

Discussion Paper Series

University of Tokyo
Institute of Social Science
Panel Survey

東京大学社会科学研究所 パネル調査プロジェクト
ディスカッションペーパーシリーズ

変化の方向とパターンを区別したパネルデータ
分析の可能性：従業上の地位の変化がもたらす
所得変化を事例として

The Possibility of Panel Data Analysis that Differentiates Direction
and Pattern of Changes:
An Exemplary Analysis of the Effects of Employment Status
Changes on Income

有田伸

(東京大学社会科学研究所)

Shin ARITA

March 2010

No.35

変化の方向とパターンを区別したパネルデータ分析の可能性： 従業上の地位の変化がもたらす所得変化を事例として

有田伸（東京大学社会科学研究所）

本稿は、パネルデータを分析するために広く用いられている固定効果モデル等のパネル分析手法が暗黙裡に置いている諸仮定を確認したうえで、それらの仮定を緩め、「変化」の内実を区別した、より自由度の高い分析の可能性を探るためのものである。

カテゴリカルな変数を独立変数とする固定効果モデルを事例として、変数の「変化」に焦点を当てて考えれば、一般的なパネルデータ分析手法は、(1)変化の方向に対する無差別性、(2)変化の経路に対する無差別性（ならびに変化の分割／統合可能性）、(3)非変化時の状態に対する無差別性、という3つの仮定を前提としていることがわかる。本稿では、現実的にはそれらの仮定が満たされない可能性もあることを視野に入れ、一階差分モデルを利用しつつこれらの仮定を緩め、変化の方向やパターンを区別した分析を行うための方法を提示する。さらにそれを日本と韓国のパネルデータにあてはめ、この手法によって、従業上の地位の変化の方向と経路、非変化時の状態が個人所得に対して及ぼしている独自の効果の捕捉が可能になることを示す。

キーワード：パネルデータ分析、固定効果モデル、一階差分モデル、変化の方向、変化のパターン、日韓比較

[謝辞]

本稿の作成にあたっては、東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査」メンバー各位より、非常に多くの有益なご助言を頂いた。心より感謝申し上げたい。もちろん、本稿に残された誤りは、すべて筆者に帰せられるべきものである。

1. はじめに

固定効果モデルやランダム効果モデルは、パネルデータの分析に適合的な手法であり、こんにちではパネルデータを分析する際のデファクト・スタンダードとしての位置を占めるに至っている。これらの分析手法の有効性はもちろん疑うべくもないが、物理学的で、経路「非」依存的な世界観を根底に持つこれらの手法は、対象となる変数間の関係に関してかなり強い仮定を置くものでもある。後に示すように、これらの手法は、対象とする変数（群）の「水準値」間の関係とそれらの時点間での「差分値」の変数間での関係を明確に区別せず、独立変数における「変化」は単なる水準値の差分として扱われるにすぎない。換言すればこれは、起点と終点を特定した形での「変化」に対しては特段の関心が払われていないということであり、結果的にこれらの分析手法では、独立変数の変化の方向やパターンはまったく区別されないことになる。

しかしながら、これらの手法が前提とする強い仮定は、現実的には必ずしも常に妥当するわけではない。また実際の分析に際しては、より探索的に、そのような仮定が成立するか否か自体が関心の対象となる場合も多い。これらは、独立変数にカテゴリカルな変数が用いられることが多く、またその「変化」に強い関心が置かれる研究領域——社会学がその代表例であろうが——においてとりわけ重要な問題として浮上してくることになる。

以上をふまえ本稿では、「従業上の地位」というカテゴリカルな変数が所得水準に及ぼす影響の分析を事例とし、固定効果モデル等の一般的な分析手法においては存外に考慮されづらい、独立変数の「変化」に焦点を当てたパネルデータ分析の可能性を検討する。本稿ではまず、固定効果モデル等の分析手法が暗黙のうちに置いている諸仮定を確認した上で、次に一階差分モデルを利用しながらそれらの諸仮定を緩め、それぞれの仮定自体の妥当性を問い直すための方法を提示する。さらに、実際にこの方法を日本と韓国のパネルデータにあてはめ、従業上の地位の変化が所得に及ぼす影響について分析していく。

いうまでもなく、パネルデータは変数の「変化」に関して詳細な情報を持つデータであり、パネルデータの分析を通じて、横断的データでは得られなかった数多くの知見が得られるはずである。その真価を十分に活かし切るためにも、パネルデータを分析するためのオプションは多ければ多い方が望ましいであろう。本稿における試みはすべて、パネルデータ分析のオプションを少しでも増やすことで、パネルデータ分析の余地をいささかなりとも広げていこうとする意図に基づくものである。

2. 固定効果モデルの特徴とその仮定

(1) 固定効果モデルとは何か

パネルデータの分析に際しては、それが各個人の複数時点における観測値を持つという特性を利用し、個人間での観測されない異質性の統制が目指されることが多い。(一般的な)固定効果モデルは、個人内平均からの各時点の偏差を分析対象とすることで、そのような各個人固有の条件の効果を統制しようとするものである¹。このモデルは具体的に、以下のような推定方法に基づく (Baltagi 2008; Wooldridge 2002; 筒井ほか 2007)。

まずパネルデータの各個人・各時点の変数値は式(1)のように示すことができる (i は個人を表わし、 t は調査時点を表わす添え字である)。この式において独立変数 (と定数項) によって説明されない残りの部分は v_i と ϵ_{it} に分けられる。このうち、 v_i が各個人特有の効果を表す項であり、時点にかかわらず、個人ごとに一定の値をとる²。その他の攪乱項 ϵ_{it} に関しては、独立同分布を仮定する。

以上の仮定のもとでは、この「残り」の部分 $v_i + \epsilon_{it}$ (composed error term) に系列相関が生じてしまうため、このままの形で OLS による推定を行うのは適切ではなくなってしまふ。そこで、この問題に対処するために、以下の操作を行う。まず、各個人内で式(1)を時点間で平均することで式(2)を得る。さらに、各個人の各時点の状態に関する式(1)から、各個人の時点内平均に関する式(2)をそれぞれ引くことで、式(3)が得られる。

$$y_{it} = \alpha + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + v_i + \epsilon_{it} \quad \epsilon_{it} \sim iid(0, \sigma^2) \quad (1)$$

$$\bar{y}_i = \alpha + \bar{\mathbf{x}}_i\boldsymbol{\beta} + v_i + \bar{\epsilon}_i \quad (2)$$

$$y_{it} - \bar{y}_i = (\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i)\boldsymbol{\beta} + (\epsilon_{it} - \bar{\epsilon}_i) \quad (3)$$

各個人内での偏差間の関係を示すこの式(3)においては、時点間で変動しない個人固有の効果 v_i (ならびに定数項 α) は、先の引き算によってすべて消えてしまっている。また誤差項 $\epsilon_{it} - \bar{\epsilon}_i$ は互いに相関しないものと考えてよく、この式(3)のパラメータは通常の OLS によって推定しうる。ただし、パラメータの標準誤差の推定に際しては、個人内平均を利用することによる自由度減少を考慮に入れてやる必要がある³。

表 1 は以上についての具体例 ($T=4$) を示したものである。それぞれの変数に関して、

¹ これが個人内変動モデル (within group estimator) であるが、これ自体が fixed effects (FE) estimator と称されることも多いため、以下断りのない限り、「固定効果モデル」として、この個人内変動モデルを指すものとする。

² ランダム効果モデルとは異なり、この v_i がモデル内の独立変数と独立である必要はない。

³ 具体的には、得られた t 値に $\sqrt{(N - M - np)/(N - np)}$ をかけることで、個人内平均を利用することによる自由度の減少分が調整される (山口 2007)。ここで N は観測値数 (人 \times 時点の延べ総数)、 M は観察標本人数、 np はモデルのパラメータ数である。

まず個体内で1波から4波までの平均を求め、1波から4波までの x 、 y の値からそれぞれの平均を引く。こうして求められた各時点時の「個体内偏差」（表1の斜体部分）が——調査波に関する具体的な情報を伴わない形で——パラメータ推定に用いられる。したがって、たとえばこの事例のように1波から4波までの順序がまったく逆になったり、あるいは各波の順序が互いに入れ替わったりしたとしても、分析結果には何の変化も生じない⁴。

表1 固定効果モデルデータの具体例

個体A	1波	2波	3波	4波	平均
x	3	5	7	9	6
x の個体内偏差	<i>-3</i>	<i>-1</i>	<i>1</i>	<i>3</i>	
y	1	2	4	5	3
y の個体内偏差	<i>-2</i>	<i>-1</i>	<i>1</i>	<i>2</i>	

個体B	1波	2波	3波	4波	平均
x	9	7	5	3	6
x の個体内偏差	<i>3</i>	<i>1</i>	<i>-1</i>	<i>-3</i>	
y	5	4	2	1	3
y の個体内偏差	<i>2</i>	<i>1</i>	<i>-1</i>	<i>-2</i>	

このように、横断データを用いた従来の分析が「個体間における、変数値の（偏差のセット）」を利用して変数間の関係を特定しようとしていたのに対し、固定効果モデルは、「個体内における、時点間での、変数値の偏差のセット」をそれに代えて使い、これにより、個人の観察されない異質性を統制した形での変数間の関係の特定を目指すものと位置づけられる。実際、固定効果モデルは変数の「差分値」を利用してはいるものの、その結果は、横断データの分析結果と同様に、変数の「水準値」間の関係性として解釈されるのが一般的であり⁵、独立変数の——起点と終点を特定した形での——「変化」に対する関心は非常に薄いといえるだろう⁶。

⁴ 一方、ダイナミックパネルや潜在成長曲線モデルなどにおいては、調査波の順序が考慮される。また固定効果モデルにおいても、「結婚継続年数」などのように、状態の経過時間を独立変数に含めた場合には、やや状況が異なる。

⁵ それが成り立つように個体固有の効果 v_i （ならびに定数項 α ）を定めることで、式(3)から式(1)を導くことは可能であるから、もちろんこのような想定自体は誤りではない。ただし v_i と独立変数との相関を認めるので、結果的に、変数の「差分値」間の相関関係と、（個体固有の効果を含めた）「水準値」間の相関関係がくいちがう可能性もある。

⁶ この点は、パネルデータが盛んに用いられてきた経済学の領域におけるパネルデータ利用動機の反映であるのかもしれない。たとえば北村（2006）ではパネルデータを用いる利点として、(1)観察点の増加による情報量の増大、(2)観察不可能な経済主体間の違いの抽出、(3)時系列データであること（経済主体がある時点の経済変動や政策に応じてどのような反

ちなみに、固定効果モデルと同様、パネルデータ分析に広く用いられているランダム効果モデルは、前述の式(1)から式(2)を引く過程で、0から1の間の値 (θ) で式(2)をウェイト付けし、それにより得られた式(4)について、GLSによるパラメータ推定を行うものである⁷。固定効果モデルが「個体内での差分値」の関係に立脚したものであるとすれば、ランダム効果モデルは「各個体の水準値の一部分+個体内での差分値」の関係に基づくものといえよう。このようなモデルの性質をふまえれば、「起点と終点を特定した形で独立変数の『変化』を扱うことがない」という固定効果モデルの特徴は、そのままランダム効果モデルにも同様に当てはまることになる。

$$y_{it} - \theta \bar{y}_i = (1 - \theta)\alpha + (\mathbf{x}_{it} - \theta \bar{\mathbf{x}}_i)\boldsymbol{\beta} + (1 - \theta)v_i + (\epsilon_{it} - \theta \bar{\epsilon}_i) \quad (4)$$

(2) 固定効果モデルの仮定：独立変数にカテゴリカルな変数を含むモデルを事例として

以上で示されたように、パネルデータ分析において広く用いられる固定効果モデル（ならびにランダム効果モデル）は、独立変数の「変化」と、それが他の変数に与える独自の効果を積極的に把握しようとするものではない。しかし独立変数の変化に関してきわめて多くの情報の得られるパネルデータを実際に分析する際には、そのような変化の内容自体に立ち入った分析の必要性にしばしば直面することになる。これは、独立変数にカテゴリカルな変数を用い、さらにその変化に強い関心が置かれた場合なおさらである。そのような方向の分析を行うために、いかなる方法を用いればよいのであろうか。

以降、この課題が検討の対象となるのであるが、本稿では固定効果モデルを出発点とし、その仮定を特定し、さらにそれらの仮定を緩めたモデルを築くことで、「変化」の内容とその独自の効果を把握するための方法を探っていくこととする。ここではそのためにまず、「従業上の地位（とその変化）が所得に及ぼす影響」を事例として、固定効果モデルが置いている諸仮定を確認していこう。

従業上の地位⁸を、正規（被雇用）職、非正規（被雇用）職、自営職（家族従事者含む）

応を示すかがわかる)、(4)個票データであること、が挙げられるのみであり、そもそも個体内での「変化」そのものに対する関心は比較的薄い。一方 Baltagi (2008) では、パネルデータの持つメリットの一つとして、失業や離職、住居移動や所得変動といった「変化」の分析が可能になることが挙げられてはいるものの、その具体的な研究事例についての言及は少ない。

⁷ ここでは個体固有の効果 v_i が独立変数と相関しないという仮定が置かれる。

⁸ 正確には「従業上の地位、ならびに雇用形態」であるが、以下簡便のためこれらを単に「従業上の地位」と称す。

に三分し、その所得に対する影響を分析する場合、一般的には、この3つのカテゴリーのうち1つを基準カテゴリーとした、2つのダミー変数がそれぞれモデルに組み入れられる。たとえば正規職を基準とした場合、非正規職ダミーと自営職ダミーの2つ——それぞれの係数を β_1 、 β_2 としよう——がモデルに組み込まれることになる。パネルデータを用いて従業上の地位と所得の関係を検討しようとする場合にも同様の方法がとられようが、固定効果モデルにこの方法が用いられた場合、時点間での「変化」の相に焦点を当てて考えれば、起点となる時点における従業上の地位と、終点となる時点における従業上の地位の具体的な組み合わせにしたがう所得の変化は、これらの2つのダミー変数によって表2のように推定されることになる。この例に即していえば、固定効果モデルでは、従業上の地位の「変化」が所得にもたらす影響に関して次の3つの仮定が置かれているものといえる。

表2 従業上の地位の変化がもたらす効果(固定効果モデル)

		変 化 後		
		正規	非正規	自営
変 化 前	正規	0	β_1	β_2
	非正規	$-\beta_1$	0	$-\beta_1 + \beta_2$
	自営	$-\beta_2$	$\beta_1 - \beta_2$	0

a. 変化の方向に対する無差別性

起点と終点を持つ「変化」の視点からとらえると、2つの従業上の地位の間の移動には——たとえば正規職から非正規職への移動とその逆向きの非正規職から正規職への移動のように——方向を異にする2つの変化の形態が存在することになる。正規職を基準とした非正規職ダミー変数の係数が β_1 であるとき、これらの移動が所得にもたらす効果はそれぞれ、正規職から非正規職へと転じた場合が β_1 、その逆の非正規職から正規職へと転じた場合がマイナス β_1 であることになる。すなわちこのモデルでは、独立変数の変化の方向が逆向きであっても、その影響は符号の反転を除いて違いがないとされ、変化の方向が異なることで従属変数の変動程度に違いが生じるとは考えられない。

b. 変化の経路に対する無差別性(ならびに変化の分解/統合可能性)

正規職を基準とした非正規職ダミー変数の係数を β_1 、自営職ダミー変数の係数を β_2 とする上記の固定効果モデルにおいては、非正規職から自営職への移動に伴う所得の変化は $-\beta_1 + \beta_2$ として推定される。非正規職から自営職への移動は、非正規職ダミー変数の1から0への推移と、自営職ダミー変数の0から1への推移が同時に生じたものとされるためである。これを換言すれば、「非正規職から自営職への移動に伴う所得の変化は、非正規

職から正規職への移動に伴う所得の変化と、正規職から自営職への移動に伴う所得の変化の和に等しい」ことになる。変化前と変化後の状態さえ定まりさえすれば、その経由の如何を問わず、独立変数の変化に伴う従属変数の変動程度は一定であり、さらにそれは「変化前から経由状態まで」、ならびに「経由状態から変化後まで」と、もともとの変化を分解した「部分的変化」に伴う所得変動分の総和に一致する、と想定されているのである。

c. 非変化時の状態に対する無差別性

以上のモデルにおいては、従業上の地位が変化しないときは、どのような従業上の地位にある場合でも基本的に所得は変化しない——あるいは調査時点ダミー変数を含むモデルの場合は全体的な平均変動分として変化は一定——と想定されている。すなわち時点間での「正規職のまま変化なし」、「非正規職のまま変化なし」、「自営職のまま変化なし」という3つの非変化のパターンが所得の変化に対して持つ効果は互いに異ならない、と仮定される。独立変数が変化しない場合、どのような水準・状態において「非変化」であったのかはまったく区別されないのである。

比喩的に述べれば、以上のような固定効果モデルの想定は、熱力学における化学反応の反応熱の性質に近いものといえよう。可逆反応においては、ある物質状態 A から別の物質状態 B への反応に伴って生成される（吸収される）熱量は、その逆の物質状態 B から物質状態 A への反応に伴って吸収される（生成される）熱量に等しい。また、物質状態 A から物質状態 B への変化に伴って生成される（吸収される）熱量は、その反応経路にかかわらず一定である（「ヘスの法則」）。当然、物質状態が変化しないいかなる場合においても熱量の出入りは発生しないため、非変化時の状態に応じた差異は生じない。

反応熱のこれらの性質は、それぞれの物質状態がその化学結合に応じて固有のエネルギーを有しており、エネルギーが一意に定められるある物質状態から、同じくエネルギーが一意に定められる別の物質状態への反応が生成させる熱量も、それぞれのエネルギー水準の差として一意に定まることに起因する。固定効果モデルもこれと同様に、独立変数の水準は、そこに至るまでの経緯にはまったく影響されることなく、従属変数に対して常に一定の効果を及ぼしており、独立変数の変化が従属変数の変化にもたらす影響も、変化前の効果と変化後の効果の差として一意に定まる、という物理学的な世界観を背後に持つものといえるだろう。このような経路「非」依存的な前提ゆえに、固定効果モデルにおいては、変化の方向や経由、さらには非変化時の水準に対する考慮の必要性がまったく存在せず、調査波の順序を逆転させたり入れ替えたりしたとしても分析結果には何の相違も生じないことになるのである。

3. 固定効果モデルの仮定を緩めた分析モデル

(1) 仮定緩和のためのパラメタリゼーション

しかしながら、以上の仮定は時に強すぎる可能性は否めない。むしろ現実的には、実際のデータ構造がそのような仮定を満たすものであるのか否か自体が関心の対象となる場合も多いだろう。そのような、より探索的な分析の必要性を認め、独立変数の「変化」の内容とその独自の効果を考慮した分析を行うためには、いかなる方法を用いればよいのであろうか。ここでは、以上の考察によって明らかになった固定効果モデルの3つの仮定をそれぞれ緩和することで、それを可能にするモデルの構築を目指していく。

前述した固定効果モデルの3つの仮定を緩めるということは、従業上の地位の変化の方向と経由、あるいは非変化時の状態をそれぞれ区別し、その独自の影響を認めるということであるが、これは具体的には、(1)起点となる時点と終点となる時点とを区別しうる分析手法を利用しつつ、(2)従業上の地位の変化の方向と経由、そして非変化時の状態の相違に応じてその効果が異なりうるようなパラメタリゼーションを行う、という作業に他ならない。前者は次節において検討することとし、ここではまず、後者の問題に取り組んでいこう。

表3は、これまで用いてきた事例に即し、従業上の地位の変化の方向と経由、ならびに非変化時の状態の相違を区別し、それぞれの独自の効果を認めるようなパラメタリゼーション体系の1つを示したものである。このパラメタリゼーションは、仮定緩和前のパラメータはそのままの形で残した上で、そこにそれぞれの仮定緩和によって許容される効果の相違分を表すパラメータを新たに付け加えるものであり、これにより、新たに付け加えられたそれぞれのパラメータの有意性検定を通じて、緩めた仮定が本来適当なものであったか否かの検討が可能となる。

もう少し具体的な説明を加えれば、まず表2に示した固定効果モデルから、変化の方向に対する無差別性の仮定を緩めた場合、表3(a)のように、「正規から非正規への変化」と「非正規から正規への変化」とが互いに異なる効果を持つことが許容されるようになる。これは正規と自営の間の変化に関しても同様である。ここでは変化の方向を区別することで許容される所得変動程度の相違が、新たに追加された γ_1 と γ_2 によって表わされる。この新たに追加されたパラメータがいずれも0である時——すなわち変化の方向に応じた所得の変動程度に違いがない時——このモデルは固定効果モデルに一致する。

さらに、変化の経由に対する無差別性の仮定を緩め、自営と非正規の間の移動の効果は、自営と正規、ならびに正規と非正規の間の移動の効果の総和から乖離することを認めよう。このとき、この乖離分が新たに追加するパラメータによって表わされることになるが、前

述のように「変化の方向に応じた効果の相違」を認めた場合、この乖離分も変化の方向に応じてそれぞれ異なることになる。このため、表 3(b)のように、自営から非正規の変化に ζ_1 、非正規から自営への変化にはそれとは別の ζ_2 が新たに加えられる。

表3 固定効果モデルの仮定を緩和した場合のパラメタリゼーション

(a) 変化の方向を区別したモデル

		変 化 後		
		正規	非正規	自営
変 化 前	正規	0	$\beta_1 + \gamma_1$	$\beta_2 + \gamma_2$
	非正規	$-\beta_1$	0	$-\beta_1 + \beta_2 + \gamma_2$
	自営	$-\beta_2$	$\beta_1 + \gamma_1 - \beta_2$	0

(b) さらに変化の経由を区別したモデル

		変 化 後		
		正規	非正規	自営
変 化 前	正規	0	$\beta_1 + \gamma_1$	$\beta_2 + \gamma_2$
	非正規	$-\beta_1$	0	$-\beta_1 + \beta_2 + \gamma_2 + \zeta_1$
	自営	$-\beta_2$	$\beta_1 + \gamma_1 - \beta_2 + \zeta_2$	0

(c) さらに非変化時の状態を区別したモデル

		変 化 後		
		正規	非正規	自営
変 化 前	正規	0	$\beta_1 + \gamma_1$	$\beta_2 + \gamma_2$
	非正規	$-\beta_1$	η_1	$-\beta_1 + \beta_2 + \gamma_2 + \zeta_1$
	自営	$-\beta_2$	$\beta_1 + \gamma_1 - \beta_2 + \zeta_2$	η_2

(注) 太字が、仮定緩和による効果を捕捉するために新たに追加されたパラメータ。

最後に三番目の仮定、すなわち非変化時の水準に対する無差別性の仮定を緩めると、表 3(c)のように、「正規のまま非変化」を基準として、「非正規のまま非変化」と「自営のまま非変化」とで、それぞれ異なる効果の存在が認められることになる。このそれぞれが η_1 、 η_2 で示される。

表 3(c)の 3つの仮定すべてを緩めたフルモデルには、独自の値をとりうるパラメータが 8つ含まれることになる。結局これは、表に示された 9つの移動パターン⁹の効果が、そのうちの 1つを基準とした上で、それぞれ別個のものとして推定されているに等しい⁹。

⁹ もちろん、9つのうちの 1つを基準として、残り 8つのパターンそれぞれに 1つずつ別個のパラメータを割り当てる、という方法もありうる。分析結果は表 3(c)で示すものと本質的に異ならないが、この時「それぞれの移動パターンに伴う所得変化が、基準となるパターンの所得変化と異なること」が有意性検定の帰無仮説となる。第 4 節においては、

以上で示したモデルはすべて互いに入れ籠 (nested) の関係にある。前述のように $\gamma_1=0$ 、ならびに $\gamma_2=0$ と条件付けることで表 3(a) のモデルは、表 2 の固定効果モデルと一致する。このような関係性は表 3 (b)、表 3(c) のモデルに関しても同様に成り立つ。これら 4 つのモデルが互いに入れ籠の関係にあるということは、これらのモデル間での適合度の差の検討が、決定係数の差分の F 検定によって可能になることを意味する。したがって、固定効果モデルが置いていた仮定の妥当性は、新たに追加した個々のパラメータの有意性検定と、それらのモデル間の決定係数の差の有意性検定という 2 つの方法によって検証されうることになる。

(2) 起点と終点を特定するための一階差分モデル

従業上の地位の「変化」の具体的な内容とその独自の影響を捕捉しようとする上記のパラメタリゼーションは、変化の起点と終点の特定を前提とするものであるため、これを実際のパネルデータに当てはめる際には、起点となる調査波と終点となる調査波を明確に区別しうる分析手法が必要となる。2 つの調査波間の差分を分析対象とする一階差分モデルは、このような条件を満たすモデルの一つである。以降ではまず、データ構造がもっとも単純な 2 時点のパネルデータを事例として、上記のパラメタリゼーションの当てはめを試みる。その後、3 時点以上のパネルデータに対する拡張可能性について、具体例を通じて検討する。

すでに述べたように、固定効果モデルのパラメータ推定は、第 2 節で示した式(3)に基づく。パネルデータが 2 時点の場合 ($t=1$, $t=2$)、各時点の個体内偏差の関係式はそれぞれ式(5)と式(6)で表わされる。ここで式(7)、式(8)、式(9)で表わされる変数、誤差項の時点間平均を式(5)に代入し、両辺を 2 倍すると式(10)を得る。また式(6)も同様に式(10)へ変形することができる。

$$y_{i1} - \bar{y}_i = (\mathbf{x}_{i1} - \bar{\mathbf{x}}_i)\boldsymbol{\beta} + (\epsilon_{i1} - \bar{\epsilon}_i) \quad (5)$$

$$y_{i2} - \bar{y}_i = (\mathbf{x}_{i2} - \bar{\mathbf{x}}_i)\boldsymbol{\beta} + (\epsilon_{i2} - \bar{\epsilon}_i) \quad (6)$$

$$\bar{\mathbf{x}}_i = \frac{1}{2}(\mathbf{x}_{i1} + \mathbf{x}_{i2}) \quad (7)$$

$$\bar{y}_i = \frac{1}{2}(y_{i1} + y_{i2}) \quad (8)$$

$$\bar{\epsilon}_i = \frac{1}{2}(\epsilon_{i1} + \epsilon_{i2}) \quad (9)$$

$$y_{i2} - y_{i1} = (\mathbf{x}_{i2} - \mathbf{x}_{i1})\boldsymbol{\beta} + (\epsilon_{i2} - \epsilon_{i1}) \quad (10)$$

このようなパラメタリゼーションによる推定も試みられる。

この式(10)こそが、2つの時点間での変数値の差分をとることで個体特有の効果を除去する一階差分モデル (first difference estimator) そのものである (Wooldridge 2002: ch.10)。したがって、データが2時点の場合、時点間の差分値の関係を OLS によって推定した結果は、固定効果モデル (within group estimator) の推定結果と完全に一致することになる¹⁰。

この一階差分モデルにおいては、変化の起点と終点を区別することができるため、表3で示したパラメタリゼーションの導入が可能となる。固定効果モデルにも含まれるパラメータ (表3の β_1 、 β_2) は、各時点の従業上の地位ダミー変数の差分値の係数として自動的に得られるが、それ以外に追加したパラメータは、当該する変化/非変化を経験したケースを1、それ以外を0とするダミー変数を新たに設定することで推定が可能となる。 β_1 と β_2 を含め、表3の各パラメータを推定するために設定されるダミー変数の詳細は、表4の通りである。

表4 パラメータ推定のために設定されるダミー変数

	変数値と該当する移動パターン		
	1	-1	0
β_1	正規⇒非正規、自営⇒非正規	非正規⇒正規、非正規⇒自営	それ以外
β_2	正規⇒自営、非正規⇒自営	自営⇒正規、自営⇒非正規	それ以外
γ_1	正規⇒非正規、自営⇒非正規	—	それ以外
γ_2	正規⇒自営、非正規⇒自営	—	それ以外
ζ_1	非正規⇒自営	—	それ以外
ζ_2	自営⇒非正規	—	それ以外
η_1	非正規のまま非変化	—	それ以外
η_2	自営のまま非変化	—	それ以外

4 実際のパネルデータへの当てはめ：従業上の地位変化がもたらす所得変動

(1) データと変数

以上の方法を実際のパネルデータに当てはめ、従業上の地位の「変化」が所得の変化に及ぼす影響を分析してみよう。本稿で示した方法は、移動パターン間での単純な平均値比較とは異なり、他の変数を統制した上で、従業上の地位の変化の独自の影響を検討するこ

¹⁰ このように固定効果モデルと一階差分モデルの推定結果が完全に一致するのは2時点データの場合のみである。なお Appendix では、両モデルの統計パッケージの出力結果を示し、両者の推定結果が実際に一致することを示している。

とができるという大きなメリットを持つが、ここでは簡便のため、従業上の地位以外の独立変数はモデルに含めないこととする。以降、まずは日本の2時点パネルデータを対象とした分析を行い、その後韓国のパネルデータを利用し、3時点以上の事例について検討する。

日本のパネルデータは、東大社研パネル調査（JLPS）若年・壮年調査の第1波（2007年）と第2波（2008年）のデータを使用する。韓国に関しては韓国労働所得パネル調査（KLIPS）の第2波（1999年）から第6波（2003年）までのデータを利用する¹¹。JLPSは第1波調査時で20-34歳（若年調査）、ならびに35歳-40歳（壮年調査）の日本全国の男女を対象として、またKLIPSは韓国全国世帯（町村部を除いた5,000世帯）の15歳以上世帯員を対象として実施されているパネル調査である。ここでは、対象サンプルの条件を合わせるため、韓国KLIPSデータも、JLPSと同じく20-40歳のサンプルのみを分析対象とする。さらに実際には、時点間での変化についての変数を作成する必要から、対象となる2つの調査時点ともに所得を得ている有職者のみが分析の対象とされる。また、日本、韓国ともに性別による労働市場分断が認められるため、男女別に分析を行うことが望ましいが、女性は有効サンプル数が少なく、移動がまったく生じなかったパターンも存在することから、ここではやむをえず男性サンプルを対象を限定する。

従業上の地位は、前節までの事例と同様、自営職¹²、正規被雇用職、非正規被雇用職の3つに分類する。非正規被雇用職は時間制雇用と有期雇用、日本の場合にはさらに請負・派遣雇用からなるものと定義し、自営職には家族従事者を含める。また従属変数となる個人所得は自然対数値を用いる¹³。

表5は、ここでの分析対象サンプルの調査時点間での従業上の地位の移動ケース数を示したものである。これは単純に、「前」調査時における従業上の地位と「後」調査時におけるそれとのクロス表であり、韓国データは第2波から第6波まで、隣接する2波間でそれぞれ移動表を作成し、4つの移動表をすべて足し合わせた数値を示している¹⁴。

この表をみると日韓両国ともに、正規職と非正規職の間の移動はそれなりに生じているものの、被雇用職と自営職の間の移動ケースはそれに比べれば小さく、特にその傾向は日

¹¹ 第1波データと第2波以降のデータの間には、職業コーディングにやや不一致がみられるため、ここでは第2波以降のみを対象としている。結果的にこれにより、経済危機（1997年）直後の混乱期のデータは、分析対象から除かれることになる。

¹² 日本のデータに関しては、「自営業主・自由業者」、「家族従事者」に加えて、「経営者・役員」のうちでその仕事を「自分ではじめた」か「家業を継いだ」ものを自営職とみなしている。

¹³ ただしJLPSは過去一年間の所得、KLIPSは過去一カ月間の所得と、所得の計算期間が異なっている点には留意する必要がある。

¹⁴ 以降の分析でもこの2つの調査時点における現職情報のみを基準として、従業上の地位の移動／非移動を判断する。

本において著しいことがわかる（有田 2010）。以降、分析結果を解釈する際にも、一部の移動パターンは、そもそも発生頻度がかなり小さいという点には気をつける必要がある。

表5 従業上の地位間移動の移動ケース数

(a) 日本 (N=1427)

		時 点 2		
		正規	非正規	自営
時 点 1	正規	1097	21	5
	非正規	33	122	3
	自営	4	2	140

(b) 韓国 (N=5458)

		時 点 2		
		正規	非正規	自営
時 点 1	正規	3418	70	117
	非正規	114	464	25
	自営	93	21	1136

(2) 移動のパターンを区別したパラメータ推定：2 時点データの事例

まずは JLPS の 2 時点データに以上の方法を当てはめる。ここでは、前節の式(10)のように、各個体の 2 時点目の値から 1 時点目の値を引くことで差分値を算出し、さらに表 4 で示したダミー変数とともに OLS を施すことで表 2、表 3 のパラメータの推定を行った。なお、モデルには定数項を含め、時点間での平均的な所得の変動を認めた。

この結果を示したものが表 6 である。この表には、一般的な固定効果モデルと同等のモデル 1（表 2）から、変化の方向のみ区別したモデル 2（表 3(a)）、さらに変化の経由を区別したモデル 3（表 3(b)）、加えて非変化時の状態も区別したモデル 4（表 3(c)）へと段階的にパラメータを追加した 4 つのモデルの推定結果を示している。この表からは、移動の方向・パターンについてより詳細な区別を行い、パラメータを増やすに従って——わずかずつではあるが——決定係数が上昇していることがみてとれる。

フルモデルであるモデル 4 の推定結果に基づいて各パラメータの推定値をみると、非正規職ダミーである β_1 、非正規職のまま非変化を表す η_1 がそれぞれ統計的に有意な負の値をとっている。すなわち、正規職のままで非変化であったものを基準として、正規職から非正規職へと従業上の地位が変化したもの、そして非正規職のままで非変化であったもの

は、相対的に所得が減少しているといえる¹⁵。しかしこれらの他には、特に有意なパラメータは存在せず、変化の方向や経由の違いによって、所得の変動程度は有意には異ならないものとひとまず結論づけられよう。

表6 一階差分モデルによるパラメータ推定(日本)

	モデル1 (固定効果)	モデル2 (方向のみ区別)	モデル3 (方向・経由区別)	モデル4 (すべて区別)
定数	0.041 ** (0.014)	0.044 ** (0.014)	0.044 ** (0.014)	0.057 *** (0.015)
β_1 (非正規ダミー)	-0.319 *** (0.067)	-0.262 ** (0.087)	-0.284 ** (0.090)	-0.270 ** (0.090)
β_2 (自営ダミー)	-0.339 * (0.138)	-0.390 + (0.211)	-0.303 (0.255)	-0.289 (0.255)
γ_1 (正規⇒非正規)		-0.143 (0.141)	-0.138 (0.145)	-0.165 (0.145)
γ_2 (正規⇒自営)		0.089 (0.280)	0.143 (0.343)	0.116 (0.343)
ζ_1 (非正規⇒自営)			-0.399 (0.383)	-0.385 (0.382)
ζ_2 (自営⇒非正規)			0.278 (0.456)	0.291 (0.455)
η_1 (非正規で非変化)				-0.138 ** (0.049)
η_2 (自営で非変化)				-0.011 (0.046)
R2	0.017	0.018	0.019	0.025
adj. R2	0.016	0.015	0.015	0.019

+ p<.10 * p<.05 ** p<.01 *** p<.001

(注) 数値は(非標準化)回帰係数。カッコ内はその標準誤差。

なお、表6において、それぞれのパラメータの推定値をモデル1からモデル4へと水平的に眺めてみると、推定値とその統計的な有意性はモデル間でかなり異なっていることがわかる。モデル間でのパラメータ推定値の違いは、指示対象が包含関係にある新たなダミー変数の追加によって既存のダミー変数の意味が異なってしまう、というのがその主要な要因であろう。例えば、モデル1とモデル2の間での β_1 の違いを例にとると、モデル1においてこの β_1 は、変化の方向を区別せず、正規職と非正規職の間の移動に伴う所得変動分としての意味を持っていた。 β_1 は——自営職と非正規職との間の移動をそれぞれに

¹⁵ 推定結果に基づけば、正規職のままであったものに比べ、非正規職へと転じたものは23.7%、非正規職のままであったものは12.9%、それぞれ所得上昇幅が小さいことになる。

分解した場合も含めて——「正規職から非正規職への移動に伴う所得変化」を表すと同時に、その符号を反転させたものが「非正規職から正規職への移動に伴う所得変化」を表してもいたのである。しかしこれに、 γ_1 を推定するためのダミー変数、すなわち正規職から非正規職への移動（ならびに自営職から非正規職への移動）者が1の値をとるのみで、他はすべて0となる新たなダミー変数を追加することで、モデル2における β_1 は前者の意味を失い、その符号の反転値が「非正規職から正規職への移動に伴う所得変化」を表すのみとなっている。変化の方向や経由を区別することで許容される所得変動程度の違いは、統計的には有意でない場合でも、通常非ゼロ値として推定されるため、新たなダミー変数の追加によって、既存のパラメータの推定値もモデル間で異なってくることになる。

各パラメータの統計的有意性が異なる理由も、まずはこのようなパラメータの推定値自体の相違に求められよう。しかし、それのみではない。もう一つの重要な理由は、各パラメータ推定値の標準誤差の変化にある。表6のモデル1からモデル3までをみると、新たなパラメータを追加するに従い、既存のパラメータの標準誤差が次第に大きくなっていることがわかる¹⁶。これは変化の方向や経由をより詳細に区別する新たなパラメータの追加により、既存のパラメータの指示範囲が分割され、その推定のために利用される当該「変化」経験ケースが減少してしまうためである。このような該当ケースの減少に伴う標準誤差の増大により、各パラメータの統計的有意性は、推定値の水準がそれほど変わらない場合にも、次第に失われていってしまうことになる。これは新たに追加したパラメータにも概して当てはまり、 γ や δ などのパラメータは、その推定値自体はそれなりに大きいにもかかわらず、該当ケースが少ないために標準誤差が大きく、その統計的な有意性が認められづらい。以上の事実は、変化の方向・パターンを区別する本手法に不可避の問題として、強く留意されるべきであろう。

(3) 3時点以上のデータへの適用

以上で扱った2時点データは、一階差分モデルの推定結果が固定効果モデルと一致し、また起点と終点の特定も容易なため、一階差分モデルの当てはめにまったく問題が生じなかった。これに対し、3時点以上のパネルデータの場合は、問題がやや複雑になる。一階差分モデルの当てはめ方にはいくつかの可能性が生じることになるが、その中でも、2つの調査波間でそれぞれ一階差分をとり、複数生じた一階差分をすべてプールしてOLSに

¹⁶ モデル3とモデル4の間では、定数項の推定値の標準誤差のみが変化する。これは、新たに加えた η_1 と η_2 が、これまで定数項によってその所得変化が推定されていた「従業上の地位非変化サンプル」を分割するものだからである。

よる推定を行うというのが、一般的な方法となるだろう¹⁷ (Wooldridge 2002: ch.10)。ただしこの場合、一階差分モデルの分析結果と、固定効果モデルの分析結果はもはや一致せず、時に両者の推定結果の開きはかなり大きなものとなる点には気をつけるべきであろう (Laporte and Windmeijer 2005)。

表7 一階差分モデルによるパラメータ推定(韓国)

	モデル1 (固定効果)	モデル2 (方向のみ区別)	モデル3 (方向・経由区別)	モデル4 (すべて区別)
定数	0.104 *** (0.010)	0.102 *** (0.010)	0.102 *** (0.010)	0.104 *** (0.011)
$\beta 1$ (非正規ダミー)	-0.101 *** (0.026)	-0.107 ** (0.033)	-0.150 *** (0.035)	-0.148 *** (0.036)
$\beta 2$ (自営ダミー)	0.001 (0.028)	-0.071 + (0.042)	-0.095 * (0.047)	-0.093 + (0.047)
$\gamma 1$ (正規⇒非正規)		0.011 (0.053)	0.077 (0.058)	0.074 (0.058)
$\gamma 2$ (正規⇒自営)		0.129 * (0.056)	0.211 *** (0.062)	0.207 *** (0.063)
$\zeta 1$ (非正規⇒自営)			-0.350 *** (0.101)	-0.348 *** (0.101)
$\zeta 2$ (自営⇒非正規)			-0.124 (0.107)	-0.122 (0.107)
$\eta 1$ (非正規で非変化)				-0.009 (0.019)
$\eta 2$ (自営で非変化)				-0.005 (0.014)
第3波ダミー	0.009 (0.015)	0.008 (0.015)	0.007 (0.015)	0.007 (0.015)
第4波ダミー	0.027 + (0.015)	0.027 + (0.015)	0.026 + (0.015)	0.026 + (0.015)
第5波ダミー	0.003 (0.015)	0.003 (0.015)	0.002 (0.015)	0.001 (0.015)
R2	0.004	0.005	0.008	0.008
adj. R2	0.003	0.004	0.006	0.006

+p<.10 *p<.05 **p<.01 ***p<.001

(注) 数値は(非標準化)回帰係数。カッコ内はその標準誤差。

¹⁷ これは、プールしたパーソニヤーデータにロジットモデルをあてはめる離散時間イベントヒストリー分析の発想に比較的近いものといえよう。

以上の点は認めたくえで、ここでは、多くの調査波データが利用可能な韓国の KLIPS データに上述の方法をあてはめ、これまでと同様の分析を試みる。具体的には、2 波と 3 波間、3 波と 4 波間、4 波と 5 波間、5 波と 6 波間と、4 つの隣接調査波間で変数値の差分をとり、またそれぞれに関して表 4 のダミー変数を設定する¹⁸。さらにそれらをすべてプールして OLS による推定を行う。なお、平均的な所得変動には調査波間で相違があることを認め、回帰モデルに調査波ダミー変数（2 波と 3 波間を基準。変化の「起点」調査波を変数名として使用）を含める。

表 7 はこの結果を示したものである。まず見てとれるのは、モデル中のパラメータのうち、比較的多くのものに統計的な有意性が認められるという点である。これは、韓国における従業上の地位移動と所得移動機会構造の特徴に起因するものでもあろうが、同時に、韓国データは 4 つの調査波間移動をすべてプールして分析を行っているため、各移動パターンに該当するサンプル数がそれなりに大きく、新たなパラメータを追加してもそれによる標準誤差上昇の影響を受けづらいためでもあるものと推測される。

この表の個々のパラメータの推定結果を見ていこう。まずモデル 1 では β_1 に負の有意な効果が認められ、正規職と非正規職の間の移動によって有意な所得の変動——非正規職から正規職の側に移動した場合に相対的な所得上昇——が生じることがわかる。ここに両者間の移動の方向を区別する γ_1 を追加すると、 γ_1 は正の値として推定される。ただしその値は統計的に有意ではない。これはすべてのパラメータを追加した表 4 においても同様である。以上の結果は、非正規職から正規職への移動に伴う所得の上昇程度 ($-\beta_1$) に比べて、正規職から非正規職への移動に伴う所得の減少程度 ($\beta_1 + \gamma_1$) の方が小さいものの、両者の違いは統計的に有意ではない、という事実を意味する。モデル 4 の推定値に即していえば、正規職のまま移動がなかった場合を基準として、非正規職から正規職への移動に伴い対数所得が 0.148 上昇するのに対し、正規職から非正規職への移動に伴ってはそれが -0.074 上昇、すなわち 0.074 下落することになるのである。

ここで、基準となる「正規職のまま非変化」と比べた場合の、正規職から非正規職への移動に伴う所得変動程度 (-0.074) が、統計的に有意な値であるのか否かに関心が持たれる場合もあるだろう。このような回帰係数の和の有意性検定は、回帰係数の共分散を基に、回帰係数の和の標準誤差を推定することで可能になるが、このほかに、パラメタリゼーション体系を変更することによっても容易に行える。表 8 のモデル 4' は、「正規職のまま非変化」を基準として、残り 8 つの移動パターンにそれぞれ 1 つずつ別個のパラメータを割り当てたモデルである。これはパラメータの設定方法が異なるだけで、本質的には表 7 のモデル 4 とまったく同等のものであるが、このモデル 4' の推定結果によっては、「正規職

¹⁸ それら 2 つの調査波ともに有職・有所得であったケースのみが分析の対象となる。なお分析の対象は、「前」調査時点で 20 歳から 40 歳のサンプルのみに限定される。

のまま非変化」を基準とした場合の、各移動パターンに伴う所得変化の有意性を、すべて直接検定することができる。この結果によれば、正規職から非正規職への移動に伴う所得の相対的な下落（-0.075：丸め誤差のため少数第3位が異なる）は、10%水準でも有意なものではない。いったん正規職に就いたならば、その経験を通じて得られた技能等のおかげで、非正規職に転落したとしてもそれほどの所得下落を被ることはない、と考えられるかもしれない。

表8 異なるパラメタリゼーションによる分析結果(韓国)

	モデル4' (すべて区別)
定数	0.104 *** (0.011)
正規⇒非正規	-0.075 (0.046)
正規⇒自営	0.114 ** (0.041)
非正規⇒正規	0.148 *** (0.036)
非正規⇒非正規	-0.009 (0.019)
非正規⇒自営	-0.086 (0.086)
自営⇒正規	0.093 * (0.047)
自営⇒非正規	-0.103 (0.085)
自営⇒自営	-0.005 (0.014)
第3波ダミー	0.007 (0.015)
第4波ダミー	0.026 + (0.015)
第5波ダミー	0.001 (0.015)
R2	0.008
adj. R2	0.006

+ p<.10 *p<.05 **p<.01 ***p<.001

(注) 数値は(非標準化)回帰係数。カッコ内はその標準誤差。

さらにモデル4では、自営職と正規職の間の移動に関して、 β_2 に負の、 γ_2 に正の有意

な効果がそれぞれ認められる。これはまず、(1)自営職から正規職に移動した場合、相対的に所得が上昇するという事、そして、(2)正規職から自営職に移動した場合、自営職から正規職への移動に伴う所得上昇の程度よりも、所得下落の程度は小さい（あるいは逆に所得が上昇する）ということの意味する。実際、自営職から正規職への移動が 0.093 ($= -\beta_2$) 対数所得を上昇させるのみならず、その逆向きの正規職から自営職への移動がもたらす相対的な所得変動分も 0.114 ($= \beta_2 + \gamma_2$) と正の値となる。さらにモデル 4'によれば、この両者はいずれも統計的に有意なものであり、正規職と自営職の間の移動はどちらの向きの移動であっても相対的には所得の上昇がもたらされることになる。正規職と自営職の間の移動は、所得上昇のチャンスが明らかであった場合のみ移動を行うという「選択」の結果である側面が強いものと、ひとまず考えられる。

このほか、 ζ_1 にも負の有意な効果が認められる。モデル 4 (表 7)における ζ_1 の推定値-0.348は、非正規職から正規職へと転じ、その後正規職から自営職へと移動した場合の所得変動の総和に比べ、直接非正規職から自営職へと転じた場合の所得変動分は、対数値で 0.348 小さいことを意味する。非正規職から正規職への移動で 0.148、正規職から自営職への移動で 0.114、それぞれ対数所得が相対的に上昇するのに対し、正規職を経由せずに直接非正規職から自営職へ移動した場合は、むしろ対数所得が 0.086 減少するのである。分析結果の実質的な解釈は稿を改めて行いたいだが、これは被雇用部門から自営部門へと転じる場合でも、正規職から移動する場合は、正規職としての勤務経験によってより多くの技能と大きな開業資金を得ていること、また相対的に条件のよい正規職から退出する以上、それなりに「成功的な自営化のチャンス」を選んだ結果である場合が多いこと、などによって説明されうるだろう。逆に、非正規職から自営職への移動は、安定的な正規職に就くことができず、仕方なく事業をおこしたケースのように、プッシュ要因のより強い移動である可能性が高い。

分析結果の解釈の妥当性については検討の余地があるものの、以上のような変化の方向や経由の違いに応じた所得変動程度の相違は、これらを区別しない固定効果モデルによっては決して発見されえなかったものである。実際のパネルデータにおいて、このような変化の方向や経由に応じた独自の効果が認められたことの意義は大きいであろう。

(4) モデル間の適合度比較

以上では、個々のパラメータの有意性検定を通じ、変化の方向と経由、ならびに非変化時の状態の違いに応じた所得変動程度の相違の有無を検討してきた。これに対し、仮定を緩和したモデルと緩和しないモデルの適合度の差を検定することで、それぞれの仮定がそもそも妥当であるのか否かを判断することも可能となる。

モデル間での決定係数の差の有意性を検定した結果が、表 9 に示されている。日本のデータについては、モデル 3 とモデル 4 の間に有意なあてはまりの違いが認められるのに対し、韓国のデータについては、モデル 1 とモデル 2 の間、モデル 2 とモデル 3 の間に有意な違いが認められる。日本では「非変化時の状態の区別」が、また韓国では「変化の方向の区別」ならびに「変化の経由の区別」が有用であることを示すものであり、これらは概して、個別パラメータの検討結果とも一致するものである。このように、個別のパラメータ推定値の検定のみならず、モデルの決定係数の差の検定を通じても緩和した仮定の妥当性の検討が可能になるというのは、本手法の利点の一つといえよう。

表9 モデル間での決定係数の差の有意性検定

比較対象	日本		韓国	
	F値	p	F値	p
モデル1ーモデル2	0.532	0.587	3.009	0.049
モデル2ーモデル3	0.728	0.483	7.220	0.001
モデル3ーモデル4	4.047	0.018	0.177	0.838
モデル1ーモデル3	0.630	0.641	5.118	0.000
モデル2ーモデル4	2.389	0.049	3.697	0.005
モデル1ーモデル4	1.771	0.102	3.470	0.002

5 おわりに

本稿では、固定効果モデルが置いている諸仮定を確認した上で、それらを緩和し、変化の方向と経由、ならびに非変化時の状態をそれぞれ区別した分析を行うための方法を検討してきた。具体的には、独立変数にカテゴリカルな変数を含むモデルを事例とし、変化の起点と終点の区別を可能とする一階差分モデルに独自のパラメタリゼーションを導入することで、変化の方向と経由、非変化時の状態がそれぞれ、従属変数に対して独自の効果を持つことを許容するモデルを築いた。さらに、それを日本と韓国のパネルデータに当てはめ、この手法によって、従業上の地位の変化の方向と経由、非変化時の状態が個人所得に対して及ぼしている独自の効果の捕捉が可能になることを示した。

本稿で提示した方法は、独立変数にカテゴリカルな変数が用いられる場合、また変数間に経路依存的な効果が認められ、起点と終点を特定した「変化」に着目がなされる場合のパネルデータ分析手法の一つとして利用価値を持つものと判断される。ただし、本稿の試論的な検討結果に基づけば、以下の点には十分な注意が必要となるであろう。

第一に、以上の方法は確かに、固定効果モデルでは捕捉できない変化の方向と経由、非

変化時の状態の独自の効果を明確な形で捉えうる手法であるものの、まさにその裏返しとして、それは対象とする変数間にかなり複雑な関係性の存在を認めるものでもある。時としてその意味づけは困難なものとなろうが、その適切な解釈、あるいはそれにレリバントな仮説の提示を行えなければ、本手法の意義は半減してしまうことになる。

第二に、上述の点とも関連するが、変化の方向と経由、非変化時の状態を区別して分析を行う際には、どのような「効果」に着目してパラメタリゼーションを行い、各パラメータの有意性検定を行うのか、いくつかの選択肢が存在しうる。本稿では基本的に、「変化の内容の区別によって新たに許容される変動程度の相違」に新たなパラメータを割り当て、それらの区別自体の有用性を各パラメータの有意性検定を通じて検討できるようにした。しかし表 8 モデル 4'のように、各移動パターンにそれぞれ 1 つのパラメータを割り当て、「従業上の地位の非変化時」を基準とした、各移動パターンに伴う所得変動程度を直接検定したい場合もあるだろう。さらに「非変化時の状態」をも区別する場合、どの非変化状態を基準として効果を推定しようとするのかも選択する必要がある。現実的にはおそらく、必要に応じていくつかのパラメタリゼーションを併用し、その結果を総合的に解釈していくことが求められるのだろう。

第三に、変化の方向と経由、非変化時の状態を区別した分析は、移動パターンの細分化故に各移動パターンの該当サンプルの減少をもたらす、結果的にそれらを区別しない場合に比べて、各移動パターンに関するパラメータの標準誤差を大きくしてしまう。この問題の影響を免れるためには、十分なサンプル数が確保される必要があるだろう。すぐ後に述べる問題がありはするものの、3 時点以上のデータの場合、隣接時点間の一階差分をすべてプールして分析を施すことは、このための方法の一つとなりえよう。

最後に 3 時点以上のパネルデータへの一階差分モデルの適用に関して。すでに述べたように、3 時点以上のパネルデータの場合、固定効果モデルと一階差分モデルとで推定結果が大きく異なりうる。両者のうちどちらを用いるのが適切かに関してはこれまでも議論がなされているが、それぞれ一長一短があり、妥協的に「両者の併用」が推奨される場合も多い¹⁹ (Wooldridge 2003)。

一般に (ラグ変数を伴わない) 固定効果モデルにおいては、独立変数の変化の影響は、従属変数の変化として即座に、完全な形で表れるものと想定される (Laporte and Windmeijer 2005)。本稿で扱った「従業上の地位の変化が所得に及ぼす影響」についてもこれは同様であり、例えば正規職から自営職へと従業上の地位が変化した場合、それに伴う所得変動は、変化直後の調査時点において完全な形で表れるものとされる。ただし固定

¹⁹ 一般に、誤差項に系列相関がない場合は固定効果モデル、ランダム・ウォークの場合は一階差分モデルが適しているものの、その判断は容易ではないとされる (Wooldridge 2003)。

効果モデルにおいては、別の新たな従業上の地位変化が生じない限り、その後の調査波においても従業上の地位移動がもたらす所得変動効果が継続するものとしてその効果が推定されるため、仮に移動に伴う所得変動効果の出現に少々タイムラグが生じたとしても、その後の調査波データによってその効果がそれなりに捕捉されうる可能性はある。

一階差分モデルにおいても基本的な想定は異ならないが、隣接調査波間での差分に基づく一階差分モデルでは——ラグ変数を置かない限り——従業上の地位変化が所得にもたらす影響は、変化直後の調査波においてのみ捉えられるチャンスがあることになり、その後の調査波でその影響が表れたとしても、それが「従業上の地位変化がもたらした効果」として扱われることはなくなる。このため、「独立変数の変化の影響が、従属変数の変化として即座に、完全な形で表れる」という想定は、現実的には、一階差分モデルにおいて一層重大なものとなってしまうのである²⁰。このように、一階差分モデルは固定効果モデルの前提を緩めることに貢献するが、3 時点以上のパネルデータに当てはめる場合、それとはまた別の仮定により強く依存してしまうという点には注意しなければならない。

結論的に述べれば、変化の方向と経由、非変化時の状態を区別する以上の分析手法は、一般的なパネルデータ分析手法がなしえなかったより詳細な分析を可能にする一方で、実際には、その自由度の高さともあいまって、妥当な結果と適切な解釈を得るために、さまざまな角度からの総合的な分析を要請するものであるのかもしれない。しかし、現実社会の複雑さに鑑みれば、パネルデータの分析に際して、このような自由度の高い分析手法こそが必要とされる場合もあるだろう。今後も既存のパネルデータ分析手法の特徴を十分に理解しつつ、それを適宜改編、発展させ、パネルデータの分析オプションを少しでも増やしていく必要があるものと判断される。

[注記]

JLPS データの使用にあたっては、東京大学社会科学研究所パネル調査企画委員会の許可を得た。

²⁰ この問題に対処するためには、差分をとる間隔を適宜広げるなどの措置が必要とされよう。

参考文献・引用文献

- 有田伸, 2007, 「職業移動を通じてみる韓国の都市自営業層——経済危機後の変化の考察を中心に」奥田聡編『経済危機後の韓国—成熟期に向けての社会経済的課題』アジア経済研究所, 25-57.
- , 2010, 「非正規職と自営職の日韓比較——職業移動の分析を通じて」東大社研パネル調査プロジェクト成果報告会 2010 報告資料.
- Baltagi, Badi H., 2008, *Economic Analysis of Panel Data 4th ed.*, Chichester: John Wiley and Sons.
- Hsiao, Cheng, 2003, *Analysis of Panel Data 2nd ed.*, Cambridge: Cambridge University Press.
- 北村行伸, 2005, 『パネルデータ分析』岩波書店.
- , 2006, 「パネルデータの意義とその活用—なぜパネルデータが必要になったのか」『日本労働研究雑誌』551: 6-16.
- Laporte, Audrey and Frank Windmeijer, 2005, “Estimation of panel data models with binary indicators when treatment effects are not constant over time,” *Economics Letters*, 88: 389-96.
- 筒井淳也・平井裕久・秋吉美都・水落正明・坂本和靖・福田亘孝, 2007, 『Stata で計量経済学入門』ミネルヴァ書房.
- Wooldridge, Jeffrey M., 2002, *Economic Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge: The MIT Press.
- , 2003, *Introductory Econometrics: Modern Approach 2nd ed.*, Mason: Thomson South-Western.
- 山口一男, 2007, 「夫婦関係満足度とワーク・ライフ・バランス」『季刊家計経済研究』73: 50-60.

Appendix Stata による固定効果モデル・一階差分モデルの分析事例

(1) 使用する架空サンプルデータとその変形

以下の架空データに関して Stata による分析を行う。以降の分析のために、 x と y について、1 波・2 波間での個体内差分 (変数名+chd)、ならびに 1 波と 2 波の個体内平均からの差分 (変数名+dev) をそれぞれ変数化しておく。

表10 7個体(panelid)の2時点(year)パネルデータ(架空データ)とその変形

元 デ ー タ				元 デ ー タ の 変 形			
panelid	year	x	y	xchd	xdev	ychn	ydev
1	2007	3	1		-1		-2
1	2008	5	5	2	1	4	2
2	2007	4	1		-1		-1
2	2008	6	3	2	1	2	1
3	2007	2	4		-2		-1.5
3	2008	6	7	4	2	3	1.5
4	2007	6	5		1		0
4	2008	4	5	-2	-1	0	0
5	2007	7	6		2		1.5
5	2008	3	3	-4	-2	-3	-1.5
6	2007	8	6		3.5		2.5
6	2008	1	1	-7	-3.5	-5	-2.5
7	2007	4	3		-1.5		0.5
7	2008	7	2	3	1.5	-1	-0.5
平均		4.71	3.71				

(注)“(変数名+)chd”は1波・2波間の個体内差分。
“(変数名+)dev”は個体内平均からの偏差。

(2) Stata による分析結果

(a) 固定効果モデル(Within Group Estimator)

```
. xtreg y x, i(panelid) fe
```

```
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =   14
Group variable (i): panelid           Number of groups =    7

R-sq:  within = 0.7083                 Obs per group:  min =    2
        between = 0.1228                avg   =   2.0
        overall = 0.3284                max   =    2

corr(u_i, Xb) = -0.1491                F(1, 6)         =   14.57
                                         Prob > F         =   0.0088
```

y	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
x	.6666667	.1746456	3.82	0.009	.2393243 1.094009
_cons	.5714286	.8882467	0.64	0.544	-1.602033 2.74489
sigma_u	1.4933716				
sigma_e	1.2472191				
rho	.58909853	(fraction of variance due to u_i)			

```
F test that all u_i=0:      F(6, 6) =    2.80      Prob > F = 0.1176
```

定数項 0.5714286 は、データの重心 (4.71, 3.71) を通る、傾き 0.6666667 の直線の切片。

(b) 個体内偏差の Pooled OLS(定数なし)

. reg ydev xdev, noc

Source	SS	df	MS			
Model	22.6666667	1	22.6666667	Number of obs =	14	
Residual	9.33333333	13	.717948718	F(1, 13) =	31.57	
Total	32	14	2.28571429	Prob > F =	0.0001	
				R-squared =	0.7083	
				Adj R-squared =	0.6859	
				Root MSE =	.84732	

	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ydev						
xdev	.6666667	.1186483	5.62	0.000	.4103425	.9229908

x の係数は固定効果モデルと一致するが、その標準誤差と t 値は異なる。これは、個体内平均の算出に伴って必要な自由度調整が、まだ行われていないためである。

注 3 で示したように、得られた t 値に $\sqrt{(N - M - np)/(N - np)}$ をかけることで、個体内平均を利用することによる自由度の減少分が調整される (山口 2007)。このサンプルデータの事例では、N=14、M=7、np=1 であるから、この調整係数は 0.679 となる。これを「定数無し」指定モデルにおける xdev の t 値 5.62 にかけて 3.82 となり、固定効果モデルのそれと一致する。

なお「定数なし」と指定しなくても、定数項は 0 として推定される。ただし、その他のパラメータの標準誤差が異なってくる。

(c) 一階差分モデル (First Difference Estimator)(定数なし)

. reg ychd xchd, noc

Source	SS	df	MS			
Model	45.3333333	1	45.3333333	Number of obs =	7	
Residual	18.6666667	6	3.11111111	F(1, 6) =	14.57	
Total	64	7	9.14285714	Prob > F =	0.0088	
				R-squared =	0.7083	
				Adj R-squared =	0.6597	
				Root MSE =	1.7638	

	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ychd						
xchd	.6666667	.1746456	3.82	0.009	.2393243	1.094009

分析結果はいずれも固定効果モデル、個体内偏差の Pooled OLS モデルに一致する。

東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトについて

労働市場の構造変動、急激な少子高齢化、グローバル化の進展などにもない、日本社会における就業、結婚、家族、教育、意識、ライフスタイルのあり方は大きく変化を遂げようとしている。これからの日本社会がどのような方向に進むのかを考える上で、現在生じている変化がどのような原因によるものなのか、あるいはどこが変化してどこが変化していないのかを明確にすることはきわめて重要である。

本プロジェクトは、こうした問題をパネル調査の手法を用いることによって、実証的に解明することを研究課題とするものである。このため社会科学研究所では、若年パネル調査、壮年パネル調査、高卒パネル調査の3つのパネル調査を実施している。

本プロジェクトの推進にあたり、以下の資金提供を受けた。記して感謝したい。

文部科学省・独立行政法人日本学術振興会科学研究費補助金
基盤研究 S：2006 年度～2010 年度

厚生労働科学研究費補助金
政策科学推進研究：2004 年度～2006 年度

奨学寄付金
株式会社アウトソーシング（代表取締役社長・土井春彦、本社・静岡市）：2006 年度～2008 年度

東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト ディスカッションペーパーシリーズについて

東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトディスカッションペーパーシリーズは、東京大学社会科学研究所におけるパネル調査プロジェクト関連の研究成果を、速報性を重視し暫定的にまとめたものである。

東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト ディスカッションペーパーシリーズ

- No.1 山本耕資 標本調査における性別・年齢による層化の効果：100 万人シミュレーション（2007 年 4 月発行）
- No.2 石田浩
三輪哲
山本耕資
大島真夫 仕事・健康・希望：「働き方とライフスタイルの変化に関する調査（JLPS）2007」の結果から（2007 年 12 月発行）
- No.3 中澤渉 性別役割分業意識の日英比較と変動要因：British Household Panel Survey を用いて（2007 年 12 月発行）
- No.4 戸ヶ里泰典 大規模多目的一般住民調査向け東大健康社会学版 SOC3 項目スケール：(University of Tokyo Health Sociology version of the SOC3 scale: SOC3-UTHS)の開発（2008 年 1 月発行）
- No.5 戸ヶ里泰典 20～40 歳の成人男女における健康保持・ストレス対処能力 sense of coherence の形成・規定にかかわる思春期及び成人期の社会的要因に関する研究（2008 年 1 月発行）
- No.6 田辺俊介
相澤真一 職業・産業コーディングマニュアルと作業記録（2008 年 2 月発行）
- No.7 中澤渉 若年層における意識とライフスタイル：JLPS と BHPS における日英の家事労働と性役割意識の比較（2008 年 3 月発行）
- No.8 深堀聡子 若者の働くこと・結婚すること・子どもをもつことに関わる意識
高卒パネル（JLPS-H）と NELS による日米比較（2008 年 3 月発行）
- No.9 戸ヶ里泰典 若年者の婚姻および就業形態と健康状態、健康関連習慣との関連性の検討（2008 年 3 月発行）
- No.10 三輪哲 働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査 2007 における標本特性と欠票についての基礎分析（2008 年 3 月発行）
- No.11 安藤理 公共政策支持の規定要因～公共事業と所得再分配に着目して～（2008 年 4 月発行）
- No.12 長尾由希子 若年男女における性別役割分業意識の変化とその特徴：高校生のパネル調査から（2008 年 4 月発行）

- No.13 伊藤秀樹 高校生の自信と卒業後の揺らぎ (2008年4月発行)
- No.14 相澤真一 誰が仕事をやめたがっているのか：重要なのは職場環境か、それとも家庭か？ (2008年6月発行)
- No.15 元治恵子 若年層のキャリアデザイン・ライフデザインの変化—高校在学時から高卒3年目への変化— (2008年6月発行)
- No.16 橋本摂子 性別役割意識の揺らぎをたどる(1)—結婚アスピレーションから見た行動規範と現状追認の距離— (2008年6月発行)
- No.17 石田浩 世代間移動の閉鎖性は上昇したのか (2008年11月発行)
- No.18 石田浩 結婚・健康・地域：「働き方とライフスタイルの変化に関する調査
三輪哲 (JLPS) 2008」の結果から (2008年12月発行)
村上あかね
- No.19 Sawako SHIRAHASE Change in Living Arrangement of Unmarried Adults with Parents and Income Inequality in Japan with Comparative Perspective (2009年2月発行)
- No.20 Wataru NAKAZAWA Inequality of Opportunities for Access to Universities among the Japanese Young People: Focused on the Scholarship Loan Program (2009年2月発行)
- No.21 Hiroshi ISHIDA Educational Attainment and Social Background (2009年2月発行)
- No.22 大島真夫 大学就職部の斡旋機能とその効果 (2009年3月発行)
- No.23 中澤渉 職業的地位の変容に関する基礎分析 JLPS wave1とwave2の比較から (2009年3月発行)
- No.24 戸ヶ里泰典 ストレス対処能力概念 Sense of Coherence の抑うつ傾向ならびに心理社会的な職場環境との因果関係の検証—構造方程式モデリングを用いた検討 (2009年4月発行)
- No.25 戸ヶ里泰典 若年成人男女における慢性疾患の有病率の分布と就業、婚姻との関連の検討—自己報告を国際疾病分類 (ICD-10) に基づいて分類したデータより (2009年5月発行)
- No.26 大島真夫 誰が大学就職部を利用するのか (2009年9月発行)

- No.27 Hiroshi ISHIDA Social Inequality in Health in Japan (2009年10月発行)
- No.28 菅万理 母親の就労が思春期の子どもの行動・学業に及ぼす効果：Propensity Score Matchingによる検証 (2009年11月発行)
- No.29 橋本摂子 未婚者層における結婚意識の変動と社会階層的要因：パネル・ロジットモデルによるアスピレーション分析 (2009年12月発行)
- No.30 石田浩
有田伸
田辺俊介
村上あかね 生活・交際・労働者の権利：「働き方とライフスタイルの変化に関する調査 (JLPS) 2009」の結果から (2009年12月発行)
- No.31 中澤渉 男女間のメンタルヘルスの変動要因の違いに関する分析 (2010年2月発行)
- No.32 平沢和司 確率抽出データを用いた大卒就職機会に関する検討 (2010年3月発行)
- No.33 長尾由希子 短大進学率の変動にみる教育知のシフトとその支持層：教養知から職業知へ (2010年3月発行)
- No.34 山本耕資
石田浩 働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査(JLPS)の欠票分類と回収状況に関する諸指標の検討：対象者「本人」の協力の度合いと調査員訪問の成功の度合い (2010年3月発行)
- No.35 有田伸 変化の方向とパターンを区別したパネルデータ分析の可能性：従業上の地位の変化がもたらす所得変化を事例として (2010年3月発行)



東京大学社会科学研究所 パネル調査プロジェクト
<http://ssjda.iss.u-tokyo.ac.jp/panel/>