

# 中高年のメンタルヘルス

## —「中高年者縦断調査」によるパネル分析—

小 塩 隆 士

本研究の目的は、厚生労働省「中高年者縦断調査」の個票データを用いて、中高年のメンタルヘルスがどのような要因によって左右されるかを調べることである。中高年のメンタルヘルスには、所得・就業状況や婚姻関係、家族との同居、社会活動への参加など、社会生活におけるさまざまな要因が関係することが知られている。さらに近年では、中高年のメンタルヘルスに対する重要なリスク要因として、家族介護に対する注目も高まっている。本研究では、中高年のメンタルヘルスに対してこうした要因がどこまで重要なのか、時間によって変化しない個人属性の影響を制御した固定効果モデルを用いて分析する。本研究の推計結果によると、男女いずれにおいても、家族介護に携わることが中高年のメンタルヘルスにとって最も大きなリスク要因になっていることが分かった。さらに、それ以外の要因とメンタルヘルスとの関係が男女間で大きく異なることも明らかになった。

JEL Classification Codes: I18, I38, J12

### 1. はじめに：本研究の目的

中高年のメンタルヘルスの決定要因に関しては、公衆衛生や社会疫学分野で多くの先行研究の蓄積がある。ここでいうメンタルヘルスとは、精神面における健康状態のことであり、精神的な疲労、ストレス、悩みなどの状態を示す概念である。中高年になると、男女ともにライフスタイルが多様化するとともに、さまざまなライフイベントに直面し、メンタルヘルスに影響する。メンタルヘルスにマイナスの影響を及ぼす要因としては、失業など就業状態の不安定化や所得の減少、配偶者との離死別などが推察される。同様に、家族との同別居もメンタルヘルスに影響するだろう。

さらに、家族介護への関与も中高年のメンタルヘルスを大きく左右するものと考えられる。少子高齢化が進むと、きょうだい数が少なくなることもあり、自分の親だけでなく配偶者の親の介護に携わる確率も高まる。家族介護は、中高年のメンタルヘルスに対するリスク要因としてこれまで以上に重要になっていると考えられる。

本研究の目的は、家族介護を含め、中高年が直面する様々なライフイベントとメンタルヘルスとの関係を、厚生労働省が2005年以降実施・公表している「中高年者縦断調査」の個票データに基づき、時間によって変化しない個人属性の影響を取り除いた、固定効果モデルを推計することによって明らかにすることである。同調査は2005年11月に第1回が実施され、同じ回答者の状況をその後毎年追跡している。本研究では、同調査の2005年から2010年にわたる6回分のデータを用いて固定効果モデル分析を行う。分析に用いるサンプルは、2005年に実施された第1調査の回答者33,815人のうち主要な変数が欠損している者を除いた26,522人(男性12,646人、女性13,876人)である。第6回調査まで連続して回答しているのは25,157人なので、サンプルの脱落は比較的少ないが、本研究では、こうしたサンプルの脱落による潜在的なバイアスも処理する。

### 2. 先行研究と本研究の特徴

#### 2.1 社会経済的要因とメンタルヘルス

中高年のメンタルヘルスの決定要因に関する

先行研究は、内外で数多く蓄積されている。なかでも、所得水準の減少や経済的困窮がメンタルヘルスとマイナスの相関関係にあることは容易に想像されるところであり、その関係は多くの実証研究によって確認されている(Butterworth, Rodgers, and Windsor(2009), Kaplan *et al.*(2008), Lindeboom, Portrait, and van den Berg(2002), Lorant *et al.*(2007), Sareen *et al.*(2011)等)。さらに、就業状態もメンタルヘルスを左右するものとして知られている。所得の影響を取り除いた後でも、仕事に就いているかどうか、またどのような仕事に就いているかがメンタルヘルスに大きく影響する(Clark(2003), Clark and Oswald(1994), Clays *et al.*(2007), Korpi(1997))。ただし、因果関係の識別は難しい。メンタルヘルスの悪化が労働意欲を引き下げ、失職につながる可能性も十分あるからである。

## 2.2 家族・社会関係とメンタルヘルス

中高年のメンタルヘルスにとっては、家族との関係も必要な決定要因となっている。まず、配偶者との離死別は心理的なストレス要因となるが、その関係には男女差があることや社会的・文化的背景が違えば様相が異なってくることが知られている(Chipperfield and Havens(2001), Jang *et al.*(2009), Lee *et al.*(2001), Inaba *et al.*(2005)等)。

さらに、日本のように異なる世代が同居する可能性が高い社会では、家族との同居が重要な役割を果たす。日本では、長男が自分の両親と同居し、その妻が介護を含め家事を担当するというパターンがまだ強く残っており、老親介護についても妻が配偶者の親のケアを行う場合が多い(Takeda *et al.*(2004), Mizuno and Takashaki(2005))。そのため、親や義理の親との同居は、とりわけ中高年女性のメンタルヘルスにとって潜在的なリスク要因となり得る。さらに、中高年になるとすでに成人になっている子供との同居も重要なライフイベントとなる。ただし、子供との同居とメンタルヘルスとの関係は一様でなく、日本でも明確な関係は確

認されていない(Raymo *et al.*(2008))。

なお、最近では、家族関係だけでなく、近所の人々や友人・知人との関係が中高年のメンタルヘルスにとって無視できない影響を及ぼすことも注目されるようになってきている。しかし、こうした社会的な関係は社会的・文化的背景によって大きく左右される。日本では、米国に比べると家族や友人以外の人々との社会的な関係が限定的であり、その関係の広がりやメンタルヘルスにあまり影響しないことも知られている(Kikuzawa(2006))。

## 2.3 家族介護とメンタルヘルス

家族のなかに要介護者を抱えている場合、介護に携わる者が心理的なストレスを抱えることは容易に想像されることであり、それを扱った先行研究も少なくない(Amirkhanian and Wolf(2006), Bookwala(2009), Coe and van Houtven(2009), Ennis and Bunting(2013))。ただし、その相関は男女によって異なり、さらに介護する者とされる者との間にどのような親戚関係があるかによっても左右される(Pinquart and Sörensen(2011))。もちろん、社会的・文化的な背景の違いを考慮する必要があり、なかには介護を行うという行為自体はメンタルヘルスに関係しないとする実証研究(Robison *et al.*(2009))も見受けられる。

日本では2000年度に公的介護保険が導入され、家族が直面する介護負担の軽減が目指された。しかし、政府が施設介護の拡充に否定的なこともあり、公的介護サービスの70%以上が居宅サービス、居宅介護支援、地域密着型サービスなど、施設サービス以外となっている(厚生労働省「介護給付費実態調査」(2014年度))。そのため、家族が身内の介護に携わる度合いは依然高い。一方で、親は自分で介護すべきだという義務感が公的介護保険の導入前より低下しているとする実証分析(Tsutsui, Muramatsu and Higashino(2013))もあり、家族介護が中高年にとって重要なストレス要因となっている可能性がある。

日本でも、介護とメンタルヘルスとの関係を

分析した研究が蓄積されつつある。特に, Sugihara *et al.* (2004)は介護する者のメンタルヘルスが介護期間の長期化によってどのように変化するかを調べた, 代表的なパネル分析例である。しかし, 介護を始める, あるいは介護から解放されることとメンタルヘルスとの関係をパネル分析の枠組みで研究した例は筆者の見る限り存在しない。

## 2.4 本研究の特徴と仮説

本研究ではこうした先行研究から得られた知見を踏まえ, 中高年のメンタルヘルスに関する実証分析を行うが, 次のような2つの特徴を持っている。

第1に, 時間によって変化しないと想定される個人属性の影響を制御した固定効果モデルに基づくパネル分析を行う。先行研究の多くは一時点における変数間の相関に注目したクロスセクション分析か, あるいはパネル分析であったとしても, 調査のベンチマーク時点とそれ以降の一, 二時点との比較にとどまっている。

メンタルヘルスが社会経済要因や家族・社会関係, 家族介護とどのような関係にあるかを正確に把握するためには, 個人の固定効果の影響を制御する必要がある。そのために固定効果モデルを推計する試みは, メンタルヘルスと社会経済要因との関係については最近いくつか見られるようになってきている(Andrés(2004), Lorant *et al.* (2007), McKenzie *et al.* (2014))。本研究では, その手法をその他の要因との関係の分析にも拡張する。

第2は, 中高年のメンタルヘルスと関連すると思われるさまざまな要因とメンタルヘルスとの相関関係を同一の枠組みで分析し, その比較を行うことである。先行研究を見ると, それぞれにおいて注目する要因が異なるので, そこで分析対象となっている各要因が中高年のメンタルヘルスにとってどこまで重要なのか比較することは難しい。

本研究では, メンタルヘルスを説明する回帰式を推計する際に, さまざまな要因を変数として同時に考慮し, それぞれにつく係数の大きさ

や統計的な有意性に注目することにより, 各要因の重要性を比較する。

こうした分析を進めるに際しては, 以下の2つの仮説を設定する。第1の仮説は, 中高年のメンタルヘルスにとって, 家族介護がほかの要因よりも深刻なリスク要因になっているのではないか, というものである。家族介護については, 子育てとは異なり, 明るい展望を持つことが難しい。介護する相手である親の要介護度が改善する可能性は低く, よくても現状維持であり, たいがいは悪化する。これは, 自分で何とか対処が可能な, 社会経済的な要因あるいは家族・社会関係の変化とは大きく異なるところである。さらに, 前述のように老親介護に対する義務感が低下しているとすれば, 家族介護への関与はこれまで以上にメンタルヘルスに悪影響を及ぼしているかもしれない。

第2の仮説は, 中高年のメンタルヘルスと各要因との関係が男女間で大きく異なる, というものである。老親介護に対する義務感の変化と現実の介護負担とのギャップは女性のほうが大きいかもしれない。一方, 就業状態や所得環境は, 世帯主としての責任を負わされる度合いが高いと思われる男性のほうが, メンタルヘルスと密接な関係があると予想される。また, 家族・社会関係では, 女性の場合であれば嫁姑間の確執がしばしば指摘されるが, 男性の場合はどうか。

## 3. 分析方法

### 3.1 サンプル

本研究で用いるデータは, 厚生労働省が2005年以降毎年実施・公開しているパネル調査である「中高年者縦断調査」の個票データである。この調査のサンプルは, 2005年10月末現在で50~59歳の男女で, 2004年の「国民生活基礎調査」を実施した調査地域から無作為抽出した者であり(「基礎調査」回答者からの抽出ではない), 2005年以降, 毎年11月第1水曜日に実施する。調査票は郵送され, 自分で記入し, 郵送で回収する。調査項目は, 家族状況, 健康状況, 就業状況, 社会活動, 住居・家計状

況など多岐にわたる。

2005年に実施された第1回調査では33,815人からの回答が得られた(回収率83.8%)。翌年以降の第2~6回調査では、それぞれ32,285, 30,730, 29,605, 28,736, 26,554人の回答が得られている。このうち、第1~6回調査にすべて回答した者は25,157人であり、第1回調査の回答者の73.5%を占める。本研究の分析に用いるサンプルは、分析に必要な変数に欠損値がある26,522人(男性12,646人、女性13,876人)である。これは、第1回調査の回答者の78.4%を占める。分析に用いた延べサンプル数は、137,490人(男性66,307人、女性71,183人)である。なお、同調査では、調査票は前回調査または前々回調査の回答者に郵送されるので、データが非連続になる回答者が存在するが、本研究の分析には用いない。また、第2回調査以降、新たなサンプルの追加は行われていない。

### 3.2 変数

分析に用いる変数の中で最も重要なメンタルヘルスは、抑うつや度合いを6つの観点から5段階で回答させるK6(Kessler 6)スコアと呼ばれる標準的な尺度で把握する(Furukawa *et al.* (2003), Kessler *et al.* (2002), (2010))。具体的には、「過去1ヵ月の間、どのくらいの頻度で次のことがありましたか」として、「神経過敏に感じましたか」「絶望的だと感じましたか」「そわそわしたり、落ち着きなく感じましたか」「気分が沈みこんで、何が起っても気が晴れないように感じましたか」「何をすることも骨折りと感じましたか」「自分は価値のない人間だと感じましたか」という6つの質問に対して、「いつも(=1)、たいてい(=2)、ときどき(=3)、少しだけ(=4)、全くない(=5)という5つから選択させている。ここでは、各選択肢の値を5から差し引き、その合計値を計算する。その値の範囲は0~24であり、値が高いほど心理的なストレスが高いことを示す。本研究で用いるサンプルでは、各選択肢間の内的整合性の度合いを示すクロンバックの $\alpha$ 係数は0.894と十分高い。

次に、家族介護の有無については、調査の回答に基づき、同・別居に拘わらず家族のいずれかを介護しているかどうかを示す二値変数を設定する(施設介護の場合でも回答者が介護に携わっていると回答している可能性がある)。このサンプルでは、24.5%の回答者が6年間で少なくとも一度は家族介護に携わっている。そして、6年間において18.3%の回答者が家族介護に新たに関与し、15%が家族介護から離れている。介護から離れるのは、死別、施設介護への移行、ほかの家族構成員などへの介護の担い手交代などが考えられるが、調査結果からは明確な識別はできない。

社会経済的要因としては、まず世帯所得に注目する。ただし、調査では世帯所得そのものは尋ねられていないので、本人と配偶者の所得の合計を世帯所得とみなし、それを世帯人員数の平方根で除して等価所得を計算する。さらに、その等価所得が貧困線を下回れば1、上回れば0とする二値変数を設定する。貧困線は、厚生労働省が2003, 2006, 2009年の値をそれぞれ130, 127, 125万円と設定している(厚生労働省「平成22年国民生活基礎調査の概況」)、各年の「基礎調査」における平均世帯所得の変化率で2005, 2007, 2008, 2010年の貧困線を内挿または外挿し、そうして得られた貧困線に基づき各調査年の貧困率を計算する。就業状態については、「収入になる仕事をしている」を基準とし、「収入になる仕事をしていない」と答えた者のうち、「仕事を探している」あるいは「開業の準備をしている」と答えた者を失業、それ以外の者を非労働力と分類する。

さらに、家族関係については、まず、配偶者がいない場合を1、いる場合を0とする二値変数を設定する。この変数が0から1に変化した場合は結婚、1から0に変化した場合は離死別を意味する。また、家族関係は、自分の父・母、義理の父・母、子供、その他とそれぞれ同居している場合を1、そうでなければ0とする二値変数を設定する。また、社会関係については、同調査が尋ねている4種類の社会参加活動(地域行事(町内会の催しなど)、子育て支

援・教育・文化(子供会の役員など), 高齢者支援(家事支援・移送など), その他の社会参加活動)のうち, 何も参加していなければ1, そうでなければ0とする二値変数を設定する。

### 3.3 推計方法

本論文では, 抑うつ の度合いを示す K6 スコアを被説明変数とする線形の回帰式を推計するが, 推計に際しては, データのパネル構造を考慮し, 固定効果モデル(fixed-effects model)を推計する。個人を  $i$ , 時点  $t$  という下添え字で表記すると, 基本となる推計モデルは,

$$y_{it} = \beta_{0i} + \beta_1 X_{it} + \beta_2 Z_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it}$$

として表現される。ここで,  $y_{it}$  は K6 スコア,  $X_{it}$  と  $\beta_1$  は時間によって変化する個人属性とそれに付く係数,  $Z_{it}$  と  $\beta_2$  は時間によって変化しない, 観測できる個人属性とそれに付く係数,  $\alpha_i$  は時間によって変化しない, 観測できない個人属性,  $\beta_{0i}$  は時間によって変化する定数項,  $\varepsilon_{it}$  は誤差項である。 $\alpha$  を無視して推計すると,  $\beta_1$  の推定量は一致性をもたない。

本研究で推計する固定効果モデルは, それぞれの個人において, 各変数の観測値から, その調査期間における平均値から差し引いた値で回帰分析を行うというものである。このとき, 時間によって変化しない変数は, 観測できる ( $Z_{it}$ ) ・できない ( $\alpha_i$ ) に拘わらず, 上記の推計モデルから姿を消す。また,  $\beta_1$  の推定量は一致推定量となることが知られている。

ただし, こうした固定効果モデルによる分析に問題がないわけではない。例えば, 調査開始時点前に自分や配偶者の両親がすべて死亡していれば, 親の介護や親との同居ははじめから発生しない。ここでの推計ではそうした点を考慮せず, すべての個人を同等に扱っている。そこから得られた結果は, あくまでも分析対象となったサンプルの平均的な姿を反映したものであり, 解釈には注意を要する。さらに, この固定効果モデルの分析では, 親の介護を始める場合と, 親の介護から解放される場合とで, メンタルヘルスへの影響が完全に対照的であると想定している。家族との同居などそのほかの説明変

数についても, 同様の想定を置いている。こうした対照性を想定しない場合は, 各変数についてその1年前との階差をとり, その相関関係を調べる必要がある。

なお, 本研究ではサンプルの脱落バイアス(attrition bias)をできるだけ処理する工夫を行う。ここでは, 逆確率推計(inverse probability weighting; IPW)という方法でサンプルのウェイト付けを行う(Fitzgerald, Gottschalk, and Moffitt(1998), Wooldridge(2002)(2010))。すなわち, 初期時点で利用可能な情報を説明変数とし, 各調査時点における回答ダミー(回答していれば1, いなければ0)をプロビット分析から得られた結果から, (時点ごとに)推計した回答確率の逆数を導き, その値によって元の回帰式をウェイト付けして推計する。本研究では, このウェイト付けをしない推計も行ったが, 推計結果はほとんど変化しなかった。サンプルの脱落が比較的少なかったからだと思われる。

## 4. 分析結果

### 4.1 記述統計分析

表1は, 分析に用いるサンプルの基本的な統計量をまとめたものである。表作成のベースは調査期間のクロスセクション・データをすべてプールしたものであり, 同一個人が複数回カウントされている。これを見ると, K6 スコアの平均は男性が2.99, 女性が3.43となっており, 女性のほうが高い。また, 何らかの形で家族介護に携わっている者の比率は, 男性では8.3%, 女性では13.9%となっており, 女性のほうが高い。とりわけ配偶者の親の介護は, 男性が15%にとどまっているのに対して, 女性は5.6%(そのかなりの部分が配偶者の母親の介護)となっており, 全体としての男女間の違いの大半を説明している。さらに, 家族との同居状況を見ると, 自分の親との同居は男性が23.4%であるのに対して女性は8.3%にとどまっており, その裏返しとして, 配偶者の親との同居は男性が5.6%であるのに対して女性は15.1%になっている。

最初に, 対象期間においてクロスセクショ

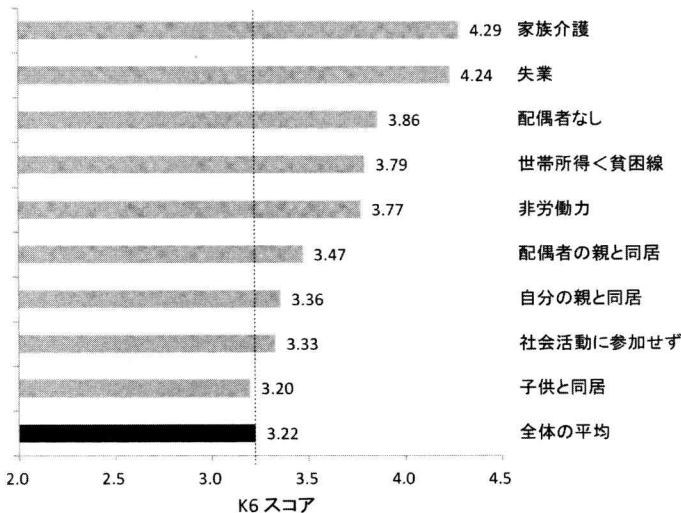
表1. サンプルの基本的属性

変数		男女計	男性	女性
年齢(50-64歳)	M	57.0	57.0	57.0
	SD	3.3	3.3	3.3
家計所得 (月収, 千円, 2010年価格)	M	278.1	330.5	229.3
	SD	561.2	596.8	521.2
K6スコア(0~24)	M	3.22	2.99	3.43
	SD	4.02	3.94	4.09
比率				
世帯所得<貧困線		0.279	0.156	0.394
就業		0.774	0.905	0.652
失業		0.035	0.028	0.041
非労働力		0.191	0.067	0.306
配偶者なし		0.126	0.110	0.142
家族介護				
家族のいずれか		0.112	0.083	0.139
両親のいずれかまたは両方		0.067	0.061	0.073
父親		0.019	0.018	0.021
母親		0.055	0.049	0.061
配偶者の両親のいずれかまたは両方		0.036	0.015	0.056
配偶者の父親		0.010	0.005	0.014
配偶者の母親		0.030	0.012	0.047
その他		0.015	0.010	0.019
同居				
両親のいずれかまたは両方		0.156	0.234	0.083
父親		0.054	0.084	0.025
母親		0.140	0.209	0.075
配偶者の両親のいずれかまたは両方		0.105	0.056	0.151
配偶者の父親		0.034	0.020	0.047
配偶者の母親		0.094	0.050	0.135
子供		0.561	0.571	0.551
その他		0.672	0.692	0.654
社会活動に参加せず		0.610	0.616	0.605
サンプル数(2005-2010年における延べ回答数)		137,490	66,307	71,183
サンプル数(個人)		26,522	12,646	13,876

ン・データをすべてプールしたものをサンプルにして、K6スコアがどのように違ってくるかを大まかに調べてみよう。図1は、全サンプルを対象にして、性と年齢の違いを調整したK6スコアの平均値を、個人の主要な属性に注目して比較したものである(上にあるほどスコアが高い)。K6スコアの全体の平均は3.22だが、家族介護に携わっている者は4.29となっており、家族介護がメンタルヘルスにとって最も重要なリスク要因になっていることが分かる。K6スコアの値はこの家族介護の後、失業、配偶者なし、世帯所得<貧困線、非労働力、と続いていく。自分の親や子供との同居、社会活動への参加はメンタルヘルスにとって重要な要因とは言えないようである。

もっとも、こうした相関関係やその大きさの比較はクロスセクション・データに基づくものなので、因果関係を示すものではないし、第三の要因の影響も受けていることに注意する必要がある。さらに、男女別に見ると状況がかなり異なることも確認される。

図1. K6スコアの比較(男女計)



注) プールされたクロスセクション・データ(N=137,490)から算出。性別及び年齢による調整済み。

## 4.2 回帰分析

### 4.2.1 男女計の分析

次に、K6スコアを被説明変数とする回帰分析の結果を紹介することにしよう。まず、表2では、プールしたクロスセクション・データを用いたOLS(最小二乗法)の推計結果と、固定効果モデルの推計結果を比較している。分析対象は男女計とする。

まず、プールドOLSの説明変数としては、世帯所得が貧困線を

表 2. K6 スコアを説明するプールド OLS と固定効果モデルの比較(男女計)

N=137,490(26,522 人)

説明変数	プールド OLS		固定効果モデル	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
家族介護	0.955***	(0.063)	0.522***	(0.051)
家族介護×女性	0.273***	(0.079)	0.076	(0.065)
女性	0.063**	(0.026)	—	
学歴(基準=中学校卒)				
高校卒	-0.254***	(0.032)	—	
短大卒	-0.229***	(0.050)	—	
大学卒以上	-0.353***	(0.039)	—	
年齢	-0.118***	(0.004)	—	
世帯所得<貧困線	0.494***	(0.030)	0.136***	(0.022)
失業	0.893***	(0.072)	0.209***	(0.051)
非労働力	0.486***	(0.036)	0.208***	(0.039)
配偶者なし	0.620***	(0.037)	0.211*	(0.093)
同居:父親	-0.004	(0.055)	-0.109	(0.079)
母親	0.060	(0.040)	0.011	(0.060)
配偶者の父親	-0.036	(0.066)	-0.051	(0.090)
配偶者の母親	0.096*	(0.044)	0.201**	(0.066)
子供	-0.057	(0.043)	0.025	(0.048)
その他	0.082	(0.049)	0.012	(0.052)
社会活動に参加せず	0.340***	(0.022)	0.067***	(0.020)

注) 2006~2010年の暦年ダミーも説明変数に加えるが、紙幅の節約のため、掲載せず。脱落バイアスを軽減するため、逆確率ウェイトを加えている。\*\*\* $p<0.001$ , \*\* $p<0.01$ , \* $p<0.05$ .

下回るかどうか、就業状態として失業しているか、非労働力となっているか(就業している状態を基準とする)といった社会経済的な要因のほか、配偶者の有無、家族の各構成員との同居状態、社会活動への参加の有無を示すダミー変数を考える。介護については、家族のうち少なくとも一人を介護しているかどうかを示す二値変数に注目する。また、時間によって変化しない変数としては、性別(女性を1)のほか、学歴として高校卒、短大卒、大卒以上を示す3つの二値変数(基準は中学校卒)を考える。その他に、調査時点における年齢と、各調査年のダミー変数を加える。さらに、介護については、そのK6スコアとの関係が男女間で大きく異なることが予想されるので、家族介護と女性の各二値変数の交差項を説明変数に加える。

一方、固定効果モデルにおいては、上記の変数のうち、時間によって変化しない性別と学歴が説明変数から除かれる(除かなくても、計算の際に自動的に除かれる)。また、年齢と調査年ダミーは、固定効果モデルでは一時従属とな

るので、年齢を説明変数から除く。

プールド OLS と固定効果モデルの推計結果を比較した表 2 からは、次のような点が確認される。第 1 に、どちらのモデルにおいても、家族介護や貧困、失業、非労働力、配偶者のない状態、配偶者の母親との同居、社会活動への不参加が、K6 スコアとプラスの相関をもっていることが確認される。いずれも、直感的に理解しやすい結果と言えよう。

第 2 に、プールド OLS においては、女性ほど K6 スコアが高めとなるほか、学歴は中学校卒より上位であればスコアが低めになっている。さらに、介護と女性のそれぞれのダミー変数の交差項の係数がプラスで、しかも統計的にかなり有意になっており、女性にとって家族の介護は男性以上に深刻

なストレス要因になっていることが分かる。

第 3 に、そのように、時間によって変化しないが観測される変数だけでなく、観測されない変数の影響も取り除いた固定効果モデルを見ると、家族介護につく係数は、プールド OLS の 0.955 から 0.522 へと大きく低下し、さらに、女性と家族介護の交差項も有意でなくなっている。家族介護とメンタルヘルスとの関係については、クロスセクション・データとパネル・データでは示される結果が大きく異なることがここから確認される。

第 3 に、家族介護以外の要因について見ると、K6 スコアと有意な関係がある要因の場合、配偶者の妻との同居を別にすると、固定効果モデルのほうが係数の値が小さくなっている。上に述べたように、家族介護でも同様の結果が得られたことを踏まえると、観測できない、時間ともなって変化しない要因が、クロスセクションで見た場合のメンタルヘルスとの関係を過大推計させる傾向にあることが示唆される。

なお、プールド OLS、固定効果モデル、変

表 3. K6 スコアを説明するプールド OLS と固定効果モデルの比較(男性)  
N=66,307(12,646 人)

説明変数	プールド OLS		固定効果モデル	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
家族介護	0.931***	(0.063)	0.542***	(0.051)
学歴(基準=中学校卒)				
高校卒	-0.185***	(0.045)	—	
短大卒	-0.319***	(0.097)	—	
大学卒以上	-0.263***	(0.049)	—	
年齢	-0.120***	(0.006)	—	
世帯所得<貧困線	0.799***	(0.053)	0.212***	(0.040)
失業	1.010***	(0.119)	0.330***	(0.086)
非労働力	1.187***	(0.085)	0.335***	(0.074)
配偶者なし	0.643***	(0.059)	0.392**	(0.134)
同居：父親	-0.023	(0.063)	-0.113	(0.092)
母親	0.054	(0.049)	-0.018	(0.073)
配偶者の父親	-0.167	(0.121)	0.125	(0.164)
配偶者の母親	-0.021	(0.079)	-0.085	(0.115)
子供	0.003	(0.058)	0.100	(0.065)
その他	0.029	(0.067)	-0.080	(0.071)
社会活動に参加せず	0.279***	(0.032)	0.062*	(0.030)

注) 2006~2010年の暦年ダミーも説明変数に加えるが、紙幅の節約のため、掲載せず。脱着バイアスを軽減するため、逆確率ウェイトを加えている。\*\*\* $p < 0.001$ , \*\* $p < 0.01$ , \* $p < 0.05$ .

表 4. K6 スコアを説明するプールド OLS と固定効果モデルの比較(女性)  
N=71,183(13,876 人)

説明変数	プールド OLS		固定効果モデル	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
家族介護	1.241***	(0.050)	0.575***	(0.043)
学歴(基準=中学校卒)				
高校卒	-0.307***	(0.046)	—	
短大卒	-0.238***	(0.061)	—	
大学卒以上	-0.410***	(0.068)	—	
年齢	-0.119***	(0.006)	—	
世帯所得<貧困線	0.344***	(0.037)	0.107***	(0.027)
失業	0.756***	(0.089)	0.113	(0.064)
非労働力	0.304***	(0.040)	0.127**	(0.046)
配偶者なし	0.517***	(0.049)	0.095	(0.124)
同居：父親	0.028	(0.111)	-0.125	(0.158)
母親	0.045	(0.072)	0.041	(0.108)
配偶者の父親	0.007	(0.078)	-0.094	(0.108)
配偶者の母親	0.115*	(0.055)	0.331***	(0.115)
子供	-0.062	(0.063)	-0.054	(0.071)
その他	0.102	(0.071)	0.108	(0.076)
社会活動に参加せず	0.383***	(0.031)	0.072**	(0.027)

注) 2006~2010年の暦年ダミーも説明変数に加えるが、紙幅の節約のため、掲載せず。脱着バイアスを軽減するため、逆確率ウェイトを加えている。\*\*\* $p < 0.001$ , \*\* $p < 0.01$ , \* $p < 0.05$ .

動効果モデルのいずれが最も適切かを判断する必要がある。残念ながらウェイト付きのままでは比較することは技術的に難しいので、ウェイトを外して検証する。その結果、「プールド OLS

のほうが固定効果モデルより望ましい」という仮説は  $F$  検定によって、また、「変動効果モデルのほうが固定効果モデルより望ましい」という仮説もハウスマン検定によって、それぞれ棄却されることが確認された(いずれも  $p < 0.001$ )。

#### 4.2.2 男女別の分析

次に、男女別の分析結果を紹介する。表 3 と表 4 は、男女それぞれについて、プールド OLS と固定効果モデルの結果をまとめたものである。プールド OLS と固定効果モデルとの違いは、男女計の表 2 の結果とほとんど同じである。とりわけ、家族介護につく係数は、男女いずれの場合においても、プールド OLS に比べて固定効果モデルのほうがかなり小さくなることが注目される。

そのほか、表 3 と表 4 からは以下の点が確認できる。まず、男女いずれにおいても、家族介護は K6 スコアと最も大きなプラスの相関を示している。家族介護に携わっていると、K6 スコアは男性で 0.542、女性で 0.575 だけ高くなる。この値は、男女いずれにおいても K6 スコアの標準誤差(表 1 参照)の約 14% に相当する。また、値は女性のほうが若干高いが、この男女差は限定的である。この結果は、表 2 の固定効果モデルにおいて、家族介護と女性の交差項の係数が有意でなかったことと整合的である。

次に、男女間でいくつかの違いが見られる。第 1 に、男性の場合、家族介護に次いで K6 スコアとの相関が高いのは配偶者がいない場合だが、女性は配偶者の有無は K6 スコアと有意な



関係を見せていない。中高年という年齢階級に限って言えば、結婚や配偶者との離死別は男性のメンタルヘルスを大きく左右するが、女性のそれにはほとんど関係しない。

第2に、男性の場合は、失業、非労働力といった就業状態や世帯所得の多寡がいずれも K6 スコアとかなり有意な相関関係を見せているが、女性の場合は、失業が有意な関係にないだけでなく、ほかの変数の係数の値が男性の半分から3分の1程度にとどまっている。これは、女性に比べて、男性のメンタルヘルスが就業・所得状態に大きく左右されることを示唆している。

第3に、家族との同居について見ると、男性は同居の相手が誰であってもメンタルヘルスには関係がないのに対して、女性の場合は配偶者の母親との同居がメンタルヘルスとかなり大きなマイナスの相関を見せている。しかも、女性の場合、その係数の大きさは、家族介護に次いで大きい。嫁姑間の確執は、2000年代に入ってから根強く残っている。

第4に、社会活動への不参加は、男女ともに K6 スコアとプラスで有意な相関があるものの、その度合いは限定的であることが分かる。社会活動への参加促進に、中高年のメンタルヘルス改善効果を過度に期待すべきではないということになる。

本研究の回帰式で用いた説明変数はすべて二値変数なので、その係数の大きさを互いに比較することができる。図2は、表3及び表4の結果に基づき、K6スコアとプラスの相関関係にある変数を男女別に取り出し、その変数につく係数の値の大きいものから順に並べて比較したものである。男性の結果が上段、女性の結果が下段に示されているが、各変数の重要性をここから視覚的に理解できるだろう(男女とも、バーの色が濃くなっているものは統計的に有意( $p < 0.05$ )であることを示している)。

この図からも改めて分かるように、男女ともに家族介護はメンタルヘルスにとって最も重要なリスク要因となっている。男性の場合、それに続くのが配偶関係、そして就業状態である。これに対して、女性の場合には、家族介護の次に

重要なリスク要因は配偶者の母親との同居になっている。社会活動は男女ともにメンタルヘルスと有意に関係するが、その重要性はかなり限定的である。

なお、以上の分析では、家族介護についてはその程度の違いを考慮していない。「中高年者縦断調査」では、家族介護に携わっている者に1週間の介護時間を訪ねている(平均16.7時間、標準偏差27.3時間)。無回答や0時間と答えている者も約1割いる。ここでは、週当たり21時間以上(1日当たり3時間以上)と答えた場合を「重介護」(家族介護に携わっているサンプル全体の30.6%に相当)とし、それ以外(0時間や無回答を含む)を「軽介護」とし、元の家族介護ダミー変数の代わりにこの2種類の介護ダミー変数を説明変数に加えて、固定効果モデルを男女別に推計してみた。

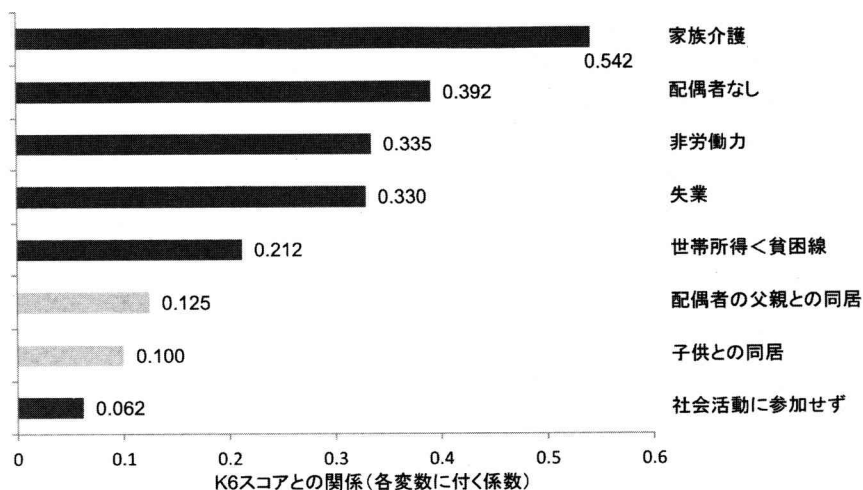
紙幅の制約上、上記の2変数に付く係数の推計結果だけを紹介すると、男性では重介護0.456、軽介護0.567となり、女性では重介護0.938、軽介護0.438となる。いずれも統計的にかなり有意であり( $p < 0.001$ )、その他の説明変数に付く係数は表3、表4に示したものと大きく変わらない。女性の場合、軽介護に付く係数が配偶者の母親との同居の係数(表4では0.331)に近くなっている反面、重介護に付く係数がかなり大きくなっており、介護の重さも女性のメンタルヘルスを大きく左右することが分かる。一方、男性の場合、重介護の係数のほうが軽介護よりやや低めになったことは意外だが、男性は介護時間が長くなると介護の度合いを弱めているのかもしれない。ただし、以上の分析結果については、介護時間の違いだけでは介護の程度の違いを十分把握できないことに注意しておく必要がある。

## 5. 考察と結論

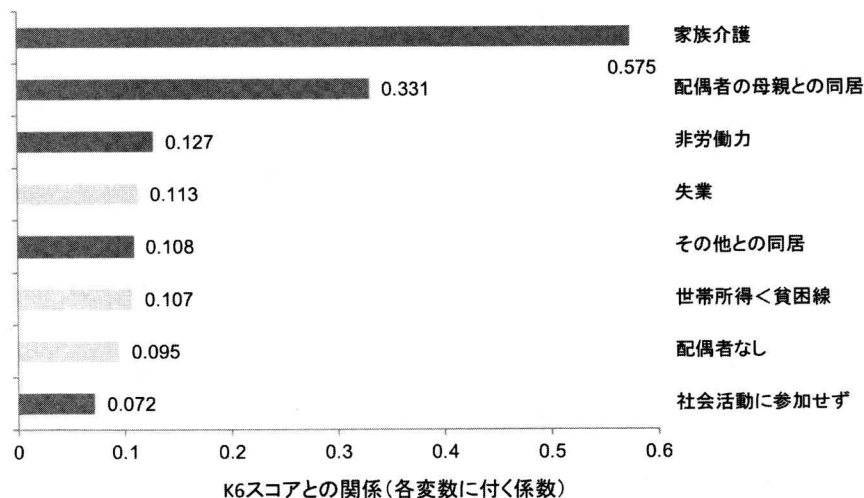
本研究では、厚生労働省が2005年以降実施している「中高年者縦断調査」の個票データを用いて、中高年のメンタルヘルスに関するパネル分析を行った。具体的には、抑うつ度合いを把握する一般的な尺度である Kessler 6(K6)

図2. K6スコアとの相関関係

(1) 男性



(2) 女性



注) (1), (2)はそれぞれ表3, 表4の結果に基づき, 男女それぞれについて, K6スコアとプラスの相関を持つ変数の係数を値の大きなものから順に並べたもの。濃い色のバーは有意( $p < 0.05$ )であることを示す。

が、所得や就業状態、家族関係、社会関係、そして家族介護などの要因によってどこまで説明できるかを、時間によって変化しない個人属性の影響を取り除いた、固定効果モデルによって推計した。筆者の知る限り、中高年のメンタルヘルスに関する、大規模な社会調査に基づいたパネル分析としては、本研究はおそらく国内で最初の例の一つだと思われる。

本研究では、2つの仮説を設定していた。第1の仮説は、中高年のメンタルヘルスにとって、家族介護がほかの要因よりも深刻なリスク要因になっているのではないかと、いうものであった。プールしたクロスセクション・データに基づく記述統計分析だけでなく、固定効果モデルによっても、家族介護に携わることが中高年のメンタルヘルスを大きく左右することが確かめ

られた。本研究では先行研究と異なり、メンタルヘルスと関連しそうな変数を幅広く検討し、その相関関係を比較した。そこで得られたそれぞれの相関関係は先行研究の結果と整合的であり、直感的にも理解しやすいものと言えるが、本研究では家族介護の相対的な重要性も確認できた。

この結果は、公的な介護サービスの供給体制にも重要な示唆を与えるものである。2.3でも指摘したように、政府は介護保険給付の重点を居宅サービスなど施設サービス以外に置いており、家族の介護への関与に期待している。しかし、公的な支援が不十分なまま家族に介護負担を求めると、そのしわ寄せは家族のメンタルヘルスの悪化となって現れることになる。少子化によって家族規模が低下し、家族の扶養力が全体的に低下傾向にあるとすれば尚更それが言える。本研究の結果は、中高年のメンタルヘルスという観点から見て、家族介護に対する公的な支援を拡充する必要性を示唆している。

第2の仮説は、中高年のメンタルヘルスと各要因との関係が男女間で大きく異なるのではないかと、いうものであった。まず、家族介護とメンタルヘルスとの相関関係については、男女間でほとんど変わらない。これは、クロスセクション・データからの観察とは異なる点である。しかし、家族介護(とりわけ配偶者の親の介護)に関わる確率は女性のほうが高く、女性のメンタルヘルスにとっては男性以上に家族介護が深刻なリスク要因になっていると推察される。そのほか、就業・所得要因は男性のほうが重要であり、家族との同居要因は女性のほうが重要であるなど、男女間の違いも浮き彫りになった。

これらの結果は社会的・文化的な背景を反映している面もあり、社会学的にも興味深いものとなっている。男性が世帯の所得の担い手として働き、女性が家事や介護を担当するという、これまでの伝統的な役割分担が、ここでの推計結果における男女差に反映されているのかもしれない。

しかし、本研究で得られた傾向が今後も持続する保証はない。実際、国立社会保障・人口問

題研究所による「日本の世帯数の将来推計」(2013年1月)によると、2010年から2035年にかけて、世帯主が65歳以上の高齢世帯のうち最も増加率が高い類型は「単独」世帯の1.53倍、次いで「ひとり親と子」で1.52倍となっている。中高年が直面する家族関係、そしてそれに付随する家族介護の形態は今後大きく変化していくだろう。

なお、本研究には限界や残された課題も少なくない。特に、本稿では固定効果モデルを用いたパネル分析を行っているが、これによってメンタルヘルスをめぐる因果関係が明らかになったわけではない。メンタルヘルスと各要因との相関関係を、個人の固定効果の影響を取り除いて推計しただけである。メンタルヘルスの悪化によって就業意欲が減退し、解雇や所得減少、あるいは離婚につながることもあろう。また、メンタルヘルスを説明する変数間の関係も分析していない。特に、家族介護の必要性が生じたとき、親との同居や離職が選択される可能性もある。いやゆる「呼び寄せ介護」や「介護離職」がその典型的な例である。こうした点を考慮に入れると、推計結果が幾分異なってくる可能性がある。

また、家族介護について言えば、ここでのパネル分析では介護状態の変化とメンタルヘルスとの関係は把握できていない。回答者が家族介護を始めるか、あるいはそこから解放されたときに、メンタルヘルスがどのように変化するかを推計しているだけである。しかも、その変化は、計算処理上、家族介護の開始・終了時点で対称的だと想定している。先行研究ではむしろ、介護期間の長期化に伴う介護者(及び被介護者)のメンタルヘルスの変化が注目されている。今後はそうした変化の検討も含め、メンタルヘルスと関連する諸要因の動学的な分析が求められる。

(一橋大学経済研究所)

## 謝 辞

本研究で用いた「中高年者縦断調査」は、国立社会

保障・人口問題研究所の「人口構造・世帯構造の変化に伴う新たなニーズに対する社会保障政策の効果測定に関する理論的・実証的研究」(平成 24~26 年度)において、統計法第 32 条の規定に基づき個票利用が認められたものである(統発 0827 第 6 号 承認日: 2013 年 8 月 27 日)。

なお、一橋大学経済研究所定例研究会での本論文の報告に際して、討論者の菅万理氏(兵庫県立大学)から多くの建設的なコメントや助言をいただいた。また、同研究会の参加者との議論も本論文の完成に向けて大いに役立たせていただいた。深く感謝する。もちろん、残された誤りはすべて筆者のものである。

### 参考文献

- Amirkhanyan, A. A. and D. A. Wolf (2006) "Parent Care and the Stress Process: Findings from Panel data," *Journals of Gerontology, Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, Vol. 61, No. 5, pp. 248-255.
- Andrés, A. R. (2004) "Determinants of Self-reported Mental Health Using the British Household Panel Survey," *Journal of Mental Health Policy and Economics*, Vol. 7, No. 3, pp. 99-106.
- Bookwala, J. (2009) "The Impact of Parent Care on Marital Quality and Well-being in Adult Daughters and Sons," *Journals of Gerontology, Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, Vol. 64, No. 3, pp. 339-347.
- Butterworth, P., B. Rodgers and T. D. Windsor (2009) "Financial Hardship, Socioeconomic Position and Depression: Results from the PATH Through Life Survey," *Social Science & Medicine*, Vol. 69, No. 2, pp. 229-237.
- Chipperfield, J. G. and B. Havens (2001) "Gender Differences in the Relationship between Marital Status Transitions and Life Satisfaction in Later Life," *Journals of Gerontology, Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, Vol. 56, No. 3, pp. 176-186.
- Clark A. E. and A. J. Oswald (1994) "Unhappiness and Unemployment," *The Economic Journal*, Vol. 104, No. 424, pp. 648-659.
- Clark, A. E. (2003) "Unemployment as a Social Norm: Psychological Evidence from Panel Data," *Journal of Labor Economics*, Vol. 21, No. 2, pp. 323-351.
- Clays, E., D. De Bacquer, F. Leynen *et al.* (2007) "Job Stress and Depression Symptoms in Middle-aged Workers: Prospective Results from the Belstress Study," *Scandinavian Journal of Work, Environment & Health*, Vol. 33, No. 4, pp. 252-259.
- Coe, N. B. and C. H. van Houtven (2009) "Caring for Mom and Neglecting Yourself? The Health Effects of Caring for an Elderly Parent," *Health Economics*, Vol. 18, No. 9, pp. 991-1010.
- Ennis, E. and B. P. Bunting (2013) "Family Burden, Family Health and Personal Mental Health," *BMC Public Health*, Vol. 13, No. 1, pp. 1-9
- Fitzgerald, J., P. Gottschalk, and R. Moffitt (1998) "An Analysis of Sample Attrition in Panel Data: The Michigan Panel Study of Income Dynamics," *Journal of Human Resources*, Vol. 33, No. 2, pp. 251-299.
- Furukawa, T. A., R. Kessler, G. Andrews and T. Slade (2003) "The Performance of the K6 and K10 Screening Scales for Psychological Distress in the Australian National Survey of Mental Health and Well-Being," *Psychological Medicine*, Vol. 33, No. 2, pp. 357-362.
- Inaba, A., P. A. Thoits, K. Ueno, *et al.* (2005) "Depression in the United States and Japan: Gender, Marital Status, and SES Patterns," *Social Science & Medicine*, Vol. 61, No. 11, pp. 2280-2292.
- Jang, S. N., I. Kawachi, J. Chang *et al.* (2009) "Marital Status, Gender, and Depression: Analysis of the Baseline Survey of the Korean Longitudinal Study of Ageing (KLoSA)," *Social Science & Medicine*, Vol. 69, No. 11, pp. 1608-1615.
- Kaplan G. A., S. J. Shema and C. M. Leite (2008) "Socioeconomic Determinants of Psychological Well-being: The Role of Income, Income Change, and Income Sources during the Course of 29 Years," *Annals of Epidemiology*, Vol. 18, No. 7, pp. 531-537.
- Kessler, R. C., G. Andrews, L. J. Colpe *et al.* (2002) "Short Screening Scales to Monitor Population Prevalences and Trends in Non-specific Psychological Distress," *Psychological Medicine*, Vol. 32, No. 6, pp. 959-976.
- Kessler, R. C., J. G. Green, M. J. Gruber *et al.* (2010) "Screening for Serious Mental Illness in the General Population with the K6 Screening scale: Results from the WHO World Mental Health (WMH) Survey Initiative," *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, Vol. 19, Suppl. 1, pp. 4-22.
- Kikuzawa, S. (2006) "Multiple Roles and Mental Health in Cross-cultural Perspective: The Elderly in the United States and Japan," *Journal of Health and Social Behavior*, Vol. 47, No. 1, pp. 62-76.
- Korpi, T. (1997) "Is Utility Related to Employment Status? Employment, Unemployment, Labor Market Policies and Subjective well-being among Swedish Youth," *Labour Economics*, Vol. 4, No. 2, pp. 125-147.
- Lee, G. R., A. DeMaris, S. Bavin *et al.* (2001) "Gender Differences in the Depressive Effect of Widowhood in Later Life," *Journals of Gerontology, Series B: Social Sciences*, Vol. 56, No. 1, pp. 56-61.
- Lindeboom, M., F. Portrait, G. J. van den Berg (2002) "An econometric analysis of the mental-health effects of major events in the life of older individuals," *Health Economics*, Vol. 11, No. 6, pp. 505-520.
- Lorant, V., C. Croux, S. Weich *et al.* (2007) "Depression and Socioeconomic Risk Factors: 7-year Longitudinal Population Study," *British Journal of Psychiatry*, Vol. 190, pp. 293-298.
- McKenzie, S. K., F. Imlach Gunasekara, K. Richardson

- et al.* (2014) "Do Changes in Socioeconomic Factors Lead to Changes in Mental Health? Findings from Three Waves of a Population Based Panel Study," *Journal of Epidemiology and Community Health*, Vol. 68, No. 3, pp. 253-260.
- Mizuno, T. and K. Takashaki (2005) "Caring for a Yobiyose-rojin: A Comparison of Burden on Daughters and Daughters-in-law," *Journal of Gerontological Nursing*, Vol. 31, No. 6, pp. 15-21.
- Pinquart, M. and S. Sörensen (2011) "Spouses, Adult Children, and Children-in-law as Caregivers of Older Adults: A Meta-analytic Comparison," *Psychology and Aging*, Vol. 26, No. 1, pp. 1-14.
- Robison, J., R. Fortinsky, A. Kleppinger *et al.* (2009) "A Broader View of Family Caregiving: Effects of Caregiving and Caregiver Conditions on Depressive Symptoms, Health, Work, and Social Isolation," *Journal of Gerontology, Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, Vol. 64, No. 6, pp. 788-798.
- Raymo, J. M., S. Kikuzawa, L. Liang *et al.* (2008) "Family Structure and Well-being at Older Ages in Japan," *Journal of Population Research*, Vol. 25, No. 3, pp. 379-400.
- Sareen, J., T. O. Affi, K. A. McMillan *et al.* (2011) "Relationship between Household Income and Mental Disorders: Findings from a Population-based Longitudinal Study," *Archives of General Psychiatry*, Vol. 68, No. 4, pp. 419-427.
- Sugihara, Y., H. Sugisawa, Y. Nakatani *et al.* (2004) "Longitudinal Changes in the Well-being of Japanese Caregivers: Variations across Kin Relationships," *Journals of Gerontology, Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, Vol. 59, No. 4, pp. 177-184.
- Takeda, Y., I. Kawachi, Z. Yamagata *et al.* (2004) "Multigenerational Family Structure in Japanese Society: Impacts on Stress and Health Behaviors among Women and Men," *Social Science & Medicine*, Vol. 59, No. 1, pp. 69-81.
- Tsutsui, T., N. Muramatsu and S. Higashino (2013) "Changes in Perceived Filial Obligation Norms among Coresident Family Caregivers in Japan," *The Gerontologist*, in press. DOI: 10.1093/gront/gnt093
- Wooldridge, J. (2002) "Inverse Probability Weighted M-estimators for Sample Selection, Attrition, and Stratification," *Portuguese Economic Journal*, Vol. 1, No. 2, pp. 117-139.
- Wooldridge, J. (2010) *Econometric Analysis of Cross-section and Panel Data*, 2nd Edition. Cambridge, Massachusetts: MIT Press.