

モンゴル国の経済成長の実証分析

著者	Byambajav Enkh-Amgalan
権利	Copyrights 日本貿易振興機構（ジェトロ）アジア経済研究所 / Institute of Developing Economies, Japan External Trade Organization (IDE-JETRO) http://www.ide.go.jp
雑誌名	アジア経済
巻	48
号	10
ページ	2-24
発行年	2007-10
出版者	日本貿易振興機構アジア経済研究所
URL	http://hdl.handle.net/2344/00007312

モンゴル国の経済成長の実証分析

ビヤンバジャウ・エンクーアムガラン

《要 約》

本稿の目的は、地域別データをもちいて、1.モンゴル国の経済成長において、人的資本の果たす役割を検討すること、2.新古典派成長モデルが有する定常状態への収束性がモンゴル国経済において妥当するか否かを検討すること、の2つにある。

分析の結果、モンゴル国においては1980～89年まで人的資本の経済成長への貢献が増大したが、移行経済の初期からは低下を続けていることが判明した。一方収束性についての研究は、モンゴル国に関するものとしてはこれがはじめてである。本稿では筆者自身の推計による1989～2004年の各アイマグの1人当たりGDPデータにもとづき、モンゴル国の22アイマグ（または、5つの地域）の1人当たりGDPの間に明瞭な収束性が存在していることを示した。実際、その収束速度は4.3パーセントと、他の国に関するほとんどの研究に比べて高いことが判明した。さらに移住を考慮に入れると収束係数がさらに高くなることも示された。

はじめに

I 経済成長の方法論について

II データについて

III 実証分析の結果

まとめと今後の課題

付論

はじめに

モンゴル国は、一般的な市場経済の原則に従ってきた同じ発展段階にある他の途上国と比べるといくつかの特徴をもっている。とくに、面積が広いにもかかわらず人口が少ないこと（人口密度は1平方キロメートル当たり1.5人）、また長期間（およそ70年間）社会主義体制の下にあったことの影響で、経済は通常の市場経済とは

違ったものとなっていることなどの特徴をもつ。

さて国家の発展には長期にわたり安定した経済成長が必須である。社会主義体制の最後の10年（1980～89年）でモンゴル国は平均年率6パーセントの経済成長を遂げたが、移行経済の始まった最初の5年間（1990～94年）は経済不況に陥り、成長率も年平均マイナス4.7パーセントまで下落した。しかし、1995～2004年の経済成長は、平均年率でおよそ4パーセントまで回復した。このような事実からもわかるように、モンゴル国は安定した経済成長を成し遂げてきたとはいえないのが実情である。

モンゴル国で国内機関と国際機関とが協調して行った調査によると、全人口の3分の1を上回る36パーセントの人々は貧困ライン以下のレ

ベルで生活している。したがって、経済成長を長期間にわたって安定して持続し、1人当たり所得を増やすために、人的資本の蓄積を進め、地域間の所得格差を縮小させることが経済政策のもっとも重要な目標である。

ミクロ経済の研究で教育と就労経験は個人の所得を増加させるという指摘がなされてきたにもかかわらず、教育の果たす役割を明確に取り入れたマクロモデルはそれほど研究されてはこなかった。ところが1960年代の後半以後、マクロ経済に果たす教育の役割に関する研究が深化したのにもなって、経済成長に教育が重要な影響を与えていることが実証研究によって示されてきた。しかしながら、このような研究は、おもに発展途上国と先進国のクロス・カントリ一回帰分析によるもので、1国をとって研究した実証分析は多くはなかった。

モンゴル国は、識字率が98パーセント[*Human Development Report Mongolia, 2003*]と同じ発展段階にある他の途上国よりも高く、先進国と同等のレベルであることにも示されているように、教育水準が比較的高い。しかし、教育の質という面ではまだまだ満足な状態ではない。そこで本稿では、モンゴル国の産出量(GDP)の成長要因を、集計的生産関数をもちいるモデルにもとづき、労働・人的資本、物的資本、および全要素生産性の成長率に分解して検討する。

モンゴル国では1990年以前、中央計画経済のもとで、地域間の格差をできる限り小さくするという政策目標が掲げられていたが、市場経済への移行とともに、地域発展についての政策は失われてしまい、地域間の1人当たりGDPの格差が広がってきている。そしてこれにもない、移住が急速に増大した結果、定常的経済成

長への収束速度も増大したと考えられる。この問題を検討するため、地域間の収束速度を、期間としては短いものの、モンゴル国が市場経済に移行した1989年にさかのぼって検討することにしよう(データの不足のため80年から88年までの地域間の収束速度の分析はできなかった)。

本稿は、以下のように構成されている。まず第I節では、本稿の方法論について述べる。第II節では、研究に使用されているデータについて、そして最後に第III節では、実証分析の結果および本稿のまとめと今後の課題を述べることにする。

I 経済成長の方法論について

1. 人的資本と経済成長

Lucas (1988) によって定義された生産関数を経済成長に関する分析に適用しよう。物的資本と人的資本を生産投入要素とする、収穫一定の性質を有するコブ＝ダグラス型の生産関数は、Lucas (1988) の定義によると次のように与えられる [Barro and Sala-i-Martin 2004, 240]。

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

ただし表記の簡明のため、時間は明示していない。ここで、 $0 \leq \alpha \leq 1$ 、 Y ：実質GDP、 A ：全要素生産性(TFP)、 K ：物的資本、 H ：人的資本である。人的資本 H は労働者の人数 L と代表的労働者の人的資本 h の積だと考えることができる。また、全要素生産性の変化には、技術進歩だけではなく、資源利用可能量、気候、制度・組織などの変化も反映されている。方程式(1)の両辺の対数を取り、時間で微分すると、総産出あるいは実質GDPの成長率を次のように求めることができる。

$$\frac{dY}{Y} = \frac{dA}{A} + \alpha \cdot \frac{dK}{K} + (1 - \alpha) \cdot \frac{dH}{H} \quad (2a)$$

規模に関する収穫一定の仮定の下では、物的資本のシェア α と人的資本のシェア $1 - \alpha$ を加算すると1になる。上記のとおり、人的資本 H は労働者の人数 L と代表的労働者の人的資本 h の積として求められるので、方程式(2a)を次のように書き換えることができる。

$$\frac{dY}{Y} = \frac{dA}{A} + \alpha \cdot \frac{dK}{K} + (1 - \alpha) \cdot \frac{dL}{L} + (1 - \alpha) \cdot \frac{dh}{h} \quad (2b)$$

すなわち、総生産の成長率は、TFPの成長率 dA/A に、3つの生産要素の成長率の加重和を加えた値である。ここで使用されるウェイトは対応する生産要素のシェアである。

Y , K , L , h の数量に関するデータが入手されており、それらの成長率 dY/Y , dK/K , dL/L , dh/h が計測可能であるとしよう。方程式(2b)において直接には計測できない唯一の項はTFPの成長率 dA/A であるが、この項は次のように間接的に計測することができる。

$$\frac{dA}{A} = \frac{dY}{Y} - \left(\alpha \cdot \frac{dK}{K} + (1 - \alpha) \cdot \frac{dL}{L} + (1 - \alpha) \cdot \frac{dh}{h} \right) \quad (3)$$

残された問題は物的資本のシェア α を測定することである。本稿ではこれを回帰分析で計測することにする。方程式(1)の両辺を人的資本 H で割って効率単位の労働1単位当たりの産出量の形で表示して対数をとると、次の方程式が得られる。

$$\ln y(t) = \ln A(t) + \alpha \ln k(t) \quad (4a)$$

ここで、効率単位の労働1単位当たりの産出量 $y(t)$ は $y(t) = Y(t)/H(t)$ 、効率単位の労働1単位当たりの資本 $k(t)$ は、 $k(t) = K(t)/H(t)$ である。推定にあたって(4a)を次のように表す。

$$\ln y(t) = \ln A(t) + \alpha \ln k(t) + u(t) \quad (4b)$$

ただし、 $u(t)$ は誤差項である。方程式(4b)の一期の階差をとることによって、 α の計測ができる次のような回帰式を得る。

$$\Delta \ln y(t) = \gamma + \alpha \Delta \ln k(t) + \varepsilon(t) \quad (5)$$

ここで、 γ はTFPの平均成長率、 $\varepsilon(t)$ は残差項である。方程式(5)の推定値のうち、もし資本のシェア α が有意であれば、総資本の総産出量に対する弾力性が有意に求められたことになる。この回帰分析の結果を付表2に示している。

2. β 収束

経済成長の実証分析における重要な問題のひとつに収束性の問題がある。経済間にみられる生活水準の大きな格差は、いずれは消滅し、最終的に同一水準に収束するのだろうか。貧しい経済は長期にわたって裕福な経済よりも速く成長し、経済格差が縮小していくことを絶対的収束と呼ぶ^(注1)。絶対的収束性は一般的に実証されるわけではない [たとえば, Barro and Sala-i-Martin 2004, 45, Figure 1.7]。しかしながら、同質の経済を前提とした場合には、絶対的収束性が成立することは多くの文献において示されているところである。本稿において分析するもの、モンゴル国という同質の経済における、地域間の絶対的収束性である。

新古典派モデルによれば、人口成長率、技術水準、貯蓄率などの要因がすべての経済で同一であるとき、初期の1人当たり所得の違いにもかかわらず、これらの経済はすべて同一の定常状態に達する。本項では、新古典派モデルにもとづき、収束速度を推定する回帰式を簡単に説明する。

労働増加的技術進歩を含む標準的な閉鎖経済モデルであるラムゼイ・モデルを考える。このモデルにおける最適成長経路が充たす微分方程

式の解を、定常的成長状態の近傍で対数線形近似すると、次の式を得る。

$$\ln \hat{y}(t) = e^{-\beta t} \cdot \ln \hat{y}(0) + (1 - e^{-\beta t}) \ln \hat{y}^* \quad \beta > 0 \quad (6)$$

ここで、 \hat{y} は効率的労働1人当たりの産出量、 \hat{y}^* は定常的成長における1人当たり産出量、 β は技術パラメータと選好パラメータによって決定される収束率である。

方程式(6)に表されている効率的労働単位当たりの産出量を労働者1人当たりの産出量に換えて、終期を T とすると、期間 $0 \leq t \leq T$ における1人当たり所得あるいは産出量の平均上昇率を、次のように表すことができる(付論を参照)。

$$(1/T) \cdot \ln[y(T)/y(0)] = x + [(1 - e^{-\beta T})/T] \cdot \ln[\hat{y}^*/y(0)] \quad (7)$$

ここで、 x は外生的に与えられる労働増加型技術進歩率である。 x と \hat{y}^* を与件とすると、初期の1人当たり所得が増加すると1人当たり所得の平均上昇率は低下するという関係があることをこの式は示している。

統計的モデルを導き出すためには、方程式(7)を離散時間型に変えて整理すればよい。これによって次の方程式(8)を得る。方程式(8)には、各経済を識別する添え字として i が使用されている(付論を参照)。

$$\ln[y_{i,t}/y_{i,t-1}] = a - (1 - e^{-\beta}) \cdot [\ln y_{i,t-1} - x \cdot (t - 1)] + u_{i,t} \quad (8)$$

ここで、 $u_{i,t}$ は残差項、さらに $a = x + (1 - e^{-\beta}) \cdot \ln \hat{y}^*$ である(注2)。

収束速度 β を推定する統計的モデルは次の方程式(9)で表される。これは方程式(7)と方程式(8)を使用して求めたものであり、 t_0 と $t_0 + T$ 期の間の経済 i の平均成長率を表している。

$$(1/T) \cdot \ln(y_{i,t_0+T}/y_{i,t_0}) = c - [(1 - e^{-\beta T})/T] \cdot \ln y_{i,t_0} + u_{i,t_0,t_0+T} \quad (9)$$

ここで、 u_{i,t_0,t_0+T} は残差項であり、

$$c = x + [(1 - e^{-\beta T})/T] \cdot [\ln \hat{y}^* + x \cdot t_0]$$

である。方程式(9)は他のどのような経済の要因もコントロールしていないので、絶対的収束の速度を推定する方程式である。

II データについて

モンゴル国の経済成長に関する実証分析を行なう上でもっとも問題となってきたのが、データの不足である。この実証研究の基礎となるデータはモンゴル国統計局から提供を受けたものである。ただし、収束速度係数 β を推計するのに必要な各アイマグ(注3)のデータはモンゴル国統計局から提供されたデータにもとづいて、筆者が自ら計算したものである。また人的資本の経済成長に及ぼす影響に関する分析に使用したデータの一部はCheng (2003)のデータにもとづいている。

1. GDPに関するデータ

モンゴル国の実質GDPの時系列データは1995年価格で評価されている。人的資本の経済成長に及ぼす影響の分析に使用される1980年から2004年までの実質GDPのデータは、モンゴル国統計局から提供を受けた。しかしながら、地域間の収束に使用される1989年から2004年までの各アイマグの実質GDPのデータは完全な形で入手できなかったため、筆者は独自に各アイマグの実質GDPを以下に示すように、各構成要素の加重和として計算した。

$$y_i = p \cdot x_i + (1 - p) \cdot [w \cdot z_i + (1 - w) \cdot q_i] \quad (10)$$

y_i : 各アイマクのGDPが全モンゴル国のGDPに占める割合

p : 全モンゴル国におけるGDPに占める非農業生産の割合

$1-p$: 全モンゴル国におけるGDPに占める総農産の割合

x_i : 全モンゴル国における非農業生産に占める各アイマクの非農業生産の割合

$[w \cdot z_i + (1-w) \cdot q_i]$: 各アイマクの総農産がモンゴル国全体の総農産に占める割合

w : 総農産に占める牧畜業生産の割合

$1-w$: 総農産に占める農林業生産の割合

z_i : 全モンゴル国における牧畜業生産に占める各アイマクの牧畜業生産の割合

q_i : 全モンゴル国における農林業生産に占める各アイマクの農林業生産の割合

2. 資本ストックについて

資本ストックと投資に関しては、1980年から2001年までの期間のデータはCheng (2003) のデータ・セット (Chengのデータ・セット自体はもともとモンゴル国の統計局から提供を受けたものである) から、2002年から2004年のデータはモンゴル国統計局から筆者が直接提供を受けたものである。

実証分析の使用に耐えうる物的資本の計測値を得るために、本稿では継続棚卸法 (perpetual-inventory method) をもちいた。ただし、この方法で物的資本の推計値を求めるためには初期資本ストックおよび実質粗投資のフローのデータが必須である。モンゴル国統計局では、実質投資のデータを公表していないため、Cheng (2003) の計算方法にもとづき、投資デフレーターを以下のように計算した。

投資デフレーター $= w * (\text{建設投資デフレーター}$

$-) + (1-w) * (\text{GDPデフレーター})$

ここで、 w は粗投資に占める建設投資の割合である。建設投資デフレーターはモンゴル国の国民経済計算体系 (SNA) における名目建設投資と実質建設投資のデータから作成した。一方、非建設投資に対応する適当なデータが存在しないので、代理変数としてGDPデフレーターを使用することにした。

継続棚卸法では、次の関係式を使用して、物的資本ストックを計算する。

$$K_t = K_{t-1} \cdot (1 - \delta) + I_t$$

ここで、 K_t は t 期における物的資本ストックであり、 I_t は t 期における粗投資のフローであり、 δ は一定の資本減耗率である^(註4)。多くの研究者によるとモンゴルでの資本減耗率は平均年率でおよそ6パーセントとされている。

3. 人口と労働

地域間の収束性を検証するには、まず1人当たりの地域別GDPを計算しなければならない。さらに移住のデータが必要であるため、アイマク、都市、首都の人口が必要である。本稿で使用されているアイマク、都市、首都の人口のデータと移住のデータはモンゴル国統計局のマクロ経済部から提供を受けたものである。

経済成長に関する分析のなかには、労働力を経済活動人口とみなしたのものもあるが、経済活動人口には現在失業中で求職中の人々も含まれているので、就労者を明確に捉えることができないという問題がある。そのため本稿では労働力のデータとして就労者を利用する。

4. 人的資本

人的資本の量を数値として捉えることはきわめて困難であるが、もっとも一般的に行われている方法は、教育水準の指標でこれを計測する

ことである。なぜならば、高度な教育を受けた労働者ほど生産性が高いという事実こそが、人的資本が多ければ多いほど生産量が増加することの実質的な意味だからである。

これまでのモンゴル国の経済成長に関する実証分析をみると、Altantsetseg (2003) は政府の教育支出のGDPに占める割合、中等教育修了者の全就労者に占める割合、高等教育の修了者が全就労者に占める割合という3つの指標をもちいて人的資本を推計しており、一方Cheng (2003) は学校教育平均年数によってこれを推計している。本稿では、Cheng (2003) と同じ方法で分析する。すなわち、人的資本指数をモ

ンゴル国の15歳以上の人々の学校教育平均年数で推計した。これは、Lucas (1988) と同じ方法である。データの出所は1998年に行われた「Living Standards Measurement Survey」および2003年に行われた「Urban Poverty and In-migration: Survey Report」である。これらの調査の要約を以下の表に示している。平均教育年数は各学校教育の標準修学年数をそれぞれの教育水準を有する就労者数で加重して推計した。ただし、データが利用できるのは1989年、98年、2003年のみであるので、その間の平均教育年数の伸び率は一定と仮定し、内挿した。

表1 モンゴル国における15歳以上の人口の教育構造

年	教育なし (0年間の学校教育)	小学校卒業 (4年間の学校教育)	中学校卒業 (8年間の学校教育)	高校卒業 (10年間の学校教育)	専門学校卒業 (10年間の学校教育)	大学卒業 (14年間以上の学校教育)	学校教育の平均年数
	パーセント						
1989	9.4	20.5	33.9	18.1	9.6	8.5	7.5
1998	4.2	15.3	32.2	24.5	12.3	11.5	8.5
2003	2.7	9.4	21.5	32.8	12.3	21.3	8.9

(出所) 1989, 1998年: Living Standards Measurement Survey, 1998およびCheng (2003) の推計。
2003年: Urban Poverty and In-Migration: Survey Report (2004) および筆者の推計。

III 実証分析の結果

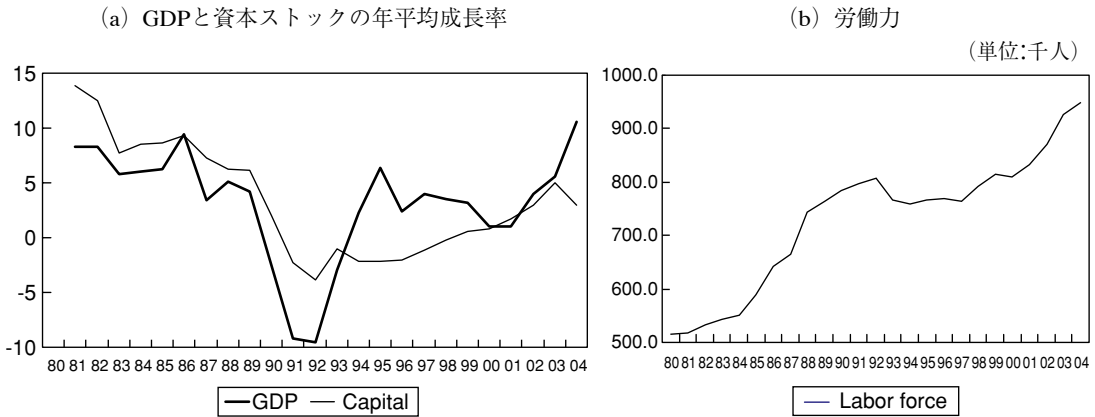
1. 経済成長に与える人的資本の影響

モンゴル国における経済成長の実証分析にあたって、まずいくつかの指標を簡潔に示しておく。図1の(a)をみると、最近25年間、モンゴル国の経済成長は安定性を欠き、大きな変動にさらされてきたことは明白である。特に、市場経済への移行に関連して1990年代の初めから経済活動の不振が顕著になった。経済活動の不振

は労働力の推移を示す図1の(b)からも明らかである。しかし、過去12年間は、経済不振を脱し経済は成長を始め、成長率も年を追うごとに上昇している。

図1をみるとモンゴル国の経済規模は25年間で2倍になり、また労働力もおよそ2倍になっている。図1の(a)のグラフより1994年以降GDPの成長率はプラスになったが、資本ストックの成長率がプラスに転じたのは、98年以降であることがわかる。なお、前節表1のとおり、モンゴル国統計局による調査の結果をみると、

図1 GDP, 資本ストック, 労働力の変化



(出所) National Statistical Office of Mongoliaから筆者が直接提供を受けたデータおよびCheng (2003)の研究データにもとづき筆者作成。

学校教育平均教育年数という指標で代表されている人的資本は急速に増加している。

モンゴル国の経済成長の源泉を分析するために、付表1に表されているデータを使用して方程式(5)を最小二乗法で推定して資本シェア α を求めた。資本シェアの推定値はおよそ0.74である。さらに、代表的労働者の有する人的資本の指数と労働者数の指数が異なるコブ=ダグラス型生産関数 $Y = A K^\alpha h^\beta (L)^{1-\alpha-\beta}$ にもとづくモデルを考え、その対数を取り、誤差修正モデルを使

用して、説明変数の係数間に関係がないと想定して最小二乗法で推計した。しかし推計の結果をみると、パラメータの推定値はCheng (2003)とAltantsetseg (2003)などの推計値と大きく異なっており、 t 値も有意ではなかったため、ここでは方程式(5)の係数推計値を利用して分析を行った。

方程式(5)の係数推計値に基づいて、方程式(2b)から経済成長の源泉を計算した。計算の結果は表2に示されている。

表2 モンゴル国の経済成長の源泉

年	GDPの成長率	各生産要素の貢献度			
		資本	労働力	教育	TFP
1980~2004	2.89	2.31 (80%)	0.65 (22%)	0.31 (11%)	-0.37 (-13%)
1980~1984	6.86	7.46	0.42	0.28	-1.30
1985~1989	5.48	5.35	1.69	0.36	-1.92
1990~1994	-4.72	-1.10	-0.04	0.40	-3.97
1995~1999	3.79	-0.74	0.35	0.31	3.87
2000~2004	4.25	1.95	0.80	0.18	1.32

(出所) 筆者の計算による。

(注) $\alpha=0.74$

表2から、1980年から2004年までの25年間の年平均経済成長率は2.89パーセントであったことがわかる。そしてこの経済成長率の80パーセント(2.31)が資本の貢献、22パーセント(0.65)が労働の貢献、11パーセント(0.31)が教育の貢献であり、そして、全要素生産性(TFP)の貢献はマイナス13パーセント(マイナス0.37)であったことを表2は示している。

社会主義体制の下では、経済成長の主要な推進力は資本ストックの蓄積であった。資本ストックの蓄積は移行経済の初期の段階ではマイナスとなり、経済成長率がマイナスとなる原因のひとつとなった。しかし、2000年から2004年までに資本ストックの蓄積はプラスに転じ、経済成長に貢献するようになった。労働力は1980年から89年までの10年間は経済成長にプラスの影響を及ぼしたが、移行経済の初期においては資本ストックの蓄積と同じくマイナスになった。しかし、資本ストックの蓄積に比べて短期間に回復して、1995~99年以降はプラスの影響を与えるようになってきている。さらに図1に示されている資本ストックと労働力の推移は、表2の結果と整合的である。1990年から94年までの期間では、人的資本あるいは教育の貢献のみがプラスとなっており、経済成長の唯一の推進力であったことが明らかになった。しかしながら、教育の成長に果たす役割は移行経済の初期までは増加し続けたが、他の要因の成長に果たす役割が増大するにつれて、過去10年間にその相対的重要性が低下してきている。

TFPをみると社会主義体制の全期間中、経済成長にマイナスの影響を与えてきた。Cheng(2003)によると、TFPがマイナスの影響を及ぼした原因はおもに中央計画経済の誤った資源

配分にあるという。このようにTFPは移行経済の初期にあつては経済の低迷の主要な要因であったが、1995年から99年にかけては、一転してもっとも重要な要因へと変化した。しかしながら、2000年から2004年までの期間は、モンゴル国では自然災害の多発、石油価格の上昇、銅価格の低下、その他の要因によって成長率は低下した^(注5)。

ここで、注意すべきことは、モンゴル国の経済はなお発展途上にあり、経済成長は常に供給能力の不足に制約されてきたことである。したがって需要の不足が生じたとしても、超過供給の状態、すなわち過剰設備の存在は一時的なものであったと考えることができる。そのため本稿のTFPの推定結果が需要側の要因によって偏りをもつとは考えられない。この点は、1990年代の日本経済の停滞の原因が需要側にあるのか技術進歩率の低下にあるのかをめぐる議論において、この問題が主要な論争点となったのは大きく異なる^(注6)。このような観点から本稿においては、TFPの推定における需要側の要因の及ぼす影響の調整は行っていない。

2. 収束の実証分析

(1) 収束速度 β

アイマグ別のGDPのデータは入手不可能であるため、数式(10)によって各アイマグの1人当たりGDPを求めた。得られた結果については、付表3を参照されたい。この表より、1995年価格で評価された89年の1人当たりのGDPはオルホン(Orkhon)アイマグで162.1万トグリク^(注7)と最高値であるのに対して、アルハンガイ(Arkhangai)アイマグではもっとも低い9.2万トグリクであることがわかる。また1人当たりGDPがもっとも高いのは都市であり、鉱業

や栽培農業の活発なアイマグや近隣諸国と接しているアイマグがこれに続いている。

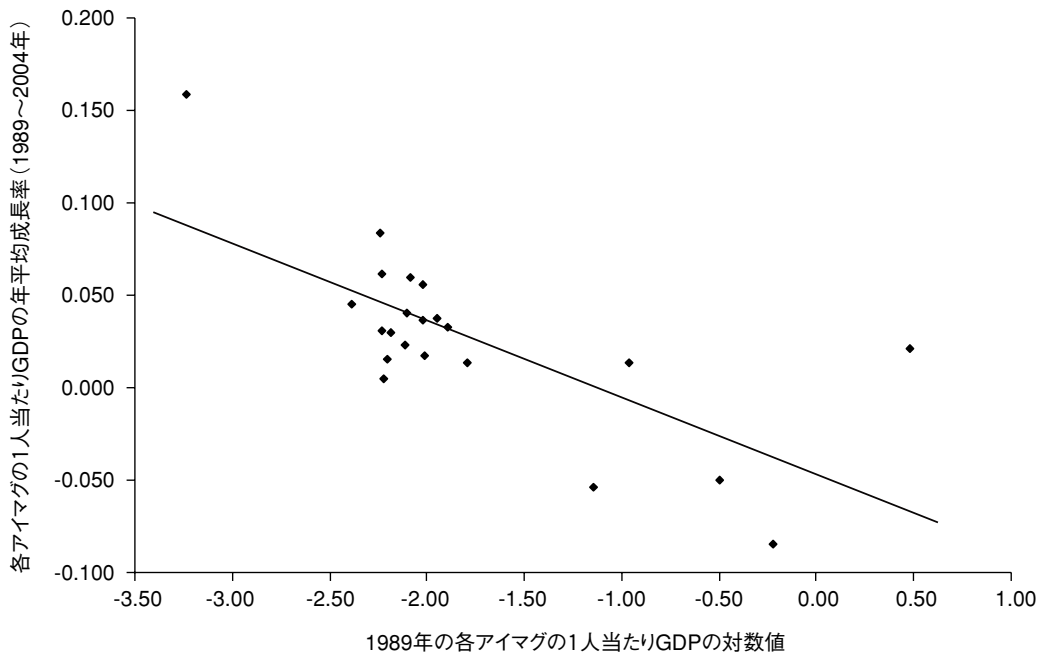
2004年の計算結果によると、首都ウランバートルでは1人当たりのGDPは非常に低く、市場経済の最初期のレベルになお達していないが、これはウランバートルへの人口流入が多かったこと、その一方でインフォーマル部門の比重が大きく、GDPが経済実態を完全には反映していないことと関連があると思われる。ほとんどのアイマグにおいて1人当たりGDPは市場経済の初期より高くなっているが、首都ウランバートルのレベルを下回っている。

オルホンアイマグの場合は、1人当たりのGDPは最高であるが、世界市場の銅の価格の影響で1人当たりのGDPが大きく変動してい

る。他のアイマグについては、変動はそれほど大きくはないものの、農産と牧畜の割合が高いため、自然災害の大きな影響を受けて、1人当たりのGDPが変動する傾向がある。

図2をみると、クロス・アイマグで収束性が存在しているのは明らかである。1989年から2004年までの各アイマグの1人当たりGDPの年平均成長率と、89年の各アイマグの1人当たりGDPの対数値の間に負の相関があることを図2は示している。技術、生活習慣が類似している地域間で絶対的収束性が存在するという命題は、このようにモンゴル国のクロス・アイマグのデータについて、明瞭に立証された。1989年以降、ほとんどのアイマグの1人当たりGDPは比較的發展したアイマグや都会と比べるとよ

図2 アイマグ間にみられる1人当たりのGDPの収束性
(1989年度のGDPと1989～2004年におけるGDPの成長率)



(出所) 筆者作成。

り急速に増大していることは図2から明らかである。

このように、モンゴル国のアイマグは同質的であるため、共通の定常状態への絶対的収束性が存在することが確認されたので、各アイマグの経済成長を共通の定常成長の状態への収束の過程とみなし、収束速度 β を回帰分析によって推計する。各期間は次のように特徴づけることができる。

- ① 1989年から2004年まで：分析に含まれている全期間
- ② 1989年から93年まで：市場経済の初期におけるマイナス経済成長の期間
- ③ 1994年から2004年まで：経済不況が終わりプラス成長が観測された期間
- ④ 1995年から99年まで：最近10年間（前半）
- ⑤ 2000年から2004年まで：最近10年間（後半）

回帰式(9)を非線形最小二乗法とSUR (Seemingly unrelated regression) の2方法で推計した。非線形最小二乗法による場合はサンプル期間ごとに、SURで推計するときは3つの部分期間で推計した。

回帰分析を実行するときは、オルホンアイマグの1人当たりのGDPの値が他のアイマグの1人当たりGDPの値からかけ離れて高いので、オルホンアイマグを含むサンプルと含まないサンプルに別けて推計した。ただし結果をみると両者の差異はそれほど大きくはないため、結局オルホンアイマグをサンプルに含めて推計した結果のみを示すこととする。括弧の中の数値は β 係数の標準誤差を表している。なお、方程式(9)の定数項の推定結果は省略した。

回帰分析の結果をみると1989年から2004年まで、94年から2004年まで、95年から99年までの

表3 アイマグ別データによる β の推定

期間	非線形最小二乗推定値		SUR推定値	
	β	R^2	β	R^2
1989~2004年	0.043*** (0.009)	0.41	—	—
1989~1993年	-0.007 (0.022)	0.05	-0.012 (0.020)	0.002
1994~2004年	0.023** (0.009)	0.21	—	—
1995~1999年	0.038** (0.015)	0.21	0.049** (0.018)	0.19
2000~2004年	0.020 (0.021)	0.04	0.012 (0.021)	0.03
同時推定 [3つの部分期間] ^(注)	β 同一という制約をおく場合		0.017 (0.011)	—
	ワルド統計量 (p 値)		6.444 (0.0399)	—

(出所) 筆者推計による。

(注) 3つの部分期間とは1989~1993年、1995~1999年、2000~2004年である。

***は1%水準で有意、**は5%水準で有意、*は10%水準で有意。

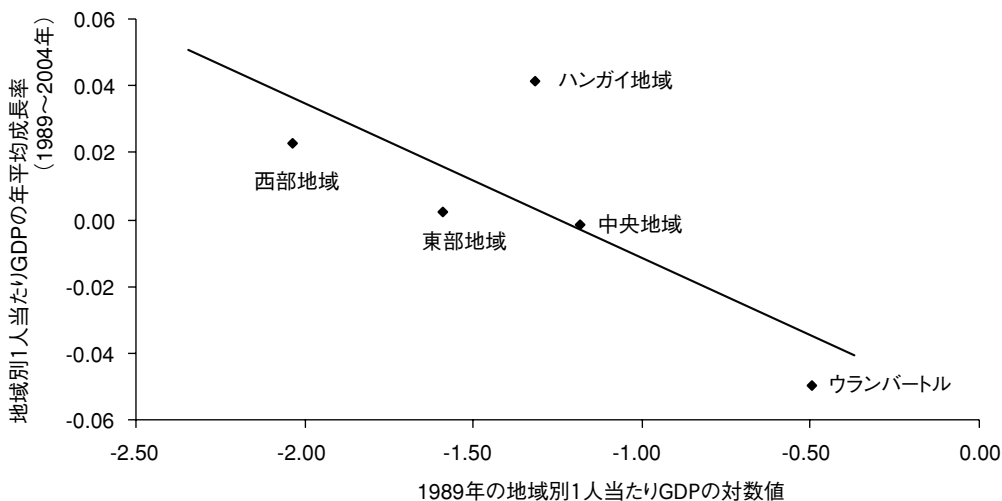
β の係数推定値は有意であるが、89年から93年までと2000年から2004年までにおける β の係数推定値は有意ではなかった上に、決定係数も非常に低い。非線形最小二乗法とSURによる3つの部分期間の推定値をみると、95~99年のサンプルでは、SURは非線形最小二乗法より高いが、他の部分期間では非線形最小二乗法のほうがSURより高くなっている。

全サンプル期間による β の推定値は0.43(0.009)である。さらに、1989~93年の推定値はマイナスで、かつ有意ではない。これは市場経済への移行による経済不況と密接な関係がある。2004年、世界市場で金と銅の価格は急騰し、これによってモンゴル国の経済成長率は非常に高くなり(2004年の経済成長率は10.6パーセント)、経済成長率に一時的に生じた大きな隔差のために、2000~2004年の推定値は有意ではなくなったと思われる。

表3に示されているように係数 β が3つの部分期間で同じであるという制約を課すと、方程式の同時推定値は0.017(0.011)である。しかし、通時的な β 係数の安定性の仮説は棄却されている。ワルド(Wald)統計量は6.44であり、 p 値は0.04である(帰無仮説のもとで、ワルド統計量は漸近的に自由度2の χ^2 分布に従う)。

次に、上記の分析と同じような形でモンゴル国の地域間分析を実行するために、方程式(9)に地域別ダミー変数を加えることにする。モンゴル国政府は地域別生活水準にもとづき、全国を5つの地域に分割している。図3は1989年から2004年までの期間における地域別1人当たりGDPの年平均成長率と89年の地域別1人当たりGDPの間に見られる負の相関を示している(相関係数はマイナス0.74である)。すなわち、絶対的収束の存在が再び確認できる。

図3 モンゴル国の5つの地域に関する1人当たりのGDPの収束性
(1989年度のGDPと1989~2004年におけるGDPの成長率)



(出所) 筆者作成。

表4 アイマグ別データによる β の推定
(地域ダミー変数を含む場合)

期間	非線形最小二乗推定値		SUR推定値	
	β	R^2	β	R^2
1989～2004年	0.039*** (0.009)	0.48	—	—
1989～1993年	-0.008 (0.025)	0.20	-0.017 (0.019)	0.19
1994～2004年	0.019* (0.009)	0.33	—	—
1995～1999年	0.044** (0.015)	0.42	0.044** (0.016)	0.34
2000～2004年	0.012 (0.024)	0.13	0.024 (0.021)	0.12
同時推定 [3つの 部分期間] ^(注)	β 同一という制約をおく場合		0.015 (0.009)	—
	ワルド統計量 (p 値)		7.761 (0.0206)	

(出所) 筆者推計による。

(注) 3つの部分期間とは1989～1993年, 1995～1999年, 2000～2004年である。

***は1%水準で有意, **は5%水準で有意, *は10%水準で有意。

アイマグ別データの場合と同じように、方程式(9)を地域別ダミー変数を利用して非線形最小二乗法とSURで推計した。推計の結果は表4に示されている。

収束速度 β の推定に地域別ダミー変数を使用すると、アイマグ別データの場合と同じようにサンプル期間1989～2004年, 94～2004年, 95～1999年に関しては有意な結果が得られたが、サンプル期間89～93年, 2000～2004年については有意な結果が得られなかった。しかし、地域別ダミー変数を方程式に入れることによって、すべてのケースで決定係数が高まっている。さらに、ダミー変数を使用したときのほうが、全般的にダミー変数を使用していない時よりも収束速度は明らかに低くなっている。

全サンプル期間における収束速度は0.039

(0.009)である。1989～93年のサンプルでは収束速度 β の係数推定値はマイナスであり、表3のそれより低くなっていることから、貧困状態にあるアイマグは裕福なアイマグよりも緩慢に成長したことが確認される。

表3と同様に係数 β が3つの部分期間で同じであるという制約を課すと同時推定値は0.015(0.009)であるが、ワルド統計量は7.761であり、 p 値は0.021であるので、3つの部分期間で β が同じであるという帰無仮説は、前のケースと同じように地域別ダミー変数を使用しているケースでも棄却されている(帰無仮説のもとで、ワルド統計量は漸近的に自由度2の χ^2 分布に従うことになる)。

(2) 移住にともなう収束

新古典派モデルによると、人々は所得が低い

地域から所得が高い地域へ高い賃金を求めて移住する傾向があり、これが所得格差を縮小させる重要な要因である。すなわち、個人所得の上昇は純流入への大きな誘因である [Lande and Gordon 1977]。さらに、移住によって地域間に存在する所得格差が自己修正される [Dunlevy and Bellante 1983]。したがって、移住は地域間の収束速度に影響を与える主要な要因になる。

モンゴル国でも、田舎から都会への移動がおこっている。移住の理由は第1に、より有利な職について所得を増大させること、第2に、子供たちをより良い学校に進学させること、第3に、自然災害あるいはゾド^(注8)とひでりによって家畜を失った人々が生活のため移住することの3つである。

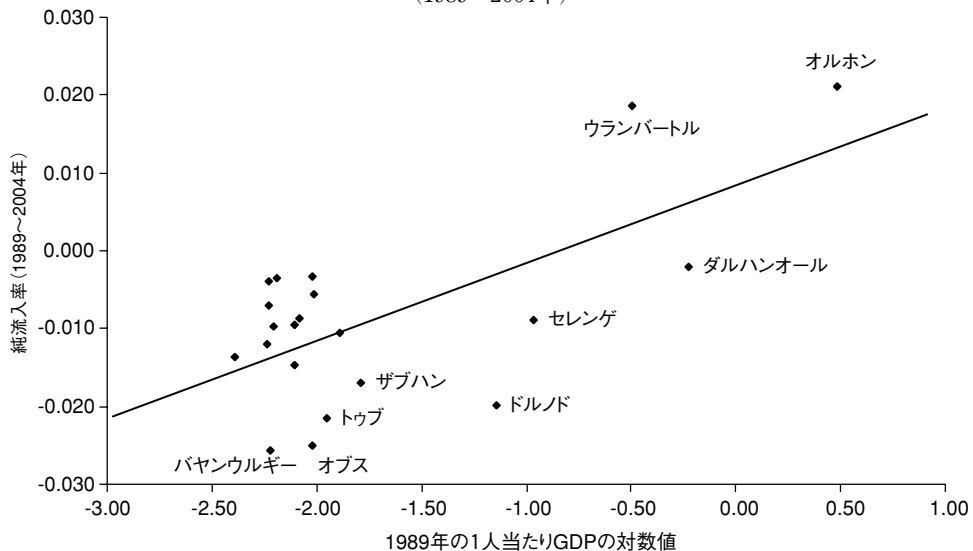
移住が起こると、経済が定常的成長に近づいていく過程も影響を受け、収束速度が変化する。このような理論にもとづき、移住が実際にモンゴル経済の定常的成長状態への収束にどの程度

影響を及ぼすかを分析してみよう。

1989年の1人当たりGDPの対数値と89年から2004年までの間の純流入率が図4に描かれている。この散布図は純流入率と1人当たりGDPの間に正の相関があることを明示している(相関係数は0.65)。ウランバートルとオルホンにのみ向かって移住がおこっており、それ以外のアイマクの純流入率は全部マイナスであることがこの図によって明確に示されている。さらに、図からみると、流出率が一番高いのは西部の5つのアイマクからなる西部地域である。西部地域はバヤンウルギー(Bayan-Olgii)、オブス(Uvs)、ホブド(Khovd)、ゴビーアルタイ(Govi-Altai)、ザブハン(Zavkhan)という5つのアイマクで構成される。図4の左下の部分を見るとバヤンウルギーアイマク、オブスアイマク、ザブハンアイマクなどで流出率が高くなっている(付表4を参照)。

定常的成長に向かう収束速度は移住をともな

図4 移住と各アイマクの初期における1人当たりGDPの関係
(1989~2004年)



(出所) 筆者作成。

うモデルにおけるほうがより速い。純流入の感応度を求めるために、各アイマグの1人当たり所得格差にともなう次式のような統計的モデルを推定した。

$$m_{i,t_0,t_0+T} = c + d \ln y_{i,t_0} + v_{i,t_0,t_0+T} \quad (11)$$

ここで、 m_{i,t_0,t_0+T} は、 t_0 期から $t_0 + T$ 期の間の*i*アイマグの年平均純流入率である。この純流入率は人口に占める純流入の割合で計算されている。もし、 $m_{i,t_0,t_0+T} > 0$ であれば流入者数が流出者数よりも多いことになる。 v_{i,t_0,t_0+T} は残差項である。純流入率は、のちに移住を考慮した場合の収束速度を計測する場合に必要となる。

方程式(11)を最小二乗法とSURで推計した結果は表5に示されている。この表においては、説明変数である1人当たりGDPの対数値の係数推定値や決定係数のみならず定数項の推定値

も示されている。

表5によると、説明変数の係数がすべてのケースで正であることは図4と同じである。とりわけ、全サンプル期間(1989~2004年)において純流入率の1人当たりGDPに関する係数推定値は0.097(0.003)である。1人当たりGDPの出産と死亡への影響を一定とすると、係数*d*は1人当たりGDPの1パーセントの違いが移住を通じて、何パーセントの人口の変化を引き起こすかを示す。

1989~1993年と2000~2004年以外のサンプル期間では*d*の推定値は有意である。純流入の方程式にある係数*d*が3つの部分期間で同じであるという制約を加えると、同時推定値は0.012(0.003)になる。ワルド統計量は5.107であり、*p*値は0.021であるので3つの部分期間で*d*の係

表5 各アイマグへの純流入に関する回帰分析
(1989~2004年)

期間	最小二乗推定値			SUR推定値		
	定数項	Log GDP	R ²	定数項	Log GDP	R ²
1989~2004年	0.008 (0.005)	0.097*** (0.003)	0.42	—	—	—
1989~1993年	0.015 (0.011)	0.009 (0.005)	0.12	-0.065** (0.028)	0.012** (0.005)	0.12
1994~2004年	0.008 (0.007)	0.011** (0.004)	0.27	—	—	—
1995~1999年	0.012* (0.006)	0.012*** (0.004)	0.35	-0.065*** (0.016)	0.011*** (0.003)	0.34
2000~2004年	-0.007 (0.01)	0.005 (0.006)	0.04	-0.034 (0.026)	0.003 (0.004)	0.03
同時推定 [3つの部分期間] ^(注)	<i>d</i> 同一という制約をおく場合			—	0.012*** (0.003)	—
	ワルド統計量 (<i>p</i> 値)			—	5.107 (0.077)	—

(出所) 筆者推計による。

(注) 3つの部分期間とは1989~1993年、1995~1999年、2000~2004年である。

***は1%水準で有意、**は5%水準で有意、*は10%水準で有意。

数が同じであるという帰無仮説は棄却されない（帰無仮説のもとで、ワルド統計量は漸近的に自由度2の χ^2 分布に従うことになる）。

次に移住を考慮した場合の収束速度を計測するため、次式を推定する。Braun (1993, 66) は、規模に関する収穫逓減の仮定の下で、(12)式を定常状態への移行過程を表す4本の微分方程式からなるシステムから導出している。

$$(1/T) \cdot \ln(y_{i,t_0+T}/y_{i,t_0}) = c - [(1 - e^{-\beta T})/T] \cdot \ln y_{i,t_0} + \xi \cdot m_{i,t_0,t_0+T} + u_{i,t_0,t_0+T} \quad (12)$$

純流入率を説明変数として加えた方程式(12)の推計結果を表6に示している。

全サンプル期間での収束速度、 β 係数の推定値は0.069 (0.011) である。これは、表3と表4に示した β 係数推定値より早いスピードで定常状態に近づくことを表している。ただし、純流入率を方程式に入れて推計した結果をみると、係数の有意性は全サンプル期間以外のサンプル

期間で低下しているため、純流入率が収束速度に及ぼす影響はいくぶん不明瞭になった。SURによる収束速度の推定値は、1995～99年のサンプルでは移住を考慮に入れた表6の結果のほうが、考慮に入れていない表3の結果よりも小さくなっている。これに対し、2000～2004年に関する結果は理論どおりである。

説明変数に純流入率と地域別ダミー変数を使用して推計した結果を表7に示している。結果をみると1989～2004年のサンプル期間の収束速度の係数推定値はこれまでの最高0.076 (0.038) であり有意水準10パーセントで有意である。また、決定係数も0.60とこれまでの最高となっている。

上記の分析から、収束速度の推計式に純流入率と地域別ダミー変数を追加すると、推計された β 係数は1人当たりGDPがより早い速度で定常状態へ向かっていることを示していることは明白である。

表6 移住と収束性

期間	最小二乗推定値			SUR推定値		
	β	純流入率	R^2	β	純流入率	R^2
1989～2004年	0.069*** (0.011)	1.118 (0.71)	0.48	—	—	—
1989～1993年	-0.002 (0.024)	0.56 (0.9)	0.03	-0.007 (0.022)	0.360 (0.818)	0.02
1994～2004年	0.019 (0.010)	-0.027 (0.51)	0.23	—	—	—
1995～1999年	0.027 (0.018)	-0.72 (0.89)	0.23	0.037 (0.021)	-0.73 (0.817)	0.22
2000～2004年	0.024 (0.021)	0.70 (0.78)	0.08	0.017 (0.021)	0.705 (0.725)	0.07

(出所) 筆者推計による。

(注) ***は1%水準で有意, **は5%水準で有意, *は10%水準で有意。

表7 移住と収束性
(地域ダミー変数を含む場合)

期間	最小二乗推定値			SUR推定値		
	β	純流入率	R^2	β	純流入率	R^2
1989～2004年	0.076* (0.038)	2.134** (1.019)	0.60	—	—	—
1989～1993年	-0.009 (0.026)	-0.204 (1.064)	0.20	-0.017 (0.019)	-0.230 (0.822)	0.19
1994～2004年	0.019 (0.014)	-0.055 (0.677)	0.33	—	—	—
1995～1999年	0.023 (0.020)	-1.647 (0.958)	0.52	0.035** (0.017)	-1.646** (0.751)	0.50
2000～2004年	0.015 (0.026)	1.489 (1.191)	0.21	0.013 (0.022)	1.672 (0.979)	0.20

(出所) 筆者推計による。

(注) ***は1%水準で有意, **は5%水準で有意, *は10%水準で有意。

まとめと今後の課題

本稿では、モンゴル国の経済成長の源泉を物的資本、労働者、人的資本、TFPという4つの要因に分けて分析した。その結果、モンゴル国においては、経済成長に果たす人的資本の役割が大きいことがわかった。労働者の教育水準が高ければ高いほど資本と労働者の限界生産力は増大するから教育の経済成長に及ぼす影響は増大する。モンゴル国においても長期の経済成長が生産性の上昇によるべきことは明らかである。しかしながら、モンゴル国においては移行経済の初期から教育の経済成長への貢献が引き続き低下している。労働者の人数 L と代表的労働者の人的資本 h の積である人的資本 H が1パーセント増加すると、1人当たり生産量を約0.26パーセント上昇させる。

さらに、本稿では各アイマグの1人当たりGDPの計算をもとに、1989年から2004年まで

のモンゴル国の22アイマグ（または、5つの地域）の1人当たりGDPの間に収束性が存在していることを示すとともに、定常状態への収束速度、 β 係数を求めた。

ここで第Ⅲ節第1項で分析された結果をもちいてソロー＝スワン・モデルの収束速度の数量的測定を1980～2004年のデータにもとづいて行ってみると、その結果は以下のとおりである。1980年から2004年の間での資本減耗の平均は年率6パーセント、労働力の増加率は平均年率2.5パーセント、理論上、技術進歩率と実質GDPの長期成長率は一致するという条件の下で平均成長率 x は年率2.89パーセントであるから、方程式(5)により $\alpha = 0.74$ である場合には収束係数は下記ようになる。

$$\beta = (1 - \alpha)(x + n + \delta) = 0.029$$

すなわち定常的成長への収束速度は年率約3パーセントになる。 β 係数にもとづくと、労働者1人当たりのGDPと定常的成長の状態における労働者1人当たりのGDPのギャップの3

分の2が消失するには、およそ14年かかることが分かる。これを1989～2004年のクロス・アイマグのデータによるラムゼイ・モデルにもとづく収束速度の推計値と比較すればおよそ1パーセント、移住を考慮に入れた収束速度より4パーセント低いことがわかる。またモンゴル国のクロス・アイマグの収束速度の推計は、ほとんどの研究に比べて、より高く4.3パーセント(ラムゼイ・モデルでは)であることは注目に値する(註9)。

今後のモンゴル国の経済成長研究においては、以下の諸点に留意すべきである。(1)人的資本を求める場合に、より詳細な方法を使用すること。たとえば、初等教育、中等教育、高等教育などのレベルを計算するとき、当該年齢期の死亡率を考慮に入れて加重平均をとること、(2)流入率の回帰分析に初期の1人当たりGDPだけではなく移住に大きな影響を与える要因を含めて分析すること。たとえば、地域別ダミー変数、自然災害のダミー変数などを方程式に入れることも考慮する必要がある、(3)収束速度の推計を明確にするために、部門ショックを部門別と年別に求めて分析すること(註10)。これらの点を考慮すればさらに有意な結果が得られると思われる。

付 論(註11)

労働増加的技術進歩を含む標準的な閉鎖経済モデルであるラムゼイ・モデルを考える。

$$\max \int_0^{\infty} u(c(t)) \cdot e^{mt} \cdot e^{-\rho t} dt \quad (\text{A.1})$$

ただし、 c 、 $u(c)$ 、 e^m 、 ρ は、各々 t 期における1人当たり消費量、家計の効用、家計の規模、

時間選好率である。ここで a を家計の1人当たりの純資産、 w を1人当たりの賃金所得、 ra を資産所得とすると、

$$\dot{a} = w + ra - c - na \quad (\text{A.2})$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \left\{ a(t) \cdot \exp \left(- \int_0^t [r(v) - n] dv \right) \right\} \geq 0 \quad (\text{A.3})$$

不等式(3)はチェーン・レター方式のような可能性を除外するための制約である。

これらの下で、1人当たり消費の最適化のための一階の条件は次式のようにになる。

$$\dot{c}/c = 1/\theta \cdot (r - \rho) \quad (\text{A.4})$$

さらに、企業の利潤の最大化のための条件、次式を得る。

$$f'(\hat{k}) = r + \delta \quad (\text{A.5})$$

ただし、 $\hat{k} = K/\hat{L}$ 、 \hat{L} は $L \cdot A(t)$ 、すなわち効率的労働、 δ は資本の減耗率である。利潤が0であれば、賃金率は(A.5)式を満たす \hat{k} の値に対応する労働の限界生産物に一致するため次の式が成立する。

$$(f(\hat{k}) - \hat{k} \cdot f'(\hat{k})) \cdot e^{-xt} = w \quad (\text{A.6})$$

方程式(A.2)における家計の予算制約式によって、 \dot{a} が決定される。 $a = k$ 、 $\hat{k} = ke^{-xt}$ 、および(A.5)と(A.6)式における r と w に関する条件を使用すると次の式が得られる。

$$\dot{\hat{k}} = f(\hat{k}) - \hat{c} - (x + n + \delta) \cdot \hat{k} \quad (\text{A.7})$$

ここで、 $\hat{c} = C/\hat{L} = ce^{-xt}$ であり、 $\hat{k}(0)$ は所与である。(A.7)式は経済全体の資源制約式である。家計の最適問題から c は(A.4)式に従って成長するので、 $r = f'(\hat{k}) - \delta$ と $\hat{c} = ce^{-xt}$ という条件を使うと次式が成立する。

$$\dot{\hat{c}}/\hat{c} = \dot{c}/c - x = (1/\theta) \cdot (f'(\hat{k}) - \delta - \rho - \theta x) \quad (\text{A.8})$$

(A.7)式と(A.8)式は \hat{c} と \hat{k} に関する微分方程式系を構成する。初期条件 $\hat{k}(0)$ と横断制約条件をこの微分方程式系とともに用いると、 \hat{c} と \hat{k} の経路が決定される。定常状態のまわりでテイラー展開された方程式(A.7)と方程式(A.8)の対数線型化を行うと、次の式を得る。

$$\ln\hat{y}(t) = e^{-\beta t} \cdot \ln\hat{y}(0) + (1 - e^{-\beta t})\ln\hat{y}^* \quad \beta > 0 \quad (\text{A.9})$$

方程式(A.9)より次式が成立する。

$$\begin{aligned} \ln\hat{y}(T) - \ln\hat{y}(0) \\ = (e^{-\beta T} - 1) \cdot \ln\hat{y}(0) + (1 - e^{-\beta T}) \cdot \ln\hat{y}^* \end{aligned}$$

したがって、

$$\begin{aligned} \ln[\hat{y}(T)/\hat{y}(0)] \\ = (1 - e^{-\beta T}) \cdot [\ln\hat{y}^* - \ln\hat{y}(0)] \\ = (1 - e^{-\beta T}) \cdot \ln[\hat{y}^*/\hat{y}(0)] \end{aligned} \quad (\text{A.10})$$

ところで、 $y(t) = \hat{y}(t)e^{xt}$ より $\ln y(T) = \ln\hat{y}(T) + xT$ および $\ln y(0) = \ln\hat{y}(0)$ を得る。

したがって、

$$\begin{aligned} \ln[\hat{y}(T)/\hat{y}(0)] \\ = \ln y(T) - \ln y(0) - xT \\ = \ln[y(T)/y(0)] - xT \end{aligned} \quad (\text{A.11})$$

(A.11)を(A.10)の左辺に代入して整理し、両辺を T で割ると次の方程式(A.12)が得られる。

$$\begin{aligned} (1/T) \cdot \ln[y(T)/y(0)] \\ = x + [(1 - e^{-\beta T})/T] \cdot [\ln\hat{y}^*/\hat{y}(0)] \end{aligned} \quad (\text{A.12})$$

方程式(A.12)より次式が成立する。

$$\ln y(t) = xt + (1 - e^{-\beta t})\ln\hat{y}^* + e^{-\beta t}\ln y(0) \quad (\text{A.13})$$

$$\begin{aligned} \ln y(t-1) \\ = x(t-1) + (1 - e^{-\beta(t-1)})\ln\hat{y}^* + e^{-\beta(t-1)}\ln y(0) \end{aligned} \quad (\text{A.14})$$

ここで、技術の初期水準 $A(0)$ が1と基準化されている。

次に、(A.14)を $\ln y(0)$ について解くと次式が得られる。

$$\begin{aligned} \ln y(0) \\ = e^{\beta(t-1)} \cdot \ln y(t-1) \\ - e^{\beta(t-1)} \cdot x(t-1) - e^{\beta(t-1)}\ln\hat{y}^* + \ln\hat{y}^* \end{aligned} \quad (\text{A.15})$$

ここで、(A.15)を(A.13)に代入して整理すると

$$\begin{aligned} \ln y(t) = xt + (1 - e^{-\beta t})\ln\hat{y}^* + e^{-\beta t} \cdot \ln y(t-1) \\ - e^{-\beta t} \cdot x(t-1) - e^{-\beta t}\ln\hat{y}^* + e^{-\beta t}\ln\hat{y}^* \\ = x + x(t-1) + e^{-\beta t}\ln y(t-1) \\ - e^{-\beta t} \cdot x(t-1) - (1 - e^{-\beta t})\ln\hat{y}^* \end{aligned} \quad (\text{A.16})$$

さらに、(A.16)の両辺から $\ln y(t-1)$ を引いて簡単な操作を行なうと次式が得られる。

$$\begin{aligned} \ln[y(t)/y(t-1)] = x + (1 - e^{-\beta t})\ln\hat{y}^* \\ - (1 - e^{-\beta t})\ln y(t-1) + (1 - e^{-\beta t}) \cdot x(t-1) \\ = a - (1 - e^{-\beta t})[\ln y(t-1) - x(t-1)] \end{aligned} \quad (\text{A.17})$$

ここで、 $a = x + (1 - e^{-\beta t})\ln\hat{y}^*$ である。したがって、(A.17)を離散時間で考察して、右辺に攪乱項を加えると方程式(A.18)が得られる。

$$\begin{aligned} \ln[y_{i,t}/y_{i,t-1}] \\ = a - (1 - e^{-\beta t}) \cdot [\ln y_{i,t-1} - x(t-1)] - u_{i,t} \end{aligned} \quad (\text{A.18})$$

さらに2時点、 t_0 と T における観測値が利用できる想定しよう。そのとき、方程式(A.18)によって、 t_0 と T の間の平均成長率は方程式(A.19)のように与えられる。

$$\begin{aligned} (1/T) \cdot \ln(y_{i,t_0+T}/y_{i,t_0}) \\ = c - [(1 - e^{-\beta T})/T] \cdot \ln y_{i,t_0} + u_{i,t_0,t_0+T} \end{aligned} \quad (\text{A.19})$$

ここで、 $c = x + [(1 - e^{-\beta T})/T] \cdot [\ln\hat{y}^* + x \cdot t_0]$ である。

付表1 モンゴル国の実質GDPと要素投入
(1980～2004年)

年	実 質			労働力 (千人)	人的資本 (平均教育年数)
	GDP	投資	資本		
	(10億トグリク, 1995年価格)				
1980	376.1	172.8	1183.8	516.0	6.7
1981	407.4	235.3	1348.1	518.0	6.7
1982	441.4	250.0	1517.2	532.2	6.8
1983	466.9	208.7	1634.9	543.0	6.9
1984	494.9	236.7	1773.5	550.3	7.0
1985	525.7	259.9	1927.0	589.5	7.1
1986	575.0	294.1	2105.5	643.1	7.2
1987	594.8	278.9	2258.0	665.4	7.3
1988	625.2	275.4	2398.0	743.3	7.4
1989	651.5	291.8	2545.9	764.1	7.5
1990	635.1	205.4	2598.5	783.6	7.6
1991	576.4	97.0	2539.6	795.7	7.7
1992	521.6	54.8	2442.0	806.0	7.9
1993	505.9	122.3	2417.8	765.4	8.0
1994	517.6	92.7	2365.4	759.8	8.1
1995	550.3	91.5	2315.0	767.6	8.2
1996	563.2	91.3	2267.4	769.6	8.3
1997	585.7	111.4	2242.8	765.1	8.4
1998	606.4	129.5	2237.7	792.6	8.5
1999	625.9	146.6	2250.1	813.6	8.6
2000	632.5	153.8	2268.8	809.0	8.7
2001	639.7	175.9	2308.6	832.3	8.8
2002	664.9	205.7	2375.8	870.8	8.8
2003	701.8	260.8	2494.0	926.5	8.9
2004	776.1	223.7	2568.1	950.5	8.9

(出所) National Statistical Office of Mongoliaから筆者が直接提供を受けたデータおよびCheng (2003) の研究データ。

付表2 の推定値

最小二乗法

説明変数	係数推定値	標準誤差	t-値	p-値
定数項	-0.003404	0.008292	-0.410523	0.6854
α	0.736944	0.181067	4.070019	0.0005
R^2	0.429535	被説明変数の平均値		-0.007100
\overline{R}^2	0.403605	被説明変数の標準偏差		0.052288
S.E.	0.040380	Durbin-Watson統計量		0.5678

(出所) 筆者推計による。

付表3 各アイマグの1人当たりGDP

(単位：千トグrik, 1995年価格)

アイマグ	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
1 アルハンガイ	91.6	98.3	120.5	106.1	54.6	99.4	134.7	171.4	153.6	155.8	178.2	184.3	217.5	221.8	184.9	177.8
2 バヤンウルギー	108.6	108.6	107.8	106.5	70.0	95.5	131.4	155.7	139.9	114.5	115.0	111.2	109.6	128.9	126.2	116.7
3 バヤンホンゴル	110.1	112.7	136.3	126.0	89.8	143.5	194.4	232.5	216.0	208.7	222.5	202.7	158.8	125.8	140.9	138.3
4 ボルガン	133.0	144.5	192.2	153.2	85.4	160.8	224.7	253.8	230.0	226.7	249.3	250.9	274.2	302.4	309.0	298.4
5 ゴビアルタイ	121.7	126.2	158.4	139.9	75.5	136.3	206.1	266.3	227.8	212.7	232.8	217.6	200.4	156.6	199.6	219.3
6 ドルノゴビ	107.6	105.8	133.7	121.6	91.6	95.0	140.5	176.8	163.6	160.1	177.7	162.9	151.8	182.7	185.2	170.1
7 ドルノド	319.3	272.8	233.1	192.6	113.8	104.0	91.6	117.4	104.4	91.2	107.2	97.6	107.9	137.6	173.3	140.2
8 ドンドゴビ	124.8	133.0	176.4	171.4	90.4	164.4	237.3	311.4	289.1	292.2	298.7	178.2	206.8	270.9	287.8	296.4
9 ザブハン	166.7	162.3	175.1	149.2	53.1	121.6	174.0	214.2	188.8	179.7	180.7	157.9	136.9	163.9	181.1	202.3
10 ウブルハンガイ	133.8	131.1	150.7	145.3	74.9	141.3	204.4	244.0	215.5	249.4	242.5	176.6	164.9	166.8	188.1	173.8
11 ウムヌゴビ	106.8	114.4	149.1	130.8	70.1	144.6	206.6	265.5	268.2	253.5	264.1	230.5	195.7	182.5	244.6	356.0
12 スフバートル	107.7	107.4	141.6	131.6	71.9	119.6	173.1	191.2	179.1	178.7	208.1	194.9	199.7	266.0	274.5	265.2
13 セレンゲ	380.6	367.5	575.7	197.1	153.7	191.9	284.0	263.4	378.8	385.1	373.8	305.9	390.3	495.4	526.4	463.7
14 トゥブ	142.4	146.9	205.2	187.3	107.4	193.1	280.0	342.3	409.0	514.8	510.9	516.7	566.3	656.0	588.4	248.9
15 オブス	132.8	125.4	139.5	116.7	78.1	118.5	152.6	176.7	165.5	163.9	181.6	165.4	168.9	198.2	208.9	228.8
16 ホブド	121.4	126.5	129.9	112.5	51.4	116.1	165.3	189.8	160.5	145.9	155.7	149.9	134.6	146.7	162.1	170.1
17 フブスグル	112.0	118.8	128.0	111.7	57.6	106.3	139.1	173.6	157.9	148.5	164.5	142.5	125.5	158.4	174.5	173.8
18 ヘンティ	150.7	154.2	174.7	159.5	73.1	106.0	139.6	170.9	158.4	161.6	175.4	179.9	184.1	240.8	250.3	244.9
19 ダルハンオール ^(注)	797.4	665.1	332.8	255.3	265.2	265.3	225.7	228.9	172.1	181.6	164.5	196.8	200.8	196.3	193.1	211.2
20 ウランバートル	609.6	561.8	399.7	370.1	298.0	256.0	205.6	202.9	217.2	257.4	248.0	245.2	263.3	242.9	246.9	282.8
21 オルホン ^(注)	1621.4	1492.7	574.3	1176.1	2973.3	2403.6	2323.8	1615.4	1863.1	1522.5	1588.2	1837.0	1504.5	1351.7	1455.7	2231.6
22 ゴビスンベル ^(注)	0.0	0.0	39.3	41.0	116.3	149.8	110.9	115.2	114.6	137.4	214.0	229.5	308.8	267.7	305.6	355.9

(出所) 筆者作成。

(注) ダルハンオール, オルホン, ゴビスンベルは1994年度に設置された。

付表4 モンゴル国の地域

西部地域		Western region
1	バヤンウルギー	Bayan-Olgii
2	ゴビアルタイ	Govi-Altai
3	ザブハン	Zavkhan
4	オブス	Uvs
5	ホブド	Khovd
ハンガイ地域		Khangai region
6	アルハンガイ	Arkhangai
7	バヤンホンゴル	Bayankhongor
8	ボルガン	Bulgan
9	オルホン	Orkhon
10	ウブルハンガイ	Ovorkhangai
11	フブスグル	Khovosgol
中央地域		Central region
12	ゴビスンベル	Govisumber
13	ダルハンオール	Darkhan-Uul
14	ドルノゴビ	Dornogovi
15	ドンドゴビ	Dundgovi
16	ウムヌゴビ	Omnogovi
17	セレンゲ	Selenge
18	トゥブ	Tov
東部地域		Eastern region
19	ドルノド	Dornod
20	スフバートル	Sukhbaatar
21	ヘンティ	Khentii
22	ウランバートル	Ulaanbaatar

(出所) *Mongolian Statistical Yearbook, 2004*。

(注1) 新古典派モデルにおいて別個の構造パラメータを有する経済は同一の1人当たり所得に向かって収束していくわけではなく、別個の定常状態に向かって収束していく。その場合、それぞれの定常状態との対比において相対的に1人当たり所得の低い経済のほうがより速く収束するならば、そのような収束を条件付収束と呼ぶ。条件付収束性については、Mankiw, Romer and Weil (1992), Barro and Sala-i-Martin (2004), Mathur (2005) を参照のこと。

(注2) ラムゼイ・モデルでは、現在の技術水準は収束速度の値に影響を与えない。

(注3) モンゴル国のアイマグは日本の都道府県に相当する。

(注4) 継続棚卸法を用いた1980年から2001年までの物的資本ストックはCheng (2003) の計算による。一方、2002年から2004年までの物的資本ストックは筆者の計算による。

(注5) 人的資本の経済成長に果たす役割に関するクロス・カンントリー分析の例としては外谷 (1998) がある。

(注6) たとえば、林 (2003), 吉川 (2003) をみよ。

(注7) トグリクはモンゴル国の貨幣単位である。

(注8) ゾドというのは大雪による家畜の飼料の欠乏を意味する言葉である。

(注9) Barro and Sala-i-Martin (2004) の推計によると収束速度は2パーセント、Persson (1994) の推計によるスウェーデンにおける収束速度は3パーセントなどである。

(注10) たとえば、銅の鉱脈が発見されたり、世界市場における銅の価格が高騰すると、オルホンアイマグの1人当たり所得が増大することなどが、ここでの部門別ショックの内容である。

(注11) バロー／サライー・マーティン (1997a, 第2章; 1997b, 241) を参照。原著には対応する部分はない。

文献リスト

<日本語文献>

エーベル, A. B./B. S.ベルナンケ 2000. 『マクロ経済学 [1]入門編——マクロ経済理論——』(伊多波良雄

ほか訳) シーエーピー出版.

外谷英樹 1998. 「クロス・カン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』July.

林文夫 2003. 「構造改革なくして成長なし」岩田規久男・宮川努編『失われた10年の真因は何か』東洋経済新報社.

バロー／サライー・マーティン 1997a. 『内生的経済成長論Ⅰ』(大住圭介訳) 九州大学出版会.

—— 1997b. 『内生的経済成長論Ⅱ』(大住圭介訳) 九州大学出版会.

吉川洋 2003. 「林文夫論文へのコメント：過ぎたるはなお及ばざるが如し?!」岩田規久男・宮川努編『失われた10年の真因は何か』東洋経済新報社.

<英語文献>

Altantsetseg, B. 2003. “A Contributing Factor of Economic Growth: Human Capital and Stabilization Policy.” *Journal of Economics: Theory and Empirics* 214 (10): 5–21.

Barro, Robert J. and Xavier Sala-i-Martin 2004. *Economic Growth* second edition. Cambridge, MA.: The MIT Press.

Braun, Juan 1993. “Essays on Economic Growth and Migration.” Ph.D dissertation, Harvard University.

Cheng, Kevin C. 2003. “Growth and Recovery in Mongolia During Transition.” IMF Working Paper (WP/03/217).

Dunlevy, J. A. and D. Bellante 1983. “Net Migration, Endogenous Income and the Speed of Adjustment to the North-South Differences.” *Review of Economics and Statistics* 65(1): 66–75.

Lande, P. S. and P. Gordon 1977. “Regional Growth in the United States: A Re-examination of the Neoclassical Model.” *Journal of Regional Science* 17(1): 61–69.

Lucas, Robert E. 1988. “On the Mechanics of Economic Development.” *Journal of Monetary Economics* 22 (July): 3–42.

Mankiw, N.Gregory, David Romer and David N. Weil 1992. “A Contribution to the Empirics of Economic Growth.” *Quarterly Journal of Economics* 107(2):

407-437.

Mathur, Somesh K. 2005. "Absolute Convergence, Its Speed and Economic Growth for Selected Countries for 1961-2001." *Journal of the Korean Economy* 6 (2) (Fall) : 245-273.

Persson, Joakim 1994. "Convergence in per Capita Income and Migration Across The Swedish Counties 1906-1990." Seminar paper, Institute for International Economic Studies, Stockholm University.

<年鑑等>

Human Development Report Mongolia, 2003. Government of Mongolia and UNDP. Ulaanbaatar.

Living Standards Measurement Survey, 1998. National Statistical Office of Mongolia and UNDP. Ulaanbaatar.

Main Report of "Household Income and Expenditure Survey /Living Standards Measurement Survey" 2002-2003. World Bank, UNDP, National Statistical Office of Mongolia. Ulaanbaatar.

Main Report of Labour Force Survey, 2004. National Statistical Office of Mongolia. Ulaanbaatar.

Mongolia in a Market System, 2004. Statistical Yearbook, National Statistical Office of Mongolia. Ulaanbaatar.

Mongolian Statistical Yearbook, 2004. National Statistical Office of Mongolia. Ulaanbaatar.

Urban Poverty and In-Migration : Survey Report 2004. Ministry of Labor and Social Welfare, Population and Training Research Institute and United Nations Population Fund. Ulaanbaatar.

[付記] 本稿の作成にあたっては、レフェリーより、多くの有益なコメントを頂いた。ここに記して謝意を表したい。いうまでもなく、残された誤りは筆者の責である。

(モンゴル国立大学講師，2006年9月1日受付，2007年3月12日レフェリーの審査を経て掲載決定)