

Working Paper No. 286

教育投資と地域経済成長に関する研究：中国・省間
パネルデータ（1997-2012年）による分析

王 敏，唐渡広志

2014年3月20日



FACULTY OF ECONOMICS
UNIVERSITY OF TOYAMA

教育投資と地域経済成長に関する研究：中国・省間 パネルデータ（1997–2012年）による分析

王 敏[†]，唐渡 広志[‡]

2014年3月20日

概要

本稿は、中国における教育投資が経済成長に与える影響を動学的パネルデータによって考察した。研究の結果、教育投資を行った初期は経済成長に対してマイナスの影響を与えるが、後にマイナスからプラスへ転じ、最終的にゼロになるまで徐々に減少していくことがわかった。長期的に見ると、教育投資にはマイナスの「水準効果」と、プラスの「成長効果」があり、バランスのとれた成長ルートを変えるだけでなく、経済成長率の向上を促進させることも可能である。

キーワード：教育投資 経済成長 水準効果 成長効果

1 はじめに

Schults (1961) は、「有用な知識と技術はいずれも資本の形である」と定義した。ここでの資本とは人的資本のことを指すが、人的資本レベルを高めるにあたって最も主要な方法はまさに教育である。教育支出が増えるほど人的資本のレベルも高まり、反対に教育支出が少なくなるほど人的資本のレベルも低くなる。教育が経済成長に与える影響は一般的に内部効果とスピルオーバー効果に分けられる。Lucas (1988) は、教育の内部効果について「個人の人的資本が生産力に与える効果」と定義した。また、教育のスピルオーバー効果は非常に複雑であり、Haveman and Wolfe (1984) は教育のスピルオーバー効果の定義について、合計 12 項目にまとめている。

Glomm and Ravikumar (1998), Kaganovich and Zilcha (1999) は内生的成長モデルに基づいて教育支出、人的資本及び経済成長間の運用システムについて論述し、公共教育支出は人的資本の蓄積に影響を与えることによって、長期的経済成長に影響を与えることを証明した。

Blankenau and Simpson (2004) は、内生的モデルに基づき、人的資本を蓄積する上で鍵となる

[†] 遼寧大学数学学部・准教授

[‡] 富山大学経済学部・教授

投資は個人投資と公共投資であり、公共教育支出が経済成長に影響をおよぼすその他の要因には明らかなクラウディングアウト効果があり、公共教育支出の増加は安定経済成長率を高めることができると述べた。Brauninger and Vidal (1999)らは、公共教育支出は個人投資に影響を与えることを通して経済成長に対し間接的効果をもたらすとした。また、Easterly and Rebelo (1993)は、公共教育投資が経済成長に与える促進効果は一定の条件下でしか成立しないことを見出した。言い換えれば、公共教育支出が増加したからと言って常に経済成長を促進させることができるわけではないということである。Kevin (2000)は、公共教育支出の増加はその他公共製品に対してクラウディングアウト効果をもたらす可能性があるため、公共教育支出の増加によってもたらされる収益は短期間内には目に見えて表れないと述べている。

近年、中国における人的資本投資と経済成長に関する研究も蓄積されつつある。蔡増正 (1999) は、教育のスピルオーバー効果をモデル化して国際的データ資料に採用した。その結果、教育のスピルオーバー効果は経済成長に対して明らかな推進効果があることが判明し、各国政府が教育投資の増資を継続することを支持した。陸根堯・朱省娥 (2004) は中国における教育支出のスピルオーバー効果について研究を行ったが、その結論も蔡増正にほぼ近いものとなった。顧佳峰 (2007) は空間計量経済分析を適用し、教育支出が経済成長に与える影響は弾性が小さいという結論を導き出した。また、祝樹金と虢娟 (2008) は開放的条件下における教育支出と教育部門の技術のスピルオーバーが経済成長に与える影響についての経験モデルを確立して、教育支出や教育のスピルオーバーに影響を与える成長効果要因の相互補完性に関する仮説を提案し、教育のスピルオーバー効果は人的資本レベルや研究開発投資及び貿易開放などの要因の影響を受けると述べた。余凌云 (2008) はLucas (1988) のモデルを元に、教育投資を非政府による教育投資と政府による教育投資に分けて最適制御理論を適用して分析を行った。その結果、バランスのとれた条件下では、政府による教育投資と非政府による教育投資が人的資本の蓄積や経済成長に与える効果は明らかであることがわかった。

上述の研究は内生成長理論モデル、計量経済モデルに基づいて分析を行い、生産的あるいは消費的投資効果または人的資本の蓄積効果などを通じた教育支出の経済成長に対する効果について調べたものである。本稿の主な貢献は下記の3つの方面が挙げられる。1つ目は、分布ラグモデルを組み合わせる事により教育支出が経済成長に与える即時的及び累積的影響について考察を行ったことである。2つ目は、動学的自己回帰分布ラグモデルへ拡張して、安定状態における教育支出が経済成長に与える「水準効果」及び「成長効果」について考察したことである。3つ目は、動学的パネルデータ推定法を適用して教育支出が地域経済成長の差に与える影響を考察したことで、係数推定の偏りのなさや一致性が確保できたことである。

2 モデルの設定と推定方法

2.1 動学的分布ラグモデル

計量経済モデルの中で、分布ラグモデルは非常に重要なモデルであり、説明変数の当該期と各期のラグ値が被説明変数に与える即時的及び累積的影響を効果的に反映することができる。しかし、分布ラグモデル自身にもラグ期の確定や変数間の多重共線性などといった点で問題がある。Mitchell and Speaker (1986) は非常に柔軟性があり操作しやすいモデルを提案しており、我々もこのモデルを参考にして研究、分析をおこなう。

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=0}^{+\infty} \beta_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\beta_i = \sum_{j=2}^n \frac{\omega_j}{(i+1)^j}, \quad i = 0, \dots, +\infty \quad (2)$$

このうち Y はモデルの被説明変数、 X は説明変数、 i はラグ期、 α と ε は切片項とランダム項である。 β_0 が表すのは X が Y に与える短期的影響、すなわち即時的乗数であり、 β_i ($i=1,2,\dots,+\infty$) を動学乗数または遅延係数と呼ぶ。 $\sum_{i=0}^{+\infty} \beta_i$ が表すのは X が Y に与える長期的影響、すなわち均衡乗数である。 ω_j は推定待ちのパラメータであり、乗数 β_i は $1/(i+1)$ の n 階多項式を表す。式 (2) を式 (1) にあてはめ、再び整理した結果が次の式である。

$$\begin{aligned} Y_t &= \alpha + \sum_{i=0}^{+\infty} \sum_{j=2}^n \frac{\omega_j}{(i+1)^j} X_{t-i} \\ &= \alpha + \sum_{j=2}^n \sum_{i=0}^{t-1} \frac{\omega_j}{(i+1)^j} X_{t-i} + \sum_{j=2}^n \sum_{i=t}^{+\infty} \frac{\omega_j}{(i+1)^j} X_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3)$$

t が 8 より大きい場合、式 (3) の $\sum_{j=2}^n \sum_{i=2i=t}^{+\infty} \left\{ \omega_j / (i+1)^j \right\} X_{t-i}$ という項はゼロに近づくため、

無視してもよい。式 (3) をさらに展開すると次のようになる。

$$\begin{aligned} Y_t &= \alpha + \omega_2 \left(X_t + \frac{1}{2^2} X_{t-1} + \frac{1}{3^2} X_{t-2} + \dots + \frac{1}{t^2} X_1 \right) \\ &\quad + \omega_3 \left(X_t + \frac{1}{2^3} X_{t-1} + \frac{1}{3^3} X_{t-2} + \dots + \frac{1}{t^3} X_1 \right) \\ &\quad + \dots + \omega_n \left(X_t + \frac{1}{2^n} X_{t-1} + \frac{1}{3^n} X_{t-2} + \dots + \frac{1}{t^n} X_1 \right) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (4)$$

n が既知である場合はパラメータ $\omega_j (j=2,3,\dots,n)$ を推定することができ、それによって β_i を確定することができるため、対応する短期乗数と動的乗数も確定することができる。しかし実際には n は未知であり、しかも n が変わればモデルも変わり、計算によって得られる β_i も変わる可能性があるため、その結果として誤差が発生してしまう。したがって、重要となるのはどのように n を確定するかであり、このプロセスもモデル選択のプロセスになるのである。これについて、Mitchell and Speaker (1986) は n の参考値を出すという比較的単純な方法を提案した。実際に n の値はそれほど大きくならないため、 n の値に応じたそれぞれ異なるモデルについてパラメータ推定を行い、残差平方和と自由度の比を計算し、その値が最小となったモデルを選択するというものである。さらにもう1つ注意しなければならないのは、モデル選択のプロセスにおいては各パラメータの有意性についても考慮し、これら両者を踏まえてモデルを確定しなければならないということである。

本研究では次の対数差分モデルについても考慮する。

$$\Delta \log(y_{it}) = \log(y_{it}) - \log(y_{i,t-1}) = \log(y_{i,t-1}) + X'_{it}\beta + Z'_{it}\gamma + v_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

このうち、 y_{it} は地域の一人あたりの生産高であり、 $\Delta \log(y_{it})$ が表すのが一人あたり生産高の年度成長率である。ベクトル $X'_{it} = (x_{it}, x_{i,t-1}, x_{i,t-2}, \dots)'$ の要素 x_{it} は教育支出がGDPに占める割合を表し、 Z'_{it} は一組のコントロール変数を表す。 v_i は観測できず、また時間とともに変化しない個体特徴であり、 ε_{it} は時間や個体とともに変化する攪乱項である。 ε_{it} が独立同分布で、さらに v_i と相関関係がないものと仮定した場合、下付き文字 i と t はそれぞれ地域と時間を表す。

2.2 変数およびデータの説明

本稿で選択したデータは1997-2012年の各省間のパネルデータである。データはいずれも毎年『中国統計年鑑』『中国の人口及び就業統計年鑑』、『新中国60年統計資料集』に拠るが、チベットの持つ特殊性と一部年度データが欠けていたことを考慮し、チベットを除く30の省及び直轄市のデータを使用した。全ての名目変数はいずれも1997年を基準にして換算したものを実質値とした。また、我々も経済成長に関する既存研究で利用されたコントロール変数の選択に従い、人口増加率 (*Popgr*) は労働力要素が経済成長に与える影響、投資がGDPに占める割合 (*Investment*) は投資が経済成長に与える影響をそれぞれ表している。また、人的資本レベル (*Edu*)、人的資本に対する評価については、成人識字率指標 (蔡昉・都陽, 2000) を採用しているものもあるが、徐現祥・舒元 (2005), 李亜玲・汪戎 (2006) をはじめ多くの文献が平均修業年限を採用しているため、本稿でも平均修業年限指

標を用いて地域の人的資本を評価した。また、都市と農村の収入格差 (*Inequality*) は分配構造を表している。財政支出が総生産額に占める割合は (*Government*) 政府の支出の規模を表しているが、そのうち財政支出部分から教育支出を差し引いた。都市と町に住む人口が総人口（農業及び非農業）に占める割合 (*Urbangr*) は都市化のスピードを表している。第三次産業と第二次産業の生産高の割合 (*Industry*) は生産構造の変化を表している。輸出入が GDP に占める割合 (*Trade*) は経済の開放度を表している。また、各地域における 1 万人あたりの特許申請数、すなわち特許数 (*Patent*) はその地域のサイエンステクノロジーやイノベーションのレベルを表している。各変数の記述統計量は表 1 に示す通りである。

表 1 各変数の記述統計

変数	サンプルサイズ	平均	標準偏差	最小値	最大値
Log(y)	480	9.442	0.735	7.716	11.177
x	480	0.027	0.012	0.011	0.091
Investment	480	0.444	0.124	0.039	1.050
Industry	480	0.879	0.372	0.494	3.368
Popgr	480	5.845	3.265	-1.900	14.850
Edu	480	8.039	1.056	4.690	11.840
Trade	480	0.346	0.709	0.032	12.805
Inequality	480	2.665	0.753	1.300	5.580
Urbangr	480	0.444	0.162	0.170	0.890
Government	480	0.141	0.069	0.023	0.521
Patent	480	1.788	4.068	0.012	47.266

2.3 実証結果

モデル (5) について適切な方法で推定を行ったところ、動学的パネルデータ、プーリング OLS 及び固定効果推定 (FE) で得られたパラメータ推定量は一致しなかった。Arellano and Bond (1991) は差分一般化積率法による推定、すなわち DIF-GMM 推定 (Differenced GMM) を提案した。差分一般化積率法とはモデルに対し 1 階差分を行い、より高階のラグ変数を差分変数の操作変数として GMM 推定を行うというものであり、これにより Arellano-Bond 推定量が得られる。しかし、DIF-GMM については、被説明変数がランダムウォークに近い時、より高階のラグ項と差分項の相関性が悪く、「弱相関操作変数」問題を発生させる恐れがある。

この問題を解決するためには「水平 GMM」、すなわち差分前の「水平方程式」 (level equation) について、差分変数を水平変数の操作変数とし、差分方程式と水平方程式を一つのシステムとして GMM 推定を行うという方法を採用する。これはシステム GMM (System GMM) と呼ばれる。これは Arellano and Bover (1995) と Blundell and Bond (1998) が提案した方法である。システム GMM のメリットは推定の効率を高め、よりよい有限サンプルの性質を有することである。システム GMM は重み行列の選択により、一段階推定と二段階

推定に分けられる。Bond *et al* (2001) は、有限サンプルの場合、二段階 GMM 推定では標準誤差が比較的低くなり、統計の推定結果に影響が生じやすくなると述べている。では、どのように GMM 推定法を判断すればよいかについて、Bond *et al* (2001)は、統計検定以外の検定方法を提案した。通常、プーリング OLS 推定はラグ項の係数を高く見積もり、固定効果推定はラグ項の係数を低く見積もる。もしも GMM 推定量が両者の間となれば、GMM 推定量は信頼できるとおおまかに判断することができる。結果の安定性を確保するため、本稿では GMM 推定量と OLS 推定量及び固定効果推定量について報告を行う。

GMM 推定においては操作変数の有効性について考慮する必要があるが、通常は Sargan 検定が使用される。しかし、Sargan 検定は攪乱項が等分散であることが前提であり、当該検定の帰無仮説は「モデルの過剰識別制約は有効」である。もしも帰無仮説が棄却された場合、これはデータに不均一分散が存在するためであり、モデルまたは操作変数を設定し直し、操作変数が過剰かどうかを確認する必要があると判断する。しかし、多くの場合我々のモデルは等分散の仮定を満たさないため、Sargan 検定には一定の限界がある。しかし Hansen 検定であればその限界を補うことが可能である。Sargan 検定は Hansen 検定の等分散条件における特例である。そのため本稿ではモデル推定を行う前に、まずグループ間の不均一分散検定を行った。その結果モデルに不均一分散が存在したため、本稿では操作変数の有効性検定においては Hansen 検定のみを報告する。推定結果については表 2 に示す通りである。

表 2 の第 i 列と第 ii 列はそれぞれプーリング OLS 推定と固定効果推定を報告したものであるが、ラグ項の係数がマイナスという結果は、これまでの多くの研究と一致していることが分かった。そしてモデル推定において、モデル (4) とモデル (5) を組み合わせると、推定されるパラメータは $\omega_2, \omega_3, \dots$ である。教育変数における n の選択にしては、残差平方和と自由度の比及び教育変数の有意性問題を総合的に考慮した結果、最終的に n を 3 とした。しかも推定した系数も予測と一致した。第 iii - vii 列は全ての先決変数とコントロール変数の DIF-GMM と SYS-GMM 推定及びプーリング OLS 推定と固定効果推定結果を報告したものである。

上述の回帰分析を通して、全体的にパラメータ推定は安定していることがわかった。モデルにグループ間の不均一分散があるため、不均一分散が安定した t 統計量を報告した。GMM 推定の信頼性を調べるため、プーリング OLS 推定のラグ項と固定効果推定のラグ項についてそれぞれ比較を行ったところ、プーリング OLS 推定の被説明変数のラグ項係数は比較的高く (-0.057)、固定効果推定の被説明変数のラグ項係数は比較的低かった (-0.141)。そのため合理的な GMM 推定値は (-0.141, -0.057) の間とみることができる。DIF-GMM 推定値はこの検定範囲内にはなかったものの、一段階 GMM 推定も二段階 GMM 推定もいずれもこの範囲内であったため、システム GMM 推定は基本的に信頼性があると言える。

続いて系列相関の検定については、モデルに一階の系列相関は存在するが、二階の系列相関は存在しないことがわかった。GMM 推定では、二階の系列相関が存在しないことだけが要求されており、一階の系列相関は GMM 推定の有効性に影響を与えないとされているため、モデルは二階の系列相関の検定に合格したと言える。また、モデルは Hansen の過剰識別制約検定にも合格したことにより、操作変数は有効であると判断できる。

表 2 GMM 推定結果 [1]

変数	被説明変数 : $\Delta \log(y_t) = \log(y_t) - \log(y_{t-1})$						
	i POLS	ii FE	iii DIF	iv SYS1	v SYS2	vi POLS	vii FE
$\log(y_{t-1})$	-0.026 (-4.47)	-0.073 (-6.13)	-0.152 (-5.28)	-0.129 (-4.82)	-0.088 (-1.71)	-0.057 (-4.02)	-0.141 (-5.96)
$x(n=2)$	24.580 (5.00)	34.413 (4.71)	44.158 (4.62)	44.512 (4.55)	42.408 (3.35)	25.503 (4.61)	39.903 (5.03)
$x(n=3)$	-30.278 (-4.99)	-39.508 (-4.66)	-48.123 (-4.87)	-48.395 (-4.78)	-47.45 (-3.64)	-30.553 (-4.62)	-43.962 (-5.27)
<i>Investment</i>			-0.042 (-0.64)	0.057 (0.85)	0.019 (0.17)	0.057 (1.28)	-0.047 (-0.96)
<i>Industry</i>			-0.058 (-2.40)	-0.039 (-2.92)	-0.036 (-1.46)	-0.019 (-2.12)	-0.057 (-3.02)
<i>Popgr</i>			0.0008 (0.14)	-0.003 (-0.95)	-0.002 (-0.47)	-0.001 (-1.01)	-0.0003 (-0.96)
<i>Edu</i>			0.006 (0.32)	-0.004 (-0.37)	-0.002 (-0.12)	0.001 (0.17)	0.011 (0.57)
<i>Trade</i>			-0.07 (-1.27)	-0.035 (-1.21)	-0.016 (-0.40)	-0.014 (-0.76)	-0.032 (-0.79)
<i>Inequality</i>			0.002 (0.08)	-0.038 (-2.48)	-0.034 (-1.43)	-0.004 (-0.39)	-0.008 (-0.34)
<i>Urbangr</i>			0.78 (3.83)	0.502 (2.70)	0.311 (1.17)	0.159 (1.63)	0.646 (4.25)
<i>Government</i>			-0.784 (-1.76)	-1.028 (-2.19)	-0.721 (-0.92)	-0.183 (-1.26)	-0.596 (-1.57)
<i>Patent</i>			-0.003 (-2.02)	0.001 (1.36)	0.0003 (0.19)	0.0002 (0.42)	-0.002 (-1.96)
AR (1) 検定			0.000	0.000	0.001		
AR (2) 検定			0.148	0.115	0.118		
Hansen 検定			1.000	1.000	1.000		
観測値の数	480	480	480	480	480	480	480

注：カッコ内は不均一分散の安定した t 統計量であり，***，**，および * はそれぞれ 1%，5%，10%の有意水準で帰無仮説を棄却したことを表す。POLS と FE はそれぞれプーリング OLS 推定と固定効果推定を表す。また DIF，SYS1，SYS2 はそれぞれ DIF-GMM 推定，一段階システム GMM 推定，二段階システム GMM 推定を表す。AR (1) と AR (2) 検定はそれぞれ Arellano-Bond の一段階及び二段階序列相関検定を表す。Hansen 検定は操作変数の過剰識別制約のための検定であり，帰無仮説は「操作変数は有効」である。

以上をまとめると、モデル推定の結果は安定性と有効性を有していると言えるため、SYS1 を例に教育係数の説明を行い、我が国の教育投資の効果を見出していく。式 (4) を踏まえて分析を行ったところ、SYS1 の結果にある 44.512 が式 (4) の ω_2 であり、-48.395 は式 (4) の ω_3 であった。式 (4) を利用すると教育投資の分布ラグ項の係数が計算できるが、この係数が t 年目の即時的影響である。そして、この即時的影響を年ごとに蓄積していくと教育投資の累積的影響が得られる。図 1 と図 2 は教育投資が経済成長に与える即時的影響と累積的影響である。計算の結果、最初の年の教育投資は経済成長率に対してマイナスの影響を与えることがわかる。つまり、教育支出の GDP に占める割合が 0.001 単位増加すると経済成長率は 0.388 ポイント下落する。しかし一年後、教育投資が経済成長率に与える影響はマイナスからプラスに転じ、教育支出の GDP に占める割合が 0.001 単位増加すると経済成長率は 0.508 ポイント上昇する。その後この影響は下がり続けるものの、ゼロになるまでは常にプラスを保つ。つまり、教育投資の影響にはラグ性があり、最初の年は教育投資が増加してもその効果はみられないが、GDP の一部を占めているためその年の経済成長は減少してしまう。しかし時間とともにその効果が表れるため経済成長が促進される。しかし、この効果は時間とともに徐々に減少していく。

累積的效果から見ると、教育投資が経済成長に与える累積的效果は時間とともに徐々に増加するが、それはつまり、長期的に見ると教育投資の増加は経済成長にプラスに働くということである。それでは、長期的に見た時に教育投資の増加が安定経済に与える影響、あるいは安定経済の中で教育投資は経済成長に対して「水準効果」と「成長効果」があるのかどうかについて、引き続き動学的分布ラグモデルを使用し、教育投資と経済成長の関係について更に分析を行う。

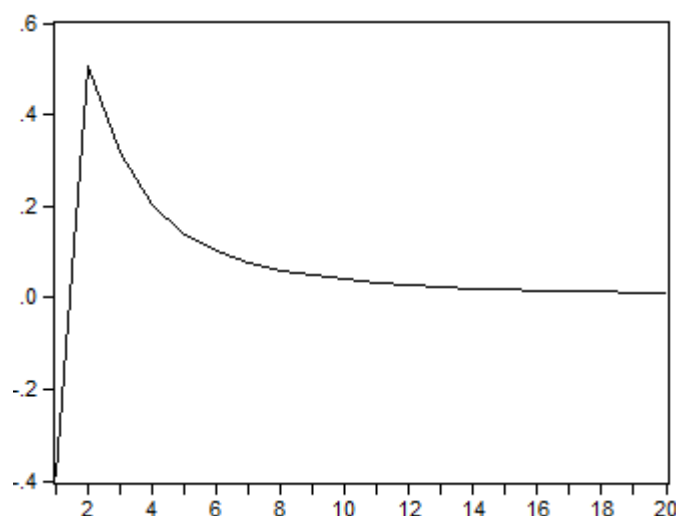


図 1 即時的影響

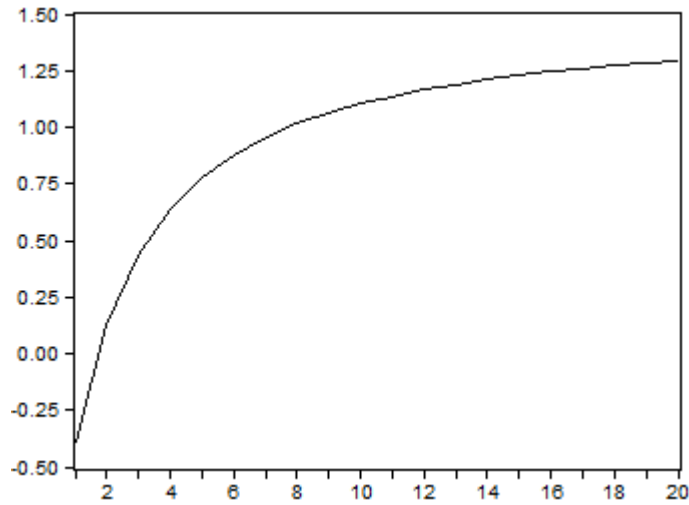


図 2 累積的影響

3 安定経済分析

Bond ら (2007) に基づき、はじめに設定した教育投資と経済成長率間の自己回帰分布ラグモデルは次の通りである。

$$\begin{aligned} \log(y_{it}) = & c_{it} + \alpha_1 \log(y_{i,t-1}) + \alpha_2 \log(y_{i,t-2}) + \dots + \alpha_p \log(y_{i,t-p}) \\ & + \beta_0 x_{it} + \beta_1 x_{i,t-1} + \dots + \beta_p x_{i,t-p} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

ここで、 ε_{it} は平均値がゼロでありさらに系列相関がない攪乱項、 c_{it} は x_{it} と関係のあるランダムウォーク系列で、 $c_{it} = c_{i,t-1} + \theta_0 + \theta_1 x_{it} + d_i + e_t + v_{it}$ と設定する。 d_i は観測できず、時間とともに変化しない個体効果、 e_t は観測できない時間効果である。また、 v_{it} は平均値をゼロとするランダムショックであり、 c_{it} がランダムウォーク系列であることから、式 (6) のランダム項は $\varepsilon_{it} + \sum_{s=1}^t v_{is}$ に変わる。 ε_{it} は一時的ショック、 v_{it} は永久かつ連続的のショックである。

式 (6) のに対し 1 階差分をとると、次の式 (7) が得られる。

$$\begin{aligned} \Delta \log(y_{it}) = & \theta_0 + \theta_1 x_{it} + \alpha_1 \Delta \log(y_{i,t-1}) + \alpha_2 \Delta \log(y_{i,t-2}) + \dots + \alpha_p \Delta \log(y_{i,t-p}) \\ & + \beta_0 \Delta x_{it} + \beta_1 \Delta x_{i,t-1} + \dots + \beta_p \Delta x_{i,t-p} + d_i + e_t + v_{it} + \Delta \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (7)$$

経済がバランスのとれた成長ルートにある時、経済成長率は変化しないため、 $\Delta \log(y_{it}) = \Delta \log(y_{i,t-1}) = \Delta \log(y_{i,t-2}) = \dots = \Delta \log(y_{i,t-p})$ である。このように長期的に安定した状態において、教育投資が経済成長率に与える「成長効果」は $\theta_1 / (1 - \alpha_1 - \alpha_2 - \dots - \alpha_p)$ であり、

「水準効果」は $(\beta_0 + \beta_1 + \dots + \beta_p) / (1 - \alpha_1 - \alpha_2 - \dots - \alpha_p)$ である。そして ε_{it} がランダムウォーク過程である時にはじめて、一階差分モデルにおける誤差項 $\Delta\varepsilon_{it}$ は系列相関がなくなる。さもないと、式 (7) に対してプーリング OLS 推定を採用した時のパラメータ推定量は偏りがありしかも一致しなくなる。もしも ε_{it} に系列相関がない場合、内生変数 $t-2$ 期及びそれよりさらに離れたラグ項を使用してモデルの操作変数とすることができる。このような動学的パネルモデルに対しても GMM 推定法を用いて推定を行う。

表 3 GMM 推定の結果 [2]

変数	被説明変数 : $\Delta\log(y_t) = \log(y_t) - \log(y_{t-1})$				
	i POLS	ii FE	iii DIF	iv SYS1	v SYS2
$\Delta\log(y_{t-1})$	-0.143** (-2.44)	-0.065 (-1.34)	-0.056 (-1.09)	0.057 (1.08)	0.074 (0.64)
$\Delta\log(y_{t-2})$	0.055 (1.11)	0.183*** (5.08)	0.197*** (4.61)	0.313*** (6.07)	0.364*** (4.51)
$\Delta\log(y_{t-3})$	0.016 (0.36)	0.182*** (4.16)	0.194*** (4.30)	0.226*** (3.43)	0.274*** (2.39)
x_t	3.418*** (5.24)	1.432** (2.66)	1.305** (2.27)	1.187*** (4.90)	1.367*** (3.26)
Δx_{t-1}	-8.74*** (-5.30)	-7.623*** (-5.92)	-7.743*** (-5.96)	-7.857*** (-6.02)	-9.611*** (-4.52)
Δx_{t-2}	-3.252*** (-3.17)	-4.522*** (-6.20)	-4.559*** (-6.29)	-4.597*** (-6.31)	-5.941*** (-4.01)
Δx_{t-3}	-1.986*** (-3.55)	-2.857*** (-6.36)	-2.823*** (-6.47)	-2.505*** (-3.98)	-2.815*** (-3.45)
成長効果	3.188*** (5.24)	2.045** (2.66)	1.962** (2.27)	2.937*** (4.90)	4.748*** (3.26)
水準効果	-13.039*** (-5.63)	-21.432*** (-7.03)	-22.744*** (-7.130)	-37.025*** (-6.86)	-63.772*** (-4.62)
AR (1) 検定			0.000	0.000	0.003
AR (2) 検定			0.072	0.181	0.230
Hansen 検定			1.000	1.000	1.000

注：カッコ内は不均一分散の安定した t 統計量であり，***，**，* はそれぞれ 1%，5%，10% の有意水準で帰無仮説を棄却したことを表す。固定効果モデル以外のその他の全てのモデルはいずれも時間効果をコントロールした年度ダミー変数及び個人効果をコントロールした省のダミー変数を含んでいる。固定効果モデルにダミー変数を加えた後の結果は POLS の結果と一致したため、ダミー変数を除去した。GMM 推定においては、 $\Delta\log(y_{t-1})$ 、 $\Delta\log(y_{t-2})$ 、 $\Delta\log(y_{t-3})$ 、 x_t 、 Δx_{t-1} 、 Δx_{t-2} を内生変数とみなし、操作変数は x_{it} と y_{it} の 4-6 期ラグ値を選択した。

表3の結果から分かる通り、どの推定方法であっても教育投資の「成長効果」はいずれも明らかにプラスであり、「水準効果」はいずれも明らかにマイナスを示している¹。この結果から、モデルの攪乱項には1階の系列相関が存在し、DIF-GMM推定には2階の系列相関が存在し、SYS-GMM推定には2階の系列相関が存在しないことがわかる²。同じく操作変数に「過剰識別」制約が存在するかどうかの検定について Hansen 検定を行ったところ、モデルで選択した操作変数は有効であり、その他の操作変数を導入し続けた場合「過剰識別」が生じやすいことがわかった。以上の分析をまとめると、結論には安定性があり、そして有効であると認識することができる。

この結果より、二段階システム GMM 推定における「成長効果」と「水準効果」の推定値はその他の方法で得られる推定値よりも比較的大きくなるが、各推定方法によって得られる「成長効果」と「水準効果」の推定値の符号は一致していることが分かった。経済がバランスのとれた成長ルートにある時、各労働者の平均資本及び平均生産高はいずれも不変的ペースで増加する。教育投資の変化には「水準効果」があるだけでなく、「成長効果」も存在するが、「水準効果」はマイナスである。つまり、教育投資の変化は経済成長のバランスのとれた成長ルートを変化させるため、いかなる時点における各労働者の生産高レベルも変化する。教育投資が増加すると、各労働者の生産高は減少するが、その逆の場合、生産高は増加もする。この結果と前述の即時的影響とは一致しており、教育投資が増加した時、短期間にはその効果が表れないか、マイナスとなることが分かった。なぜなら、教育投資は GDP の一部を占め、この部分の投資は経済建設には利用されないためである。しかしこの効果は目に見えないものであり、「木を育てるには10年、人材を育てるには100年かかる」と言われるように、教育投資には一定のラグ性があり、教育投資が影響を与えるのがまさに人的資本レベルなのである。人的資本レベルが高まれば、自ずと技術も進歩し、バランスのとれた成長路線ルートにおける各労働者の平均生産高成長率を促進することにもつながる。これも教育投資の「成長効果」であり、この点についても上記モデルにおける累積効果とまさしく一致している。

4 結論

本稿では中国の1997-2012年における省のパネルデータを用いて動学的分布ラグモデルを確立し、GMM推定法を適用してGDPに占める教育支出の割合が経済成長に与える影響について研究を行った。研究の結果、一部変数（例：投資、人口増加率、政府支出、都市

¹ 長期間における「成長効果」と「水準効果」の係数の推算及び標準誤差は非線形性変換を採用して得たものである。

² GMM推定の条件は2階の系列相関が存在しないことであり、1階の系列相関はGMM推定の有効性に影響を与えない。

化率など) をコントロールした場合の教育投資の即時的影響は、一年目には経済成長に対してマイナスの影響を与えるが、その後はマイナスからプラスに転じ最終的にゼロへと減少していく。累積的効果はプラスかつ徐々に増加するので、長期的に見ると教育投資には経済成長率を促進する効果がある。また、教育投資の安定経済に対する影響をさらに見出すため、本稿では Bond ら (2007) が提案したモデルに基づき、本国の実情に照らしあわせて自己回帰分布ラグモデルを確立した。各検定を行った結果、教育投資の「水準効果」はマイナスであり、「成長効果」はプラスとなることが分かった。つまり、教育投資の増加はバランスのとれた成長ルートを変えるため、一人あたりの生産高を減少させることになるが、長期的に見ると人的資本レベルの向上と技術的進歩を促進させ、経済成長率を高めることにつながるということがわかった。

人的資本は教育や健康レベル、技術レベルなど比較的広範囲にわたる概念である。教育投資が増加した場合、短期間内にはその効果は見られないが、長期的に見ると教師の待遇の向上や科学研究環境の改善、教学施設の完備など一定のレベルで人々の教育や健康、技能レベルの向上を促進し、人的資本レベルを高めることができ、それにより経済成長の急速な成長を促進させることができると言える。

参考文献

- Schultz, T. W., 1961, "Investment in Human Capital," *American Economic Review*, 51: 1-17.
- Lucas, R. E. 1988 "On the Mechanics of Economic Development," *Journal of Monetary Economics*, 22: 3-42.
- Haveman, R. H. and B. L. Wolfe, 1984, "Schooling and Economic Wellbeing: The Role of Nonmarket Effects," *Journal of Human Resources*, 19: 377-407.
- Glomm, G. and B. Ravikumar, 1988, "Flat-rate Taxes, Government Spending on Education, and Growth," *Review of Economic Dynamics*, 1: 306-325.
- Kaganovich, M. and I. Zilcha, 1999, "Education, Social Security and Growth," *Journal of Public Economics*, 71: 289-309.
- Blankenau, W. F. and N. B. Simpson, 2004, "Public Education Expenditures and Growth," *Journal of Development Economics*, 73: 583-605.
- Brauninger, M. and J. P. Vidal, 1999, "Private Versus Public Financing of Education and Endogenous Growth," *Journal of Population Economics*, 13: 387-401.
- Easterly, W. and S. Rebelo, 1993, "Fiscal Policy and Economic Growth: An Empirical Investigation," *Journal of Monetary Economics*, 32: 417-458.
- Kevin, S. 2000, "Income Inequality, Education Expenditures, and Growth," *Journal of*

Development Economics, 63: 379-398.

Mitchell, D. W. and P. J. Speaker, 1986, "A Simple, Flexible Distributed Lag Technique: The Polynomial Inverse Lag," *Journal of Econometrics*, 31: 329-340.

Bond, S. R., Leblebicioglu, A. and F. Schiantarelli, 2007, "Capital Accumulation and Growth: A New Look at the Empirical Evidence," *Boston College Working Paper* 591.

Blundell, R. and S. Bond, 1998, "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models," *Journal of Econometrics*, 87: 115-143.

Arellano M. and S. R. Bond, 1991, "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations," *Review of Economic Studies*, 58: 277-297.

Arellano M. and O. Bover, 1995, "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error Component Models," *Journal of Econometrics* 68: 29-51.

徐现祥、舒元:《物质资本、人力资本与中国地区双峰趋同》,《世界经济》,2005年第1期。

李亚玲、汪戎:《人力资本分布结构与区域经济差距——一项基于中国各地区人力资本基尼系数的实证研究》,《管理世界》,2006年第12期。

蔡增正:《教育对经济增长贡献的计量分析》,《经济研究》,1999年第2期。

陆根尧、朱省娥:《中国教育对经济增长影响的研究》,《数量经济技术经济研究》,2004年第1期。

顾佳峰:《中国教育支出与经济增长的空间实证分析》,《教育与经济》,2007年第1期。

祝树金、虢娟:《开放条件下的教育支出、教育溢出与经济增长》,《世界经济》,2008年第5期。

余凌云:《教育投入比与地区经济增长差异》,《经济研究》,2008年第10期。