研究者の人的資本水準や数をどのように決定するかが導かれる¹⁸⁵。なお、一般的に研究者はより高い水準の人的資本を持つ労働者であると想定している。

まず、R&D 支出の主体別では、企業で R&D 活動に従事する人口がより多い。そこで、利潤の最大化を追求する企業にとって、R&D 支出を増やすだけでは新技術の創出が不確実性で保証されない一方、その資金をしっかりと運用できる研究者が少なくなると、なかなか新技術を創出できないだろう。それゆえに、R&D 支出で購入した先進国の新技術（いわゆる導入技術）を吸収して、自国の技術開発に役立つために、R&D 支出の増大が必要であるとともに、研究者の人的資本水準を上昇させたり、研究者数を増やしたりする必要でもある。

そして、教育と健康という形態の人的資本水準も関係する。一般的に、研究者になるた

¹⁸⁴ 片山 (2015) は Weil (2013) によって考案された四つの研究開発投資の決定因をまとめている。

¹⁸⁵ 先行研究モデルから、企業の独占度（独占的な利潤）、パテント（特許）期間の長さ、利子率の水準や企業への課税、補助金などが R&D 部門への労働配分率（研究者の対労働人口比率）に影響を与えると示唆されている。

めには、高等教育（大学，とくに大学院）を受ける必要がある。仮に高等教育を受ける人口が次第に減少すると，（研究者の対労働人口比率が一定）研究者になれる人口も少なくなり，研究者の人的資本水準の上昇も保証できなくなる¹⁸⁶。つまり，教育という形態の人的資本水準が高いほど，研究者はより高い導入技術の吸収能力や自主開発能力を身に付けられる。一方，第4章で述べてきた健康資本も研究者の人的資本水準に影響している。健康という形態の人的資本水準の高い研究者は，心理的にも肉体的にも健康的であり，R&D活動をより効率的に実施できる。

6.2.2 R&D投資と経済成長に関する理論研究

第2章でも述べたが，Romer（1986）とLucas（1988）をはじめとした内生的成長理論（或いは新しい成長理論）では，技術進歩と経済成長のプロセスそれ自体が経済システムの内生的成果とみなされる。つまり，知識（Romer）或いは人的資本（Lucas）の導入で，想定したそれぞれの外部効果の存在があれば，新古典派成長理論による外生的な技術進歩が発生しなくても，一人当たり所得の持続的成長（長期的な経済成長）が実現するようになる。なお，Grossman and Helpman（1994）において，利潤の最大化を追求する企業によって技術進歩のためにR&D投資が長期的な成長過程で重要な役割を果たすということが指摘されている。そこでRomer（1986）やLucas（1988）の研究は技術進歩に関する仮定が事実と一致しないので，そのあと研究開発モデルが提案された。

そして，知識や人的資本を含めた内生的成長（第1の波）に対して，研究開発を通じたイノベーションによる内生的成長は，内生的成長理論の第2の波に属している。その中で代表的な研究はRomer（1990），Grossman and Helpman（1991）とAghion and Howitt（1992）である。これらの研究においては，企業のR&D活動がモデルに組み込まれ，それを通じた技術進歩で内生的な経済成長を実現するような共通の結論が導き出されている。ただし，

¹⁸⁶ 実際には，R&D部門においても，人的資本の外部効果が存在し，研究者数の減少や人的資本水準の低下はその外部効果に影響し，外部効果が次第に小さくなる可能性もある。

Romer (1990) によって提唱されたイノベーション→財の種類拡大→生産性の上昇というメカニズムと異なり、Grossman and Helpman (1991) と Aghion and Howitt (1992) はイノベーション→財の品質の向上→生産性の上昇というメカニズムを提唱している。

ところが、Jones (1995) は現実のデータを用い、ローマーらの成長モデルにおける規模効果が観察されないという批判をしている¹⁸⁷。そして Jones (1995) をはじめ、Kortum (1997)、 Segerstrom (1998) などは非現実的な規模効果を消去したモデルを提案している。なお、紙幅の都合上、ここでは研究開発に関する理論研究の経済分析を詳しく説明せず、主に Romer (1990) と Jones (1995) の研究開発と人的資本に関する設定を説明する。

まず、Romer (1990) の R&D 部門は以下のように設定される。つまり、新しい知識（或いは新デザイン） ΔA の生産関数は、

$$\Delta A = \delta H_A A \tag{6-1}$$

と表される¹⁸⁸。ここでは、 δ は正のある定数であり、技術開発の効率性を表す。 A は過去に発見された知識ストック（つまり既存の知識ストック）、 H_A は R&D 部門に従事する研究者（高い水準の人的資本）を表している。なお、ここで示していないが、ローマー・モデルの生産部門に投じられた人的資本は H_Y であり、資源制約条件として人的資本ストックの総量は $H_T = H_Y + H_A$ のように与えられる。つまり、(6-1) 式から新知識の発見は R&D 部門に投入された人的資本ストックの量と既存の知識ストックに依存して決まる¹⁸⁹。

そして、(6-1) 式を書き換えると、知識ストックの増加率（技術進歩率や TFP の成長率とも呼ばれる） $g_A = \Delta A/A = \delta H_A$ は、その時点における R&D 部門に投入された研究者数に依存して決まる。 H_A の増大は（ H_Y 一定）人的資本ストックの総量 H_T の増大をもたらしており、後者は均衡成長率¹⁹⁰を上昇させることが Romer (1990) によって導き出され

¹⁸⁷ 彼は第2次大戦後のアメリカを対象にして、研究者の対労働人口比率が50年ほどの間に約3倍上昇し、実質 GDP の年平均成長率が約2%であったという現状を指摘した。なお、ローマー・モデルにおいて恒常成長率は研究者の対労働人口比率の上昇とともに長期的な上昇傾向を示せるはずであると示唆されている。そのため、ローマー・モデルによる規模効果が存在するかに対する疑問が残される。

¹⁸⁸ 三野 (2013) は (6-1) 式の設定において、既存知識の外部効果は経済全体の知識ストック A ではなく、平均的な知識ストック A/L に依存すると、規模効果を消すことが可能であると論じている。

¹⁸⁹ なお、Romer が仮定しているように、研究開発のコストは研究者を雇用するための賃金コストであり、そして既存の知識ストック A は公共財としての性質をもっている。

¹⁹⁰ Romer (1990) によって導出された均斉成長均衡における成長率は

た。このことは、人的資本ストック H_T が均衡成長率に対して規模効果を持つことを意味しているが、相対的に少ない人的ストックを持つ経済では、成長が中々起こらないため、長期的経済成長が困難となることも示唆している。

仮に R&D 部門に投入された人的資本の量を一定とすると、経済が δH_A の率で持続して成長することがすでにローマー・モデルによって示唆された。一方、ローマー・モデルにおいて存在している規模効果は、(6-1) 式によって解釈され、より多くの研究者を持つ国がより速く成長できるということである。しかしながら、現実のデータからみれば R&D モデルによって示唆された結論に対して、現実に反する結果が得られた (Jones, 1995)。したがって、規模効果を除外するために、Jones (1995) は (6-1) 式を以下のような形で書き換えている。

$$\Delta A = \delta H_A^\lambda A^\phi \quad (6-2)$$

ここでは、(6-1) 式と異なったところは、(6-2) 式においてパラメータ λ と ϕ の導入である。そして、Jones (1995) はこの二つのパラメータについて、それぞれの範囲および値の解釈を呈している。

まず、Jones (1995, 2013) は R&D の平均的生産性はその時点における研究者数と関連していると考え、 λ は 0 より大きいという範囲がほぼ決まりであると意識している。なお、 λ は 1 と等しくなる場合、ローマー・モデルの設定と同じであるため、主に $0 < \lambda < 1$ と $\lambda > 1$ が想定される。ただ、そこで Jones (1995) はより多くの人々が R&D に携われれば、彼らによる研究努力の重複が生じやすくなると指摘し、 $0 < \lambda < 1$ と仮定する。

次に、パラメータ ϕ について、ローマーは三つの可能性があることを指摘している。 $\phi > 0$ の場合、過去の知識が現在の R&D の生産性を高めるような状況を表すことになる。一方、 $\phi < 0$ の場合は、時間の経過とともに新しい知識を発見するのが困難になる「フィッシング・アウト」状況に対応する。そして、 $\phi = 0$ の場合は、以上の二つの効果がちょうど相殺するような状況を示す。

$g_y = g_A = \delta H_A = \frac{(\alpha + \beta)(1 - \alpha - \beta)\delta H_T - \alpha\rho}{\sigma\alpha + (\alpha + \beta)(1 - \alpha - \beta)}$ (α, β : 人的資本と労働力の分配率, ρ : 家計の主観的割引率, σ : 相対的危険回避係数) で表される。明らかに、均斉成長率の大きさは R&D に投入した人的資本 H_A (研究者数) の増加関数とみなされる。

なお、 $0 < \lambda < 1, \phi > 0$ と仮定して分析を進めることが一般的である¹⁹¹。その結果、Jonesモデルにおいて、ローマー・モデルに存在する規模効果が除外され、さらに長期の経済成長率は $g_y = g_A = \lambda n / (1 - \phi)$ として導かれる。なお、結局、長期の経済成長率は知識の生産関数のパラメータとR&Dに従事する人数の増加率¹⁹²によって決定される。

一方、(6-1)式あるいは(6-2)式においても、R&Dに従事する研究者は人的資本ストックの一部であり、その経済成長への果たす役割がきわめて重要であると示唆されている。長期的経済成長率を維持するため、R&D部門における研究者数¹⁹³を増やすか研究者数の増加率（もしくは労働人口成長率）を上昇させるかというイメージがあった。なお、これらのモデルはLucasのモデルと異なり、長期的成長のエンジンとして人的資本の蓄積ではなく、R&D部門の生産性（技術進歩率）によって決定される。

また、Jonesのモデルにおいて、長期的な経済成長率は労働人口の成長率に比例するという仮定が置かれた。なお、このフレームワークのもとでは規模効果が消えていく一方、労働人口成長率をゼロにすると、長期的な経済成長率もゼロになってしまう。結局、この結論はソロー・モデルと同じであり、長期的な経済成長率が外生的に与えられた労働人口の成長率によって決まっている。

6.2.3 R&D投資と経済成長に関する実証研究

ここまでR&Dと成長モデルに関する理論研究を紹介してきたが、R&D活動を行うには、R&D投資は不可欠で、特に人的資本の投入がより重要であることが示されている。なお、実際に研究者数（或いはその増加率）を用いた実証研究は多くない。それに対して、研究者数よりR&D支出を用いて実証分析を行うのが一般的であることがよく知られている。ここでは、R&D支出をどのようにモデルに組み入れるかを紹介する。

Griliches (1980) は物的資本ストックの一つの計測法としての継続記録法 (PIM) を用い

¹⁹¹ 明らかに、 $\lambda = \phi = 1$ のとき、(6-2)式は(6-1)式と同じとなる。

¹⁹² 周知のとおり、均斉成長経路上では、R&Dに従事する人数の増加率は人口増加率と等しくなる必要がある。そこで、Jones (2013) は比較静学分析を行ったところ、R&D部門における研究者の比率を導入し、さらにその比率を解いた。つまり、 $s_R = \frac{1}{1 + \frac{r-n}{\alpha g_A}}$ となり、研究者の比率は経済成長率 g_A 、資本分配率 α

あるいは人口増加率 n の増加関数であるのに対して、利子率 r の減少関数である。

て、ほぼ同様の方法でアメリカの製造業における R&D 資本ストック¹⁹⁴を計測している。得られた結果としては、アメリカの TFP の低下 (1960-1977 年) が R&D 資本ストックの減少によってもたらされたという解釈があげられる。そして、Griliches and Lichtenberg (1984) ははじめて R&D 資本ストックを生産関数モデルに組み入れた。彼らによって提唱された R&D 資本ストックを含む生産関数モデルは次のように与えられる。

$$Y_t = BR_t^\beta K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} e^{\mu t} \quad (6-3)$$

ここで、 Y, K, L は通常のソロー・モデルでの定義と同様な意味を持ち、それぞれは産出量、物的資本ストック、労働力である。 B は定数項であり、 μ はトレンドを表すパラメータである。なお、ソロー・モデルと異なるのは、R&D 資本ストックと TFP の関係の導入である。つまり、彼らによると、TFP は次のように表示される。

$$TFP_t \equiv \frac{Y_t}{K_t^\alpha L_t^{1-\alpha}} = BR_t^\beta e^{\mu t} \quad (6-4)$$

あるいは

$$\ln TFP_t = \ln B + \beta \ln R_t + \mu t \quad (6-5)$$

そして、(6-5) 式の両辺を時間について微分すると、TFP の上昇率 ($\Delta TFP/TFP$) が R&D 資本ストックの増加率にいかに関係しているかがわかる。つまり、

¹⁹⁴ いわゆる R&D capital stock である。木下・鈴木 (1989) では、フローとしての R&D 支出から R&D の成果として蓄積される技術・知識ストックがより重要であり、両者の間には物的資本ストックと年々の投資額と同じような関係式を想定している。その中で、R&D 資本ストックの増加分は次の式に示される。

$$\Delta R_t^R = R_t - R_{t-1} = I_{t-m}^R - \delta R_{t-1}$$

I_{t-m}^R : m は R&D 支出の懐妊期間であり、 $t-m$ は R&D 支出にタイムラグが存在することを意味する。 δ は技術・知識の陳腐化率を指す。

$$\frac{\Delta TFP}{TFP} = \beta \frac{\Delta R}{R} + \mu \quad (6-6)^{195}$$

が得られる。一方、(6-3)式について偏微分する R&D 資本ストックに関する生産弾力性

を表すパラメータ β は $\beta = \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln R} = \frac{\partial Y}{\partial R} \cdot \frac{R}{Y}$ のように得られる。さて、この関係式を (6-6)

式に代入すると、TFP の上昇率と R&D 強度の関係式が導き出される。

$$\frac{\Delta TFP}{TFP} = \rho \frac{\Delta R}{Y} + \mu \quad (6-7)$$

ここで、 ρ は技術・知識ストックの限界生産力を示し、R&D 投資の収益率¹⁹⁶として解釈される。なお、TFP は技術進歩を表す指標と考えられるため、TFP の上昇率はしばしば技術進歩率とみなされる。そこで、TFP の上昇率を技術進歩率とみなし、ローマー・モデルの生産部門に組み入れることが可能となるため、後述で考察する実証モデルのもう一つの土台を提供する¹⁹⁷。

6.2.4 R&D 投資と人的資本の関係

以上のように、人的資本に基づく R&D 投資と経済成長に関する主たる理論・実証研究をサーベイした。なお、理論モデルと実証モデルの設定が異なり、人的資本と R&D 投資との関係を明示的に示していない。ところが、R&D 投資と人的資本の間にどのような関係が存在するかがわかるとすれば、実証上でのモデル設定や代理変数の選択などが相対的に容易となる。それでは、人的資本投資理論によれば、R&D 投資と人的資本は図 6-1 が示すような大まかな関係を持つとまとめている。

¹⁹⁵ $\frac{d \ln TFP}{dt} = \frac{\Delta T}{T}$, $\frac{d \ln R}{dt} = \frac{\Delta R}{R}$ と表記する。

¹⁹⁶ また、マイクロデータとマクロデータを使い分ける場合、それぞれ私的収益率と社会的収益率と呼ばれる。

¹⁹⁷ なお、Cameron (1998) は R&D 資本が TFP に影響する二つのアプローチ、つまり (6-5) と (6-7) 式があると指摘している。そして彼は、R&D 資本ストックと TFP 水準、あるいは R&D 強度と TFP 上昇率を用いた実証研究をサーベイした。一つの共通の結論として、R&D 投資 (R&D 支出や特許制度など) はイノベーションを促進させ、さらに生産性 (企業、産業、国) の向上に重要な役割を果たしている。

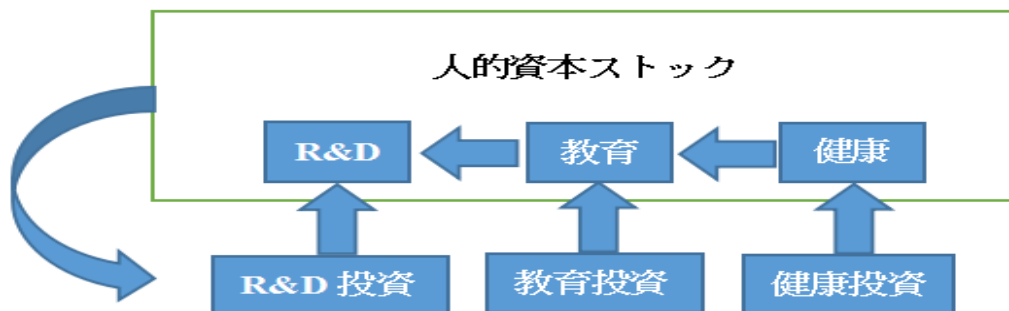


図 6-1 R&D 投資と人的資本の関係

図 6-1 をみると、人的資本の形成は主に R&D、教育（最も重要）と健康（基礎）投資によってもたらされる。矢印の方向からみれば、各資本財への投資が示されている一方、健康から教育へ、教育から R&D への影響経路が明らかにされる。また、形成した人的資本ストックが逆に各資本財への投資を促すようになっている。ここでは、R&D 投資と人的資本ストックの相互作用を説明していこう。

周知のとおり、R&D に従事する労働者がもつ人的資本ストックの量が多いほど、彼らによって新技術の発見率が高まるはずである。つまり、量的人的資本（あるいは質的人的資本）が上昇すると、R&D 活動がよりスムーズに進展することができると予想される。一方、R&D 活動がうまく進展すれば、R&D の規模が拡大し、さらに研究者に対する需要も増える（研究者の人的資本水準も要求される）。それゆえに、その需要によってより多くの人的資本ストックを持つ労働者が R&D 部門に雇用され、逆に人的資本ストックを上昇させるかもしれない。

そして、R&D と人的資本ストックに関するもう一つの相互作用は、教育生産関数によって説明される。一般的に、研究者になる前提として、高等教育及びそのあとの教育を受ける必要があることがわかる。当然、より高い質の教育を受ける人は研究者になれる可能性が高まる。なお、それはその教育に携わる労働者（教師や教授など）自身の持つ人的資本ストックにかかわっている。

例えば、より良い大学で教育を受けるならば、より多くの人的資本ストックを持つ研究者になり、R&D 活動により多大な貢献をすることが予想される。逆に、研究者が増えれば増えるほど、R&D の規模がよりいっそう拡大することを通じて、発見された新知識なども増加する。そうすると、それらの新知識に対して、高等教育における教育者たちは対応す

るため、自身の人的資本ストックを増やそうとするだろう。

以上のとおり、R&D 投資が人的資本水準からの影響を受けるとともに、人的資本水準に影響を及ぼすという相互作用を解明した。なお、前述したローマー・モデルにおいて、人的資本水準から R&D 投資への影響のみ重視されているが、その逆の影響が検討されていない。なお、本章では主に人的資本に基づく R&D 投資と中国の経済成長の関係を分析するため、その相互作用に対する実証分析は行わない。

6.3 中国の R&D 投資の動向と国際比較

ここまで R&D の決定要因と理論・実証研究を紹介してきた。理論研究と多くの実証研究から、R&D 活動を行うことは新技術の創出を促進させ、経済成長にプラスの影響を与えするという結果が示唆される。そこで、本章での実証分析を実施する前に、中国の R&D 投資の動向を考察しながら、国際比較で先進国との R&D 投入の格差を解明する。なお、人的資本に基づく R&D 投資に関して、主として R&D 支出と研究者数があげられるが、R&D 活動に間接的な影響を与える留学生の帰国数も取り上げる。

6.3.1 R&D 支出（研究開発費）

周知のように、一定の期間における R&D 支出の変化及びその対 GDP 比率¹⁹⁸についてのデータは、R&D 活動の動向を把握するための有用な指標であり、実証分析にもよく利用される。なお、R&D 支出を取り上げる際に、主体別（政府と企業）と性格別（基礎・応用・開発）に分けてみることは国際比較のためによく利用される。したがって、この節では OECD 「Science, Technology and R&D Statistics」によって公開されたデータを利用して図表を作成し、中国の R&D 支出をみるとともに、日本とアメリカとの国際比較を行う。以下では、図 6-2 は R&D 総支出の対 GDP 比率と経済成長との関係、表 6-1 と表 6-2 はそれぞれ主体別（負担部門）、性格別（用途）の R&D 支出の対 GDP 比の国際比較を示している

¹⁹⁸ 一応、R&D 支出の増大は「新常态」経済の「新技術や新製品への投資を拡大する方針」という一つの内容によってもたらされると期待したい。

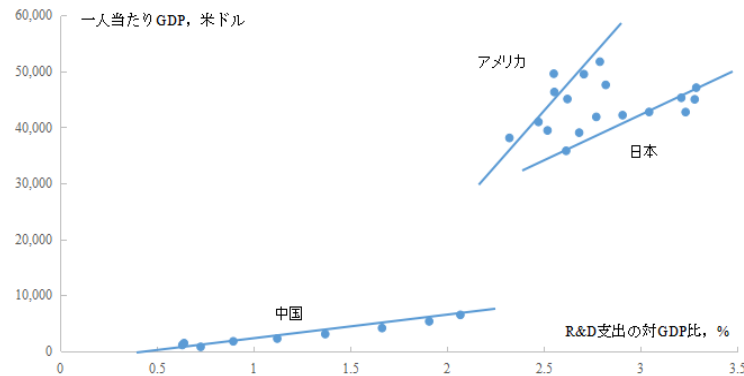


図 6-2 R&D 支出の対 GDP 比と一人当たり GDP の推移（1991–2015 年）

（出所）世界銀行“World Development Indicators Database 2017/6”（一人当たり GDP，2010 年米ドルの不変価格），OECD「Science, Technology and R&D Statistics /Main Science and Technology Indicators /GERD as a percentage of GDP」（R&D 支出の対 GDP 比）より作成。

（注）期間中における 3 年ごとのデータを掲載している。

まず、R&D 総支出の対 GDP 比と経済成長（一人当たり GDP）との関係を描いている図 6-2 をみてみよう。一応、図 6-2 は中国、日本とアメリカという 3 か国のデータを含む散布図であり、それぞれの場合の相関関係をみるように示されている。また、図 6-2 の横軸と縦軸は、それぞれ R&D 支出の対 GDP 比、一人当たり GDP を表す。なお、ここで示していないが、R&D 総支出額について、中国は 2009 年に日本を上回ってその後も持続的に増加し、2015 年では 3768 億ドルであり、同期のアメリカ（4627 億ドル）の 8 割強を占めており、日本（1546 億ドル）より 2.4 倍大きくなった²⁰⁰。

さて、図 6-2 をみると、この 3 か国のいずれでも R&D 支出の対 GDP 比と一人当たり GDP との関係は、右上がりの上昇傾向がみられる。なお、中国の R&D 支出の対 GDP 比率は、特に 1990 年頃から長い間にわたって、日本とアメリカに比べると、相当に低い水準にとどまった。そして R&D 投資水準が低いほど、技術進歩のテンポが遅くなり、持続的成長に歯止めをかけるという背景の下で、「科教興国（科学教育興国戦略の略）」²⁰¹が 90 年の半ばから実施され始めた。そのため、R&D 部門に焦点を当てて、R&D 支出が次第に拡大す

¹⁹⁹ ここでは、R&D 支出の負担部門（主に企業と政府）と用途（負担部門における基礎・応用・開発研究費）に分けて R&D 支出の対 GDP 比率の国際比較を示している。なお、負担部門の定義について国ごとによって異なる場合もあるが、ほとんど企業と政府を中心としている。

²⁰⁰ ここで提示した R&D 総支出額は OECD「Science, Technology and R&D Statistics /Main Science and Technology Indicators」より取られている。

²⁰¹ 詳しくは朱麗蘭等（1995）の『科教興国—中国の 21 世紀向けの重要な戦略および方策』を参照されたい。

るにつれて、R&D 支出の対 GDP 比率も上昇している。

一方、最近の日本とアメリカの R&D 総支出額はほぼ横ばいに推移していることによって、図 6-2 が示すように、R&D 支出の対 GDP 比と一人当たり GDP の間にばらつきがみられる。それに対して、中国では R&D 支出が長期的に増加傾向を示した。なお、図 6-2 が示す回帰線の傾きから簡単に R&D 支出の収益率を導出できる。なお、日本とアメリカの高い収益率と比較すると、中国においてはまだ低い水準にとどまっている。

ついで、主体別と性格別の R&D 支出の対 GDP 比率を表した表 6-1、表 6-2 を用いて、それぞれの場合において国際比較ができる。まず、表 6-1 に示された主体別の R&D 支出の対 GDP 比率をみると、日本とアメリカにおいて、政府（支出先は大学や公的機関など）からの R&D 支出は企業（支出先は主に企業自体）からの R&D 支出より少ないので、いずれの国の企業による R&D 支出の対 GDP 比率は政府のほうより高まっている。ただし、中国では、1990 年代初めから政府による R&D への投入がより多く行われていた。なお、前述した「科教興国」戦略の実施とともに、90 年代の半ば頃から R&D への投入に関して、企業は政府より上回り、持続的に上昇傾向がみられる。また、日本とアメリカと比較すると、最近の政府からの投入がだいたい同じ水準にとどまっているが、企業からの投入における格差は依然として存在している。

表 6-1 主体別の R&D 支出の対 GDP 比（1991—2015, %）

	企業			政府		
	中国	日本	アメリカ	中国	日本	アメリカ
1991	0.29	2.02	1.86	0.36	0.22	0.39
1994	0.27	1.79	1.61	0.26	0.24	0.34
1997	0.29	2.00	1.81	0.26	0.24	0.30
2000	0.54	2.06	1.94	0.28	0.29	0.28
2003	0.70	2.28	1.74	0.30	0.28	0.33
2006	0.97	2.53	1.79	0.27	0.27	0.30
2009	1.22	2.45	1.96	0.31	0.30	0.34
2012	1.45	2.46	1.87	0.31	0.28	0.33

2015	1.59	2.58	1.99	0.33	0.26	0.31
------	------	------	------	------	------	------

(出所) OECD 「Science, Technology and R&D Statistics /Main Science and Technology Indicators」より作成。
(注) 1991-2015年における3年ごとのデータのみ掲載している。

そして、表 6-2 をみると、いずれの国においても、応用・開発研究²⁰²より基礎研究のウエイトが小さいと示される。さらに、ここで示していないが、1991-2015年において R&D 支出に占める基礎研究と応用・開発研究の割合は、平均してそれぞれ 5% (中国)、12% (日本)、17% (アメリカ) となっている²⁰³。明らかなように、中国の基礎研究への投入が先進国より少なく、倍以上の差がある²⁰⁴。なお、周知のとおり、R&D 部門での基礎研究の必要性と重要性については、多くの国によって強調されている。低水準の基礎研究は新技術の創出や自主開発のための重要な基礎を提供できない。結局、導入技術に過度に依存し、本格的なイノベーションの向上が中々進まず、持続的な成長が実現するまでの困難さが予想される。

表 6-2 性格別の R&D 支出の対 GDP 比 (1991-2015, %)

	基礎研究			応用・開発研究		
	中国	日本	アメリカ	中国	日本	アメリカ
1991	0.034	0.352	0.440	0.691	2.330	2.174
1994	0.035	0.371	0.406	0.595	2.147	1.915
1997	0.034	0.331	0.429	0.604	2.438	2.042
2000	0.047	0.360	0.416	0.847	2.546	2.205
2003	0.064	0.384	0.487	1.057	2.659	2.066
2006	0.071	0.382	0.455	1.298	2.897	2.095
2009	0.077	0.403	0.512	1.585	2.829	2.307

²⁰² OECD 「Science, Technology and R&D Statistics /Main Science and Technology Indicators」から基礎研究支出の対 GDP 比率のみ取られるので、応用・開発研究の対 GDP 比率は R&D 総支出の対 GDP 比率から基礎研究支出の対 GDP 比率を引いたものとなる。

²⁰³ 計算方法として、表 6-2 によって、基礎研究と応用・開発研究支出の対 GDP 比率の比例から算出される。

²⁰⁴ 中国の基礎研究の比重が小さい理由として、1) 使用部門別の性格別の R&D 支出からみれば、まず中国では企業はほとんどの研究費を開発研究のために使用しているが、主要国より基礎研究への予算はきわめて少ない；2) 主要国の大学は基礎研究を中心にして R&D 支出を利用しているのに対して、中国の大学では、応用研究の割合が最も大きい（なお、最近では大学の基礎研究の割合が大きくなっているのに対して、開発研究の割合が減少している）。

2012	0.092	0.400	0.464	1.814	2.809	2.241
2015	0.104	0.391	0.478	1.963	2.895	2.311

(出所) OECD 「Science, Technology and R&D Statistics /Main Science and Technology Indicators」より作成。

(注) 1991-2015年における3年ごとのデータのみ掲載している。

6.3.2 研究者数²⁰⁵

ローマー・モデルからの一つの示唆として、技術進歩率（経済成長率）は研究開発部門に従事する研究者数の増加関数であることが前節であげられている。つまり、R&D 活動を行うにはそれに従事する労働者（研究者や支援研究者など）が必要である。なお、Jones（1995）はその設定に対する批判をし、アメリカの実際のデータから研究者の数と経済成長が比例しないと論じている。しかしながら、前節でも述べたとおり、研究者は一般の労働者より高い質の人的資本を持つため、その数と経済成長は無関係とはいえないだろう。また、研究者数の労働人口に対する比率がよく実証分析で利用されるので、それも取り上げる。

なお、中国を含めた国の研究者数の状況をみるまえに、まず「研究者」に対する定義をみてみよう。OECD（2015）によれば、研究者は新知識あるいは新技術の着想または創造に従事する専門家であり、主な活動として研究の実施、概念、理論や技術などの改善もしくは開発の実施等が行われている。ただし、各国の研究者に対する定義の差異があるため、それによる測定方法²⁰⁶が変わる。そこで、中国科学技術部（MST）の『中国科学技術指標 2014』によると、研究者は研究を主とする科学者と工学者であり、R&D 活動に直接従事する者及び技術支援者（科学者や技術者など）を含む。そして、中国統計局によって公表された研究者数が 2009-2011 年のデータしかないので、R&D に従事する人口がよく使われる

²⁰⁵ 文部科学省など（2017）による『科学技術指標 2017』では、日本と中国を含めた主要国の部門別研究者の定義および測定方法をまとめている。日本とアメリカにおいて、研究者はだいたい四つの部門（企業、大学、公的機関および非営利団体）から構成されている。それに対して、中国では『中国科学技術指標 2014』の定義と同様に、部門を区分せず一括で研究者は研究を主とする科学者・工学者として呈している。

²⁰⁶ OECD（2015）によれば、研究者数の計測は二つのアプローチが提案され、一つはフルタイム換算（FTE、専従換算とも呼ばれる）で、もう一つは実数（HC、headcounts）である。なお、研究者を実数として計測する際、研究者が兼務している場合（例えば、企業と大学での R&D を行うことなど）が多いため、フルタイムで換算された研究者数より多いはずであるが、フルタイム換算を用いてより精確な R&D への人材投入の計測を提供している。ただし、中国では R&D に従事するすべての労働者を研究者として計測しているため、実際の研究者数がより少ない。

207。

ここでは、OECDの「Science, Technology and R&D Statistics」からのデータを用いて、日中米における研究者数とその対労働人口の比率(すなわち労働者1万人当たりの研究者数)を考察する。それぞれの指標は図6-3と図6-4のように示される。

まず、日中米の研究者数の推移を描いた図6-3を見ると、3か国の研究者数はほぼ増加傾向にある。しかし、この20年間において、中国の研究者数が大幅に増加している。そこで、2000年では日本を抜いてアメリカに次ぐ2位になり、そして2005年においてアメリカを抜いて増加し続けていた。なお、2008年にピーク(159.2万人)になった。2009年からはOECD(2015)の研究者に対する定義に従ったため、2009年の研究者数は115.2万人(アメリカは125.1万人)まで激減した後、2010年には再びアメリカを抜いて継続的に増加している。そこで、中国の研究者数は2015年において161.9万人(中国統計局:375.9万人²⁰⁸)であり、OECD国の合計人数の3割強を占めている。

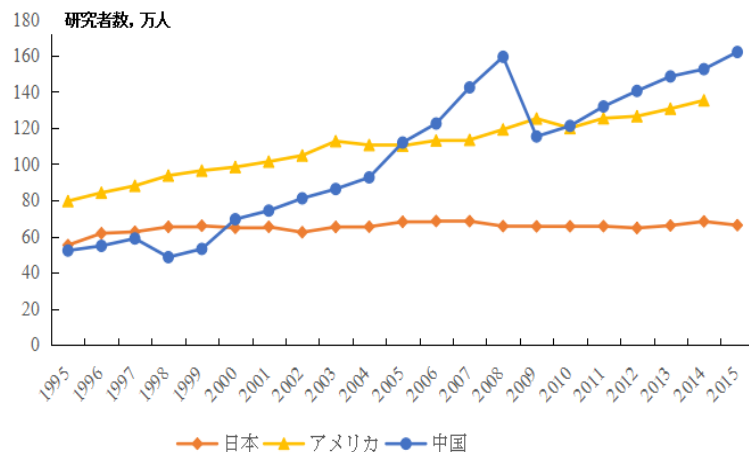


図6-3 日中米における研究者数の推移 (FTE, 1995-2015年)

(出所) OECD「Science, Technology and R&D Statistics /Main Science and Technology Indicators /Total researchers (FTE) (2017年6月時点)」より作成。

(注1) アメリカの2015年のデータが公開されていない。

(注2) 各国の値はフルタイム (FTE) で換算されたものである。

(注3) 中国の2008年以前のデータはOECDの定義に対応しておらず、2009年から計測方法の変更で2009年からの時系列が大幅に下落することに注意が必要である。

次に、研究者数の相対値を表示する研究者の対労働人口比率を考察する。ここでは、研

²⁰⁷ なお、OECD「Science, Technology and R&D Statistics」ではOECDの定義に従って計測した中国の研究者数が公開されている。

²⁰⁸ 同じ計測方法 (FTE) を用いた中国の研究者数の大きな違いとしては、次の原因があげられる。2008年以前中国はOECDの研究者に対する定義に従っておらず、実際にR&Dに従事する労働者をすべて研究者数に算入したことが多い。つまり、中国の公開した研究者数は過大に計測されている。

研究者の対労働人口比率は、研究者数を労働人口で割ることによって計算される。つまり、次のページの図 6-4 をみると、現在最も多くの研究者数を持っている中国では、研究者の対労働人口比率はアメリカと日本より下回っている。それに、この比率における長期的傾向からみると、アメリカと日本にキャッチアップすることが難しい。一方、労働者 1 万人あたりの研究者数に転じてみると、中国はアメリカと日本との格差が依然として巨大である。例えば、2014 年において、中国では労働者 1 万人あたりの研究者数が 20 人であったのに対して、アメリカは 86 人、日本は 104 人となっている。

以上のように、中国の研究者数に関して、全体的に大きい規模であるが、相対規模において、先進諸国より小さい。つまり、これから研究者を増やそうとしている中国にとっては、導入技術の吸収、さらに自主開発のためにより多くの人的資本を持つ研究者をどのように増やすかということは重要である。

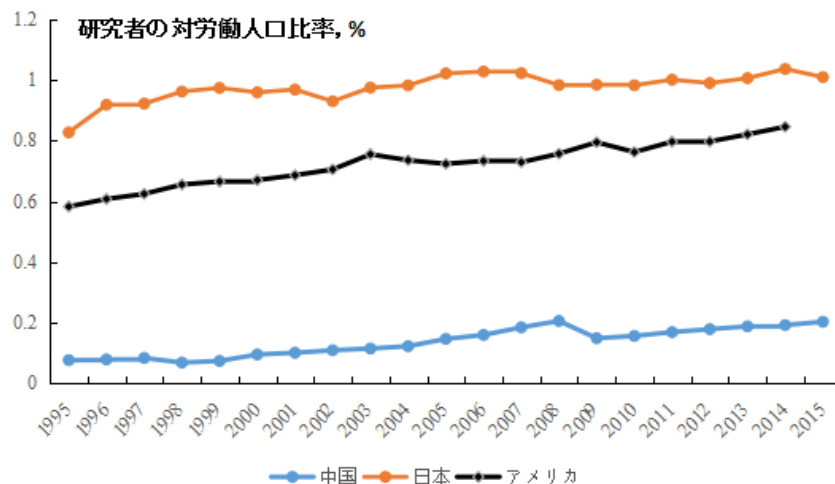


図 6-4 研究者の対労働人口比率の推移 (1995-2015 年)

(出所) OECD 「Science, Technology and R&D Statistics /Main Science and Technology Indicators /Total researchers per thousand labour force (2017 年 6 月時点)」より作成。
 (注) アメリカの 2015 年のデータが公開されていない。

なお、前述したようにローマー・モデルによって、研究者数が多いほど、知識ストック

の増加率（技術進歩率）が速く、長期的成長ができると示唆される。それに対して、ジョーンズは研究者数の増加による規模効果がアメリカにおいて果たされていないと論じている。そこでは、3か国における研究者数とGDPの伸び率（経済成長率）との関係を散布図で確認してみる。図6-5はこの3か国の研究者数と経済成長率の関係を示し、横軸と縦軸はそれぞれ、研究者数とGDPの伸び率を描いている。また、各場合において、簡単に両者の関係を示した回帰線を引いてある。

そして、図6-5をみると、日本とアメリカの場合において、1995年から2014年にかけての20年間で引かれた回帰線は右下がりになっている。つまり、研究者数の増大は日本とアメリカの経済成長率の上昇を保証する要因ではないと言えるのであろう。それはジョーンズの結論と一致する。それに対して、中国の場合では、二つのケースに分けられている。前述したように、中国の2008年以前のデータはOECDの定義に対応しておらず、2009年から計測方法の変更で2009年からの時系列が大幅に下落している。そのために、1995-2014と1995-2008の二つの期間を分けて図を作成している。明らかに、1995-2008年では、回帰線の傾きはより大きいと表されている。なお、それぞれの場合には、研究者数の増大は中国の経済成長率と正の相関関係があると示されている。その結果、ローマー・モデルから示唆された結論と一致している。

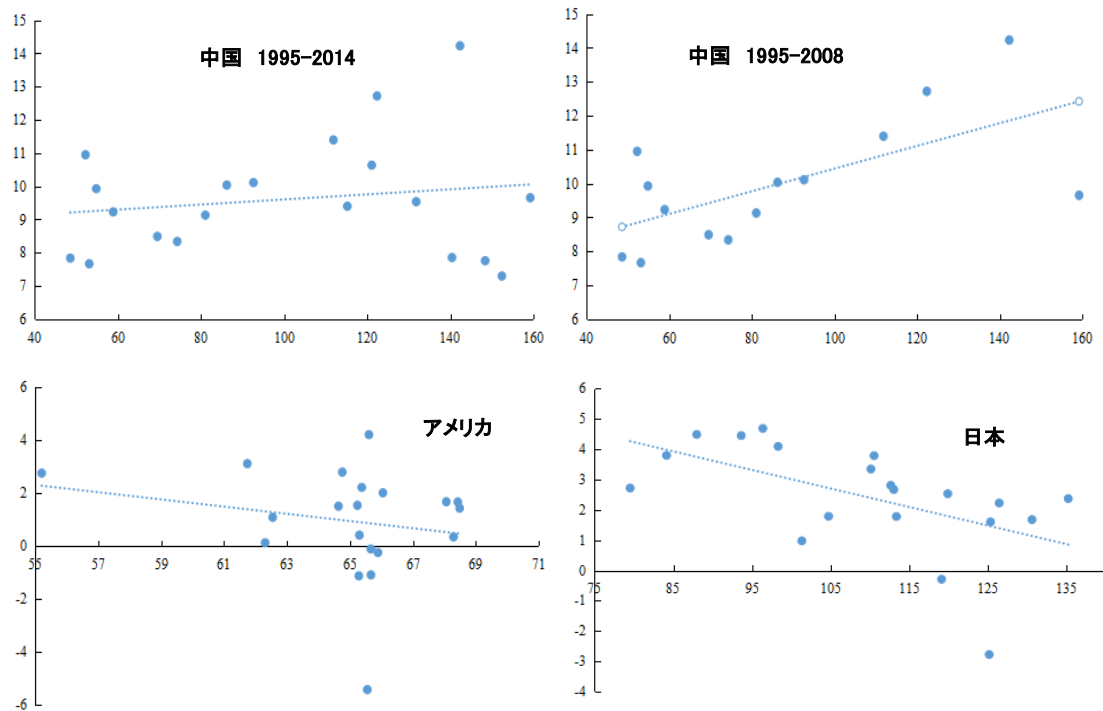


図 6-5 研究者数と経済成長率の関係（1995－2014）

6.4 分析フレームワーク

第 2 節で述べてきたように、マクロレベルでの R&D 活動は長期的な経済成長を維持する源泉であるという結論は理論研究と実証研究において支持されている。なお、理論研究と実証研究の当てた焦点が異なり、前者は研究者数（もしくは人口成長率）で、後者は R&D 支出（もしくは R&D 支出の対 GDP 比）である。それぞれの代表式は、(6-1) 式あるいは (6-2) 式、(6-6) 式あるいは (6-7) 式である。

また、前者は、人的資本（投資）と関わり、人的資本に基づく研究者の果たす役割を中心にするというアプローチである。しかしながら、研究者の増大と技術進歩率、さらに経済成長率との関係がジョーンズによって不明であると指摘されている。それをきっかけとして、本章の実証モデルにおいて、人的資本に基づく研究者の増大を考慮し、生産関数モデルに基づいて研究者の増大が経済成長率へ及ぼす影響を検討する。

6.4.1 モデルの定式化

ここでは、R&D と経済成長に関する理論研究と実証研究を踏まえ、TFP に影響する要因として R&D と人的資本を同時に取り上げる。周知のとおり、Lucas モデルや Romer モデル (Jones モデル) などは、新古典派成長モデルにおける TFP の中身をブラックボックスにせず、人的資本あるいは R&D 活動による技術進歩を用いてその中身を説明しようとしている。この二つの要因を結合して実証分析することは容易ではないが、ここでは R&D 部門に投じられた人的資本、つまり研究者数によって経済成長にどの程度影響を与えるかを検証するモデルを構築してみる。

まず、通常のように、最終財生産部門において、財・サービス生産関数は

$$Y = AK^\alpha H^{1-\alpha} \quad (6-8)$$

のように与えられると想定しよう。この生産関数は、コブ・ダグラス型生産関数で、規模に関する収穫一定という性質を持っている。 Y, K は (6-3) 式と同じ意味を持っている。また、 A, H はそれぞれ TFP を示す技術水準 (時間を通じて変化すると仮定する)、Lucas の効率労働モデルで導入された人的資本の量を表している²⁰⁹。

そして、前述したように、R&D 部門において、知識の生産 (技術の創出) は R&D 投資が必要であり、R&D 投資には研究開発費と研究者が含まれる。なお、ここでは、人的資本が体化された研究者のみを考慮に入れる。一方、知識の生産は最終財生産の流れと同じように想定し、つまり投入要素としての研究者 (累計値²¹⁰) は新しい知識 (技術) を作り出す。以上のように、技術水準 A に関して、次のように仮定する。

$$A = A_0 L_R^\lambda \quad (6-9)$$

ここでは、 L_R は R&D 部門に投入した労働者、つまり研究者数を表しており、 $\lambda (>0)$

²⁰⁹ なお、人的資本の量 H に関して、一人当たりの平均的な人的資本水準と労働力の積によって表される。ここでは第 4 章で述べてきたように、人的資本水準に関係する教育と健康という要因を明示的に実証モデルに取り入れ、実証的に裏付ける試みを行った結果、それぞれの役割が確認された。そのために、本章においても、そういう人的資本水準の設定を利用し続けると考えられる。

²¹⁰ ここでは、年々投入された研究者を R&D 投資としてみなしたが、R&D 支出と同じように、フローとしての年々の研究者の累計値は R&D 資本ストックであると想定する。

は研究者の産出弾力性を指す²¹¹。また、(6-9) 式を (6-8) 式に代入して整理すると、R&D 部門と生産部門を統合したモデルが次のように導出される。

$$Y = A_0 L_R^\lambda K^\alpha (hL)^{1-\alpha} \quad (6-10)$$

ここで (6-10) 式に R&D 部門によってもたらされた技術・知識ストックを導入することを通じて、これまで一定とした技術水準は研究者の増大とともに上昇すると想定される。一方、生産部門における人的資本水準の設定については、第 4 章と同様に、教育と健康を含む人的資本水準が摘要される。

さて、(6-10) 式を L で割り、対数をとると、

$$\ln y = \ln A_0 + \lambda \ln L_R + \alpha \ln k + (1-\alpha) \ln h \quad (6-11) \quad ^{212}$$

が導かれる。ここで、 $h_t = e^{rs+\lambda \bar{h}}$ という関係式を用いて、さらに (6-11) 式は、

$$\ln y = \ln A_0 + \lambda \ln L_R + \alpha \ln k + (1-\alpha)rs + (1-\alpha)\lambda \bar{h} \quad (6-12)$$

のように書き換えることができる²¹³。(6-12) 式は水準モデルであり、一人当たりの産出水準は研究者数、一人当たり物的資本ストックおよび教育と健康を含む人的資本水準に依存して決まる。なお、これまでの実証方法と同じように、(6-12) 式を推定するにあたっていくつかの留意すべき点がある。まず、(6-12) 式の右辺における各変数のパラメータ（つまり産出弾力性）について、一定であると想定する。そして、(6-12) 式の回帰を行うとき、それぞれのデータを処理するうえで推定する必要がある。また、モデルの妥当性

²¹¹ つまり、(6-9) 式を (6-8) 式に代入して偏微分をすると、 $\lambda = (\partial Y / \partial L_R) \cdot (L_R / Y)$ として得られる。なお、(6-2) 式における λ の定義と異なることに注意すべきである。

²¹² なお、厳密に言えば、(6-11) 式に示された産出水準は生産部門における労働者当たりの産出水準のことである。簡便化するために、それを一人当たり産出水準として、一人当たり GDP によって表されるとしている。

²¹³ このモデルは、R&D 部門における人的資本を通じて生じた知識ストックが最終財生産部門において、知識外部効果を果たす役割を演じることを意味する。なお、その外部効果は主として人的資本に体化された研究者によって果たされる。しかし、前章で考察してきた人的資本の果たす外部効果と異なり、本章では主として人的資本に基づく R&D 投資の役割に焦点を当てたため、研究者の増大は知識ストックの外部効果を果たす担い手となるかについて検証する。

を統計的に検証できる有意性検定も欠かせない。

6.4.2 使用するデータ

本章で使用するデータは、以下のとおりである。

表 6-3 使用データ (1991–2015)

	変数名	説明	データ出所
被説明変数	$\ln y$	一人当たり実質 GDP (1990 年の不変価格) の対数値	主に『中国統計年鑑 (各年版)』 (補論 1 参照)
説明変数	$\ln L_R$	研究者数の対数値	出所 1: OECD 「Science, Technology and R&D Statistics」 出所 2 ²¹⁴ : 『中国統計年鑑 (2016 年版)』
	$\ln k$	一人当たり物的資本ストックの対数値	主に『中国統計年鑑 (各年版)』 (補論 2 参照)
	s	平均就学年数	Penn World Table 9.0 に基づく推定値
	\bar{h}	平均寿命年数	世界銀行「世界開発指標 2017」

表 6-3 で示した使用データは、1991 年から 2015 年にかけての 25 年間のものである。ここでは、研究者数以外のデータはこれまでの章で用いられたものと同じである。なお、OECD の「Science, Technology and R&D Statistics」もしくは『中国統計年鑑 (2016 年版)』においては、研究者に対する定義が異なり、またデータの初めての公開期間が 1991 年以降であることに留意すべきである。よって、これまでの章と一致しないのは、対象期間の短縮である。一方、比較するために、研究者数のデータ出所によって、それぞれを用いて (6-12) 式を推定することにする。

6.4.3 データの定常性検定

²¹⁴ 中国の統計年鑑では、OECD の研究者の定義に対応したデータは 2009, 2010, 2011 年しか公開されていない。それに対して、R&D に従事する労働者 (研究者のみならず、研究支援者やその他のサポートスタッフなども含む) における時系列データが公開されている。ここで、OECD のデータには定義の変更を伴う激減した年があるため、R&D に従事する労働者数のデータも使用するようになる。なお、統一するため、研究者とも呼ばれるが、実際の違いに留意する必要もある。

そして、これまでの章と同じように、使用するデータについて単位根が存在するかどうかを調べてみる。ここでは、KPSS 単位根検定を利用することにする。なお、ADF 検定と異なり、KPSS 検定において、単位根が存在しないという帰無仮説が置かれることに留意すべきである。検定結果は表 6-4 のようにまとめられている。

表 6-4 単位根検定の結果

変数	外生変数（定数項＋トレンド項）		外生変数（定数項）	
	レベル	1 階の階差	レベル	1 階の階差
$\ln y$	0.234***	0.103	0.875***	0.203
$\ln L_R$	0.101	-	0.699**	0.118
	0.167**	0.164**	0.722**	0.193
$\ln k$	0.574***	0.094	0.734**	0.338
s	0.166**	0.147**	0.515**	0.243
\bar{h}	0.713***	0.164**	0.722**	0.193

（出所）Eviews10 の結果より作成。

（注 1）「***」、「**」はそれぞれ 1%、5%水準で有意であることを示す。

（注 2）研究者数の欄においては、上段が OECD、下段が統計局から入手したものとなっている。

表 6-4 には、外生変数の入れ方によって、二つのケースが含まれている。まず、外生変数を定数項とトレンド項にすると、全ての系列（OECD からの研究者数系列を除く）のレベル値において、「単位根が存在しない」という帰無仮説は棄却できる。それゆえに、各系列（OECD からの研究者数系列を除く）について 1 階の階差をとり、また検定を行った結果、 $\ln y$ と $\ln k$ のみにおいて、「単位根が存在しない」という帰無仮説を棄却できず、つまり階差定常になることを示している。なお、ほかの系列について 1 階の階差をとっても、階差定常にならないため、ここでは外生変数にトレンド項の存在がないかもしれない。

それに対して、外生変数を定数項のみにするときの検定結果をみると、レベル値において依然として、すべての系列が単位根を持たないという帰無仮説を棄却できる。なお、1 階の階差をとって再び検定を行った結果より、すべての系列が単位根を持たないという帰無仮説を棄却できないことがみられる。すなわち、このケースにおいて、すべての系列は

階差定常になることが示される。以上のように、本章で使用する時系列データについて、1次和分過程に従うことを仮定して分析を進める。

6.5 人的資本に基づく R&D 投資の収益性

さて、これまでの分析を通じて、1) 人的資本に基づく R&D 投資の技術進歩および長期的経済成長への影響における理論基礎、2) 中国の R&D 投資の動向、3) ローマー・モデルに基づく実証モデルの設定が明らかになった。ここでは、前節のフレームワークの下で、人的資本に基づく R&D 投資の収益性について考察する。

6.5.1 共和分検定の結果

これまでの章においてすでに指摘したように、データ系列が非定常である場合、そのまま回帰を実施すると、見せかけの回帰になる可能性が高い。そうすると、推定結果にバイアスが発生し、正しくない結論が導かれる。ここでは、これまでの章と同じ実証手法を採用することにし、まず変数間に共和分関係が存在するかを共和分検定で検証する。なお、検定方法は二つあるが、EG 二段階法のみを用いるとする。

前章のように、(6-12) 式の各変数について、まず OLS で推定し、また推定式から残差系列を導出する。そして、残差系列について単位根検定を行い、残差系列の定常性が共和分関係の有無とかがかわっている。そこで、残差系列が定常であれば、変数間に一つの共和分関係が存在することを確認できる。ここでは、研究者数のデータ出所に従って、それぞれについて共和分検定を実施し、得られた残差系列について KPSS 単位根検定を行う。結果は表 6-5 のように表される。

表 6-5 共和分検定の結果 (EG 二段階法)

	外生変数（定数項+トレンド項）	外生変数（定数項）
	レベル<0.119（10%）	レベル<0.347（10%）
残差系列 1（OECD）	0.069	0.081
残差系列 2（統計局）	0.08	0.101

（出所）Eviews10 の結果より作成。

表 6-5 の結果をみると、外生変数の入れ方と関係なく、二つのケースにおいてそれぞれ得られた残差系列のレベル値に対して、KPSS 検定の結果より単位根を持たないという帰無仮説を棄却できない。言い換えれば、すべての残差系列が定常である。よって、それぞれの場合において、変数間に一つの共和分関係が存在することを確認できる。そこで、教育と健康を含む人的資本水準と同様に、人的資本に基づく R&D 投資を生産関数モデルに組み入れるとしても、ほかの投入要素との間に長期均衡関係が存在することによって、R&D 投資は長期成長の一つの源泉と考えられる。

6.5.2 長期均衡式に基づく収益率の推定

以上のように、変数間に一つの共和分関係がある。そして、その結果にしたがって、すべての変数について長期均衡式を推定することが可能となる。ここでは、まず長期均衡式を推定し、その後推定結果に基づく R&D 投資の収益率を推定してみる。

多くの R&D 投資の収益性に関する先行研究においては、主として二つのアプローチがなされている。ところが、いずれの方法もデータの性質に関する議論がなされていない。特に第一種の方法では、R&D 投資による R&D 資本ストックの産出弾力性を一定とし、直接生産関数からそれを推定することによって、R&D 投資の収益率が求められる。しかしながら、使用するデータについて定常性の確認などが行われないと、生産関数の推定には推定バイアスが生じる可能性が高いと前述してきた。それゆえに、共和分関係による長期均衡式の推定を通じて、人的資本に基づく R&D 投資の収益率を求める。

また、これまでの章と一致するために、ここでも FMOLS（完全修正最小二乗法）推定を採用する。なお、研究者数のデータ出所によって二つのケースに分けて推定する。ここでは、まず R&D 資本ストックの産出弾力性の推定結果は表 6-6 で示すようになる。

表 6-6 長期均衡式の推定（被説明変数: $\ln y$ ）

説明変数	OLS	FMOLS	OLS	FMOLS
定数項	-0.775(-0.452)	-0.805(-2.927)***	-1.167(-1.023)	-1.178(-6.69)***
$\ln L_R$ (OECD)	0.059(0.688)	0.059(4.439)***	-	-
$\ln L_R$ (統計局)	-	-	0.162(1.544)	0.163(10.583)***
$\ln k$	0.611(9.428)***	0.61(61.828)***	0.417(3.017)***	0.416(20.493)***
s	0.09(1.557)	0.089(8.555)***	0.115(2.014)*	0.115(12.021)***
\bar{h}	0.037(1.066)	0.038(6.785)***	0.058(2.548)**	0.059(16.593)***
λ	0.059	0.059	0.162	0.163
α	0.611	0.61	0.417	0.416
$(1-\alpha)r\%$	3.5%	3.4%	6.7%	6.7%
$(1-\alpha)\beta\%$	1.4%	1.5%	3.4%	3.4%

(出所) Eviews10 の結果より作成。

(注) ***, **, *は 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

表 6-6 には、FMOLS の推定結果のみならず、比較のために OLS の推定結果も含まれる。なお、使用データの出所と関係なく、いずれのケースにおいて、OLS 推定ではほとんどの推定係数が有意ではない。それに対して、FMOLS 推定では、すべての推定係数が有意となった。ただし、OLS と FMOLS による各推定係数の大きさはほぼ一致する。そして、FMOLS の推定結果によって、研究者の産出弾力性を表すパラメータは 0.06 (OECD) と 0.16 (統計局) であることがわかる。その結果、それぞれの場合において、研究者数が 10%増大すると、0.6–1.6%の産出水準を上昇させることを意味している。

一方、OECD のデータを利用した場合、物的資本の産出弾力性の推定係数が 0.6 であり、統計局の場合には 0.4 であった。そこでは、これまでの章から推定された物的資本の産出弾力性がほぼ 0.3-0.6 となっている。なお、OECD のデータには研究者に対する定義の変更に伴うデータの激減した年 (2009 年) が入っていることが、単位根検定の結果に影響を与えており、研究者の産出弾力性が過小評価となるといった問題が生じてくる。そのため、物的資本の弾力性が過大評価される可能性もあり、統計局のデータに基づく収益率を計測することにする。

以上のように、(6-10) 式を用いて、まず研究者について微分する。また、前述してき

たように、研究者の産出弾力性 γ を一定と考え、次の関係から収益率²¹⁵を求める。

$$\rho = \lambda A_0 L_R^{\lambda-1} K^\alpha H^{1-\alpha} = \lambda \frac{Y}{L_R} \quad (6-13)$$

(6-13) 式では、すでに推定結果からわかった λ の値と産出研究者比率²¹⁶の積によって人的資本に基づく R&D 投資の収益率が表される。なお、ここでは、1991-2015 年を五つの期間に分けて、それぞれの期間中における平均収益率を求める。また、データの出所に従って計算された結果は表 6-7a と表 6-7b に示されている。

表 6-7a 人的資本に基づく R&D 投資の収益率 (OECD の場合)

対象年	産出研究者数比率	収益率 (%)
1991-1995	0.08	0.46
1996-2000	0.15	0.91
2001-2005	0.16	0.97
2006-2010	0.24	1.46
2011-2015	0.4	2.42
平均	0.21	1.24

表 6-7b 人的資本に基づく R&D 投資の収益率 (中国統計局の場合)

対象年	産出研究者数比率	収益率 (%)
1991-1995	0.07	1.07
1996-2000	0.1	1.66
2001-2005	0.13	2.05
2006-2010	0.16	2.5
2011-2015	0.17	2.77
平均	0.13	2.01

²¹⁵ ここでの収益率は、R&D 支出から求められた収益率と異なり、推定上と解釈上の違いに留意すべきである。むしろ、両方の収益率を比較したい。

²¹⁶ ここで、産出の単位を万億、研究者数の単位を万人にしている。

表 6-7a, b は 2 つのデータセットを用いて中国の人的資本に基づく R&D 投資 (R&D に従事する労働者数) の収益率を計算したものである。それぞれのケースにおいて、五つの対象期間では、産出研究者数比率が上昇するにつれて、収益率に上昇傾向がみられる。ただし、ここで求められた収益率は、一般に R&D 支出を用いて計測された収益率より下回っているが、それぞれに対する解釈は実証モデルによって変わってくる。なお、産出研究者数比率では産出および研究者数が持続して増加し、そして産出研究者数比率も上昇することが多いが、減少する場合もある²⁷。以上のように、ここで得られた R&D 投資の平均収益率が 1-2%として推定された。

6.6 地域別における R&D 投資と経済格差

以上のように人的資本に基づく R&D 投資が中国の経済成長に影響を与えることが確認された。なお、R&D 投資水準には地域格差が存在し、人的資本の外部効果のように地域経済格差をもたらす一つの要因として解釈できるか否かについては、本節でパネル分析で検証する。

6.6.1 省レベルの R&D 投資の現状

まず、省レベル (31 省) の R&D 投資の現状をみてみたい。全体の R&D 投資と異なり、ここでは人的資本に基づく R&D 投資のみを考察する。なお、ここで研究者の対労働人口比率を R&D 投資の指標にして 2004 年と 2015 年のデータを用いて図 6-6 のように作成している。

図 6-6 には、横軸は研究者の対労働人口比率、縦軸は一人当たり GDP (2005 年価格) が描かれ、図の中に回帰線が引かれている。回帰線が右上がりなので、研究者の対労働人口比率と一人当たり GDP との相関関係がいずれのケースにおいても存在している。そして赤い枠の中に入っている省はすべて東部地域にあり、2004 年から 2015 年までに中西部との

²⁷ 例えば、産出はそれほど増加していないのに、研究者数がかなり増加すると、その比率は下がる。ただ、その一つの前提として、研究者数によって産出が決定されるということが必要である。つまり、一方的な因果関係のみ存在すると仮定する (研究者数→産出)。

差が大きくなる傾向にある²¹⁸（赤い枠が大きくなることで東部地域内部における格差も拡大している）。

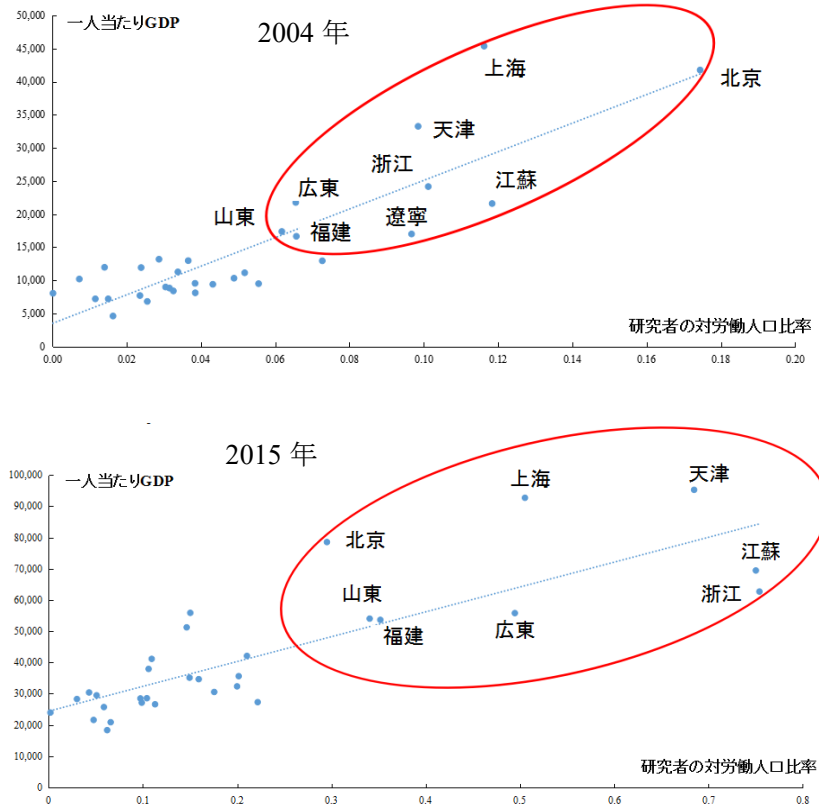


図 6-6 地域別の R&D 投資の格差（2004 年と 2015 年）

（出所）『中国統計年鑑 2016』より作成。

（注 1）一人当たり GDP は 2005 年価格で換算されている。

（注 2）規模以上の工業企業のデータであるが、2011 年から規模以上の製造業企業の統計範囲は、企業の一年の売上高が 500 万円及びそれ以上から 2000 万円及びそれ以上に達することとして変更された。

6.6.2 パネルモデルの定式化及びデータの定常性検定

ここでは、R&D 投資の格差が地域経済格差に影響するかを調べるために、(6-12) 式を以下のようなパネルモデルを書き換える。

$$\ln y_{it} = \frac{1}{1-\alpha} \ln A_{i0} + \frac{\lambda}{1-\alpha} \ln L_{Rit} + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln \left(\frac{K_{it}}{Y_{it}} \right) + rs_{it} + \beta \bar{h}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6-14)$$

²¹⁸ なお、2004 年に河北省と海南省が赤い枠に入らず、さらに 2015 年に遼寧省が赤い枠から除かれている。

ここで、 i は中国の31省、 t は2009–2015年となっている²¹⁹。(6-14)式について、時系列分析のように、まず各変数の定常性を調べる必要がある。なお、これまでの章において、Fisher型(Fisher-ADFとFisher-PP)検定がよく用いられてきた。ここでは、IPSとFisher型検定の結果を提示する。なお、使用するデータの出所は補論1、2および第4章、第5章を参照し、省レベルの研究者数は『中国統計年鑑2016』を参照する。そして、パネル単位根検定の結果は表6-8のようにまとめられている。

表 6-8 パネル単位根検定の結果

説明変数	水準 (定数項あり・トレンド項あり)			1階の階差 (定数項あり・トレンド項あり)		
	IPS 検定	Fisher-ADF 検定	Fisher-PP 検定	IPS 検定	Fisher-ADF 検定	Fisher-PP 検定
$\ln y$	2.059	48.352	71.844	-0.592	80.241*	148.656***
$\ln L_R$	1.316	41.431	73.853	-2.335***	123.495***	223.968***
$\ln(K/Y)$	0.935	45.62	67.037	0.126	59.471	93.274***
s	-1.132	100.184***	126.118***	0.31	63.649	115.398***
\bar{h}	-1.117	98.292***	113.617***	-1.826**	106.522***	195.573***

(出所) Eviews10の結果より作成。

(注) 各検定方法の統計量のみを示す。***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%有意水準の下で帰無仮説が棄却されることを示す。

表6-8には、IPS検定、Fisher-ADF検定とFisher-PP検定を実施して得られた結果が含まれている。まず、各変数の水準値に対する検定の結果では検定法ごとに結果が異なり、平均就学年数 s と平均寿命年数 \bar{h} を除くすべての変数が定常($I(0)$)であるという帰無仮説を棄却できない。なお、どれか一つでも1%水準で有意でない結果があれば、定常ではないという基準を仮定したうえで再び水準値に対する検定の結果をみると、すべての変数は定常ではないと確認される。

一方、各変数の1階の階差をとった値に対する検定の結果からすると、Fisher-PP検定の結果のみはすべての変数が定常であるという帰無仮説を棄却できることを意味し、つまり階差定常としてみなされる。よって、ここでは各変数とも $I(1)$ と仮定して分析を進める。

²¹⁹ すなわち、クロスセクション方向に31、時系列で2009年から2015年の年次データによる構成となっている。

6.6.3 パネル分析

前章で検討されてきたパネル分析の手順に従うと、パネルデータの定常性を確認した後、すべての変数の間には長期均衡関係が存在するか否かをパネル共和分検定により検証する必要がある²²⁰。なお、パネル共和分検定についていくつかの手法が提案されているが、本章では、Kao 検定および Pedroni 検定²²¹の2通りの方法により検定を実施する²²²。検定の結果は表 6-9 と表 6-10 のとおりである。

表 6-9 共和分検定の結果（全国）

検定方法	検定統計量	p 値	
Kao テスト	ADF	-4.81	0.0000
	Panel v-Statistic	-5.513	1.0000
	Panel rho-Statistic	3.805	0.9999
Pedroni テスト (個別効果とトレンドなし)	Panel PP-Statistic	-5.109	0.0000
	Panel ADF-Statistic	-3.857	0.0013
	Group rho-Statistic	6.444	1.0000
	Group PP-Statistic	-17.054	0.0000
	Group ADF-Statistic	-9.419	0.0000

(出所) Eviews10 の結果より作成。

(注) 帰無仮説は「共和分関係なし」である。

まず、Kao 検定の推定結果をみると、ADF 型の検定統計量は-4.81、p 値は 0.0000 であることがわかる。その結果、共和分関係が存在しないという帰無仮説を強く棄却できることが判明される。そして、Pedroni 検定の推定結果をみると、対立仮説の設定により二つのケースに分けており、さらにそれぞれのケースにおいていくつかの検定統計量が示されてい

²²⁰ ここでは、長期均衡関係がさえ確認できれば、すべての変数が定常性を満たさない場合においても、見せかけの回帰が発生しなくなる。

²²¹ Pedroni テストの結果において、対立仮説の設定が2種類に分けられ、それぞれの統計量と p 値が示されている。

²²² この二つの方法は Engle and Granger (1987) によって提唱された二段階法（時系列変数について、まず OLS で推定し、そして推定式から得られた残差について単位根検定を行う）に基づいてパネルデータに拡張したものである。

る。ここでは、Panel v、Panel rho と Group rho を除くすべての検定統計量による p 値から、共和分関係が存在しないという帰無仮説も Kao 検定のように強く棄却されている。以上のように、(6-14) 式における各変数間に一つの長期均衡関係の存在が強く示唆されている。

表 6-10 共和分検定の結果（地域別）

検定方法	東部			中西部		
	検定統計量		p 値	検定統計量		p 値
Kao テスト	ADF	-3.84	0.000	ADF	-7.469	0.000
Pedroni テスト (個別効果と トレンドな し)	Panel v-Statistic	-3.340	1.000	Panel v-Statistic	-4.418	1.000
	Panel rho-Statistic	2.180	0.985	Panel rho-Statistic	3.073	0.999
	Panel PP-Statistic	-7.014	0.000	Panel PP-Statistic	-3.605	0.000
	Panel ADF-Statistic	-4.057	0.000	Panel ADF-Statistic	-2.798	0.003

(出所) Eviews10 の結果より作成。

(注 1) 帰無仮説は「共和分関係なし」である。

(注 2) 紙幅の都合上、地域別における Pedroni テストは共和分ベクトルが主体毎に異なることを許容した対立仮説による結果のみを掲載する。

次に、地域別における共和分検定の結果を示した表 6-10 をみると、全国の結果とほぼ一致する。つまり、表 6-10 より地域別に分けるとしても、地域内において (6-14) 式における各変数の間に共和分関係があることを示唆している。

以上の結果を踏まえ、以下では、人的資本に基づく R&D 投資における地域経済成長の役割の推定にあたっては、依然として FMOLS 推定量を用いて推定する。そして、前述した 31 省のデータを用いて、2009-2015 年の計測期間で、長期均衡式を推定した結果は、表 6-11 のとおりである。なお、ここでは、中国の地域経済格差を R&D 投資の研究者数でどれほど解釈するのかを検証するために、東部（11 省）と中西部（20 省²²³）に分けてそれぞれについて FMOLS で推定した。その結果も表 6-11 に示される。

²²³ データ数が不足しているため、中部と西部を合わせて中西部になり、地域経済格差を東部と中西部との格差にしている。

表 6-11 長期均衡式の推定結果 (Pooled FMOLS²²⁴)

説明変数	全国 (31 省)	東部 (11 省)	中西部 (20 省)
$\ln L_R$	0.029*	0.161***	0.085*
$\ln(K/Y)$	0.678***	0.573***	0.653***
s	0.033	0.183***	0.128**
\bar{h}	0.117***	0.083***	0.01
λ	0.03	0.16	0.09
α	0.4	0.36	0.4
$(1-\alpha)r\%$	1.9	11.7	7.7
$(1-\alpha)\beta\%$	7	5.3	0.6

(出所) Eviews10 の結果より作成。

(注 1) Phillips and Moon (1999) によって考案された Pooled FMOLS 推定が用いられた。

(注 2) 各検定方法の統計量のみを示す。***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10%有意水準の下で有意であることを示す。

まず、全国の場合の推定結果をみると、研究者数の推定係数が 0.029 であり、時系列の結果 (0.16) よりかなり下回った。なお、パネルデータの時系列の年数 (7 年間<時系列 25 年間) がより少ないことを考慮すると、ここで得られた推定係数が研究者の役割を過小評価しているとは言えないであろう。ただし、平均就学年数の推定係数が有意でないことが t 検定によって判明された。

そして、東部の場合においては、すべての推定係数が 1%水準の下で有意であることが示されている。ここでの研究者は 0.16 の産出弾力性を示すようになり、時系列の結果とほぼ一致している。それに対して、中西部においても有意にプラスの研究者の産出弾力性を 0.08 として導出した。つまり、対象期間で東部においては、研究者の産出弾力性が中西部の 2 倍ほど大きい。なお、中西部の場合において、平均寿命年数の推定係数がプラスとなったが、有意ではなかったため、それによる健康の収益率 (0.6) が過小評価されたかもしれない。

以上のように、長期均衡式の推定結果から、2009-2015 年の対象期間で研究者の産出弾力性において東部は中西部より大きいことがわかった。そこで、ほかの条件を一定とした

²²⁴ Pooled FMOLS のほか、Weighted FMOLS と Group-Mean FMOLS という FMOLS 推定の拡張型がある一方、DOLS (Pooled DOLS と Weighted DOLS) も利用できる。

場合、東部の研究者は中西部の研究者に比較して経済成長により大きな影響を及ぼすと考える。その結果、人的資本の外部効果と同様に、人的資本に基づく研究開発投資の格差も地域経済格差を解釈できる一つの要因としてみなされる。

6.7 おわりに

本章では、人的資本に基づく R&D 投資（研究者）を生産関数モデルに組み入れることを通じて、R&D 投資による技術変化と中国の経済成長との関係を実証分析で考察した。より高い水準の人的資本を持つ研究者数の増加は R&D 活動による新技術・新知識の発見数を増やし、長期経済成長を促進すると予想される。

また、研究者の役割を重視し、理論的に研究者数と技術進歩率（さらに長期経済成長率）との関係を示したローマー・モデルがあるのに対して、このモデルにある規模効果の問題を改善したジョーンズ・モデルがある。それぞれのモデルから、研究者数あるいは研究者の増加率（均斉成長経路上では研究者の増加率と人口の増加率が同じでなければならない）は技術進歩率、さらに長期経済成長率に影響を与えることが示唆される。

なお、本論文では、実証モデルの定式化を考察する際、階差モデル（階差値－階差値あるいは水準値－階差値）における実証問題を意識しながら、主として水準モデル（水準値－水準値）を考察する。よって、本章においても、研究者数をそのまま生産関数モデルに組み入れて、時系列データとパネルデータを用いて実証分析を行った。

主な結果は以下のようにまとめられる。

1) 時系列分析より

OECD のデータを用いた場合：研究者の産出弾力性が 0.06 であり、ほかの条件を一定として研究者数が 1% 増大すると、約 0.06% の産出量を増加させることを意味する。

中国統計局のデータを用いた場合：研究者の産出弾力性が 0.16 であり、ほかの条件を一定として研究者数が 1% 増大すると、約 0.16% の産出量を増加させることを意味する。

さらに、人的資本に基づく R&D 投資の平均収益率が 1–2% として推定された。

2) パネル分析

研究者の産出弾力性：東部 (0.16) > 中西部 (0.09) となる。人的資本に基づく R&D 投資の格差は地域経済格差を解釈できる一つの要因としてみなされる。

第7章 本論文の結論と今後の課題

本論文では、「新常态」経済への移行によって中国の経済成長が減速し始めたという背景の下で、長期的経済成長が持続できるかを人的資本の視点から明らかにする目的で、時系列及びパネルデータを含めた実証分析を中心に人的資本の果たす役割に対する検証を行った。そこでは、人的資本と中国の経済成長との関係をめぐり、人的資本の形態である（量的・質的）教育（3章）および健康の果たす役割（4章）、人的資本の果たす外部効果（5章）と人的資本に基づくR&D投資（6章）といった四つの視点から多角的に考察してきた。

なお、本論文の実証分析に入る前に、人的資本と経済成長に関する先行研究および先行研究における問題点を説明し、さらに第4章～第6章において独自の先行研究をサーベイし、本論文の実証手法の選択などに論拠を提供することになる。そして、本章では、本論文全体の結論についてまとめた上で、今後の課題について論じる。

7.1 本論文の結論

本論文では、主に時系列データを用いて、人的資本が中国の経済成長に与える影響についていくつかの面から実証分析を行った。なお、地域経済成長格差の要因に言及した第5章と第6章では、パネルデータを用いた分析も行われた。各章から得られた結論は再度まとめて、以下のとおりである。

第3章では、人的資本のもっとも重要な形態としての教育を中心に、量的・質的教育が中国の経済成長に与える影響について実証分析を行った。その結果、1) 1979–2016における年率8.6%の一人当たり産出量のうち、教育の質を表す指標として生徒一人当たり教育支出と生徒千人当たり教員数がそれぞれ2.43%、0.96%の寄与を反映したのに対して、教育の量を表した平均就学年数は同期間に1.02%寄与したこと；2) 共和分関係に基づく長期均衡式の推定（FMOLS推定）を通じて、各変数の推定係数を導出したところ、生徒一人当たり教育支出がもっとも大きい弾力性（約0.35）を示し、教育の質を表したもう一つの指標の生徒千人当たりの教員数が約0.2の弾力性を持つとして推定された。なお、教育の量を表した平均就学年数の転換率が0.25として推定され、収益率として計算とすると、約18%の収益率が得られたことが明らかになった。

第4章では、教育と健康資本を同時に扱うモデルを構築し、時系列分析に着目した実証分析を行った。その結果、共和分関係に基づくFMOLS推定では、1) 健康資本の収益率が約6.4%（生存率）と11.2%（平均寿命年数）、2) 人的資本水準への転換率がそれぞれ0.3（教育）と0.1（健康）として推定されたことが示唆された。つまり、教育の役割に加えて、健康も中国の経済成長に影響を与えると結論付けられた。

第5章では、Lucasの人的資本外部性モデルを取り上げて、時系列分析及びパネル分析を通じて、中国の経済成長における人的資本の外部効果が存在するか否かに対する検証を行った。時系列分析の結果から、教育と健康を含む人的資本水準の構築によって、人的資本の外部効果が存在していると判明され、生存率を用いた場合、人的資本の外部効果が0.01であったのに対して、平均寿命年数を用いた場合には0.18の外部効果の大きさが導出された。そしてパネル分析の結果から、人的資本の外部効果の大きさについて東部から西部までは0.54、0.27と0.23という順となり、人的資本の外部効果が強い東部では、中西部よりもっと成長できるとして認められた。

第6章では、人的資本に基づくR&D投資（研究者）を生産関数モデルに組み入れることを通じて、R&D投資による技術変化と中国の経済成長との関係を実証分析で考察した。結果としては、時系列分析では研究者の産出弾力性が0.06（OECD）あるいは0.16（中国統計局）であり、人的資本に基づくR&D投資の平均収益率が1-2%として推定されたことと、パネル分析では研究者の産出弾力性は東部（0.16）が中西部（0.09）より2倍大きいことが示唆された。

以上のことを、もっとわかりやすくみるために、本論文の基本の流れと推定値について図7-1と表7-1を作成した。

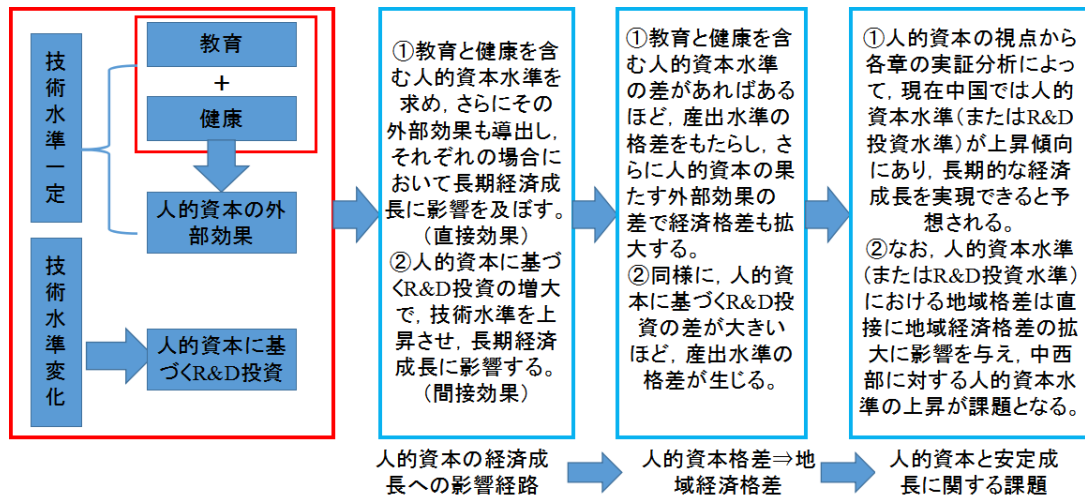


図 7-1 本論文の基本的流れ

表 7-1 本論文の人的資本に関する実証結果（推定値及び収益率）

	人的資本水準		人的資本の外部効果	人的資本に基づくR&D投資
	教育	健康		
第3章	量的のみ：40%			
時系列	1978-2016	-	-	-
	量的・質的：18%			
第4章	22.6%	生存率：6.4%		
時系列	1978-2016		-	-
	24.7%	平均寿命年数：11.2%		
第5章	生存率：1.016		0.01	-
時系列	1978-2016	平均寿命年数：1.31	0.18	
パネル	2002-2015	東部：1.89	0.54	
		中部：1.61	0.27	-
		西部：1.54	0.23	
第6章	OECD：3.4%	1.5%		1.24%
時系列	1991-2015	統計局：6.7%	-	2.01%
パネル	2009-2015	東部：11.7%	-	0.16 (2.5%)
		中西部：7.7%	-	0.09 (1.95%)

7.2 今後の研究課題

本論文の残された課題について述べる前に、本論文で検討した人的資本の視点に関連する近年の政策を列挙する。つまり、教育と健康を中心とした人的資本の水準を向上させるために、中国は教育投資と健康投資をめぐって、経済発展パターンの転換及び「新常态」経済への移行に対応する人的資本投資政策を打ち出している。

例えば、

教育に関して、

2010年、『国家中長期教育改革と発展規画綱要 2010—2020』（教育部）；

健康に関して

2009年、「健康中国 2020」（衛生部）

2016年、「健康中国 2030 計画概要」（国務院）；

人的資本に基づく R&D 投資に関して

2011年、「中長期科学技術人材発展計画」（科学技術部）

2012年、「国家ハイレベル人材特別支援計画（万人計画）」（人的資源・社会保障部）

等があげられる。これらの政策からわかるように、近年では中国は人的資本の育成を重視するようになってきている。しかしながら、政策からもたらされた地域の投資格差は地域経済格差を拡大させる（結論より）。特に、中西部から東部への人材流入という実態があり、政策に恵まれる東部はより長期的な成長を実現できるように結論から示唆されている。

さて、これまで行ってきた実証分析において、残された課題としては主に3点があげられる。第一に、以上の結論を踏まえて、人的資本を長期成長のエンジンとして中国の経済成長に重要な役割を果たしていることが明らかになったが、実証分析を簡便化するために、人的資本から経済成長への影響経路という一方的な因果関係を仮定したうえで、実証モデルの設定や使用データの選択及び処理などを行った。ただし、一方的な因果関係がなければ、本論文で行った実証分析には内生性問題が生じてくるかもしれない。したがって、人的資本と経済成長と因果関係の方向性を確認するために、因果分析を行う必要があるが、短期と長期に分けて分析するのが望ましい。

第二に、人的資本の形態である教育と健康のほかに、職場訓練や実践による学習の形態も存在する。なお、本論文では、これらの形態を一定として考え、深い検討に触れていな

い。そこでは、生産部門であれ R&D 部門であれ、現場での学習も人的資本の水準を向上させる重要なアプローチの一環として、どのようにそういう学習をデータで測るかということは今後の一つの課題となる。

第三に、パネルデータの制約の問題である。特に第 6 章では、パネルの年次データは 7 年間にすぎず、いわゆる小標本の場合、パネル単位根検定や共和分検定による統計量は、その性質があまりよくないので、結果の信頼性には疑問が残るようである。したがって、パネルデータの整備に着目することも望ましいと考える。

それ以外に、本論文は実証分析を行い、改革開放以来の中国の経済成長に対して人的資本の果たす役割が大きいと結論付けた。なお、現在中国の人的資本水準が大幅に上昇し、それによる技術水準の大幅な上昇も予想されるが、なぜ現在の中国は一人当たり GDP が先進諸国に比べて依然として低水準にとどまっているのか？いわゆる「中所得の罨」をいかに乗り越えられるのかはこれからの中国にとって非常に大きな課題である。そこで、「新常态」経済はこれからどうなるかが期待される一方、安定で持続的成長を達成できるのかということに対して、今後も人的資本を中心に注目し続ける。

謝辞

本論文は、筆者が広島修道大学大学院経済科学研究科現代経済システム専攻博士課程に在学中に行った研究をまとめたものです。

本研究を進めるにあたり、素晴らしい研究環境を与えて頂くとともに、論文の初めから完成に至るまで、ご指導ご鞭撻を賜りました片山尚平教授に心より厚く御礼申し上げます。片山先生のところで、修士から博士までの五年間は、自分の人生の重要なものになると考えております。

そして、本論文を査読して頂くとともに、研究を進めていくにあたり終始ご指導とご助言を頂きました張南教授、寺本浩昭教授に心より感謝の意を表します。

また、この三年間、一部の生活費を支えて頂いた広島国際交流センター、八幡記念育英奨学会に深く感謝致します。奨学金の支給のおかげさまで、研究に必要な時間を増やすことができ、論文の完成に大変役立つと考えております。誠にありがとうございます。

最後に、広島修道大学国際交流センターの方々にも大変お世話になりました。この三年間、広島修道大学に所属しているインターナショナルハウスに住み続けることができ、様々な国から来た留学生たちと交流したりすることで、充実した生活を過ごせました。この場を借りてお礼申し上げます。

補論 1 中国の実質 GDP の計測

周知のとおり、国内総生産（GDP）は、一定期間において、一国（地域）内で生産要素を使って生産されるすべての最終的な財・サービスの市場価値である。なお、価格水準によって名目 GDP と実質 GDP に分けられる。つまり、現在価格で GDP を評価する場合、名目 GDP と呼ばれるのに対し、過去のある特定の年の価格で GDP を評価する場合、実質 GDP と呼ばれる。そこで、名目 GDP と比べ実質 GDP のほうが経済の全体的な財・サービスの生産が時間を通じてどのように変化するかを明らかにする（すなわち生産量のみを反映するもの）。したがって、実質 GDP 及びその成長率は名目 GDP より一国の経済成長を図れることがわかる。

また、多くの実証研究では、ある経済の GDP（あるいは一人当たり GDP）のデータを利用する際、通常は実質 GDP を意味し、経済成長率が実質 GDP の増加率によって測定される。それゆえに、本研究で利用する中国（全国と各省）の GDP データは特定の基準年の価格を用いて算出される。

一方、名目 GDP と実質 GDP から、財・サービスの価格を反映する GDP デフレーターを次のように算出することができる。

$$\text{GDP デフレーター} = (\text{名目 GDP} / \text{実質 GDP}) * 100$$

名目 GDP と実質 GDP は基準年には等しいため、基準年の GDP デフレーターはつねに 100 である。つまり、この式にしたがって、毎年度の GDP デフレーターがわかるとしたら、毎年度の実質 GDP（基準年も変わりつつある）が産出される。しかしながら、中国の統計局では GDP デフレーターの数値系列を公表していない。そのかわりに、生産総額指数（GDPI）は 1978 年（=100）と前年比（前年=100）に分けて公表されている。なお、この二つの指数を用いると、いずれの基準年にしても、その基準年に基づいた実質 GDP を算出することは可能である²²⁵。現在までに、中国国家统计局によって設定された基準年は、1952 年、1957 年、1970 年、1980 年²²⁶、1985 年、1990 年、2000 年、2005 年と 2010 年であ

²²⁵ 具体的な計算方法は最後に提示する。

²²⁶ 一般に、1980 年より 1978 年を基準年とするケースが多い。

る。そのなかで、1978年、1985年と1990年も価格水準の基準年（順番で消費者物価指数 CPI:1978年、生産者物価指数 PPI:1985年、固定資産投資価格指数 FIPI:1990年）とされている。

そして、本論文では改革開放以降の中国の経済成長を対象としているため、ここでは1978年から2016年の実質 GDP を算出する。なお、本論での資料源は2015年までの GDP データと GDPI データ（1978年=100 と前年=100）は『中国統計年鑑 2016』を中心として使用し、2016年のデータは国家統計局による「国民経済と社会発展の統計公報」（2017年公表）に依拠している。また、中国31省の統計データについて、全国のデータ源とわずかに異なり、2015年までの GDP データ及び GDPI データ（前年=100、1993-2015）は『中国統計年鑑 2016』によってとられ、1978-1992年の生産総額指数データ（前年=100）は『新中国六十年統計資料』²²⁷からまとめられ、2016年のデータは各省の「国民経済と社会発展の統計公報」（2016年版）に基づいている。

まず、全国の GDPI データ及びそれに基づいて算出された実質 GDP を提示する（付表 1-1）。そして、名目 GDP と実質 GDP の関係式に基づき GDP デフレーターをもとめ、CPI を合わせて、改革開放後の中国のインフレーションの二つの尺度を表すことにする（付図 1-1）。

付表 1-1 生産総額指数

年	前年=100	1978年=100	1990=100	2005年=100
1978	111.7	100	35.5	8.2
1979	107.6	107.6	38.2	8.9
1980	107.8	116.0	41.1	9.6
1981	105.1	121.9	43.2	10.0
1982	109	132.9	47.1	11.0
1983	110.8	147.2	52.2	12.1
1984	115.2	169.6	60.2	14.0
1985	113.4	192.3	68.2	15.9

²²⁷ 国家統計局国民経済綜合統計司編（2010年1月刊）。

1986	108.9	209.5	74.3	17.3
1987	111.7	234.0	83.0	19.3
1988	111.2	260.2	92.3	21.4
1989	104.2	271.1	96.2	22.3
1990	103.9	281.7	100	23.2
1991	109.3	307.9	109.3	25.4
1992	114.2	351.6	124.8	29.0
1993	113.9	400.4	142.2	33.0
1994	113	452.5	160.7	37.3
1995	111	502.3	178.3	41.4
1996	109.9	552.0	196.0	45.5
1997	109.2	602.8	214.0	49.7
1998	107.8	649.8	230.7	53.6
1999	107.7	699.8	248.5	57.7
2000	108.5	759.3	269.6	62.6
2001	108.3	822.4	292.0	67.8
2002	109.1	897.2	318.5	74.0
2003	110	986.9	350.4	81.4
2004	110.1	1086.6	385.8	89.6
2005	111.4	1210.5	429.7	100
2006	112.7	1364.2	484.3	112.7
2007	114.2	1557.9	553.1	128.7
2008	109.7	1709.0	606.8	141.2
2009	109.4	1869.7	663.8	154.5
2010	110.6	2067.8	734.1	170.8
2011	109.5	2264.3	803.9	187.1
2012	107.9	2443.2	867.4	201.8
2013	107.8	2633.7	935.1	217.6

2014	107.3	2826.0	1003.3	233.5
2015	106.9	3021.0	1072.5	249.6
2016	106.7	3223.4	1144.4	266.3

付表 2 中国の実質 GDP (億元)

年	名目 GDP (支出側)	実質 GDP (1978 年価格)	実質 GDP (1990 年価格)	実質 GDP (2005 年価格)
1978	3,634.1	3,634.1	6,763.7	15,441.3
1979	4,078.2	3,910.3	7,277.8	16,614.9
1980	4,575.3	4,215.3	7,845.9	17,912.0
1981	4,957.3	4,430.3	8,251.8	18,838.4
1982	5,426.3	4,829.0	8,989.0	20,521.5
1983	6,078.7	5,350.5	9,963.0	22,745.1
1984	7,345.9	6,163.8	11,471.3	26,188.5
1985	9,180.5	6,989.8	13,013.4	29,709.1
1986	10,473.7	7,611.9	14,176.8	32,365.0
1987	12,294.2	8,502.4	15,833.9	36,148.2
1988	15,332.2	9,454.7	17,612.8	40,209.3
1989	17,359.6	9,851.8	18,350.0	41,892.4
1990	19,067.0	10,236.0	19,067.0	43,529.1
1991	22,124.2	11,188.0	20,840.2	47,574.8
1992	27,334.2	12,776.7	23,799.5	54,338.1
1993	35,900.1	14,552.6	27,107.7	61,873.5
1994	48,822.7	16,444.5	30,631.7	69,949.3
1995	61,539.1	18,253.4	34,001.2	77,608.2
1996	72,102.5	20,060.4	37,367.3	85,313.4
1997	80,024.8	21,906.0	40,805.1	93,188.5
1998	85,486.3	23,614.7	43,987.9	100,492.2

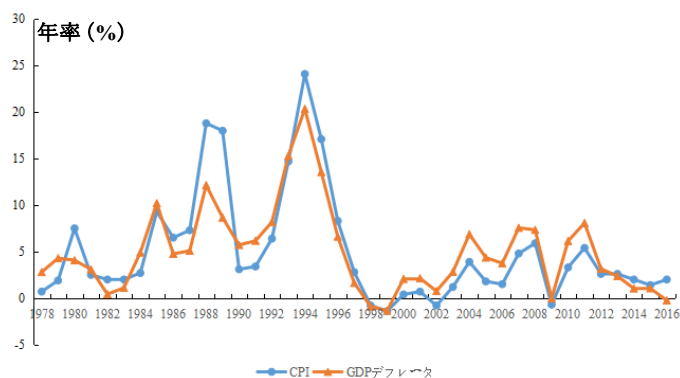
1999	90,823.8	25,433.0	47,374.9	108,197.5
2000	100,576.8	27,594.8	51,401.8	117,385.1
2001	111,250.2	29,885.2	55,668.1	127,174.9
2002	122,292.2	32,604.7	60,733.9	138,786.8
2003	138,314.7	35,865.2	66,807.3	152,714.9
2004	162,742.1	39,487.6	73,554.9	168,156.2
2005	189,190.4	43,989.2	81,940.1	187,318.9
2006	221,206.5	49,575.8	92,346.5	211,108.4
2007	271,699.3	56,615.6	105,459.7	241,085.8
2008	319,935.9	62,107.3	115,689.3	264,471.1
2009	349,883.3	67,945.4	126,564.1	289,331.4
2010	410,708.3	75,147.6	139,979.9	320,000.5
2011	486,037.8	82,286.6	153,278.0	350,400.6
2012	540,988.9	88,787.2	165,387.0	378,082.2
2013	596,962.9	95,712.6	178,287.2	407,572.6
2014	647,181.7	102,699.7	191,302.2	437,325.4
2015	699,109.4	109,785.9	204,502.0	467,500.9
2016	744,127.0	117,141.6	218,203.6	498,823.5

付表3 GDPデフレーター

年	前年=100	1978年=100	1990=100	2005年=100
1978	102.8	100.0	53.7	23.3
1979	104.3	104.3	56.0	24.3
1980	103.5	108.5	58.3	25.3
1981	102.8	111.9	60.1	26.1
1982	100.9	112.4	60.4	26.2
1983	102.1	113.6	61.0	26.5
1984	105.9	119.2	64.0	27.8

1985	111.2	131.3	70.5	30.6
1986	105.7	137.6	73.9	32.0
1987	106.1	144.6	77.6	33.7
1988	113.3	162.2	87.1	37.8
1989	109.7	176.2	94.6	41.0
1990	106.8	186.3	100.0	43.4
1991	107.3	197.7	106.2	46.0
1992	108.8	213.9	114.9	49.8
1993	115.9	246.7	132.4	57.4
1994	121.1	296.9	159.4	69.1
1995	114.0	337.1	181.0	78.5
1996	107.0	359.4	193.0	83.7
1997	102.0	365.3	196.1	85.0
1998	99.5	362.0	194.3	84.2
1999	99.0	357.1	191.7	83.1
2000	102.4	364.5	195.7	84.8
2001	102.4	372.3	199.8	86.6
2002	101.1	375.1	201.4	87.2
2003	103.3	385.7	207.0	89.7
2004	107.6	412.1	221.3	95.8
2005	104.9	430.1	230.9	100.0
2006	104.8	446.2	239.5	103.7
2007	108.4	479.9	257.6	111.6
2008	107.9	515.1	276.5	119.8
2009	100.1	514.9	276.4	119.7
2010	106.4	546.5	293.4	127.1
2011	107.5	590.7	317.1	137.3
2012	102.5	609.3	327.1	141.7

2013	102.5	623.7	334.8	145.0
2014	101.3	630.2	338.3	146.5
2015	101.6	636.8	341.9	148.1
2016	101.2	635.2	341.0	147.7



付図 1-1 中国におけるインフレーションの二つの尺度

次いで、同じ計算方法で省レベルの実質 GDP を算出することは可能となる。ただし、全国数値と 31 省の合計値とは、必ず等しくなることは言えない。なぜなら、地方報告の名目 GDP かつ GDPI の一部には、水増しなどの不正統計問題によって、31 省の合計値が全国数値より下回ったり上回ったりするからである。こういう食い違うケースがあるかにもかかわらず、ここでは依然として公表された各省のデータに基づいて省レベルの実質 GDP を算出する（なお、省レベルの GDPI データを提示しない）。

しかしながら、前述したように、実質 GDP を算出するには、まずある年を基準年として選ばなければならない。全国の場合と同様に、1978 年、1990 年と 2005 年を基準年とすることは一般的である。選択する基準年によって、各省の実質 GDP の格差（付表 1-5—付表 1-7 を参照すると、その格差が徐々に縮小する）が変わってくる。ところが、『中国統計年鑑 2016』では固定資産価格の基準年は 1990 年とされたため、補論 2 での資本ストックの測定は 1990 年を基準年としたケースが多い。

付表 1-4 31 省の名目 GDP²²⁸ (億元)

省	1978	1985	1990	1995	2000	2005	2010	2016
北京	108.8	257.1	500.8	1,507.7	3,161.7	6,969.5	14,113.6	24,899.3
天津	82.7	175.8	311.0	932.0	1,701.9	3,905.6	9,224.5	17,885.4
河北	183.1	396.8	896.3	2,849.5	5,044.0	10,012.1	20,394.3	31,827.9
遼寧	229.2	518.6	1,062.7	2,793.4	4,669.1	8,047.3	18,457.3	22,037.9
上海	272.8	466.8	781.7	2,499.4	4,771.2	9,247.7	17,166.0	27,466.2
江蘇	249.2	651.8	1,416.5	5,155.3	8,553.7	18,598.7	41,425.5	76,086.2
浙江	123.7	429.2	904.7	3,557.6	6,141.0	13,417.7	27,722.3	46,465.0
福建	66.4	200.5	522.3	2,094.9	3,764.5	6,554.7	14,737.1	28,519.2
山東	225.5	680.5	1,511.2	4,953.4	8,337.5	18,366.9	39,169.9	67,008.2
広東	185.9	577.4	1,559.0	5,933.1	10,741.3	22,557.4	46,013.1	79,512.1
海南	16.4	43.3	102.4	363.3	526.8	918.8	2,064.5	4,044.5
山西	88.0	219.0	429.3	1,076.0	1,845.7	4,230.5	9,200.9	12,928.3
吉林	82.0	200.4	425.3	1,137.2	1,951.5	3,620.3	8,667.6	14,886.2
黒竜江	174.8	355.0	715.2	1,991.4	3,151.4	5,513.7	10,368.6	15,386.1
安徽	114.1	331.4	658.0	1,810.7	2,902.1	5,350.2	12,359.3	24,117.9
江西	87.0	207.9	428.6	1,169.7	2,003.1	4,056.8	9,451.3	18,364.4
河南	162.9	451.7	934.7	2,988.4	5,053.0	10,587.4	23,092.4	40,160.0
湖北	151.0	396.3	824.4	2,109.4	3,545.4	6,590.2	15,967.6	32,297.9
湖南	147.0	350.0	744.4	2,132.1	3,551.5	6,596.1	16,038.0	31,244.7
内モンゴル	58.0	163.8	319.3	857.1	1,539.1	3,905.0	11,672.0	18,632.6
広西	75.9	181.0	449.1	1,497.6	2,080.0	3,984.1	9,569.9	18,245.1
重慶	67.3	152.0	299.8	1,123.1	1,791.0	3,467.7	7,925.6	17,558.8
四川	184.6	421.2	891.0	2,443.2	3,928.2	7,385.1	17,185.5	32,680.5
貴州	46.6	123.9	260.1	636.2	1,029.9	2,005.4	4,602.2	11,734.4
雲南	69.1	165.0	451.7	1,222.2	2,011.2	3,462.7	7,224.2	14,870.0

²²⁸ 紙幅の都合上、5-7年あたりのデータのみを掲載する。

チベット	6.7	17.8	27.7	56.1	117.8	248.8	507.5	1,150.1
陝西	81.1	180.9	404.3	1,036.9	1,804.0	3,933.7	10,123.5	19,165.4
甘肅	64.7	123.4	242.8	557.8	1,052.9	1,934.0	4,120.8	7,152.0
青海	15.5	33.0	69.9	167.8	263.7	543.3	1,350.4	2,572.5
寧夏	13.0	30.3	64.8	175.2	295.0	612.6	1,689.7	3,150.1
ウイグル	39.1	112.2	261.4	814.9	1,363.6	2,604.2	5,437.5	9,617.2

付表 1-5 31 省の実質 GDP (1978 年価格, 億元)

省	1978	1985	1990	1995	2000	2005	2010	2016
北京	108.8	211.9	310.7	543.5	885.6	1,561.7	2,655.9	4,075.8
天津	82.7	156.2	201.5	351.2	599.5	1,153.7	2,429.0	4,743.8
河北	183.1	146.8	219.3	433.5	732.1	1,246.2	2,162.2	3,466.8
遼寧	229.2	407.9	585.7	953.2	1,438.6	2,440.6	4,678.3	6,638.2
上海	272.8	490.5	646.1	1,196.7	2,063.6	3,616.1	6,108.3	9,338.9
江蘇	249.2	542.9	874.9	1,916.8	3,255.8	5,984.3	11,278.9	19,207.2
浙江	123.7	325.0	467.8	1,121.4	1,889.3	3,485.6	6,093.4	9,695.8
福建	66.4	154.1	245.1	569.2	978.4	1,630.5	3,078.6	5,551.3
山東	225.5	473.0	704.9	1,506.2	2,521.8	4,671.2	8,634.7	14,556.6
広東	185.9	420.1	784.5	1,918.9	3,230.3	6,017.3	10,738.7	17,356.1
海南	16.4	33.3	51.8	117.3	168.2	271.4	505.4	853.3
山西	88.0	170.3	227.2	372.2	597.5	1,106.9	1,868.2	2,860.7
吉林	82.0	153.7	228.9	368.8	588.2	975.7	1,953.5	3,263.4
黒竜江	174.8	280.3	384.8	555.3	848.0	1,403.1	2,470.5	3,903.3
安徽	114.1	249.5	331.5	595.6	959.4	1,583.9	2,977.8	5,396.9
江西	87.0	171.4	244.7	401.6	628.1	1,089.5	2,021.5	3,625.7
河南	162.9	355.5	525.0	965.3	1,563.3	2,682.0	4,904.7	8,397.3
湖北	151.0	329.3	445.4	788.0	1,251.1	2,034.5	3,861.9	6,954.8
湖南	147.0	260.5	358.9	589.9	937.6	1,527.3	2,922.2	5,178.0

内モンゴル	58.0	127.0	177.7	290.0	490.6	1,081.3	2,408.5	4,164.1
広西	75.9	128.7	173.2	350.7	525.8	878.3	1,683.5	2,918.2
重慶	67.3	127.7	177.8	331.8	522.1	874.8	1,752.6	3,546.5
四川	184.6	358.1	497.0	850.8	1,319.4	2,240.4	4,251.7	7,635.8
貴州	46.6	97.0	134.3	204.0	309.8	503.4	901.2	1,795.1
雲南	69.1	134.9	210.8	346.9	527.2	810.1	1,416.2	2,605.2
チベット	6.7	14.5	16.3	27.5	48.4	86.7	155.8	301.8
陝西	81.1	157.1	242.7	378.7	631.8	1,095.4	2,166.3	3,938.3
甘肅	64.7	105.7	167.0	267.0	428.0	712.7	1,210.5	2,152.0
青海	15.5	25.5	33.0	47.5	72.2	127.4	233.7	421.2
寧夏	13.0	25.6	37.5	55.5	86.9	146.5	265.6	459.7
ウイグル	39.1	85.1	135.8	236.7	343.0	553.7	915.1	1,640.9

付表 1-6 31 省の実質 GDP (1990 年価格, 億元)

省	1978	1985	1990	1995	2000	2005	2010	2016
北京	175.4	341.5	500.8	876.1	1,427.4	2,517.2	4,280.7	6,569.3
天津	127.6	241.1	311.0	542.0	925.2	1,780.7	3,749.0	7,321.4
河北	337.7	599.8	896.3	1,771.6	2,991.6	5,092.3	8,835.8	14,166.7
遼寧	415.9	740.1	1,062.7	1,729.6	2,610.3	4,428.5	8,488.7	12,045.0
上海	330.1	593.5	781.7	1,447.7	2,496.4	4,374.6	7,389.5	11,297.7
江蘇	403.5	879.0	1,416.5	3,103.3	5,271.1	9,688.6	18,260.6	31,096.6
浙江	239.3	628.6	904.7	2,168.6	3,653.5	6,740.4	11,783.4	18,749.6
福建	141.4	328.4	522.3	1,212.8	2,084.8	3,474.2	6,560.1	11,829.0
山東	409.2	950.2	1,511.2	3,228.9	5,406.1	10,013.8	18,510.6	31,205.5
広東	369.3	834.9	1,559.0	3,813.3	6,419.6	11,958.1	21,340.7	34,491.2
海南	29.1	62.3	102.4	232.0	332.9	537.1	999.9	1,688.4
山西	166.2	321.8	429.3	703.1	1,128.7	2,091.0	3,529.1	5,404.0
吉林	152.4	285.5	425.3	685.4	1,093.0	1,813.2	3,630.3	6,064.4

黒竜江	324.9	521.0	715.2	1,032.3	1,576.3	2,608.1	4,592.2	7,255.5
安徽	226.5	495.3	658.0	1,182.2	1,904.3	3,144.0	5,910.8	10,712.8
江西	152.4	300.3	428.6	703.4	1,100.2	1,908.5	3,541.1	6,351.2
河南	290.1	632.9	934.7	1,718.6	2,783.2	4,774.8	8,732.0	14,950.0
湖北	279.5	609.4	824.4	1,458.3	2,315.4	3,765.3	7,147.2	12,871.3
湖南	304.9	540.5	744.4	1,223.7	1,945.0	3,168.4	6,062.0	10,741.7
内モンゴル	104.3	228.2	319.3	521.1	881.4	1,942.6	4,327.0	7,481.1
広西	196.6	333.7	449.1	908.9	1,362.8	2,276.6	4,363.6	7,564.2
重慶	113.5	215.3	299.8	559.5	880.4	1,475.2	2,955.3	5,980.2
四川	330.9	641.9	891.0	1,525.2	2,365.0	4,016.0	7,621.3	13,687.6
貴州	90.3	187.8	260.1	395.1	600.1	975.0	1,745.4	3,476.8
雲南	148.0	289.1	451.7	743.5	1,129.9	1,736.1	3,034.8	5,583.0
チベット	11.3	24.8	27.7	46.9	82.5	147.8	265.6	514.4
陝西	135.1	261.6	404.3	630.9	1,052.5	1,824.8	3,608.8	6,560.5
甘肅	94.1	153.8	242.8	388.3	622.4	1,036.4	1,760.3	3,129.6
青海	33.0	54.2	69.9	100.7	153.0	270.1	495.5	893.0
寧夏	22.5	44.3	64.8	96.0	150.3	253.4	459.4	795.0
ウイグル	75.2	163.8	261.4	455.9	660.5	1,066.3	1,762.3	6,569.3

付表 1-7 31 省の実質 GDP (2005 年価格)

省	1978	1985	1990	1995	2000	2005	2010	2016
北京	485.7	945.6	1,386.7	2,425.6	3,952.1	6,969.5	11,852.5	18,188.9
天津	279.8	528.8	682.0	1,188.9	2,029.3	3,905.6	8,222.8	16,058.6
河北	664.0	1,179.3	1,762.3	3,483.2	5,881.9	10,012.1	17,372.2	27,853.5
遼寧	755.7	1,344.9	1,931.1	3,142.9	4,743.3	8,047.3	15,425.2	21,887.4
上海	697.7	1,254.4	1,652.4	3,060.4	5,277.3	9,247.7	15,621.1	23,883.0
江蘇	774.6	1,687.4	2,719.2	5,957.3	10,118.6	18,598.7	35,053.9	59,694.7
浙江	476.3	1,251.2	1,800.9	4,316.9	7,272.9	13,417.7	23,456.6	37,323.9

福建	266.8	619.5	985.4	2,288.1	3,933.3	6,554.7	12,376.6	22,317.3
山東	336.4	705.7	1,051.8	2,247.3	3,762.6	18,366.9	12,883.2	21,718.7
広東	696.7	1,574.9	2,940.9	7,193.4	12,109.7	22,557.4	40,256.5	65,063.4
海南	55.5	112.7	175.2	396.9	569.5	918.8	1,710.6	2,888.3
山西	336.3	651.0	868.5	1,422.5	2,283.5	4,230.5	7,140.3	10,933.5
吉林	304.3	570.1	849.2	1,368.5	2,182.4	3,620.3	7,248.5	12,108.7
黒竜江	686.9	1,101.4	1,512.0	2,182.3	3,332.3	5,513.7	9,708.0	15,338.4
安徽	385.4	842.9	1,119.7	2,011.7	3,240.6	5,350.2	10,058.4	18,229.8
江西	323.9	638.3	911.1	1,495.2	2,338.6	4,056.8	7,527.0	13,500.2
河南	643.1	1,403.3	2,072.4	3,810.8	6,171.3	10,587.4	19,362.0	33,149.4
湖北	489.1	1,066.7	1,442.9	2,552.4	4,052.6	6,590.2	12,509.5	22,528.1
湖南	634.8	1,125.2	1,549.8	2,547.5	4,049.1	6,596.1	12,620.0	22,362.3
内モンゴル	209.6	458.7	641.9	1,047.4	1,771.8	3,905.0	8,698.4	15,038.9
広西	344.1	583.9	785.9	1,590.7	2,384.9	3,984.1	7,636.6	13,237.7
重慶	266.9	506.2	704.8	1,315.3	2,069.6	3,467.7	6,947.1	14,057.8
四川	608.5	1,180.4	1,638.4	2,804.7	4,349.1	7,385.1	14,015.1	25,170.5
貴州	185.7	386.4	535.1	812.6	1,234.3	2,005.4	3,590.1	7,151.4
雲南	295.1	576.5	900.9	1,482.9	2,253.6	3,462.7	6,053.2	11,135.5
チベット	19.1	41.7	46.6	79.0	138.9	248.8	447.0	865.8
陝西	291.2	564.0	871.6	1,360.0	2,268.9	3,933.7	7,779.5	14,142.7
甘肅	175.7	286.9	453.1	724.6	1,161.4	1,934.0	3,284.9	5,840.1
青海	66.3	109.0	140.7	202.6	307.8	543.3	996.9	1,796.6
寧夏	54.4	107.1	156.8	232.1	363.3	612.6	1,110.8	1,922.1
ウイグル	183.8	400.1	638.5	1,113.5	1,613.2	2,604.2	4,304.2	7,717.7

計算方法

*生産総額指数（前年＝100）から生産総額指数（基準年＝1978, 1990, 2005 年）

基準年＝1978 年の場合:

つまり、1978 年の生産総額指数は 100 である。そして、この基準年の下では、前年比の生産総額指数を用いて、1979－2016 年の生産総額指数を計算することができる。式でみれば、次のように与えられる。なお、区別するため、1978 年を基準年にして求める GDPI を GDPI1978 として明記する。

1979 年の $GDPI_{1978} = 1979 \text{ 年の } GDPI * 1978 \text{ 年の } GDPI_{1978} / 100$

1980 年の $GDPI_{1978} = 1980 \text{ 年の } GDPI * 1979 \text{ 年の } GDPI_{1978} / 100$

1981 年の $GDPI_{1978} = 1981 \text{ 年の } GDPI * 1980 \text{ 年の } GDPI_{1978} / 100$

.....

2016 年の $GDPI_{1978} = 2016 \text{ 年の } GDPI * 2015 \text{ 年の } GDPI_{1978} / 100$

同様に、基準年を 1990 年あるいは 2005 年にしても、その基準年の価格水準に基づいた GDPI を算出することができる。

補論 2 物的資本ストックの測定

はじめに

本論文では、集計的生産関数をよく取り上げるため、一つの生産要素である資本ストックのデータ系列が重要となる。なお、もう一つの生産要素である人的資本ストックと区別するために、物的資本ストックという書き方を採用とする。そこで、物的資本ストックを測定するには二つの方法があるが、よく使われるのは Goldsmith (1951) によって提案された恒久棚卸法 (Perpetual Inventory Method, 継続記録法とも呼ばれる) である。その基本式は次のように与えられる。

$$K_t = I_t + (1 - \delta_t) K_{t-1} \quad (1)$$

実際によくみると、この式は物的資本の蓄積式 ($\dot{K}_t = s_k Y_t - \delta K_{t-1}$) に基づいたものである。 K_t は t 時点における物的資本ストックであり、 K_{t-1} ($= K_0$) は初期時点における物的資本ストックである。一方、 I_t は毎年度の投資額を表すフローデータであり、 δ_t は減価償却率 (depreciation rate, 減価償却率とも呼ばれる) である。つまり、物的資本ストックを計測するには、右側の三つの要素に関するデータが必要となる。他方で、実質 GDP の測定と同様に、物的資本ストックを図るときにも価格水準のことに注意すべきである。すなわち、特定の基準年の価格水準の下で実質投資額を算出し、またこの式に代入する必要がある。

ここでは、各要素に関する議論を行い、中国の実際のデータをあわせて、この式を運用しながら、中国及び 31 省の物的資本ストックを測定してみる。なお、全国と省レベルの資本ストックに関する推定過程が同じであるため、省レベルの資本ストックの推定過程を省略し、推定結果は第 4 節で掲載する。

1. 四つの要素についての検討

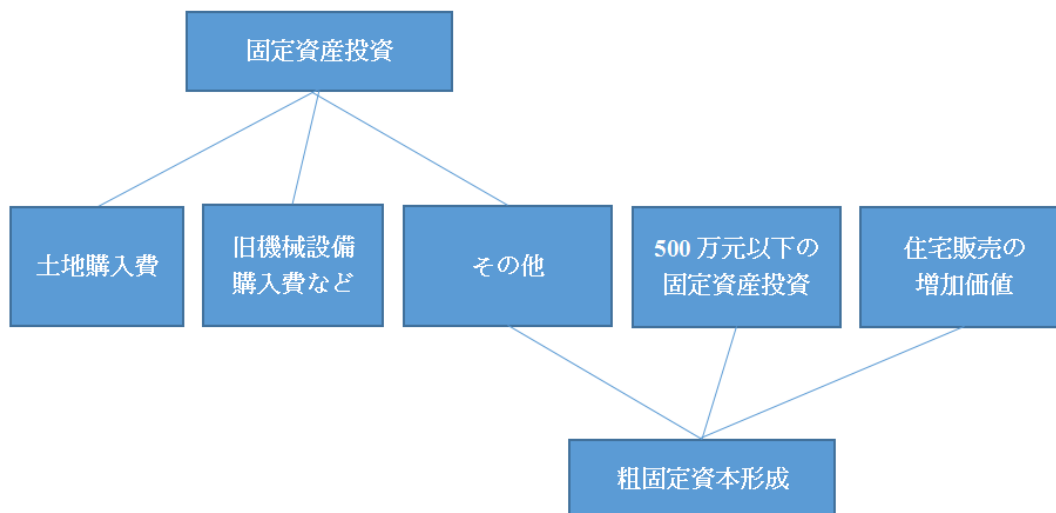
1-1. 毎年度の投資額 I_t

Goldsmith (1951) は各年度における新規投資を資本支出 (capital expenditures) としているが、国ごとの統計方法や手に入れるデータなどの違いで、先行研究によって新規投資に関して様々な設定がなされている (付表 2-1 を参照)。

付表 2-1 新規投資額の設定に関する先行研究

出所	投資額の選択	データの出所
Nehru and Dhareshwar (1993)	Gross domestic fixed investment (粗固定資本投資)	世界銀行の経済と社会データベース (BESD) など
King and Levine (1994)	Gross investment (粗投資額)	Summers and Heston (1991)
OECD (2001)	Gross fixed capital formation (粗固定資本形成)	OECD 国家の統計局など
張・章 (2003)	Total investment in fixed assets (固定資産投資)	『中国の統計年鑑 (各年版)』『新 中国五十五年統計資料匯編』など
張・呉・張 (2004)	Gross fixed capital formation (粗固定資本形成)	同上
イスラム・戴 (2009)	Gross capital formation (粗資本形成)	『中国の統計年鑑 (各年版)』

なお、『中国の統計年鑑』などの統計資料のなかでは、粗資本形成、粗固定資本形成と固定資産投資のデータがある。粗資本形成は粗固定資本形成と在庫の増加 (changes in inventories) の和であり、支出側における国民経済計算 (System of national accounts, SNA) の重要な部分である。また、在庫の増加を除いて粗固定資本形成を当期の投資額にすることは多くの経済学者 (例えば Young, 2003) や OECD から支持されているので、本論においても、その見方を採用とする。さらに、粗資本形成や粗固定資本形成に対して、固定資産投資は SNA システムの下で計算されない一方、主な違いは付図 2-1 が示すようにまとめられている。



付図 2-1 粗固定資本形成と固定資産投資の違い²²⁹
 (出所) 脚注を参照せよ。

したがって、支出側による GDP との比較をするために、ここでは粗固定資本形成を毎年度の投資額（フロー）としている。

1-2. 投資価格指数 P_K

OECD（2001，2009）が発表している『Measuring Capital（資本の測定）』というマニュアルの中では、毎年度の投資額に対する資産（資本）価格指数の確定が必要であることを指摘している。そこで、実質 GDP を測定するときと同様に、価格変動の影響を取り除くために、特定の基準年をとして毎年度の投資額を実質化する必要がある。つまり、デフレーターデフレーターの計算より特定の基準年の価格の下で、資本ストックを測定する。

そして、デフレーターデフレーターの算定は、パーシェ式パーシェ式とラスパイレス式ラスパイレス式などの利用が一般的である。なお、それぞれは投入構造の変化を反映するか否かは基本的な違いがあるが、実質 GDP との比較をするために、ラスパイレス式ラスパイレス式による算定を採用とする。ラスパイレス式ラスパイレス式は、消費者物価指数消費者物価指数や生産者物価指数生産者物価指数などの多くの価格指数で用いられている式であり、特定の基準年の数量によるウェイトウェイトを通じて計算する。

²²⁹ http://old.bjstats.gov.cn/tjzn/bwbd/201606/t20160617_352804.htm, 2017 年 7 月確認。

しかしながら、中国国家统计局では1991年から固定資産価格指数をはじめて公表した。それ以前の価格指数に対して、先行研究によってさまざまな仮定や設定などが行われている。たとえば、Chow（1993）は資本蓄積のインプリシットデフレーター（the implicit price deflator for accumulation, IPDA）という概念を提出し、1952-88年の中国の実質投資額（1952年を基準年）を算出している。さらに、Chow and Li（2002）では、1978年を基準年として1998年までのインプリシットデフレーターを提供している。そして、Young（2003）は粗固定資本形成デフレーター（GFCF deflator）を構築し、それをGDPデフレーターとGDPの各構成部分によるデフレーターの残差としている。

ほかには、張・呉・張（2004）では、毎年度の粗固定資本形成額と粗固定資本形成指数²³⁰を結合し、Chow（1993）によるインプリシットデフレーターを構築し、さらに手に入れたデータを用いて1978-95年のインプリシットデフレーターを算出している。そして、彼らは算出した1991-95年の資本価格指数を固定資産価格指数と比較し、わずかな差しか存在していないことを見出し、1995年以降の固定資本価格指数は固定資産価格指数とみなされれば良いという結論を出した。

一方、Chow and Li（2002）による1978年を基準年としたインプリシットデフレーターの系列から、1979-98年のインプリシットデフレーター（前年比=100）が算出される。この系列を用いてそれぞれ同じ期間の固定資産価格指数とGDPデフレーターを比較したものは以下のようにまとめられている。

付表 2-2 固定資産価格指数の比較（前年比=100）

年	GDP デフレーター (筆者計算, 補論 1 を参照)	固定資産価格指数 (『中国統計年鑑 (2016年版)』)	IPDA (Chow and Li, 2002)	IPDA (張・呉・張, 2004)
1991	107.3	109.5	106.7	108.0
1992	108.8	115.3	107.9	117.8
1993	115.9	126.6	114.6	128.6
1994	121.1	110.4	119.8	107.6

²³⁰ この指数（1952-2004）は、『中国国内生産総値計算歴史資料 1952-2004年』（中国国家统计局国民经济核算司編，2006）によって得られる。

1995	114.0	105.9	113.2	104.3
1996	107.0	104	105.9	103.4
1997	102.0	101.7	100.8	102.4
1998	99.5	99.8	98.9	103.1

ここでは、Chow（1993）と Chow and Li（2002）によって提案された IPDA がより正確に毎年度の固定資本投資額を実質化させる指数であるとしている。まず全体的にみると、Chow and Li（2002）による IPDA により近い値は GDP デフレーターである。そして、固定資産価格指数や張・呉・張（2004）による IPDA は Chow and Li（2002）によるものと乖離するケースが多いが、固定資産価格指数に一番近い値であることがわかる。したがって、本論では固定資産価格指数より GDP デフレーターを用いて毎年度の名目投資額を実質化する方法を採用とする²³¹。

1-3. 初期時点の資本ストック K_0

そして、3 番目の要素として初期時点の資本ストック K_0 を確定しなければならない。先行研究によれば、 K_0 に対する設定にずいぶん関心が集まった。そこで、例えば、Nehru and Dhareshwar は K_0 の設定に関する五つのアプローチをまとめ、最後に Harberger（1978）によって考案された方法を採用している。実際には、多くの先行研究においても、この方法に基づいて初期時点の資本ストックを測定している（Hall and Jones, 1999 ; Caselli, 2005）。ここでは、まずこの方法に関する導出過程についてみてみよう。

前述したとおり、PIM 法の基本式はソロー・モデルの資本蓄積式から導出される。つまり、資本蓄積は次のように与えられる。

$$\dot{K}_t = s_k Y_t - \delta K_{t-1} = I_t - \delta K_{t-1} \quad (2)$$

そして、(2) 式を次のように書き換えることができる。

²³¹ イスラム・戴（2009）においても、GDP デフレーターを用いて各年の名目投資額（粗資本形成額）を 1978 年の基準年で実質化している。

$$K_t - K_{t-1} = I_t - \delta K_{t-1} \Rightarrow \frac{K_t - K_{t-1}}{K_{t-1}} = \frac{I_t}{K_{t-1}} - \delta \quad (3)$$

明らかに、 $\frac{K_t - K_{t-1}}{K_{t-1}}$ は資本ストックの成長率（しばしば経済成長率と等しくされる）であり、 g_K として表記する。さらに、式を書き換えると、

$$K_{t-1} = \frac{I_t}{g_K + \delta} \quad \text{あるいは} \quad K_0 = \frac{I_1}{g_Y + \delta} \quad (4)$$

という初期の資本ストックの計測式が得られる。(4) を利用するとき、初期時点の投資額、経済成長率²³²（例えば3年平均成長率、Harberger, 1978）と減価償却率のデータが必要となる。なお、これらのデータは前述したように手に入るはずであるので、初期時点の資本ストックを測定することができる。

1-4. 減価償却率 δ

最後の要素として、減価償却率 δ を考慮する費用がある。OECD マニュアル（2009）の減価償却に対する定義によると、粗資本ストックから耐用年数の経過などに応じた減価を控除した残存価値は純資本ストック（資本ストックとも呼ばれる）という²³³。一般的に、

(1) 式のフレームワークの下では、資本の減価償却（資本減耗とも呼ばれる）は初期時点の資本ストック（ K_0 ）の δ （当期の減価償却率）と等しくするため、減価を除いた初期時点の資本ストックは $(1-\delta)K_0$ となる。なお、減価償却率 δ の設定あるいは仮定に対して、数多くの先行研究で様々な試みが行われている²³⁴（付表 2-3）。

²³² 資本ストックの増加率の代わりに、投資額の増加率を利用している先行研究が多い。たとえば、Hall and Jones (1999) や Caselli (2004) である。しかしながら、ここで中国の投資額の3年平均増加率（1978-1980）、5年平均増加率（1978-1982）、10年平均増加率（1978-1987）はそれぞれ11%、8%、11%として計算されたのに対して、試算した資本ストックの増加率は9%、9%と10%であった。一方、相応した平均経済成長率はそれぞれの期間において9%、8%と10%であったため、投資額の平均増加率より資本ストックの増加率とみなされることはもっと正確な初期の資本ストックを測定することができる。

²³³ なお、減価償却の控除で粗資本ストックから純資本ストックに変化するのに対して、効率性の低下を通じて粗資本ストックから生産的資本ストックに変化することもある。

²³⁴ 固定資本の種類によって、それぞれの減価償却率が異なるが、ここですべての資本財による平均減価償却率を検討する。

付表 2-3 減価償却率の設定

出所	(平均) 減価償却率	計測対象	計測期間
Mankiw, Romer and Weil (1992)	0.03	98 か国	1960-85
King and Levine (1994)	0.07	112 か国	1950-88
Hall and Jones (1999)	0.06	127 か国	1988
Young (2000)	0.06	中国	1978-98
Caselli (2005)	0.06	94 か国	1960-2000
張・呉・張 (2004)	0.06	中国 31 省	1952-2000
イスラム・戴 (2009)	0.04	中国	1979-92
	0.05		1993-2002

付表 2-3 では、中国を対象としたケースにおいて、ほとんどの設定は 0.4-0.6 の範囲に入るようになっている。なお、ここでは、これらの設定を再び確認するために、Nehru and Dhareshwar (1993) に基づいて説明する。また、減価償却の定義によれば、当期の減耗額は前期の資本ストックの $\delta * 100\%$ とみなされれば良い。つまり、次式になる。

$$D_t = \delta K_{t-1} \quad (5)$$

そして、(5) 式に前述した (4) 式を代入すると、

$$D_t = \delta \frac{I_t}{g + \delta} \Rightarrow \delta = \frac{D_t * g}{I_t - D_t} \quad (6)$$

が導出される。ここで、 D_t は「減耗額 (depreciation of fixed assets) = GDP - 雇用者報酬 - 純生産税 - 営業余剰」という式で計算される。(6) 式を用いて、初期時点の減価償却率を求めることが可能であり、一般的にそれを対象期間の平均減価償却率とすることが多い。当然、この式から毎年度の減価償却率を計算するうえで、また平均値にすることもできる。

2. 各要素の実際試算

2-1. GDP デフレーターに基づく投資額

まず、補論1で計算された三つの基準年（1978年、1990年と2005年）としたGDPデフレーターを用いて、当年価格の各年の固定資本形成額（GFCF）を1978年、1990年と2005年価格の実質額に変換する（付表2-4）。なお、固定資本形成額データの出所は『中国統計年鑑2016』と「国民経済と社会発展の統計公報2017」となる。

付表2-4 中国の固定資本形成額（1978-2016, 億元）

年	当年価格	1978年価格	1990年価格	2005年価格
1978	1,109	1,109	2,064	4,758
1979	1,194	1,145	2,131	4,914
1980	1,346	1,240	2,308	5,321
1981	1,382	1,235	2,300	5,304
1982	1,559	1,387	2,582	5,953
1983	1,743	1,534	2,856	6,586
1984	2,192	1,839	3,423	7,893
1985	2,844	2,165	4,032	9,296
1986	3,300	2,398	4,466	10,298
1987	3,821	2,643	4,922	11,348
1988	4,842	2,986	5,562	12,825
1989	4,519	2,564	4,776	11,013
1990	4,636	2,489	4,636	10,690
1991	5,795	2,930	5,459	12,585
1992	8,461	3,955	7,367	16,988
1993	13,574	5,503	10,250	23,629
1994	17,188	5,789	10,784	24,872
1995	20,357	6,038	11,248	25,930

1996	23,320	6,488	12,086	27,868
1997	25,363	6,943	12,933	29,830
1998	28,751	7,942	14,794	34,136
1999	30,241	8,468	15,774	36,386
2000	33,528	9,199	17,135	39,522
2001	38,064	10,225	19,047	43,947
2002	43,797	11,677	21,751	50,201
2003	53,964	13,993	26,065	60,178
2004	65,670	15,934	29,681	68,532
2005	75,810	17,627	32,834	75,810
2006	87,223	19,548	36,413	84,073
2007	105,052	21,890	40,776	94,147
2008	128,002	24,848	46,286	106,868
2009	156,735	30,437	56,696	130,905
2010	185,827	34,001	63,335	146,233
2011	219,671	37,191	69,276	159,950
2012	244,601	40,144	74,778	172,653
2013	270,924	43,438	80,913	186,820
2014	290,053	46,028	85,738	197,958
2015	301,503	47,347	88,195	203,632
2016	306,546	48,257	89,890	207,545

2-2 減価償却率の計測

前述した(6)式を用いて1978年以降の減価償却率を推定することができる。なお、固定資産減耗額データについて、『中国統計年鑑2016』は1993-2015年、『中国国内生産総値計算歴史資料1952-95』は1978-92年の省レベルデータのみを掲載している。それゆえに、全国の減耗額は31省の合計のものとなる。そして、各年における経済成長率がすでに補論1で得られ、固定資本形成額が付表2-4によって提供される。他方で、ここで各

年の減耗率を計算するため、価格指数の導入は必要ではない。したがって、(5)式に各年の固定資本形成額(名目)、減耗額(名目)と3年平均の成長率(2016年は2年平均率)を代入すると、付表2-5が示す推定結果を得た。

付表 2-5 減価償却率の計測

年	固定資本形成額(億元)	減耗額(億元)	経済成長率(%、3年平均)	減価償却率(%)
1978	1,109	334	9.0	3.9
1979	1,194	413	9.0	4.8
1980	1,346	429	6.8	3.2
1981	1,382	475	7.3	3.8
1982	1,559	530	8.3	4.3
1983	1,743	601	11.7	6.1
1984	2,192	708	13.1	6.3
1985	2,844	853	12.5	5.4
1986	3,300	1,008	11.3	5.0
1987	3,821	1,225	10.6	5.0
1988	4,842	1,535	9.0	4.2
1989	4,519	1,843	6.4	4.4
1990	4,636	2,143	5.8	5.0
1991	5,795	2,606	9.1	7.5
1992	8,461	3,332	12.5	8.1
1993	13,574	4,049	13.7	5.7
1994	17,188	5,479	12.6	5.8
1995	20,357	7,001	11.3	6.0
1996	23,320	8,868	10.0	6.0
1997	25,363	10,384	9.0	6.1
1998	28,751	11,766	8.2	5.6
1999	30,241	13,092	8.0	6.0

2000	33,528	14,996	8.2	6.5
2001	38,064	16,865	8.6	6.8
2002	43,797	18,704	9.1	6.7
2003	53,964	21,922	9.7	6.6
2004	65,670	24,056	10.5	6.0
2005	75,810	29,973	11.4	7.3
2006	87,223	34,095	12.8	8.0
2007	105,052	39,408	12.2	7.2
2008	128,002	45,630	11.1	6.0
2009	156,735	50,129	9.9	4.6
2010	185,827	57,424	9.8	4.3
2011	219,671	68,382	9.3	4.1
2012	244,601	75,112	8.4	3.7
2013	270,924	80,629	7.7	3.2
2014	290,053	89,679	7.3	3.2
2015	301,503	96,558	7	3.2
2016	306,546	100,591	6.8	3.3

付表 2-5 の推定結果より、減価償却率は 3 年平均の成長率（年平均成長率も）の推移と同じ傾向で変化している。さらに、1978－2016 年の減価償却率をいくつかの期間に分けて、平均率を計算した結果、全期間＝約 5.4%、1978－90 年＝約 4.7%、1991－2010 年＝約 6.3%、2011－16 年＝約 3.5%となる。

2-3 初期時点の資本ストック

最後に、もっとも重要な要素として初期時点（1978 年）における資本ストックを計測する。ここでは、前述した（4）式を用いて中国の 1978 年の資本ストックを計測してみる。そこで、（4）式の右側に必要な変数のデータは付表 2-4 と 2-5 において提供されているので、直接代入すれば良い。なお、減価償却率について、設定した各期間の平均値を利用と

する。つまり、推定結果は付表 2-6 になる。

付表 2-6 初期時点（1978 年）における資本ストック

	1978 年価格	1990 年価格	2005 年価格
1978 年の資本ストック（億元）	8528.5	15873.1	36599.6

2-4 中国の資本ストックの推定結果

さて、以上のように各要素に関するデータを求めたところ、PIM 法の基本式（1）に代入すると、中国の各年の資本ストックを推定することができる。ここでは、三つの基準年とした資本ストックの推定結果を提示する（付表 2-6）。さらに、1979－2016 年のストック増加率と経済成長率の関係図は付図 2-2 のように作成される。

付表 2-6 中国の資本ストックの推定結果²³⁵（1978－2016 年，億元）

年	1978 年価格	1990 年価格	2005 年価格
1978	8,528.5	15,873.1	36,599.6
1979	9,272.6	17,258.0	39,792.9
1980	10,076.7	18,754.7	43,244.0
1981	10,838.0	20,173.5	46,515.4
1982	11,715.7	21,807.3	50,282.5
1983	12,698.9	23,638.4	54,504.7
1984	13,941.4	25,950.6	59,836.0
1985	15,451.6	28,762.5	66,319.5
1986	17,123.4	31,877.0	73,500.9
1987	18,961.4	35,300.4	81,394.5
1988	21,056.1	39,203.5	90,394.2

²³⁵ 本推計値は、先行研究（例えば、Chow and Li, 2002；イスラム・戴，2009 など）による資本ストック（特に初期時点の資本ストック）より低い水準にとどまっているが、各計算要素に関して、本推計はより正確な結果を得るはずである。

1989	22,630.8	42,137.4	97,158.9
1990	24,056.1	44,793.0	103,282.2
1991	25,470.9	47,429.6	109,360.8
1992	27,821.1	51,808.4	119,458.8
1993	31,571.0	58,794.3	135,562.0
1994	35,371.2	65,874.1	151,893.1
1995	39,181.1	72,971.7	168,253.4
1996	43,200.8	80,460.0	185,521.7
1997	47,422.1	88,323.9	203,664.2
1998	52,376.7	97,553.8	224,969.4
1999	57,545.4	107,182.2	247,182.5
2000	63,118.9	117,564.8	271,131.8
2001	69,367.5	129,204.9	297,997.8
2002	76,674.2	142,815.9	329,424.7
2003	85,836.8	159,883.8	368,848.9
2004	96,363.1	179,492.0	414,143.9
2005	107,918.9	201,017.9	463,862.4
2006	120,668.1	224,766.7	518,712.3
2007	134,956.4	251,382.2	580,180.3
2008	151,302.4	281,830.8	650,497.3
2009	172,207.3	320,771.5	740,420.4
2010	195,359.2	363,897.6	840,006.5
2011	225,712.1	420,437.1	970,556.6
2012	257,956.1	480,499.3	1,109,239.7
2013	292,365.6	544,595.2	1,257,236.1
2014	328,160.6	611,272.0	1,411,191.1
2015	364,022.1	678,072.5	1,565,431.6
2016	399,538.2	744,229.6	1,718,186.5

3. 資本産出比の導出

ここまで、1978年以降の実質資本ストックを推定してきた。付図2-2が示すように、資本ストックの増加率と経済成長率の推移傾向はだいたい一致しているが、例外もある。例えば、2009年のリーマンショックの影響で、経済成長率が下落したのに対して、資本ストックは逆により速く増加し、さらに2011年に増加率のピークとなった。しかしながら、近年では中国経済成長は減速傾向にあり続けると同時に、資本ストックの増加ペースも遅くなっている。

そして、本節では、本研究で実証分析を行うときによく使う資本産出比（capital-output ratio, K/Y ）の導出を説明する。なお、資本産出比を計算するとき、資本ストックと産出（GDP）を特定の基準年として実質化することは一般的である。そこで、二つのアプローチがある。まずは本論で計算して得た実質資本ストックと実質GDPを直接推定するアプローチである。なお、選択した基準年が異なるとしても、GDPデフレーターで変換されているので、資本産出比が変わらない。つまり、

$$\frac{K_{t,1978}}{Y_{t,1978}} = \frac{K_{t,1990}}{Y_{t,1990}} = \frac{K_{t,2005}}{Y_{t,2005}}$$

という恒等式が必ず成立する。

もう一つのアプローチとして、実質資本ストックとGDPを計算することなく、(1)式に基づく測定手法である。そこで、(1)式の両辺をGDPでわり、そして前節で置いた仮定によって、間接的に資本産出比を測定することができる。つまり、(1)式を次のように書き換えてみよう。

$$\frac{K_t}{Y_t} = \frac{I_t}{Y_t} + (1-\delta) \frac{K_{t-1}}{Y_t} \quad (7)$$

そして、(4)式を(7)式に代入して、整理すると次のように得られる。

$$\frac{K_t}{Y_t} = s_t \left(\frac{1+g_t}{g_t + \delta_t} \right) \quad (8)$$

ここで、 s_t ($= I_t/Y_t$) は投資率（固定資本形成額の対 GDP 比率）である。また、 g_t は実質 GDP の成長率（各年あるいは 3 年平均）、 δ_t は減価償却率（三つの期間に分けられる）を表している。この三つの変数に関するデータは『中国統計年鑑 2016』と『中国国内生産総値計算歴史資料 1952-95』によって算定される。前節ですでに第一のアプローチに関するデータ系列を算出し、比較するために第二のアプローチを用いた推定結果も示す（付表 2-7）。

付表 2-7 中国の資本産出比の推移（1978-2016）

年	第一のア プローチ	第二のアプローチ		
		$\delta = 0.04$	$\delta = 0.05$	$\delta = 0.06$
1978	2.35	1.93	2.04	2.56
1979	2.37	2.32	2.50	2.45
1980	2.39	2.30	2.48	2.90
1981	2.45	2.64	2.90	2.65
1982	2.43	2.09	2.24	2.53
1983	2.37	1.89	2.01	2.04
1984	2.26	1.62	1.70	1.97
1985	2.21	1.81	1.91	2.11
1986	2.25	2.30	2.47	2.29
1987	2.23	1.96	2.08	2.35
1988	2.23	2.04	2.17	2.64
1989	2.30	2.66	2.95	2.66
1990	2.35	2.55	2.84	2.63
1991	2.28	1.87	2.00	2.18
1992	2.18	1.75	1.84	2.11
1993	2.17	2.16	2.28	2.43
1994	2.15	2.09	2.21	2.38
1995	2.15	2.16	2.29	2.41

1996	2.15	2.24	2.39	2.54
1997	2.16	2.28	2.44	2.66
1998	2.22	2.63	2.83	2.98
1999	2.26	2.62	2.82	3.00
2000	2.29	2.49	2.68	2.96
2001	2.32	2.59	2.79	2.94
2002	2.35	2.59	2.77	2.98
2003	2.39	2.68	2.86	3.12
2004	2.44	2.76	2.94	3.08
2005	2.45	2.57	2.72	2.90
2006	2.43	2.38	2.51	2.65
2007	2.38	2.19	2.30	2.68
2008	2.44	2.80	2.99	2.94
2009	2.53	3.18	3.40	3.54
2010	2.60	3.01	3.21	3.59
2011	2.74	3.19	3.41	3.71
2012	2.91	3.51	3.78	3.95
2013	3.05	3.55	3.82	4.19
2014	3.20	3.62	3.91	4.24
2015	3.32	3.57	3.87	4.21
2016	3.41	3.46	3.76	4.07
平均值				
1978-1990	2.32	2.44	2.33	2.16
1999-2010	2.32	2.79	2.62	2.46
2010-2016	3.03	3.99	3.68	3.42
1978-2016	2.44	2.88	2.70	2.51

4. 省レベルの資本ストック及び資本産出比

以上のように、全国における資本ストックの計測や資本産出比の導出を行った。さらに、中国地域経済成長を分析する際、31省のデータを用いた省レベルの資本ストックの計測も重要である。なお、計測方法は全国と同じであるため、ここでは、各要素と資本ストックの推定結果のみを提示する。

付表 2-8 31 省の実質固定資本形成額（1978 年価格、億元）

省	1978	1985	1990	1995	2000	2005	2010	2016
北京	24.8	84.7	121.0	320.2	392.2	718.1	1,005.3	1,509.4
天津	18.6	60.1	63.5	157.5	244.8	513.8	1,703.3	3,286.4
河北	51.4	95.4	110.6	321.9	593.5	1,193.7	2,534.1	4,424.9
遼寧	33.6	103.0	144.6	302.0	398.7	1,298.0	2,808.3	3,582.2
上海	31.7	122.6	205.4	661.1	836.0	1,476.3	2,270.3	3,261.6
江蘇	40.4	161.0	231.1	653.2	1,227.7	2,860.1	5,638.5	8,535.6
浙江	23.2	77.3	96.7	428.0	697.5	1,628.6	2,659.9	4,121.8
福建	13.3	34.7	50.7	194.6	316.3	660.4	1,533.7	2,998.3
山東	62.3	135.8	192.5	450.4	955.5	2,282.5	4,585.3	7,712.9
広東	37.9	119.2	169.4	666.1	930.4	1,978.9	3,854.4	7,022.0
海南	2.2	12.6	21.3	62.2	63.2	111.0	288.7	585.7
山西	27.4	69.1	62.0	108.6	212.9	496.4	1,188.3	1,972.4
吉林	18.2	47.8	50.6	116.1	189.2	485.8	1,717.0	2,481.4
黒竜江	26.9	86.8	91.1	155.8	248.2	455.2	1,289.1	2,461.1
安徽	15.9	65.0	69.6	203.6	306.8	655.5	1,460.3	2,744.4
江西	29.7	43.0	45.0	111.8	189.9	516.2	1,013.9	1,653.9
河南	40.7	108.7	126.8	282.6	507.8	1,141.6	3,335.5	6,352.2
湖北	31.4	80.4	79.5	290.7	512.3	865.6	1,983.3	3,903.5
湖南	27.7	42.5	59.2	147.8	285.6	583.6	1,561.3	2,818.9

内モンゴル	16.6	39.5	39.4	92.4	140.1	743.5	1,844.5	3,382.9
広西	20.9	30.0	28.0	99.1	169.5	385.8	1,369.6	1,956.2
重慶	26.6	44.7	57.3	104.3	183.1	469.9	968.4	1,831.4
四川	45.0	88.1	106.7	243.5	470.4	964.7	2,204.6	3,730.3
貴州	18.0	31.4	33.2	58.7	137.2	250.2	491.6	1,157.2
雲南	20.6	40.9	41.6	112.1	189.3	366.0	1,021.9	2,193.6
チベット	1.9	6.1	4.5	14.6	15.7	68.4	172.4	326.3
陝西	23.2	55.5	72.5	131.0	278.9	539.2	1,466.2	2,597.2
甘肅	28.2	33.6	46.2	68.0	152.0	322.3	639.7	1,311.5
青海	8.9	12.1	9.6	16.3	42.9	85.4	183.1	531.9
寧夏	8.0	14.5	14.7	22.2	47.4	112.3	234.2	483.5
ウイグル	13.3	35.5	47.5	122.8	163.0	294.3	544.1	1,453.0

付表 2-10 平均成長率（%, 3年平均）

省	1978	1985	1990	1995	2000	2005	2010	2016
北京	10.1	11.4	6.5	11.6	11.5	12.6	9.5	6.8
天津	15.5	11.9	4.3	14.5	10.9	15.0	16.8	9.2
河北	10.4	10.7	7.6	14.1	9.1	13.2	11.2	6.8
遼寧	7.8	12.8	3.4	9.0	8.7	13.0	13.2	0.3
上海	11.6	9.8	4.5	14.0	10.6	12.4	8.9	6.8
江蘇	18.3	14.5	5.3	14.7	10.3	14.7	12.0	8.2
浙江	17.8	18.5	7.0	16.5	10.5	13.6	9.9	7.8
福建	11.7	13.7	9.8	16.1	9.3	12.3	12.8	8.7
山東	8.3	11.7	8.0	14.1	10.1	15.1	11.8	7.8
広東	4.8	15.4	12.2	15.5	10.7	14.2	10.7	7.8
海南	2.6	12.5	10.4	6.6	8.9	11.1	13.2	7.7
山西	13.7	11.7	4.8	11.4	8.9	13.2	10.8	3.8
吉林	9.2	8.9	2.3	11.0	8.9	13.1	13.7	6.6

黒竜江	7.1	6.9	6.2	9.3	8.3	11.8	12.1	5.9
安徽	5.2	15.5	2.4	13.8	8.8	12.6	13.7	8.7
江西	14.6	12.3	6.3	9.1	8.2	12.8	13.2	9.1
河南	10.0	9.4	6.1	14.2	8.9	14.0	11.8	8.2
湖北	14.6	14.2	5.4	12.8	8.4	11.8	14.0	8.5
湖南	12.8	9.8	5.2	11.0	8.8	11.9	13.7	8.2
内モンゴル	8.9	13.1	5.9	11.9	10.1	20.8	15.4	7.5
広西	7.6	8.1	7.8	11.6	8.1	12.8	13.5	7.7
重慶	13.9	10.8	6.8	12.4	8.4	12.0	16.1	10.9
四川	13.8	9.9	7.1	10.9	8.0	12.9	14.9	7.8
貴州	17.4	11.1	6.0	8.3	8.7	11.5	13.1	10.6
雲南	12.4	10.6	7.0	11.7	7.2	10.7	12.7	8.7
チベット	7.5	10.5	5.9	15.6	11.8	12.5	12.5	11.3
陝西	9.3	14.3	4.6	10.0	10.2	12.7	14.0	7.8
甘肅	7.3	12.7	7.0	11.1	9.5	11.6	11.5	7.8
青海	2.9	10.8	3.2	8.3	9.6	12.2	13.0	8.1
寧夏	7.7	13.2	5.4	9.4	9.8	11.5	12.5	8.1
ウイグル	11.1	14.2	10.7	9.2	8.2	11.1	10.2	8.2

付表 2-11 平均減価償却率 (%)

省	δ	省	δ	省	δ	省	δ
北京	5.1	山東	7.5	河南	6.3	雲南	4.0
天津	5.0	広東	11.0	湖北	7.8	チベット	3.2
河北	6.0	海南	3.6	湖南	7.1	陝西	5.3
遼寧	10.4	山西	7.1	内モンゴル	7.2	甘肅	6.4
上海	4.8	吉林	8.5	広西	5.1	青海	3.5
江蘇	6.9	黒竜江	7.8	重慶	3.0	寧夏	4.0

浙江	7.2	安徽	7.7	四川	10.0	ウイグル	3.6
福建	7.0	江西	6.0	貴州	4.7	平均値	6.4

付表 2-22 31 省の資本ストックの推定結果 (億元)

省	1978	1985	1990	1995	2000	2005	2010	2016
北京	201.4	446.2	844.0	1,554.0	2,777.5	4,806.7	7,592.0	12,478.8
天津	140.3	318.1	543.1	983.9	1,742.3	3,174.3	7,497.3	19,710.2
河北	459.2	670.9	965.8	1,747.2	3,595.4	6,443.5	13,633.1	28,960.4
遼寧	333.8	492.5	879.4	1,595.7	2,353.4	4,762.6	11,863.4	22,560.2
上海	314.1	687.6	1,416.8	3,002.0	5,961.6	9,990.9	17,128.9	27,460.1
江蘇	376.8	754.9	1,505.1	3,280.1	6,587.7	13,655.8	28,503.8	55,359.8
浙江	72.7	291.4	634.4	1,678.5	3,701.2	8,022.7	15,153.7	27,451.1
福建	108.2	200.5	345.1	819.2	1,800.3	3,327.4	7,657.0	17,326.1
山東	450.9	796.9	1,342.3	2,588.7	4,966.3	10,583.2	22,939.7	47,650.9
広東	278.5	564.8	937.3	2,519.3	4,887.9	9,084.4	17,713.9	37,090.9
海南	48.9	73.1	132.3	350.5	549.5	844.0	1,628.1	3,879.7
山西	201.1	339.8	528.8	801.0	1,302.3	2,474.3	5,578.9	12,373.9
吉林	195.8	265.1	388.5	671.1	1,090.8	2,126.5	6,893.1	14,792.2
黒竜江	259.7	479.9	737.8	1,074.3	1,684.0	2,777.2	6,029.8	14,409.2
安徽	201.7	322.7	531.9	1,003.9	1,858.0	3,386.5	7,252.9	16,099.9
江西	201.8	330.7	456.2	743.6	1,265.6	2,624.5	5,630.9	11,027.5
河南	290.0	622.9	1,052.5	1,803.7	3,325.6	6,198.4	15,744.2	39,240.3
湖北	219.7	391.4	615.7	1,216.5	2,651.1	4,719.6	9,577.6	21,669.3
湖南	244.2	330.7	476.0	853.1	1,591.0	3,046.3	7,056.4	16,354.9
内モンゴル	154.5	235.0	333.1	596.3	916.6	2,495.8	7,549.9	19,184.5
広西	197.5	273.9	365.7	632.7	1,111.3	2,073.9	5,437.0	13,142.0
重慶	180.8	360.7	549.0	873.0	1,402.2	2,795.6	5,867.6	13,000.1
四川	190.5	437.5	660.9	1,156.9	2,249.0	4,380.0	9,651.2	20,015.9

貴州	130.6	213.7	313.1	465.9	836.1	1,624.5	2,939.7	6,915.2
雲南	178.7	316.9	457.4	809.7	1,409.7	2,460.2	4,870.3	13,375.8
チベット	11.1	27.1	43.2	78.4	131.2	312.2	799.2	2,049.9
陝西	220.1	368.7	598.0	953.1	1,673.2	3,179.8	7,204.0	16,718.3
甘肅	214.6	284.6	396.5	550.5	882.1	1,797.9	3,520.0	7,956.8
青海	86.6	128.1	160.7	204.3	329.3	618.5	1,126.8	3,216.6
寧夏	76.8	111.6	161.5	230.0	344.7	665.5	1,344.9	3,129.2
ウイグル	136.8	247.0	404.2	786.2	1,288.6	2,192.4	3,776.5	9,077.9

付表 2-22 31 省の資本産出比

省	1978	1985	1990	1995	2000	2005	2010	2016
北京	1.9	2.1	2.7	2.9	3.1	3.1	2.9	3.1
天津	1.7	2.0	2.7	2.8	2.9	2.8	3.1	4.2
河北	2.5	2.1	2.0	1.8	2.2	2.3	2.8	3.8
遼寧	1.5	1.2	1.5	1.7	1.6	2.0	2.5	3.4
上海	1.2	1.4	2.2	2.5	2.9	2.8	2.8	2.9
江蘇	1.5	1.4	1.7	1.7	2.0	2.3	2.5	2.9
浙江	0.6	0.9	1.4	1.5	2.0	2.3	2.5	2.8
福建	1.6	1.3	1.4	1.4	1.8	2.0	2.5	3.1
山東	2.0	1.7	1.9	1.7	2.0	2.3	2.7	3.3
広東	1.5	1.3	1.2	1.3	1.5	1.5	1.6	2.1
海南	3.0	2.2	2.6	3.0	3.3	3.1	3.2	4.5
山西	2.3	2.0	2.3	2.2	2.2	2.2	3.0	4.3
吉林	2.4	1.7	1.7	1.8	1.9	2.2	3.5	4.5
黒竜江	1.5	1.7	1.9	1.9	2.0	2.0	2.4	3.7
安徽	1.8	1.3	1.6	1.7	1.9	2.1	2.4	3.0
江西	2.3	1.9	1.9	1.9	2.0	2.4	2.8	3.0
河南	1.8	1.8	2.0	1.9	2.1	2.3	3.2	4.7

湖北	1.5	1.2	1.4	1.5	2.1	2.3	2.5	3.1
湖南	1.7	1.3	1.3	1.4	1.7	2.0	2.4	3.2
内モンゴル	2.7	1.9	1.9	2.1	1.9	2.3	3.1	4.6
広西	2.6	2.1	2.1	1.8	2.1	2.4	3.2	4.5
重慶	2.7	2.8	3.1	2.6	2.7	3.2	3.3	3.7
四川	1.0	1.2	1.3	1.4	1.7	2.0	2.3	2.6
貴州	2.8	2.2	2.3	2.3	2.7	3.2	3.3	3.9
雲南	2.6	2.3	2.2	2.3	2.7	3.0	3.4	5.1
チベット	1.7	1.9	2.7	2.8	2.7	3.6	5.1	6.8
陝西	2.7	2.3	2.5	2.5	2.6	2.9	3.3	4.2
甘肅	3.3	2.7	2.4	2.1	2.1	2.5	2.9	3.7
青海	5.6	5.0	4.9	4.3	4.6	4.9	4.8	7.6
寧夏	5.9	4.4	4.3	4.1	4.0	4.5	5.1	6.8
ウイグル	3.5	2.9	3.0	3.3	3.8	4.0	4.1	5.5
平均	2.3	2.0	2.2	2.2	2.4	2.7	3.1	4.0

参考文献およびデータ出所

<参考文献>

- Aghion, P. and P. Howitt (2009), *The Economics of Growth*, Cambridge, MA: MIT Press.
- Arrow, K. J., Dasgupta, P., Goulder, L.H., Mumford, K.J. and K. Oleson (2012), “Sustainability and the Measurement of Wealth,” *Environment and Development Economics*, 17.
- Arrow, K., Dasgupta, P. and K. Mumford (2014), “Health Capital,” *Inclusive Wealth Report 2014*, by UNU.IHDP and UNEP, Cambridge University Press, 123-133.
- Azariadis, C. and A. Drazen (1990), “Threshold Externalities in Economic Development,” *Quarterly Journal of Economics*, 105: 501-526.
- Barro, R. J. (1991), “Economic Growth in a Cross Section of Countries,” *Quarterly Journal of Economics*, 106: 407-443.
- Barro, R. J. (1996), “Democracy and Growth,” *Journal of Economic Growth*, 1: 1-27.
- Barro, R. J. and J. W. Lee (1993), “International Comparisons of Educational Attainment,” *Journal of Monetary Economics*, 32: 363-394.
- Barro, R. J. and J. W. Lee (1996), “International Measures of Schooling Years and Schooling Quality,” *American Economic Review*, 86: 218-223.
- Barro, R. J. and J. W. Lee (2001), “International Data on Educational Attainment: Updates and Implications,” *Oxford Economic Papers*, 53.
- Barro, R. J. and J. W. Lee (2010), “A New Data Set of Educational Attainment in the World, 1950–2010,” *NBER Working Paper Series*, 15902.
- Barro, R. J. and J. W. Lee (2013), “A New Data Set of Educational Attainment in the World, 1950–2010,” *Journal of Development Economics*, 104: 184-198.
- Becker, G. (1964), *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, 1st ed. Columbia University Press.
- Becker, G. and B. R. Chiswick (1966), “Education and the Distribution of Earnings,” *The American Economic Review*, 56: 358-369.
- Becker, G. (1993), *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, 3rd ed. Columbia University Press.
- Benhabib, J. and M. M. Spiegel (1994), “The Role of Human Capital in Economic Development:

- Evidence from Aggregate Cross-Country Data,” *Journal of Monetary Economics*, 34: 143-173.
- Benhabib, J. and M. M. Spiegel (2005), “Human Capital and Technology Diffusion,” In Aghion, P. and S. N. Durlauf (Eds.). *Handbook of Economic Growth*, 1: 935-966. Amsterdam: Elsevier.
- Bils, M. and P. J. Klenow (2000), “Does Schooling Cause Growth?,” *American Economic Review*, 90: 1160-1183.
- Bloom, D. E., Canning, D. and D. Seilla (2004), “The Effect of Health on Economic Growth: A Production Function Approach,” *World Development*, 32: 1-13.
- Bloom, D. E. and D. Canning (2005), “Health and Economic Growth: Reconciling the Micro and Macro Evidence,” *CDDRL Working Papers*, 42.
- Bloom, D.E. and D.Canning (2008) , “Population Health and Economic Growth. Commission on Growth and Development,” Working Paper, No. 24, World Bank, Washington.
- Bloom, D.E., Canning D., Linlin H., Yuanli L., Mahal A. and W. Yip(2010) , “The Contribution of Population Health and Demographic Change to Economic Growth in China and India,” *J Comp Econ*, 38:17-33.
- Boarini, R., M. Mira D’Ercole, and G. Liu (2012), “Approaches to Measuring the Stock of Human Capital: A Review of Country Practices,” *OECD Statistics Working Papers*, OECD Publishing.
- Cameron, G. (1998), “Innovation and Growth: a Survey of the Empirical Evidence,” *Nuffield College, Oxford*.
- Caselli, F. (2004), “Accounting for Cross-Country Income Differences,” *NBER Working Paper*, 10828.
- Caselli, F. (2005), “Accounting for Cross-Country Income Differences,” In Aghion, P. and S. N. Durlauf (Eds.). *Handbook of Economic Growth*, 1: 679-741. Amsterdam: Elsevier.
- Caselli, F. (2016), “Accounting for Cross-Country Income Differences: Ten Years Later,” *World Development Report*, 112882.
- Chow, C. (1993), “Capital Formation and Economic Growth in China,” *Quarterly Journal of Economics*, 3: 809-842.
- Chow, C. and K. W. Li (2002), “China’s Economic Growth: 1952-2010,” *Economic Development and Cultural Change*, 51: 247-256.
- Cohen, D. and M. Soto, (2007), “Growth and Human Capital: Good Data, Good Results,” *Journal*

- of Economic Growth, 12: 51-76.
- Cohen, D. and L. Leker (2014), "Health and Education: Another Look with the Proper Data," CEPR Discussion Paper, DP9940.
- Davidson, R. and J. MacKinnon (1993), Estimation and Inference in Econometrics, Oxford University Press.
- Denison, E. (1962), The Sources of Economic Growth in the United States and the Alternatives before Us, New York: Committee for Economic Development.
- Denison, E. (1967), Why Growth Rates Differ, Washington, DC: The Brookings Institution.
- Eisner, R. (1985), "The Total Incomes System of Accounts," Survey of Current Business, 65: 24-48.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger (1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," Econometrica, 55: 251-276.
- Ferreira, S. and K. Hamilton (2010), "Comprehensive Wealth, Intangible Capital and Development," Policy Research Working Paper, 5452. World Bank.
- Fernald, J. G. and C. I. Jones (2014), "The Future of U.S. Economic Growth," American Economic Review: Papers and Proceedings, 104:44-49.
- Fraumeni, B. M (2009), "A Measurement Specialist's Perspective on Human Capital," Presentation at China Centre for Human Capital and Labour Market Research (CHLR), Central University of Finance and Economics.
- Griliches, Z. (1980), "Returns to Research and Development Expenditures in Private Sector", in J. W. Kendrick and B. N. Vaccara (eds.) New Developments in Productivity Measurement and Analysis, University of Chicago Press.
- Griliches, Z. and P. Lichtenber (1984), "R&D and Productivity at the Industry Level: Is There Still a Relationship?", NBER Working Paper, 850.
- Grossman, M. (1972), "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health," Journal of Political Economy, 80: 223-255.
- Hall, R. and C. Jones (1996), "The Productivity of Nations," NBER Working Paper, 5812.
- Hall, R. and C. Jones (1999), "Why Do Some Countries Produce So Much More Output per Worker than Others?," Quarterly Journal of Economics, 114: 83-116.

- Hanushek, E. A. and D. Kim (1995), "Schooling, Labor Force Quality and Economic Growth," National Bureau of Economic Research. Working Paper, 5399.
- Hanushek, E. A. and D. D. Kimko (2000), "Schooling, Labor Force Quality and the Growth of Nations," *The American Economic Review*, 90: 1184-1208.
- Hanushek, E. A. and L. Woessmann (2008), "The Role of Cognitive Skills in Economic Development," *Journal of Economic Literature*, 46: 607-668.
- Hanushek, E. A. and L. Woessmann (2009), "Do Better Schools Lead to More Growth? Cognitive Skills, Economic Outcomes and Causation," National Bureau of Economic Research. Working Paper, 14633.
- Hanushek, E. A. and L. Woessmann (2012), "Do Better Schools Lead to More Growth? Cognitive Skills, Economic Outcomes and Causation," *Journal of Economic Growth*, 17: 267-321.
- Harberger, A. (1978), "Perspectives on Capital and Technology in Less-Developed Countries," The Frank Paish Lecture presented at the 1977 meetings of the (U.K.) Association of University Teachers of Economics, Swansea. In *Contemporary Economic Analysis*, ed. by M.J. Artis and A.R. Nobay (London: Croom Helm Ltd., 1978).
- Heckman, J. A nd P. Klenow (1998), "Human Capital policy," in M. Boshin ed. *Capital Formation*, Stanford: Hoover Institution.
- Helpman, E. (2004), *The Mystery of Economic Growth*, Cambridge, Mass.: The Belknap Press of Harvard University Press.
- Im, K. S., M. H. Pesaran, and Y. Shin (2003) , "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels ", *Journal of Econometrics*, 115: 53-74.
- Islam, N. (1995), "Growth Empirics: A Panel Data Approach," *Quarterly Journal of Economics*, 110: 1127-1170.
- Johansen, S. and K. Juselius (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-With Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52: 169-210. Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: 231-254.
- Johansen, S. (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, 59: 1551-1580.

- Jones, C. I. (1995) , “R&D Based Models of Economic Growth”, *Journal of Political Economy*, 103: 759-784.
- Jones, C. I. (1996), “Human Capital, Ideas and Economic Growth,” In Paganetto, L. and E.S. Phelps (Eds.). In *Finance, Research, Education and Growth*, 51-74.
- Jones, C. I. (1998) , *Introduction to Economic Growth*. 1st ed.W.W. Norton&Company, Inc.New York, N.Y.
- Jones, C. I. (2013) , *Introduction to Economic Growth*. 3rd ed.W.W. Norton&Company, Inc.New York, N.Y.
- Jones, C. I. (2015), “The Facts of Economic Growth,” NBER Working Paper 21142.
- Jorgenson, D. W. and Z. Griliches (1967), “The Explanation of Productivity Change,” *The Review of Economic Studies*, 34: 249-283.
- Jorgenson, D. W. and B. M. Fraumeni (1989), “The Accumulation of Human and Nonhuman Capital, 1948-1984,” In Lipsey, R. and H.Tice (Eds.). *The Measurement of Saving, Investment and Wealth*, Chicago: University of Chicago Press, NBER.
- Jorgenson, D. W. and B. M. Fraumeni (1992a), “The Output of Education Sector,” In Z. Griliches (Eds.). *Output Measurement in the Service Sectors*. Chicago: The University of Chicago Press.
- Jorgenson, D. W. and B. M. Fraumeni (1992b), “Investment in Education and U.S. Economic Growth,” *Scandinavian Journal of Economics*, 94: 51-70.
- Kao, C. (1999), “Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data”, *Journal of Econometrics*, 90: 1-44.
- Kao, C. and M. H. Chiang (2000), “On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data”, in B. H. Baltagi ed. *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels*, *Advances in Econometrics*, 15: 161-178.
- King, R. and R. Levine (1994), “Capital Fundamentalism Economic Development and Economic Growth”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 40: 259-292.
- Kendrick, I. (1976), *The Formation and Stocks of Total Capital*, New York: Columbia University Press.
- Klenow, P. J. and and A. Rodríguez-Clare (1997), “The Neoclassical Revival in Growth Economics: Has It Gone Too Far?,” In B. S. Bernanke and J. J. Rotemberg (Eds.). *Handbook of Econ*

- omic Growth, Amsterdam: Elsevier.
- Klenow, P. J. and A. Rodriguez-Clare (2005), “ Externalities and Growth”, in P. Aghion and S. N. Durlauf ed. *Handbook of Economic Growth*, 1A: 817-861.
- Knowles, S. and P.D.Owen (1997), “Education and Health in an Effective.Labour Empirical Growth Model,” *The Economic Record*, 73:314-328.
- Kokkinen, A. (2010), “Assessing Human Capital in the National Accounts: Is there a feedback to Theory,” Paper presented at the 31st IARIW.
- Krueger, A. B. and M. Lindahl (2001), “Education for Growth: Why and For Whom?,” *Journal of Economic Literature*, 39: 1101-1136.
- Kyriacou, G. (1991), “Level and Growth Effects of Human Capital: A Cross-Country Study of the Convergence Hypothesis,” *New York University Economic Research Report*.
- Lange, F. and R. Topel (2006) , “ The Social Value of Education and Human Capital”, in E. Hanushek and F. Welch ed. *Handbook of the Economics of Education*, 1: 459-509.
- Levin, A. and C. F. Lin, and C. J. Chu (2002) , “ Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties”, *Journal of Econometrics*, 108: 1-24.
- Le, T., Gibson, J. and L. Oxley (2003), “Cost- and Income-Based Measures of Human Capital,” *Journal of Economic Surveys*, 17: 271-307.
- Li, H., Liu, Q., Li, B., Fraumeni, B.M. and X. Zhang (2014), “Human Capital Estimates in China: New Panel Data 1985-2010,” *China Economic Review*, 30: 397-418.
- Liu, G. (2011), “Measuring the Stock of Human Capital for Comparative Analysis: An Application of the Lifetime Income Approach to Selected Countries,” *OECD Statistics Working Papers*, OECD Publishing.
- Liu, G. and B. Fraumeni (2014), “Human Capital Measurement: a Bird’s Eye View,” In *UNU-IH DP and UNEP. Inclusive Wealth Report 2014. Measuring Progress Toward Sustainability*. Cambridge University Press, 83-107.
- Lucas, R. E. (1988), “On the Mechanics of Economic Development,” *Journal of Monetary Economics*, 22: 3-42.
- Lucas, R. E. (1990), “Why Does not Capital Flow from Rich to Poor Countries?,” *American Economic Review*, 80: 93-96.

- Lucas, R. E. (2001), "Externalities and Cities", *Review of Economic Dynamics*, 4: 245-274.
- Maddala, G. S. and S. Wu (1999), "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61: 631-652.
- Mankiw, N. G., D. Romer, and D. Weil (1992), "A Contribution to the Empirics of Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics*, 107:407-38.
- Mark, N. C. and D. Sul (2003), "Cointegration Vector Estimation by Panel DOLS and Long-Run Money Demand", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65: 655-680.
- McMahon, W. (2004), "The Social and External Benefits of Education", in G. Johnes and J. John -es ed. *International Handbook on the Economics of Education*, 211-260.
- McMahon, W. (2006), "Education Finance Policy: Financing the Non-Market and Social Benefits", *Journal of Education Finance*, 32: 264-284.
- Mincer, J. (1958), "Investment in Human Capital and Personal Income Distribution," *Journal of Political Economy*, 66: 281-302.
- Mincer, J. (1974), *Schooling, Experience and Earnings*. New York: Columbia University Press.
- Moretti, E. (2004), "Estimating the Social Return to Higher Education: Evidence from Longitudinal and Cross-Section Data," *Journal of Econometrics*, 121: 175-212.
- Nehru, V. and A. Dhareshwar (1966), "A New Database on Physical Capital Stock: Sources, Methodology and Results," *Revista de Analisis Economico*, 8: 37-59.
- Nelson, R. and E. Phelps (1966), "Investment in Humans, Technological Diffusion and Economic Growth," *American Economic Review*, 51: 69-75.
- Nerlove, M. (2002), *Essays in Panel Data Econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge.
- OECD (2001), *The Well-Being of Nations: The Role of Human and Social Capital*, Paris: OECD Publishing.
- OECD (2001), *Measuring Capital: OECD Manual*, Paris: OECD, Publishing.
- OECD (2009), *Measuring Capital: OECD Manual (second edition)*, Paris: OECD, Publishing.
- OECD (2011), *Health at a Glance 2011*, November 2011.
- OECD (2015), *Frascati Manual 2015: Guidelines for Collecting and Reporting Data on Research and Experimental Development, The Measurement of Scientific, Technological and Innovation Activities*, OECD Publishing, Paris.

- Phillips, P. C. B. and B. E. Hansen (1990), "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes," *Review of Economics Studies*, 57: 99-125.
- Pedroni, P. (1999), "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61: 653-670.
- Pedroni, P. (2000), "Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels", in B. H. Baltagi ed. *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels*, *Advances in Econometrics*, 15: 93-130.
- Pedroni, P. (2001), "Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels", *Review of Economics and Statistics*, 83: 727-731.
- Pritchett, L. (1996), "Where Has All the Education Gone?," The World Bank, Policy Research Working Paper, 1581.
- Pritchett, L. (2001), "Where Has All the Education Gone?," *The World Bank Economic Review*, 15: 367-391.
- Pritchett, L. (2006), "Does Learning to Add UP: The Return to Schooling in Aggregate Data?," In Hanushek, E. E. and F. Welch (Eds.). *Amsterdam: North Holland*.
- Psacharopoulos, G. (1994), "Returns to Investment in Education: A Global Update," *World Development*, 22: 1325-1343.
- Psacharopoulos, G. and H. A. Patrinos (2004), "Returns to Investment in Education: A Further Update," *Education Economics*, 12: 111-134.
- Rauch, J. (1993), "Productivity Gains From Geographic Concentration in Cities", *Journal of Urban Economics*, 34: 380-400.
- Romer, P. M. (1986), "Increasing Returns and Long-run Growth," *Journal of Political Economy*, 94: 1002-1037.
- Romer, P. M. (1990), "Endogenous Technological Change," *Journal of Political Economy*, 98: 71-102.
- Rudd, J. (2000), "Empirical Evidence on Human Capital Spillovers," *Finance and Economics Discussion Series*, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.).
- Saikkonen, P. (1992), "Estimation and Testing of Cointegrated Systems by an Autoregressive Approximation," *Econometric Theory*, 8: 1-27.

- Schultz, T. W. (1961), "Investment in Human Capital," *The American Economic Review*, 51: 1-17.
- Schultz, T.P.(2005), "Productive Benefits of Health:Evidence from Low Income Countries," MIT Press.
- Sianesi, B. and J. Van Reenen (2003), "The Returns to Education: Macroeconomics," *Journal of Economic Surveys*, 17: 157-200.
- Solow, R. M. (1956) , "A Contribution to the Theory of Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics*, 70:65-94.
- Soto, M. (2009)," The Causal Effect of Education on Aggregate Income,"*Barcelona Economics Working Paper Series*.
- Stock, J. H. and M. Watson (1993), "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems," *Econometrica*, 61: 783-820.
- Summers, R. and A. Heston, "The Penn World Table: Mark 5: An Expanded Set of International Comparisons, 1950-1985," *Quarterly Journal of Economics*, 106: 327-368.
- Sunde, U. and T. Vischer (2015), "Human Capital and Growth: Specification Matters," *Economica*, 82: 368-390.
- Topel, R. (1999), "Labor Markets and Economic Growth," In Ashenfelter, O. and D. Card(Eds.). *Handbook of Labor Economics*, 3: 2943-2984.
- UNDP. (2016), *Human Development Report 2016: Human Development for Everyone*, By the United Nations Development Programme, New York.
- Uzawa, H. (1965), "Optional Technical Change in an Aggregative Model of Economic Growth," *International Economic Review*, 6: 12-31.
- Venniker, R. (2001), "Social Returns to Education: a Survey of Recent Literature on Human Capital Externalities," CPB (Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis) , report 00/1.
- Weil, D. N. (2007), "Accounting for the Effect of Health on Economic Growth," *The Quarterly Journal of Economics*, 122: 1265-1306.
- Weil, D. (2013), *Economic Growth*, 3rd ed. Pearson Education,Inc. publishing as Addison-Wesley.
- Weil, D.N.(2014), "Health and Economic Growth," *Handbook of Economic Growth*, Volume 2,edit -ed by Aghion,P. and S.N.Durlauf, 623-682.
- Weisbrod, B. A. (1961), "The Valuation of Human Capital," *Journal of Political Economy*, 69: 425

- WHO. (2001), *Macroeconomics and Health: investing in Health for Economic Development*, Report of the Commission on Macroeconomics and Health, Geneva.
- World Bank. (1993), *The East Asian Miracle: Economic Growth and Public Policy*, Oxford University Press.
- World Bank. (2006), *Where is the Wealth of Nations?: Measuring Capital for the 21st Century*, Washington, DC: World Bank.
- World Bank. (2011), *The Changing Wealth of Nations: Measuring Sustainable Development in the New Millennium*, Washington, DC: World Bank.
- World Bank . (2017), *World Development Indicators*, World Bank Group.
- Young, A. (2003), “Gold into Base Metals: Productivity Growth in the People’s Republic of China during the Reform Period,” *Journal of Political Economy*, 111: 1220-1261.
- 片山尚平 (2006) , 『投資, 成長と経済政策』 晃洋書房。
- 片山尚平 (2015) , 「研究開発投資とマクロ経済」 『経済科学研究』 第 18 巻第 2 号, 25-44 ページ。
- 片山尚平 (2016) , 「成長会計と日本経済」 『経済科学研究』 第 20 巻第 1 号, 29-43 ページ。
- 関志雄 (2013) , 『中国 二つの罌: 待ち受ける歴史的転機』 日本経済新聞出版社。
- 関志雄 (2015) , 『中国「新常态」の経済』 日本経済新聞出版社。
- 北村行伸 (2005) , 『パネルデータ分析』, 岩波書店。
- 木下宗七・鈴木和志 (1989) , 「研究開発と経済成長」, 宇沢弘文編『日本経済 蓄積と成長の奇跡』, 東京大学出版会, 71-95 ページ。
- 経済産業省 (2017) , 『平成 28 年度医療技術・サービス拠点化促進事業』。
- 朱 強 (2016) , 「中国の人的資本投資と経済成長について」, 『経済科学研究』, 第 19 巻第 2 号, 21-28 ページ。
- 朱 強 (2016) , 「人的資本, 研究開発と経済成長における実証分析」, 『経済科学研究』, 第 20 巻第 1 号, 101-118 ページ。
- 朱 強 (2018) , 「人的資本と中国の経済成長に関する考察—健康を中心に」, 『経済科学研究』, 第 21 巻第 2 号 (掲載予定) 。

- 朱麗蘭等（1995），『科教興国—中国の21世紀向けの重要な戦略および方策』，中国中央
党
校出版社。
- 外谷栄樹（1998），「クロスカントリーにおける人的資本と経済成長の実証分析」『フ
ィナンシャル・レビュー』1998年7月号。
- 千木良弘朗・早川和彦・山本拓（2011），『動学的パネルデータ分析』，知泉書館。
- 張軍・章元（2003），「中国資本ストックに対する再推計」，『経済研究』，第7期，35-43
ページ。
- 張軍・吳桂英・張吉鵬（2004），「中国省レベルの資本ストックに対する推計：1952-2000」，
『経済研究』，第10期，35-44ページ。
- 中国科学技術部（2015），『中国科学技術指標2014』，科学技術文献出版社。
- ナズール・イスラム・戴二彪（2009），「全要素生産性成長率の推定：第二アプローチの
応用」，小島麗逸・ナズール・イスラム編『中国の再興と抱える課題』，勁草書房。
- 松浦克己・C. McKenzie（2012），『EViewsによる計量経済分析』，東洋新報社。
- 三野勝雄（2013），『マクロ経済学』，培風館。
- 蓑谷千風彦・牧厚志編（2010），『応用計量経済学ハンドブック』，朝倉書店。
- 南亮進・牧野文夫・羅歆鎮（2008），『中国の教育と経済発展』，東洋経済新報社。
- 南亮進・牧野文夫編（2016），『中国経済入門—高度成長の終焉と安定成長への途』，
日本評論社。
- 白仲林（2009），『パネルデータの計量経済学分析』，南開大学出版社。
- 林毅夫（2012），『北京大学 中国経済講義』（劉徳強訳）東洋経済新聞社。

<データ出所>

国連教育科学文化機関（UNESCO），<http://data.uis.unesco.org/Index.aspx>。

国家統計局国民経済綜合統計司編（1999），『新中国五十年統計資料』，中国統計出版社。

国家統計局国民経済綜合統計司編（1997），『中国国内総産値計算歴史資料 1952－95』，東北財経大学出版社。

国家統計局国民経済綜合統計司編（2006），『中国国内総産値計算歴史資料 1952－2004』，中国統計出版社。

国家統計局国民経済綜合統計司編（2010），『新中国六十年統計資料』，中国統計出版社。

国家統計局編（2016），『中国統計年鑑 2016』，中国統計出版社。

国家統計局（2017）「国民経済と社会発展の統計公報」（http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201702/t20170228_1467424.html）。

中国教育部国際合作与交流司（2015），『来華留学生簡明統計 2014』。

日本学生支援機構（2017）「平成 29 年度外国人留学生在籍状況調査等について」。

IMF 「World Economic Outlook Database」。

OECD 「Science, Technology and R&D Statistics」。

Penn World Table 9.0, <https://www.rug.nl/ggdc/productivity/pwt/>。

World Bank（2017），「世界開発指標 2017」。