

人的資本、研究開発と経済成長における実証分析

——中国と東アジアの経済成長を中心に——

朱 強

(受付 2016年5月30日)

はじめに

20世紀初頭に、Fisher (1906) の著作である「資本と所得論」の中で、はじめて「人的資本」についての概念が出現した。それ以降、人的資本を巡った研究が多くなされている。たとえば、Mincer (1958), Schultz (1961), Becker (1964), Denison (1967) 等の経済学者は「人的資本」という概念を改めて定義し、分析上での役立つツールとして発展させた。その中で、賃金や所得水準と教育などとの正の関係を発見し、さらに経済成長の一つの要因として人的資本を経済成長モデル (MRW モデル, Lucas モデルなど) に導入することが可能であると示唆されている。そして、内生的成長理論の代表である Romer (1990) が研究開発部門を成長モデルに組み入れて、内生的成長モデルを構築している。それ以降、人的資本と研究開発を同時に成長モデルに組み入れて、経済成長と人的資本あるいは研究開発資本との間の関連性を検証する研究が盛んに行われてきた。

一方、中国の高度経済成長が1978年から続けてきたが、近年の経済成長の低速に対して成長鈍化の可能性などが多く検討されている。特に、経済成長の持続性を維持するため、近年では中国が「新常态」¹⁾ 経済を目指している。その「新常态」の内容では生産要素として人的資本の質的向上と技術進歩による生産性の向上などが挙げられている。また、中国を含めた東アジアでは、それぞれ高度経済成長を経験してきた。その成長要因は人的資本投資と研究開発資本投資などが挙げられる。ただし、東アジア諸国間の経済格差現象が存在し、さらにそれが拡大する傾向を持つのは、国家間での人的資本投資や研究開発資本投資政策が異なるからである。

本稿で人的資本と研究開発資本を導入することによって拡張したソローモデルを用いて実証分析を行って、中国、さらに東アジアの経済成長及びそれとの人的資本、研究開発資本の関わりを現実データで考察してみたい。人的資本と研究開発資本の導入により中国の経済成長や東アジアの経済成長を説明する回帰式の説明力が増えてくると予測される。また、実証

1) 「新常态」という言葉は習近平が2014年5月に河南省を視察するときにはじめて用いられた。

分析の結果は、人的資本と研究開発資本が中国と東アジアの経済成長にどれほど影響するかどうかを判明できることを示す。

本稿の構成は次のとおりである。第1節では、人的資本、研究開発と経済成長の先行研究を説明する。第2節では、中国の時系列データを中心に、人的資本と研究開発資本が中国の経済成長との関係を実証分析する。第3節では、東アジア13か国のクロス・カントリーデータを中心にした実証分析を行う最後は本稿で得られた結論及び課題などを要約する。

第1節 人的資本、研究開発と経済成長に関する先行研究

人的資本の概念が明らかに出現してから、人的資本ストック及び人的資本の蓄積（人的資本投資）と経済成長との関係における研究が多く行われてきた²⁾。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従って、Uzawa（1965）の二部門モデルの拡張型とみなされる。そこで、Lucasは最終財生産に対して物的資本や労働者に退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が高くなるとともに、生産性も向上するはずであると結論付けた³⁾。Lucasにより、専門的人的資本の蓄積が経済成長（生産性）の真の源泉であり、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。

その後、Romer（1990）が持続的な経済成長の源泉となる技術進歩を内生化したと試みて、研究開発モデルを中心に3部門の内生的成長モデルを提出した⁴⁾。ここでは、技術のイノベーションをもたらす新知識は潜在的には誰もが同時に利用できるという性質（非競合性、排除不可能性）を持ちながら、同時に知識産業の独占競争的な市場環境から利潤が得られた企業はさらに研究開発及び生産の動機となることが強調される。そのモデルにより、企業の意図的な研究開発投資による技術進歩が経済成長の内生的な要因であり、技術進歩率が研究開発に従事する人数と正比例であることが示唆されている。

一方、経験的分析の代表としては、Mankiw, Romer, Weil（1992）などである。マン

-
- 2) 人的資本と技術拡散の経済成長への影響に関して、Nelson & Phelps（1966）は新技術拡散範囲及び速度と国の人的資本ストックとの間に密接な関係があり、他の条件を一定とする場合、人的資本ストックをより多く増加させると、その国の技術がより広く拡散するとともに、拡散の速度も速くなることを指摘している。
 - 3) 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 $[\alpha + (1 - \alpha) + \beta]$ 。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。
 - 4) 他の内生的成長モデルとして Grossman and Helpman（1991）、Aghion and Howitt（1992）などのクオリティ・ラダー・モデル（Quality Ladder Model）が挙げられる。

キューらはソローモデルに人的資本を組み入れて、ある程度で国々における所得の大きな差異に可能な説明を提供している。彼らの実証結果によると、拡張型ソローモデル（MRWモデル）は1985年の一人当たり所得の国際分布の80%程度を説明することができる⁵⁾。

ここまで、人的資本、研究開発と経済成長に関する先行研究を説明した。サーベイした先行研究により、人的資本と研究開発が共に経済成長に影響するはずであると認識している。ただし、ルーカスやローマー等のモデルを組み合わせて実証分析するのが複雑となるため、本稿ではマンキューらの手法に基づいて、中国の時系列データと東アジア13か国のクロス・カントリーデータを用いて、人的資本、研究開発と経済成長における実証分析を行いたい。

第2節 中国における実証分析

2.1 分析のフレームワーク

時系列分析は図1のような判断プロセスを通じてよく行われている。ただ、データの時系列的特性によって構築すべきモデルがことになってくる。まず時系列のデータについて単位根検定を行って、単位根がない場合には回帰モデルを設定して一般回帰分析を行う。もし単位

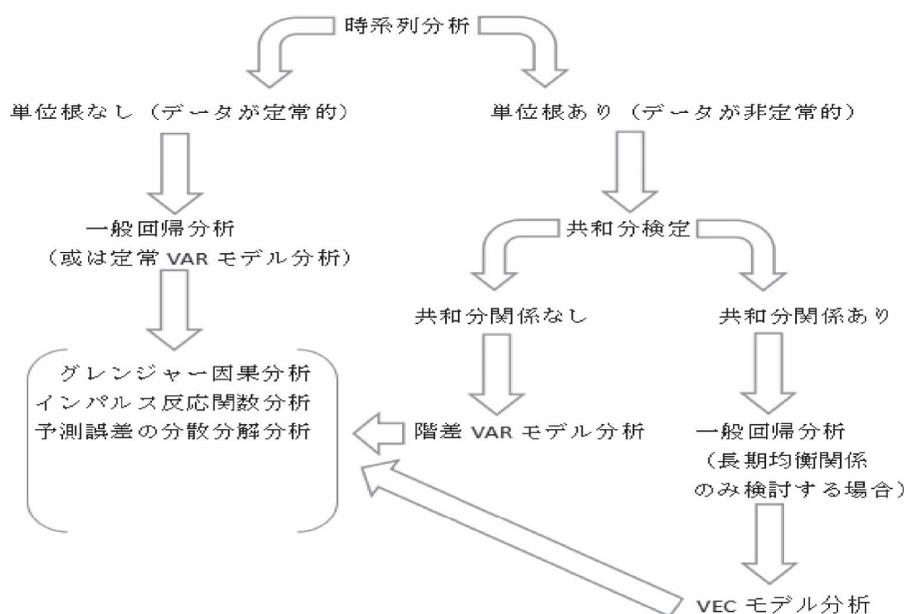


図1 時系列分析の判断プロセス

5) 他の経験分析の代表文献としては、Benhabib & Spiegel (1994), Islam (1995), Pritchett (1996) などがある。

根がある場合には、変数間の共和分関係を検定し、共和分関係が存在しない場合には階差 VAR モデルを採用する。共和分関係が存在する場合には、VEC モデル分析を採用する。ただし、単位根がある場合でも共和分関係が存在すれば、一般回帰分析を行うことができる。つまり、各変数の間にある長期的均衡関係式の導出が可能である。本稿の目的は主に人的資本と研究開発資本の経済成長への影響を調べ、各資本の役割を示すことであるため、VAR モデル分析あるいは VEC モデル分析を行わない。それらの分析は今後の課題として続けていきたい。

2.1.1 推計モデルの定式化

人的資本と研究開発資本の経済成長への影響を調べるため、人的資本と研究開発資本はともに一人当たり産出水準にどのような影響があるのかを検討すれば良い。従って本稿ではマンキューらの拡張型ソロー・モデルに基づき、生産要素としての研究開発資本ストックを組み入れるとする。つまり、

$$Y_t = K_t^\alpha H_t^\beta R_t^\gamma (A_t L_t)^{1-\alpha-\beta-\gamma} \quad (1)$$

が得られる。ここで、(1)式は集計的生産関数であり、 Y_t 、 K_t 、 H_t 、 R_t 、 A_t と L_t はそれぞれ総産出、物的資本ストック、人的資本ストック、研究開発資本ストック、技術水準と労働人口を表している。 α 、 β 、 γ はそれぞれ物的資本ストック、人的資本ストック、研究開発資本ストックの生産弾力性を示している。

そして、(1)式の両辺に $A_t L_t$ で割ると、一人当たり水準の生産関数が以下のように得られる。

$$y_t = k_t^\alpha h_t^\beta r_t^\gamma \quad (2)$$

また、各生産要素の蓄積方程式はそれぞれ次となる。

$$\dot{k}_t = s_k y_t - (n + g + \delta) k_t \quad (3a)$$

$$\dot{h}_t = s_h y_t - (n + g + \delta) h_t \quad (3b)$$

$$\dot{r}_t = s_r y_t - (n + g + \delta) r_t \quad (3c)$$

ここで、 s_k 、 s_h 、 s_r は物的資本、人的資本、研究開発資本投資率を表している。 n は人口成長率、 g は技術進歩率、 δ は資本減耗率（ここですべての資本の減耗率が同じであると仮定する）を示している。したがって、定常状態における一人当たり水準は以下の推定式で表すことが導出される。

モデル I

$$\ln y_t = C + \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta-\gamma} \ln s_k + \frac{\beta}{1-\alpha-\beta-\gamma} \ln s_h + \frac{\gamma}{1-\alpha-\beta-\gamma} \ln s_r - \frac{\alpha+\beta+\gamma}{1-\alpha-\beta-\gamma} \ln(n+g+\delta) + \varepsilon \quad (4)$$

式では、 C は常数項であり、 ε は誤差項である。MRW モデルと比較すると、研究開発資本の導入で物的資本と人的資本の生産弾力性は変わるはずであるとわかる⁶⁾。また、回帰結果をより精確にするため、マンキューらの手法に従うとする。つまり、 $\ln(n+g+\delta)$ のパラメータを三つの部分に分けて、それぞれ $\ln s_k$ 、 $\ln s_h$ 、 $\ln s_r$ と組み合わせることで、次のモデル II のように設定する。

モデル II

$$\ln y_t = C + \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta-\gamma} [\ln s_k - \ln(n+g+\delta)] + \frac{\beta}{1-\alpha-\beta-\gamma} [\ln s_h - \ln(n+g+\delta)] + \frac{\gamma}{1-\alpha-\beta-\gamma} [\ln s_r - \ln(n+g+\delta)] + \varepsilon \quad (5)$$

モデル I では、各投資率のパラメータの符号が正であり、人口成長率（技術進歩率と資本減耗率が一定）のパラメータの符号が負であると予想される。言い換えると、ここで国が豊かなのは、各資本の投資率が高く、人口成長率が低いためである。また、モデル II の推定結果を用いて、 α 、 β と γ の推定値を求めることが出来る。これらの推定値を用いて、各資本の経済成長への影響を分析することが出来る。

2.1.2 使用データ

本稿ですべてのデータの範囲は1978年から2014年にかけての37年間である。出所は中国の「統計年鑑（2015年版）」、「新中国六十年統計資料収（1949-2008）」、「中国国内総生産の歴史統計資料（1952-1995）」などである。各変数の説明は表 1 に示される。

表 1 データの説明⁷⁾

変数名	データ
Y_t	GDP（1978年の不変価格）
s_k	物的資本投資率（資本形成率）
s_h	人的資本投資率（教育経費の対 GDP 比）
s_r	研究開発投資率（研究開発経費の対 GDP 比）
n	人口成長率

6) 前提条件は γ が統計的に有意で正になることである。

7) 技術進歩率 g と資本減耗率 δ が一定と設定し、5%にした。

2.1.3 データの定常性

時系列データを用いて回帰分析を行う場合、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⁸⁾。ただし、実際の経済行動ではほとんどの時系列データ（国内総生産、消費、輸出入など）は非定常的である。非定常性を持つデータを回帰すると、有意水準が高くても、意味がある結果ではないと考えられる。

非定常過程の代表的な過程は単位根過程である。そして時系列データの定常性を判明する手法については、図示法と単位根検定（DF 検定、ADF 検定や PP 検定など）がある。ここで、ADF 検定⁹⁾を用いるとする。つまり、ADF 統計量の絶対値が有意水準（1%、5%、10%）の臨界値の絶対値より大きいと、単位根が存在せず、そのデータは定常的であると判明できる。この場合、一般回帰分析でも VAR モデル分析を行うことが出来る。逆に、単位根が存在する場合、そのデータは非定常的である。非定常なデータについて、まず各変数間に共和分関係が存在するかを判明して、もし共和分関係が存在することであれば、誤差修正モデルあるいはベクトル誤差修正モデル（VECM）を構築することができて、分析し続けられる。また、前述したように共和分関係が存在すれば、一般回帰分析を行うことが認められる。まず各時系列データについて ADF 検定を行った結果は表 2 の通りである。

表 2 の結果によると、各変数が非定常的であるが、1 階の階差を取ってから、定常的になることが明らかである。したがって、各時系列を 1 次の和分過程（integrated process of order one）と言い、その次数を $I(1)$ で表す。各時系列が 1 次の和分過程であるときに、それらの線形結合が定常過程 $I(0)$ となる関係が成立するのであれば、この 5 つの変数とは共和分の関係にあるという¹⁰⁾。共和分関係があれば、ベクトル誤差修正（VEC）モデルを構築して分析できる。他方、変数間に共和分関係が認められる場合、推定量は真の値へはやく収束し一致的となるため、単位根過程は問題とはならない。

-
- 8) なぜなら、Granger and Newbold (1974) 等による理論分析により、実際には全く相関関係のない定常性を持たない変数どうしを回帰すると、見せかけの回帰が生じる可能性が高いためである。
- 9) 簡単に言えば、ADF 検定では次のような三つの AR (p) モデルを想定し、1 番から 3 番まで順番で単位根が存在するかどうかを判定すれば良い。

$$1) \text{ 定数項あり・トレンド項あり: } \Delta X_t = a + bt + cX_{t-1} + \sum_{i=1}^m b_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$2) \text{ 定数項のみあり: } \Delta X_t = a + cX_{t-1} + \sum_{i=1}^m b_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$3) \text{ 定数項なし・トレンド項なし: } \Delta X_t = cX_{t-1} + \sum_{i=1}^m b_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

- 10) そこで、共和分ベクトル（cointegrating vector）は $\mathbf{a} = (a_1, a_2, a_3, a_4)$ で表される。

表2 ADF 単位根検定結果

変数	(<i>c, t, n</i>)	ADF 値	臨界値 (5%)	P 値	結果
$\ln y_t$	(0,0,4)	2.961	-1.952	0.9988	非定常
$D \ln y_t$	(<i>c, t, 3</i>)	-3.585	-3.558	0.0472	定常
$\ln s_k$	(0,0,0)	0.525	-1.950	0.8244	非定常
$D \ln s_k$	(<i>c, t, 1</i>)	-4.649	-3.548	0.0037	定常
$\ln s_h$	(0,0,0)	1.675	-1.950	0.9750	非定常
$D \ln s_h$	(<i>c, t, 0</i>)	-5.449	-3.544	0.0004	定常
$\ln s_r$	(0,0,1)	-0.964	-1.950	0.2929	非定常
$D \ln s_r$	(<i>c, t, 0</i>)	-4.015	-3.544	0.0173	定常
$\ln(n+g+\delta)$	(0,0,1)	-0.916	-1.951	0.3124	非定常
$D \ln(n+g+\delta)$	(<i>c, t, 0</i>)	-11.333	-3.544	0.0000	定常

(注) *c* は定数項, *t* はトレンド項, *n* はラグ次数を表している。なお, 最適ラグ次数は SIC 基準によって自動選択された。

2.1.4 共和分関係の検定

非定常の時系列データの階差をとって分析することが一般的である。しかし, データの階差を取って階差変数について回帰を行うと, 階差データが持つ短期の情報が取られるが, 原系列データが持つ長期の情報が捨てられる。ただし, 時系列データが単位根過程に従う場合でも, 変数間において共和分関係が検出されるならば, 長期の情報を有効に活かすことが出来る。共和分関係を検定する手法としては, EG 検定や Johansen 型検定¹¹⁾ などがある。ここで, 5つの変数に共和分の関係を確認するため, Johansen 型検定を用いるとする¹²⁾。なお, 前節で単位根検定を行った結果より

$$\ln y_t \sim I(1) \quad \ln s_k \sim I(1) \quad \ln s_h \sim I(1)$$

$$\ln s_r \sim I(1) \quad \ln(n+g+\delta) \sim I(1)$$

という関係が存在するので, Johansen 型共和分検定の前提条件が満たされている。検定の結果は表3のように表される¹³⁾。

-
- 11) EG 検定は Engle and Granger (1987), JJ 検定は Johansen (1988) と Johansen (1991), Johansen and Juselius (1990) を参照せよ。
- 12) EG 検定も多変数間 (二つ以上になるときに) 共和分関係の存在を検出することができるが, それらの変数間に複数の共和分関係があったとしても, EG 検定では唯一の共和分ベクトルしか導いてくれない。
- 13) 同様に, 制限回帰モデルの各変数について共和分検定を行うと, 4変数 ($\ln y_t, \ln s_k - \ln(n+g+\delta), \ln s_h - \ln(n+g+\delta), \ln s_r - \ln(n+g+\delta)$) 間に1つの共和分関係が存在するとわかる。

表3 Johansen 型の共和分検定結果¹⁴⁾

トールズ検定結果				
帰無仮説	固有値	跡統計量	有意水準（5%）	P値**
1. None*	0.723667	101.807	69.81889	0.0000
2. At most1*	0.613555	56.79178	47.85613	0.0058
3. At most2	0.335016	23.51497	29.79707	0.2217
4. At most3	0.230158	9.235217	15.49471	0.3441
5. At most4	0.00229	0.080257	3.841466	0.7769
最大値検定結果				
帰無仮説	固有値	最大固有値	有意水準（5%）	P値**
1. None*	0.723667	45.01521	33.87687	0.0016
2. At most1*	0.613555	33.27681	27.58434	0.0083
3. At most2	0.335016	14.27975	21.13162	0.3425
4. At most3	0.230158	9.15496	14.2646	0.2735
5. At most4	0.00229	0.080257	3.841466	0.7769

(注) * は 5% の有意水準で帰無仮説が棄却されたとことを示している。

** は MachKinnon-Haug-Michelis (1999) の P 値であることを示している。

表3が示すように、「5つの変数間には共和分の関係が存在しない」という帰無仮説は、5%の有意水準で棄却される。さらに、「最大1つの共和分の関係しか存在しない」という帰無仮説も同じ有意水準で棄却されるが、「最大2つの共和分の関係しか存在しない」という帰無仮説が5%の有意水準で棄却されない。つまり、5つの変数間に最大2つの共和分の関係が存在すると判明できた。したがって、5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。

2.2 実証分析結果

前節で述べたように、本稿回帰モデルⅠと回帰モデルⅡに対して各変数間に共和分関係が存在している。つまり、モデルⅠとモデルⅡについて一般回帰を行うと、変数間にある長期的均衡関係式が得られる。推定結果は表4に示されている。

表4はモデルⅠとモデルⅡの推定結果を表している。まずモデルⅠの推定結果からみると、

14) Johansen 型検定には、トールズ跡検定と最大固有値検定の2つである。また、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AIC基準によって2としたが、共和分検定する場合のラグ次数はAIC基準によるラグ次数マイナス1とする。

表4 モデルIとモデルIIの推定結果

モデルI		モデルII	
C	4.967*	C	7.079***
$\ln(n+g+\delta)$	-2.666***	$\ln s_k - \ln(n+g+\delta)$	1.022*
$\ln s_k$	1.408*	$\ln s_h - \ln(n+g+\delta)$	2.228***
$\ln s_h$	2.245***	$\ln s_r - \ln(n+g+\delta)$	0.016*
$\ln s_r$	0.218*	α	0.24
\bar{R}^2	0.852	β	0.52
F 統計量	52.774	γ	0.004

(注) *, **, *** はそれぞれ有意水準10%, 5%, 1%の下で帰無仮説を棄却できることを示している。

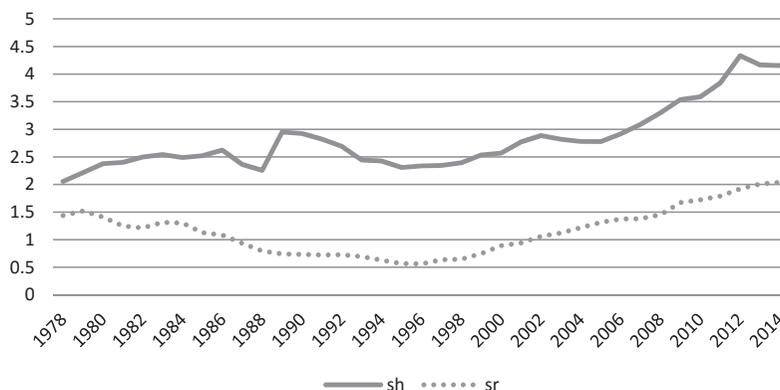


図2 人的資本投資率と研究開発投資率

出所：中国の統計年鑑より作成

各変数について推定されたのが統計的有意である。一方、研究開発投資率の推定パラメータが予想通りに正で統計的有意である。特に、モデルIの推定結果からみると、修正済み決定係数が0.852であり、データとの適合性がかなり良いと考えられる。また、 F 統計量が52.774 (>2.67) であるため、モデルIにおいて有意水準99%の下で線形関係が存在すると判断できる。

次いで、モデルIIの結果により、推定モデルにおいて統計的有意でモデルとデータとの適合性がかなり良い。また、人的資本の導入で、物的資本の生産弾力性が0.76 (MRW モデル) から0.27に低下し、人的資本の生産弾力性が0.52までに上昇した。この結果はマンキューらがOECDの22か国のデータを用いて行った分析結果に一致する。

ただし、研究開発資本の生産弾力性が0.004であるため、この37年間の経済成長では研究開発資本の影響がまだ小さいと判断する。原因としては、図2に示されるように中国の研究

開発投資率が依然として低いことが挙げられる。したがって、経済成長に与える影響が物的資本と人的資本より小さいとわかった。しかし、1998年から研究開発投資が上昇していく傾向に見られ、将来では中国の経済成長により大きい影響を与えると予測される。

第3節 東アジアにおける実証分析

続いて、東アジアにおいて人的資本、研究開発と経済成長との関係を実証分析していきたい。周知のとおり、1960年代から1980年代にかけて日本の高度経済成長を中心として、他の7か国及び地域¹⁵⁾に波及してきた。世界銀行の研究レポート(1993)の中で、これらの8か国及び地域を「高成長アジア経済体(High-Performing Asian Economics)」と定義し、その奇跡的な経済成長へ寄与した要因として、最適なマクロ経済政策(物的資本投資など)や人的資本投資(初等・中等教育投資など)政策等を挙げている。1990年に入って、高成長アジア諸国及び地域の経済成長が続けてきた同時に、中国、インド、ラオスなどの途上国がそれらの国にキャッチアップする傾向にみられる。ここで、前節の分析に従って、東アジア13¹⁶⁾か国のデータを用いて実証分析を行う。

まず、モデルⅠとモデルⅡと違って、本節ではクロス・カンントリーデータを利用するため、回帰式を以下のように設定する。

$$\begin{aligned} \text{モデルⅢ} \quad \ln y_{i,2014} = & C + \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta-\gamma} \ln s_{k_i} + \frac{\beta}{1-\alpha-\beta-\gamma} \ln s_{h_i} \\ & + \frac{\gamma}{1-\alpha-\beta-\gamma} \ln s_{r_i} - \frac{\alpha+\beta+\gamma}{1-\alpha-\beta-\gamma} \ln(n_i + g + \delta) + \varepsilon \end{aligned} \quad (6)$$

$$\begin{aligned} \text{モデルⅣ} \quad \ln y_{i,2014} = & C + \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta-\gamma} [\ln s_{k_i} - \ln(n_i + g + \delta)] + \frac{\beta}{1-\alpha-\beta-\gamma} \\ & [\ln s_{h_i} - \ln(n_i + g + \delta)] + \frac{\gamma}{1-\alpha-\beta-\gamma} [\ln s_{r_i} - \ln(n_i + g + \delta)] + \varepsilon \end{aligned} \quad (7)$$

ここで、 $\ln y_{i,2014}$ ($i=1,2,\dots,13$) は i 国の2014年の一人当たり GDP の対数値を表している。また、 $\ln s_{k_i}$ 、 $\ln s_{h_i}$ 、 $\ln s_{r_i}$ 、 $\ln(n_i + g + \delta)$ はそれぞれ i 国の物的資本投資率、人的資本投

15) 香港、韓国、シンガポール、台湾(アジア四小龍とも呼ばれる)、インドネシア、マレーシアとタイが含まれている。

16) ミャンマーのデータが不完全であるため、ここで検討しない。一方、台湾、香港とマカオも検討しない。その代わりに最近高度経済成長期にあるインドを入れている。

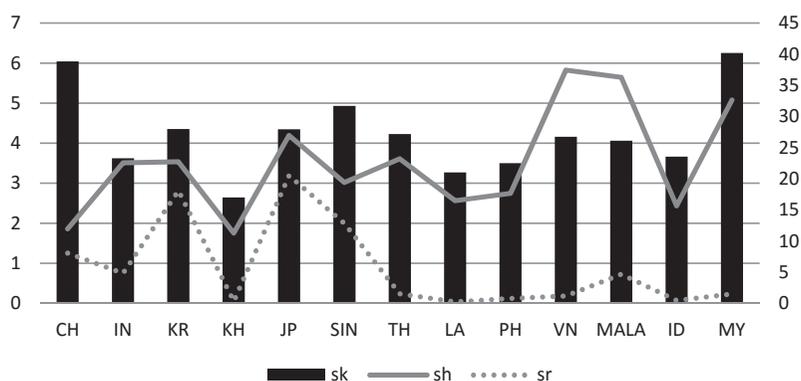


図3 13か国の各投資率の平均値（1960－2014）

出所：世界銀行のデータベース

* 縦軸（左側）は人的資本投資率，研究開発資本投資率の平均値，縦軸（右側）は物的資本投資率の平均値を表している。

投資率，研究開発資本投資率と人口成長率（ここで技術進歩率と資本減耗率を一定としている）の平均値¹⁷⁾の対数値を示している。モデルⅠのように，モデルⅢにおいては各投資率のパラメータの符号が正であると予想される。モデルⅣについて推定すると， α ， β と γ の推定値が求められる。ただし，ここで求めた推定値が東アジア13国の平均水準とみられる。そして，すべてのデータは世界銀行のデータベースからとられている。図3は13か国の各投資率の平均値を表している¹⁸⁾。

そして，以上のデータを用いてモデルⅢとモデルⅣについて回帰を行った推定結果は表5に示されている。

まずモデルⅢの推定結果からみれば，各変数のパラメータの符号が予定通りになっているが，研究開発資本投資率のみが帰無仮説を棄却できると示されている。一方，制限を入れたモデルⅣの推定結果からみると，各推定値の有意性があると確認したうえ， α ， β ， γ の推定値を導出した。明らかなように，東アジア13か国の経済成長においては物的資本投資，特に人的資本投資が重要な役割を果たしてきている。これは世界銀行のレポート（1993）による結論に一致する。したがって，今後の東アジアの経済成長も人的資本投資と密接に関わり，人的資本投資をより一層拡大するのが各国の経済成長の重点であると言えよう。

他方，研究開発投資率の推定パラメータが依然として小さいとみられる。原因としては，東アジア13か国では，研究開発資本投資の格差が非常に大きいと考えられる。研究開発資本

17) 各平均値の時間範囲は1960－2014年であるが，すべての国の時系列データが完全であるわけではないため，手に入れたデータを処理して利用している。

18) 図3が示すように，13か国では物的資本投資率の差異がそれほど大きくないが（中国，モンゴルを除く），人的資本投資率，特に研究開発資本投資率の格差が大きいとみられる（日本，シンガポール，韓国がトップ3）。

表5 モデルⅢとモデルⅣの推定結果

モデルⅢ		モデルⅣ ¹⁹⁾	
C	7.947	C	11.137*
$\ln(n_i + g + \delta)$	-0.926	$\ln s_{k_i} - \ln(n_i + g + \delta)$	0.61*
$\ln s_{k_i}$	0.565	$\ln s_{h_i} - \ln(n_i + g + \delta)$	0.77*
$\ln s_{h_i}$	0.232	$\ln s_{r_i} - \ln(n_i + g + \delta)$	0.22**
$\ln s_{r_i}$	0.792***	α	0.23
\bar{R}^2	0.632	β	0.28
F 統計量	6.145	γ	0.08

(注) *, **, *** はそれぞれ有意水準10%, 5%, 1%の下で帰無仮説を棄却できることを示している。

投資が多い国（日本，韓国，シンガポール）では，研究開発を中心として，人的資本投資を加えて，それぞれ高度経済成長を経験してきた。それに対して，研究開発資本投資が少ない国（カンボジア，ラオス，フィリピンなど）では，人的資本投資が上昇しているが，研究開発投資がうまくできていない。現在まで，これらの国でも労働集約型産業が依然として多く，物的資本資本を通じて発展された資本集約型産業が徐々に増えてきたが，人的資本投資と研究開発投資を中心とした技術集約型産業を進展させないと，持続的経済成長ができないと考えられる。

結 わ り に

本稿では，人的資本，研究開発及び経済成長に関する先行研究を紹介した。そして，MRWモデルに基づき，人的資本だけではなく，研究開発資本の導入を実施してみた。MRWモデルの手法に従って，モデルⅠ～モデルⅣを構築してみた。まず，中国の時系列データを用いて，モデルⅠとモデルⅡについて回帰分析を行った。推定結果によると，物的資本投資と比較すると，人的資本投資が中国の経済成長ではより大きい役割を果たしていることと，研究開発資本投資がそれほど中国の経済成長に影響しないが，その重要性が上昇していることが示唆されている。

そして，東アジア13か国のクロス・カンントリーデータを用いてモデルⅢとモデルⅣについて回帰分析を行った。推定結果では，人的資本投資が依然として大きい役割を果たし，研究開発資本投資がまだ小さい影響を及ぼしていると示されている。他方，この三つの変数は約

19) モデルⅣでは， $\bar{R}^2 = 0.77$ である。

80%のクロス・カントリーの差異性を説明できる。ただし、先進国と途上国を分けて考えると、先進国（日本、韓国とシンガポール）に対して研究開発資本投資がそれらの国の経済成長に非常にかなり大きい役割を果たしている。しかし、途上国（中国など）に対して、少ない研究開発資本投資等の原因で経済成長の要因は主に物的資本投資である。したがって、これらの国にとっては持続的経済成長を維持するためには、人的資本投資と研究開発資本投資の拡大のための国内産業の生産性向上などの政策を採用する必要があると言えよう。

モデルⅠ～モデルⅣの推定結果から、中国の経済成長でも東アジアの経済成長でも、人的資本の役割が大きいと、これからも人的資本をより重視して、量的かつ質的な人的資本投資の実施が望ましいと示唆されている。他方、途上国である中国等の国では人的資本投資だけでなく、研究開発資本投資を通じて技術水準を上昇させ、労働集約型産業を資本集約産業、さらに知識集約型産業までの転換に集中すべきであろう。

今後の研究課題としては、まず人的資本や研究開発資本の導入による内生的成長モデルの現実への適合度（fit）は考察するうえ、中国や東アジアの経済成長が将来どのように展開するかを検討してみたい。また、中国のパネルデータ及び東アジアのパネルデータを集め利用して、パネル分析²⁰⁾を通じて主に人的資本、研究開発資本²¹⁾と経済成長に関する研究を続けていきたい。パネルデータを用いた利点では、経済主体間（国家間）の異質性をコントロールできるうえ、変数間の因果関係の識別も容易となり、サンプル数の増加によって自由度も上昇するなど指摘されている²²⁾。最後は、VARモデルを通して見えてくる現象と拡張型経済成長モデル（人的資本と研究開発資本の導入）との整合性あるいは不整合性の検証を試みたい。

参 考 文 献

- Aghion, P. and Howitt, P. (1998), *Endogenous Growth Theory*, The MIT Press.
Arrow, K. J. (1962), "The Economic Implications of Learning by Doing," *The Review of Economic Studies*.
Barro, Robert J. (2001), "Human Capital and Growth," *American Economic Review*.
Becker, G. S. (1964), "Human Capital: a Theoretical Analysis with Special Reference to Education," National Bureau for Economic Research, Columbia University Press, New York and London.
Becker, G. S. (1993), *Human Capital*. The University of Chicago Press, Chicago.
Benhabib, J. and Spiegel, M. M. (1994), "The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-Country Data," *Journal of Monetary Economics*.
Cobb, C. W. And Douglas, P. H. (1928), "A Theory of Production," *American Economic Review*.

20) パネルデータを用いて、拡張型ソロー成長モデル（人的資本の組み入れ）や内生的成長モデルを理論的基礎として、多国の経済成長分析及び比較の研究が多くなされている。それらの先行研究の結果としては、人的資本（蓄積とストック）と経済成長との正の関係があると挙げられる。

21) ここで人的資本及び研究開発資本はストック及び蓄積（投資率）を分けて分析を行いたい。

22) Hsiao（1986, 2003）を参照せよ。

- Denison, E. F. (1967), "Why Growth Rates Differ: Postwar Experience in Nine Western Countries," The Brookings Institution.
- Domar, E. (1946), "Capital Expansion, Rate of Growth, and Employment," *Econometrica. Journal of the Econometric Society*.
- Barro and Lee. (1993), "International Comparisons of Educational Attainment," *Journal of Monetary Economics*.
- Fisher, I. (1906), *The Nature of Capital and Income*, The Macmillan Company.
- Griliches, Z. (1980), "R&D and the Productivity Slowdown," *American Economic Review*.
- Jones, C. I. (1995), "R&D-Based Models of Economic Growth," *The Journal of Political Economy*.
- Jones, C. I. (1996), "Human Capital, Ideas, and Economic Growth," *Introduction to Economic Growth*.
- Lucas, R. (1988), "On the Mechanics of Economic Development," *Journal of Monetary Economics*.
- Mankiw, N. G., Romer, D. and David Weil, N. D. (1992), "A contribution to the Empirics of Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics*.
- Mincer. (1962), "On-The-Job Training: Costs, Returns and Implications," *The Journal of Political Economy*.
- Nelson, R. R. and Phelps, E. S. (1966), "Investment in Humans, Technological Diffusion, and Economic Growth," *American Economic Association Papers and Proceedings*.
- Rebelo, S. (1991), "Long-Run Policy Analysis and Long-Run Growth," *The Journal of Political Economy*.
- Romer, P. (1986), "Increasing Returns and Long-run Growth," *The Journal of Political Economy*.
- Romer, P. (1990), "Endogenous Technological Change," *The Journal of Political Economy*.
- Schultz, T. (1961), "Investment in Human Capital," *The American Economic Review*.
- Uzawa, H. (1965), "Optimum Technical Change in an Aggregative Model of Economic Growth," *International Economic Review*.
- 内藤友紀 (2010), "2008-09の日本における株式価格下落について," 関西大学「経済論集」.
- 大住圭介 (2003), 「経済成長分析の方法——イノベーションと人的資本のマクロ動学分析」, 九州大学出版会.
- 香西 泰 = 監訳 (1999), 「経済成長理論入門」, 日本経済新聞社.
- 片山尚平 (2006), 「投資, 成長と経済政策」, 晃洋書房.
- 福岡正夫, 神谷傳造, 川又邦雄 訳 (1970), 「ソロー 資本 成長 技術進歩」, 竹内書店新社. 経済成長理論入門」, 日本経済新聞社.
- 堀 雅博等 (2010), 「上級マクロ経済学」, 日本評論社.
- 松浦克己, コリン・マッケンジー (2012), 「Eviewsによる計量経済分析」, 東洋経済新報社.