

Title	地域間労働移動に関する実証分析
Author(s)	玉田, 桂子
Citation	大阪大学, 2004, 博士論文
Version Type	VoR
URL	https://hdl.handle.net/11094/2593
rights	
Note	

Osaka University Knowledge Archive : OUKA

<https://ir.library.osaka-u.ac.jp/>

Osaka University

博士論文

地域間移動に関する実証分析

平成 15 年度

玉田 桂子

大阪大学大学院国際公共政策研究科

原論文および学会発表一覧

本稿における第2章から第4章はそれぞれ以下の学術雑誌、学会等で発表したものに加筆・修正したものである。

第2章

「地域間経済格差は労働移動を促すのか？」(2003)

『大阪大学経済学』(大阪大学) 第53巻 3号

「地域間経済格差は労働移動を促すのか？」

日本経済学会春季大会 於：小樽商科大学 2002年6月15日

第3章

「生活保護と低所得世帯の居住地選択」

日本経済学会秋季大会 於：明治大学 2002年10月13日

第4章

「道路整備に関する選好の決定要因」 大阪大学社会経済研究所 大竹文雄教授と共著

『会計検査研究』第29号 近刊

「道路整備に関する選好の決定要因」

日本経済学会春季大会 於：大分大学 2003年6月14日

目次

原論文および学会発表一覧

第1章	はじめに	1
第2章	地域経済格差は労働移動を促すのか？	4
2-1	はじめに	4
2-2	労働移動に関する先行研究	5
2-3	労働移動の決定に関するモデル及び推定モデル	7
2-4	データ及び推定方法	10
2-5	労働移動率方程式の推定結果	11
2-6	結論	14
	参考文献	15
	図表	17
第3章	生活保護と低所得世帯の居住地選択	21
3-1	はじめに	21
3-2	生活保護制度の概要	23
3-3	低所得世帯の移動の決定に関する仮説	24
3-4	データ	26
3-5	低所得世帯率方程式の推定結果	28
3-6	結論	33
	参考文献	34
	図表	35
	Appendix	42
第4章	道路整備に関する選好の決定要因	43
4-1	はじめに	43
4-2	道路整備に関する選好の決定要因	45
4-3	データ：「くらしと社会に関するアンケート」	47
4-4	推定方法と推定結果	50
4-5	結論	57
	参考文献	58
	図表	59

第1章 はじめに

高度成長期に高いレベルにあった日本の地域間労働移動は、1970年代半ば以降大幅に低下し、現在も低い水準にある。このような地域間労働移動の低下は、どのような要因で引き起こされているのであろうか。また、地域間労働移動の低下は、日本経済にどのような影響を与えるのであろうか。地域間労働移動の変化は、公共政策のあり方にどのような影響を与えるのであろうか。実際、地域間労働移動は、失業問題、公共政策、所得再分配の問題と関わる重要な政策的課題を含んでいる。

まず、地域間労働移動が円滑に行われない場合には、人的資源の地域間最適配分が行われないために、失業率の地域間格差が長期間継続することになる。事実、大阪府や沖縄県は失業率が長期に渡って高い地域となっている。この高失業率は失業者の選択の結果地域間労働移動を行わないためにもたらされたものなのか、地域間労働移動が円滑に行われていないために持続しているものなのだろうか。失業者の意志で地域間移動が行われず、特定の地域に失業者が集積して失業率の地域間格差が生じているならば、政策により移動を促進する必要はないが、地域間労働移動が困難なために失業率の地域間格差が生じているならば、地域間労働移動を円滑にするような政策が必要となるだろう。

また、自治体間の公共政策の差も地域間労働移動を引き起こす要因になる。公共政策の差による地域間労働移動が活発であれば、自治体はそのような労働移動を見越して、その自治体にとって望ましい住民を獲得するための手段として公共政策のパッケージに関する競争を行う可能性がある。仮に、すべての自治体が低所得住民の集積を嫌うのであれば、そのような競争の結果一国全体の低所得者に対する公共政策は低所得者にとって望ましくないものになることになる。各自治体により低所得者にとって望ましくない公共政策のパッケージが提供されるのであれば、低所得者に対するセーフティネットが機能しなくなる恐れがある。

さらに、地域間労働移動の活発さの程度は、地域を対象とした所得再分配政策のあり方に大きな影響を与える。日本において公共事業は所得再分配政策・失業対策の側面も持ち合わせているが、地域間労働移動が困難であれば地域を限定した公共事業は、その地域に居住していない低所得者や失業者に対する所得再分配政策・失業対策としては機能しない。地域間労働移動が困難な社会においては、失業対策や所得再分配政策としては、地域を限定した公共事業よりも個人をターゲットとした政策が望ましくなる。以

上より、日本の労働移動の現状を把握することはこれらの政策的課題を論じる上で必要かつ不可欠である。しかし、日本では経済学の観点からはほとんど労働移動に関する研究が行われていない。そこで、本稿では今まで明らかにされてこなかった労働移動の現状を明らかにする。

第 2 章「地域間経済格差は労働移動を促すのか？」では『住民基本台帳人口移動報告年報』の都道府県間粗移動のデータを用いて、日本に地域間経済格差平準化機能が備わっているのかを分析している。労働移動の決定要因については、いくつかの先行研究があるが、移動率と失業率、賃金の同時性を無視している。第 2 章では移動率と失業率、賃金の同時性バイアスを考慮した分析を行っている。推定結果より、地域間失業率格差の拡大は労働移動を促進すること、移動費用の上昇は労働移動を抑制すること、平均賃金格差の拡大は労働移動を抑制する働きをするが、期待賃金上昇率格差の拡大は労働移動を促進する働きをすることの 3 点が示されている。したがって、失業率に関しては、ショックが発生した時に労働移動を促進する政策をとることによって、さらに調整スピードを高くすることができる。一方、平均賃金格差に関しては、労働移動が格差を拡大するメカニズムを明らかにした上でどのような政策をとるべきかを判断すべきであろう。

第 3 章「生活保護と低所得世帯の居住地選択」では、都道府県レベルで生活保護の受給を目的とした低所得世帯の移動が起きているのか否かについて検証している。自治体が低所得世帯の流入を嫌っている場合、生活保護を目的とした移動が起きているならば、自治体が低所得世帯の流入を見越して生活保護を受けにくくする可能性がある。第 3 章の特徴は、低所得世帯の居住地選択の決定要因に注目した点、これまで経済学であまり扱われてこなかった生活保護に焦点を当てた点である。推定の結果、福祉の受給を目的とした低所得世帯の移動は起きていないことが示されている。したがって各自治体は低所得世帯の流入を防ぐべく生活保護の受けやすさに差をつける必要はないということが示唆されている。

第 4 章「道路整備に関する選好の決定要因」では独自に設計した 2002 年の「くらしと社会に関するアンケート」に基づいて移動可能性の低い人々の交通網に関する公共事業に対する選好について明らかにしている。移動可能性の低い人々が交通網に関する公共事業を支持するのかという分析は海外でも類を見ず、画期的な研究である。また、交通網に関する公共事業が移動可能性の低い人々にとって支持されるのかを明らかにすることは、所得再分配の手段を考える上で重要な分析である。公共事業には失業対策のような所得再分配効果の側面があるからである。失業対策としての交通網に関する公共事業を所得再分配の一手段と捉えるならば、移動可能

性が低く労働移動が困難な場合、所得再分配の便益を確実に受けるためには全国一律的な所得再分配政策がより重要になってくる。一方、交通網に関する公共事業には生産性上昇効果もある。労働移動が困難なものにとって、地方の交通網に関する公共事業によって、生産性が上昇し雇用機会が増えることが期待できれば、単なる所得再分配政策よりも地方のインフラストラクチャーを整備するための交通網に関する公共事業を選好する可能性もある。実証分析により、地方在住及び公共事業に強い関心を持っている移動可能性の低い人々はさまざまな属性をコントロールした上でも交通網に関する概ね公共事業を支持しないことが示されている。

第2章 地域間経済格差は労働移動を促すのか？*

2-1 はじめに

日本において地域間経済格差は労働移動を促し、格差を縮小させるのだろうか¹。労働者が失業率格差に反応して失業率の高い地域から低い地域へ移動するならば、失業率の低い地域では労働供給曲線が右にシフトすることにより賃金は低下し、雇用量は増加する。逆に失業率の高い地域は労働者の数が低下するため、失業率は減少することになる。結果として両地域の失業率格差は縮小することになる。地域間労働移動のスピードが高ければ、失業対策として地域別の雇用対策を行う必要はなく、市場メカニズムを信頼したほうが良いことになる。

日本の純流出率や失業率および賃金のジニ係数の関係を見ると(図 2-1)、純流出率の平均値は1960年から1975年まで大きく減少した後、0近辺を推移している。一方、ジニ係数を用いた場合の地域間失業率格差は一貫して縮小傾向にある²。したがって、失業率格差が労働移動を促進し、格差を縮小している可能性が考えられる。平均賃金格差のジニ係数については長期的な傾向は読みとれず、純流出率との関係も明らかではない。ただし、ジニ係数の大きさは、平均賃金格差が失業率格差の方に比べてかなり小さい。

本稿では『住民基本台帳人口移動報告年報』の粗移動のデータを用いて経済格差が労働移動を促進するのか否かを検証する。太田・大日(1996a、1996b)は日本の経済格差と労働移動の関係に注目した数少ない優れた研究であり、失業率格差解消には長期の調整プロセスを必要とすることを示した。しかし、彼らの研究では、移動率と失業率格差の同時性を考慮していない。本稿では『住民基本台帳人口移動報告年報』のデータを用いることによって移動率、失業率格差、平均賃金格差の同時性を考慮し、労働移動の決定要因を分析する。さらに、将来の期待効用に注目する。労働者は、移動費用の存在により、現在の労働条件の地域間格差だけでなく、将来の地域間格差も考慮して移動の決定を行うだろう。そこで、失業率、平均賃金等の期待値も考慮する。また、本稿では、1960

*本稿の作成にあたって、大竹文雄氏、高阪章氏から丁寧なご指導を賜った。また、猪木武徳、岩本康志、大日康史、Colin McKenzie、佐藤泰裕、鈴木亘の各氏から貴重なコメントを頂いた。記して感謝したい。

¹ 本稿では地域間経済格差を失業率格差、有効求人倍率格差、平均賃金格差とする。

² ただし、2001年の労働力調査を用いてジニ係数を計算すると0.11と2000年よりも若干上昇している。また、失業率格差、平均賃金格差の変動係数を計算したが、結果はほとんど変らなかった。

年代から 1990 年代までの労働移動の経済格差に対する反応の変化についても分析する。図 2 - 1 より、純移動率は 40 年間で大きく変化している。そこで構造変化が起きているかを検証する。このような長期にわたる労働移動と経済格差についての分析は他に例を見ず、日本がどのような変化を経験してきたのかが本稿によって明らかになる。日本では移動に関する個票データへのアクセスが難しいため、推定においてコントロールできない部分も大きい。集計データで可能な限り経済的要因をコントロールすることによって経済格差が労働移動に対してどのように反応するのかを明らかにすることは重要であろう。

本稿の目的は次の 2 点である。第 1 に、経済格差は労働移動によって解消される傾向があるか否かを検討することである。労働移動が起きている状況とは、労働者にとって各地域で得られる効用が異なっており、不均衡であることを示している。労働移動が起きない均衡では、地域間経済格差は解消されているか、あるいは賃金が高い地域では失業率も高くなるというように労働者にとって地域間で効用に差がなくなっているだろう。労働移動の実証分析に関しては欧米では盛んに研究が行われている。しかし、日本の労働移動に関する研究は少なく、本稿で労働移動の経済格差に対する影響力の有無を検討したい。第 2 に、日本に地域間経済格差平準化機能が備わっているのかを明らかにしたい。労働移動が経済格差に感応的でなければ、政府は何らかのショックにより地域間経済格差が発生した時に、労働移動を促進する政策をとることが望ましい。逆に、労働移動が経済格差に感応的であれば、地域間経済格差が発生しても政策的対応をとる必要はないであろう。

本稿の発見は、労働移動は地域間失業率格差を縮小する働きをすること、平均賃金格差を拡大する働きをすること、移動費用が高くなると労働移動が抑制されることの 3 点である。したがって、特定の地域にショックが発生したときに労働移動を促進する政策をとれば、失業率格差はより素早く解消すると考えられる。本稿では労働移動が平均賃金格差を拡大させるという結果を得たが、この点についてはより詳細な分析が必要である。調整のスピードに関しては、年代毎に差があり、傾向は読み取れない。これは各年代の景気など経済的な状況を反映している可能性がある。

本稿の構成は次の通りである。第 2-2 節では労働移動の理論的研究及び実証的研究を概観する。第 2-3 節では地域間労働移動のモデルについて説明する。第 2-4 節ではデータ及び本稿で用いる推定方法について解説する。第 2-5 節では推定結果を示す。最後に、第 2-6 節で結論及び今後の課題を述べる。

2-2 労働移動に関する先行研究

労働移動に関する理論的研究と欧米での実証研究を概観してみよう³。労働移動に関する先駆的な理論的研究としては Sjaastad(1962)、Harris and Todaro(1970)が挙げられる。Sjaastad(1962)は、労働移動を人的資本への投資とみなし、労働者は移動することによって得られる利益の現在価値と、移動するコストの現在価値を比較することによって期待純利益を最大化するように移動するとしている。Harris and Todaro(1970)は、個人の合理的な意思決定のもと、賃金の高い地域に人口が流入し、長期的な均衡では、労働者にとってすべての地域が無差別となるとしている。仮に均衡状態で他の地域より賃金が高い地域があるとすれば、その格差は失業率の高さで補われるのである。

効率賃金仮説を導入して労働移動についての理論モデルを構築したのが Blanchflower and Oswald(1994)である。効率賃金仮説の下で、怠業の起きない均衡では、労働者は最適な努力水準を選択して行動し、企業は最適な賃金を決定する。このとき、事前に労働者が自由に移動先を決められるとすると、均衡では、労働者はすべての地域で同じ期待効用が得られることになる。これらの論文の共通点は、労働者が最も高い効用が得られる地域に移動する点である。本稿でも労働者は効用格差に基づいて移動の決定を行うとする。

続いて、日本の労働移動の実証研究を見てみよう。Inoki and Suruga (1981)は、グラヴィティ・モデルを用いて都道府県から都市への移動の決定要因を分析している。その結果、移動率は年齢とともに下落し、教育水準が上がるとともに上昇すること、日本の移動の決定要因においては、期待賃金率と距離がかなりの割合を説明していることなどが示唆されている。ただし、彼らの研究では、都市から地方への移動については明らかにされていない。

Montgomery(1993)は、日本とアメリカの労働移動を比較している。彼は、純移動率方程式、通勤方程式を推定している。その結果、日本はアメリカと比較して労働移動が失業率格差解消効果をもたないことが示唆されている。Montgomery の研究の貢献は、日本とアメリカの比較を行った点、日本の労働移動が失業率格差解消効果をあまりもたないことを明らかにした点の2点である。Montgomery は被説明変数として純移動率、説明変数として東京からの距離などを用いているが、全ての移動者が東京へ移動するとは考えられない。したがって、東京からの距離を変数として用いることには疑問が持たれる。また、被説明変数に純移動率を用いた場合、流入と流出で相殺される部分が無視されてしまう。

そこで、流入、流出双方に注目したのが太田・大日(1996a、1996b)である。彼らは粗移動の分析を行うことによって送り出し地域の特性と受け入れ地域の特性を考慮した。分析の結

³ 一国内の地域間労働移動の理論的研究及び実証研究のサーベイについては、Greenwood(1997)が詳しい。

果、失業率格差の拡大は粗移動率を高め、その格差の平準化には数年に及ぶ長期の調整プロセスが必要であると示されている。太田・大日(1996b)では、労働移動と賃金は同時に決定されるとし、労働移動関数と賃金関数を同時方程式システムで推定することにより、同時推定バイアスを除去している。ただし、太田・大日(1996a、1996b)は1990年では『国勢調査』で5年間の移動を尋ねているのに対し、1980年では『国勢調査』で1年間の移動を尋ねていることを無視して2つの国勢調査のデータをプールして推定を行っている。また、彼らは移動と賃金の同時性は考慮しているものの、移動と失業率、賃金の同時性について考慮していないため、同時推定バイアスが縮小されているとは考えられない。本稿では、粗移動のデータを用い、移動率、失業率、賃金の同時性を考慮することによって先行研究が見落としていた点を改善する。

2-3 労働移動の決定に関する理論モデル及び推定モデル

本稿のモデルは太田・大日(1996a、1996b)を参考にした⁴。太田・大日(1996a、1996b)のモデルの優れた点は、流入、流出双方を考慮に入れ、移動率を求めている点にある。ただし、以下のような問題点も含まれているため、本稿では太田・大日(1996a、1996b)のモデルを2点改善した。まず、本稿では期待効用の違いに基づいて移動を決定すると仮定する。太田・大日(1996a、1996b)は、現時点での効用水準の違いによって移動を決定としている。しかし、現実的には、現時点での効用水準の違いのみならず、将来の効用水準の変化を予想して移動を決定すると考えるのが自然である。次に、本稿では一国内に複数の地域が存在することを想定するのに対し、彼らのモデルは、2地域のモデルを用いている。

まず、賃金は個人の属性によって決定され、労働者の効用は、賃金、労働市場の状況で決まるとする。つまり、 i 地域に住む労働者の効用関数は以下のように表される。

$$u(w_i(\theta), Z_i)$$

$w_i(\theta)$: i 地域に住む属性 θ の労働者の賃金

Z_i : i 地域の労働市場の状況

$$\frac{\partial u(w_i(\theta), Z_i)}{\partial w_i(\theta)} > 0, \quad \frac{\partial u(w_i(\theta), Z_i)}{\partial Z_i} : \text{不明}$$

⁴ 詳細については太田・大日(1996a、1996b)を参照されたい。

$\frac{\partial u(w_i(\theta), Z_i)}{\partial Z_i}$ の符号は、どのような変数を用いるのかによって変わる。 Z_i が失業率のとき、移

動先の失業率が移動元の失業率より高いと粗移動率は低くなるだろう。移動先の有効求人倍率が移動元の有効求人倍率より高いと、粗移動率は高くなるであろう。

次に 2 期間モデルを考えてみよう。第 1 期に、労働者は被雇用確率を考慮して現在住んでいる地域を含めた全ての地域で得られる期待効用を予想する。ただし、雇用されなかった場合の賃金は 0 とする。現在住んでいる地域より高い効用が得られる地域があれば、最も高い期待効用の得られる地域に移動することを決定し、第 2 期に第 1 期に決定した地域に移動すると仮定する。このとき、労働者の期待形成によって期待効用は以下の 2 つのケースに分けられる。

ケース 1 : 労働者が第 1 期の賃金及び労働市場の状況が今後も持続すると予測した場合

$$\begin{aligned} U_i &\equiv E\{\max_j [\text{Prob}_j(\theta)u(w_j(\theta), Z_j) + \{1 - \text{Prob}_j(\theta)\}\{u(0, Z_j)\} - T_{ij}]\} \\ &= \max_j [\text{Prob}_{j,1}(\theta)\{u(w_{j,1}(\theta), Z_{j,1})\} + \{1 - \text{Prob}_{j,1}(\theta)\}\{u(0, Z_{j,1})\} - T_{ij}] \end{aligned}$$

U_i : i 地域にすむ労働者の期待効用

$\text{Prob}_{j,1}(\theta)$: i 地域での第1期の雇用確率

T_{ij} : 移動費用 ただし $i = j$ のとき $T_{ij} = 0$

ケース 2 : 合理的期待の下、労働者が第 2 期の賃金及び労働市場が変動すると予測した場合

$$\begin{aligned} U_i &\equiv E\{\max_j [\text{Prob}_j(\theta)u(w_j(\theta), Z_j) + \{1 - \text{Prob}_j(\theta)\}\{u(0, Z_j)\} - T_{ij}]\} \\ &= \max_j [\text{Prob}_{j,2}(\theta)\{u(w_{j,2}(\theta), Z_{j,2})\} + \{1 - \text{Prob}_{j,2}(\theta)\}\{u(0, Z_{j,2})\} - T_{ij}] \end{aligned}$$

となる。このとき、移動を行うときに1、行わないときに0をとる関数 $I_{ij}(\theta)$ を考えると、以下のように表せる。

$$I_{ij}(\theta) = \begin{cases} 1 & \text{if } U_m > U_s \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

U_m : 移動した場合の期待効用
 U_s : 移動しなかった場合の期待効用

労働者の分布を $f(\theta)$ 、 i 地域から j 地域への移動率を m_{ij} とすると、この決定式を利用して以下のように移動率が求められる。

$$m_{ij} = \int I_{ij}(\theta) f(\theta) d\theta$$

労働者は、選ばれた移動先及び現住地の賃金、労働市場の状況、移動費用によって移動を決定しているため、粗移住率も賃金、労働市場の状況、移動費用によって決定される。移動費用に関しては、期待効用より移動費用が高いと粗移動率は低くなる。ここで、粗移動率は0から1の間の値であるため、粗移動率のロジスティック変換を行って線形の関数で推定できるようにする。したがって、推定されるモデルは以下の通りとなる。

$$\log(m_{ijt} / (1 - m_{ijt})) = \alpha_i + \sum \beta_k \log(X_j / X_i)_k + \gamma T_{ijt} + \omega t + e_{ijt}$$

i : 移動元の県

j : 移動先の県

m_{ijt} : 粗移動率

α_j : 移動元の県の固定効果

X_{it} : i 県の t 時点の平均賃金及び労働市場の状況、期待賃金、期待される労働市場の状況を表す変数

T_{ijt} : 移動費用

t : 年ダミー

e_{ijt} : 誤差項

この労働移動率方程式を失業率、有効求人倍率及び平均賃金の同時性を考慮しながら

推定する。

2-4 データ及び推定方法

粗移動については『住民基本台帳人口移動報告年報』の男性及び総人口のデータを用いた。『住民基本台帳人口移動報告年報』とは、総務省が人口移動の状況を明らかにするために、毎年住民基本台帳法に基づく転入届をもとに、転入前の住所地別、男女別の転入者数を集計したものである。

『住民基本台帳人口移動報告年報』のデータを用いるメリットは、毎年の人口移動のデータが得られる点である。人口移動のデータについては、『国勢調査』でも調査されており、年齢別の移動人口を得られる。ただし、移動に関する調査が10年毎であること、1990年の調査では5年前の住所を尋ねているのに対し、1980年の調査では1年前の住所を尋ねていることから、別々に推定する必要があり、長い期間での推定には適さない。したがって、年齢別のデータが得られず、子供及び高齢者を含むという問題を含むものの、1年間の移動のデータが長期に渡って得られる『住民基本台帳人口移動報告年報』のデータを用いる。

推定には1960年から1995年までの5年おきのデータを用いた。年代毎の推定では、1960年代では1960年及び1965年というように、各年代前半の推定を行っている。サンプル数は、1960年代、1970年代は沖縄県が除かれるため、1時点あたり移動元の46都道府県×移動先の45都道府県=2070、1980年代、1990年代は1時点あたり移動元の47都道府県×移動先の46都道府県=2162となる。全期間を通じた推定では沖縄を除いて分析している。

まず、被説明変数の粗移動率を以下のように定義する。

$$m_{ijt} = \frac{t\text{年に}i\text{地域から}j\text{地域に移動した人口}}{t-1\text{年における}i\text{地域の人口}}$$

説明変数としては、当期の値として、平均賃金、失業率、有効求人倍率、期待値として平均賃金上昇率、失業率上昇率、40歳から44歳までの失業率及び平均賃金、そして移動費用を用いる⁵。これらの記述統計量は表2-1にまとめられている。記述統計より、粗移動率の平均値を見ると、1960年代から1980年代まで減少した後、1990年代になって増加し

⁵ ここで、移動費用に関しては同時性の問題を回避するために、当該年の1年前のデータを用いている。

ていることがわかる。

失業率は『国勢調査』、有効求人倍率については、『職業安定統計』から採った。また、平均賃金については、『賃金構造基本調査』から男性の産業計、決まって支給される現金給与を消費者物価地域差指数で調整し、さらに消費者物価指数で調整して用いた⁶。以上の失業率及び平均賃金のデータは男性に限った。女性のデータを用いなかったのは、女性の労働力化率が男性に比べて低く、夫との随伴移動が多いと考えられるからである。

期待失業率上昇率、期待平均賃金上昇率は、上に述べた失業率及び平均賃金より、 $(t+5 \text{ 年の値} - t \text{ 年の値}) / t \text{ 年の値}$ とした。また、予測値として、40歳から44歳の値を用いたが、これは、この年代の賃金が一般的に生涯を通じて最も高く、労働者が将来賃金を予測する指標として適していると思われるからである⁷。『住民基本台帳人口移動報告年報』のデータでは、年齢別の移動率を得ることができないため、45歳以上の移動人口も含まれており、40歳から44歳までの値が必ずしも将来の予測値として適当とはいえない。しかし、Inoki and Suruga(1981)によれば、年齢が高くなるほど移動率が低くなることが示されており、高齢者の移動の影響は少ないと考えられる。したがって40歳から44歳までの値を将来の予測値として用いても問題は少ないだろう。

移動費用は、各県庁所在都市間の国鉄(JR)の普通運賃を用いる⁸。移動手段としては飛行機や船舶など鉄道以外の交通手段も考えられるが、いずれもおよそ距離に比例した運賃設定がなされており、国鉄(JR)の運賃を用いることは妥当だろう。また、移動費用として、引越費用を用いることも考えられるが、費用が運送会社で異なる上に、長期のデータを得ることが難しい。また、引越費用も距離に応じた料金設定を行っていることから、国鉄(JR)の普通運賃との相関は強いと考えられる。

2-5 労働移動率方程式の推定結果

⁶ 特別に支払われた給与を用いなかったのは、1960年代の『賃金構造基本調査』では、特別に支払われた給与が記載されていないので、推定に整合性を保つためである。また、『賃金構造基本調査』で府県別のデータを公表し始めたのが1961年であったため、1960年の推定では1961年のデータで代用している。

⁷ 1960年代、1970年代は、『国勢調査』及び『賃金構造基本調査』で年齢区分が異なっていたり、年齢別のデータが公表されていなかったりすることから、分析は1980年代及び1990年代に限った。

⁸ 1959年、1969年、1974年のデータを使うべきところを、国鉄の時刻表が入手できなかったために、1961年、1972年、1975年のデータで代用している。ただし、国鉄の運賃改訂は毎年行われるわけではないため、これらのデータで代用しても大きな問題とはならないと考えられる。

2-3 節で導かれた推定式に基づき、労働移動、失業率、有効求人倍率、平均賃金の同時性を考慮しない固定効果モデル、同時性を考慮したパネル 2 段階推定法(固定効果モデル)を行った(表 2-2)。パネル 2 段階推定法については、失業率の操作変数として 5 年前の失業率、有効求人倍率及び平均賃金の操作変数として 1 年前の値を用いている⁹。

まず、各年代で同時性を考慮しない場合の推定結果及び同時性を考慮したパネル 2 段階推定法の結果を検討する¹⁰。1960 年代、1970 年代、1990 年代の固定効果モデルでは、失業率格差、移動費用で期待される符号が得られている。しかし、その他の変数は有意ではないか、期待される符号とは逆の結果が得られている。一方、1980 年代は、モデル 5 で期待失業率格差、移動費用以外のすべての変数で期待される符号とは逆の符号が得られている。

ただし、この推定結果には同時性バイアスがかかっていると考えられる。なぜなら、人々が移動を行うことによって各都道府県の労働供給量が変化し、平均賃金及び失業率が変化するためである。バイアスの方向は、誤差項と失業率格差または平均賃金との共分散によって求められるが、固定効果モデルの結果には、失業率格差については正のバイアス、平均賃金については負のバイアスがかかっていると考えられる。

そこで、パネル 2 段階推定法の結果に注目する¹¹。どの年代でも、失業率格差と移動費用については期待される符号が得られている。また、失業率格差の係数の値に関して固定効果モデルの結果と比較すると固定効果モデルの係数の値の方がパネル 2 段階推定法で得た係数の値より正の方向に大きい。よって、パネル 2 段階推定法を用いることによって同時性バイアスは縮小したと考えられる。したがって、失業率格差は労働移動を促進する効果を持つと言える。また、移動費用が高くなると労働移動は抑制されることが示唆されている。有効求人倍率を含めたモデル 6 では、1970 年代では有意な結果が得られなかったが、1980 年代及び 1990 年代では有意で期待された符号が得られている。

平均賃金に関しては、1980 年代では、失業率格差を含むモデルでは平均賃金格差の符号は正で有意と期待される符号をとっている。失業率格差を含まないモデルでは期待さ

⁹ 1 年前ではなく、5 年前の失業率格差を操作変数として用いたのは、都道府県別の失業率が 5 年おきしか得られないからである。また、1960 年のデータを用いた推定に関しては、1959 年の平均賃金を『賃金構造基本調査』から得ることができないために、『毎月勤労統計調査』のデータを用いた。

¹⁰ 1980 年代、1990 年代でも沖縄県を除いた推定を行ったが、係数の符号、大きさはほとんど変わらなかった。

¹¹ 分散不均一性テストを行った結果、分散不均一性が存在するという帰無仮説が棄却できなかったため、White 修正を行った。

れる符号は得られていない。その他の年代については、平均賃金格差は、有意ではあるが期待される符号が得られていないか、得られたとしても有意ではない。パネル 2 段階推定法の係数の値を固定効果モデルで得られた値と比較すると、固定効果モデルで得られた係数が正の方向に大きくなっているケースが多く、同時性バイアスが除去しきれていない可能性がある。

期待失業率格差は有意でないが、期待される符号が得られないケースが多い。これは失業率の高い県はほぼ変わっていないために、期待上昇率よりも現在の失業率を重視した結果かもしれない。期待平均賃金格上昇率格差に関してはほぼ有意な結果は得られていない。期待に関する変数で有意な結果が得られていないのは、労働者は現在の労働市場の状況が将来も持続すると考えて行動していることが原因である可能性がある。

さらに、構造変化の有無に着目して、CHOW テストを行って年代に関わりなく期間を 2 つに分けて推定した結果を見てみよう(表 2 - 3)。CHOW テストの結果、1970 年、1975 年で構造変化が起きていることが示された。そこで、1970 年前後、1975 年前後で期間を区切ったパネル 2 段階推定法の結果に注目する。操作変数は年代毎の推定の時に用いた操作変数と同じく失業率に対して 5 年前の値、有効求人倍率及び平均賃金に対して 1 年前の値を用いている。

1970 年以前では、失業率格差及び移動費用で有意な期待される符号が得られている。平均賃金格差、期待に関する変数については有意な期待される符号とは逆の符号となっている。一方、1975 年以降の推定では、移動費用については有意な期待された符号となっている。しかし、平均賃金格差については有意な期待される符号と逆の符号となっている。モデル 1、2 では失業率格差で有意な期待される符号と逆の符号となっている。モデル 3 では失業率格差を含む全ての変数で有意な期待される符号となっている。

1975 年以前の推定では、失業率格差、移動費用で期待される符号となっている。平均賃金格差については期待される符号は得られていない。ただし、モデル 3 では全ての変数で期待される符号をとっている。1980 年以降の結果では、1975 年以前と同様、失業率格差で期待される符号となっており、平均賃金格差で期待される符号が得られていない。

以上より、各年代の結果と、構造変化前後の結果をまとめると、失業率格差の拡大は労働移動を促進し、移動費用が高くなると労働移動が抑制されることが示されている。一方、平均賃金格差の拡大は労働移動が抑制するという結果が得られている。期待に関する変数はほとんど労働移動に影響を与えないことが示されている。

以上の推定結果をまとめると、次の 3 点が明らかになった。第 1 に、失業率格差はほとんどの期間で、有意に労働移動を促進することが示された。これは、失業率のジニ係数の低下

傾向を裏付けているといえよう。ただし、調整のスピードに関しては、1970年代が最も高い。この時代は景気も良く、格差に対して敏感に移動しやすい環境が整っていた可能性がある。その他の年代については1980年代と比較すると係数の値は小さい。

第2に、平均賃金格差については1980年代以外のすべての期間で、労働移動を促進する働きを持たないことが分かった。係数の大きさを見ると、1960年代と1990年代がほぼ同程度、構造変化前後の推定では、構造変化後の値の方が絶対値で大きい。また、格差を縮小するという結果が得られた1980年代の係数は絶対値で測ると他の年代と比較して小さく、格差縮小効果は小さい。平均賃金格差が労働移動を促進しにくい原因としては、4点考えられる。第1は、操作変数が正しくない可能性である。本稿では1年前の平均賃金を操作変数として用いたが、他により適切な操作変数があるのかもしれない。第2は、図1より移動率そのものが小さいため、粗移動率を被説明変数とするよりも、賃金を被説明変数とする均衡モデルが妥当するのかもしれない。したがって、本稿で得られた推定結果から直ちに労働移動が平均賃金格差を拡大すると結論付けることはできない。第3は、測定誤差の問題である。本稿では、平均賃金に関して年齢や学歴など賃金を規定する要因をコントロールできていないため、平均賃金が正しく測定されていない可能性がある。例えば、大都市を抱える県では若い労働者が多く、平均賃金が低く計算されてしまうため、地方の平均賃金の方が高いように見える。第4に、本稿では5年という長い期間の間隔で分析を行っているため、格差の変化の影響が5年のうちに小さくなっている可能性がある。

最後に、全ての期間で移動費用が高くなると労働移動を抑制することが示された。この結果は労働移動の先行研究の結果と同じである。また、1970年代で一旦係数が大きくなっているが、その他の年代では大きさはほとんど変わらない。しかし、年代を追うにつれて交通網の発達により移動費用が低下していることを考慮すると、移動費用による労働移動の抑制効果は小さくなっていると言えよう。

本稿で得られた推定結果を太田・大日(1996b)の推定結果と比較すると、失業率格差の拡大は労働移動を促し格差を縮小し、高い移動費用は労働移動を抑制するという結果は同じであった。しかし、平均賃金格差については本稿ではほとんどの期間で労働移動は格差を拡大する働きをするという結果が得られたのに対し、太田・大日(1996b)では労働移動は平均賃金格差を縮小するという結果が得られている。ただし、本稿、太田・大日(1996b)ともに同時性バイアスを除去しきれしていない可能性がある。

2-6 結論

本稿では、『住民移動基本台帳人口移動報告年報』を用い、同時性を考慮しながら

1960年代から1990年代の労働移動関数の推定を行った。本稿の重要な発見は3点ある。第1は、日本では、失業率格差は労働移動を促進する効果を持つということである。したがって、地域間経済格差が拡大した場合には、労働者の移動によって失業率格差を縮小できるであろう。第2に、平均賃金格差に関しては、労働移動を抑制する効果を持つことが示唆された。ただし、本稿の推定結果では同時性バイアスが除去しきれていない可能性がある。第3に、高い移動費用は労働移動を抑制することが示された。これは理論及び先行研究と整合的な結果であった。

今後の課題は、3点ある。第1は、平均賃金に関して適切な操作変数を用いて推定を行うことである。本稿の分析では同時性バイアスを除去できていない可能性がある。第2は、全ての地域で効用は等しく、労働者は移動するインセンティブを持たないとする均衡モデルの妥当性の検討である。本稿の推定では、平均賃金格差は労働移動によって縮小されないという結果が得られたが、移動率そのものが0に近いことを考えると、均衡モデルが妥当する可能性もある。第3は、年齢階級別の労働移動関数を推定することである。各年齢階級によって大学進学、転勤など様々な移動要因が考えられる。本稿では長期にわたる分析を行ったために年齢区分のないデータを使わざるを得なかったが、今後は1990年及び2000年の『国勢調査』を用いて年齢別に移動要因がどのように変化するのも明らかにしたい。

参考文献

- Blanchflower, D. G. and A. J. Oswald (1994) *The Wage Curve*, MIT Press.
- Greenwood, M. J. (1997) "Internal Migration in Developed Countries," *Handbook of Population and Family Economics*, vol.1B, 647-720.
- Harris, J. R. and M. P. Todaro (1970) "Migration, Unemployment, and Development: A Two-Sector Analysis," *American Economic Review*, 60, 126-142.
- Inoki, T. and T. Suruga (1981) "Migration, Age and Education: A Cross Sectional Analysis of Geographic Labour Mobility in Japan," *Journal of Regional Science*, 21(4), 501-517.
- Montgomery, E.B. (1993) "Patterns in Regional Labor Market Adjustment: The United States vs. Japan," *NBER Working Paper*, 4414.
- Roback, J. (1982) "Wages, rents, and the quality of life," *Journal of Political Economy*, 90, 1257-1278.
- Rosen, S. (1979) "Wage-based Indexes of urban quality of life," *Current issues in urban economics*, Johns Hopkins University Press, 74-104.

Sjasstad, L. A (1962) "The Cost and returns of human migration," *Journal of Political Economy*, Supplement 70, 80-89.

猪木武徳・駿河輝和 (1981) 「戦後日本の地域間労働移動と所得分布 移動の「効率性」をめぐって」『大阪大学経済学』第31巻、第2・3号、192-198

太田聡一・大日康史 (1996a) 「地域間労働移動の研究」『大阪市立大学経済学雑誌』vol.96、46 - 59

太田聡一・大日康史 (1996b) 「日本における地域間労働移動と賃金カーブ」『日本経済研究』、32号、112-132

図 2 - 1 純流出率、失業率及び賃金のジニ係数の推移

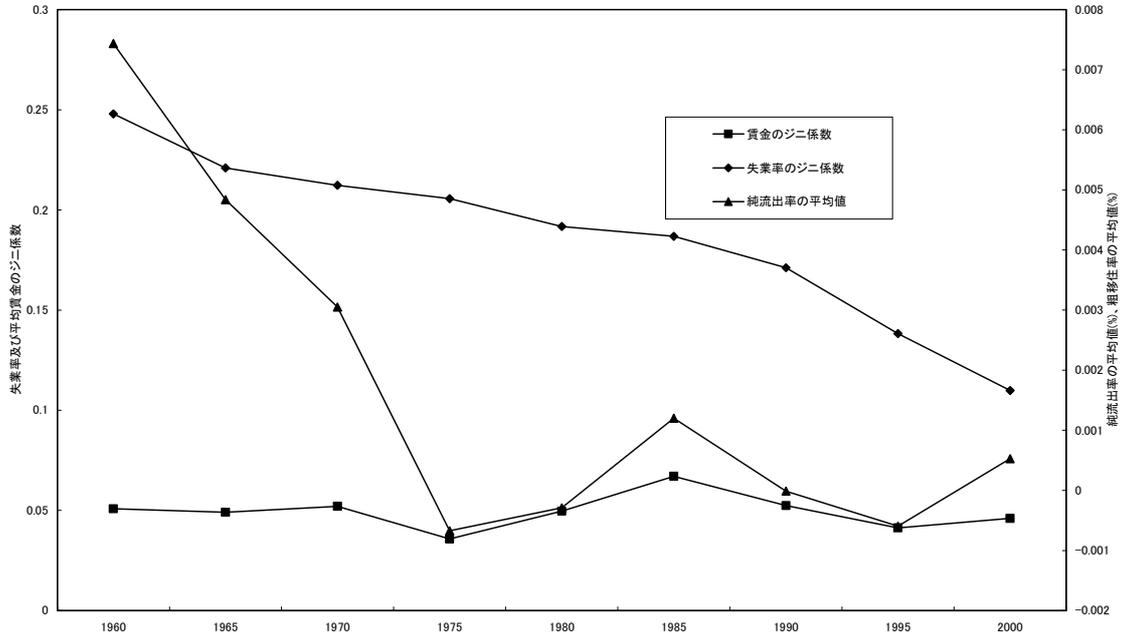


表 2 - 1 記述統計量

	全期間		1960年代		1970年代		1980年代		1990年代	
	平均値	標準誤差	平均値	標準誤差	平均値	標準誤差	平均値	標準誤差	平均値	標準誤差
粗移動率(% × 10)	0.7339	1.6737	1.0564	15.6721	0.8511	1.7847	0.6299	1.2527	1.0564	15.6721
失業率格差	1.3783	0.7508	1.3428	0.6880	1.1207	0.5616	1.1951	0.7673	1.0799	0.4564
失業率格差(操作変数)	1.1356	0.5977	1.1799	0.7239	1.1675	0.6964	1.1461	0.6012	1.1032	0.5151
期待失業率上昇率格差	0.1378	13.6008	-0.9073	22.7081	0.6188	5.5513	-0.0089	10.4638	0.4538	9.5576
期待失業率格差	-	-	-	-	-	-	1.2513	1.1233	1.1357	0.6299
期待失業率格差(操作変数)	-	-	-	-	-	-	1.2640	1.1713	1.1792	0.7314
有効求人倍率格差	-	-	-	-	10.6855	106.4095	1.3107	1.0966	1.1657	0.7127
有効求人倍率格差(操作変数)	-	-	-	-	1.7799	2.4076	3.4718	3.8644	1.1707	0.7164
平均賃金格差	1.2717	0.6341	1.0080	0.1276	1.0063	0.1128	1.0082	0.1295	1.0088	0.1336
平均賃金格差(操作変数)	1.2735	0.6366	1.0103	0.1449	1.0058	0.1084	3.4718	3.8644	1.0072	0.1208
期待平均賃金上昇率格差	0.8680	6.3747	1.1921	1.3134	1.9987	18.1241	0.9482	2.0058	0.4504	12.4684
期待平均賃金格差	-	-	-	-	-	-	1.0091	0.1363	1.0084	0.1288
期待平均賃金格差(操作変数)	-	-	-	-	-	-	1.0090	0.1355	1.0085	0.1313
移動費用(×1/100)	4.1918	3.4829	5.9388	3.8043	3.2590	2.8367	2.4064	1.3710	3.6057	2.2035
ロジスティック変換										
粗移動率	-8.4313	1.5415	-8.5416	1.6401	-8.2484	1.5363	-8.4624	1.4650	-8.5416	1.6401
対数変換(移動費用以外の格差の平均値は1,000,000,000倍)										
失業率格差	0.1762	0.5457	-8.5383	1.6686	0.3100	0.4781	1.3700	0.4379	-0.3060	0.3897
失業率格差(操作変数)	0.1820	0.5444	-0.2800	0.5769	-0.2640	0.5575	0.0292	0.4537	0.2840	0.4430
期待失業率格差	-	-	-	-	-	-	7.7200	0.1349	2.1200	0.5020
期待失業率格差(操作変数)	-	-	-	-	-	-	-3.2000	0.6660	-2.7000	0.5746
有効求人倍率格差	-	-	-	-	60.2000	1.4091	4.4100	0.7357	0.2530	0.5612
有効求人倍率格差(操作変数)	-	-	-	-	-0.4530	1.0798	1.0704	0.4871	1.9700	0.5612
平均賃金格差	0.1584	0.3641	-1.3400	0.1261	0.2810	0.1119	-0.3540	0.1282	1.0088	0.1336
平均賃金格差(操作変数)	0.1584	0.3688	-1.7700	0.1429	-7.0400	0.1119	-2.0900	0.1252	5.9200	0.1198
期待平均賃金格差	-	-	-	-	-	-	7.7200	0.1349	21.9600	0.1276
期待平均賃金格差(操作変数)	-	-	-	-	-	-	-3.3600	0.1340	-4.0900	0.1300
移動費用	5.7280	0.8528	9.3017	0.7057	5.3599	0.9916	0.6841	0.7410	5.6790	0.7166

表2-2 年代別労働移動方程式推定結果
固定効果モデル

	全期間				1960				1970				
	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル6
失業率格差	-0.2139** (0.0259)	-0.2126** (0.0259)	-0.3185** (0.0266)	-0.2349** (0.0434)	-0.2252** (0.0435)	-0.5522** (0.0434)	0.0022** (0.0008)	-0.0703 (0.0405)	-0.0049 (0.0407)	-0.0296 (0.0401)	-0.0039 (0.0039)	-1.0349** (0.2392)	1.2258** (0.1716)
- 期待失業率上昇率格差													
- 期待失業率格差													
+ 平均賃金格差	-3.1774** (0.0933)	-3.1766** (0.0933)	-3.2674** (0.0928)	-4.7536** (0.2113)	-4.8671** (0.2198)	-5.1039** (0.2003)	-1.1300** (0.2431)	-1.1031** (0.2438)	-1.1031** (0.2438)	-1.1031** (0.2438)	-1.1031** (0.2438)	-1.0349** (0.2392)	1.2258** (0.1716)
+ 期待平均賃金上昇率格差													
+ 期待賃金格差	0.0000 (0.0011)	0.0000 (0.0011)	0.0001 (0.0012)	0.0001 (0.0012)	-0.0382* (0.0174)	0.0881** (0.0177)	-0.0014 (0.0011)	-0.0013 (0.0011)	-0.0013 (0.0011)	-0.0014 (0.0011)	-0.0013 (0.0011)	-0.0014 (0.0011)	-0.0013 (0.0011)
+ 有効求人倍率格差													
+ 移動費用	-0.1185** (0.0050)	-0.1185** (0.0050)	-0.1241** (0.0052)	-1.3474** (0.0288)	-1.3446** (0.0288)	-1.5112** (0.0285)	-0.7801** (0.0247)	-0.7816** (0.0247)	-0.7816** (0.0247)	-0.8073** (0.0240)	-0.7828** (0.0247)	-0.7828** (0.0247)	-1.3880** (0.0285)
- 定数項	-7.4410** (0.0434)	-7.4406** (0.0434)	-7.3938** (0.0449)	3.9915** (0.2686)	3.9178** (0.2697)	5.9633** (0.2744)	-1.2138** (0.2232)	-1.2138** (0.2232)	-1.2053** (0.2235)	-0.9716** (0.2172)	-1.1921** (0.2235)	-1.1921** (0.2235)	4.2674** (0.2575)
R-squared	0.1040	0.1048	0.0410	0.4747	0.4761	0.4118	0.2210	0.2210	0.2215	0.2172	0.2207	0.2207	0.3776

	全期間				1960				1970				
	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル6
失業率格差	-0.9389** (0.1216)	-0.9330** (0.1192)	-1.5319** (0.1116)	-0.4331** (0.0686)	-0.4221** (0.0687)	-1.1716** (0.0613)	-0.0017 (0.0010)	-6.0579** (1.8138)	-6.0579** (1.8138)	-5.7085** (1.5842)	-5.7315** (1.5907)	0.0061* (0.0034)	-0.6819* (0.3164)
- 期待失業率上昇率格差													
- 期待失業率格差													
+ 平均賃金格差	-2.5696** (0.1372)	-3.7442** (0.1436)	-3.3617** (0.0919)	-6.4623** (0.3629)	-6.7024** (0.3800)	-0.0978** (0.0205)	-7.6710** (0.2849)	2.1879 (1.1566)	2.1879 (1.1566)	1.8246 (0.9995)	0.0121** (0.0052)	-0.6455 (0.2668)	-0.6819* (0.3164)
+ 期待平均賃金上昇率格差													
+ 期待賃金格差	5.7445** (0.1803)	5.7280** (0.1795)	6.4722** (0.1837)	3.6303** (0.3889)	3.4458** (0.3936)	5.9063** (0.3874)	3.2371** (0.3724)	8.6239** (1.1021)	8.2949** (0.9608)	7.5415** (0.7798)	5.6265** (0.3119)	5.6265** (0.3119)	5.5680** (0.4027)
+ 有効求人倍率格差													
+ 移動費用	-1.3157** (0.0155)	-1.3143** (0.0155)	-1.3778** (0.0159)	-1.2688** (0.0382)	-1.2629** (0.0382)	-1.4987** (0.0376)	-1.2268** (0.0364)	-1.5897** (0.0945)	-1.5594** (0.0831)	-1.4859** (0.0679)	-1.3500** (0.0298)	-1.3500** (0.0298)	-0.4066 (0.2156)
- 定数項	5.7445** (0.1803)	5.7280** (0.1795)	6.4722** (0.1837)	3.6303** (0.3889)	3.4458** (0.3936)	5.9063** (0.3874)	3.2371** (0.3724)	8.6239** (1.1021)	8.2949** (0.9608)	7.5415** (0.7798)	5.6265** (0.3119)	5.6265** (0.3119)	5.5680** (0.4027)
R-squared	0.2028	0.4551	0.3603	0.4821	0.4833	0.4071	0.4745	3.0881	2.9200	2.9019	0.5184	0.5184	0.5020
Root MSE	1.3704	1.1332	1.2278	1.1874	1.1863	1.2693	1.1960	1.0907	1.0725	1.0907	1.0907	1.0907	1.0907

*.5%基準で有意
**.1%基準で有意
括弧内は分散不均一に対して頑健な標準誤差
変数名下は分散不均一に期待される符号を示している。
期待平均賃金上昇率格差、期待失業率格差、(t+5期の平均賃金-t期の平均賃金)/(t+5期の失業率-t期の失業率)
失業率格差、平均賃金格差、有効求人倍率格差、1年前の平均賃金格差及び有効求人倍率格差である。
期待賃金、期待失業率の値はそれぞれ40-44歳の平均賃金、失業率を用いた。
R-squaredが表示されていないモデルがあるが、これは本稿で推定に用いたStata®で表示されなかったためである。

表2-2(続き) 年代別労働移動方程式推定結果
固定効果モデル

	1980						1990					
	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5	モデル6	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5	モデル6
失業率格差	0.7965** (0.0521)	0.7975** (0.0520)	0.6100** (0.0554)	0.0018 (0.0018)	-0.3287** (0.0334)	-1.3289** (0.0529)	-1.3290** (0.0529)	-1.3290** (0.0529)	-1.1045** (0.0607)	-0.0021 (0.0020)	-0.8794** (0.0452)	-4.0875** (0.1503)
- 期待失業率上昇率格差				0.0015 (0.0017)								
- 期待失業率格差												
+ 平均賃金格差	-4.7859** (0.1863)	-4.8228** (0.1863)	-0.0260* (0.0107)	-4.3917** (0.1895)	-5.7167** (0.1810)	-7.0790** (0.1883)	-7.0879** (0.1887)	0.0024 (0.0030)				
+ 期待平均賃金上昇率格差												
+ 期待賃金格差												
+ 有効求人倍率格差												
移動費用	-1.0384** (0.0258)	-1.0392** (0.0257)	-1.2220** (0.0266)	-0.9657** (0.0260)	-0.9383** (0.0250)	-1.2187** (0.0245)	-1.2201** (0.0245)	-1.4693** (0.0272)	-1.1102** (0.0258)	-1.2961** (0.0259)	-1.2454** (0.0238)	
- 定数項	-3.2397** (0.1307)	-3.2721** (0.1308)	-2.3411** (0.1352)	-3.6054** (0.1319)	-2.8877** (0.1273)	3.9663** (0.2510)	3.9780** (0.2511)	6.5314** (0.2787)	2.8560** (0.2647)	4.7573** (0.2659)	4.2400** (0.2443)	
R-squared	0.4194	0.4216	0.3307	0.3878	0.4459	0.3451	0.5564	0.4098	0.4911	0.4873	0.4313	

パネル-2SLS

	1980						1990					
	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5	モデル6	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5	モデル6
失業率格差	-0.7030** (0.0452)	-0.6854** (0.0452)	-0.6824** (0.0452)	-0.0042* (0.0017)	-0.8374** (0.0491)	-1.0048** (0.0393)	-1.3336** (0.0561)	-1.3337** (0.0561)	-0.8105** (0.0626)	-0.0002 (0.0017)	0.9026** (0.0490)	-7.1744** (0.2103)
- 期待失業率上昇率格差												
- 期待失業率格差												
+ 平均賃金格差	0.5233** (0.1893)	0.4975** (0.1900)	-0.0075 (0.0044)	-0.2229 (0.1924)	-8.3321** (0.3082)	-6.5609** (0.2102)	-6.5556** (0.2105)	0.0008 (0.0025)	0.0068* (0.0034)	-6.3571** (0.2254)	7.4828** (0.2247)	
+ 期待平均賃金上昇率格差												
+ 期待賃金格差												
+ 有効求人倍率格差												
移動費用	-1.1416** (0.0263)	-1.1438** (0.0265)	-1.1622** (0.0238)	-1.0674** (0.0261)	-1.1522** (0.0214)	-1.2789** (0.0268)	-1.2791** (0.0268)	-1.4864** (0.0254)	-1.1529** (0.0280)	-1.1529** (0.0280)	-1.2106** (0.0273)	-1.2560** (0.0278)
- 年ダミー	0.4264** (0.0278)	0.4237** (0.0278)	0.4336** (0.0278)	0.3910** (0.0278)	0.4310** (0.0272)	-0.2942** (0.0289)	-0.2952** (0.0294)	-0.3497** (0.0336)	-0.2672** (0.0312)	-0.2672** (0.0312)	-0.2866** (0.0324)	-0.2894** (0.0280)
定数項	-1.3108** (0.1564)	-1.3043** (0.1571)	-1.2002** (0.1439)	-1.7998** (0.1535)	-1.4522** (0.1436)	5.2076** (0.3171)	5.2083** (0.3172)	7.8946** (0.3054)	3.6607** (0.3274)	3.6607** (0.3274)	5.6197** (0.3222)	5.2845** (0.3278)
サンプル数	2162						2162					
R-squared	0.7190	0.7194	0.7188	0.6906	0.6716	0.3798	0.5885	0.5885	0.4511	0.5255	0.4744	0.6150
Root MSE	.78119	.78076	.78137	.8196	.83949	1.1605	0.9346	0.9348	1.0795	1.0037	1.0502	0.9040

*: 5%基準で有意
 **: 1%基準で有意
 括弧内は分散不均一に対して頑健な標準誤差
 変数下の符号は期待される符号を示している。
 期待平均賃金上昇率格差、期待失業率格差、期待賃金格差、有効求人倍率格差、1年前の平均賃金格差及び有効求人倍率格差である。
 失業率格差、平均賃金格差、有効求人倍率格差、それら5年前の失業率格差、1年前の平均賃金格差及び有効求人倍率格差である。
 期待賃金、期待失業率の値はそれぞれ40-44歳の平均賃金、失業率を用いた。
 R-squaredが表示されないモデルがあるが、これは本稿で推定に用いたStata®で表示されなかったためである。

表 2 - 3 構造変化前後の労働移動方程式の推定結果

	1970年以前				1975年以前			
	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
失業率格差	-0.9011** (0.0494)	-0.8876** (0.0496)	-1.1960** (0.0488)		-1.6802** (0.1068)	-1.6595** (0.1044)	-1.8010** (0.0888)	
- 期待失業率格差		0.0023* (0.0010)		0.0031** (0.0010)		0.0018 (0.0012)		0.0033** (0.0010)
+ 平均賃金格差	-3.8503** (0.2420)	-4.0775** (0.2576)		-5.6310** (0.2341)	-1.2185** (0.3218)	-1.2754** (0.3151)		-4.7949** (0.2039)
+ 期待平均賃金上昇率格差		-0.0884** (0.0188)	0.0328 (0.0170)			0.0035* (0.0017)	0.0037* (0.0017)	
- 移動費用	-1.2917** (0.0293)	-1.2855** (0.0293)	-1.4539** (0.0282)	-1.1891** (0.0282)	-1.4010** (0.0285)	-1.3967** (0.0284)	-1.4479** (0.0261)	-1.2526** (0.0240)
+ 定数項	4.8164** (0.3039)	4.6623** (0.3078)	6.4536** (0.2956)	3.8001** (0.2910)	4.4307** (0.2727)	4.4023** (0.2713)	4.8643** (0.2538)	3.0468** (0.2308)
サンプル数	6210				8280			
R-squared	0.4844	0.4855	0.4653	0.4467	0.2673	0.2740	0.2275	0.4476
Root MSE	1.1754	1.1742	1.1969	1.2176	1.3702	1.364	1.4069	1.1897

	1975年以降				1980年以降			
	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
失業率格差	8.4974** (3.0782)	9.2803** (3.6198)	-1.7395* (0.8550)		-6.2885** (0.8346)	-6.0518** (0.7745)	-3.9351** (0.7286)	
- 期待失業率格差		-0.0185* (0.0084)		-0.0007 (0.0011)		0.0155** (0.0033)		0.0020 (0.0012)
+ 平均賃金格差	-5.5724** (0.8896)	-5.7192** (1.0115)		-3.2967** (0.1080)	-2.9142** (0.3009)	-3.0665** (0.2756)		-4.5462** (0.1191)
+ 期待平均賃金上昇率格差		-0.0133 (0.0090)	-0.0021 (0.0038)			0.0019 (0.0040)	0.0060 (0.0034)	
- 移動費用	-0.8841** (0.1422)	-0.8512** (0.1656)	-1.1700** (0.0421)	-1.2868** (0.0162)	-1.5311** (0.0583)	-1.5125** (0.0544)	-1.4120** (0.0473)	-1.1738** (0.0204)
+ 定数項	0.1304 (2.0312)	-0.3888 (2.3855)	-2.2862** (0.5148)	5.7460** (0.1912)	0.1224 (0.3663)	0.0243 (0.3436)	-0.4120 (0.2888)	4.2709** (0.2397)
サンプル数	10350				8280			
R-squared	-	-	0.2835	0.5196	-	-	0.1078	0.5350
Root MSE	2.5684	2.7519	1.2446	1.0191	1.7935	1.7354	1.3847	0.9996

この表で示されている結果はパネル2段階推定法の結果である。

*: 5%基準で有意

** : 1%基準で有意

括弧内は分散不均一に対して頑健な標準誤差

変数名下の符号は期待される符号を示している。

第3章 生活保護と低所得世帯の居住地選択*

3-1 はじめに

2003年11月、厚生労働省は国と地方の税財制改革の一環として生活保護費の国庫負担金割合をこれまでの4分の3から3分の2に引き下げる方針を固めた¹。この引き下げにより、約1500億円の補助金のカットとなる。これに対し、東京都などいくつかの自治体は、自治体の負担増は、税源移譲があっても地方自治体の財政を圧迫するものであり、国庫負担金割合の引き下げは容認できないとしている。

自治体の負担分が上昇すると、生活保護認定基準が全国一律であっても、財政難の自治体では生活保護費を十分に計上できなくなり生活保護行政を適切に運営できなくなる。その結果、自治体間で実質的な生活保護認定率にばらつきが生じる可能性がある²。

仮に、すべての自治体が低所得世帯の集積による財政負担増を嫌うとすると、実質的な生活保護認定率に地域差が生じ、生活保護受給を目的として低所得世帯が実質的な生活保護認定率の高い自治体へ移動する可能性がある。自治体はそのような移動を見越して、低所得世帯の流入を防ぐために他の自治体と実質的な生活保護認定率に関する競争を行って生活保護を受けにくくする可能性がある。そのような競争の結果、実質的な生活保護認定率は低下することになる。捕捉率が低下すれば生活保護制度そのものが機能しなくなる。

このように、自治体間の福祉政策の削減競争をもたらす低所得世帯の地域間移動が起きているか否かを検証することは重要な課題である。本稿では、都道府県レベルでの生活保護の受けやすさの違いにより低所得世帯の地域間移動が起きているか否かを実証的に検証する。実際の生活保護認定は各市町村の福祉事務所が行っているため、生活保護の受けやすさは各市町村で異なる。しかし、都道府県も生活保護

* 本論文の作成に当たって、大竹文雄氏より丁寧なご指導を賜った。ここに感謝したい。また、川口大司、高阪章、駒村康平、鈴木亘、内藤久裕の各氏、福岡大学研究会参加者、社会保障論ゼミの出席者から貴重なコメントを頂いた。記して感謝したい。特に、データの使用を快く許諾して頂いた駒村康平氏に感謝申し上げたい。

¹ 朝日新聞 2003年11月27日付け

² 行政改革が行われた1985年から1988年には地方の負担割合が増え、財政難の地方は保護抑制に動いたと言われている(篠塚・川口(2003))。また、尾藤他(1991)によれば、申請窓口において新規の保護申請を却下する動きもあったとされている。

費を負担しているため、都道府県レベルで生活保護認定率の差も生じうる。したがって、まず都道府県レベルでの分析を行うことは重要である。

自治体間の福祉政策の削減競争については主にアメリカで研究が行われてきた。アメリカでは州毎に公的扶助給付額を決定することができるため、各州は給付額を高くすると低所得層が流入することを見越して、他の州、特に隣り合う州と競い合って給付額を低くするインセンティブが働く。アメリカのデータを用いた実証研究では、公的扶助の水準を州が決定すると、公的扶助の給付額について他の州と競争が起きることが示されている（Figilo, Kolpin and Reid(1999)、Saavedra(2000)）。しかし、これらの研究では、低所得層が各州間の給付額の違いにどのように反応するかは明らかにされていない。低所得層は給付額の高い地域に流入する、あるいは州政府は給付額を高くすると低所得層が当該州に流入すると思い込むと仮定しているからである。集計データを用いて低所得層が公的扶助受給目的で移動を行うことを示したのが Peterson and Rom (1989)、Wheaton(2000)である。Peterson and Rom (1989)は公的扶助額が 2 標準誤差増加すると低所得層率が 0.9%増加することを示し、Wheaton(2000)は公的給付額が 1%増えると公的扶助受給者率が 1.2%増加することを示している。

一方、日本では生活保護制度は全国一律となっており、自治体が生活保護の給付額や認定基準を変えることは出来ない。また、日本は生活保護受給世帯の 8 割が移動の困難な高齢者世帯及び傷病・障害世帯であるのに対し、アメリカは公的扶助対象者のほとんどが母子世帯である。このため、日本の生活保護受給世帯はアメリカの公的扶助対象者と比較して移動が起こりにくいかもしれない。

しかし、日本でも低所得世帯の移動が起きていないとは限らない。現在でも実質的な生活保護認定率が地域によって異なっているからである（図 3 - 1）³。前述の通り、財政難の自治体であれば、生活保護を受けにくくするインセンティブが働く。実際、財政危機による行政改革が行われた 1985 年から 1988 年には公費負担が国 70%、地方 30%と地方の負担割合が増え、財政難の地方は保護抑制に動いたと言われている（篠塚・川口(2003)）。また、尾藤他（1991）によれば、申請窓口において新規の保護申請を却下するという「水際作戦」と呼ばれる動きもあったとされている。

³ ただし、生活保護の受けやすさについての情報をどの程度低所得世帯が把握しているのかは不明である。

さらに、生活保護廃止の理由には居住地の変更も多いと報告されているようである。生活保護の給付額も、居住地によって大きく異なるため、県境のどちらに居住するかによって受給額が異なってくる。県境に居住する低所得世帯であれば、移動距離が短いため、生活保護受給のための都道府県間移動を行う可能性がある。

以上より、低所得世帯には生活保護受給目的の地域間移動を行うインセンティブがあり、低所得世帯の地域間移動の分析は重要である。しかし、日本の生活保護と低所得世帯の行動の関係についての研究は行われていない。本稿では低所得世帯が生活保護受給目的で地域間移動を行うか否かを分析する。低所得世帯率、捕捉率のデータとして、駒村(2003)が『全国消費実態調査』の個票データを用いて推計した2次データを用いる。

本稿の構成は次の通りである。第3-2節では生活保護の制度について簡単に説明する。第3-3節では、低所得世帯率の決定要因に関する仮説を示す。第3-4節ではデータの解説を行う。第3-5節では推定結果を示す。最後に、第3-6節で結論及び今後の課題を述べる。

3-2 生活保護制度の概要

生活保護制度は、憲法25条(「すべて国民は健康で文化的な最低限度の生活を営む権利を有する。」「国は、すべての生活面について社会福祉、社会保障及び公衆衛生の向上及び増進に努めなければならない。」)に規定する理念に基づいて生活に困窮している国民に対して最低限度の生活を保障するものである。生活保護制度は国の制度であるが、生活保護の認定は各市町村の福祉事務所の民生委員が行うこととされている。

生活保護を受給するためには、生活保護を申請した世帯の収入が世帯ごとに算出された最低生活費を下回っている必要がある。最低生活費の基準となるのは世帯構成及び世帯の居住する地域などである。世帯構成とは、標準世帯、高齢者単身世帯、母子世帯等を指す。居住地域に関する生活扶助の基準は、市町村を6区分に分類し、居宅に係わる費用を考慮して定められている。さらに、生活保護を受給するためには、「資力調査」というテストをクリアする必要がある。このテストは本人のみならず、三親等の親族の資産・収入を厳しく調査する。こうした基準を基に、生活保護費は、世帯収入と最低生活費の差額を埋めるように支給される。

生活保護費は生活保護法第10章の規定により、国庫支出金と各市町村及び都道府県で負担することとされている。各市町村及び都道府県に対する交付額は、次の

ように算定されている。

$$\text{費用の額} - \text{返還金等の額} = \text{国庫負担対象事業費}$$

$$\text{交付額} = \text{国庫負担対象事業費} \times 3/4$$

ここで、費用の額とは、被保護世帯を単位として、最低生活費の額から、世帯収入を控除するなどして決定された保護費の額の合計額に事業主体の事務経費を加えた額である。また、返還金等の額は、資力があるにもかかわらず保護を受けた者が、資産を売却するなどして収入を得たときに返還した保護費の額等の合計額である。国庫負担対象事業費から交付額を差し引いた額が自治体負担分となるため、生活保護費が増加すると各自治体の費用負担も増加することになる。

また、市町村は生活保護費、保護施設の設備費、生活保護法の施行に伴い必要な人件費、事務費を負担することとなっている。都道府県は、市町村と同様、保護施設の設備費、人件費、事務費を負担することとなっているが、これらの費用に加えて市町村が支弁した保護施設の設備費の4分の1を負担することとなっている。このように、生活保護費の負担は都道府県も深く関与しており、生活保護の認定が市町村レベルで行われていても、都道府県の財政状況は無視できない。

低所得世帯の中には、生活保護制度の存在を知らず申請自体を行わないケース、制度の存在を知っていても生活保護を受けることに対して羞恥心を持ち、申請を行わないケースが存在する。そこで、低所得世帯と生活保護の関係を整理してみよう。低所得世帯と生活保護の関係は以下のようにマトリックスで示すことが出来る⁴。

	申請あり	申請なし
生活保護開始・受給	生活保護なし	生活保護なし
非低所得世帯	濫給	
低所得世帯	漏給	漏給

ここで、捕捉率とは $1 / (\quad + \quad)$ を指す。 \quad を限りなく小さいと仮定すると、捕捉率で問題となるのは、 \quad と \quad である。特に \quad が、各自治体の生活保護の受けや

⁴ 駒村(2003)表9を参考に筆者が加筆・修正した。筆者が加筆、修正したのは、申請ある、なしを分けた点である。

すさの違いにより生じているとすると、本来受けられるはずである生活保護が受けられないことになる。

3-3 低所得世帯の移動の決定に関する仮説

まず、2 期間モデルを考えてみよう。各期を通じて国内の人口、低所得世帯の数は不変であると仮定する。また、低所得世帯以外の雇用者世帯は自治体の財政状況によって移動を行わないとする。低所得世帯は第 1 期の捕捉率または生活保護認定率を観察し、第 2 期の期首に第 1 期に捕捉率または生活保護認定率の高かった地域に移動する。各自治体は第 1 期に当該自治体に居住する雇用者世帯の効用を最大化するように行動するとしよう。また、生活保護費の財源は雇用者世帯からの税収でまかなうとする。これらの仮定より、自治体の目的関数は次のように表される。

$$\max U(I - n_i B / L_i)$$

U : i 県の雇用者世帯の効用関数

n_i : i 県の生活保護受給世帯

I : 一世帯当たり所得

B : 一世帯当たり扶助額

L_i : i 県の雇用者世帯

$$U' > 0, U'' < 0$$

税負担者は自らに便益をもたらさない福祉の充実によって可処分所得が減少することを嫌うとすると、 $U' - n_i B / L_i < 0$ となり、各自治体には生活保護受給世帯を減らすインセンティブが働く。そこで、各自治体は第 1 期に他の自治体の捕捉率を観察する。仮定より、第 2 期に国内全体の低所得世帯数は変化しないため、観察された他の自治体の捕捉率または生活保護認定率から自治体は第 2 期の低所得世帯数の流入及び流出を予測する。低所得世帯数の増加を予測すると、税負担を減らすために第 2 期の期首に生活保護を受けにくくする。一方、低所得世帯は第 1 期の捕捉率または生活保護認定率を観察して現住地より捕捉率または生活保護認定率の高い地域があれば第 2 期に移動を行う。以上より、ある自治体の低所得世帯率と捕捉率または生活保護認定率は同時に決定される。

低所得世帯率の決定式における外生的な各説明変数の仮説については以下の通

りである。まず、各都道府県の経済状況を考えよう。短期的に一人当たり県民所得が上昇すると、経済状況は改善される。短期では低所得世帯の流入は起こらないとすると、経済状況の改善によって雇用機会が増大するため、低所得世帯率は減少する。有効求人倍率についても、短期的な上昇であれば、低所得世帯の流入は起きないため、雇用機会が増大し、低所得世帯率は減少する。一方、失業率が長期的に変化すると、雇用機会の良い地域への低所得世帯の移動が起こるため、失業率が長期的に上昇すると低所得世帯率は減少する。また、第1期の平均賃金が高ければ、高い平均賃金を求めて低所得世帯が流入するため、平均賃金の水準が高い地域は長期的に低所得世帯率が増加する。

また、生活保護受給世帯のほとんどは高齢者単身世帯、傷病・障害者数、母子世帯で占められているため、高齢者単身世帯、傷病・障害者数、母子世帯は低所得世帯である可能性が高い。したがって、高齢者単身世帯、傷病・障害者数、母子世帯が増加すると低所得世帯率が増加すると考えられる。さらに産炭地域（北海道、山口県、福岡県、長崎県、熊本県）も鉱山の閉山に伴う失業者等が多いため、産炭地域には低所得者世帯も多いだろう。

3-4 データ

低所得世帯率、捕捉率については駒村(2003)で推計されたデータを用いた(1984年から1999年)。駒村(2003)は、『全国消費実態調査』の個票データを用いて低所得世帯率、捕捉率を推計した⁵。駒村(2003)では最低生活費、認定所得はそれぞれ次のように計算している。

最低生活費

$$= \text{最低生活費生活扶助基準(1類)} + \text{生活扶助基準(2類)} + \text{各種加算額}$$

$$\text{認定所得} = \text{年間所得} - \text{推計年間所得税} - \text{年間社会保険料} - \text{各種控除}$$

以上の方法で計算された(最低生活費 - 認定所得)の額がおよその生活保護受給額となる。基準となる低所得世帯ラインは上記の方法で計算された最低生活費を用い

⁵ ただし、『全国消費実態調査』には低所得者のサンプル数が少ないという問題点がある。

ている。

駒村(2003)で推計されたデータには以下のメリットがある。まず、個票データを用いることによって、より精度の高い推計になっていることである。低所得世帯に属するか否かは家族構成、居住地、居宅等によって異なり、正確な低所得世帯の数を把握するのは非常に困難であるが、駒村は個票データの特徴を生かして最低生活費の計算に必要な情報を可能な限り全て使っている。特に、生活保護を受給する資格があるか否かを決定に重要な資産も考慮した推計は少ない。

次に、4時点のデータが得られている点である。近年の低所得世帯率の推計の研究においては、1時点のみのものが多い(小川(2000)、山田(2000))が、4時点のデータが得られることにより、長期の分析が可能になった。さらに、地域別の推計を行っていることにより、本稿のように地域に注目した研究も可能になった。

ただし、非常に精緻な推計が行われていても、測定誤差は避けられない。低所得世帯の計算に必要な変数全てが個票データに含まれていないからである。厳密な定義に従えば、本来生活保護を受けるべき世帯のうち実際に生活保護を受けている世帯の割合を捕捉率と呼ぶことになるが、本来生活保護を受けるべき世帯を推計するのは、データ上困難であることから、本稿では便宜的に生活保護受給世帯/低所得世帯を捕捉率と呼ぶ⁶。駒村(2003)のデータの問題点は、個票データの制約上、推計にあたって実際の制度の一部のみを適用している点である。特に、住宅扶助については考慮していない。駒村(2003)で推計された低所得世帯率が上方のバイアスを受けているのか下方のバイアスを受けているのかは定かではないため、本稿では低所得世帯率の測定誤差は正規分布にしたがうと仮定して分析を進める。また、年によって推計の精度が異なることに留意する必要がある。

捕捉率のみでなく、生活保護認定率も推定に用いている。生活保護認定率は生活保護開始世帯/申請件数としているが、この指標は生活保護の受けやすさを示す。この値が高いほど生活保護が受けやすいと考えられる。生活保護開始世帯、生活保護申請件数のデータの出所は『社会福祉行政業務報告』である。

経済変数として用いた一人当たり県民所得については『県民経済計算』、有効求人倍率については『労働統計年報』、失業率については『国勢調査』より採った。ここで、本稿では一人当たり県民所得の変化及び有効求人倍率の変化については短期的な経済指標として用いているため、1年間の変化、失業率の変化については長期

⁶ 例えば、親族の収入、資産を調査した公表統計は筆者の知る限りない。

的な経済指標として用いているため、5年間の変化を用いている。平均賃金については『賃金センサス』を用いた。平均賃金の定義は、(決まって支給される月額給与 + 特別に支給される給与) / 12 とし、消費者物価地域差指数、CPI で調整した。

母子世帯、高齢者単身世帯、全世帯数については『国勢調査』から採っている。傷病・障害者の割合については、『社会福祉行政業務報告』より得られた身体障害者手帳交付台帳登載数を用いて各都道府県人口に対する身体障害者手帳交付台帳登載数の割合を用いている。本稿では、傷病の程度と生活保護受給認定の関係が明らかではないため、身体障害者のみを対象としている。

操作変数の候補として政治変数、財政に関する変数、福祉に関する変数を用いている。政治変数として、都道府県議会選挙における革新(社会民主党(旧社会党)公明党、日本共産党)の得票率、知事が自民党であるか否かのダミーを用いている。これらのデータは『地方選挙結果調』から得ている。

財政に関する変数は、『地方財政統計年報』から財政力指数、一人当たり財政赤字を用いている。福祉に関する変数は、『社会福祉行政業務報告』から人口10万人当たり民生委員数を用いている。

期間については駒村(2003)に合わせ、1985年から2000年としている。ただし、本稿では2期間モデルを考えているため、第1期の値として5年前の値を用いている。また、沖縄県については本土から大きく離れているため、生活保護を目的とした移動は起こりにくいと考えられるので、本稿では分析対象外としている。記述統計については表1に示している。記述統計をみると、低所得世帯率の平均が約0.08であり、日本では全世帯に占める低所得世帯の割合がおよそ8%であることが分かる。また、捕捉率については平均が約20%であり日本の捕捉率の低さを表している。その他の変数については標準偏差が小さいことが特徴である。

3-5 低所得世帯率方程式の推定結果

仮説より推定されるべきモデルは次のようになる。

$$\text{低所得世帯率}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{捕捉率(生活保護認定率)}_{it} + \beta_2 \text{外生的な要因のベクトル}_{it} + \beta_3 \text{年ダミー} + C_i + \text{誤差項}_{it} \dots$$

ここで、 i は各都道府県、 t は年、 C_i は都道府県の固定効果を示している。推定式には景気変動等のマクロショックを捉えるために年ダミーも含めている。低所得世

帯数は景気変動の影響を強く受けるため、全国的な景気の動きを年ダミーによって捉えることは重要である。

本稿では4時点にわたる46都道府県のデータを用いているため、パネル分析が可能である。特に、観測されない政治的な土壌や経済的な土壌などが説明変数と関連している可能性があるため、固定効果モデルが妥当することが考えられる。しかし、表1の説明変数の標準偏差を見ると非常に小さい。したがって、固定効果モデルで推定を行うと、説明変数の変動の大部分を固定効果が吸収してしまい、固定効果が説明変数の変動の大部分を説明してしまう⁷。そこで、本稿ではPooled OLSで推定を行う。さらに、低所得世帯率と捕捉率、生活保護認定率の同時性を考慮して操作変数法を用いて推定する。また、各年での係数の値の違いを明らかにするためにクロスセクションでの推定も行う。

表2にPooled OLSの結果を示した。本稿で最も興味があるのは捕捉率及び生活保護認定率についての係数、つまり捕捉率、生活保護認定率が低所得世帯率にどのような影響を与えるかである。そこで、捕捉率、生活保護認定率の係数に注目して推定結果の解釈を進める。表3-2の結果を見ると、捕捉率の係数は-0.074、1%水準で有意であるが、生活保護認定率の係数は-0.018で有意ではない。この結果は仮説とは逆で、捕捉率または生活保護認定率が高くなると低所得世帯率が増加することはないことを示している。

しかし、この推定量には同時性バイアスがかかっている。なぜなら、第3-2節で述べたように、捕捉率または生活保護認定率が高かった地域に低所得世帯が流入すると同時に、低所得世帯の流入を見越した自治体が生活保護を受けにくくして捕捉率や生活保護認定率を低下させるからである。仮説より、捕捉率及び生活保護認定率の係数に負のバイアスがかかっている可能性がある。捕捉率または生活保護認定率が低所得世帯率に正の影響を与え、低所得世帯率が捕捉率に負の影響を与えているからである。

その他の変数に関しては、有効求人倍率の変化及び失業率の変化が有意であるが、仮説と一致した符号が得られていない。母子世帯の割合に関しては仮説と一致した符号が得られている。

次に操作変数の検討を行う。同時性バイアスを小さくするためには適切な操作変

⁷ 固定効果モデルでも推定を試みたが、Pooled OLSの場合と比べて有意な変数が減少した。

数を見つける必要がある。操作変数の条件は、内生変数と相関し、誤差項と相関しないことである。この条件を満たす変数として、政治的な変数、財政状況を示す変数、福祉に関する変数を操作変数の候補として検討する。

政治的な変数は、都道府県議会選挙の革新（社会民主党（旧社会党）、公明党、日本共産党）の得票率と知事が自民党か否かのダミーを操作変数の候補とする。生活保護費の額を決定するのは都道府県議会であるため、生活保護の受けやすさ、すなわち捕捉率、生活保護認定率は政治と密接に関連する。革新系の政党は福祉の充実を謳っており、自民党は革新系の政党と比較して福祉より公共事業に力を入れている。したがって、都道府県議会での革新の得票率が高ければ、革新の政治力が強くなり生活保護が受けやすくなる可能性がある。逆に、知事が自民党に属していれば生活保護受給に対して厳しい態度で臨むと考えられる。その結果、捕捉率、生活保護認定率は低くなるだろう。

さらに、低所得世帯率と革新の得票率と自民党知事ダミーと相関について検討してみよう。これらの変数は一見高い相関を持つように見える。なぜなら、低所得世帯は、自分達に便益をもたらす革新系の政党に投票することが予想されるためである。しかし、試みに低所得世帯率(1999年)と革新(1995年またはそれ以前で最も1995年に近い選挙年)の得票率の関係を図2に表してみると、必ずしも低所得世帯率の高い地域で革新系の得票率が高いということはないことがわかる。全体の相関係数をとっても、0.053と非常に低い。低所得世帯率と自民党知事ダミーについても同様に相関は低い。これは地域独特の政治的風土が影響していると考えられる。以上より、革新系の得票率と自民党知事ダミーは捕捉率、生活保護認定率の操作変数として適切である可能性が示唆された。

次に、財政状況を示す変数を検討する。財政が苦しい自治体であれば、適切に生活保護認定を行おうとしても高い生活保護費を予算で計上することができず、生活保護が受けにくくなる可能性がある。したがって、財政状況が苦しい自治体であれば、捕捉率または生活保護認定率は低くなる。自治体の財政状況を示す変数として、財政力指数、一人当たり財政赤字を用いる。財政力指数が高ければ生活保護が受けやすくなり、一人当たり財政赤字が高くなれば、生活保護が受けにくくなる。

財政状況が良好な地域には、中・高所得者世帯が多く、財政状況と中・高所得者世帯は相関を持つと考えられる。中・高所得者世帯が財政状況と相関すれば、中・高所得者世帯以外の世帯である低所得世帯も財政状況と相関を持つ可能性がある。しかし、財政状況の中・高所得者世帯率（1 - 低所得世帯率）に回帰してみると、

財政状況は中・高世帯率に影響を与えないという結果を得た⁸。したがって、財政状況を表す変数は低所得世帯と相関がなく、操作変数として適切であることが示された。

最後に福祉に関する変数を吟味する。人口 10 万人当たり民生委員数が多いほど、福祉政策が充実していると考えられる⁹。したがって、人口 10 万人当たり民生委員数が多いと生活保護が受けやすくなると考えられる。

そこで、政治、財政、福祉に関する変数を用いて操作変数法の第 1 段階目の推定を行なう。これらの変数が捕捉率、生活保護認定率に影響を与えていれば操作変数として適切であると言える。推定結果は表 3 - 3 に示している¹⁰。被説明変数が捕捉率のとき、自民党知事ダミーが 5%水準で有意、係数の値が - 0.030 と、知事が自民党に属していると捕捉率が低下するという仮説と一致した符号を得ている。また、被説明変数が生活保護認定率のときは革新の得票率が 10%水準で有意で 0.003 と仮説と一致した結果を得ている。さらに、財政力指数も 1%水準で有意で 0.302 と仮説と一致した結果を得ている。そこで、捕捉率の操作変数として自民党知事ダミー、生活保護認定率の操作変数として有意水準の高い財政力指数を用いて操作変数法を行う¹¹。

自民党知事ダミー、革新の得票率を操作変数として用いて操作変数法で推定した結果を示したのが表 3 - 4 である。捕捉率の係数に注目してみると、係数の値は 0.093 で有意ではないという結果が得られている。生活保護認定率の係数も、係数の値が 0.096、有意ではないという結果が得られている。したがって、操作変数法を用いると捕捉率、生活保護認定率は低所得世帯率に影響を与えないことが示された。

さらに、生活保護認定率は、観測不可能な申請を行うか否かの意思決定と生活保護申請認定率と相関する可能性がある。申請を行う件数が増えると生活保護認定率も高くなるため、生活保護認定率に正のバイアスがかかるが、本稿の推定結果より正のバイアスがかかってもおおむね統計的に係数の値が 0 であることが示されてい

⁸ この推定結果については Appendix 参照。

⁹ 民生委員一人当たり相談件数も捕捉率・生活保護認定率と相関が強いと考えられるが、低所得世帯が多いほど相談件数も多くなるため、操作変数として適切でない。そのため、本稿では操作変数の候補として民生委員一人当たり相談件数は用いない。

¹⁰ 革新の得票率と財政力指数の相関が高いため、革新の得票率を説明変数に含めたモデルには財政力指数を含めていない。

¹¹ 革新の得票率を操作変数として用いて推定を行ったが、推定結果は財政力指数を操作変数として用いたときとほぼ変わらなかった。

る。したがって、生活保護認定率が高くなっても低所得世帯率が高くなることはない。

次に、操作変数法を用いたことにより同時性バイアスが小さくなったのかを確認する。操作変数法で得られた係数の値を Pooled OLS で得られた係数の値と比べると、説明変数に捕捉率、生活保護認定率を用いた場合共に Pooled OLS の係数の値が負の方向に大きくなっており、操作変数法を用いることにより同時性バイアスが縮小されたことが示された。

その他の変数では、母子世帯の割合が有意で期待された符号が得られた。したがって、母子世帯の割合が増えると低所得世帯率が高くなることが示された。生活保護認定率を推定式に含めたモデルでは、一人当たり県民総生産の変化が有意で期待される符号が得られた。しかし、有効求人倍率の変化、失業率の変化では、有意ではあるが、期待される符号は得られなかった。

続いて、各年で係数がどの程度異なるのかを調べるためにクロスセクションでの結果に注目する(表 3 - 5)。まず、OLS の結果を見てみよう。捕捉率の係数は全てのモデルにおいて有意な負の値となっている。生活保護認定率の係数は、全てのモデルにおいて有意な結果は得られていない。しかし、これらの値は Pooled OLS の場合と同様に同時性バイアスにより負のバイアスがかかっている。

次に、操作変数法を用いた結果に注目する(表 3 - 6)。(3)、(5)については、第 1 段階目の推定において外生変数が有意ではないか、期待される符号が得られなかったために結果は表示していない。適切な操作変数が見つからなかった場合、内生変数と相関の弱い操作変数 (weak instruments) を用いると操作変数法で得られる推定量は一致性を満たさなくなるため、OLS を用いた推定が望ましい¹²。

そこで、(3)、(5)以外のモデルについて注目する。捕捉率の係数に注目すると、2000 年(7)で有意な負の値をとっている。生活保護認定率の係数は、1990 年(4)では有意な正の値となっている。2000 年(8)では有意な負の値となっている。その他のモデルでは有意ではない。

その他の変数についてはすべてのモデルにおいて母子世帯の割合が有意な正の値となっている。高齢者単身世帯の割合についてもほとんどのモデルにおいて有意な正の値となっている。これらは仮説と一致した符号である。経済変数については、仮説通り一人当たり県民総生産の変化で有意な負の値をとっている。その他の変数

¹² 詳細な議論については Wooldridge(2002)Chap.5 参照。

については定性的な傾向は見られない。

以上の推定結果より、都道府県レベルではほとんどのモデルで捕捉率や生活保護認定率が高くなっても低所得世帯がその地域に移動するということがないことが示された。ただし、1990年では生活保護受給目的の移動が起きていたことが示唆されている。1990年の生活保護認定率は他の年と比べて地域差が大きいいため、低所得世帯の生活保護受給目的の移動が起きたと考えられる。一方、一部のモデルで捕捉率、生活保護認定率が高くなると低所得世帯率が減少するという結果が得られている。これは、これまで生活保護を受給できていなかった世帯が生活保護を受けられるようになったことにより、所得が低所得世帯ラインに達して低所得世帯とみなされなくなったと解釈できる。したがって、1990年を除いて生活保護受給目的の移動は起きておらず、自治体は低所得世帯の流入を恐れる必要はないと言える。

経済変数については、一人当たり県民総生産が短期的に増加すると低所得世帯率が減少するという仮説通りの結果が得られている。その他の経済変数は低所得世帯率に影響を及ぼさないか仮説と反した結果となっている。これは、生活保護受給世帯の約8割を高齢者世帯、傷病・障害世帯が占めているため、そもそも働くことが出来ず労働市場の変化の影響を受けにくいことが原因と考えられる。ただし、有効求人倍率に関しては、生活保護受給者はハローワークへ通うことを義務付けられているため、有効求人倍率が高くなると低所得世帯率も高くなると解釈することができる。

世帯に関する変数については、高齢者単身世帯の割合及び母子世帯の割合が増加すると低所得世帯率も高くなるという仮説通りの結果となっている。身体障害者の割合は、低所得世帯率の割合にほとんど影響を与えないという結果となっている。身体障害者は生活保護以外の障害者年金などを得ているため、低所得世帯とはならないのかもしれない。

3-6 結論

本稿では、1984年から1999年の『全国消費実態調査』の個票データより推計された低所得世帯率、捕捉率のデータを用いて都道府県レベルにおいて生活保護の受給を目的とした低所得世帯の移動が起きているのか否かについて検証した。捕捉率に地域によるばらつきがあるにもかかわらず、同時性について詳細に検討した分析の結果、1990年を除いて低所得世帯率の移動は起きていないことが示された。

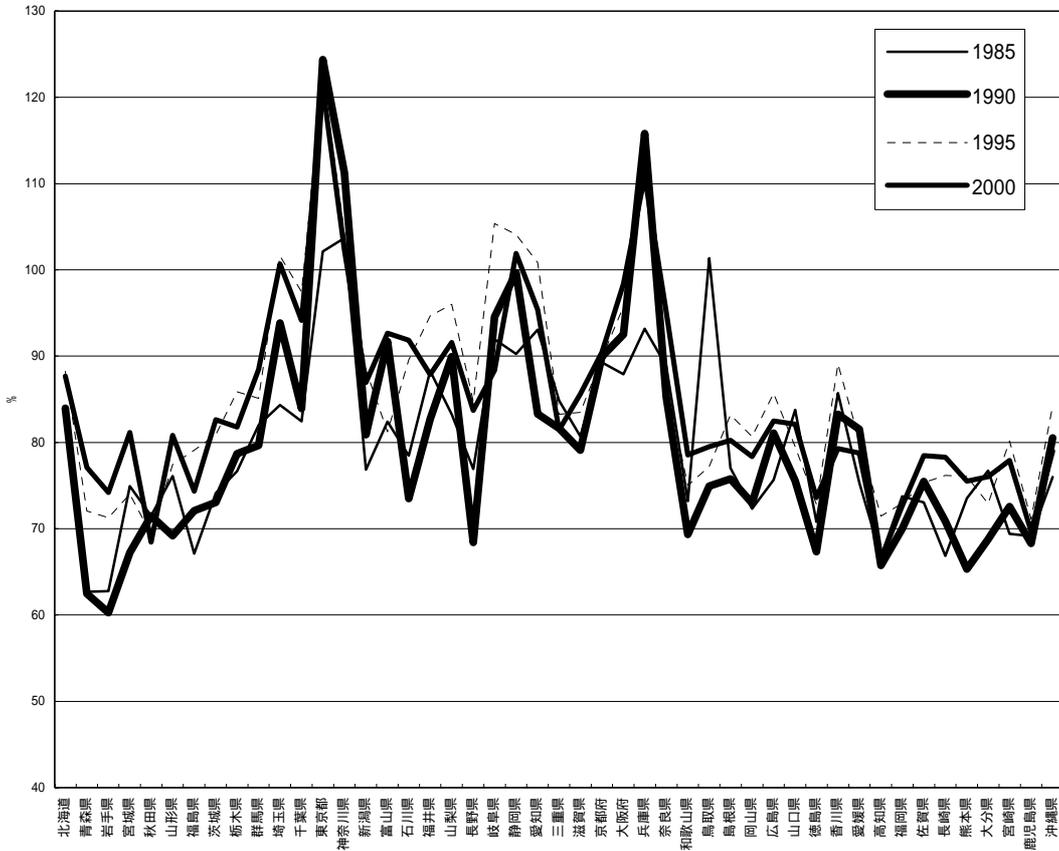
今後の課題は市町村レベルで分析を行うことである。本稿では地域の単位として

都道府県を扱い、低所得世帯の生活保護受給を目的とした移動は起きていないとの結論を得たが、生活保護の認定を行っているのは各市町村の福祉事務所であり、低所得世帯の移動もより近距離の市町村間で行われている可能性も考えられる。そこで、今後、市町村別の分析を行ってみたい。

参考文献

- Figlio, D. N., V. W. Kolpin and W. E. Reid (1999) "Do State Play Welfare Game?", *Journal of Urban Economics*, 46, 437-454.
- Peterson, P. E. and Mark R. (1989) "American Federalism, Welfare Policy, and Residential Choices", *American Political Science Review*, 83, 3, 711-728.
- Saavedra, L. A (2000) "A Model of Welfare Competition with Evidence from AFDC", *Journal of Urban Economics*, 47, 248-279.
- Wheaton, W. C. (2000) "Decentralized Welfare: Will There be Underprovision?", *Journal of Urban Economics*, 48, 536-555.
- Wooldridge, J. M. (2002) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT press.
- 小川浩(2000)「貧困世帯の現状 - 日英比較」『経済研究』第 51 巻 第 3 号、220-231
- 厚生労働省社会・援護局(2000)『社会的な援護を要する人々に対する社会福祉のあり方に関する検討会報告書』
- 駒村康平(2003)「低所得者世帯の推計と生活保護」『三田商学研究』城戸喜子退職記念論文
- 篠塚英子・川口佳織(2003)「生活保護制度から生活支援制度へ：弾力的な制度運用を求めて」『社会保障改革の経済学』八代尚宏 + 日本経済研究センター編著、171-202
- 尾藤廣喜・木下秀雄・中川健太郎(1991)『誰も書かなかった生活保護法 社会福祉の再生に向けて』法律文化社
- 山田篤裕(2000)「社会保障制度の安全網と高齢者の経済的地位」『家族・世帯の変容と生活保障機能』国立社会保障・人口問題研究所編、196-226
- 和田有美子・木村光彦(1998)「戦後日本の貧困 低消費世帯の計測」『季刊・社会保障研究』夏、90-102

図 3 - 1 都道府県別生活保護認定率



生活保護認定率：生活保護開始世帯数/生活保護申請件数

表 3 - 1 記述統計

変数名	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
低所得世帯率	184	0.082	0.044	0.010	0.245
捕捉率	184	0.206	0.128	0.053	0.787
生活保護開始世帯/申請件数(生活保護認定率)	184	0.825	0.119	0.603	1.243
一人当たり県民所得の変化	184	0.005	0.008	-0.020	0.029
有効求人倍率の変化	184	-0.059	1.092	-3.451	2.700
失業率の変化	184	0.006	0.007	-0.014	0.020
平均賃金	184	0.038	0.006	0.026	0.051
高齢者単身世帯の割合	184	0.042	0.036	0.010	0.368
母子世帯の割合	184	5.486	0.751	4.004	7.767
身体障害者手帳登載人数/人口	184	0.028	0.009	0.006	0.051
産炭地域ダミー	184	-0.059	1.092	-3.451	2.700
革新(社会党、公明党、共産党)の得票率	184	26.671	8.337	10.900	52.500
自民党知事ダミー	184	0.038	0.192	0.000	1.000
財政力指数	184	0.489	0.235	0.215	1.622
一人当たり財政赤字(×1000)	184	0.043	0.132	-0.240	0.646
人口10万人当り民生委員数	184	179.652	42.522	67.900	282.800
年	184	1992.500	5.605	1985	2000

表 3 - 2 低所得世帯率方程式 Pooled OLS の推定結果

被説明変数：低所得世帯率

	(1)	(2)
捕捉率	-0.074 *** (0.021)	
生活保護認定率		-0.018 (0.023)
一人当たり県民総生産の変化	-0.348 (0.230)	-0.362 (0.249)
有効求人倍率の変化	0.004 * (0.003)	0.006 ** (0.003)
失業率の変化	1.097 ** (0.431)	1.024 ** (0.444)
平均賃金	0.724 (0.808)	1.087 (0.801)
高齢者単身世帯の割合	0.108 (0.071)	0.107 (0.078)
母子世帯の割合	0.034 *** (0.005)	0.033 *** (0.005)
身体障害者手帳登載人数/全人口	0.611 (0.414)	0.406 (0.433)
産炭地域ダミー	0.007 (0.008)	0.003 (0.008)
定数項	-0.098 ** (0.040)	-0.098 * (0.052)
R_squared	0.749	0.730
サンプル数	184	184

- ・ *、**、***はそれぞれ10%水準、5%水準、1%水準で有意。
- ・ カッコ内はclustering robustな標準誤差である。
(clusterは都道府県)
- ・ 年ダミーの係数については表示していない。

図 3 - 2 低所得世帯率(1999年)と革新の得票率(1995年)の関係

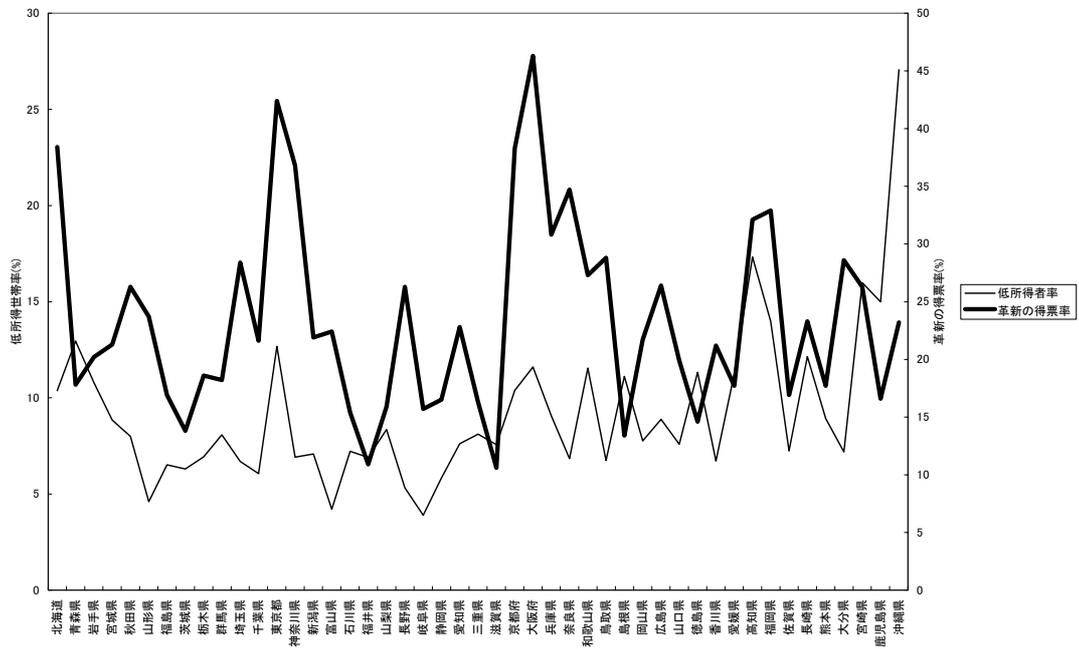


表 3 - 3 操作変数法の第 1 段階目の推定結果

被説明変数	捕捉率		生活保護認定率	
	(1)	(2)	(3)	(4)
革新の得票率	0.001 (0.001)		0.003 * (0.001)	
自民党知事ダミー		-0.030 ** (0.014)		-0.021 (0.030)
財政力指数		-0.174 (0.117)		0.302 *** (0.111)
一人当たり財政赤字	-61.209 (61.014)	-44.400 (58.393)	19.233 (46.856)	41.922 (53.892)
人口10万人当たり民生委員数(×100)	0.031 (0.000)	-0.013 (0.000)	-0.001 (0.001)	0.049 (0.000)
一人当たり県民総生産の変化	0.651 (0.797)	1.032 (0.883)	1.027 (0.804)	0.128 (0.828)
有効求人倍率の変化	-0.017 (0.014)	-0.021 (0.015)	-0.008 (0.007)	0.003 (0.010)
失業率の変化	1.095 (1.613)	1.427 (1.755)	-0.472 (1.094)	-0.703 (1.153)
平均賃金	-1.375 (2.401)	2.952 (3.762)	8.567 * (4.644)	3.359 (4.471)
高齢者単身世帯の割合	-0.013 (0.198)	0.063 (0.165)	-0.005 (0.141)	0.089 (0.102)
母子世帯の割合	-0.005 (0.016)	0.007 (0.012)	-0.032 * (0.019)	-0.024 (0.019)
身体障害者手帳登載人数/全人口	2.021 (1.378)	0.279 (1.347)	-1.088 (2.118)	-0.439 (1.709)
産炭地域ダミー	0.059 *** (0.017)	0.042 ** (0.020)	-0.033 (0.028)	-0.016 (0.029)
定数項	0.080 (0.120)	0.103 (0.127)	0.739 *** (0.244)	0.667 *** (0.223)
R_squared	0.567	0.580	0.577	0.608
サンプル数	184	184	184	184

- ・ *、**、***はそれぞれ10%水準、5%水準、1%水準で有意。
- ・ カッコ内はclustering robustな標準誤差である。
(clusterは都道府県)
- ・ 年ダミーの係数については表示していない。

表 3 - 4 低所得世帯率方程式 操作変数法

	(1)	(2)
捕捉率	0.093 (0.397)	
生活保護認定率		0.096 (0.065)
一人当たり県民総生産の変化	-0.431 (0.339)	-0.508 * (0.264)
有効求人倍率の変化	0.007 (0.008)	0.006 *** (0.002)
失業率の変化	0.932 (0.642)	1.024 ** (0.459)
平均賃金	1.025 (1.088)	-0.364 (1.112)
高齢者単身世帯の割合	0.100 (0.085)	0.088 (0.073)
母子世帯の割合	0.033 *** (0.005)	0.035 *** (0.005)
身体障害者手帳登載人数/全人口	0.301 (0.842)	0.837 (0.489)
産炭地域ダミー	-0.002 (0.024)	0.006 (0.009)
定数項	-0.121 * (0.072)	-0.159 ** (0.047)
R_squared	0.739	0.569
サンプル数	184	184
操作変数	自民党知事ダ ミー	革新の得票率

- ・*、**、***はそれぞれ10%水準、5%水準、1%水準で有意。
- ・カッコ内はclustering robustな標準誤差である。
(clusterは都道府県)
- ・年ダミーの係数については表示していない。

表3-5 クロスセクション、OLS

被説明変数：低所得世帯率	1985年			1990年			1995年			2000年		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)				
捕捉率	-0.179 *		-0.059 ***		-0.247 ***		-0.117 ***					
生活保護認定率	(0.095)		(0.011)		(0.090)		(0.041)					
一人当たり県民総生産の変化	0.432	-0.061	-0.632 ***	-0.003	-0.212	-0.017	-1.113 ***	0.012				
有効求人倍率の変化	(0.384)	(0.043)	(0.220)	(0.018)	(0.348)	(0.041)	(0.378)	(0.036)				
失業率の変化	-0.048	0.395	-0.015 ***	-0.675 **	0.011	-0.287	0.061 **	-1.036 **				
平均賃金	(0.031)	(0.443)	(0.004)	(0.287)	(0.012)	(0.386)	(0.027)	(0.441)				
高齢者単身世帯の割合	1.637	-0.073 **	(0.544)	(0.006)	-0.274	-0.004	0.215	0.064 **				
母子世帯の割合	(1.711)	(0.035)	(0.620)	(0.757)	(0.872)	(0.789)	(0.593)	(0.031)				
身体障害者手帳登録人数/全人口	-2.947 *	-0.646	2.175 ***	1.414 *	2.083	0.805	-1.078	0.446				
産炭地域ダミー	(1.454)	(1.673)	(0.019)	(0.742)	(2.157) ***	(2.279)	(1.141)	(0.738)				
定数項	0.055	0.055	0.010 *	0.022	1.093 ***	0.943 ***	1.092 ***	-0.478				
	(0.085)	(0.088)	(0.010)	(0.016)	(0.347)	(0.296)	(0.208)	(1.389)				
	0.042 ***	0.046 ***	0.010 **	0.015 ***	0.027 ***	0.028 ***	0.026 ***	0.957 ***				
	(0.012)	(0.012)	(0.004)	(0.004)	(0.006)	(0.007)	(0.005)	(0.200)				
	0.442	0.494	0.525	-0.248	-0.491	-0.152	-0.745	0.025 ***				
	(0.817)	(0.995)	(0.328)	(0.374)	(0.789)	(0.812)	(0.473)	(0.006)				
	0.010	0.001	0.002	-0.001	0.013	0.013	-0.006	-0.526				
	(0.012)	(0.011)	(0.006)	(0.006)	(0.013)	(0.014)	(0.008)	(0.454)				
	-0.002	0.039	-0.067 **	-0.078 *	-0.130	-0.130	-0.020	-0.013				
	(0.069)	(0.088)	(0.031)	(0.042)	(0.097)	(0.114)	(0.071)	(0.009)				
R_squared	0.728	0.712	0.763	0.623	0.717	0.669	0.810	0.762				
サンプル数	46	46	46	46	46	46	46	46				

・*、**、***はそれぞれ10%水準、5%水準、1%水準で有意。

・カッコ内はclustering robustな値である。
(clusterは都道府県)

・年ダミーの係数については表示していない。

表3-6 クロスセクション、操作変数法

被説明変数：低所得世帯率	1985年			1990年			1995年			2000年		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)				
捕捉率	-0.419 *											
	(0.193)											
生活保護認定率		0.027		0.132 ***		0.126		-0.654 *				-0.304 ***
		(0.159)		(0.028)		(0.091)		(0.350)				(0.100)
一人当たり県民総生産の変化	0.447	0.435		-0.901 **		-0.414		-1.766 *				0.664
	(0.395)	(0.420)		(0.411)		(0.448)		(0.944)				(0.827)
有効求人倍率の変化	-0.019	-0.075 **		-0.010		0.001		0.044				0.084
	(0.044)	(0.032)		(0.008)		(0.012)		(0.049)				(0.056)
失業率の変化	4.253	-0.438		-0.587		-0.716		-0.830				0.322
	(3.037)	(1.444)		(1.012)		(1.289)		(1.002)				(0.881)
平均賃金	-1.660	-3.935 **		-0.385		-0.401		-4.805 **				5.008
	(1.897)	(1.679)		(1.374)		(2.095)		(2.232)				(3.695)
高齢者単身世帯の割合	-0.023	0.020		0.003		1.004 ***		1.785 ***				0.559
	(0.163)	(0.095)		(0.018)		(0.290)		(0.540)				(0.365)
母子世帯の割合	0.036 *	0.049 ***		0.013 **		0.029 ***		0.031 ***				0.030 ***
	(0.014)	(0.011)		(0.006)		(0.006)		(0.009)				(0.010)
身体障害者手帳登載人数/全人口	0.394	0.891		0.401		-0.021		-1.698 **				-0.827
	(1.030)	(1.100)		(0.443)		(0.738)		(0.850)				(0.944)
産炭地域ダミー	0.022	0.002		0.006		0.015		0.026				-0.018
	(0.018)	(0.010)		(0.008)		(0.013)		(0.023)				(0.012)
定数項	0.009	-0.042		-0.117 **		-0.198 **		0.217				-0.041
	(0.074)	(0.157)		(0.056)		(0.085)		(0.154)				(0.182)
R squared	0.951	0.957		0.813		0.948		0.870				0.924
サンプル数	46	46		46		46		46				46
操作変数		財政力指数		財政力指数		財政力指数		財政力指数				財政力指数
t値	-4.15	2.57		-5.05		2.28		2.78				3.02

・*、**、***はそれぞれ10%水準、5%水準、1%水準で有意。
 ・カッコ内はclustering robustな標準誤差である。
 ・年ダミーの係数については表示していない。

Appendix

本稿では、操作変数として財政に関する変数を用いている。それでは、実際に中・高所得者世帯は自治体の財政状況が悪化の影響を受けないのだろうか。中・高所得者世帯（1 - 低所得世帯）が財政状況に反応するか否かを分析した。被説明変数は雇用者世帯率、説明変数は財政力指数、一人当たり財政赤字、年ダミーである。推定モデルとしては財政状況以外の経済的な都道府県固有の効果が説明変数を相関する可能性を考慮して固定効果モデルを用いている。推定の結果、財政状況を表す変数は中・高所得者世帯の増減に影響を与えないことが示された。よって、中・高所得者世帯が財政悪化の影響を受けないと言えよう。推定結果は以下の表に示してある。

付表 雇用者世帯率方程式

被説明変数：雇用者世帯率
固定効果モデル
説明変数

財政力指数	-0.044 (0.036)
一人当たり財政赤字	-15.512 (9.516)
定数項	0.914 *** (0.017)
R_squared	0.730
サンプル数	184

- ・*、**、***はそれぞれ10%水準、5%水準、1%水準で有意。
- ・カッコ内はWhite修正を行った標準誤差である。
- ・年ダミーの係数については表示していない。

第4章 道路整備に関する選好の決定要因*

4-1 はじめに

日本の失業率が上昇し、セーフティネットの整備の必要性がしばしば指摘されている。日本の失業対策は、歴史的には公共事業で行なわれてきており、失業者を直接対象とした積極的雇用政策はあまり行われてこなかった。この点は90年代以降の不況においても同じであり、失業対策として公共事業が行われてきた（大竹(2003a)）。

しかし、失業や貧困に対する政策としては、直接失業者や貧困者をターゲットとした所得再分配政策や雇用対策も十分に考えられる。このような全国一律的で、貧困・失業を条件としたセーフティネットを支持するのは、どのような選好をもった人々であろうか。この点について、高所得者層から低所得者層への個人間の所得再分配政策支持の決定要因について分析した大竹・富岡(2003)は、危険回避度が高い人々や雇用不安や失業経験をもった人々が所得再分配強化を支持することを明らかにしている。すなわち、危険回避度の高い人々は所得の不確実性に対処する保険としてセーフティネットを需要しているのである。それでは、個人間の所得再分配政策を支持する人々は、地域を限定した失業対策としての公共事業、つまり地域間の所得再分配政策を支持するのだろうか。本稿では失業対策の中心的役割を果たしてきた地方への公共事業の支持がどのような個人属性から説明できるのかについて分析する。

地方への公共事業の支持・不支持を決定する際に重要なポイントとなるのは、どの地域に住めば公共事業の便益を受けられるかが不明であり、居住地によっては便益を受けられない可能性が存在することである。高所得者層から低所得者層への全国一律的な所得再分配政策の場合、低所得者であればどこに居住していても確実に所得再分配の便益を受けられる。他方、特定の地域への所得再分配の場合、低所得者であっても居住地が所得再分配政策のターゲットとなっていなければ再分配の便

*本稿の作成にあたって、岡本直久、川口大司、高阪章、坂田裕輔、鈴木巨、富岡淳、若林緑の各氏、また2003年度日本経済学会春季大会参加者から有益なコメントを頂いた。なお、本稿にあたって、文部省科学研究費助成金（特定領域研究(B)(2)12124207（大竹）、基盤研究(C)(2)14530109）による研究助成を受けた。記して感謝したい。

益が受けられない。したがって、仮に地域的な公共事業の国全体としての景気拡大効果が小さいのであれば、危険回避的な人々は個人間の所得再分配を望んでも公共事業での地域間の所得再分配を望まないかもしれない。

地方の公共事業支持の決定要因として地域間労働移動費用の大きさも重要である。移動費用が高く労働移動が困難な場合には、一律的な所得再分配政策がより重要になってくる。労働移動が簡単であれば、どの地域で公共事業が行われたとしてもその場所に移動することで地域間の所得再分配の便益を受けることが可能になる。一方、公共事業には生産性上昇効果もある。労働移動が困難なものにとって、地方の公共事業によって、生産性が上昇し雇用機会が増えることが期待できれば、単なる所得再分配政策よりも地方のインフラストラクチャーを整備するための公共事業を選好する可能性もある。

地方への公共財の配分については、地域振興といった面からの議論は研究されてきた。特に、公共事業のストックに対する評価や、実施予定の公共事業に対する需要予測や仮想市場法による分析についての既存研究は多い(井口(1999)、安田・川村(2002)など)。しかし、どのような属性を持った人々が支持するのかといった点については、先行研究では無視されてきた。特に危険回避度と公共事業の支持・不支持について分析した研究は皆無である。中でも意識調査を用いて人々の選好を分析した研究は Ravallion and Lokshin(2000)、Allesina and La Ferrara(2001)、大竹・富岡(2003)が所得再分配に対する選好を分析している他は筆者の知る限りない。個人属性と公共事業の支持・不支持の関係が明らかになれば、所得の低い地域に対する望ましいセーフティネット構築について検討することができる。そこで、本稿では、危険回避度や地域間の移動可能性をはじめとする様々な個人属性が特定の地域への公共事業の支持要因となっているのか否かを検証する。

本稿の目的は、どのような人々が地方への公共事業を支持するのかを検討することである。公共事業の中でも、特に交通網の整備に対する支持・不支持に焦点を当てている。さらに、移動可能性についても考慮し、移動可能性の高い人々が特定地域の公共事業を支持するのか否かについても検討する。

本稿の結論をあらかじめ要約しよう。第1に、独自の意識調査の個票データを用いて計量分析を行った結果、地方在住の危険回避度が高い人々は公共事業を支持しない傾向があることが明らかになった。公共事業は主に地方に重点的に行われていることを考えると、地方居住者は公共事業を支持すると予測される。しかし、地方居住者であっても危険回避度が高い人々は公共事業を支持しない。これは、前述の

通り、地域間の所得再分配には全ての低所得者が所得再分配の受益者になれるのがわからないという危険が存在するため、公共事業による所得再分配を望まないと解釈できる。一方、大竹・富岡(2003)は危険回避的な人々は個人間の所得再分配政策を支持する傾向があることを示している。したがって、公共事業による所得再分配と個人間の所得再分配では支持層に危険回避度という属性に違いがあることが示唆された。第2に、地域間移動の可能性の大きさは、公共事業支持には多くの場合影響を与えないことが示された。例外として、地方在住あるいは失業不安を持つ場合、移動費用が高い職業従事者や建設業従事者は全国の道路網整備に対して支持する傾向がみられた¹。

本稿の構成は次の通りである。第4-2節では地方への公共事業支持・不支持の決定要因についての仮説について説明する。第4-3節ではデータ及び記述統計について述べる。第4-4節では推定結果を示す。最後に第4-5節で結論を述べる。

4-2 道路整備に関する選好の決定要因

(地域間所得再分配と危険回避度)

所得再分配政策は広い意味で所得変動に対する保険政策である。したがって、危険回避的な人々は低所得者になった場合に確実に所得再分配の便益を受け取ることが望むことになる。しかし、地域間の所得再分配政策は、個人間の所得再分配政策とは異なる。個人間の所得再分配政策の場合、低所得者層であれば、どこに居住していても確実に再分配の便益を受けることができる。しかし、地域間所得再分配の場合、居住地によっては低所得者層が必ずしも再分配の受益者となるとは限らない。例えば、地方に重点的に公共事業が行われており、公共事業の国全体としての景気刺激効果が小さく地域的な雇用対策としてしか機能しないのであれば、公共事業の拡大によって大都市圏在住の低所得者層がその受益者になれる可能性は低い。したがって、危険回避的な人々は、確実に所得再分配の受益者になれる個人間の所得再分配政策を支持すると考えられる。逆に、地域間の所得再分配政策に対しては、低所得者になったとしても所得再分配政策の受益者になれるかが不明であるため、地域間の所得再分配政策には反対すると考えられる。

¹ この章では移動費用には移動に要する費用だけでなく、移動に対する心理的なコストなど非金銭的な費用を含むものとする。

(移動費用)

将来の移動可能性に影響を及ぼす移動費用の大きさと地域的な公共事業政策の支持に関して検討しよう。移動費用が高い人々は将来の地域間移動可能性が低いいため、現住地への公共事業を支持する。しかし、低所得者になった場合に当該地域への公共事業が行われるか否かに不確実性があれば、移動費用が高くて危険回避的な人々は公共事業による所得再分配政策を支持しないことになる。一方、移動費用が低い人々にとっては、全国どこで公共事業が行われても地域間移動によってその便益を受けることができるため、公共事業による所得再分配政策を支持することになる。

業種や勤務形態によっても移動可能性は異なると考えられる。農林業、鉱業、卸売業・小売業、電気・ガス・水道・熱供給業、サービス業のような地域密着型の業種に従事している人々は、地域間移動を行うためには職業を変える必要性が高いため、地域間移動が困難になる。そのため、地方への公共事業を支持すると考えられる。ただし、道路整備などの公共事業拡大に関しては、建設業の好況を意味するため、建設業従事者は移動可能性とは関係なく公共事業の拡大を支持するであろう。勤務形態については、公務員、自営業主及び自営業の家族従業員の場合も、その多くが地域密着型で、勤務地を選ぶことが難しく移動可能性は低いと考えられる。したがって、地方への公共事業を支持するだろう。

居住形態も移動費用に影響を及ぼす。居住形態が持家の場合、持家を手放し、新たな住居を探す費用が高いため、移動可能性が低下するだろう²。そのため、本人の現住地への公共事業を支持すると考えられる。したがって、大都市居住者は大都市への公共事業拡大を望み、地方への所得再分配は望まないと考えられる。また、同居家族に子供がいれば、転校などの問題で移動費用が高くなり、移動可能性が低くなると考えられる。逆に、単身であれば、同居家族の同意を必要とせずに移動の決定を行えるため、移動費用は低く、移動可能性は高くなると考えられる。

就業状態は移動可能性に影響を与える。失業者は雇用者に比べて地域を移動するための機会費用が低いため、移動可能性は高い。ただし、危険回避的な失業者は、移動可能性が低く、確実に便益を受けられる失業保険の拡大など全国一律な所得再分配を望むと思われる。一方、危険回避的ではない失業者は、他地域に就職機会や

² 家を所有している場合は単身赴任による移動が行われる場合が考えられるが、単身赴任の多くは元の持家に戻ることを前提としているため、持家のある地域での公共事業を望むだろう。

環境に関する不確実性が高くても雇用状況の良い地域に移動して職を得ようとするであろう。この場合も、公共事業の地域を限定するインセンティブはない。

以上のように、移動費用の大きさが、地域的な公共事業に対する選好に対してどのような影響を与えるかは、実証的な問題である。

(現在の高失業率の理由)

現在の高失業率の理由について、「働く気力はあるが、家族の都合で勤務地を変えられない人が増えた」と考えている場合、2つのケースが考えられる。本人が失業しており、失業している原因は移動が困難であるためだと考えているケースと、本人は失業していないが、他の人が失業しているのは移動が困難であるためであると考えているケースである。前者の場合、本人の居住地への公共事業を支持するだろう。後者の場合は、例え本人が失業していなくても、移動の困難さによる高失業率に対して利他的な考え方あるいは失業時の所得保障に対する潜在的需要を持ち、失業率の低下を望んで地方への公共事業を支持すると考えられる。

4-3 データ：「くらしと社会に関するアンケート」

分析に用いたデータは、「くらしと社会に関するアンケート」(大竹(2002))の名称で2002年2月13日から26日にかけて実施された意識調査である。この意識調査は全国の20歳から65歳を対象に6000人を層化2段無作為抽出法で抽出し、郵送法で行われている³。総回収数は1943、うち有効回収数は1928(有効回収率32.1%)である。

公共事業への支持の有無は、「全国の道路網整備を中心とした公共事業の拡大」、「都市部の交通渋滞解消のための公共事業の拡大」という政策への賛否の回答による⁴。回答選択肢は「1.賛成、2.どちらかという賛成、3.どちらともいえない、4.どちらかという反対、5.反対」である。本稿では「賛成」及び「どちらかという賛成」を1、それ以外を0とした。「どちらともいえない」を0にした理由は、多くの場合、「どちらともいえない」と回答するのは、質問項目に対して関心を

³ 層化は12地域および都市階級(13大都市、その他市、町村)で行われている。

⁴ これらの質問は公共事業の拡大や補助金の増額には税金の負担を伴うことや公共事業が失業対策の一環となっていることを示していない。負担を伴うことが示されている場合と示されていない場合とで支持・不支持は異なると考えられる。ここでは、失業対策としての公共事業や費用負担を考慮しない質問に対する回答であることに留意する必要がある。

持っていない場合が多く、賛成とはみなせないからである。

地域の区分として3大都市圏、つまり東京圏（東京都、埼玉県、千葉県、神奈川県）、名古屋圏（岐阜県、愛知県、三重県）、大阪圏（京都府、大阪府、兵庫県、奈良県）とそれ以外の地方の2つに分けた。また、移動経験者とは出身地（出生地）都道府県と調査時点での現住地の都道府県が異なる者を指す⁵。

4-3-1 危険回避度

本稿の分析においては、公共事業の支持を決定する要因として人々の危険回避度が重要な役割を果たしている。本稿では、仮想的な金融商品の選択行動から算出した危険回避度と雨傘を携行する最低降水確率から算出した危険回避度の二つの指標を用いた⁶。仮想的な金融商品に関する質問は、年金受給額が確率的に変動する年金と同じ価値をもたらすような年金受給額が確定している年金の額を答えてもらうものである⁷。この質問は、生涯所得に影響をあたえるようなリスクに関する設問であるという点、具体的な年金商品という設問であるという点で優れているが、多くの人々にとってこの質問に答えることは容易ではないこと、回答が現在の生活水準に依存してしまうというところに問題がある。

もう一つの危険回避度の指標として、「ふだんあなたがお出かけになるときに、

⁵ 出身地と現住地が異なっている者を移動経験者と定義すると、出身地から一旦他の地域に移動し、その後出身地にUターンしているケースを捕捉できないが、データの制約上、出身地と現住地が異なっている者を移動経験者とした。

⁶ Allesina and La Ferrara(2001)のように、自営業主ダミーを危険回避度の代理変数に用いるケースもある。しかし、本稿では危険回避度については「1 - 雨傘を携行する最低降水確率/100」という代理変数を用いてコントロールしているため、自営業主ダミーが危険回避度の代理指標となることを回避できている。

⁷ 意識調査の質問文は以下の通りである。

「仮に、今あなたが会社員だとします。あなたの会社には、株式で運用される不確定型年金と債権で運用される確定型年金の2つのタイプの年金制度があり、定年退職後に毎月年金を受け取ることができます。不確定型は、毎月の支給額が10万円か30万円かどちらかに生涯固定され、そのどちらになるかはあなたの働きぶりとは無関係に5分5分の可能性があり、定年までわかりません。一方、確定型は、毎月18万円が確実に支払われます。入社時にどちらかのタイプの年金を選択するとします。あなたの定年退職後の世帯所得はこの年金収入しかなく、この年金で全ての生活費をまかなう必要があります。

付問1．あなたは、確定型、不確定型のどちらの年金制度を選びますか。

付問2．付問1で確定型を選んだ方にお尋ねします。あなたは、確定給付額がいくらまで下がっても、不確定型より確定型を選びますか。その額を10万円から18万円の間でお答え下さい。（但し、不確定型は、10万円か30万円が五分五分で支給されます。）

天気予報の降水確率が何%以上の時に傘を持って出かけますか？」という質問項目より「1 - 雨傘を携行する最低降水確率/100」という指標を作成した。雨傘を携行する最低降水確率という指標は、誰にでもわかりやすい上に、多くの人が天気予報によって雨傘を携行するか否かを決定していることから、雨に濡れるという一種の「危険」に対する態度を測ることが出来る。ただし、雨傘を携行する最低降水確率を危険回避度の指標とすることに問題点もある。雨傘を携行する最低降水確率は通常の経済学の危険回避度の定義から乖離している。また、普段自動車を利用しているため、自動車の傘を置いており、あまり傘を持ち歩かない場合もある⁸。さらに、雨に濡れるコストや傘を持ち歩くコストが年齢・性別などの個人属性で変わってくる可能性もある。しかし、雨に濡れたり傘を持ち歩いたりするコストが人々によって違っているために雨傘を携行する最低降水確率が異なっていたとしても、その違いが人々の公共事業に対する支持・不支持に影響を及ぼすとは考えられない。また、個人属性を多重回帰式の説明変数に加えることによって、雨傘を用いた指標から個人属性の影響を取り除くことができる。

図4-1に、傘をもって出かける最低降水確率の分布を示した。約50%のところにモードがあること、分布は特定の降水確率に集中している訳ではないことが分かる。図4-2には、男性について雨傘携行最低降水確率の分布と職業の関係を示した。自営業者はしばしば危険回避度が低い人々が就くと考えられている。一方、大企業労働者は失業リスクが低いことから危険回避度が高い人がより多く就いている可能性が高い。実際、図4-2は男性において自営業者の方が大企業サラリーマンに比べて傘をもって出かけないという傾向が読み取れる。ここには示していないが、女性ではこのような職種による差は観察されない⁹。

金融商品の選択から計測した危険回避度は、職業選択やそれ以外の危険回避的行動を示す質問項目との相関が、雨傘の携行確率から計測した危険回避度よりも低い。したがって、経済学の観点から適切であると考えられる金融商品の選択についての質問項目は、回答の難しさ等から危険回避度の適切な指標となっていない可能性が高い。そのため、以下の分析では、雨傘携行最低確率から算出した危険回避度を用

⁸ この場合は、降水確率から算出した危険回避度と高速道路の建設について相関が生じる可能性があり、結果の解釈に注意が必要になる。

⁹ 「賃金一定での10%の労働者の解雇政策」か「10%の一律賃金カットで解雇がない政策」のいずれを労働者として受け入れるかという質問に対する答えと雨傘携行から計算した危険回避度は統計的に有意に相関する。低い降水確率でも雨傘を持ち歩く人は解雇よりも賃金カット政策を支持することが、大竹(2003b)で示されている。

いる¹⁰。

4-3-2 記述統計

表4-1に記述統計を示した。記述統計によると、「全国の道路網整備を中心とした公共事業の拡大」については全体的に不支持の割合が高いことが分かる。逆に「都市部の交通渋滞解消のための公共事業の拡大」については支持・不支持がほぼ同じ割合となっていることがわかる。

次に、地方への公共事業の支持・不支持が、危険回避度や所得再分配支持とどのような関係を持つのかを示した。表4-2では、公共事業の支持・不支持と危険回避度との関係を示してある。表からは危険回避度が高いほど公共事業の支持の割合が低いことが読みとれる。

表4-3では、地方への公共事業に対する支持・不支持与、個人間の所得再分配である「豊かな人から貧しい人への所得再分配の強化」に対する支持・不支持与の関係を示した。しかし、公共事業の拡大と所得再分配の支持・不支持に関しては、明確な関係は読み取れない。

4-4 推定方法と推定結果

4-4-1 推定モデル

本稿で扱うデータでは公共事業に関する選好は直接観測できず、観測できるのは公共事業に対する支持・不支持のみである。そこで、プロビット推定を用いて実証分析を行う。

まず、公共事業の選好の程度を表す潜在変数は危険回避度、移動コストに関する変数、3大都市圏に居住しているかいないかのダミー、性別、年齢、学歴、年収などの個人属性からなる変数ベクトル(X_i)及び誤差項で表されるとする。ただし、観測できるのは、地方への公共事業の支持・不支持のみなので、支持の時1、不支持の時0をとる変数 Y_i を考える。以上の Y_i 、 X_i を用いて推定を行う。推定結果として平均値で評価した限界効果、標準誤差、各説明変数の平均値を表4-4および表4-5に示している¹¹。

¹⁰ 実際、本稿においても全ての推定で二つの危険回避度に関する指標を用いたが、金融商品の選択から計測した危険回避度は、公共事業の支持に対して説明力をもたなかった。

¹¹ 推定においては、クラスターとして層化の基準となっている¹²地域及び都市階

4-4-2 推定結果

各被説明変数について、全サンプルでの推定に加えて、公共事業の便益を受ける可能性の高いグループと低いグループ、公共事業に強い関心を持っているグループとあまり関心を持っていないグループに分けて推定を行う。グループ分けを行う理由は、公共事業の便益を受けられるか否か、公共事業に関心を持っているか否かで公共事業に対する支持・不支持が変わってくると考えられるからである。公共事業から便益を受けられるのであれば公共事業を支持するであろうし、公共事業に強く関心を持っていれば支持か不支持かどちらかに強い反応を示すだろう。

公共事業の便益を受ける可能性が高いグループとしては、「全国的な道路網整備を中心とした公共事業の拡大」については公共事業が主に行われている地方に在住している人々、「都市部の交通渋滞解消のための公共事業拡大」については大都市圏在住者とする。公共事業に強い関心を持っているグループとしては、失業不安を持っているグループとする。失業不安を持っている人々は、所得再分配強化を支持することが大竹・富岡(2003)により示されており、所得再分配の側面を持った公共事業に強い関心を抱くと考えられるからである¹²。

表4 - 4は「全国的な道路網整備を中心とした公共事業の拡大」を被説明変数とするモデルで、(1)が全サンプルでの推定、(2)が地方在住者サンプルでの推定、(3)が大都市圏在住者サンプルでの推定、(4)が失業不安有りのサンプルでの推定、(5)が失業不安なしのサンプルでの推定を示しており、表4 - 5は被説明変数が「都市部の交通渋滞解消のための公共事業拡大」で(1)から(5)は表4 - 4の場合と同様である。

(全国の道路網整備に関する推定結果)

級を考え、クラスター内の誤差項の相関に対して頑健な標準誤差(*clustering robust standard error*)を用いて推定を行った(詳細は Wooldridge(2002) Chap.15 参照)。ここで、標準誤差は、プロビット推定を行ったときの係数の *t* 値と限界効果の *t* 値とが等しくなるように計算している。全サンプル推定は、他のモデルよりサンプル数が大きいため、全サンプル推定の標準誤差が他のモデルの標準誤差より小さくなる。ただし、本稿の推定結果では全サンプル推定で有意な係数が多いということにはなかった。

¹² 関心の程度は *scope test* で検証することが望ましいが、本稿で用いた意識調査で *scope test* を用いることができないため、失業不安を持っているグループを公共事業に対する関心の強いグループとした。

表4-4の「全国の道路網整備を中心とした公共事業の拡大」を被説明変数とした推定結果を検討しよう。全サンプル推定では、危険回避度の係数は有意ではない。移動に関する変数については、建設業の係数が有意な正の値、自営業主の係数が有意な負の値をとっている。高失業率に対する考え方「働く気力はあるが、家族の都合で勤務地を変えられない人が増えた」では、現在失業している人に関しては有意ではない。失業していない人については、この考え方をもっている人々の係数は有意な正の値をとっている。その他の個人属性については、大卒、大学院卒、金融資産及び実物資産が有意な負の値となっている。

次に、全国の道路網整備で便益を受ける可能性の高い地方在住者サンプル推定と便益を受ける可能性の低い大都市圏在住者サンプル推定の結果を比較してみよう。地方在住者サンプルにおいて、危険回避度の係数は負で有意な値をとっている。限界効果の大きさを見ると、約0.28であり、危険回避度が10%ポイント高くなると道路網の整備を支持する確率が2.8%ポイント高くなることが示された。これは移動可能性を制御した上での結果であり、移動可能性を一定とした上でなお地方在住の危険回避的な人々は道路網の整備を支持しないことを示唆している。道路網の整備により地方では生活が便利になったり、雇用機会が増えたりすると考えられるが、危険回避的な人々の場合、道路網の整備という形での生活の利便性の向上や雇用機会の増大よりも、当該地域に公共事業が行われるか否かについての不確実性を回避したいという効果が上回ると考えられる。一方、大都市サンプル推定では有意な結果は得られていない。

移動に関する変数は、移動経験については全てのモデルで有意ではなかった。業種については、地方在住サンプル推定において農林業・鉱業、卸売業・小売業、サービス業といった地域密着型の業種で係数の値が正で有意な値になっており、これらの産業に従事している人々は公共事業を支持していることがわかる。一方、大都市圏サンプル推定では、サービス業の係数が有意に負の値になっており、大都市圏のサービス業の人々は全国の道路網整備を支持していないことが示されている。以上より、主に地方に便益をもたらすと考えられる全国の道路網整備については、移動の困難な業種では地方在住者が支持という結果を得た。

地方在住者サンプル推定で建設業の係数は有意な正の値をとっている。公共事業の拡大は建設業の需要増を意味するため、建設業従事者は全国の道路網整備を中心とした公共事業の拡大を支持するという仮説は、地方在住者サンプル推定で支持さ

れている¹³。

就業形態については、地方在住者サンプル推定で自営業主の係数は有意な負の値をとっている。さらに、地方在住者サンプル推定では自営業主の家族従業者についても有意な負の値をとっている。この結果は自営業主及び自営業主の家族従事者の移動可能性が低いため地域的な不確実性が大きい道路網整備政策を支持しないと考えられる。持家については、地方在住者サンプル推定のみで正かつ有意であり、自営業主とは異なり、移動費用が高いと考えられる人々が道路網の整備を支持している。

高失業率に対する考え方「働く気力はあるが、家族の都合で勤務地を変えられない人が増えた」では、現在失業している人に関しては2つのモデルで有意ではない。したがって、失業していても自分の失業の原因を移動が困難であるためと考えている人々は、公共事業の支持・不支持に影響を与えないことが示された。しかし、失業していない人については、この考え方をもっている人々の係数は2つの推定モデルにおいて有意な正の値をとっており、地域間労働移動が困難なために発生する失業対策として道路網整備への支持をするという仮説と整合的な結果が得られた。

地方在住の女性の係数は有意な負の値をとっている。高学歴者は、全国の道路網整備のための公共事業の拡大に否定的である。大卒の場合、地方在住者サンプル推定で有意な負の値をとっており、大学院卒に関しては、大都市圏在住者サンプルで有意な負の値をとっている。金融資産については、2つのモデルで有意な負の値となっており、金融資産額が多いと道路網の整備を支持しなくなることが示された。実物資産は地方在住者サンプル推定で有意な負の値をとっている。

さらに、公共事業に強い関心を持つと考えられる失業不安ありサンプル推定と公共事業に関心をあまり持たないと考えられる失業不安なしサンプル推定の結果を比較する。失業不安ありサンプル推定で説明力を持つ変数が多く、公共事業に関心を持っているグループと公共事業に関心を持っていないグループで差異が見て取れる。危険回避度については両モデルともに有意ではないことから、公共事業への関心の強さに関わらず危険回避度は公共事業の支持・不支持に影響を及ぼさないことが示されている。

¹³ 同じ建設業でも地方で現業職についている人々と大都市圏で大手建設会社に勤務し、事務などに携わっている人々で公共事業に対する考えが異なることを考慮し、建設業と企業規模、また所得階層との交差項を説明変数として加えて大都市圏在住者サンプル推定を行ったが、結果はほとんど変わらなかった。

移動に関する変数については、2つのモデルで移動経験は有意ではない。業種では、失業不安ありサンプル推定では、農林業・鉱業、建設業、卸売業・小売業、運輸・通信業、サービス業、電気・ガス・水道熱供給業など移動費用が高い業種で有意な正の値となっている。失業不安なしサンプル推定では、有意な値をとっている業種はない。就業形態は、失業不安ありサンプルでは有意な変数はない。失業不安なしサンプルでは、自営業の家族従業員が有意な負の値をとっている。その他の移動に関する変数では、失業不安ありサンプル推定で持家、単身が有意な正の値をとっている。失業不安なしサンプル推定では有意な変数はない。以上より、公共事業に関心の強い失業不安ありサンプル推定では、移動費用の高い人々が道路網整備を支持する傾向が強いことが示された。失業不安なしサンプル推定ではほとんど有意な結果が得られず、公共事業に対する関心の低さが伺える。

高失業率に対する考え方「働く気力はあるが、家族の都合で勤務地を変えられない人が増えた」に関しては、2つのモデルともに現在失業している人々は有意ではない。現在失業していない人々については、両モデルともに仮説通り有意な正の値をとっている。失業していない人々は公共事業を通じた失業対策に対して潜在的な需要を持っており、道路網整備を支持していると考えられる。係数の値は失業不安ありサンプル推定が0.18、失業不安なしサンプル推定が0.1と失業不安ありサンプル推定の係数が大きくなっており、関心が強いとより支持する確率が高くなること示されている。

個人属性については、大卒が両モデルで有意な負の値をとっている。資産については両モデルで有意な正の値となっている。貯蓄に関しては失業不安なしサンプルで有意な負の値をとっている。

(都市部の交通渋滞解消のための公共事業の拡大に関する推定結果)

表4-5に「都市部の交通渋滞解消のための公共事業の拡大」を被説明変数とした推定結果を示している。まず、全サンプル推定の結果を見てみよう。危険回避度の係数は有意ではない。移動に関する変数については、移動経験は有意ではない。地方から大阪へ移動した人々を示す変数の係数は、有意な正の値となっている。その他の移動費用に関する変数は全て有意ではない。

高失業率に対する考え方「働く気力はあるが、家族の都合で勤務地を変えられない人が増えた」に関しては、現在失業している人については有意ではない。他方、現在失業していない人については、正かつ有意であった。その他の個人属性に関する

る変数については 50 歳代の人々、東京圏在住の人々を示す変数で有意な正の値となっている。

次に、公共事業の便益を受けにくい地方在住者サンプル推定と公共事業の便益を受けやすい大都市圏在住者サンプル推定を比較する。危険回避度の係数は、両モデルで負の値をとっている。そのうち、地方在住者サンプル推定では危険回避度の限界効果は - 0.222 であり、10%水準で有意である。したがって、危険回避度が 10%ポイント上昇すると、都市部の渋滞のための公共事業拡大支持の確率が 2.2%ポイント低くなることになる。一方、大都市圏在住者サンプル推定では危険回避度の係数は有意ではない。危険回避的な地方在住者は、都市部の交通渋滞への公共事業拡大により受けられる便益に不確実性が高いために、支持しないと考えられる。

移動に関する変数については、移動経験に関しては 2 つのモデルで有意ではなかった。他の移動費用に関する変数については、両モデルでほぼ有意な結果は得られていない。

高失業率に対する考え方「働く気力はあるが、家族の都合で勤務地を変えられない人が増えた」に関しては、現在失業している人については 2 つのモデルで有意な値は得られていない。他方、現在失業していない人については、地方在住者サンプル推定で有意な正の値をとっている。したがって、地方在住者は本人が利益の受益者になれなくても利他的な考え方を持っているために都市部の渋滞の解消を支持しているのかもしれない。

個人属性に関しては、地方在住の女性が負かつ有意という結果が得られている。これは「全国の道路網整備を中心とした公共事業の拡大」を被説明変数とした場合と結果は同じである。その他の個人属性についてはほとんど有意ではない。

さらに、公共事業に関心があると考えられる失業不安ありサンプル推定と失業不安なしサンプル推定の結果を比較してみよう。どちらの推定も説明力を持つ変数は少なく、公共事業に関心を持っているグループと公共事業に関心を持っていないグループとでほとんど差異は見られない。

まず、危険回避度の係数については両モデルともに有意ではなく、公共事業への関心の強さでサンプルを分けても危険回避度は公共事業の支持・不支持に影響を及ぼさないことが示されている。移動に関する変数については、失業不安ありサンプル推定の自営業主で有意な負の値、単身で有意な正の値をとっている。その他については有意な変数はなく、移動費用は公共事業に対する関心の強さでサンプルを分けた場合、公共事業の支持・不支持にほとんど影響を及ぼさないことが示されてい

る。

高失業率に対する考え方「働く気力はあるが、家族の都合で勤務地を変えられない人が増えた」に関しては、現在失業している人については有意ではない。現在失業していない人については、両モデルで有意な正の値をとっている。したがって、公共事業に関心があるかないかに関わらず、家族関係による移動費用の上昇を認識している人々は交通渋滞解消のための公共事業を支持することが示されている。

その他の個人属性に関しては、いずれのモデルでも高年齢層で有意な正の値をとっている。また、大学院卒については、失業不安ありサンプルでは有意な負の値をとっているが、失業不安なしサンプルでは有意な正の値をとっている。

(推定結果の要約)

以上の推定結果を簡単にまとめてみよう。地方在住者においては、危険回避度が高い人々は地方への公共事業を支持しないことが示された。大都市圏在住者、失業不安のある人々、失業不安のない人々については、危険回避度は公共事業の支持・不支持に影響を及ぼさない。地方在住者が公共事業を支持しないという結果を得たのは、地方在住者は居住地域に公共事業が行われれば便益を得られるものの、行われなければ便益を受けられないという危険を回避していると解釈できる。したがって、地方間の所得再分配よりも個人間の再分配をより望んでいるのではないかと推測される。

移動費用については、ほとんどのモデルで公共事業の支持・不支持に影響を与えないことが示された。影響を与えるという結果を得たのは、全国の道路網の整備に関して、地方在住者または失業不安のある人々で移動可能性の低い業種に従事している人々のみである。

また、「近年の高失業率は移動が困難になったために生じた」と考えている人々で、本人が失業状態ではないか、就職活動をしていない場合は、地方在住か否かでサンプルを分けた場合、道路網整備という公共事業拡大を支持するという結果が得られている。しかし、高失業率の原因について同じ考えをもっていたとしても、本人が失業状態にあるか就職活動をしている場合は、特に全国の道路網整備のための公共事業の拡大を支持するわけではない。一方、失業不安があるか否かでサンプルを分けると、本人が失業状態ではないか、就職活動をしていない場合は失業不安の有無に関わらず道路網整備のための公共事業拡大、都市部の交通渋滞解消のための公共事業拡大ともに支持するという結果が得られている。しかし、本人が失業状態

にあるか就職活動をしている場合は、公共事業の拡大の支持・不支持に影響を与えない。

個人属性に注目すると、地方在住の女性は公共事業の拡大を支持しないことが示された。その他の個人属性については、定性的な傾向は特にない。

最後に地域間の所得再分配と大竹・富岡(2003)に基づいて個人間の所得再分配の支持・不支持要因の比較を行ってみよう。大竹・富岡(2003)は、本稿と同じ意識調査を用いて個人間の所得再分配(「豊かな人から貧しい人への所得の再分配の強化」)への支持・不支持の選好の決定要因を分析した。まず、注目すべき点は、危険回避度の係数である。本稿では、危険回避度の係数は負、あるいは有意ではないという結果を得ているが、大竹・富岡(2003)の推定結果によると、危険回避度は有意な正の値をとっている。これは第4-2節の危険回避度の仮説で述べたように、地域間で所得再分配が行われる場合、本人が再分配の効果を受けられるか否かが不確定なので、危険回避的な個人は地域間で所得再分配を望まないためと考えられる。一方、個人間の所得再分配であれば、自分が低所得者層になったときに確実に再分配の便益を受けることができるために危険回避的な人々に支持されるのであろう。

次に、移動に関しても比較を試みる。本稿では、地域間の所得再分配の支持に関する要因を分析しているために地域間移動に着目している。一方、大竹・富岡(2002)は個人間の所得再分配の支持に関する要因を分析しているため、所得の階層間の移動に着目している。本稿では、移動経験・移動可能性に関しては、地方在住か失業不安を持っている場合に、道路網整備についての公共事業拡大については移動可能性が低い業種の人々が支持するが、それ以外の移動費用に関する変数は公共事業の支持に影響を与えないという結果を得ている。一方、大竹・富岡(2002)では所得階層間の流動性(所得階層間の移動)は所得再分配政策支持に対する影響を与えないという結果を得ており、地域間の移動、所得階層間の移動は概ね再分配に影響を与えないという点で一致した結果を得ている。

4-5 結論

本稿では独自の意識調査を用いて地方への公共事業についての支持・不支持の決定要因を明らかにした。現在、失業対策として公共事業が行われているが、どのような人々が道路整備などの公共事業を望んでいるのかについては明らかにされていないため、地方への公共事業の選好の決定要因を明らかにした。地方への公共事業に関する先行研究においては、個人の危険回避度や移動経験、非金銭的なコストも

含んだ移動費用などは無視されてきたが、本稿では危険回避度については「雨傘を携行する最低降水確率」、また移動費用についてはさまざまな代理変数を用いることによってコントロールすることができた。

本稿で得られた主な結果は以下の4点である。(1) 地方在住の危険回避度の高い人々は地方への公共事業を支持しない傾向にある。これは地方に公共事業が行われた場合、本人が再分配の便益を受けられない可能性があることが原因であると考えられる。この結果は個人間の所得再分配の支持・不支持に関して危険回避度について分析された結果と逆である。(2) 移動費用は地方への公共事業の支持・不支持にほとんど影響を及ぼさないことが示された。ただし、全国の道路網整備については、地方在住あるいは失業不安を持つ場合に移動可能性の低い業種についている人々は支持する傾向にあることが示された。したがって、将来の移動可能性も考慮した動的な状況下では、どのような公共事業かによって支持・不支持が変わると言えよう。(3) 近年の高失業率の原因を労働移動が困難になったためであるという認識をもった人々については、本人が失業していなくても、地方への公共事業を支持する傾向があることが示された。失業していない人々でこのような考え方を持つ人々は、利他的な考え方を持っているか、失業の可能性に備えているのであろう。(4) 全国の道路網整備を中心とした公共事業の拡大に対して、地方の建設業従事者が支持するという結果が得られた。建設業従事者は道路の整備により、所得の増加を期待していると解釈できる。

参考文献

- Alesina, A. and E. L. Ferrara (2001) "Preferences for Redistribution in the Land of Opportunities", *NBER Working Paper*, 8267.
- Ravallion, M and M. Lokshin (2000) "Who Wants to Redistribute? The Tunnel Effect in 1990 Russia", *Journal of Public Economics*, 76, 87-104.
- Wooldridge, J. M. (2002) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT press.
- 井口典夫(1999)「仮想的市場法による高速道路サービスの便益評価」『交通学研究』No.42、163-171
- 大竹文雄(2002)「傘とワークシェアリング」『厚生労働統計通信』、第12号
- 大竹文雄(2003a)「日本の構造的失業対策」『日本労働研究雑誌』No.516、42-54
- 大竹文雄(2003b)「賃金の下方硬直性と習慣形成・損失回避」未公開論文

大竹文雄・富岡淳(2003)「所得再分配を支持するのは誰か？」『経済分析』近刊
安田八十五・川村久幸(2002)「東京湾横断道路建設プロジェクトの社会的費用便益
分析による評価」『関東学院大学経済学会』No.213、86-107

図4-1 傘をもって出かける最低降水確率の分布

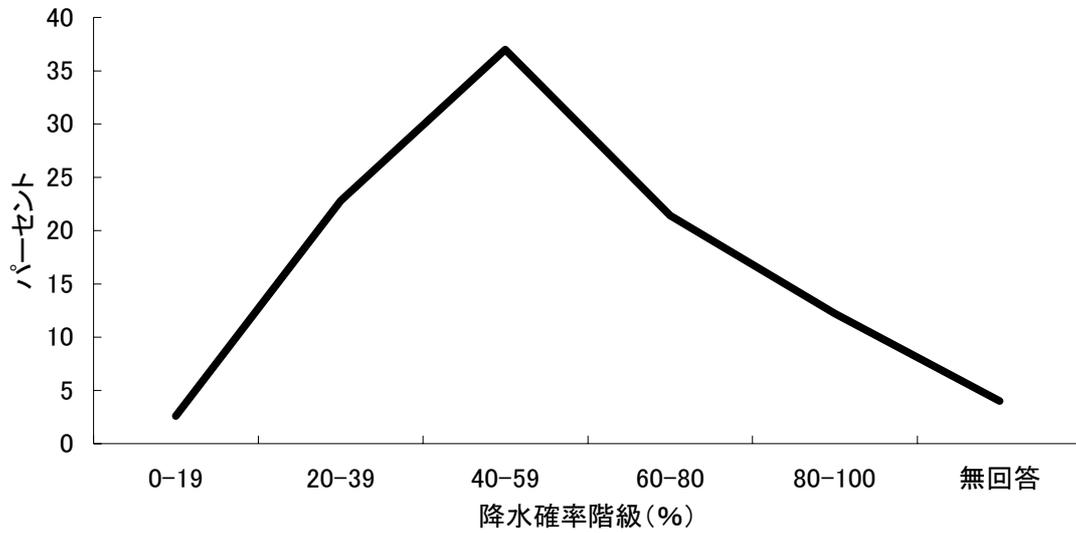


図4-2 傘をもって出かける最低降水確率と職業選択

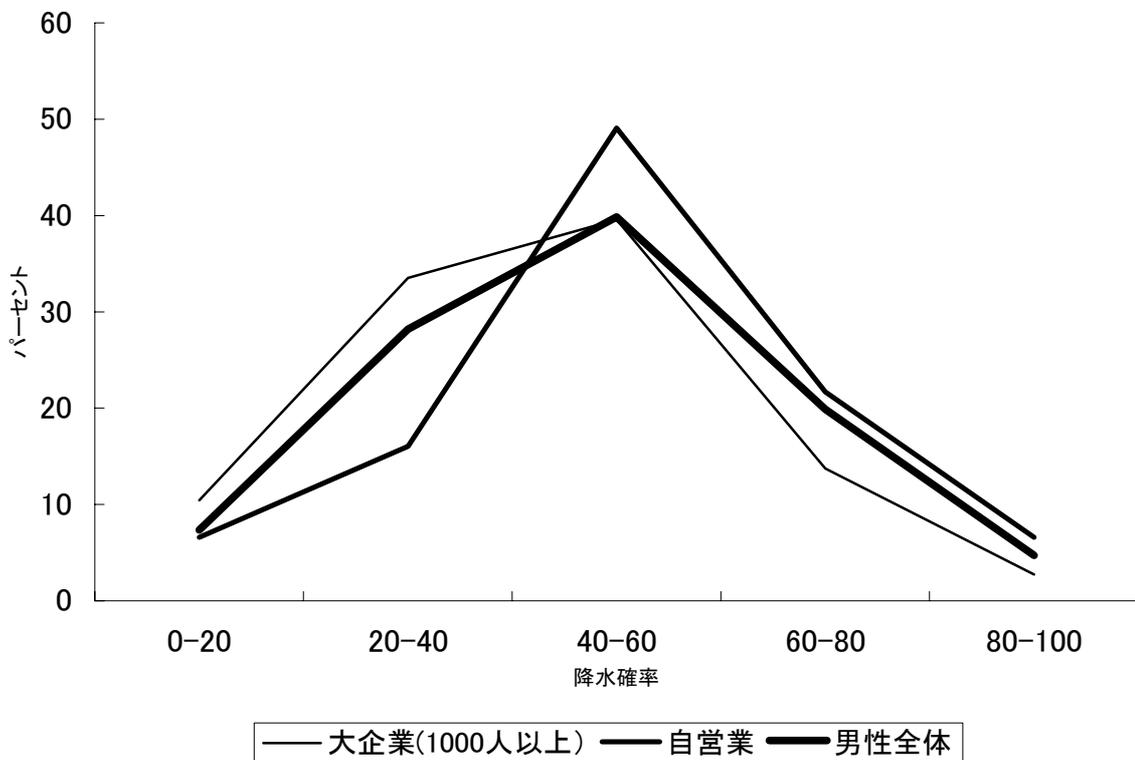


表4-1 記述統計

変数名	サンプル数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
大	1903	0.192	0.394	0.000	1.000
都市部の交通渋滞解消のための公共事業の拡 率)	1899	0.450	0.498	0.000	1.000
移動経験	1858	0.497	0.198	0.000	1.000
東京圏への移動経験	1870	0.337	0.472	0.000	1.000
名古屋圏への移動経験	1870	0.139	0.346	0.000	1.000
大阪圏への移動経験	1870	0.024	0.153	0.000	1.000
農林業・鉱業	1870	0.073	0.261	0.000	1.000
建設業	1211	0.535	0.225	0.000	1.000
製造業	1211	0.082	0.274	0.000	1.000
卸売業・小売業	1211	0.186	0.389	0.000	1.000
金融・保険業	1211	0.121	0.327	0.000	1.000
運輸・通信業	1211	0.488	0.215	0.000	1.000
サービス業	1211	0.053	0.225	0.000	1.000
電気・ガス・水道・熱供給業	1211	0.201	0.401	0.000	1.000
公務員	1211	0.026	0.160	0.000	1.000
自営業	1185	0.122	0.327	0.000	1.000
自営業の家族従業員	1185	0.125	0.330	0.000	1.000
既婚	1185	0.070	0.255	0.000	1.000
未婚	1933	0.770	0.421	0.000	1.000
子供	1933	0.171	0.376	0.000	1.000
転職のための職探し	1909	0.294	0.456	0.000	1.000
失業者で現在の高失業率を家族の都合で勤務 地を変えられないためだと考えている人々	1856	0.134	0.341	0.000	1.000
就業者で現在の高失業率を家族の都合で勤務 地を変えられないためだと考えている人々	1817	0.041	0.198	0.000	1.000
女性	1817	0.276	0.447	0.000	1.000
年齢	1910	0.500	0.500	0.000	1.000
20代	1738	0.148	0.356	0.000	1.000
30代	1738	0.174	0.380	0.000	1.000
40代	1738	0.234	0.423	0.000	1.000
50代	1738	0.293	0.455	0.000	1.000
60代	1738	0.149	0.356	0.000	1.000
大卒	1870	0.253	0.435	0.000	1.000
大学院卒	1870	0.015	0.124	0.000	1.000
父親の学歴(大卒)	1838	0.152	0.359	0.000	1.000
持家(一戸建て・集合住宅)	1919	0.763	0.425	0.000	1.000
資産	1720	2.350	3.001	0.000	15.000
貯蓄現在高	1710	10.040	11.451	1.200	40.000
世帯全体の年間収入	1813	7.294	4.000	0.000	1.000
失業経験	1825	0.176	0.382	0.000	1.000
将来に対する失業不安	1866	0.396	0.489	0.000	1.000
東京圏在住	1909	0.248	0.432	0.000	1.000
名古屋圏在住	1909	0.081	0.272	0.000	1.000
大阪圏在住	1909	0.158	0.365	0.000	1.000

・欠損値を含むため、サンプル数はそれぞれの変数で異なる。

表4-2 地方への公共事業に対する支持・不支持与危険回避度との関係

	全国的な道路網整備を中心とした公共事業拡大			都市部の交通渋滞解消のための公共事業の拡大		
	支持	不支持	計	支持	不支持	計
危険回避度高	80.37	19.63	100	54.71	45.29	100
危険回避度中	79.04	20.96	100	53.82	46.18	100
危険回避度低	84.13	15.87	100	56.39	43.61	100
計	80.84	19.16	100	54.81	45.19	100

表4-3 地方への公共事業に対する支持・不支持与豊かな人から貧しい人への所得再分配の強化への支持・不支持の関係

		全国的な道路網整備を中心とした公共事業拡大			都市部の交通渋滞解消のための公共事業の拡大		
		支持	不支持	計	支持	不支持	計
所得の再分配強化	支持	81.88	18.12	100	55.46	44.54	100
	不支持	79.52	20.48	100	54.29	45.71	100
	計	80.64	19.36	100	54.84	45.16	100

表4-4 全国の道路網整備を中心とした公共事業の拡大
被説明変数: 全国の道路網整備を中心とした公共事業の拡大

	(1) 全サンプル			(2) 地方在住者サンプル			(3) 大都市圏在住者サンプル		
	限界効果	標準誤差	平均値	限界効果	標準誤差	平均値	限界効果	標準誤差	平均値
危険回避度	-0.105	0.068	0.487	-0.279 **	0.118	0.467	0.003	0.075	0.502
移動費用	0.005	0.045	0.337	0.034	0.056	0.200	-0.010	0.036	0.072
移動経験									
東京圏への移動経験	0.028	0.081	0.141						
名古屋圏への移動経験	-0.048	0.118	0.023						
大阪圏への移動経験	-0.019	0.068	0.074						
農林業・鉱業	0.100	0.088	0.045	0.390 ***	0.125	0.081			
建設業	0.218 ***	0.082	0.080	0.402 ***	0.126	0.094	0.089	0.080	0.228
製造業	-0.013	0.050	0.187	0.118	0.103	0.163	-0.090 *	0.043	0.133
卸売業・小売業	0.067	0.062	0.125	0.243 **	0.114	0.128	-0.005	0.061	0.072
金融・保険業	-0.060	0.059	0.060	0.226 *	0.149	0.049			
運輸・通信業	0.049	0.079	0.058	0.067	0.129	0.049	0.030	0.077	0.212
サービス業	0.013	0.048	0.193	0.229 **	0.100	0.190	-0.112 **	0.035	0.021
電気・ガス・水道・熱供給業	0.062	0.105	0.026	0.233	0.170	0.032	-0.094	0.044	0.130
公務員	0.039	0.050	0.130	0.009	0.069	0.138	0.018	0.065	0.085
自営業主	-0.067 *	0.035	0.103	-0.125 **	0.047	0.119	-0.055	0.049	0.048
自営業の家族従業員	-0.037	0.050	0.070	-0.190 *	0.044	0.096	0.234 **	0.117	0.671
持家	0.044	0.038	0.746	0.112 *	0.057	0.815	-0.004	0.045	0.751
既婚	0.048	0.043	0.750	0.049	0.067	0.758	0.047	0.053	0.122
単身	0.118 *	0.077	0.112	0.164	0.125	0.096	0.061	0.092	0.255
子供有	0.007	0.033	0.259	-0.004	0.051	0.264	0.024	0.043	0.149
職探し	0.083 *	0.052	0.129	0.091	0.088	0.111	0.050	0.065	0.016
失業者で現在の高失業率を家族の都合で勤務地を変えられないためだと考えている人々	0.074	0.102	0.026	0.071	0.130	0.037	-0.009	0.124	0.263
就業者で現在の高失業率を家族の都合で勤務地を変えられないためだと考えている人々	0.126 ***	0.035	0.291	0.145 ***	0.054	0.321	0.122 ***	0.051	0.241
個人属性									
女性	-0.040	0.033	0.297	-0.119 **	0.046	0.346	0.061	0.050	0.210
30歳代	-0.026	0.048	0.200	-0.054	0.075	0.195	-0.035	0.051	0.223
40歳代	-0.048	0.052	0.253	-0.151 *	0.068	0.272	0.010	0.068	0.321
50歳代	0.021	0.061	0.309	-0.038	0.093	0.311	0.030	0.072	0.098
60歳代	-0.021	0.063	0.101	-0.113	0.080	0.104	0.004	0.081	0.363
大卒	-0.087 **	0.032	0.323	-0.125 **	0.048	0.264	-0.053	0.041	0.053
大学院卒	-0.123 *	0.046	0.029	-0.017	0.231	0.010	-0.103 *	0.034	0.204
父親が大卒	0.031	0.044	0.173	-0.036	0.068	0.131	0.027	0.049	0.141
失業経験	0.072	0.058	0.145	0.076	0.091	0.153	0.028	0.066	0.353
将来に対する失業不安	-0.016	0.032	0.385	-0.071	0.053	0.410	0.008	0.041	2.526
資産	0.020 **	0.006	2.367	0.031 ***	0.010	2.222	0.008	0.007	10.308
貯蓄	-0.004 **	0.002	9.996	-0.006 **	0.002	9.594	-0.004 *	0.002	8.220
世帯全体の年間収入	-0.008 **	0.004	8.055	-0.015 **	0.007	7.865	0.001	0.005	0.464
東京圏在住	-0.101 **	0.038	0.260						
名古屋圏在住	-0.057	0.057	0.087						
大阪圏在住	-0.077 *	0.040	0.156						
サンプル数	815			405			377		
Pseud R2	0.123			0.168			0.141		

・***、**、*はそれぞれ1%水準、5%水準、10%水準で有意であることを示している。
 ・標準誤差はクラスター(12地域及び都市階級)内での誤差項の相関を考慮してclustering robustなものを用いている。
 ・標準誤差はt値がプロビット推定の係数のt値と等しくなるように計算している。
 ・危険回避度、資産、貯蓄、世帯全体の年間収入のみが連続変数である。

表4-4 全国の道路網整備を中心とした公共事業の拡大
被説明変数: 全国の道路網整備を中心とした事業の拡大

	(4) 失業不安ありサンプル			(5) 失業不安なしサンプル		
	限界効果	標準誤差	平均値	限界効果	標準誤差	平均値
危険回避度	-0.059	0.104	0.472	-0.145	0.089	0.493
移動経験	-0.088	0.071	0.289	0.039	0.057	0.361
東京圏への移動経験	0.056	0.147	0.099	0.043	0.102	0.168
名古屋圏への移動経験				-0.096	0.077	0.028
大阪圏への移動経験	0.104	0.167	0.086	-0.017	0.088	0.068
農林業・鉱業	0.584 ***	0.177	0.026	0.029	0.090	0.058
建設業	0.503 ***	0.126	0.115	0.116	0.105	0.058
製造業	0.128	0.106	0.211	-0.013	0.061	0.166
卸売業・小売業	0.327 ***	0.125	0.148	0.000	0.068	0.112
金融・保険業	0.000	0.143	0.079	-0.006	0.086	0.050
移動費用	0.271 *	0.166	0.056	0.019	0.089	0.060
運輸・通信業	0.255 **	0.119	0.181	-0.029	0.051	0.200
サービス業	0.592 ***	0.179	0.023	-0.101	0.068	0.028
電気・ガス・水道・熱供給業	0.085	0.150	0.059	0.028	0.054	0.176
公務員	-0.070	0.066	0.076	-0.050	0.043	0.120
自営業主	0.097	0.113	0.053	-0.094 *	0.040	0.080
自営業の家族従業員	0.116 **	0.048	0.714	-0.034	0.058	0.770
持家	0.087	0.061	0.704	0.018	0.054	0.780
既婚	0.256 ***	0.111	0.122	0.012	0.084	0.104
単身	0.052	0.052	0.378	-0.036	0.038	0.186
子供有	0.049	0.071	0.168	0.112	0.078	0.100
職探し						
失業者で現在の高失業率を家族の都合で勤務地を変えられないためだと考えている人々	0.215	0.164	0.043	-0.110	0.065	0.016
就業者で現在の高失業率を家族の都合で勤務地を変えられないためだと考えている人々	0.187 ***	0.067	0.276	0.097 ***	0.039	0.299
個人属性						
女性	-0.050	0.054	0.309	0.002	0.044	0.289
30歳代	-0.110	0.059	0.201	0.056	0.072	0.202
40歳代	-0.094	0.070	0.181	0.009	0.070	0.299
50歳代	-0.059	0.082	0.365	0.111	0.088	0.275
60歳代	-0.056	0.088	0.102	-0.010	0.081	0.100
大卒	-0.099 *	0.047	0.276	-0.072 *	0.040	0.355
大学院卒				-0.073	0.067	0.036
父親が大卒	0.020	0.075	0.155	0.027	0.048	0.184
失業経験	0.065	0.082	0.250	0.120	0.084	0.082
資産	0.029 ***	0.011	1.939	0.022 ***	0.007	2.629
貯蓄	-0.006	0.003	8.511	-0.005 ***	0.002	10.960
世帯全体の年間収入	-0.003	0.007	7.350	-0.009	0.005	8.494
東京圏在住	0.104	0.143	0.217	-0.033	0.077	0.285
名古屋圏在住				0.118	0.122	0.098
大阪圏在住	0.131	0.162	0.188			
地方在住者	0.122	0.108	0.543	0.140	0.068	0.477
サンプル数	304			501		
Pseud R2	0.240			0.125		

***、**、*はそれぞれ1%水準、5%水準、10%水準で有意であることを示している。

・標準誤差はクラスター(12地域及び都市階級)内での誤差項の相関を考慮してclustering robustなものを用いている。

・標準誤差はt値がプロビット推定の係数のt値と等しくなるように計算している。

・危険回避度、資産、貯蓄、世帯全体の年間収入のみが連続変数である。

表4-5 都市部の交通渋滞解消のための公共事業の拡大

被説明変数: 都市部の交通渋滞解消のための公共事業の拡大

	(1) 全サンプル			(2) 地方在住者サンプル			(3) 大都市圏在住者サンプル		
	限界効果	標準誤差	平均値	限界効果	標準誤差	平均値	限界効果	標準誤差	平均値
危険回避度	-0.144	0.096	0.487	-0.222 *	0.136	0.467	-0.112	0.137	0.507
移動費用	0.000	0.065	0.334	0.034	0.068	0.200	0.087	0.060	0.468
移動経験	0.082	0.097	0.140						
東京圏への移動経験	-0.195	0.138	0.023						
名古屋圏への移動経験	0.206 *	0.114	0.071						
大阪圏への移動経験	0.049	0.122	0.045	0.081	0.153	0.081	0.279	0.182	0.010
農林業・鉱業	0.041	0.079	0.080	0.076	0.106	0.094	0.013	0.118	0.066
建設業	-0.019	0.065	0.186	0.043	0.095	0.163	-0.115	0.094	0.208
製造業	-0.005	0.072	0.127	0.074	0.098	0.131	-0.062	0.102	0.123
卸売業・小売業	0.097	0.087	0.060	-0.009	0.136	0.049	0.200 *	0.099	0.071
金融・保険業	-0.013	0.087	0.057	0.033	0.142	0.049	-0.051	0.108	0.064
運輸・通信業	-0.030	0.056	0.193	0.049	0.084	0.190	-0.116	0.076	0.196
サービス業	-0.057	0.113	0.026	-0.244 *	0.118	0.032	0.309	0.133	0.020
電気・ガス・水道・熱供給業	0.061	0.066	0.130	0.110	0.095	0.138	0.027	0.091	0.123
公務員	-0.033	0.062	0.104	-0.047	0.085	0.121	-0.041	0.095	0.088
自営業主	0.064	0.076	0.070	-0.063	0.096	0.096	0.176	0.106	0.044
自営業の家族従業員	0.047	0.063	0.145	0.085	0.094	0.153	0.033	0.081	0.137
持家	0.032	0.062	0.751	-0.004	0.084	0.759	0.101	0.106	0.743
既婚	0.037	0.075	0.111	0.006	0.115	0.096	0.128	0.101	0.125
単身	-0.027	0.042	0.258	-0.084	0.055	0.264	0.035	0.061	0.252
子供有	0.054	0.058	0.129	0.089	0.086	0.111	0.002	0.080	0.147
職探し									
失業者で現在の高失業率を家族の都合で勤務地を変えられないためだと考えている人々	0.031	0.116	0.026	0.035	0.151	0.037	-0.093	0.227	0.015
就業者で現在の高失業率を家族の都合で勤務地を変えられないためだと考えている人々	0.117 **	0.041	0.291	0.155	0.054	0.323	0.078	0.065	0.260
個人属性	-0.067	0.045	0.296	-0.075 ***	0.061	0.345	-0.060	0.072	0.248
女性	0.082	0.074	0.200	0.014	0.105	0.195	0.142	0.096	0.206
30歳代	0.052	0.079	0.253	-0.003	0.114	0.271	0.087	0.104	0.235
40歳代	0.146 *	0.077	0.307	0.080	0.116	0.310	0.218 **	0.104	0.304
50歳代	0.114	0.090	0.102	0.055	0.143	0.106	0.146	0.113	0.098
60歳代	0.050	0.045	0.324	-0.044	0.056	0.266	0.127 *	0.067	0.382
大卒	0.141	0.100	0.029	0.243	0.285	0.010	0.087	0.107	0.049
大学院卒	0.069	0.055	0.173	0.063	0.092	0.131	0.019	0.069	0.216
父親が大卒	0.054	0.039	0.385	0.020	0.059	0.409	0.089	0.052	0.360
失業経験	-0.003	0.053	0.748	0.084	0.079	0.815	-0.071	0.078	0.681
将来に対する失業不安	0.008	0.007	2.389	0.013	0.010	2.253	0.004	0.011	2.525
資産	-0.001	0.002	10.004	-0.002	0.003	9.601	0.000	0.003	10.404
貯蓄	0.000	0.006	8.046	0.003	0.008	7.850	0.000	0.008	8.241
世帯全体の年間収入	0.133 **	0.065	0.260						
東京圏在住	0.058	0.102	0.087						
名古屋圏在住	0.063	0.067	0.154						
大阪圏在住									
サンプル数	814			406			408		
Pseud R2	0.060			0.055			0.084		

- ・(1)は全サンプルでの推定、(2)は地方在住者サンプルでの推定、(3)は大都市圏在住者サンプルでの推定である。
- ・***、**、*はそれぞれ1%水準、5%水準、10%水準で有意であることを示している。
- ・標準誤差はクラスター(12地域及び都市階級)内での誤差項の相関を考慮してclustering robustなものを用いている。
- ・標準誤差はt値がプロビット推定の係数のt値と等しくなるように計算している。
- ・危険回避度、資産、貯蓄、世帯全体の年間収入のみが連続変数である。

表4-5 都市部の交通渋滞解消のための公共事業の拡大
被説明変数: 都市部の交通渋滞解消のための公共事業の拡大

	(4) 失業不安ありサンプル			(5) 失業不安なしサンプル		
	限界効果	標準誤差	平均値	限界効果	標準誤差	平均値
危険回避度	-0.049	0.143	0.477	-0.181	0.128	0.494
移動費用						
移動経験	0.071	0.106	0.297	-0.037	0.084	0.357
東京圏への移動経験	-0.044	0.165	0.099	0.159	0.125	0.166
名古屋圏への移動経験	-0.390	0.178	0.016	-0.137	0.163	0.028
大阪圏への移動経験	0.192	0.189	0.080	0.229	0.148	0.066
農林業・鉱業	0.229	0.173	0.026	0.043	0.154	0.058
建設業	0.068	0.122	0.115	0.032	0.109	0.058
製造業	-0.031	0.107	0.220	0.043	0.088	0.164
卸売業・小売業	0.056	0.109	0.147	-0.021	0.092	0.114
金融・保険業	0.119	0.140	0.077	0.163	0.120	0.050
運輸・通信業	-0.131	0.157	0.051	0.126	0.110	0.060
サービス業	-0.008	0.109	0.182	-0.012	0.071	0.200
電気・ガス・水道・熱供給業	-0.081	0.215	0.022	0.021	0.145	0.028
公務員	0.007	0.140	0.058	0.121	0.075	0.176
自営業主	-0.303 **	0.104	0.077	0.106	0.077	0.122
自営業の家族従業員	0.179	0.118	0.054	0.028	0.098	0.080
持家	0.073	0.083	0.709	-0.093	0.075	0.772
既婚	0.000	0.089	0.703	0.021	0.090	0.780
単身	0.179 *	0.097	0.121	-0.086	0.099	0.104
子供有	-0.089	0.064	0.374	0.036	0.060	0.186
職探し	0.146	0.085	0.176	-0.002	0.082	0.100
失業者で現在の高失業率を家族の都合で勤務地を変えられないためだと考えている人々	0.126	0.141	0.042	-0.164	0.177	0.016
就業者で現在の高失業率を家族の都合で勤務地を変えられないためだと考えている人々	0.119 *	0.070	0.278	0.126 **	0.051	0.299
個人属性						
女性	-0.086	0.076	0.310	0.004	0.062	0.287
30歳代	0.036	0.122	0.198	0.131	0.090	0.202
40歳代	0.154	0.125	0.179	0.012	0.106	0.299
50歳代	0.161	0.114	0.361	0.179 *	0.106	0.273
60歳代	0.296 **	0.121	0.102	0.036	0.115	0.102
大卒	0.034	0.072	0.272	0.079	0.061	0.357
大学院卒	-0.392 **	0.111	0.019	0.350 ***	0.105	0.036
父親が大卒	0.135	0.084	0.157	0.043	0.068	0.184
失業経験	0.024	0.083	0.246	0.077	0.103	0.082
資産	0.008	0.013	1.956	0.009	0.009	2.660
貯蓄	-0.003	0.003	8.481	-0.001	0.002	10.955
世帯全体の年間収入	0.005	0.010	7.369	-0.002	0.007	8.469
東京圏在住	0.043	0.160	0.220	0.113	0.111	0.285
名古屋圏在住				0.052	0.135	0.098
大阪圏在住	0.013	0.162	0.179			
地方在住者	-0.148	0.141	0.530	0.027	0.094	0.479
サンプル数	313			501		
Pseud R2	0.122			0.077		

***、**、*はそれぞれ1%水準、5%水準、10%水準で有意であることを示している。

・標準誤差はクラスター(12地域及び都市階級)内での誤差項の相関を考慮してclustering robustなものを用いている。

・標準誤差はt値がプロビット推定の係数のt値と等しくなるように計算している。

・危険回避度、資産、貯蓄、世帯全体の年間収入のみが連続変数である。