

人的資本と中国の経済成長に関する考察

——健康を中心に——

朱 強

(受付 2017年10月30日)

1. はじめに

1950年代から Mincer (1958), Schultz (1961) や Becker (1964) によって提唱された (ミクロ・マクロレベルの) 人的資本論では, 教育や健康などの側面から労働者の質を強調し, より多くの人的資本を持つ労働者の生産性が高まり, さらに個人の所得増加と社会全体の経済成長をもたらすという見方として議論されている。そこで, 人的資本水準を上昇させるために, これらの研究からいくつかの側面が検討され, 最も重要なのは教育への投入として認識されている。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は問われている。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。

なお, 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によって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だした¹⁾。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。

一方, 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²⁾ (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。

1) 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。

2) 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。

本稿の構成は以下の通りである。次の第2節では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。さらに第6節では、グレンジャーの意味での因果関係の分析を実施する。第7節では結論部分であり、本稿の内容を要約し、実証結果と今後の課題を指摘する。

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³⁾。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⁴⁾、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する要因について、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) として挙げている。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、人的資本としての健康) を中心にして、教育資本のように、健康資本とみなされればよい。

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1のように区分し、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。

-
- 3) 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。
- 4) 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) 耐久的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。

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。

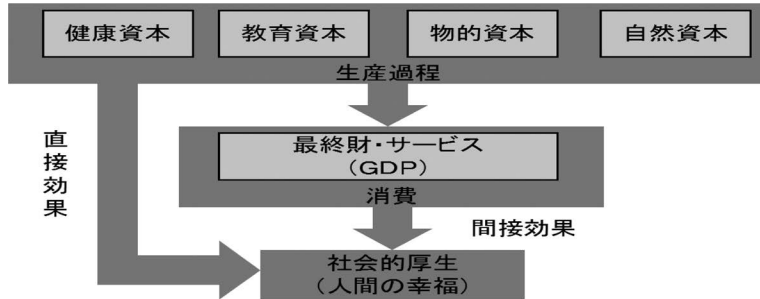


図1 健康資本の福祉への効果

(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⁵⁾。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2のようにまとめている。

なお、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、本稿では、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。

5) 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。

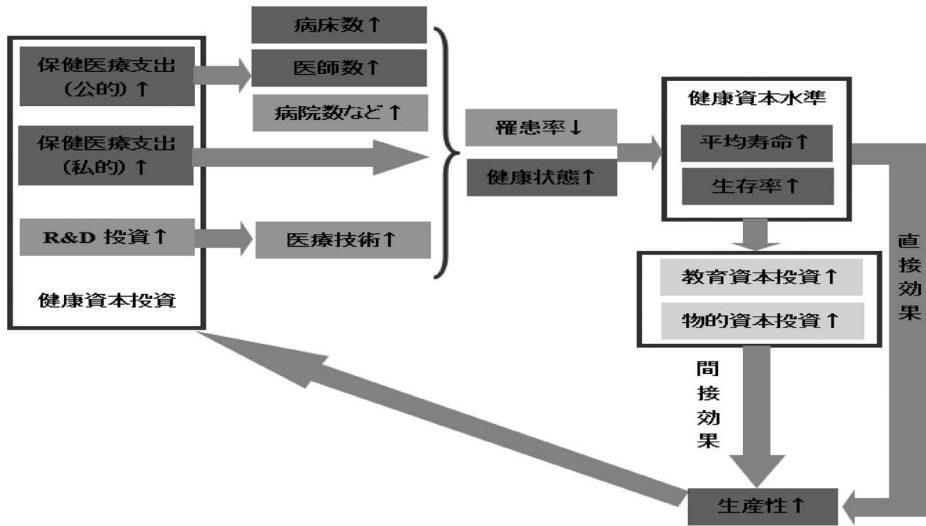


図2 健康資本と生産性向上のパラダイム

3. 中国の健康資本の現状

これまでサーベイし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、健康資本を表す指標が主に二つのアプローチのように分けられ、つまり健康資本への投入とそれによる結果である。本稿では、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、中国の健康資本の動向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。

3-1 総保健医療支出額 (医療費)

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 (Total Health Expenditure) 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)⁶⁾。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。

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

6) 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。

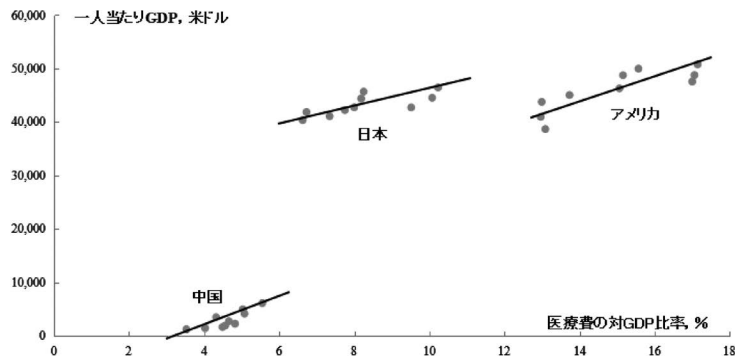


図3 医療費の対GDP比と一人当たりGDPの推移（1995－2014）

（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。

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⁷⁾。

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、中国は日本とアメリカとの格差も巨大という現状は存在している。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。

むろん、物的資本投資などの投入を多く行った結果は、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1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⁸⁾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にも良い効果をもたらすと予想される。

3-2 成人の生存率

成人の生存率（adult survival rate）とは、現在の生命表（life table）を用いて15歳の人口

7) 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。

8) OECD（2011）では、1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、1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。

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、成人の生存率がある時点での人口の健康状態を表す合理的に良い指標である（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。

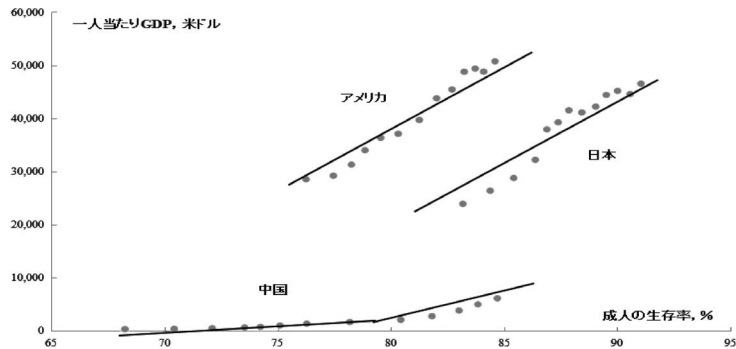


図4 成人の生存率と一人当たり GDP の推移（1978－2014）

（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。

3-3 平均寿命年数

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（life expectancy）

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⁹⁾。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。そして、中国の31省のデータ（2015年）を用いて、平均寿命年数から地域経済成長格差を考察する。

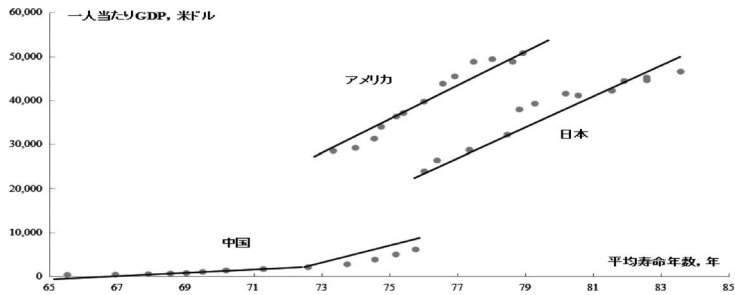


図5 平均寿命年数の推移と経済成長（1978－2014）

（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。

まず、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5のような散布図を作成している。図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、1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。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）との所得格差は依然として相当に巨大である¹⁰⁾。

9) 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。
 10) 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。

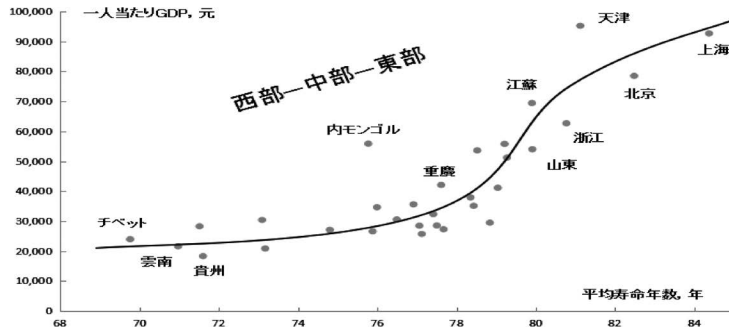


図6 平均寿命年数と地域経済成長との関係（2015年）

（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）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。

そして、平均寿命年数と地域経済成長に関して、中国の各省のデータを1つの例としてみてみよう。ここでは、2015年の平均寿命年数（中国の人口センサスによるデータ）と一人当たりの実質 GDP（2005年不変価格、元）を用いた。つまり、平均寿命年数と地域経済成長に関する散布図は図6のように描かれ、一応横軸と縦軸は図5と同じにする。図6が示すように、平均寿命年数の多い省（上海、北京などを含む東部地域）ほど、経済成長水準も高い。逆に、平均寿命年数の少ない省（特に貴州やチベットなどを含む西部地域）では、低い成長水準にとどまっている。

4. 分析フレームワーク

これまで健康資本と経済成長に関する先行研究にしたがって、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、教育と健康を同時に取り扱うモデルについて、先行研究から示唆されているが、生存率や平均寿命年数に加えて、経験年数や認知能力など人的資本水準を表せる指標も考えられている¹¹⁾。本稿では、教育と健康のみ取り扱うようにして、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、本稿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考察する。

11) これらの指標について、データの取得はより困難である。特に、認知能力において、先行研究から国際テスト・スコアの利用がわかるが、そのテストの実施国は多くない。

4-1 実証モデルの定式化

前述でもふれたように、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、次のようなコブ・ダグラス型の生産関数が想定される。

$$Y = AK^\alpha H^{1-\alpha} \quad (1)^{12)}$$

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ストックと人的資本ストックの産出弾力性¹³⁾を表し、規模に関する収穫一定といった条件を示している¹⁴⁾。

(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せることが想定されている。また、(1)式も効率労働モデルと呼ばれている。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いるが、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、本稿では、教育と健康を含む人的資本水準について設定してみる。

そして、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、健康の組み入れを考慮するうえ、新しく人的資本水準を設定する。彼らによって、(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る。

$$H = hL = e^{rs} L \quad (2)$$

(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。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、 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を意味している。

さらに、(2)式の考え方にしたがって、健康も考慮して導入してみる。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

12) 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示す。

13) 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。

14) 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。

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 にし、そして e^{rs} を合わせて、教育と健康を含む人的資本水準は次のように表される。

$$h = e^{rs} \cdot e^{\beta\bar{h}} = e^{rs+\beta\bar{h}} \quad (3)$$

さて、(3) 式を (1) 式に代入することにより、次のような生産関数

$$Y = AK^\alpha \left(e^{rs+\beta\bar{h}} L \right)^{1-\alpha} \quad (4)$$

が得られる。(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¹⁵⁾。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) 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、人的資本水準もありつつである。

なお、(1) 式あるいは (4) 式を推定する場合、実証的問題（多重共線性など）が生じる。そのため、資本産出比の導入でモデルを拡張するアプローチは Jones (2015) によって提唱されている¹⁶⁾。

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

$$y = \bar{A} \left(\frac{K}{Y} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} e^{rs+\beta\bar{h}} \quad (5)$$

が得られる。(5) 式において、一人当たりの産出水準は一定の技術水準 ($\bar{A} = A^{1-\alpha}$)、資本産出比 (K/Y) および一人当たりの人的資本ストックによって決まる¹⁷⁾。一方、(5) 式の両辺の対数を取り、次の (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¹⁸⁾。

15) 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) 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

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

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。

16) 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。
 17) 成長会計分析のように、(5) 式の両辺の対数を取り、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。
 18) 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。

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。

$$\ln y = \ln \bar{A} + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln \left(\frac{K}{Y} \right) + rs + \beta \bar{h} \quad (6)$$

4-2 使用するデータ

本稿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。そして、資本産出比は PIM 法によって求められた物的資本ストックと実質 GDP の比率によって用いられる。次いで、平均就学年数については、Penn World Tables 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1のようにまとめられている。

表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 |
|-------------|--------------|---------|----------|----------|----------|-------|
| y | 1人あたりのGDP(元) | 11555.4 | 10428.71 | 36436.22 | 1620.172 | 39 |
| K/Y | 資本産出比 | 2.44 | 0.32 | 3.41 | 2.15 | 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 Tables 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、2016年のデータは筆者より推計。

4-3 定常性検定

周知のとおり、時系列データを用いて推定するとき、まずデータの定常性を調べる必要がある¹⁹⁾。一般的には、時系列データの定常性を調べる方法として、ADF 単位根検定がよく利用される。なお、検定結果の正確さを保証するため、ここで ADF 検定を実施する一方、KPSS

19) いわゆる「見せかけの回帰」という問題である。この問題について、Granger and Newbold (1974)によって行われたモンテカルロ実験を通じて示されている。つまり、変数の定常性を確認せず回帰を行うと、「見せかけの回帰」の可能性があり、t検定によって有意であるかを判断しても信用できない。

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。(6)式における各変数についての検定結果は表2のようにまとめられている。

表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回の階差 | レベル | 1回の階差 |
| 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回の階差値の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回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回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回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。

次いで、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回の階差値において、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、 $I(1)$ ²⁰⁾として表示される。なお、外生変数を定数項のみ取り扱う場合、資本産出比の系列において、1回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。つまり、本稿では、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。

5. 長期均衡式の推定

本節では時系列分析によって健康資本水準（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、(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ので、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回の階差を取ると、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、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。

5-1 共和分検定

周知のとおり、時系列の共和分検定方法について、Engle and Granger (1987) と Johansen (1988, 1991), Johansen and Juselius (1990) によって提案された手法は広く用いられている。それぞれEG二段階法とJohansen型検定法と呼ばれている。この二つの検定方法を実施する前提として、すべての変数は $I(1)$ （あるいは2回の階差定常などの同次和分過程に従うこと）でなければならない。また、前節の結果よりその条件を満たすことがわかる。なお、Johansen型検定法において、定数項とトレンド項の扱いによって、五つのケースに分かれ、どのケースであるかによって結果が異なる²¹⁾。したがって、ここでEG二段階法²²⁾を行い、検定の結果を提示する。なお、健康資本水準の指標によって二つのケースに分けられ、それぞれについて共和分検定を行う。結果は表3のようにまとめられている。

20) 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。

21) なお、Johansen型検定法によって1個以上の共和分関係を検出することができる。

22) 基本アプローチとして、全ての変数をOLSで推定し、得られた残差系列について単位根検定を行うことである。単位根がなければ、つまり残差系列が定常であれば、一つのみの共和分関係が存在すると確認できる。

表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3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。

5-2 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²³⁾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、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²⁴⁾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、本稿では、主に OLS と FMOLS 推定²⁵⁾を用いて長期均衡式を推定する。そして、(5) 式あるいは (6) 式の推定結果の比較として、(4) 式²⁶⁾ (変形して一般式と呼ばれる) について推定した結果も提示する。それぞれの推定結果は表4と表5のようにまとめ

23) Davidson and MacKinnon (1993) では、共和分関係にある回帰では、OLS 推定によする係数推定値が「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。

24) 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。

25) 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。

26) 実際に、(4) 式の両辺を L でわり、また両辺の対数を取った式について推定を行っている。

られている²⁷⁾。

表4 長期均衡式の推定I (一般式)

| 説明変数 | OLS | FMOLS | OLS | FMOLS |
|---------------------|-------------------|------------------|------------------|------------------|
| 定数項 | -0.305 (-0.487) | -0.426 (-0.484) | -0.798 (-0.723) | -1.02 (-0.72) |
| $\ln k$ | 0.517 (10.058)*** | 0.433 (5.943)*** | 0.501 (7.545)*** | 0.405 (4.689)*** |
| s | 0.191 (2.544)** | 0.213 (3.688)*** | 0.233 (6.268)*** | 0.272 (5.983)*** |
| 生存率 h_1 | 0.034 (6.588)*** | 0.044 (2.295)** | — | — |
| 平均寿命年数 h_2 | — | — | 0.042 (1.855)* | 0.055 (1.845)* |
| $(1-\alpha)r\%$ | 19.1% | 21.30% | 23.30% | 27.20% |
| $(1-\alpha)\beta\%$ | 3.40% | 4.40% | 4.20% | 5.50% |

(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5 長期均衡式の推定II (展開式)

| 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。

まず、一般式を推定して得られた結果を見てみよう。表4の第2列と第3列は成人の生存率、第4列と第5列は平均寿命年数を健康資本水準とした場合の推定結果を表している。そこで、健康資本の係数推定値についてみると、生存率を用いた場合は0.03 (OLS) と0.04 (FMOLS)、平均寿命年数を用いた場合は0.04 (OLS) と0.06 (FMOLS) となっている。予想通りに、健康資本の推定係数がプラスで符号条件を満たし、 t 検定の結果(括弧内は t 値)によってこれらの係数が有意であることが判定される。なお、ここでは、健康資本の代理変数の選択や推定方法の選択とかかわらず、すべてのケースにおいて、定数項の推定値は有意

27) なお、生存率のデータ系列も非定常であり、一般式と展開式において、変数間に共和分関係が存在するという検定の結果も出せる。ただし、紙幅の都合上、ここでそのような検証過程を省略している。

でない。つまり、表4の結果より、OLS推定とFMOLS推定のいずれの結果が必ずしも適切であるとは言えない。

次に、展開式の推定結果についてみてみよう。表5は表4と同様に、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、表4と異なったのは健康資本の係数推定値である。ここでは、健康資本の係数は収益率ではなく、人的資本への転換率として表されている。表5の結果においても、推定方法と健康資本の代理変数の選択とかかわらず、そ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5の結果を考察するとき、FMOLSの推定結果を見ていけばよい。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、物的資本分配率が算出され、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。つまり、（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、一般式より展開式は相対的に信用できる結果を出している。そして、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5のFMOLSの推定結果をもって、教育のみの場合と健康のみの場合の推定と比較し、表6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 | |
|-------|--------|------------|--------|------|--------|
| 生存率 | 平均寿命年数 | 平均就学年数 | 平均就学年数 | 生存率 | 平均寿命年数 |
| 6.4% | 11.2% | 22.6~24.7% | 40% | 14% | 17.8% |

6. 因果関係の分析

以上のように、健康資本を生産関数モデルに導入し、長期経済成長で果たす役割を検証し

た。なお、長期均衡式の推定において、教育と同様に、健康資本から経済成長への因果関係が仮定されている。この仮定と多くの実証研究と一致しているが、健康と経済成長に関する伝統的な視点からみれば、より高い所得がより良い健康状態をもたらすことが予想され（Preston, 1975など）、つまり経済成長から健康資本水準への因果関係が発見されている。一方、Weil（2013）では、健康と所得に関する相互作用（双方向の因果関係）を理論的に解釈している。

また、理論に基づいたデータの検証を通じて、健康資本と経済成長における因果関係は双方向性をもつことがありえる。そのため、(6) 式を推定するとき、説明変数である健康資本は内生変数としてみなされ、OLS 推定方法を用いるとしたら、変数の内生性（endogeneity）で推定バイアス（一致性を失うことなど）が発生しうる。一つの解決する方法として、前節では FMOLS 推定を利用し、できる限り説明変数の内生性をコントロールすることである²⁸⁾。なお、本稿で利用した生産関数モデルの中で健康資本から経済成長への因果関係を想定しているものの、逆の方向も存在するという意識を持つ必要がある。そして、健康資本と経済成長に関する因果関係の方向については、グレンジャーの意味での因果関係分析を行うのが必要である。したがって本節では、中国を対象として短期及び長期因果関係が存在するかを検証する。

6-1 データからみる相互作用

まず、中国の1978-2016年のデータを用いて、線で結んだ散布図を作成して健康と所得の関係をみてみよう。健康資本の代理変数は平均寿命年数、経済成長を表す変数は一人当たり GDP によって表される。

まず、図7をみると、横軸は平均寿命年数、縦軸は一人当たり GDP を表している。そこで、図7が示すように、平均寿命年数と一人当たり GDP の関係を表す曲線は右上がりの傾きになる。なお、平均寿命年数は、初期（ここで改革開放初期）には生産性への影響が小さく、一人当たり GDP が低い水準にとどまった。そして平均寿命年数の上昇とともに、特に69歳を過ぎたあと、一人当たりの所得水準は拡大する傾向にあり、初期の傾きより大きくなった。さらに、平均寿命年数は74歳を超えてしまうと、より大きい傾きになる一方、平均寿命年数の伸びはより多くの所得をもたらすようになっている。つまり、図7から健康資本は一人当たりの所得水準と有意な相関関係があり、特に長期的な影響を与えていることがわかる。

28) 一般的に、説明変数の内生性問題の対応として、操作変数法（Instrumental Variable Methods）がよく用いられている。操作変数とは、誤差項と無相関かつ内生変数と相関しているものである。ただし、実証研究上、適切な操作変数を見つけることは極めて難しいことに注意すべきである。

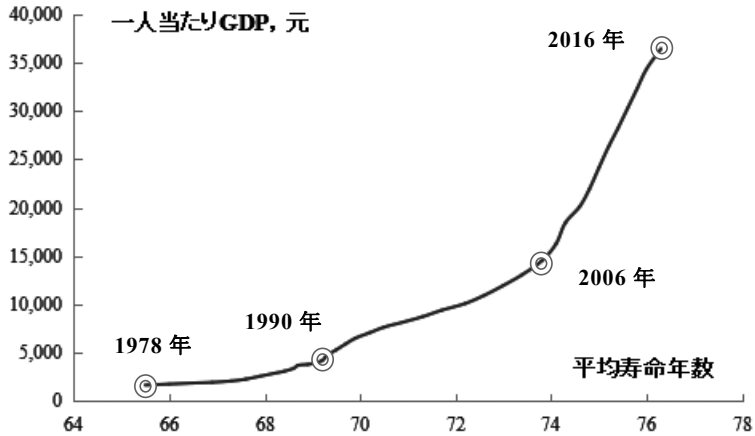


図7 健康から所得への作用

(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。

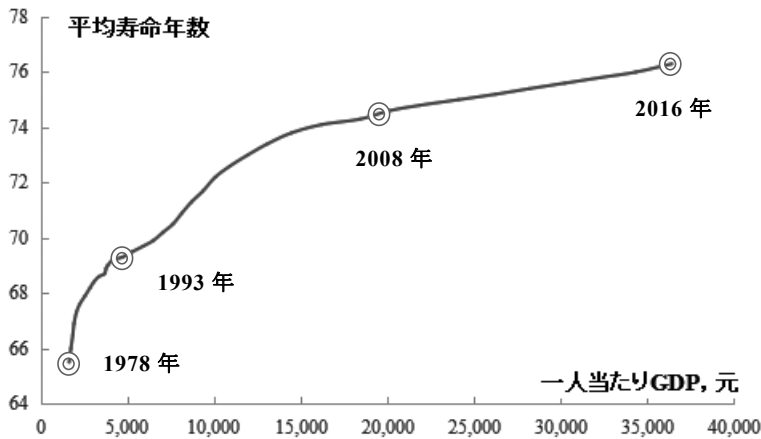


図8 所得から健康への作用

(出所) 同図7。

次いで、所得から健康への影響を表す図8をみてみよう。図8が示すように、横軸と縦軸は図7と逆となり、散布図を結合した曲線が同じく右上がりの傾向を示したが、図7が描いた傾きの大きさの変化に反している。つまり、初期の一人当たり所得水準は健康水準に大きく影響を与え、一人当たり所得水準が高ければ高いほど、平均寿命年数を大幅に上昇させている。しかしながら、一人当たり所得水準が5000元（1993年）および20000元（2008年）を境にして傾きの大きさが大きく変化している。なお、経済成長とともに健康資本水準は拡大する傾向にみられるが、初期（あるいは中期）の健康資本水準への影響より次第に低まって

きたこともある。

以上のように、健康と所得における相互作用が存在しているが、短期および長期にわけてそれぞれの効果が異なる。つまり、短期的効果を見ると、経済成長から健康資本水準への影響がより大きく、短期的な因果関係が一方方向性（経済成長⇒健康資本水準）を持つようになる可能性が高い。それに対して、長期的に見ると、健康資本水準から経済成長への影響が持続的に大きくなり、さらに健康を基礎とした人的資本の果たす役割は大きくなる。なお、長期的には健康と所得の相互作用メカニズムの影響で、因果関係が双方方向性をもつかもしいないが、経済成長における初期の作用は長期より顕著であることも示唆される。

6-2 因果関係の分析フレームワーク

Weil (2013) が指摘するように、健康と所得の相互作用を通じて、健康資本水準と経済成長におけるグレンジャーの意味での因果関係が双方方向性をもつとされる。なお、図 7 と 9 からすれば、長期的な因果関係を見出すことが可能となるのに対して、短期的には経済成長から健康資本水準への一方的な因果関係が存在するかもしれない。なお、変数間に共和分関係が存在するかによって、実際の因果検定の方法が異なる。つまり共和分関係が存在しない場合に、VAR モデルに基づく短期的な因果関係分析が行われるのに対して、共和分関係がある場合には、VEC モデルに基づく長期及び短期の因果検定を行える。また、前述した共和分検定の結果より、これらの変数間に共和分関係が存在し、さらに VEC モデルを推定することによって、健康資本水準と経済成長との間の因果検定を行うことができる。

そして、Granger の表現定理 (1987)²⁹⁾ に基づいて、健康 ($\Delta \bar{h}$) と所得 ($\Delta \ln y$) のみ³⁰⁾ を含めた因果関係分析を定式化しよう。なお、それぞれの場合には以下のとおりである。

Granger の意味で $\Delta \bar{h}$ から $\Delta \ln y$ への因果関係の検証：

$$\Delta \ln y_t = a + \delta_1 \Delta \ln y_{t-1} + \dots + \delta_p \Delta \ln y_{t-p} + \beta_1 \Delta \bar{h}_{t-1} + \dots + \beta_q \Delta \bar{h}_{t-q} + \lambda_1 ECT_{1t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (7)$$

Granger の意味で $\Delta \ln y$ から $\Delta \bar{h}$ への因果関係の検証：

$$\Delta \bar{h}_t = b + \delta'_1 \Delta \ln y_{t-1} + \dots + \delta'_p \Delta \ln y_{t-p} + \beta'_1 \Delta \bar{h}_{t-1} + \dots + \beta'_q \Delta \bar{h}_{t-q} + \lambda_2 ECT_{2t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (8)$$

ここで、(7) 式と (8) 式はそれぞれの場合を検証するための定式であり、誤差修正モデ

29) つまり、変数同士は共和分関係を持つとしたら、変数間にある短期かつ非均衡の関係が誤差修正モデルによって表されるということである。

30) ここで、(6) 式における資本産出比と教育資本という変数を一定であるとし、健康と所得の 2 変数の VEC モデルを構築する。そこで、検証過程を省略しているが、この 2 変数間においても、長期均衡関係が確認されている。

ル (ECM) とよばれるが、この二つの式を合わせ $\delta'_1 = \delta'_2 = \dots = \delta'_p = 0$ とみる場合、ベクトル誤差修正モデル (VECM) とみなされる。一応、下付き文字 p と q はそれぞれ $\Delta \ln y$ と $\Delta \bar{h}$ の過去何期前を表している³²⁾。ECT (誤差修正項) は長期均衡式の残差系列であり、前期の長期均衡からの乖離を表している。なお、誤差修正項の推定係数に期待される符号条件はマイナスであるため、長期均衡に達するためのプラスの調整が必要である。また、誤差修正項の推定係数に関して有意な t 検定を通じて、説明変数から被説明変数への長期的なグレンジャーの意味での因果関係が存在するかは確認される。一方、これらのモデルのもとで短期的なグレンジャーの意味での因果関係を検証するため、Wald 検定 (F 統計量) において確認できる。

つまり、(7) 式あるいは (8) 式を推定した結果によって、1) $\Delta \bar{h}$ あるいは $\Delta \ln y$ の推定係数 ($\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_q = 0$ あるいはという帰無仮説) に関して Wald 検定 (F 検定) を用いて短期的な因果関係が存在するか、2) 誤差修正項 ECT の推定係数 λ_1 あるいは λ_2 ($\lambda_1 < 0$ あるいは $\lambda_2 < 0$ という帰無仮説) に関して t 検定を用いて長期的な因果関係が存在するかを検証する 2 つのアプローチがある。もしそれぞれのアプローチを用いた検証において、帰無仮説を有意に棄却できるのであれば、それぞれの場合の因果関係が存在すると確かめられる。そして、(8) 式を推定した結果を利用する場合も同様である。

6-3 VECM の推定結果

以上のとおり、グレンジャーの意味での因果関係分析の手順にしたがって、まず (7) 式と (8) 式を含めた VECM を推定し、推定結果を表 7 に示した。そこで、本節では主として、健康資本と経済成長との因果関係を分析するため、VECM における各変数の推定係数について検討しない。つまり、各推定係数の符号と有意性の判断より、長期及び短期の因果分析手法による判定が行われる。なお、ラグの次数選択は AIC 選択基準にしたがって、ここでラグ次数を 5 として VECM を推定している。

表 7 は推定係数 (上段) と様々な診断検定の結果 (下段) を表している。推定係数を利用して因果関係分析を行うことは次節で説明する。ここでは、簡単に診断検定の結果を解釈する。まず、DW は Daubin-Watson 統計量であり、系列相関が存在するかを検証するための統計量を示す。ここでは、それぞれの場合においても、DW 統計量は系列相関がないという帰無仮説の下で、判定不能の棄却域 (0.668, 2.484) にあり、DW 統計量での判定ができない。そこで、系列相関を検証するもう一つの方法として、ラグランジュ乗数検定 (LM 検定) が

32) 一般的に、 $p=q$ ということ想定している。実際には、(7) 式あるいは (8) 式は $ADL(p,q)$ モデル (自己回帰分布ラグモデル) の拡張型であり、 $ADL(p,q)$ モデルに誤差修正項を組み入れたからである。

表7 VECMの推定結果

| | 変数 | $\Delta \ln y$ | $\Delta \bar{h}$ |
|------|----------------------|----------------|------------------|
| 推定係数 | 定数項 | 0.072 (2.58) | 0.037 (0.59) |
| | $\Delta \ln y(-1)$ | 0.784 (3.65) | -0.545 (-1.15) |
| | $\Delta \ln y(-2)$ | -0.281 (-1.02) | -0.916 (-1.53) |
| | $\Delta \ln y(-3)$ | 0.042 (0.18) | -0.038 (0.08) |
| | $\Delta \ln y(-4)$ | -0.009 (-0.05) | -0.773 (-1.67) |
| | $\Delta \ln y(-5)$ | -0.169 (-0.92) | 0.237 (0.59) |
| | $\Delta \bar{h}(-1)$ | 0.098 (1.26) | 0.003 (0.02) |
| | $\Delta \bar{h}(-2)$ | 0.043 (0.54) | 0.434 (2.51) |
| | $\Delta \bar{h}(-3)$ | -0.074 (-0.81) | 0.478 (2.34) |
| | $\Delta \bar{h}(-4)$ | -0.121 (-1.32) | 0.308 (1.59) |
| | $\Delta \bar{h}(-5)$ | -0.002 (-0.02) | 0.213 (1.16) |
| | | $ECT(-1)$ | -0.156 (-1.96) |
| 診断検定 | \bar{R}^2 | 0.594 | 0.889 |
| | DW | 1.682 | 2.109 |
| | $JB^{35)}$ | 2.46[0.292] | 0.002[0.998] |
| | $BG(1)^{36)}$ | 0.475[0.498] | 2.218[0.152] |
| | $ARCH(1)^{37)}$ | 0.011[0.917] | 0.636[0.431] |
| | $RESET(1)^{38)}$ | 1.263[0.221] | 0.624[0.539] |

(出所) Eviews10の結果より作成。

(注) 括弧 () 内は t 値, 括弧 [] 内は p 値を表している。

あげられる。LM 検定による BG 統計量を用いて、系列相関がないという帰無仮説を受容すればよい。ここでは、それぞれの場合における BG 統計量は0.475, 2.218であり、10%の有意水準でも帰無仮説を棄却できない。つまり、いずれのケースにおいても系列相関が存在していない。

次に、誤差項の正規性を検証するための JB 統計量をみると、それぞれの場合において2.46, 0.002となり、10%の有意水準でも誤差項が正規分布に従うという帰無仮説を棄却できないので、誤差項の正規性を示している。そして、誤差項分散の不均一性に関する検定では、

35) JB は *Jarque-Bera* 検定の統計量で、誤差項が正規分布に従うという帰無仮説の下で漸近的に自由度2の χ^2 (カイニ乗) 分布に従う。

36) $BG(1)$ は1次の系列相関に関して、*Breusch-Godfrey* のラグランジュ乗数検定 (LM 検定) の統計量で、系列相関がないという帰無仮説の下で自由度 (1,20) の F 分布に従う。

37) は $ARCH(1)$ 自己回帰条件付き分散不均一モデル検定の統計量で、均一分散の帰無仮説の下で自由度 (1,30) の F 分布に従う。

38) $RESET(1)$ は1次の *Ramsey* 検定の統計量で、定式化の誤りがないという帰無仮説の下で自由度 (1,20) の F 分布に従う。

自己回帰条件付き分散不均一モデル（ARCH モデル）に基づく統計量をみると、それぞれの場合は0.011, 0.636として得られ、10%の有意水準でも誤差項が均一分散であるという帰無仮説を棄却できない。つまり、誤差項の分散が均一性を示している。

最後に、脱落変数がないかを検証するために、Ramsey の *RESET* 統計量を挙げている。帰無仮説はモデル定式化の誤りがないとされ、棄却より受容することが望ましい。そして、それぞれの場合の *RESET* 統計量は1.263, 0.624であり、依然として10%の有意水準でも上述の帰無仮説を棄却できない。以上の検定結果より、一応、ラグ次数を 5 として推定した VECM は適切なモデルであるといえよう。

6-4 因果関係分析の結果³⁹⁾

さて、以上に推定した VECM を用いて、健康と所得との間の因果性の検定（Granger Causality Test）を実施する。なお、VECM に基づく因果関係の分析では、短期および長期の因果関係が含まれ、因果分析のフレームワークが示すように検定を進める。つまり、VECM の推定結果によれば、短期と長期の検定結果を表 8 にまとめている。

表 8 VECM における因果検定の結果

| 因果関係 | 検定方法 | 健康資本⇒経済成長 | 経済成長⇒健康資本 |
|------|--------------------------|-----------------|-------------------|
| 短期 | Wald 検定, <i>F</i> 統計量 | 0.573 [0.72] | 2.407 [0.07] |
| 長期 | 誤差修正項の符号条件, <i>t</i> 統計量 | -0.156 (-1.96)* | -0.312 (-4.76)*** |

(出所) Eviews10の結果より作成。

(注1) 括弧 () 内は *t* 値, 括弧 [] 内は *p* 値を表している。

(注2)***, * は 1%, 10%水準で有意であることを示す。

まず、VECM の推定結果によれば、推定係数に制約を課すと、短期の方向性を判明できる。つまり、用いられた Wald 検定結果 (*F* 統計量) をみると、経済成長から健康資本水準への短期的な因果関係のみが確認される。具体的に言えば、健康資本水準から経済成長への因果関係を検証する場合、*F* 統計量は0.573であり、10%の有意水準でも帰無仮説を棄却できない。つまり、健康資本水準から経済成長への短期的な因果関係が確認されなかった。それに対して、経済成長から健康資本水準への短期的な因果関係を調べたところ、*F* 統計量は2.407となり、10%の有意水準で帰無仮説が棄却される。つまり、グレンジャーの意味で経済成長から健康資本水準への一方的な（短期）因果関係が存在するといえる。

39) 紙幅の都合上、生存率を健康資本水準とした場合の因果関係の分析を省略している。ただ、同じくラグ次数を 5 として、VECM を推定した結果、経済成長から生存率の上昇への一方的な長期因果関係のみ確認された。

次に、長期における因果関係については、表7あるいは表8をみると、それぞれの場合においても、誤差修正項の推定係数は有意にマイナスとなっている。つまり、健康資本水準と経済成長における長期的な因果関係は両方向性を持つと言えよう。

以上のように、短期的な因果関係において、経済成長から健康資本水準への因果性のみがみあたらないのに対して、健康資本水準と経済成長における長期的な因果関係が双方向性をもっている。この結果は、図7と8から示唆された因果関係の方向とほぼ一致することを意味している。このように、短期と長期において、経済成長とともに、健康資本水準の上昇に重要な役割を果たすことになる。一方、短期より長期において、健康資本水準の上昇は長期的持続成長に好影響を与えることも示されている。

7. 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、本稿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。

本稿では、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）が存在するかによって、次の分析手順を決定するため、EG二段階法という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。得られた推定結果は、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。

最後に、健康資本と経済成長におけるグレンジャーの意味での因果関係を考察した。経済成長から健康資本水準への短期における一方的な因果関係が確認されたのに対して、長期における双方向性を持つ因果関係があるという結果が得られた。

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、健康を生産関数モデルに導入し時系列分析を通じて、教育および健康の平均収益率の導出で、教育のみを考えた場合における欠落変数バイアスをできる限り避けている。そして、短期・長期因果関係分析から、健康資本水準から経済成長への長期因果関係のみ確認できた。なお、初期に健康資本水準の上昇は経済成長に与える効果が小さいとして解釈され、長期的経済成長に持続する影響を与えていくことがわかる⁴⁰⁾。

最後に、本稿に残される課題として、

1) 質的人的資本はここで考慮せず、量的人的資本を代表とする平均就学年数を使うだけで、すべての要因を考え、実証モデルの再検討をする必要がある。

2) 一般式より展開式において、より有意な結果を出した。なお、物的資本の分配率が約0.3として導出されるが、過小推定する恐れがある。それを確認するには、展開式についてパネル分析を進める必要がある。

3) 本章で時系列データのみを用いて分析を行ったが、健康資本水準による地域格差を考察するとき、発展会計分析あるいはパネル分析を実施する必要がある。なお、とくにパネルデータの取得は地域によってできないところもあるので、どのようにデータの補足や推定なども将来の一つの課題として考えられる。

参 考 文 献

- Arrow, K., Dasgupta, P. and K. Mumford (2014), "Health Capital," Inclusive Wealth Report 2014, by UNU. IHPD and UNEP, Cambridge University Press, 123-133.
- Becker, G. (1964), *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, 1st ed. Columbia University Press.
- Bils, M. and P. 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.
- Caselli, F. (2016), "Accounting for Cross-Country Income Differences: Ten Years Later," *World Development Report*, World Bank Group.
- Davidson, R. and J. MacKinnon (1993), *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger (1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, 55: 251-276.
- Grossman, M. (1972), "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health," *Journal of Political*

40) つまり、健康資本水準の上昇には一定のタイムラグが存在することによって、経済成長への影響は次第に現れる可能性も考えられる。

- Economy*, 80: 223–255.
- Hall, R. and C. I. Jones (1999), “Why Do Some Countries Produce So Much More Output per Worker than Others?,” *Quarterly Journal of Economics*, 114: 83–116.
- 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. (2015), “The Facts of Economic Growth,” NBER Working Paper No. 21142.
- Mincer, J. (1958), “Investment in Human Capital and Personal Income Distribution,” *Journal of Political Economy*, 66: 281–302.
- OECD (2011), *Health at a Glance 2011*, November 2011.
- 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.
- 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.
- Stock, J. H. and M. Watson (1993), “A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems,” *Econometrica*, 61: 783–820.
- Weil, D. N. (2007), “Accounting for the Effect of Health on Economic Growth,” *The Quarterly Journal of Economics*, 122: 1265–1306.
- Weil, D. N. (2013), *Economic Growth*, 3rd ed. Pearson Education, Inc. publishing as Addison-Wesley.
- WHO (2001), *Macroeconomics and Health: investing in Health for Economic Development*, Report of the Commission on Macroeconomics and Health, Geneva.
- World Bank (2017), *World Development Indicators*, World Bank Group.
- 国家統計局編 (2016) 『中国統計年鑑2016』, 中国統計出版社。
- 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』。