



RIETI Discussion Paper Series 04-J-027

## 資本・労働力の移動と中国の経済発展

孟 健軍

経済産業研究所

周紹傑

香港中文大学



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<http://www.rieti.go.jp/jp/>

## 資本・労働力の移動と中国の経済発展

孟 健軍<sup>1</sup>、周紹傑<sup>2</sup>

### 要 旨

1978年からの改革開放政策の実施により、中国経済は漸進的な市場化改革を通して大きな経済成長を遂げた。2003年までの25年間で、中国のGDPの年平均成長率は世界経済の年平均成長率と比べて3倍に達した。また、同期間における1人当たりGDPは、中国のGDP年平均成長率が1%高まるにつれて約0.25%上昇している。この研究では計量モデルを使用し、1978年以來の中国の経済発展における資本と労働力の移動について分析を行っている。具体的には、経済成長の要因である人口、経済成長の初期条件、地域に関する変数、海外直接投資、全社会固定資産投資、人的資本及び産業間での労働力の移動等を通じた中国経済発展の構造変化との関係について実証的に分析する。また、この研究は定量分析によって、中国の経済政策に対する示唆を与えることも目的としている。

JEL Classification Code: 015, 016, 018, 053, 015

キーワード: 経済成長 資本と労働力の移動 経済発展の構造変化

---

<sup>1</sup> 経済産業研究所ファカルティフェロー

<sup>2</sup> 香港中文大学博士課程。

## 1. はじめに

1820年の中国のGNP(国民総生産)は、世界の32%を占めていた。しかし、1978年になると、世界のわずか5%まで低下している。この期間に、世界経済の年平均成長率は1.62%であったのに対して、中国は0.22%だった。これは、世界経済の年平均成長率と比べれば、わずか13.6%にすぎない。

しかし、1978年からの改革開放政策の実施により、中国経済は漸進的な市場化改革を通して、大きく経済成長を遂げた。改革開放以後、1978年から2003年の25年間に、中国の国内総生産の年平均成長率は、同時期の世界経済の年平均成長率の3倍となり“中国の奇跡”と称えられた。また、Maddison(1999)の計算によると、中国の経済成長と同時期のインドと比較すると、1978年の中国とインドの1人当たりGNPは970ドル(物価は1990年基準)であったのに対して、中国の1人当たりGNPは1995年には、すでにインドの1.7倍に達していた。さらに、改革開放以後、1人当たりGDPの成長率は1ポイント高まり、25年間で1人当たりGDPは約25%上昇したことになる。

本論文は、このような観察に見られる改革開放以後の中国の急速な経済発展の要因について検討する。具体的には、計量モデルを用いて、1978年以後の中国経済の発展過程における資本と労働力の移動の影響を実証的に分析する。第2節では、先行文献のサーベイを行い、第3節ではモデルを提示し、実証分析に用いる変数を示す。第4節では、経済成長の実証分析の結果を考察する。第5節では、結論と政策に与える意義について述べる。

## 2. 先行研究

経済成長理論には、古典派成長理論、ハロッド=ドーマー型モデル、新古典派成長理論などの多くのモデルが存在し、それぞれのモデルに、経済成長の要因の説明について大きな隔たりがある。例えば、古典派成長理論は経済成長への貢献という面から労働分業を強調するが、ハロッド=ドーマー型モデルにおいては、レオンチェフ型生産関数を想定しており、生産要素投入について代替不可能な生産関数を想定している。これらの異なる経済成長理論は、従来のモデルに対する批判という形、もしくは、現実を説明することができないために新たなモデルの構築が必要とされるという形で発展してきた。例えば、資本の限界生産性が逓減することを仮定すると、これまで貧しかった国が比較的高い経済成長率を示し、先進国にキャッチアップを果たしつつある現象をはっきり説明することができない。現実を解釈する上での説得力がないことは、経済成長の理論研究の停滞を招いた。

しかし、その後、Romer(1986)とLucas(1988)の研究を皮切りに、経済成長理論は、再びマクロ経済理論研究の注目の的となった。彼らは、収穫逓減の仮説を修正し、人的資本と技術拡散および研究開発などの面を強調することによって、経済

成長を促進させる要因について、それまでの理論とは異なっていた。

このように、経済理論は、経済成長を促進する要因を、資本を経済成長の中核とみなした単純なものから、資本、労働力、技術、教育とトレーニングなどの各方面の要素を考慮したものへと比重を移してきた。しかし、基本的には、どのモデルも人的資本の重要性を認めてきたと考えられる。

しかし、長期的な視点に立つと、ミクロ的な経済構造の変化が経済成長の要因となることも考えられる。経済構造の変遷も経済成長の重要な構成要素であるとするならば、制度が経済構造と深く結びついていることにより、制度経済学を経済発展のミクロ的基礎とみなすこともできるかもしれない。

中国の経済成長に関する実証分析は数多く存在する。蔡昉, 王徳文 (1999) は中国の経済成長を各種の要因に分解して分析した。彼らの研究によれば、1978~1998年における国内総生産の成長率に対する貢献度は、“物的資本の増大”が28%、“労働力数の拡大”が24%、“人的資本”が24%、“労働力の移動”が21%であると推計している。Cai, Wang, and Du (2002) は、さらに楽観的な予測をしている。彼らは、世界銀行の予測に基づいて、労働力の移動が国内総生産の成長に対して16%の貢献をする場合、今後30年間に、さまざまな障害が徐々に取り除かれることによって、都市と農村の人的資本に対する収入の水準がほぼ等しいところにまで達すると推定している。労働力の部門間移動は、年平均成長率に対して2~3ポイントの貢献しているとしている<sup>3</sup>。

また、各地の労働力の移動速度、その速度の差異は、各地の経済水準の向上に影響し、地域間の経済格差をもたらすことが観察されている。Cai et al. (2002) は、労働力市場のねじれが、中国の各地域における経済成長に悪影響を与え、地域間に隔たりをもたらしたと論じている。張平 (1998) は、工業収入の機会に着目し、地域間の相違を説明できるかを考察した。彼の研究によれば、長期的には、工業化の過程は地域間の隔たりをもたらす要因であるとした。経済発展の地域間のアンバランスが、地域間の収入格差を拡大させている実態は、郷鎮企業での工業収入の相違それ自体にあるのではなく、機会の相違によるものであったとしている。沈坤栄, 耿強 (2001) は、海外直接投資と経済成長の関係から出発し、各地域における海外直接投資額の差によって、各地域の経済水準の上昇のレベルが異なることを示した。彼らの実証結果によれば、海外直接投資が当時のGDPに対して1%上昇するごとに、1人当たりGDPが0.27%増加している。

この他にも国有経済であるかどうかということが、経済に与える効果に関する研究がある。姚洋 (1998) は、国有経済とその他の経済主体の効率について研究を行った。その結果、規模、業種という要因を除くと、非国有企業は国有企業に比べて技術面での効率が高いことがわかった。同時に、集団企業と三資企業は、彼らの業種に対して正の外部効果をもつことがわかった。劉小玄 (2000) は、1995年の全国工業センサスのデータを基礎として、データの提供する所有制度を表す変数と企業

---

<sup>3</sup> 馬洪、王夢奎編(2002)を参照。

の変数をもとに、企業の効率に対する影響について分析と比較を行った。その結果、私営企業の効率が最も高かったと報告している。三資企業がそれに次ぎ、株式会社と集団企業、そして国有企業と効率が低くなっていった。

### 3. モデル

本論文では、経済成長理論に基づき、1人当たり GDP の実質的な成長率が各変数、主に人口、資本、人的資本および構造変化などの要因が経済成長に与える影響を分析する。想定する関係を表す方程式は次の通りである。：

$$GR = f(R\_pop, Capital, Human\_capital, \Delta stru)$$

それぞれ、 $R\_pop$ が人口要因、 $Capital$ が資本要因、 $Human\_capital$ が人的資本要因、 $\Delta stru$ が構造変化要因であり、 $GR$ は1人当たり GDP の実質成長率である。

分析を行う対象は、中国における30の省レベルの行政区画、すなわち省、直轄市と自治区であり、これらの行政区画が沿海部か内陸部にあるかによって区分する。特定の時期においては、この区分が経済成長への影響を及ぼしていると考えられるため、この点についてのダミー変数を設け、このような地域区分による特徴も考慮する。経済成長理論の条件付き収束性に関する主張によれば、経済発展の初期水準が定常状態から離れているほど、経済成長の速度が一層速くなり得ることを指摘している。そのため、本論文における分析もこのような要因を考慮し、1978年の1人当たり GDP の対数をとって変数としている。実際に回帰方程式の中で、上述の2種類の要因を考慮した場合、具体的な式は次の通りになる。ここで、 $i$ は行政区画、 $t$ は年度を表している。

$$GR_{it} = c_0 + c_1 R\_pop_{it} + c_2 LnGDP78_i + c_3 Dummy + c_4 Capital_{it} + c_5 Human\_capital_{it} + c_6 \Delta stru_{it} + \varepsilon_{it} \quad (I)$$

上記の変数を、さらに細かい要因に分けて変数を定義する。資本要因を海外直接投資 (FDI) と社会全体での固定資産投資という2つの変数に分けて考える。また、人的資本の要因も2つの変数に分けて分析を行う。1番目は、1人当たりの教育年数を1人当たりの人的資本の向上と見なすことである。これは経済成長に対して強く影響を与えるものと考えられる。2番目は、中等教育の年齢の在校生数と従業労働数の比率である。この比率は人的資本の装備率<sup>4)</sup>に対応する。構造変化の要因は、各部門の就業構造から、主に以下の2つの変数を用いて分析する。1つは、第一次

<sup>4)</sup>Mankiw, Romer, and Weil.(1991)を参考にしている。中等学校に就学している労働年齢人口の割合を人的資本の装備率としている。

産業就業者数の就業人口に対する比率の前年の比率からの変化率であり、もう1つの指標として、第二次産業就業者数の就業人口に対する比率の前年と比べた変化率を用いる。最終的に本論文での採用した指標は表4-1に示されている。

本論文で採用したデータは『新中国50年統計』から収集した。1979～1998年における20年間にわたる30の省レベル行政区画別のデータである。(データ処理上の都合により、本論文では四川省に重慶市が含まれている)データ数は、600に及ぶ。

クロスセクション分析を行う際に、係数の時間に伴う変化は、時系列についての説明変数の選択の仕方によって、反映されない場合がある。本来、この種のパネルデータを利用する際には時間の影響が考慮されるべきである。特に、中国の改革開放からの制度変化は1つの漸進的な制度変化の過程ではなく、ある時期には制度変化は比較的大きなものであった一方で、別の時期には制度の変化はやや小幅なものにとどまっている。ある時期における重大な事件という外的ショックは、経済に対して大きな影響を与える。そこで、本論文の実証分析では2種類のモデルを採用している。(1)時間の影響を考慮しない変量効果モデル(Random Time Effect Model)、および(2)時間による一定影響を考慮する固定効果モデル(Fixed Time Effect Model)である。時間の影響を考慮しないモデル(Random Time Effect Model)は、それぞれ変数の経済発展に対する影響のみを考慮している。逆に、時間の影響を考慮するモデル(Fixed Time Effect Model)は制度変化の要因と、外部環境の要因の経済発展に対する影響を同時に考慮する。その具体的な方法は、モデルの中で時間の関数を取り入れることで、時間の影響を分析できる。実証分析の結果からみると、このように時間の影響を考慮する方法によって説明力が高まった。

$$GR_{it} = c_0 + c_1 \times R\_pop_{it} + c_2 \times LnGDP78 + c_3 * Dummy + c_4 Capital_{it} \\ + c_5 \times Human\_capital_{it} + c_6 \times \Delta stru_{it} + \sum_{i=2}^{20} \gamma_i Z_{it} + \varepsilon_{it}$$

このなかで時間に関する効果は以下のように定義している。

$$Z_{it} = \begin{cases} 1: \text{第}i\text{年目以降のサンプルである場合、} t = 2, 3, \dots, T \\ 0: \text{その他の場合} \end{cases} \quad (\text{II})$$

#### 4. 経済成長の実証結果

これら2種類のモデルの分析結果を見てみると、修正済み決定係数は、変量効果モデルでは大よそ0.2前後であるのに対して、固定効果モデルでは0.41～0.42の間で安定している。これは、時間の影響を考慮したモデルの方が説明力が大きいことを示唆している。さらに、固定効果モデルの中に含まれる時間に関する係数を検証すると、この項目に対する符号および有意性には期間によって差異が表れている。

社会全体の固定資産投資の増加率を説明変数に加えた場合、時間効果に関する項の係数は、統計が明らかでない数年を除き、大部分の年において 10%水準で有意となっている（表 4-2、表 4-3）。

回帰分析の結果から、人口増加率、地区に関するダミー変数、1人当たり GDP、海外直接投資率（FDI）、社会全体の固定資産投資率、就業構造の変化が経済発展に対して正の符号を持ち、経済成長に対して望ましい影響を与えていることが観察できる。

#### 4. 1. 経済成長の人口要因

一般的に考えて、人口は発展途上国にとって経済発展に関する重要な制約要因の 1 つであろう。あまりにも速すぎる人口増加は経済成長の成果を相殺し、長期にわたる“貧困の罠”に陥らせる。本論文において分析を行ったそれぞれのモデルによる実証結果からみると、中国の人口増加率が 1 パーセント下がると、1人当たり GDP の成長率はおよそ 1.8~2.4 パーセントポイント上昇する。この数値は時間の影響に関わらずこの範囲に収まる。これは中国の人口増加率の経済成長への貢献が安定していることを示している。政策的観点から見れば、人口増加率が下がっているのは、中国の“一人っ子政策”の実施による結果であり、計画的人口政策が中国の経済成長に対して促進的役割を果たしてきたといえる。

#### 4. 2. 経済成長の初期条件

経済発展の速さと経済成長の初期条件には、負の相関関係が見られた。これは、改革開放初期の 1978 年から 1人当たり GDP を説明変数に加えて回帰分析を行った結果から観察できる。これは中国が以前発展途上国であることから理解できる。経済成長率を被説明変数とした初期の 1人当たり GDP のレベル（1978 年の 1人当たり GDP に対する）の係数は、いずれのモデルのもとでもそれほど違いは大きくない。時間の影響を考慮しない変量効果モデルにおいては、この数字はおおよそ -1.8~-2.4 の間である。時間の影響を考慮した固定効果モデルにおいては -2.1 前後で安定している。初期の 1人当たり GDP レベルが低ければ低いほど、1人当たり平均収入の増加率がそれに応じて高くなり、中国において地域間における経済成長の収束性が存在することを示している。

#### 4. 3. 地域ダミー変数

本論文で採用したモデルでは、時間の効果を異なった時期における制度や外部環境が経済成長に対する影響とみなすことができる。回帰モデルの結果から、改革開放以後の制度変化と外部環境の変化が、沿海および内陸のそれぞれの地域に与えた影響は同じではない。ダミー変数の係数がプラスであることから、制度および環境の変化は、沿海地区であることは成長を促す効果をもっていたが、沿海部の省が中西部に比べて経済成長が速いことを示している。このような成長速度の相違により、沿海部と内陸部の格差は拡大している。中国の地域格差に関する研究文献はすでに

多く存在し、現在は一般的な定性分析から、より厳密な計量統計を中心とした実証研究へと関心が移ってきている<sup>5</sup>。また、海外直接投資を説明変数に入れたモデルと社会全体での固定資産投資を説明変数として考慮したモデルを比べると、地域ダミー変数の係数は、かなり異なった値を示している。さらに、固定効果モデルのもとでは係数が少し大きくなる。

#### 4. 4. 経済成長に対する投資

海外直接投資と社会全体での固定資産投資の効果は、経済成長に対してプラスであった。時間の効果についてのそれぞれのモデルにおいて、海外直接投資の係数はおおよそ 0.24~0.33 の間であった。これは、仮に海外直接投資が GDP に占める割合が 1 パーセント高まると、経済成長率が 0.24~0.33 パーセント高まることを意味している。この係数は 2 つのモデルの間でさほど異ならなかった。海外直接投資の経済成長に対する貢献が顕著であることを示している。一方、社会全体での固定資産投資率の係数は、変量効果モデルにおいては有意であり、係数も 0.07 から 0.08 である。しかし、固定効果モデルにおける結果は有意ではなく、社会全体の固定資産投資率が、改革開放以後の中国の経済成長を説明する上でふさわしい要因とは言い難いことを示している。結局、社会全体での固定資産投資が経済成長に対してそれほど影響をもたない一方で、海外直接投資は中国のこの期間に、経済成長について大きな説明力を持つということを示している。

そもそも海外直接投資は利潤最大化を行う多国籍企業によって行われるものであり、その投資行動はマーケットメカニズムに従ったものと考えられる。政治制度、外部要因も海外直接投資に対して、もちろん影響をもたらすと考えられるが、海外直接投資という行為はこのような影響に対しても合理的に対応しているものと考えられる。そのため、分析結果に基づく係数が、時間に関する 2 つのモデルの間で変化が大きいことは不思議ではない。しかし、社会全体の固定資産投資は海外直接投資とは性質が異なる。社会全体での固定資産投資の割合が大きいのは、国有経済部門によるものである。国有経済部門による投資は海外直接投資とは異なり、利潤最大化を目的としておらず、政策要因と外部環境によって著しく影響を受ける。そのため、時間に関する 2 つのモデルにおいて社会全体での固定資産投資に関する結果の差異が表れるものと考えられる。さらに、変量効果モデルにおいては、社会全体での固定資産投資率に関する係数はわずか 0.07 である。この数値は経済成長への貢献度が、海外直接投資（変量効果モデルにおいては 0.3）に比べて大きく下回り、投資効率はよいものではない。経済成長のためには、ある程度の投資規模は必要である一方で、投資の効率が経済成長に対して大きく影響を与えていることを示している<sup>6</sup>。

---

<sup>5</sup> 川畑、孟(2000)を参照。

<sup>6</sup> 孟(2000)を参照。



#### 4.5. 人的資本

人的資本に関しては、平均教育年数あるいは人的資本の装備率をもって標準的な人的資本の増加を示しているにもかかわらず、実証分析の結果からは説明力はそれほど高くはない。この点について、他の研究においても類似の結果が示されている<sup>7</sup>。

これは中国の経済成長はまだ人的資本がエンジンとなる成長の段階にまでに到達しておらず、人的資本の成長と蓄積が経済成長の内的要因になっていないことを示している。しかしながら、人的資本は将来の経済成長に対して積極的な意味を持っており、人的資本の蓄積は労働力の産業間移動を促し、労働力の産業間移動が人的資本の蓄積をさらに促進するというダイナミックな内的要因の発生という過程を次第に形成することになるだろう。これは未来の中国経済成長の内的要因ともなっている<sup>8</sup>。

#### 4.6. 産業間の労働力移動

産業間の労働力移動も経済成長に影響を与えていることが観察できる。回帰分析の結果をみると、変量効果モデルにおいて、第一次産業での就業構造の変化と第二次産業での就業構造の変化は、明らかに経済成長を説明する要因となっている。社会全体での固定資産投資を説明変数に加えているモデルでみると、第一次産業への就業率が1パーセントポイント下がるごとに1人当たり成長率はおよそ0.85パーセントポイント上昇する。逆に、第二次産業部門の就業率が1パーセントポイント上がるごとに、1人当たり成長率は0.95パーセントポイント上昇している。

固定効果モデルのもとでは、第一次産業での就業構造の変化が経済成長に対して与える影響は有意となるが、第二次産業での就業構造の変化は相対的に有意ではない。これは制度環境が変化する状況のもとでは、労働力の農業部門から非農業部門への移動が経済成長に対して大きな役割を果たしていることを示しているものと考えられる。固定効果モデルをみてみると、農業部門の労働力が1パーセント移動することで、1人当たり成長率が約0.2パーセント上昇することが示されている。これは改革開放以来、農業部門から非農業部門への労働力の移動が、経済成長を高めていることを示している。

### 5. 結論

1978年以来の改革開放政策の実施により、中国経済は漸進的な市場化改革を通して、速い経済発展を遂げている。本論文の実証分析からは、海外直接投資及び労働

<sup>7</sup> 例えば、Jamison and Van Der Gaag (1987)、Meng and Kidd (1997)の研究がある。

<sup>8</sup> 1998年、1992年、1996年の調査データによると、教育と非農業部門の就業に相関関係がある。教育水準は、労働力市場における競争力と正比例の関係にある。Zhang, L., Huang, J. and Rozzele, S. (2002), .や2001年6月時点における労働と社会保障部調研のデータ(<http://www.molss.gov.cn/column/jy/ncjy99/ncjy5.htm>)も教育が労働力移動に正の影響を与えていることを示している。

力の産業間移動が、この期間の中国経済発展を説明する要因となっていることを示している。とりわけ、海外直接投資によって生み出されている知識の外部効果は、中国におけるマーケットシステムの成立および経済発展に向けた構造変化に対して重要な推進機能を持っているものと考えられる。また、農業部門から非農業部門への労働力の産業間移動は、すでに中国経済成長の重要な原動力と認識されている。現在、農村での民営企業の急速に発展している一方で、農村から都市へ労働力の大規模な流動化が起きており、その勢いは激しさを増している。各産業間での労働力の移動は、経済発展を促す内的要因であるとともに、中国経済が発展する過程で長期的に生じる現象でもある。これは自由な労働力市場の形成が中国経済において切実に必要とされていることを意味している。したがって、今後の政策の向かうべき方向は、現在の労働力移動を限定的なものに維持している政策から、自由な労働力移動を認める労働市場の構築へと方向を転換すべきである。労働の合理的な移動を促進することが、就業構造の転換を通じて中国経済の長期的な成長を促し、将来の中国経済がより高い経済成長を維持していくための主要な原動力になると考えられるからである。さらに、自由な労働移動を認める労働市場が築かれることによって、労働資源の効率的な配分が促され、人的資本への投資からの期待収益を高め、さらなる人的資本投資を促すことになるだろう。このような過程を経ることによって、中国の経済発展は人的資本をエンジンとして、さらなる経済成長へとつながっていくだろう。

## 参考文献

- Barro, R. (1997) *Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study*. Cambridge, MA: The MIT Press
- Cai, F., Wang, D. and Du, Y. (2002) "Regional disparity and economic growth in China: The impact of labor market distortions," *China Economic Review* 13, 197-212
- Jamison, D. T. and van der Gaag, J. (1987) "Education and earning in the People's Republic of China," *Economics of Education Review*, 6 (2), 161-166
- Lucas, R. E. (1988) "On the Mechanics of Economic Development," *Journal of Monetary Economics*, 22, 3-42.
- Maddison, A. (1999) *Monitoring the World Economy 1820-1992*, OECD.
- Mankiw, N. G., Romer, D. and Weil, D. N. (1992) "A Contribution to the Empirics of Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407-437.
- Maurer-Fazio, M. (1999) "Earnings and education in China's transition to a market economy: survey evidence from 1989 and 1992," *China Economic Review* 10, 17-40.
- Meng, X. and Kidd, M. (1997) "Wage determination in China's state sector during the 1980s," *Journal of Comparative Economics*, 25 (3), 403-421.
- Romer, P. M. (1986) "Increasing Returns and Long-run Growth," *The Journal of Political Economy*, 94(5), 1002-1037.
- Zhang, L., Huang, J. and Rozzele, S. (2002) "Employment, emerging labor markets, and the role of education in rural China," *China Economic Review*, 13, 313-328
- 川畑康治, 孟健軍 (2000) 「中国における地域経済の収束性—横断面および時系列分析による統計的検証」『アジア経済』第41巻第6号, pp20-33, アジア経済研究所
- 柯武剛, 史滿飛 (2001) 『制度経済学——社会秩序与公共政策』商務印書館
- 蔡昉、王徳文 (1999) 「中国経済増長可持續性与労働貢献」『經濟研究』, 1999年第10期
- 孟健軍 (2000) 「東亜投資効益的变化对中国各地域經濟發展的影響」, 『中国社会科学季刊』總第31期, 2000年9月秋季号, pp81-87, 中国香港, 香港社会科学服務中心, 中国社会科学研究所
- 姚洋 (1998) 「非国有經濟成分对我国工業企業技術效率的影響」『經濟研究』, 1998年第12期
- 劉小玄 (2000) [中国工業企業的所有制結構对效率差異的影響——1995年全国工業企業普查数拠の実証分析] 『經濟研究』, 2000年第2期。

沈坤榮,耿強(2001)「外国直接投資、技術外溢与内生經濟增長——中国數拋的計量檢驗与實証分析」『中国社会科学』,2001年第5期。

張平(1998)「中国農村居民区域間收入不平等与非農就業」『經濟研究』,1998年第8期。

蔡昉編著(2001)『2000年中国人口問題報告——農村人口問題及其治理』社会科学文献出版社,pp160

楊小凱(2003)『新興古典經濟学和超邊際分析』中国人民大学出版社,pp133

青木昌彦、奥野正寬、岡崎哲二編著(2002)『國家的作用 市場的作用』中国發展出版社、(日本語版、青木昌彦、奥野正寬、岡崎哲二編『市場の役割、國家の役割』東洋經濟新報社,1999年)

中国国家統計局(2001)『中国發展報告 2000』中国統計出版社

中国国家統計局(2002)『中国發展報告 2001』中国統計出版社、2002年

馬洪、王夢奎編(2002)『中国農村勞動力流動的回顧与展望』中国發展研究國務院發展研究中心研究報告選 2002 版, 中国發展出版社

表 4-1 各指標の定義および説明

変数名	変数の説明
GR	人口 1 人当たり GDP 成長率
R_POP	人口の自然増加率
DUMMY	ダミー変数、東部地区は 1、中西部地区は 0
Ln (GDP78)	経済発展の開始条件、1978 年を初期値とする
FDI	海外直接投資水準、海外直接投資額の当年 GDP に対する比率
INVEST	社会全体での固定資産投資率、社会全体での固定資産投資額の当年 GDP に対する比率
SAV_EDU	中等学校在校生数と労働力人口の比率、人的資本の装備率に相当
LN (EDU)	1 人当たり平均教育年数 (対数值)
T_agri	第一次産業の就業構造変化、第一次産業就業率の前年と比べた変化率
T_industry	第二次産業の就業構造変化、第二次産業就業率と前年と比べた変化率

表 4-2. 時間に関する変量効果モデル

Model/ Variables	1	2	3	4	5	6	7
Constant	20.282 (7.824)	19.779 (7.718)	20.005 (7.993)	21.207 (8.458)	20.889 (8.423)	20.687 (8.032)	21.513 (8.592)
P_pop	-1.991 (-5.020)	-1.792 (-4.581)	-1.758 (-4.849)	-2.083 (-5.895)	-2.077 (-5.881)	-2.030 (-5.223)	-2.277 (-6.344)
Dummy	1.319 (2.707)	1.254 (2.608)	1.160 (2.400)	2.129 (4.685)	2.198 (4.913)	2.177 (4.801)	2.362 (5.243)
Ln(GDP78)	-1.758 (-3.954)	-1.779 (-4.058)	-1.773 (-4.361)	-2.249 (-5.311)	-2.294 (-5.458)	-2.343 (-5.182)	-2.341 (-5.506)
FDI	0.330 (5.028)	0.303 (4.691)	0.301 (4.693)				
Invest				0.068 (3.168)	0.070 (3.237)	0.070 (3.235)	0.084 (3.869)
Ln(edu)	-0.333 (-0.142)	-0.570 (-0.246)				.683 (.294)	
Sav_edu			-0.058 (-1.081)	-0.0473 (-0.869)			
T_agri		-0.891 (-7.640)	-0.893 (-7.661)	-0.859 (-7.290)	-0.857 (-7.281)	-0.858 (-7.279)	
T_industry	0.990 (6.485)						0.945 (6.168)
samples	600	600	600	600	600	600	600
Adjusted R Square	0.190	0.210	0.219	0.204	0.196	0.195	0.177
D-W	1.492	1.568	1.568	1.542	1.542	1.542	1.478

表 4-3. 時間に関する固定効果モデル

Model/ Variables	1	2	3	4	5	6	7
Constant	20.917 (7.353)	21.017 (7.455)	20.575 (7.133)	19.216 (6.302)	19.902 (6.786)	19.935 (6.761)	19.894 (6.742)
P_pop	-2.365 (-3.899)	-2.396 (-3.965)	-2.330 (-3.952)	-2.091 (-3.375)	-2.150 (-3.495)	-2.163 (-3.458)	-2.139 (-3.468)
Dummy	1.817 (4.279)	1.773 (4.167)	1.795 (4.154)	2.532 (6.461)	2.472 (6.420)	2.479 (6.354)	2.520 (6.574)
Ln(GDP78)	-2.103 (-5.088)	-2.121 (-5.177)	-2.175 (-5.741)	-2.123 (-4.970)	-2.118 (-4.961)	-2.094 (-4.420)	-2.105 (-4.900)
FDI	0.244 (3.876)	.244 (3.881)	.240 (3.798)				
Invest				0.054 (0.226)	0.075 (0.319)	0.069 (0.287)	0.086 (0.365)
Ln(edu)	-0.502 (-0.232)	-0.624 (-0.288)				-0.264 (-0.118)	
Sav_edu			0.021 (0.406)	0.043 (0.827)			
T_agri		-0.231 (-1.986)	-0.229 (-1.970)	-0.215 (-1.833)	-0.217 (-1.851)	-0.218 (-1.852)	
T_industr y	0.235 (1.556)						0.216 (1.409)
samples	600	600	600	600	600	600	600
Adjusted R Square	0.421	0.422	0.422	0.408	0.408	0.407	0.407
D-W	1.558	1.571	1.573	1.533	1.530	1.530	1.519