

## 経済発展・自己雇用者・不平等の三者関係\*

風神 佐知子<sup>+</sup>

September 2007

KEO Discussion Paper No.110

### 概要

経済発展により雇用形態はどのように変化し、同時にそれは不平等にどのような影響を与えているのかを検討し、経済発展と自己雇用者と不平等の3者関係を明らかにした。分析対象は、途上国のインフォーマルセクターと呼ばれるセクターと先進国の自己雇用者に共通性を見出し、両者を含めて議論している。これまでも2者間の研究は成されてきたが要因の複雑さなどから3者関係を同時に明らかにした研究はほとんどない。また経済発展と自己雇用者については、発展と共に自己雇用者が減少する関係を理論化するものが多く、近年になって見られる逆の現象については明確な答えを得ていない。そこで、資本-労働比率の変化を用いて増減両方の現象を説明できるようにした。さらに、経済発展と不平等については、これまで時間を考慮せずに国別横断面分析がほとんどであった。しかし、経済外部環境の変化を考えると、時間の経過により不平等に与える要因の影響は変化すると考えられる。そこで、本稿では時間を考慮して経済発展と不平等の実証分析を行った。はじめに理論モデルを構築することで3者関係を説明し、次に実際のデータを用いてそのことを証明した。

---

\* 2007年3月2日の統計研究会、2007年度日本経済学会春季大会、高度化推進研究費研究報告会で発表した論文を加筆修正したものである。

<sup>+</sup> 慶應義塾大学大学院商学研究科 後期博士課程

## I. はじめに

経済発展と共に雇用形態はどのように変わるのであろうか。また、それに伴い不平等は変化しないのであろうか。本稿では、経済発展と自己雇用と不平等の3者関係を明らかにする。これまでも、経済発展と自営業者またはインフォーマルセクター、経済発展と不平等については研究されてきた。しかし、三者を同時に扱った研究は少ない。要因が複雑に絡み合っていることなどが原因であろう。しかし3者には密接な関係がある。本稿では、経済発展により産業構造が変化し、それにより生産に用いる資本 - 労働比率が変化することが雇用形態に影響し、このことがさらに不平等を変化させると仮説を立て検討した。

インフォーマルセクターと自営業者を総称して、本稿では自己雇用者と呼ぶ<sup>i</sup>。途上国では主にインフォーマルセクター、先進国では自営業者を念頭に両者を対象とする。なぜなら、インフォーマルセクターの8割は自営業者であることと、両者に共通性が見出せる<sup>ii</sup>からである。先進国と途上国の双方を取り入れたのが特徴である。

3者のうち経済発展と自営業者の関係については、これまで多くは経済発展と共に自営業者は減少する負の相関関係を説明するものが殆どであった。正の相関関係を捉えた先行研究では明確な答えを得ていない。そこで、本稿では正・負両相関関係を捉えられる理論モデルを構築する。

他方、経済発展と不平等の問題は、アダム・スミスの時代から、経済学の大きなテーマの一つであった。不平等の要因として、人口シフト、貿易、技術変化などが挙げられてきた。この中でも本稿では経済発展に最も影響を与える産業構造の変化が雇用形態の変化を通じて不平等に影響を及ぼすとした。

構成は次の通りである。次節では先行研究を整理し問題点を挙げ、本稿の新規点を明確にする。III節では理論モデルについて説明し、その実証方法をIV節で表す。V節で分析に用いるデータを紹介する。VI節では推計結果を考察し、VII節でその留保点を挙げる。VIII節で以上をまとめる。

## II. 先行研究

三者を扱った研究はほとんどない。その中で三者を同時に取上げているのが Blau(1987)と Banerjee and Newman(1993)である。Blau(1987)はアメリカの自営業者割合の上昇要因として、①パーソナルコンピューターによる規模の経済の優位性の低下②自営業になじむサービス業の拡大を挙げる。理論モデルの構築後、実証分析として、労働力に占める自営業者の割合を賃金労働者に対する自営業者の全要素生産性(TFP)比、限界税率、最低賃金、年金障害保険などで回帰している。また同じモデルで収入についても分析できるとし、被説明変数を自営業者収入にして分析している。

TFP比で分析するのは、規模の経済性の働いていない自営業者の方が賃金労働者に対してTFPが高くなるのであれば、規模の経済の優位性は否定されるということであろう。だが、規模の経済はTFPのみに反映されるのではなく、自営業者の賃金労働者に対するTFPの増加は必ずしも規模の経済の非優位性を示すとは言えない。そこで本稿では、技術変化により大規模資本が必要

でなくなったことをより直接的に、資本 - 労働比率で捉える。また Blau(1987)では、所得について、技術上昇によりすでに自営業者である者の賃金は上昇するが、新規参入者により平均賃金は減少する。そして自営業者の収入の増加は賃金労働者の賃金にも影響し、増加させる。よって、技術の向上が自営業者の収入をどのように変化させるのかは不確かであるとする。本稿では、再度、経済発展と自己雇用者と不平等の三者を明確に捉えられることを試みる。

Banerjee and Newman(1993)は、人々の能力、選好が等しくとも、財産の分配により賃金労働者か、自営業者か、(被雇用者のいる)経営者か決まると言う。ある財産(これを  $W^*$  とする)以下の人は一定賃金以上であれば賃金労働者として働く。そして  $W^*$  以上  $W^{**}$  以下の財産の人は自営業者に、 $W^{**}$  以上の財産を持つ者は経営者になる。よって、すべての者が財産  $W^*$  を所有するのならみな自営業者になる。反対に、不平等度が高く、一部の者が  $W^{**}$  以上の財産を持ち、残りの者が  $W^{**}$  以下の財産しか所有しない社会では、賃金労働者が多くなる。

このモデルでは、雇用形態により財産の分配が決まるのではなく、財産の分配が雇用形態に影響を与えることが特徴であると論文内でも言及されている。Banerjee and Newman(1993)の考えでは、少なくとも全ての者が資産  $W^*$  を所有する平等な社会では、全ての者が自営業者になり、財産の分配に偏りがあるとき、経営者と賃金労働者が現れる。しかしながら、実際には自営業者が多い世の中の方が不平等度は高い。

このように、三者を同時に扱った論文は非常に少ない。この三者を同時に検討したのが本稿の特徴である。では次に、二者ずつの先行研究をみてみよう。経済発展と自己雇用者については、途上国を対象とした研究はほとんどが実証研究である [Canagarajah, Newman and Bhattamishra, 2001, Bigsten, 2003]。理論モデルは先進国を念頭に発展してきた。Lucas(1978)は、企業規模分布と職業選択についてモデルを提示している。ここでは、ある規模の企業の経営者になる経営能力の水準と、同じ規模の企業で労働者が利益を最大にする能力の水準を比較し、労働者となるか経営者となるかの選択をするという。

さらに山崎(2000)はこれを動学モデルに発展させた。山崎(2000)は、労働者として働くのか、経営者として働くのかは、労働者として得る賃金と経営者として得られる収入を比較し、多い方を選択するという。労働者として得る所得と経営者として得る所得が等しいときの経営能力を境界値とし、資本の蓄積により均衡経営能力は増加し、経営者は減少するという。また経営者の得るレントと労働者の賃金の比率を所得分配の指標とし、経営能力の境界値の増加は、労働報酬の格差が縮小し、平等化傾向にあるという。

この他に Brock and Evans(1986)では、Stochastic 理論や Kihlstorm and Laffont モデル、Jovanovic モデルを紹介している。しかし、以上の論文はいずれにおいても近年の企業規模の逆転現象に対応できていない。

より直接的に自己雇用者の増加傾向を説明しようと試みた論文では、説明要因として技術変化、産業構造変化などを挙げる。前述の Blau(1987)は技術変化をモデルに組み込んだ論文である。またモデル化していないものの同様に技術変化を扱った論文を Parker(2004)は紹介している。しかし、いずれもどの技術変化が小規模企業を好むのか定かではないという。

産業構造変化を自己雇用者数の変化要因として、Hakim(1998)や Parker(2004)が取上げる一方で、Aronson(1991)は自営業者の割合とサービス業は無関係であると述べる。サービス業の拡大

は自営業者の増加より早い時期であると言う。またサービス業の中でも銀行業、不動産、小売、レストランはサービスを標準化しやすく大規模化を好むと言及する。

以上みてきたように、まずモデル化した論文は途上国の自己雇用者を念頭においていない。そして、経済発展と共に自己雇用者数は減少するという論文がこれまで数多く出されてきた。近年の増加傾向を捉えたものは明確な答えを得ていない。そこで本稿では資本 - 労働比率を用いて経済発展と自己雇用者の正・負両関係を捉える。

次に、経済発展と不平等の関係についてみてみよう。不平等の変化要因には、①クズネッツらのような産業構造変化による人口シフト、②民主主義、③貿易、④技術変化が提示されてきた。経済発展と不平等の関係の変化には、様々な要因が考えられる<sup>iii</sup>。Aghion and Durlauf(2005)では、国による経済発展の差異は、最も TFP に因る差異に表れ、その中でも GDP に占める産業セクターのウェイトの差異に因るところが大きいと言及する。これより、確かに経済発展と不平等を決定する要因は様々であるが、経済発展に最も大きな影響を与えている産業構造変化（技術変化などにより齎される）による資本 - 労働比率の変化が、経済と不平等の関係にも最も強く影響すると考える。そして、産業構造変化により、クズネッツらのように新たな産業へ人口がシフトするのみならず、雇用形態が賃金労働者や自己雇用者に変化することから不平等も変化する。

最後に、自己雇用者と不平等の関係をみてみよう。Parker(1997)は理論モデルと簡単な実証分析から、イギリスの不平等の拡大傾向は、自営業者の多様性、言い換えると経済成長に対する期待の差異によると言う。そして自営業者の数が増えること自体は不平等の拡大に影響を与えないと述べる<sup>iv</sup>。上で述べた Banejee and Newman は財の分配の偏りこそが自営業者の割合を変化させる要因という。Banejee and Newman では、Parker(1997)とは反対に均一に財が分配されるときは自営業者となる。先行研究では因果関係と不平等の大きさにおいて、それぞれ反対の論文がだされている。そこで本稿では、改めて自己雇用者と不平等の関係について検討したい。

### III. 理論モデル

経済発展、自己雇用者、不平等の三者の関係を明示的に説明しよう。まず、経済発展と共に産業構造は変化する。これはクラークの法則として知られることでもあるし、またこれまでの先進国を中心とした自営業者割合と経済発展についての先行研究からも確かなことである。本稿では、ただ単に産業構造が変化するだけでなく、それに伴い資本 - 労働比率が変化することが、経済発展により自己雇用者割合が変化する主要な要因であると考えられる。

経済の初期時点においては、大規模な製造業などよりも、低資本で始められるインフォーマルセクターが発達する。また低資本で始められるということは、低リスクであることにも繋がる。このインフォーマルセクターには、フォーマルセクターより高い所得を得ることができるので自発的にインフォーマルセクターとなる者と、フォーマルセクターで仕事に就くことができず、インフォーマルセクターへ流入する者の双方がいる。そのためこのときの不平等度は高い。

次により経済水準が上昇すると大規模な工場設備を必要とする製造業が経済の主要産業となり、このセクターで働くことが好まれる。このときの雇用形態は賃金労働者である。賃金労働者の所

得は自営業者に比べ均一であるので不平等は縮小する。経済発展と自営業者の負の相関関係を述べてきた先行研究はこの状態を指す。

さらに経済が発展すると、特に IT 技術により低資本でも起業をする、自営業者として働くことが可能になる。また国全体として製造業が経済の主流とならなくなることで、（これは製造業が経済水準の前段階の国へ移動するなど起きる）賃金労働者としての雇用が減少する。これにより、賃金労働者として働けない者がその代替として自営業者として働く。よって自発的な自営業者と非自発的な者が存在するので不平等は拡大する。

このことを数式で示してみよう。経済成長と経営能力の Lucas(1978)モデル、これを動学化した山崎(2000)に産業構造変化による必要資本 - 労働比率の変遷を組み込むことで、自己雇用の増加傾向に対応したモデルの確立を試みる。さらに、所得分配をみることで、所得の不平等変化についても検討する。

まず、賃金労働者と自営業者と経営者が存在するとする。賃金労働者は被雇用者として経営者に雇われ、経営者は賃金労働者を雇う。自営業者は、労働者を雇わないとする。自己雇用者は自営業者のみの場合、自営業者に経営者を合わせた場合の 2 通りを考える。

経営能力は人により異なり、経営者として得る報酬と自営業者として得る収入が等しいところと、自営業者として得る収入と賃金労働者として得る賃金が等しいところがそれぞれ均衡経営能力となっている。前者の均衡経営能力を  $Z_1$ 、後者の均衡経営能力を  $Z_0$  とする。  $Z_1$  より自らの能力が高ければ経営者になり、労働者を雇う。  $Z_1$  より低く、  $Z_0$  より高ければ自営業者として働く。このときには労働者は雇わない。  $Z_0$  より能力が低いときには賃金労働者として働く。経営能力の上限を  $\bar{q}$ 、下限を  $q$  とし、能力に対し人々は正規分布している。

山崎(2000)と同様に、財は 1 つであり、各個人はこれを消費することも生産のための物的資本として投資することも可能である。投入財は労働と資本とし、規模に関して収穫通減とする。生産関数は、経営者が労働者を雇う際には以下とする。

$$y_t = q(i) \{ b k_t^\psi + (1-b) n_t^\psi \}^\gamma \quad (3-1)$$

$$0 < b < 1, \quad 0 < \gamma < 1, \quad \psi < 0$$

但し、 $y_t$  は生産高、 $q(i)$  は経営者  $i$  の経営能力、 $k_t$  は資本量、 $n_t$  は経営者が雇う労働者数を示す。自営業者が労働者を雇わず、自らの労働力のみときは、次の生産関数とする。

$$y_{selfi} = \mu q(i) \{ b k_t^\psi \}^\gamma \quad (3-2)$$

自営業者が  $1-\mu$  の時間を労働に費やしたとき、経営能力の  $\mu$  倍が経営に使われるとする。労働と資本の費用を所与として経営者および自営業者は每期利潤を最大化する。すると、経営者と自営業者の利潤は、それぞれ次の式で表される。

$$\pi_t = q(i) \{ b k_t^\psi + (1-b) n_t^\psi \}^\gamma - w_t n_t - r_t k_t \quad (3-3)$$

$$\pi_{selfi} = \mu q(i) b^\gamma k_t^\gamma - r_t k_t \quad (3-4)$$

$w_t$ は賃金率、 $r_t$ は資本の借入れ率である。

経営者の最適化行動の1階の条件は次の2式で表される。

$$\gamma q(i)(1-b)^\psi n_t^{\gamma-1} = w_t \quad (3-5)$$

$$\gamma q(i)b^\psi k_t^{\gamma-1} = r_t \quad (3-6)$$

また、自営業者の最適化行動の1階の条件は次の式のようになる。

$$\gamma \mu q(i)b^\psi k_t^{\gamma-1} = r \quad (3-7)$$

ここで労働市場の均衡条件は、

$$\Gamma(z_1) = \int_{z_1}^{\bar{q}} n_t(q, \gamma, b) d\Gamma(q) = \left( \frac{w}{\gamma(1-b)^\psi} \right)^{\frac{1}{\gamma-1}} M(z_1) \quad (3-8)$$

である。

但し、 $M(z_1) = \int_{z_1}^{\bar{q}} q(i)^{\frac{1}{1-\gamma}} d\Gamma(q)$  である。

また資本市場の均衡条件は、

$$K_t = \int_{z_1}^{\bar{q}} k_t(q(i), \gamma, b) d\Gamma(z_1) + \int_{z_0}^{z_1} k_t(q(i), \gamma, b, \mu) d\Gamma(z_0) \quad (3-9)$$

(3-5)式と(3-8)式より賃金率を、(3-6)、(3-7)、(3-9)式より資本の借入れ率を求めると以下の式となる。

$$w_t = \gamma(1-b)^\psi \left( \frac{\Gamma(z_1)}{M(z_1)} \right)^{\gamma-1} \quad (3-10)$$

$$r_t = \left( \frac{K_t}{\left( \frac{1}{\gamma b^\psi} \right)^{\frac{1}{\gamma-1}} \left\{ M(z_1) + \left( \frac{1}{\mu} \right)^{\frac{1}{\gamma-1}} s(Z_0) \right\}} \right)^{\gamma-1} \quad (3-11)$$

但し、 $s(z_0) = \int_{z_0}^{z_1} q(i)^{\frac{1}{1-\gamma}} d\Gamma(q)$  である。

(3-8)、(3-10)式より労働量は次のように決まる。

$$n_t = \frac{\Gamma(z_1)}{M(z_1)} q(i)^{\frac{1}{1-\gamma}} \quad (3-12)$$

(3-10)、(3-11)式を(3-3)、(3-4)式に代入すると、経営者の利益及び自営業者の利益は次のような式

で表される。

$$\pi_t = (1-\gamma)(1-b)^{\frac{\gamma}{\psi}} \left( \frac{\Gamma(z_1)}{M(z_1)} \right)^{\gamma} q(i)^{\frac{1}{1-\gamma}} + \left[ \frac{K_t}{\left( \frac{1}{\gamma b^{\psi}} \right)^{\frac{1}{\gamma-1}} \left\{ M(z_1) + \left( \frac{1}{\mu} \right)^{\frac{1}{\gamma-1}} s(Z_0) \right\}} \right]^{\gamma} \left\{ \left( \frac{1}{\gamma} \right)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} - \left( \frac{1}{\gamma} \right)^{\frac{1}{\gamma-1}} \right\} b^{\frac{\gamma}{\psi(1-\gamma)}} q(i)^{\frac{1}{1-\gamma}}$$
(3-13)

$$\pi_{selft} = \left\{ \left( \frac{1}{\gamma} \right)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} - \left( \frac{1}{\gamma} \right)^{\frac{1}{\gamma-1}} \right\} \mu^{\frac{1}{1-\gamma}} b^{\frac{\gamma}{\psi}} q(i)^{\frac{1}{1-\gamma}} \left[ \frac{K_t}{\left( \frac{1}{\gamma} \right)^{\frac{1}{\gamma-1}} \left\{ M(z_1) + \left( \frac{1}{\mu} \right)^{\frac{1}{\gamma-1}} s(z_0) \right\}} \right]^{\gamma}$$
(3-14)

式(3-10)、(3-14)より、境界値の能力を持つ賃金労働者の賃金率と自営業者の利潤を等しくおき変形すると以下の式が得られる。

$$\gamma \left( \frac{\Gamma(z_1)}{M(z_1)} \right)^{\gamma-1} = \left\{ \left( \frac{1}{\gamma} \right)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} - \left( \frac{1}{\gamma} \right)^{\frac{1}{\gamma-1}} \right\} \mu^{\frac{1}{1-\gamma}} \left( \frac{b}{1-b} \right)^{\frac{\gamma}{\psi}} Z_0^{\frac{1}{1-\gamma}} \left[ \frac{K_t}{\left( \frac{1}{\gamma} \right)^{\frac{1}{\gamma-1}} \left\{ M(z_1) + \left( \frac{1}{\mu} \right)^{\frac{1}{\gamma-1}} s(z_0) \right\}} \right]^{\gamma}$$
(3-15)

また(3-13)、(3-14)式より境界値の能力を持つ自営業者の利潤と経営者の利潤を等しくおき、式を変形すると次のようになる。

$$(1-\gamma) \left( \frac{\Gamma(z_1)}{M(z_1)} \right)^{\gamma} = \left( \frac{b}{1-b} \right)^{\frac{\gamma}{\psi}} \left( \mu^{\frac{1}{1-\gamma}} - 1 \right) \left[ \frac{K_t}{\left( \frac{1}{\gamma} \right)^{\frac{1}{\gamma-1}} \left\{ M(z_1) + \left( \frac{1}{\mu} \right)^{\frac{1}{\gamma-1}} s(Z_0) \right\}} \right]^{\gamma} \left\{ \left( \frac{1}{\gamma} \right)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} - \left( \frac{1}{\gamma} \right)^{\frac{1}{\gamma-1}} \right\}$$
(3-16)

今ここで、技術進歩などにより経済発展に従い資本集約度が変化したとしよう。製造業など大規模な資本を必要とし、生産関数(3-1)、(3-2)において  $b$  が増加するとする。すると、(3-15)の恒等式が成り立つには、均衡能力  $Z_0$  が増大する必要がある。反対に、工業化する前の経済で、路上販売などのインフォーマルセクター中心な経済や、IT など新技术により資本集約的ではない経済では、 $b$  は小さくなる。このとき、均衡能力  $Z_0$  は小さくなる。均衡能力  $Z_1$  については、(3-16)式は自営業者の経営に費やす時間  $\mu$  に依存する。

資本集約度が変化した際の雇用形態ごとの割合変化を図 1 を用いてみてみよう。図 1 では右に

いくほど個人の経営能力は高くなる。資本比率  $b$  が増加すると、賃金労働者と自営業者の境界値が右にシフトする。すると賃金労働者の割合は増加する。自己雇用者を自営業者に労働者を雇う経営者も含めて考えると、自己雇用者の割合は、境界値の右シフトにより減少する。反対に、資本集約的ではない産業が中心になり、自営業者と賃金労働者の境界値が左にシフトすると、自己雇用者は増大する。自己雇用者を、被雇用者のいない自営業者のみで考える場合にも、資本集約的産業が中心になった際、経営者と自営業者の境界値  $Z_1$  のシフト分が  $Z_0$  のシフト分より小さければ、主要産業が資本集約的になることで、自己雇用者の割合は減少する。反対に資本集約的ではない産業が中心であるときは、 $Z_1$  のシフト分が  $Z_0$  のシフト分よりも小さければ、自己雇用者の割合は増大する。

次にこのときの所得分配の変化をみてみよう。山崎(2000)では所得分配を経営者のレントと賃金の比率から考察している。本稿でも同様に比率をとってみよう。まず、自営業に対する賃金労働者のレントの比率は、(3-10)、(3-14)、(3-15)式より、

$$\frac{w_t}{\pi_{selft}} = \left( \frac{Z_0}{q(i)} \right)^{\frac{1}{1-\gamma}} \quad (3-17)$$

となる。

よって、資本集約的産業が中心になると均衡経営能力  $Z_0$  が増加し、自営業者に対する賃金のレントは増加する。さらにそのような経済社会では、賃金労働者の割合が増加することから、自営業者と賃金労働者の報酬格差は縮小する。反対に、資本集約的ではない経済社会では均衡経営能力  $Z_0$  は減少するので、賃金労働者と自営業者の報酬格差は拡大する。

さらに、(3-13)、(3-14)、(3-16)式より、経営者と自営業者のレントの比率を求めると、資本比率  $b$  が上昇した際、どの位自営業者が労働に費やすか  $\mu$  に依存してレントの比は決まる。

よって、自己雇用者を自営業者と経営者とすると、製造業のような資本集約産業が中心になったとき、自営業者に対する賃金労働者のレントは増加し、かつ賃金労働者の割合が増加するので、賃金労働者と自己雇用者の報酬格差は縮小する。つまり、資本集約的な産業が中心になるほど不平等度は減少する。反対に、資本集約的ではない産業が中心になると、賃金労働者と自己雇用者の報酬格差は拡大するので、不平等度は増加する。自己雇用者を自営業者とした際も、均衡経営能力  $Z_0$  の変化分の方が  $Z_1$  よりも大きいときには、同様な結果が得られる。さらに自営業者と経営者の報酬は、自営業者が経営に費やす時間  $\mu$  だけ、賃金労働者より多様性に富む。つまり、自己雇用者の割合が多いときほど報酬は多様になる。以上より製造業が主要な産業構造では所得分配は平等化傾向にあり、サービス業や IT 産業などが主要な産業構造では所得格差は拡大傾向にある。

#### IV. 推計方法

前節の理論モデルを実際のデータを用いて分析しよう。第一に経済発展と自己雇用者割合からみていく。理論モデルでは、生産財が資本集約財になり、生産関数の資本比率  $b$  が大きくなると

自己雇用者が増加した。そこでまず、 $b$  の変化として、①主要産業の変化と②資本 - 労働比率を用いる。農業中心社会から農業以外の産業へ移行する際には、路上での惣菜・ピーナッツの販売やタイヤの空気入れ、あるいは卸など低資本でのサービス業が成り立つ。また近年の先進国にみられる IT 技術を用いた起業も低資本で企業ができる。これらではよって  $b$  は小さな値を示す。一方製造業では工場など設備投資に費用がかかり資本集約的のため  $b$  は大きな値を示す。そこで  $b$  の変化の代理指標として GDP に占める製造業またはサービス業の割合を用い、これで自己雇用者の被雇用者に対する割合を回帰する。相関関係は経済水準により変わるので、一人当たり GDP が 3000 ドル以下、3000~2 万 5 千ドル、それ以上の 3 期に分けてパネル分析する。

次に産業構造変化と技術変化を厳密に分けているこれまでの先行研究を踏まえ、生産財が資本集約財または資本非集約財に変化することを、直接、資本 - 労働比率で代理する。但し、資本 - 労働比率は物価の変動などを考慮した厳密な値ではない。

第二に経済発展と不平等について分析しよう。理論モデルでは、経済発展により使用される技術が変化し雇用形態が変わることで不平等も変化した。そこで、不平等をジニ係数で表しこれを被説明変数とし、経済発展度合いを説明変数に入れて推計する。上述では 3 期に分けて推計した。しかし、不平等においては先行研究ではクズネッツの研究を受けて 2 次関数などの形状に近似できるかどうかを計っている。そこで、本稿でも期間ごとに分けずに 3 次関数に近似させることで、自己雇用者の増加する経済初期に不平等が拡大し、その後縮小、再び拡大といった形状がみられるか確かめる。分析手法には、これまでの国別横断面分析は経済外部環境の変化に対応できていないと考え、時間を考慮できるパネル分析<sup>vii</sup>を用いる。

第三に、不平等の拡大・縮小は自己雇用者の割合が要因か簡単に分析する。ジニ係数の対数を被雇用者に対する自己雇用者の割合の%表示、政府消費量、インフレ率で回帰する。

最後に、経済発展による自己雇用者の割合の変化と不平等の変化のタイミングをみるため、回帰木を用いた分析を試みよう。すなわち、自己雇用者の増加がピークになるとき/底を打つときの経済水準と、不平等が最高に拡大するとき/最も縮小するときの経済水準が同程度なのか比較する。上述の経済発展と自己雇用者の推計では、どの経済水準で傾向が変わるかは所与とし、先行研究と散布図により経済水準を区切った。また、経済発展と不平等については、一本の 3 次曲線に近似させることで分析した。そこで、ここでは、はじめから関数の形を決定して推計するのではなく、回帰木(regression tree)を用いる。回帰木とは被説明数に対する説明変数の非線形な影響を拾い出す分析手法である。回帰木により、関数の形状が変わる分岐点の経済水準を知ることができる。

## V. データ

前節の推計を行うため、各変数に用いるデータを ILO、World Development Indicators、World Income Inequality Database から取得した。基本統計量は表 1 の通りである。

自己雇用者の割合は、自営業者の割合、インフォーマルセクターの割合とし、それぞれ、「自営業者の人数÷被雇用者の人数」、「インフォーマルセクター÷フォーマルセクター」とする。農業

は含まない<sup>viii</sup>。また自営業者として own-account worker<sup>ix</sup>の人数を用いる。一人当たり GDP は、2000 年を基準年としドル表示の購買力平価で表した値を使用する。経済発展に影響を与えると考えられるインフレ率は GDP デフレーター<sup>x</sup>の年変動率(%)、政府消費量は GDP に占める政府支出の割合を用いる。資本-労働率は、資本として固定資本形成<sup>x</sup>を用い、資本 - 労働比率=資本 / (自営業者数+被雇用者数) とする。

## VI. 推計結果

### 1. 自己雇用者と産業構造変化の推計結果

はじめに生産財の変化により産業構造が変わることで、人々の働き方はどのように変化するかみてみよう。結果は表 2a~c の通りである。表には二元固定配置モデルの結果のみ掲載している。まず、第一期として、一人当たり GDP が 3000 ドル以下の国々ではサービス業と自己雇用者には正の関係が成り立つと予測して推計した。3000 ドル以下の国はインフォーマルセクターと自営業の 2 種類のデータで推計した。インフォーマルセクターでの推計結果が表 2a\_1 である。(2)、(4)列はインフレ率などでコントロールした際の結果である。インフォーマルセクターの割合を製造業、サービス業で回帰すると非有意であった。そこで、「製造業÷サービス業」の割合でも回帰分析を行った。しかしこの場合においても(5)列のように非有意であった。

次に自営業について推計した結果が表 2a\_2 である。製造業と自営業者数の関係は(1)、(2)列のように非有意であった。サービス業については、(3)、(4)列の通り、サービス業の GDP に占める割合が増加するほど自営業者数は増加する。一人当たり GDP が 3000 ドル以下の国では、インフォーマルセクターでは有意な結果が得られないが、自営業者のデータにおいてはサービス業と正の関係が観察された。

同様に第二期として一人当たり GDP が 3000 ドルより多く 2 万 5 千ドル以下の国々についてもみてみよう。結果は表 2b である。(1)、(2)列より製造業の割合が多いほど自営業の割合は少なく、(3)、(4)列よりサービス業の割合が多いほど自営業の割合は多いと言える。また第一期の一人当たり GDP が 3000 ドル以下の国では一人当たり GDP が増えるほど自営業者は増加していたが、第二期では一人当たり GDP が増加するほど自営業者は減少する。

第三期の状態にある、一人当たり GDP が 2 万 5 千ドルを超える高所得国についての推計を行った結果が表 2c である。ここでも再びサービス業と自営業の間に正の関係があると予測して推計した。しかし、(1)~(4)列にあるように非有意な結果となった。また「製造業の割合÷サービス業の割合」と自営業の割合との関係は(5)列のように 10%有意水準でプラスとなった。但し、高橋(2005)で起業の高い国として挙げられている米国や英国は ILO の LABOSTA で自営業者の就業者数を入手することができない<sup>xi</sup>。つまり、第二期を捉えている可能性が残される。

以上より、理論モデルで示した資本比率  $b$  の変化を GDP に占める産業の割合を代理指標として推計すると、製造業が主要産業となる第二期において、自営業と製造業の間に有意に負の関係が観察された。しかしながら、第一期や第三期ではサービス業と自営業の間に強い関係は見られなかった。

## 2. 自己雇用者と資本 - 労働比率の推計結果

理論モデルにおける資本比率  $b$  の変化を産業構造の変化ではなく、資本 - 労働比率で直接に推計した結果が表 3a\_1~表 3c\_2 である。

一人当たり GDP が 3000 ドル以下の国の結果からみてみよう。時間ダミーを入れない推計結果は表 3a\_1 である。一元配置固定効果モデル、一元配置ランダム効果モデルで、資本労働 - 比率は自己雇用者割合に対して非有意に正の効果を持つ。つまり、資本 - 労働比率が大きくなると自己雇用者の割合は多くなる。逆に言うと、低所得国では、資本 - 労働比率が大きくなるに従い、被雇用者が増加して自己雇用者が減少することはない。プールドモデルでは有意に、資本労働 - 比率は自己雇用者割合に対して負の効果を持つ。

時間ダミーを入れた結果表 3a\_2 においては、一元配置固定効果モデルで非有意に、一元配置ランダム効果モデルとプールドモデルで有意に資本 - 労働比率は自己雇用者割合に対し負の効果を持つ。

次に一人当たり GDP が 3000 ドルより多く、2 万 5 千ドル以下の国の結果をみてみよう。時間ダミーを入れない結果が表 3b\_1 である。このとき、資本 - 労働比率は自己雇用者割合に対して、一元配置モデル、一元配置ランダムモデル、プールドモデルのいずれにおいても有意に負の効果を持つ。つまり、資本 - 労働比率が高くなるほど、被雇用者の割合が多くなり、自己雇用者の割合は減少する。規模の経済が働き、起業には大規模資本が必要と言える。いずれのモデルが良いのか、まず F 検定を行い、プーリングモデルと一元配置固定効果モデルを比較すると、一元固定効果モデルが採択される。次に Breusch-Pagan 検定によりプーリングモデルと一元配置ランダム効果モデルを比較すると、ランダム効果モデルが選択される。そして一元配置固定効果モデルと一元配置ランダム効果モデルの間でハウスマン検定を行うと、一元配置固定効果モデルが選ばれる。

同様に時間ダミーを入れた推計結果表 3b\_2 においても、資本 - 労働比率は 3 つのモデルで有意にマイナスの効果を持つ。F 検定、Breusch-Pagan 検定、ハウスマン検定を行うと、二元配置効果モデルが選択される。

最後に、一人当たり GDP が 2 万 5 千ドルより多い国の推計結果をみてみよう。表 3c\_1 では、一元配置固定効果モデル、一元配置ランダム効果モデル、プールドモデルにおいて、資本 - 労働比率は全て有意に正の効果を持つ。つまり、資本 - 労働比率が増加しても被雇用者は増加しない。時間ダミーをいれた結果表 3c\_2 では、二元配置固定効果モデルでは非有意に、二元配置ランダム効果モデルとプールドモデルでは有意に、資本 - 労働比率は自己雇用者割合にプラスの影響を与える。

## 3. 経済発展と不平等の推計結果—3 次曲線への近似—

パネル分析の結果が表 4 である。所得の種類により、粗収入、支出額、要素所得、粗所得、市場取引により得る所得、貨幣で得られる粗所得ならそれぞれ 1、それ以外なら 0 のダミー変数を用いる。プーリングデータの結果は、どの説明変数も有意にならない。国別ダミーを用いた一元配置固定効果モデルの結果では一人当たり GDP、その二乗、三乗項は 1%以下有意水準で説明す

る。決定係数も大きい。さらに時間ダミーも用いた二元配置固定効果モデルの推計結果でも、一人当たり GDP、その二乗、三乗項全てにおいて有意に説明し得る。決定係数は時間ダミーを用いない一元配置固定効果モデルでの推計結果よりも高くなる。国別のダミーを割り当てずに、固定効果をランダムと仮定しよう。ランダム効果モデルの結果でも一人当たり GDP に関する説明変数は全て有意になる。

モデルの検定を行うと、二元配置固定効果モデルが採択される<sup>xiii</sup>。二元配置固定効果モデルでは、一人当たり GDP とその二乗項は 1%以下有意水準で有意に説明する。一人当たり GDP の三乗項でも 5%以下有意水準で有意に説明し得る。判別式は 0 より大きくなり、一人当たり GDP の三乗項が正であるので、グラフにするとはじめに右上がり、次に右下がり、再び右上がりの形状になる。よって、ジニ係数を算出する際に課税前所得を用いたサンプルでは、経済発展と不平等の関係は逆 U 字と U 字を合わせた波形で表せると言える<sup>xiii</sup>。

#### 4. 経済発展と不平等と自己雇用者の推計結果

次に、不平等の要因はこれまでも様々な要因が挙げられているが、自己雇用者の割合が影響しているかどうかを単純に回帰分析により分析した。推計にはパネル分析の手法を用いた。その結果が表 5 である。二元配置効果モデル、二元配置ランダム効果モデル、プールドモデルのいずれにおいても、被雇用者に対する自己雇用者の割合は不平等度にプラスの影響を与えた。二元配置ランダム効果モデルとプールドモデルにおいては有意であった。

#### 5. 回帰木の結果

最後に、経済発展と自己雇用者、経済発展と不平等の変化の転換点についてみてみよう。経済発展と自己雇用者の回帰木の結果は図 2\_1 の通りである。図の円は節を表し、これを基準にサンプルを峻別する。例えば、一人当たり GDP が 2904.8 ドル以下のサンプルは 46、2904.8 ドル以上のサンプルは 493 ある。さらに 1754.67 ドル以下のサンプルは 7 つあり、これは自己雇用者割合 0.4975 で返している。これをみると、約 2904 ドル、6822 ドル、19896 ドルで分岐点がある。これに対し、経済発展と不平等では、図 2\_2 の通りである。分岐点は約 3595 ドル、5249 ドル、6115 ドル、6964 ドル、7703 ドル、22604 ドルと、自己雇用者と比べて細かくなっている。但し、3595~6115 ドルはほぼ同じくらいのジニ係数値を示す。

本稿では不平等の要因のひとつとして自己雇用者の割合を考えた。しかし実際には様々な要因が存在する。例えば、本稿の理論モデルでは一財モデルを考えたが、クズネッツのようなモデルであれば新産業へ人口がシフトする過程、すなわち自己雇用者の割合の変化後のみならず、変化途中でも不平等は増加する。よって、ジニ係数と経済発展の回帰木の方がより細かな分岐点が生じたと考えられる。

しかし、下線の分岐点では、ほぼ等しい経済水準（不平等の方が少し遅れている）で関数の形状は変化している。すなわち、ほぼ同じタイミングで、経済発展と自己雇用者割合、不平等は変化していると示唆される。

## VII. 留保

推計における留保を挙げよう。自己雇用者と経済発展についての実証分析のうち、近年の自己雇用者の増加傾向を捉えるべく分析した高所得国での自営業者とサービス業の推計では、正の相関を確かめることができなかった。これについては、近年自己雇用者が確かめられている国をサンプルに含めることや、サービス業との相関ではなく、3節で挙げたような金融業、コミュニティ・社会・個人サービス業などより細かな分類での相関関係を調べるなどさらなる工夫が必要であろう。

資本 - 労働比率の算出に用いた推計では、資本が投資量（フロー）であって、ストック量にはなっていない。また物価の変動も考慮していない。但し、フローベースの資本投資量でも理論モデルが反映されることと、自己雇用者の変化を観察するには有用である。

経済発展と不平等の実証分析においては、不平等度の計り方として、ジニ係数を用いた。ジニ係数は代表的なものであり、広くデータも集められている[Deininger and Squire,1996、 橋木・浦川,2006]。しかし、ジニ係数は富裕層と貧困層の比率を反映しない。本稿の推計結果も他の指標で推計することで頑健性が確かめられよう。

最後に、自己雇用者割合が不平等に影響しているかどうかの推計では、簡易な推計である。さらに説明変数を入れ諸条件をコントロールする必要があるだろう。

## VIII. まとめ

最後にこれまでの分析をまとめてみよう。本分析では、経済発展により、雇用形態はどのように変化するかを自己雇用者の割合で捉え、同時に不平等にどのような影響を与えているのかを検討し、三者関係を明らかにした。インフォーマルセクターが経済発展によりどのように変化し、また不平等に影響するかを、先進国の自営業者と共通性を見出し、両者を合わせて「自己雇用者」として分析している。

これまで、経済発展と自己雇用者と不平等の三者の関係を同時に扱った研究はほとんどみられない。これには、自己雇用者、不平等の変化それぞれに多様な要因が混在しているなどの理由があるだろう。しかしながら、三者には密接な関係が存在する。本稿の新規点として、三者関係を明らかにした。

さらに、2者間の関係においては、まず、経済発展と自己雇用者において、途上国での分析は国ごとの実証分析が中心で理論化した論文はない。そして理論モデルの構築に尽力している論文はほとんどが先進国を念頭においている。さらに、経済発展により自営業者の減少を理論化する論文が多くみられた。これは工業化に成功した先進国で自営業者が減少していたからであろう。しかし、近年になって再び先進国においても自営業者が増加している。

そこで、先進国の自営業者と途上国のインフォーマルセクターには、自発的に参入する者と非自発的に流入する者の存在、それによる低所得者と高所得者により多様性が富んでいること、さらに低資本な産業に就業している、という共通点を見出し、途上国のインフォーマルセクターと

先進国の自営業者が経済発展により増加する現象をも説明できる理論モデルの構築を試みた。

経済発展と不平等においては、これまで時間を考慮せずに国別横断面分析がほとんどであった。しかし、経済外部環境の変化を考えると、時間の経過により不平等に与える要因の影響は変化すると考えられる。そこで、本分析では時間を考慮して経済発展と不平等の実証分析を行った。

理論モデルでは、賃金労働者と、労働者を雇わない自営業者、労働者を雇う経営者の3選択とした。自己雇用者は労働者を雇わない自営業者のみの場合と、労働者を雇う経営者を自営業者に合わせた場合を考察した。経済発展により使用する技術が変わることで、生産に必要な資本比率が変化するとし、これにより雇用形態が変わることを説明した。そして、雇用形態の変化により、各雇用形態の報酬格差及び報酬に多様性を持つ自己雇用者の割合が変化するので、不平等が変わると説明できた。

これを実際のデータを用いて証明した。はじめに、理論モデルで経済発展により変化する資本比率を、①産業構造の変化、②資本 - 労働比率で代理させ、自己雇用者割合に回帰した。手法はパネル分析を用いた。推計の結果、主要産業で代理した際には、低所得国において自営業者割合を被説明変数とする際にサービス業が増加する程自営業者は増え、中所得国では製造業の割合が増加する程自己雇用者の数は減少していた。しかしながら高所得国では明確な結果は得られなかった。資本 - 労働比率で代理した際には、低・高所得では資本 - 労働比率が増加しても被雇用者が増加する傾向は観察されず、中所得国では自己雇用者割合が有意に減少し、被雇用者が増加していた。

次に、経済発展と不平等の関係を、3次曲線に近似できるか推計した。パネル分析の手法を用いることで時間を考慮した。推計の結果、不平等は逆U字とU字を繋げた3次関数に近似できた。

さらに、不平等の要因が自己雇用者割合によるのか、簡単に回帰分析を行った。これにより、自己雇用者の割合が1%上昇すると、ジニ係数が約1.02上昇すると言えた。

最後に、経済発展により自己雇用者が減少/増加に転じる点と不平等が縮小/拡大に転じる点の経済水準を比較するため、回帰木により計測した。これにより、自己雇用者の転換点は2904ドル、19896ドル、不平等の転換点は3595ドル、22604ドルとなり、ほぼ同時期か不平等が遅れて転換期を向かえると言えた。

以上より、経済発展と自己雇用者と不平等の三者の関係を明らかにした。そして、これにより経済発展による自己雇用者の増加傾向をも説明し、また先進国と途上国の双方を同時に対象とした。

## 参考文献

アメリカ労働統計局 <http://stats.bls.gov/>

イギリス国家統計局 <http://www.statistics.gov.uk/>

風神佐知子 2006. 「労働市場は分断しているのか? ~タンザニアのフォーマル・インフォーマルセクター~」『日本労務学会全国大会第36回全国大会研究報告論集』 p449~p456.

----- 2007. 「エチオピアにおける農業外雇用」 mimeo

玄田有史・高橋陽子 2003. 「自己雇用の現在と可能性」『調査季報』64号.

- コーリン・クラーク 1955. 『経済進歩の諸条件』 勁草書房.
- 高根務 1999. 『ガーナのココア生産農民 - 小農輸出作物生産の社会的側面 - 』 アジア経済研究所
- 高橋徳行 2005. 「自己雇用という働き方の現状と可能性」 『日本労働研究雑誌』 No.538 p59-70.
- 橋本俊詔・浦川邦夫 2006. 『日本の貧困研究』 東京大学出版会.
- フランス国立統計経済研究所 [http://www.insee.fr/en/home/home\\_page.asp](http://www.insee.fr/en/home/home_page.asp)
- 山崎幸治 2000. 「経営能力, 企業規模分布と経済成長」 『アジア経済』 XLI-5 : p37-55.
- Adams Jr, Richard H. 2004, “Economic Growth, Inequality and Poverty: Estimating the Growth Elasticity of Poverty”, *World Development*, Vol.32, No.12: pp.1989-2014.
- Aghion,P. and Durlauf, S., 2005, *Handbook of Economic Growth*, North-Holland.
- Anderson, D., 1982, “Small Industry in Developing Countries: Some Issues”. *World Bank Staff Working Papers* , No. 518.
- Aronson, R., 1991, *Self-employment*, Cornell University.
- Banerajee A. and Newman, A., 1993, “Occupational Choice and the Process of Development”, *Journal of Political Economy*, Vol.10, No.2.
- Barro, R., 1999, “Inequality, Growth, and Investment”, *National Bureau of Economic Research*, Working Paper 7038.
- , 2000, “Inequality and Growth in a Panel of Countries”, *Journal of Economic Growth*, Vol. 5: pp.5-32.
- Blau, D., 1987, “A Times-Series Analysis of Self-Employment in the United States”, *Journal of Political Economy*, Vol.95, No.3.
- Bosch,M. and J. Esteban-Pretel, 2006, “The Informal Sector in Latin America”, mimeo
- Brock, W. and Evans, D., 1986, *The Economics of Small Businesses*, Holmes & Meier Publishers, New York.
- Canagarajah, S. , Newman, C. and Bhattamishra, R. 2001. “ Non-farm income, gender, and inequality: evidence from rural Ghana and Uganda”, *Food Policy*, Vol.26: pp.405-420.
- Davis, G., 1973, “A Critical Discussion of I.L.O. Report on Employment in Kenya”, *The Pakistan Development Review*, Vol.12, No.3.
- Deininger, K. and Squire, L., 1996, “A New Data Set Measuring Income Inequality”, *The World Bank Economic review*, Vol.10, No.3: pp.565-591.
- Hakim, C., 1998, *Social Change and Innovation in the Labour Market*, Oxford University Press.
- ILO Delhi Group [http://mospi.nic.in/jacques\\_charmes\\_7th.htm](http://mospi.nic.in/jacques_charmes_7th.htm)
- ILO LABORSTA <http://laborsta.ilo.org/>
- International Labour Office (ILO), 1997, *World labor report*.
- Kabra, N., 1995, “The Informal Sector: A Reappraisal”, *Journal of Contemporary Asia*, Vol.25, No.2.
- Kuznets, S.,1995, “Economic Growth and Income Inequality”, *The American Economic*

- Review*, Vol.45, pp.1-28.
- Leonard, M., 2000, "Coping Strategies in Developed and Developing Societies: The Working of the Informal Economy", *Journal of International Development*, pp.1069-1085.
- Lindsay, C. and C. Macaulay, 2004, "Growth in Self-employment in the UK", *Labour Market Trends*, Office for National Statistics.
- Lucas, R., 1978, "On the Size Distribution of Business Firms", *The Bell Journal of Economics*, Vol.9, No2. : pp.508-523.
- Parker, S., 1997, "The Distribution of Self-Employment Income in the United Kingdom, 1976-1991", *The Economic Journal*, Vol.107, pp.455-466.
- , 2004, *The Economics of Self-Employment and Entrepreneurship*, Cambridge University Press.
- PovcalNet <http://iresearch.worldbank.org/PovcalNet/jsp/index.jsp>
- Rissman, E., 2003, "Self-Employment as an Alternative to Unemployment", *Federal Reserve Bank of Chicago Working Paper*.
- Rubery, J., Earnshaw, J. and Burchell, B., 1993, *New Forms and Patterns of Employment: The Role of Self-Employment in Britain*, Nomos Verlagsgesellschaft, Baden-Baden
- Sala-I-Martin, X., 1997, "I Just Run Two Million Regressions", *Recent Empirical Growth Research*, Vol.87, No.2, pp.178-183.
- , Doppelhofer, G. and Miller, R., 2004, "Determinants of Long-Term Growth: A Bayesian Averaging of Classical Estimates (BACE) Approach", *The American Economic Review*, Vol.94, No4, pp.813-835.
- Schaffner, J., 1993, "Rising incomes and the shift from self-employment to firm-based production", *Economic Letters*, Vol.41, pp.435-440.
- Schneider, F., 2002, "Size and Measurement of the Informal economy in 110 Countries", *Workshop of Australian National Tax Centre*.
- Sethuraman, S., 1977, "The Urban Informal Sector in Africa," *I. L. R.*, Vol.1, No.3.
- Tannen, M., 1991, "Labor Markets in Northeast Brazil: Does the Dual Market Model Apply?", *Economic Development and Cultural Change*, Vol.39, No.3.
- World Income Inequality Database <http://www.wider.unu.edu/wiid/wiid.htm>

## 脚注

- 
- i 「自己雇用」という呼び名については玄田・高橋(2003)が「長期的な雇用契約を特定の組織や個人と結んでいないこと」として用いている。
- ii 途上国の自己雇用者と先進国の自己雇用者は、自発的に自己雇用者になる者と非自発的に流入する者の双方が存在すること、それにより高所得者と低所得者の両方に属すること、の共通点がある。また、共に比較的低資本な産業に従事している。
- iii Sala-I-Martin(1997)や Sala-I-Martin、 Doppelhofer and Miller(2004)では、既存研究でそれぞれの理論ごとに実証分析が行われているが、各説明要因は相反するものではないと言う。ベイジアン

---

モデルを用いて、各要因の確からしさの検証を試みている。

- iv 自ら Parker(2004)では、Parker(1997)について unimodal なモデルではなくまた上方バイアスがかかっており、基本的な説明ではないと言及する。しかし、Parker(2004)でも自営業の所得幅の広さは不平等を拡大すると述べる。
- v 資本と労働の代替性値は 1 以下とする。多くの推計結果では 1 以下になり妥当である。
- vi 資本集約的な産業が中心な社会では、自営業者であっても資本を多く必要とすると仮定。
- vii 時間を考慮した分析として Barro(1999,2000)があり、逆 U 字の安定性を証明している。しかし、Barro と同様に時間を年代ごとに区切って推計しても、10 年ではなく 5 年ごとにしたり、ジニ係数の算出に用いる所得の種別をダミー変数ではなくサンプル自体を分けたりすると安定的ではないと言えた。
- viii インフォーマルセクターとして農業を含めないことに対しても、ILO Delhi グループが、非市場取引製品は農業部門に入りやすいので、非市場取引の製品を除く意味で、インフォーマルセクターから農業部門を除外することは重要であると言及している。
- ix 58 年分類では employer と own-account worker が同一になっているため、この値を用いた。また own-account worker として、その定義から農業が含まれているかどうかは不確かである。同じ ILO の LABORSTA で産業別かつ雇用形態別データと比較すると、例えば、コスタリカ、チリでは own-account worker に農業が含まれていると解釈できるが、オーストラリア、スペインでは必ずしもそうとは言えない。そこで、頑健性の確認として次のことを行った。ひとつは、ILO の LABORSTA で産業別かつ雇用形態別のデータがある国のみで、農業部門を除いて、3 期において主要産業割合で回帰した。もうひとつは、WDI から農業部門雇用割合（自己雇用者のみではない）のデータを取得し、この値でコントロールして推計した。その結果、前者において中所得期には、二元配置固定効果モデルで、製造業が GDP に占める割合は推計係数-0.0042 で有意水準 15%以下であった。この値は本文の結果-0.005 に近い。また高所得期には OLS でサービス業の割合が 10%有意水準で-0.002 であった。後者においては、低所得期において OLS で、サービス業の割合の推計係数は有意水準 5%で 0.0286 であった。これに対し本文の推計では 0.034 である。これら以外は全て非有意であった。
- x 資本投資量であり、ストックではない。これについては留保で述べる。
- xi 高橋(2005)で高所得国として挙げられかつ ILO の LABORSTA から自営業者数を取得できない国のデータを OECD Employment Outlook 2000 から得て、表 2 のデータと合わせ、一人当たり GDP が 2 万 5 千ドルを超える国について、一人当たり GDP を自営業者の割合で推計すると推計係数は 0.164(標準誤差 1.137)となり有意ではなかった。
- xii ハウスマン検定においては変数の数を減らすため所得種別ダミーを落として検定した。
- xiii 推計結果を元にシミュレーションを行うと、例えば、ブラジルの不平等度(ジニ係数)は 1990 年には 56.69%(実際のデータでは 60.50%)、2000 年には 73.54%と計算される。この上昇分は本稿の推計モデルでは時間効果として表れている。時間効果は本文後述のように、1990 年から 2000 年にかけて上昇している。時間による不平等の増加傾向は、貿易や技術など外部環境による変化が考えられる。同様にフィンランドの不平等度を計算すると 1990 年には 36.33%(実際のデータでは 38.90%)、2000 年には 47.13%と計算される。ブラジルと同様に 10 年の間に不平等度は上昇している。さらに、ブラジルとフィンランドの不平等度の国固有の差異は、本稿のモデルでは国別固定効果として表れている。レファレンスの国（ザンビア）に対して、ブラジルのジニ係数の対数をとったものは 0.2967 高くなるのに対し、フィンランドは-0.1385 低くなる。これは国ごとの就業構造の差などによると考えられる。

図1. 経営能力境界値と雇用量

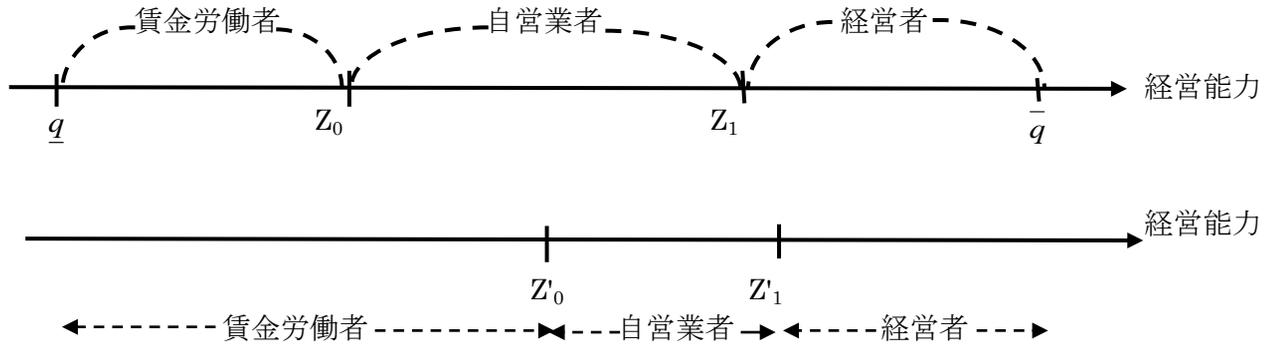


表1. 基本統計量

	3000ドル以下,インフォーマル		3000ドル以下,自営業		3000ドル超~2万5千ドル以下		2万5千ドル超	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
inf/f; self/empl	1.296	1.026	1.087	0.628	0.308	0.222	0.096	0.032
一人当たりGDP(ドル)	1323.500	667.128	2033.440	348.272	10695.120	6536.840	27197.090	2291.900
製造業の割合(%)	21.273	6.182	28.196	5.576	31.950	7.252	28.804	6.441
サービス業の割合(%)	42.545	8.129	48.783	5.533	58.903	8.743	67.353	7.348
インフレ率(annual %)			9.430	6.395	9.150	15.971	1.924	2.281
政府消費量(%)	12.495	4.365	11.017	2.426	15.583	4.491	18.324	2.721
年	1998.820	2.892	1998.590	3.685	1997.280	4.628	1999.980	2.379
標本数	11		46		442		51	

自営業のインフレ率、政府消費量は欠損値を除いたときの平均。よって3000ドル以下では観測数32、~2万5千ドル以下では319、2万5千ドル超では43。製造業の割合、サービス業の割合、政府消費量はGDPに占めるそれぞれの%。インフレ率はGDPdeflatorの年間変動率。

表1. つづき

	3000ドル以下,自営業		3000ドル超~2万5千ドル以下		2万5千ドル超	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
資本-労働比率	647057.7	258372.5	5102443	4623693	14700000	3393875
政府消費量(%)	11.017	2.426	14.578	5.793	18.324	2.721
インフレ率(annual %)	9.430	6.395	9.559	15.793	1.924	2.281
年	1997.563	3.758	1997.182	4.797	2000.047	2.390
標本数	32		341		43	

表1. つづき

	平均	標準偏差
	ジニ係数	42.076
一人当たりGDP	7026.010	5835.800
年	1991.850	5.831
<所得種別>	数	%
粗収入	5	1.96
支出額	58	22.75
要素所得	9	3.53
粗所得	154	60.39
市場所得	3	1.18
貨幣粗所得	26	10.20
標本数(国数)	255(45)	

貨幣可処分=貨幣で得る可処分所得、市場所得=市場取引による所得、貨幣粗所得=貨幣で得られる粗所得

表2a.1. 3000ドル以下,インフォーマルセクターの場合

被説明変数	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)	
	informal/formal		informal/formal		informal/formal		informal/formal		informal/formal	
	推計係数	Std.Err.								
定数項	1.367	1.221	3.674 #	2.020	3.393 *	1.676	4.040 **	1.776	1.130	0.774
産業割合	-0.003	0.055	-0.035	0.066	-0.049	0.039	-0.056	0.058	0.313	1.325
インフレ率			0.031	0.036			0.035	0.034		
政府消費量			-0.147	0.087			-0.082	0.096		
			-9E-05	0.0006			0.0003	0.0007		
時間効果	Yes									
R-squared	0.0004		0.344		0.152		0.407		0.006	
標本数	11		11		11		11		11	

\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%、#は15%有意水準を示す。

informal/formalはフォーマルセクター就業者に対するインフォーマルセクター就業者の割合。

産業割合は(1)、(2)は製造業、(3)、(4)はサービス業、(5)は製造業/サービス業、がGDPに占める割合。

表2a.2. 3000ドル以下,自営業の場合

被説明変数	(1)		(2)		(3)		(4)	
	self/empl		self/empl		self/empl		self/empl	
	推計係数	Std.Err.	推計係数	Std.Err.	推計係数	Std.Err.	推計係数	Std.Err.
定数項	2.944 ***	0.936	-1.843 *	1.001	0.397	0.617	-3.293 ***	1.017
産業割合	-0.024	0.024	-0.006	0.023	0.039 **	0.015	0.034 #	0.020
インフレ率			-0.008	0.006			-0.003	0.006
政府消費量			0.025	0.019			0.005	0.021
gdp			0.001 ***	0.000			0.001 ***	0.000
時間効果	Yes		Yes		Yes		Yes	
R-squared	0.958		0.991		0.967		0.993	
標本数(国数)	46(7)		36(7)		46(7)		36(7)	

\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%、#は15%有意水準を示す。

self/emplは雇用者に対する自営業者の割合。

産業割合は(1)、(2)は製造業、(3)、(4)はサービス業がGDPに占める割合。

結果は二元配置固定効果モデルの結果のみ表示。

(2)、(4)はインフレ率、政府消費が欠損しているものを除く。

表2b. 3000ドル超～2万5千ドル以下,自営業の場合

被説明変数	(1)		(2)		(3)		(4)	
	self/empl		self/empl		self/empl		self/empl	
	推計係数	Std.Err.	推計係数	Std.Err.	推計係数	Std.Err.	推計係数	Std.Err.
定数項	0.469 ***	0.039	0.578 ***	0.061	0.113 #	0.072	0.172 **	0.090
産業割合	-0.005 ***	0.001	-0.005 ***	0.001	0.003 ***	0.001	0.004 ***	0.001
インフレ率			-3E-04	0.0003			-2E-04	0.0003
政府消費量			0.001	0.0018			0.0015	0.0018
gdp			-9E-06 ***	3E-06			-1E-05 ***	3E-06
時間効果	Yes		Yes		Yes		Yes	
R-squared	0.961		0.957		0.959		0.957	
標本数(国数)	442(49)		352(43)		442(49)		352(43)	

\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%、#は15%有意水準を示す。

self/emplは雇用者に対する自営業者の割合。

産業割合は(1)、(2)は製造業、(3)、(4)はサービス業がGDPに占める割合。

結果は二元配置固定効果モデルの結果のみ表示。

(2)、(4)はインフレ率、政府消費が欠損しているものを除く。

表2c. 2万5千ドルより多い,自営業の場合

被説明変数	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)	
	self/empl		self/empl		self/empl		self/empl		self/empl	
	推計係数	Std.Err.								
定数項	0.063 *	0.037	0.149 ***	0.052	0.176 *	0.089	0.1462 *	0.0709	0.043 *	0.024
産業割合	0.001	0.001	0.0002	0.0013	-0.001	0.001	0.0002	0.0013	0.104 *	0.057
インフレ率			0.0002	0.0005			0.0002	0.0004		
政府消費量			-0.002 **	0.001			-0.003 **	0.0011		
gdp			-5E-07	5E-07			-4E-07	4E-07		
時間効果	Yes									
R-squared	0.980		0.996		0.980		0.996		0.981	
標本数(国数)	51(9)		44(8)		51(9)		44(8)		51(9)	

\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%、#は15%有意水準を示す。

self/emplは雇用者に対する自営業者の割合。

産業割合は(1)、(2)は製造業、(3)、(4)はサービス業、(5)は製造業/サービス業、がGDPに占める割合。

結果は二元配置固定効果モデルの結果のみ表示。

(2)、(4)はインフレ率、政府消費が欠損しているものを除く。

表3a.1. 3000ドル以下

	一元配置固定効果		一元配置ランダム効果		Pooled	
	係数	std. Err.	係数	std. Err.	係数	std. Err.
資本-労働比率	2.61E-07	2.33E-07	1.30E-07	2.82E-07	-6.31E-07 *	3.39E-07
gov	0.0097	0.0219	-0.0051	0.0265	-0.0731 *	0.0358
inf	-0.0014	0.0052	-0.0058	0.0062	-0.0252 **	0.0093
定数項	0.6989 ***	0.2217	1.2234 ***	0.3137	2.4125 ***	0.2860
R-sq:	within =	0.1154	within =	0.0419	Adj.R-sq. =	0.5647
	between =	0.8092	between =	0.2298		
	overall =	0.4411	overall =	0.0042		
時間ダミー	No		No		No	
標本数(国数)	32(5)		32(5)		32	

被説明変数は被雇用者に対する自営業者の割合。パネル分析により推計。

\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%有意水準を示す。

表3b.1. 3000ドル超～2万5千ドル以下

	一元配置固定効果		一元配置ランダム効果		Pooled	
	係数	std. Err.	係数	std. Err.	係数	std. Err.
資本-労働比率	-1.03E-08 ***	2.09E-09	-1.21E-08 ***	2.00E-09	-2.33E-08 ***	2.32E-09
政府消費量	0.0013	0.0017	-0.0003	0.0016	-0.0093 ***	0.0018
インフレ率	-0.0006 **	0.0003	-0.0006 **	0.0003	-0.0023 ***	0.0007
定数項	0.3726 ***	0.0295	0.3985 ***	0.0408	0.6080 ***	0.0303
R-sq:	within =	0.0893	within =	0.0868	Adj.R-sq. =	0.3062
	between =	0.2536	between =	0.3139		
	overall =	0.2163	overall =	0.2634		
時間ダミー	No		No		No	
標本数(国数)	341(37)		341(37)		341	

被説明変数は被雇用者に対する自営業者の割合。パネル分析により推計。

\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%有意水準を示す。

表3c.1. 2万5千ドル超

	一元配置固定効果		一元配置ランダム効果		Pooled	
	係数	std. Err.	係数	std. Err.	係数	std. Err.
資本-労働比率	8.84E-10 **	3.70E-10	9.33E-10 **	3.96E-10	4.38E-09 ***	1.42E-09
政府消費量	-0.0035 ***	0.0009	-0.0033 ***	0.0009	-0.0006	0.0017
インフレ率	0.0003	0.0006	0.0005	0.0007	0.0101 ***	0.0018
定数項	0.1521 ***	0.0186	0.1524 ***	0.0220	0.0276	0.0459
R-sq:	within =	0.4632	within =	0.4606	Adj.R-sq. =	0.4121
	between =	0.0147	between =	0.0246		
	overall =	0.0139	overall =	0.0221		
時間ダミー	No		No		No	
標本数(国数)	43(7)		43(7)		43	

被説明変数は被雇用者に対する自営業者の割合。パネル分析により推計<sup>22</sup>

\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%有意水準を示す。

表3a.2. 3000ドル以下

	二元配置固定効果		二元配置ランダム効果		Pooled	
	係数	std. Err.	係数	std. Err.	係数	std. Err.
資本-労働比率	-8.78E-08	5.59E-07	-8.38E-07 *	4.40E-07	-8.38E-07 *	4.40E-07
gov	0.0397	0.0380	-0.0986 **	0.0479	-0.0986 *	0.0479
inf	-0.0039	0.0088	-0.0385 ***	0.0130	-0.0385 **	0.0130
定数項	0.6114	0.5453	3.1352 ***	0.5398	3.1352 ***	0.5398
R-sq:	within =	0.6161	within =	0.0474	Adj.R-sq. =	0.5105
	between =	0.0224	between =	0.9652		
	overall =	0.0017	overall =	0.7947		
時間ダミー	Yes		Yes		Yes	
標本数(国数)	32(5)		32(5)		32(5)	

被説明変数は被雇用者に対する自営業者の割合。パネル分析により推計。

\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%有意水準を示す。

表3b.2. 3000ドル超～2万5千ドル以下

	二元配置固定効果		二元配置ランダム効果		Pooled	
	係数	std. Err.	係数	std. Err.	係数	std. Err.
資本-労働比率	-8.23E-09 ***	2.41E-09	-9.89E-09 ***	2.27E-09	-2.35E-08 ***	2.52E-09
政府消費量	0.0016	0.0018	0.0005	0.0017	-0.0088 ***	0.0019
インフレ率	-0.0006 *	0.0003	-0.0006 **	0.0003	-0.0022 ***	0.0007
定数項	0.3537 ***	0.0327	0.3738 ***	0.0479	0.6034 ***	0.0500
R-sq:	within =	0.1553	within =	0.1531	Adj.R-sq. =	0.2670
	between =	0.2304	between =	0.3018		
	overall =	0.1954	overall =	0.2528		
時間ダミー	Yes		Yes		Yes	
標本数(国数)	341(37)		341(37)		341	

被説明変数は被雇用者に対する自営業者の割合。パネル分析により推計。

\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%有意水準を示す。

表3c.2. 2万5千ドル超

	二元配置固定効果		二元配置ランダム効果		Pooled	
	係数	std. Err.	係数	std. Err.	係数	std. Err.
資本-労働比率	3.78E-11	3.88E-10	7.20E-09 ***	1.74E-09	7.20E-09 ***	1.74E-09
政府消費量	-0.0023 ***	0.0007	0.0008	0.0018	0.0008	0.0018
インフレ率	0.0003	0.0005	0.0104 ***	0.0019	0.0104 ***	0.0019
定数項	0.1441 ***	0.0149	-0.0262	0.0526	-0.0262	0.0526
R-sq:	within =	0.8513	within =	0.0192	Adj.R-sq. =	0.4418
	between =	0.0005	between =	0.7943		
	overall =	0.0008	overall =	0.6013		
時間ダミー	Yes		Yes		Yes	
標本数(国数)	43(7)		43(7)		43	

被説明変数は被雇用者に対する自営業者の割合。パネル分析により推計<sup>23</sup>

\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%有意水準を示す。

表4. 経済発展と不平等の推計結果

	Pooled		一元配置固定効果		二元配置固定効果		ランダム効果	
	係数	std. Err.	係数	std. Err.	係数	std. Err.	係数	std. Err.
定数項	3.381	13.392	-48.439 ***	12.149	-29.249 **	11.819	-34.366 ***	10.102
lnGDP	-0.034	4.845	19.165 ***	4.432	12.155 ***	4.321	13.885 ***	3.706
lnGDP二乗	0.033	0.579	-2.301 ***	0.536	-1.424 ***	0.526	-1.651 ***	0.450
lnGDP三乗	-0.003	0.023	0.091 ***	0.022	0.054 **	0.021	0.064 ***	0.018
所得種別ダミー 支出額			0.048	0.075	-0.068	0.066	-0.048	0.062
(レファレンス:粗収入) 要素所得			0.491 ***	0.092	0.484 ***	0.082	0.495 ***	0.077
粗所得			0.056	0.069	0.042	0.060	0.046	0.057
市場所得			0.375 ***	0.112	0.396 ***	0.098	0.412 ***	0.093
得			0.086	0.080	-0.025	0.071	0.002	0.067
時間ダミー	No		No		Yes		Yes	
R二乗	0.068		0.872		0.922		0.391	

\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%、#は15%有意水準を示す。

市場所得＝市場取引による所得、貨幣粗所得＝貨幣で得られる粗所得

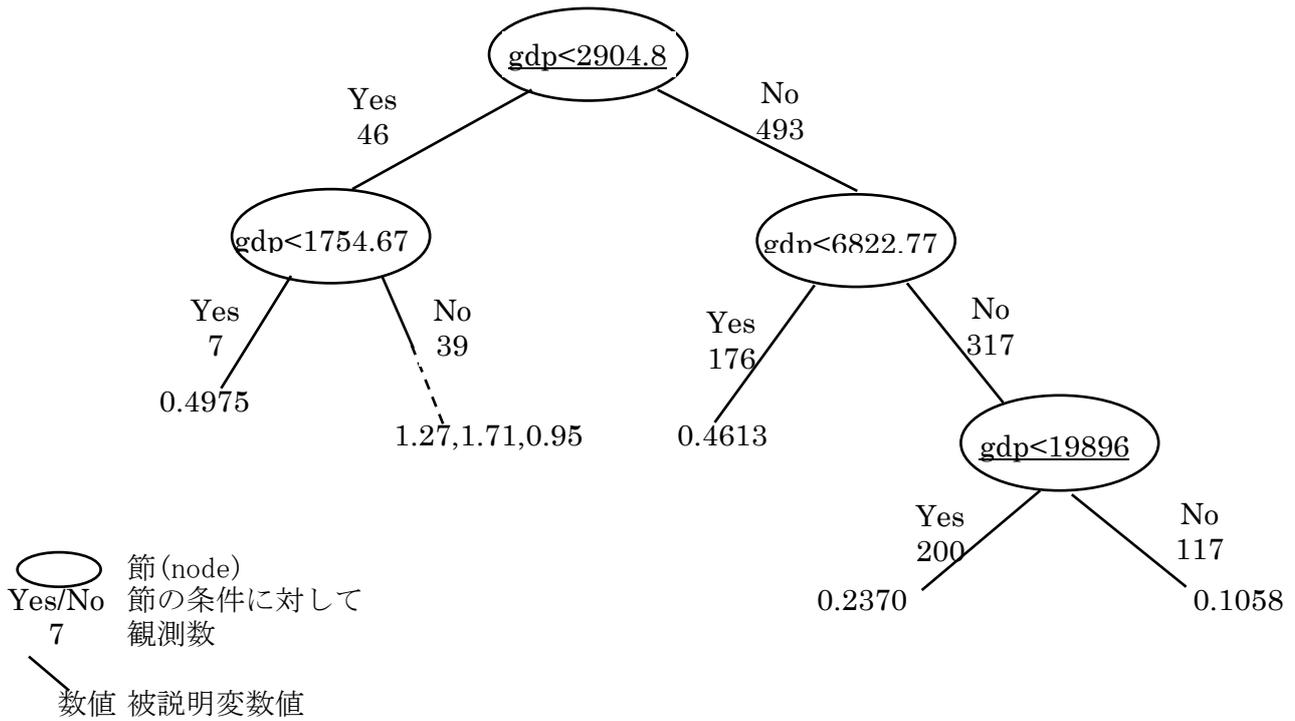
表5. 不平等と自己雇用者の関係

	二元配置固定効果		二元配置ランダム効果		Pooled	
	係数	std. Err.	係数	std. Err.	係数	std. Err.
自己雇用者割合 (%)	0.0018 #	0.0012	0.0020 ***	0.0007	0.0043 ***	0.0006
政府消費量	0.0032	0.0039	0.0012	0.0036	-0.0043	0.0045
インフレ率	-0.0002	0.0006	-0.0001	0.0006	-0.0016 #	0.0010
定数項	3.5286 ***	0.0717	3.5569 ***	0.0801	3.5830 ***	0.1006
R-sq:	within =	0.1196	within =	0.1181	Adj.R-sq. =	0.2151
	between =	0.0726	between =	0.0916		
	overall =	0.1955	overall =	0.2279		
時間ダミー	Yes		Yes		Yes	
標本数(国数)	238(35)		238(35)		238	

被説明変数はジニ係数の対数。パネル分析により推計。

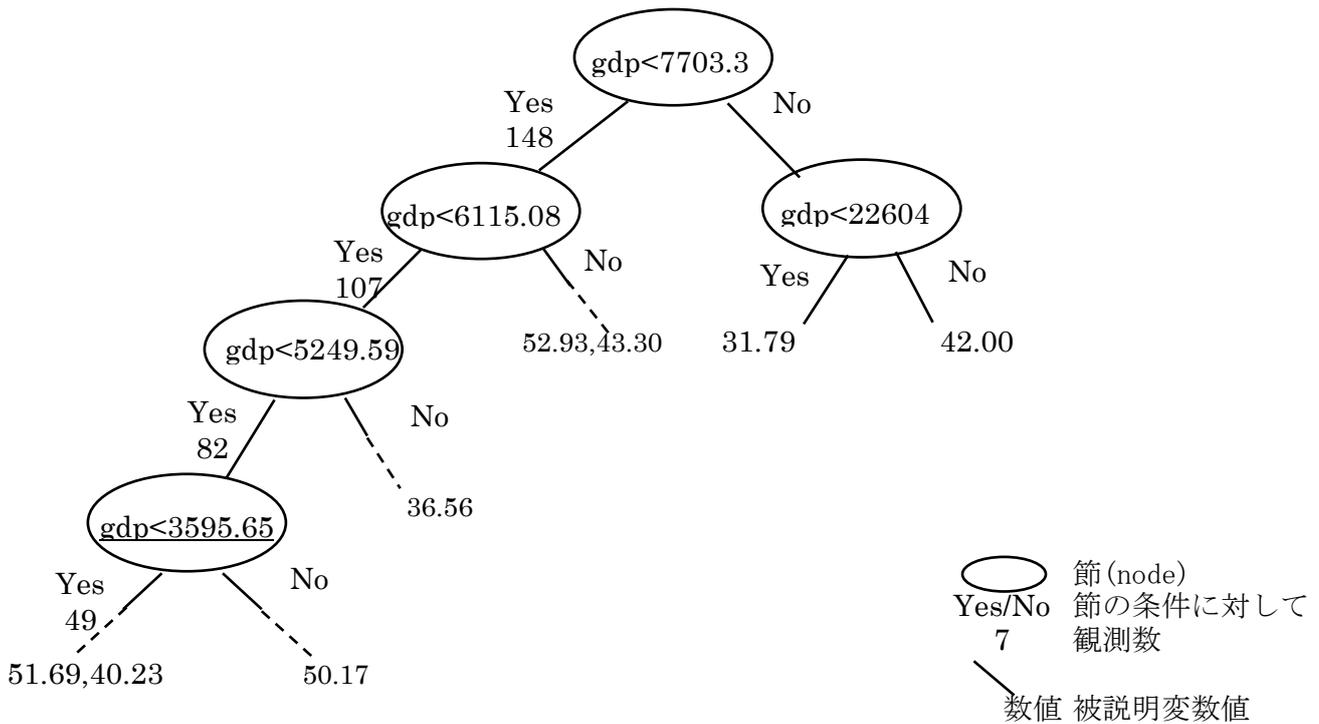
\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%、#は15%有意水準を示す。

図2\_1. 自己雇用者と経済発展の回帰木



注) 点線の先は分岐を省略、被説明変数値については省略後全てを載せた。

図2\_2. 不平等と経済発展の回帰木



注) 点線の先は分岐を省略、被説明変数値については省略後全てを載せた。