

## メンタル・ヘルスのパネルデータ分析

### Panel Data Analysis of Mental Health

中澤 渉

Wataru NAKAZAWA

#### 1 はじめに

社会学において扱われるデータは大きく量的データと質的データがあり、前者については質問紙調査などによる個票データを用いることが非常に多い。しかし求められる問いがより複雑になるにつれ、データ収集に課される要求も徐々に高度になっている。質問紙の構造は複雑になり、分析に至るまでに相当なデータセットの加工など、高度な作業が必要とされている。そして統計的な分析が行われる際は、相関関係とみるか因果関係とみるか、有意な結果は個人内部の変動によるものと解釈してよいのか、単なる個人間変動（個体の分布によるもの）と解釈すべきもののなのか、といった点で悩まされる。

多くのサーベイ調査は依然、単発の横断的調査として実施されているのが実情である。上記のような問題は横断的データでは物理的に解決できないため、縦断的調査の必要性や重要性が以前から指摘されてきた。これが同一の個人を何度も追跡するパネル調査、とよばれるものだが、アメリカやイギリスでは、特に個人の発達などを正確に見極めるために、かなり前から大規模なパネル調査が実施されていた<sup>1)</sup>。また計量経済学の分野では、特に収入、支出などの変数については、記憶に基づく回顧法のデータの信頼性に問題があるため、同様に大規模パネル調査が実施されてきた<sup>2)</sup>。それに対し日本では、パネル調査の実施、普及が立ち遅れていた。東京都老人総合研究所がミシガン大学と共同で実施した「全国高齢者パネル調査」のほか、家計経済研究所による「消費に関するパネル調査」が、多くの研究者が利用できる本格的なパネル調査の嚆矢だといえる。しかし相対的に小さなサンプルサイズであること、対象者が高齢者や女性に限定されているなどの限界があった。とはいえ、近年急速にその状況は改善されつつある。例えば慶應義塾大学の経済・商連携COEプログラムによるパネル調査、政治学者を中心とした選挙のパネル調査（JES I、JES II、JES III）などが実施され、一部は既に公開されている<sup>3)</sup>。本稿は、2007年に開始された東京大学社会科学研究所による若年・壮年層を対象としたパネル調査（Japanese Life Course Panel Survey: 以下JLPSと表記）を取り上げ、パネル調査による分析の有効性、重要性を示すことが第一の目的である。特に日本の社会学者の間では、利用できるパネル調査のデータが多くないこともあり、パネルデータ分析の意義が必ずしも正確に理解されているとは言えない側面があるからである。

そこで本稿では、特に個人内部で変化が大きく、パネル調査を行う意義が見えやすいメンタルヘルスの項目を中心に上げたい。次項以降で説明するように、成果主義や競争主義が蔓延し、格差社

会のように経済的な問題がたびたび取り上げられ、先行き不安な状況にある現在、多くの人々の間にストレスが強まっている。そして学校や職場も、メンタルヘルスにどう向き合っているのかは無視しえない重要な課題となっている。したがってこの題材は時宜に適ったものであるといえよう。次節では、メンタルヘルスに関連する先行研究をレビューし、パネル調査の分析で何が重要なのか、ということ明らかにしたい。

## 2 本研究の背景と戦略

### (1) ストレス社会におけるメンタルヘルス研究

個人の内面、心理状態はそれ自体個人に属する問題である。しかし個人の心理の集合体（集合表象）に着目し、それを社会診断の材料とする発想は、Durkheimによる『自殺論』などに遡ることができる。自殺、という指標に着目すれば、日本は1998年に自殺死亡率が急増して以降、同等の水準で推移しており<sup>4)</sup>、WTOのまとめでは8番目に自殺率が高く（日本より高いのは旧ソ連や東欧諸国）女性に限定すれば中国・韓国について3位の高率である<sup>5)</sup>。このような高い自殺率は、言うまでもなく個人の内面だけに原因を結び付けることはできず、自殺の原因となるストレス、プレッシャーを強いるような社会のあり方をも考慮する必要がある。

個人を自殺という行為に至らしめる要因として、しばしば言及されるのが「うつ」である。社会学的な構築主義を援用するまでもなく、精神医学や心理学の立場からも、「うつ」の定義、原因などについての議論は時代や社会のあり方によって変動していることが指摘されており（宇治 2006; 北村 2006）、実際に「うつ」が増加しているのかといった判定は容易ではない。学校ではいじめや不登校現象などへの対処としてカウンセラーが導入されたり、職場でもメンタルヘルスが注目を浴びる（藤本・藤井 2008）など、「心」にこれほど注目が集まる「社会」とは何か、といったこと自体が社会的に重要なテーマとなりうる。実際には、社会的に注目が集まったがゆえに、「うつ」である、「病気」であるということを見出し（自覚）した、ということにより、診断数が増えた、ということも想定できよう<sup>6)</sup>。ただし本稿ではひとまず、そういった構築主義的な立場の議論は留保して、メンタルヘルスが注目を集め、いわば「心のバランス」を崩すという現象がかなりの頻度で認知されている、という実態を前提に議論を進める。

このような状況に精神医学者や心理学者が注目するのは当然だが、近年社会疫学といった社会環境的側面からの研究も盛んである（近藤 2005; 川上・小林・橋本編 2006）。それは人々の心理が周辺環境によって大きな影響を受けているという事実に基づくからだが、まずは投薬やカウンセリングなどによって対処することになるとはいえ、広い意味では社会のあり方の問い直しを迫るなど、社会学的視点が重要となる（藤本・藤井 2008）。その中で心理的不健康と社会的地位や環境の関係を説明する枠組みは、「社会的選択（social selection）」と、「社会的因果（social causation）」の2つに区分できる。前者は、社会移動の困難さからそもそも低い地位の人々の間に心理的に問題を抱えている人が多く、そのことが不利な環境から抜け出すのを困難にし、しかもそれが世代間に継承されるという説明される。一方後者は、地位や環境の変化が起こると、もともと変化に敏感な人、ストレスに弱い人、うまく適応できない人が心理的な問題を抱えるようになる、というものである。この両者を図式化すれば、全く逆方向の矢印が描かれる（Link et al. 1993; Miech et al. 1999）。いずれにしても、心理状態が地位を決定するのか、環境が心理状態に影響を与えるのかを確認するためには、パネルデータのあることが必

須条件となる（Dohrenwend and Dohrenwend 1976）。Linkら（1993）は、方向付け、統制、計画といった権限を行使できるような高い職業的地位にあること自体がストレスや不安を軽減するとして、後者の社会的因果関係を支持する。Miechら（1999）の研究は、子ども時代から成人に至るまでの縦断的調査に基づき、精神疾患とその後の教育達成の関係を追ったものだが、その関係は精神疾患の種類によって異なっており、「うつ」の場合は社会的選択のようなメカニズム（抑うつのために教育達成が低くなる傾向）は見出せないと報告している<sup>7)</sup>。

心理状態と地位・環境の関係を見るうえで特に検討されてきたのは、上述した職業的地位や環境の他、婚姻状態などの家族関係の変数がある。まず職業的地位については、メンタルヘルスが近年職場環境と連動して語られることが多いことから、容易に想像のつくところではある。ただし近年の日本では、雇用の流動化により多くの人々の地位が不安定化しているように見え、そのことによってメンタルヘルスが悪化する、という状況が特に問題視されている。したがって、安定的な地位で雇用されているか、という「従業上の地位」の変数が大きな影響をもっていると予想できる。いわゆる非正規雇用やパートタイム労働者の定義は国によって大きく異なることが多いため、海外について言及するには注意が必要であるが、仮にフルタイムであっても、相対的に学歴も収入も低い地位に置かれている「有期」雇用者は、雇用契約期間のないフルタイム労働者に比較して主観的健康状態が悪い、というドイツの報告がある（Rodriguez 2002）。重要なのは、就業時間が短いことを意味するだけのパートタイム労働者は、特にそれ自体心理状態を悪化させるわけではなく、雇用契約が継続されないというプレッシャーを抱えた有期雇用労働者が、その不安定さゆえにストレスを抱えやすい、という指摘である。

一方、婚姻状態とメンタルヘルスの関係については、特に女性の家庭内における役割と結びつける形で、結婚が男女間で異なる心理的效果をもたらすというGove（1972）らの研究に端を発する。つまり家事労働を任せられるというメリットをもつ男性は、結婚によってよい精神状態を得られるが、家事労働を担わされる女性にとっては、結婚が必ずしもよい精神状態に結びつかない、という。しかしGoveらの研究を含め、多くの研究はクロスセクショナルなデータを用いており、正しい推定を行っていない、また不安定な精神状態の中身（精神的な病の種類や内容）が男女で異なっているにもかかわらず、暗黙のうちに女性に多い精神疾患に偏ってカウントしている、という批判がある（Dohrenwend and Dohrenwend 1976）。それ以降、精神疾患の中身を区別した分析が考慮されるようになるが、Simon（2002）によれば、結局結婚は男女両方に利益をもたらす、離婚は悪影響をもたらすが、結婚状態が解消したときに、その影響は男性にとってはアルコール依存症のような外因性精神障害になって現れることが多いのに対し、女性にとっては抑うつというように心因性精神障害となって現れることが多いという。ただし縦断的調査の結果を分析した結果、上述した社会的選択モデルと、社会的因果モデルのいずれかが説明枠組みとして正しいとは判定できず、両者の複雑な関係が見出せるという。さらに国際比較の見地からは、多くの国で女性のほうが男性より「うつ」になりやすく、その程度はジェンダー格差が大きな途上国で深刻になり、ジェンダー間の格差のない先進国のほうでその度合いの男女差が大きくなることが報告されている（Hopcroft and Bradley 2007）。これはジェンダー差のない社会では、それだけ女性の役割期待が高まるため、期待にそぐわない場合の相対的剥奪感が強くなるからだとして説明されている。

## (2) 仮説

このように、特に欧米を中心に、メンタルヘルスと社会環境の関係性を追究した研究は、枚挙に暇がない。そこで先行研究をもとに、従業上の地位や婚姻状態といった変数に特に着目して、メンタルヘルスに及ぼす影響に関する仮説を立ててみたい。

男女間に発症しやすい精神疾患の違いがあるというDohrenwendsらの指摘に基づき、本稿では特に「うつ」に着目する。「うつ」は一部で「心の風邪」ともいわれ、誰でもなりうる精神疾患などといわれているが、一方で自殺といった深刻な結末を引き起こす原因として、近年特に注目されているからである。そして先行研究によれば、女性のほうが「うつ」になりやすい (Hopcroft and Bradley 2007) とされることから、まず抑うつ傾向がある人は女性に多い、という仮説を立てることにしよう。

また先の項で述べたように、基本的には不安定で孤独な地位にあるほど、精神的に不安定になる可能性が高そうであることは言えそうである。特にここ数年増加が懸念されている若年非正規雇用は、当然地位も不安定であり、将来に対する保障もない。そして結婚していない場合も、孤独を示す指標となりうる。地位の不安定さ、と関連して、収入が不安定であったり、少なかったりした場合にも、不安感を喚起するだろう。まとめれば、非正規雇用もしくは無職、少ない収入、未婚もしくは離婚・死別といった状況は、「うつ」のリスクを大きくすると考えられる。

ただし上記のリスクは、男女で異なると考えるべきである。というのも、無職や非正規雇用のもつ意味は、現在の日本の労働市場環境の下では大きく異なる可能性が否定できないからである。職業は個人のアイデンティティを構築する重要な要素であるが、それは特に男性に該当する。女性は男女雇用機会均等法が改正されたとはいえ、未だに労働市場において男性に比して不利な立場に置かれることも多い。そのような中で、依然女性は結婚して退職し家庭に入るべし、という見方は根強く残っており、そういった規範を受け入れている女性も少なくはないと思われる<sup>8)</sup>。性役割意識を内面化しなくとも、職場が男性中心主義で動いていれば、女性にとってそこはストレスのたまる場である、ということになるかもしれない。つまり無職や非正規雇用という地位は、現行の職場環境を考えると、必ずしも女性にとって悪い精神状態を引き起こすとは限らない。したがって、職の有無、あるいは従業上の地位の効果は男女で異なる (交互作用効果が存在する) ことが予想される。

結婚についても、さまざまな要因が考えられるが、ここでは結婚によって未婚よりよい精神状態がもたらされ、また離婚や死別は孤独感を増大させるので、「うつ」のリスクを高めるという仮説を立てよう。これらを念頭に分析に移るが、その前にパネル分析がなぜ重要なのか、ということをもう少し解説しておきたい。

## 3 パネルデータ分析の意義

### (1) 横断的データ分析の問題点

本稿で取り扱う抑うつ度は、変動の起こりうる変数である。つまり不変の個人属性とは性質が異なる。一時点の調査でも、もちろん抑うつ度のデータ自体は集められるが、それはその時点にとったデータであるという偶然性は免れ得ない。更に決定的な問題は、一時点のデータでは、そのスコアがもとも個人の性質に帰属する安定した性質を示すものと見なしていいのか、たまたま調査時点に置かれている環境によってそういったスコアを示しているのか、ということが区別できないにある。

これまでは横断的調査のデータしか得られないことがほとんどであったため、そのデータで仮に抑うつ度を推定する回帰分析を行うとしよう。すると、その推定モデルは以下のように書くことが

できる。

$$y_i = z_i + x_i + \epsilon_i \dots (1)$$

ここで  $i$  という人物の抑うつ度のスコアを  $y_i$  とする。説明変数には2種類の変数が投入されている。 $z_i$  は  $i$  がもつ不変の説明変数で、性、人種や出身階層などの属性的なものが入る。 $x_i$  は  $i$  がもつ可変の説明変数で、収入、職業など、個人内で変動しうるものが該当する。そして、 $\epsilon_i$  はそれぞれ係数であり、 $\epsilon_i$  は誤差項である。この推定式から言えるのは、まず投入した説明変数によって説明できない従属変数の分散を、すべて誤差項として処理していることである。しかしこれは現実に見合ったモデルなのだろうか。

経験的には、気分の抑揚が大きな人、あるいは抑うつ度が低い人、高いままで安定的に推移している人、といった様々な人がいることを想像できる。要するに個人によって、抑うつ度のとり得る範囲に個人差があるし、同じスコアであっても、もともとそのスコアで安定している人と、何らかのイベントがきっかけになってあるスコアからそのスコアに変化した（たまたま調査時点で変化後のスコアがとれた）、というのでは、意味が異なる。イベントが起きても、内面にほとんど影響が起これない人もいれば、敏感に反応する人もいるだろう。一時点の調査では、そういったことを区別することが不可能である。データの性質から見れば、本来は一時点のデータの「分布」をみているに過ぎないのだが、解釈の際に（実際は単に分布の違いを説明しているのに過ぎないにもかかわらず）ある状態になれば、従属変数もこうなる、というような「変化」の説明をしてしまうことがしばしばある。まとめると、従属変数の変化や影響の仕方には個人差があるはずだが、その個人差がモデルに組み込まれておらず、すべて誤差項として処理されている、一時点のスコアの分布を、勝手に「変化」や「変動」として、仮説に合わせて恣意的に解釈することがよく行われているが、それは誤った解釈である、ということになる。

## (2) 改善されたパネルデータ分析のモデル

では、変化を想定した厳密な推定式はどのように示されるだろうか。

$$y_{it} = z_i + x_{it} + u_i + \epsilon_{it} \dots (2)$$

先のモデルと大きく異なるのは、調査時点を示す  $t$  の添え字が含まれていること、そして  $u_i$  なるものが含まれていることである。時点によって変化する  $x$  については  $t$  の添え字がついているが、いつ測定しても同じスコアをとる  $z$  には  $t$  の添え字がついていない。この  $u_i$  は、いわば投入された説明変数で説明（予測）はできないが、かといって誤差項でもない、いわば直接観察できない個人特性、とでもいうべきものである。例えば性格とか、能力とか、要するにその個人しかもち得ない個性とでも言うべきものである。この個性は、個人の内部では一貫しているわけだが、はっきりした変数として示せない。これを通常「観察できない異質性（unobserved heterogeneity）」というが、近年の多変量解析における推定では、この観察できない異質性をどう取り扱うかが多くの関心を集めてきた。

ただし式ではこのように概念として区別することが可能であるが、現実の推定になると、 $u_i$  と  $\epsilon_{it}$  を個別に推定できない。ここでその  $u_i + \epsilon_{it}$  を  $v_{it}$  とおけば、式(2)は

$$y_{it} = z_i + x_{it} + v_{it} \dots (3)$$

となる。しかし問題になるのは、この  $u_i$  は不変の説明変数と相関があるのではないかと、 $\epsilon_{it}$  には系列相関がある（同一人物であれば、異時点でも測定しても、誤差項といっても同じ方向にバイアスがか

かる、つまり系列相関がある)のではないか、という2点である。もしこれを通常の最小二乗法<sup>9)</sup>で推定(プーリング推定)しようとする、大変都合が悪い。というのも、説明変数は誤差項と無相関である必要があるのだが、観察できない異質性(誤差項に包含される)が、不変の個人の説明変数と相関がある、と考えるのは決して非合理とはいえない。また説明変数と誤差の間に相関がある状態を、内生性(endogeneity)といい、基本的には避けるべきだとされている。なぜなら、内生性が存在すると、回帰係数の推定値にバイアスをもたらすことが知られているためである。

この観察できない異質性を計算テクニックを用いて、 $u_i$ を推定式から除去することを考える。各個人内の変数の平均値を求める回帰モデルは、

$$\bar{y}_i = \bar{z}_i + \bar{x}_i + u_i + \dots \dots (4)$$

となるが、(2)から(4)の式を引くと、

$$\bar{y}_{it} - \bar{y}_i = (x_{it} - \bar{x}_i) + u_{it} - u_i \dots \dots (5)$$

というように、 $u_i$ が消える。こうすることで厄介な観察できない異質性の項は消去され、このモデルは実質的に個人内(within)変動を推定する式になっている。このようにして推定されたのが固定効果(fixed effect)モデルとよばれる。固定効果モデルによって、純粋に個人内部で起こっている変化と、従属変数の変化の関係を取り出すことが可能になる<sup>10)</sup>。

しかし(5)からわかるように、ここで観察できない異質性は除去できたが、同時に個人内で変化の起かない説明変数も除去されてしまっている。社会学者の扱う変数には、人種や性など、個人内で変化が起かない変数も多い。したがってそのような変数のもつ、従属変数への効果(この場合は当然分布の違い、ということになる)が推定できないことへの不満があった。対処する方法の一つとしては、(4)式で、観察できない異質性と、投入している説明変数との間に一切の相関がないこと、特定の個人内においては変化する説明変数や誤差項が均一分散である、という仮定をおく。またデータは当然同一個人内部で似通っているはずだ(系列相関がある)から、データ構造において個人内分散が個人間分散より小さくなっていることが想定できるので、係数にその相関の分のウェイトをかけて調整を行う。これが一般化最小二乗法(Generalized Least Squares)とよばれる推定法で、一般的にランダム効果(random effect)モデルはこれを指すことが多い。

ただしランダム効果推定は、現実にはそぐわない仮定を置いているという批判は拭えない。特に観察できない異質性と、不変の説明変数の間に相関がない、という前提である。この難点を解消するために、Hausman and Taylor (1981)による一種の操作変数法を用いた Hausman & Taylor法(以下、HT法)とよばれるものが提唱されている。操作変数法とは、内生性のある説明変数の一致推定を行う方法であり、その内生変数と強い相関をもち、かつ観察できない異質性と無相関な外生変数を操作変数として利用して、内生変数を構造方程式の中に直接現れないようにする方法である。ここでは説明変数に想定した変数のうち、可変変数の操作変数には、個人内変動の平均からの偏差が用いられ、不変変数の操作変数には可変の独立変数の平均値が用いられている(Halaby 2004)。式に表すと、

$$y_{it} = \beta_1 z_{1i} + \beta_2 z_{2i} + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + u_i + u_{it} + m_{it}$$

となる。ここで  $z_{2t}$  と  $x_{2it}$  は観察できない異質性  $\eta_i$  と相関のある内生変数である。 $\eta_i$  と  $\eta_i$  は外生変数なので推定に問題はない。そして  $\eta_i$  については、 $(x_{2it} - \bar{x}_{2i})$  を操作変数として用いる。これは  $\eta_i$  と相関をもたない。また  $z_{2t}$  と  $\eta_i$  の相関は個人間の差異に起因するので、適切な操作変数は時間に対して不変である必要があり、そこで  $x_{2it}$  の平均値が操作変数として用いられる、ということである。

Halaby (2004) によれば、HT法は手法としてそれほど目新しいわけではないが、あまり用いられなかったのは、主として汎用統計ソフトで推定できなかったからだという。しかし近年パネル調査の分析が関心を集め、特に計量経済学者を中心に普及しているStataでは、容易に推定することができる。本稿でもStataを用いて、推定を行っている。

### 3 データと変数

データはJLPSの若年・壮年データwave1からwave3を用いる。若年データと壮年データは同じ質問紙であり、第1回目の調査があった2007年春時点での年齢が20～34歳が若年、35～40歳が壮年に該当する。両者の標本の合計は4800である。標本の性質については三輪(2008)を参照されたい。追跡調査は毎年1回、同じ時期に行っている。

従属変数となる抑うつ度については、Five-item version of the Mental Health Inventory (MHI-5)とよばれるものを用いている (Berwick et al. 1991; Rumpf et al. 2001; Yamazaki et al. 2005)。MHI-5は質問票において、できるだけ少ない質問項目で、高い確度で抑うつ度を測定できる可能性のあるものとして開発されてきたものであり、JLPSにはその日本語版の項目が入っている。質問項目は「過去1ヶ月にどのくらいの頻度で感じたか」について「1 いつも」「2 ほとんどいつも」「3 ときどき」「4 まれに」「5 全くない」のリッカート尺度だが、数値を得点と見なす。項目は「A かなり神経質であったこと」「B どうにもならないくらい気分が落ち込んでいたこと」「C 落ち着いていて穏やかな気分であったこと」「D おちこんで、ゆううつな気分であったこと」「E 楽しい気分であったこと」の5つ設定されているが、CとEは肯定的な項目であり、数値を反転させる。そしてそのスコアを合計すれば、5から25の範囲の得点が出てくるが、これを0～100の範囲の得点に変換する。これがMHI-5の得点であり、健康であればスコアが大きくなる。男女のスコアについては、wave1における平均が男性63.37、女性62.60 ( $t=1.44$ ,  $d.f.=4696$ ,  $p=0.15$ )、wave2では男性62.79、女性61.79 ( $t=1.74$ ,  $d.f.=3918$ ,  $p=0.08$ )、wave3では男性62.55、女性62.40 ( $t=0.25$ ,  $d.f.=3544$ ,  $p=0.80$ ) となっており、確かに先行研究に一致して若干女性の方が抑うつ度が高い (スコアは低い) が、いずれの年も有意な差ではない<sup>11)</sup>。

説明変数は、後にHT法での推定を行うことも鑑みて、外生変数、内生変数とも、可変・不変の変数を用意する必要があることと仮説に基づき、婚姻状態、就業形態、コーホート、性 (以上外生変数)、世帯収入、学歴、年齢、年齢二乗項 (以上内生変数) を投入した。

### 4 推定結果

表1が投入した変数の記述統計である。表2が推定結果である。比較のため、wave1だけを用いてOLSを推定したものを一番左の列に掲載した。そこから、左から順に、固定効果モデル、ランダム効果推定 (一般化最小二乗法)、HT法による推定結果である。

まず横断的データのOLSをみると、既婚者よりは未婚・離別者のほうが、男性については無職が抑

表1 記述統計量

変数(かっこはレンジ)	wave1 (N=4623)		wave2 (N=3891)		wave3 (N=3505)	
	平均	S.D.	平均	S.D.	平均	S.D.
未婚(1-0)	.496	.500	.461	.499	.423	.494
離婚・死別(1-0)	.034	.180	.034	.182	.033	.179
非正規雇用(1-0)	.202	.402	.218	.413	.257	.437
自営・家族従業(1-0)	.054	.226	.057	.231	.054	.226
無職(1-0)	.154	.361	.144	.352	.146	.353
学生(1-0)	.086	.281	.056	.230	.013	.114
年齢(wave1時点で20-40)	30.549	5.873	31.810	5.885	32.979	5.828
年齢二乗(wave1時点で400-1600)	967.76	354.51	1046.51	368.13	1121.58	376.87
世帯収入250～450万(1-0)	.181	.385	.160	.367	.168	.374
世帯収入450～850万(1-0)	.290	.454	.296	.456	.343	.475
世帯収入850万以上(1-0)	.152	.359	.164	.371	.165	.371
世帯収入不明・無回答(1-0)	.313	.464	.329	.470	.274	.446
男性(1-0)	.491	.500	.478	.500	.465	.499
wave1時点での20代(1-0)	.419	.494	.400	.490	.387	.487
短大・高専・専修学校(1-0)	.303	.460	.310	.463	.311	.463
大学・大学院(1-0)	.358	.480	.355	.479	.353	.478
MHIスコア(0-100)	63.016	18.173	62.295	17.992	62.508	17.514
MHI-5 Cronbach alpha	.788		.781		.778	

注) 年齢のレンジはwave2では21-41, wave3では22-42となる。二乗項もそれに伴ってレンジが変わる。

うつリスクが大きく、収入や学歴が高いと逆にリスクが小さい、という結果である。問題は、ここで出ている有意差をもって、婚姻状態、収入、従業上の地位の変化自体がメンタルヘルスの変動に影響を及ぼすと結論していいのだろうか、ということである。

個人内変動に着目した固定効果モデルでは、収入は全く有意ではなくなる。つまり収入と抑うつ度の変動は連動していない。有意差が出たのは、完全に分布に基づく、ということになる。また無職や非正規の主効果が正に有意になっている。交互作用項が入っているので、この主効果は「女性にとって」の効果を示す。つまり女性にとっては、非正規や無職のほうが有意に抑うつ度にベターな結果をもたらしているということになる。無職については男性で大きく負に有意であるから、ここは大きな交互作用効果がある、ということで、仮説が支持されている。また離別の有意な効果が消えている。要するに、離別や死別によって、有意な抑うつ度の変動がみられるわけではない。

ランダム効果モデルは、個人内の変動を考慮に入れつつ、個人間の変動(違い)に注目した推定結果と解釈できる。したがって、固定効果モデルとは係数の意味が全く異なる。もちろん不変の説明変数が入ったことが大きな違いだが、もう一つ係数に着目すると、離別・死別が有意になっており、横断データのOLSに近い結果である。つまりこの係数の有意性は、個人内変化というより、分布によるもの、ということがここでも確認できる。なお、ランダム効果推定と固定効果推定ではどちらが一致推定になるのかについては、Hausman 検定<sup>12)</sup>を行う。Hausman 検定の帰無仮説は、観察できない異質性と不変の説明変数との間に相関がない、というものである。この帰無仮説が棄却されなければ、ランダム効果推定のほうが有効推定量となり、ランダム効果モデルが採択される。ここでの分析では、帰無仮説は棄却されて( $\chi^2=59.14, p=.000$ )固定効果モデルが採択された。

ではHT法を用いて推定するとどうなるだろうか。すると固定効果モデルに近い結果が出る。固定効果モデルとどちらを採択すべきかも、Hausman 検定が用いられる。ここではHT法のほうが固定効果モデルより有効推定量になるので、帰無仮説が棄却されなければHT法が採用される。結果、 $\chi^2 = 23.63$ ,



表2 JLPS wave1 ~ wave3 のパネルデータ分析の結果 (従属変数は抑うつ度指標のMHI-5)

	OLS wave1		Fixed Effect OLS		Random Effect GLS		Hausman-Taylor	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
外生変数(可変)								
未婚(vs既婚)	-4.107 ***	.975	-4.561 **	1.517	-4.058 ***	.710	-4.673 ***	.868
離婚・死別(vs既婚)	-4.604 *	1.935	2.646	2.731	-3.125 *	1.409	-1.649	1.675
非正規雇用(vs正規雇用)	.493	.959	2.432 *	.995	1.137 +	.641	2.643 **	.865
自営・家族従業(vs正規雇用)	-1.954	2.089	1.239	1.995	.405	1.370	.586	1.507
無職(vs正規雇用)	-1.583	1.096	2.211 *	1.077	2.248 **	.727	2.595 **	.839
学生(vs正規雇用)	.993	1.737	.648	1.437	1.502	1.143	1.723	1.340
男性×非正規雇用	-.715	1.604	-1.683	1.469	-1.071	1.010	-2.796 *	1.207
男性×自営・家族従業	2.096	2.552	-3.818	2.690	-.320	1.731	-1.795	1.955
男性×無職	-11.679 ***	2.072	-6.854 ***	1.822	-9.239 ***	1.353	-9.437 ***	1.466
男性×学生	3.407 +	2.053	5.078 *	1.965	3.129 *	1.481	2.020	1.666
男性×未婚	.061	1.230	2.698	2.297	.239	.918	-.062	1.097
男性×離婚・死別	-1.643	3.112	.204	4.072	1.093	2.246	.371	2.565
内生変数(可変)								
年齢	.571	.632	-.757	.852	-.030	.433	-.825	.812
年齢二乗項	-.010	.010	.004	.013	-.001	.007	.005	.012
世帯収入250~450万(vs250万未満)	1.174	1.243	-.075	.813	.595	.704	.021	.797
世帯収入450~850万(vs250万未満)	3.408 **	1.204	.796	.827	2.073 **	.697	.912	.811
世帯収入850万以上(vs250万未満)	4.954 ***	1.281	1.011	.931	2.988 ***	.761	1.119	.912
世帯収入不明・無回答(vs250万未満)	2.523 *	1.154	1.123	.777	1.926 **	.665	1.138	.762
外生変数(不変)								
男性	1.415	1.074			1.520 +	.796	6.961 **	2.277
wave1時点での20代コーホート	.190	1.088			-1.392 +	.832	-4.333 **	1.426
内生変数(不変)								
短大・高専・専修学校(vs高卒以下)	.426	.678			.506	.567	23.436 *	9.067
四年制大・大学院(vs高卒以下)	1.797 *	.693			2.127 ***	.558	6.649 +	3.484
定数項	52.717 ***	10.450	81.886	14.100	63.578 ***	7.318	72.681 +	14.179
N. of observation	4623		12019		12019		12019	
N. of groups			4736		4736		4736	
Adjusted R-Square	.031							
within R square			.010		.006			
between R square			.002		.038			
overall R square			.003		.030			
sigma_u			15.873		13.096		17.141	
sigma_e			11.933		11.933		11.918	
rho			.639		.546		.674	
Wald chi square					228.66 (df=22)		161.42 (df=22)	

+&lt;.10 \*&lt;.05 \*\*&lt;.01 \*\*\*&lt;.001

p=.130で棄却されないので、HT法が最も有効な一致推定量となる。就業形態については、男女の効果が(特に無職と非正規で)全く逆である。このことは、職業のもつ意味のジェンダー差がまだこの年齢層ですら、強固に残存していることを示している。また無職や非正規で女性の抑うつ度が軽減されるという点は、性役割の社会化が依然女性の間で維持されていると解釈することも可能であるが、これは就業形態の変化と、抑うつ度の変動の関連をみているのだから、要するに職場が未だ女性にとって働きにくい環境に置かれているから、辞めたり、責任の軽い地位に移ったことでストレスが軽くなったということを示す証左ではないか、とも解釈できる。そして収入は抑うつ度とは有意な関連がなく、収入が増える(減る)ということが直接抑うつ度に影響を与えるというより、うつ状態によって職場から離れるなどということが原因で収入が少ない、というような「状態(分布)」により有意な差が生じたのだと考えられる。学歴については先行研究の通りであり、若干気になるのは若いコーホートで有意に抑うつ度が強い(MHI-5のスコアは低い)ということである。この世代は大学進学者ではち

ようど就職のタイミングにあたり、特に昨今の経済状況から、将来に対する不安が強いものと思われる。このあたりの動向は、より深く検討し、今後も注意深く見守っていく必要がある。

以上のように、一時点の横断データの結果とパネル分析の結果では、係数が全く異なって計算されることがある。横断データにより出てきた推定結果によって、それが安易に「個人の変化」の問題と結び付けられて仮説の証明を行うのは危険である。

## 5 考 察

本稿によって、横断的調査のデータによる分析の限界が明らかにされたと思われる。パネルデータでは、個人の変わらない性質、変わる性質を共にデータとして収集できるので、それをもとに可視化されない観察できない異質性を推定することができる。個人内部にある変わらない性質（性格、能力など、個性にかかわるもの）をどうモデルに組み込むかは、計量分析における大きな課題になっているが、パネルデータ分析はそれを解決する有効な手段である。そして本稿の分析結果（HT法）より、抑うつ度は（従業上の地位を正規に固定すると）女性のほうが高い、逆に男性は無職や非正規になると抑うつ度が強まる。特に無職の効果は大きい。未婚者は既婚者より抑うつ度が強い。結婚によって抑うつ度の状態は改善される。ただし結婚の解消は抑うつ度に対して有意な効果はない。収入の有意性は分布に基づくもので、収入の変動は抑うつ度の改善や悪化とは無関係である、といったことが明らかになった。

なお、本稿では計量経済学で主として用いられる推定法を利用したが、パネルデータ分析法としては、いわゆる階層線型モデル（Hierarchical Linear Model）や構造方程式モデリング（SEM）の概念を利用した成長曲線モデル（growth curve model）も存在する。例えば、Cherlinらは、少年期の両親の離婚といった体験が、後の発達過程においてメンタルヘルスに影響を及ぼすかについて、成長曲線モデル（growth curve model）と固定効果モデル（fixed-effect model）によって推定を行い、その結果、少年期に両親の離婚を経験した群は、そもそも当初から（離婚経験前から）ストレスを抱えており、さらに離婚経験後もそれ以外の群よりメンタルヘルスに後々負の影響を与え続けること、また固定効果モデルによる推定から、子にとっては離婚というイベント自体が有意にメンタルヘルスに悪影響を与えることを明らかにしている（Cherlin, Chase-Lansdale, and McLae 1998）。日本では高齢者の主観的健康について、中田（2008）が潜在成長曲線モデルを用いた分析を行っている。統計ソフトの進歩もあり、様々な分析が容易に実行できるようになっている。こういった別のパネルデータ分析方法の可能性は、稿を改めて論じることとしたい。

### 【注】

- 1) 教育や発達に焦点を当てたものとして有名なものは、イギリスにおけるNational Child Development Study, 1970 British Cohort Studyなどのほか、アメリカではHigh School and Beyond (HS & B), National Educational Longitudinal Study (NELS), National Longitudinal Survey of Youth (NLSY)がある。
- 2) アメリカにおけるPanel Study of Income Dynamics (PSID)の歴史が古く、イギリスのBritish Household Panel Survey (BHPS)やドイツのGerman Socio-economic Panel (GSOEP)がよく知られている。アジアでは、韓国でKorean Labor and Income Panel Study (KLIPS)が実施され、インターネット上でデータをダウンロードすることも可能である。KLIPSを用いた分析としては、既に三輪（2007）がある。
- 3) 慶應義塾大学のパネル調査については樋口ほか編（2005）を参照。データは所定の手続きを経て、慶應義塾大学を通じて手に入れることができる。

- 詳細はウェブサイト ([http://www.coe-econbus.keio.ac.jp/text/open\\_data\\_b.html](http://www.coe-econbus.keio.ac.jp/text/open_data_b.html)) 参照。なお慶應義塾大学はその後文部科学省によりパネル調査の共同研究拠点に採択され、2009年から日本家計パネル調査を実施する。また政治学の分野における新しいJES IIIの成果は、池田(2007)などがある。JES IとIIはレヴィアサン・データバンクより、JES IIIは、東京大学社会科学研究所のSSJデータアーカイブを通じて既に公開されている。
- 4) 男性は10万人あたり35～40人前後、女性は12～14人前後である。特に男性は統計上、97年以前に30人を超えたことはなかった(厚生労働省・人口動態統計より)。
  - 5) ただし統計年度が大きく異なる。日本と韓国は2006年度、中国は1999年度である。
  - 6) 「うつ」などと、一種の精神病のラベリングを行うことで、自らにスティグマを貼りつけることで事態をより悪化させるといふ議論もあれば、それによって診断を受けやすくなり、適切な処置を施され、改善につながるという議論もある(Rosenfield 1997)。本稿はそのいずれの見方が正確かを定めるものではないが、精神疾患はその特定、定義が困難であり、それゆえに処置や問題化をめぐる全く異なる立場が混在しうる。
  - 7) Miechらがここで扱っているのは、不安障害(anxiety)、うつ(depression)、反社会性障害(antisocial disorder)の3つである。不安障害と反社会性障害が見られた場合には、教育達成が有意に低くなっているが、うつの場合には有意な差はない。なお、ここの反社会性障害は、DSM-IIIIRにある反社会性人格障害(antisocial personality disorder: ASPD)が成人を対象にした診断基準なので、15歳時点での判定基準はDSM-IIIIRのASPDとは一致しない。
  - 8) 性別役割分業観を内面化していなくとも、周囲にいる女性が結婚して退職してゆく、などという状況がしばしば観察されれば、それ自体も女性にとっては圧力に感じられることもあるだろう。
  - 9) 最小二乗法(OLS)が有効であるための三条件は、不偏性(unbiasedness)、一致性(consistency)、有効性(efficiency)である。不偏性は、繰り返してランダムサンプリングの調査を実施すれば、その結果は最終的に真の母集団の値に近づく、ということである。一致性は標本の大きさを増やせば、推定値を真の値に近づけることができる、ということである。有効性とは、偏りなく推定できる値があったならば、その推定値の分散は小さいほうがよい、ということの意味する。
  - 10) 紙幅の問題から、回帰係数を求める手続きについて、これ以上深く本稿で論じることはしない。それについては中澤(2007)でまとめたので、興味のある読者は参照されたい。  
([http://ssjda.iss.u-tokyo.ac.jp/panel/youthandmiddle/DP/PanelDP\\_003nakazawa.pdf](http://ssjda.iss.u-tokyo.ac.jp/panel/youthandmiddle/DP/PanelDP_003nakazawa.pdf))。その他、簡単な解説書としては樋口・太田・新保(2006)が日本語で読める。英語になるが、Allison(2009)もわかりやすい解説書である。
  - 11) なお、実際にMHI-5のスコアで、何点以下が「うつ」と判断されるかという閾値について、山崎他(2005)では52点(以下)としている。
  - 12)  $S = (\hat{\beta}_{within} - \hat{\beta}_{GLS}) \cdot [\text{var}(\hat{\beta}_{within}) - \text{var}(\hat{\beta}_{GLS})]^{-1} (\hat{\beta}_{within} - \hat{\beta}_{GLS})$  を計算し、Sの値(カイ二乗分布をなすので、カイ二乗検定を行う)が大きければ、対立仮説は棄却される。なおwithinは固定効果、GLSはランダム効果を示す。

#### 【付 記】

本研究は、科学研究費補助金基盤研究(S)(18103003)の助成を受けたものである。東京大学社会科学研究所パネル調査の実施にあたっては、社会科学研究所研究資金、株式会社アウトソーシングからの奨学寄付金を受けた。パネル調査データの使用は、社会科学研究所パネル調査企画委員会の許可を受けた。

本稿は日本社会学会第82回大会(立教大学、2009年10月11日)において行った「メンタルヘルスの変動要因と観察できない個人特性 JLPs (Japanese Life Course Panel Survey) の分析(2)」の発表をもとにしたものである。

#### 【参考文献】

- Allison, Paul D., 2009, *Fixed Effects Regression Models*, Sage.
- Berwick, Donald M., Jane M. Murphy, Paula A. Goldman, John E. Ware Jr., Arthur J. Barsky, and Milton C. Weinstein, 1991, "Performance of a Five-Item Mental Health Screening Test," *Medical Care*, 29(2): 169-176.
- Cherlin, Andrew J., P. Lindsay Chase-Lansdale, Christine McRae, 1998, "Effects of Parental Divorce on Mental Health throughout the Life Course," *American Sociological Review*, 63: 239-249.
- Dohrenwend, Bruce P., and Barbara Snell Dohrenwend, 1976, "Sex Differences and Psychiatric Disorders," *American Journal of Sociology*, 81(6): 1447-1454.
- 藤本修・藤井久和編、2008 『メンタルヘルス入門 - 事例と対応法 第3版』創元社。
- Gove, Walter R., 1972, "The Relationship between Sex Roles, Marital Status, and Mental Illness," *Social Forces*, 51: 34-44.
- Halaby, Charles, N., 2004, "Panel Models in Sociological Research: Theory into Practice," *Annual Review of Sociology*, 30: 507-44.
- Hausman, Jerry, A., & William E. Taylor, 1981, "Panel Data and Unobservable Individual Effects," *Econometrica*, 49(6): 1377-1398.
- 樋口美雄・慶應義塾大学経商連携21世紀COE編、2005 『日本の家計行動のダイナミズムI』慶應義塾大学出版会。
- 樋口美雄・太田清・新保一成、2006 『入門 パネルデータによる経済分析』日本評論社。
- Hopcroft, Rosemary L., and Dana Burr Bradley, 2007, "The Sex Difference in Depression Across 29 Countries," *Social Forces*, 85(4): 1483-1507.
- 池田謙一、2007 『政治のリアリティと社会心理 - 平成小泉政治のダイナミックス』木鐸社。
- 川上憲人、2006 『抑うつと職場のメンタルヘルス』上里一郎監修・北村俊則編、2006 『抑うつと現代的諸相 - 心

- 理的・社会的側面から科学する』ゆまに書房、222-247。
- 川上憲人・小林廉毅・橋本英樹編、2006『社会格差と健康 - 社会疫学からのアプローチ』東京大学出版会
- 北村俊則、2006「抑うつの評価方法」上里一郎監修・北村俊則編、2006『抑うつの現代的諸相 - 心理的・社会的側面から科学する』ゆまに書房、25-36。
- 近藤克則、2005『健康格差社会 - 何が心と健康を蝕むのか』医学書院。
- Link, Bruce G., Mark Clare Lennon, and Bruce P. Dohrenwend, 1993, "Socioeconomic Status and Depression: The Role of Occupations Involving Direction, Control, and Planning," *American Journal of Sociology*, 98(6): 1351-87.
- Miech, Richard A., Avshalom Caspi, Terrie E. Moffitt, Bradley R. Entner Wright, and Phil A. Silva, 1999, "Low Socioeconomic Status and Mental Disorders: A Longitudinal Study of Selection and Causation during Young Adulthood," *American Journal of Sociology*, 104(4): 1096-1131.
- 三輪哲、2007「日本と韓国における階層同類婚の変動」『社会学研究』81: 67-92。
- 、2008「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」『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.10。
- 中田知生、2008「高齢期における主観的健康悪化と退職の過程 - 潜在成長曲線モデルを用いて - 」『理論と方法』23(1): 57-72。
- 中澤涉、2007「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」『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.3。
- Rodriguez, Eurice, 2002, "Marginal Employment and Health in Britain and Germany: Does Unstable Employment Predict Health?," *Social Science & Medicine*, 55: 963-979.
- Rosenfield, Sarah, 1997, "Labeling Mental Illness: The Effects of Received Services and Perceived Stigma on Life Satisfaction," *American Sociological Review*, 62: 660-672.
- Rumpf, Hans-Jürgen, Christian Meyer, Ulfert Hapke, and Ulrich John, 2001, "Screening for Mental Health: Validity of the MHI-5 Using DSM-IV Axis I Psychiatric Disorders as Gold Standard," *Psychiatry Research*, 105: 243-253.
- Simon, Robin W., 2002, "Revisiting the Relationship among Gender, Marital Status, and Mental Health," *American Journal of Sociology*, 107(4): 1065-96.
- 宇治雅代、2006『うつ病』の概念、分類について - 歴史的流れのレビューと考察』上里一郎監修・北村俊則編、2006『抑うつの現代的諸相 - 心理的・社会的側面から科学する』ゆまに書房、3-21。
- Wallenstein, Gene, 2003, *Mind, Stress, and Emotions: the New Science of Mood*, Commonwealth Press. (= 功刀浩訳、2005『ストレスと心の健康 - 新しいうつ病の科学』培風館)
- Yamazaki, Shin, Shunichi Fukuhara, & Joseph Green, 2005, "Usefulness of Five-item and Three-item Mental Health Inventories to Screen for Depressive Symptoms in the General Population of Japan," *Health and Quality of Life Outcomes* 3: 48.
- 山崎新・福原俊一・Joseph Green, 2005「SF-36の『心の健康』によるうつ症状の測定」iHope Newsletter No.9。

【Abstract】

## Panel Data Analysis of Mental Health

Wataru NAKAZAWA

Radical changes of working conditions such as the destruction of Japanese employment system, uncertainty about the future, and worsening economic conditions cause people's deep anxiety, and the problem of mental health has become more noticeable in recent times. Since the way mental health changes depends on each person, we cannot estimate the efficient explanatory variables without considering unobserved heterogeneity. This is the most important reason to use panel data. In this paper, I employ a Hausman-Taylor estimation model from Japanese Life Course Panel Survey, in order to examine the effects of changes of employment status, marital status, and income on individuals' mental health. The results suggest that while marriage improves people's mental health, divorce and spouse's death do not have significant effect on mental health. In addition, gender and working status have interaction effects on mental health; while unemployment and temporary job worsen the mental health of males, they improve that of females'. This result confirms that the segregation of gender is still stiff in Japanese labor market. We also find that the change of household income dose not have significant effect on mental health.