

自分の妊娠や育児が受け入れられないと、気分が悪くなる	-0.027 (0.393)	-0.030 (0.331)	0.102*** (0.001)
嫌なことがあると、胸が苦しくなったり、吐き気がしたりする	-0.100*** (0.001)	-0.001 (0.388)	0.182*** (0.000)
自分は特別な使命を持って生まれてきたのではないかと、と思うことがある	-0.007 (0.818)	-0.026 (0.402)	0.059* (0.058)
私の理想は人からとても理解されないと 思う	-0.021 (0.509)	-0.006 (0.861)	0.047 (0.133)
自分の考えることが周りの人に見透かされてしまうように思える	-0.035 (0.257)	-0.026 (0.415)	0.109*** (0.001)
周りの人が私のことを噂したり、悪口を 言っている	-0.072** (0.022)	0.008 (0.806)	0.117*** (0.000)
不道德なことは考えたことがない	-0.023 (0.468)	0.005 (0.867)	0.032 (0.310)
お酒(ビール、ウィスキーなども)を飲み 始めると、なかなかやめられない、 ひとりでお酒を飲むことがよくある	-0.028 (0.377)	-0.011 (0.737)	0.068** (0.029)
新聞の論議、社説はいつも目を通す	-0.035 (0.284)	-0.012 (0.703)	0.084*** (0.007)
少し疲労気味と思う	0.037 (0.243)	-0.055* (0.079)	0.030 (0.330)
精神的にストレスが多い	-0.186*** (0.000)	0.086*** (0.006)	0.184*** (0.000)
家族の就寝時間がずれているので、その ため私は睡眠不足	-0.216*** (0.000)	0.128*** (0.000)	0.165*** (0.000)
仕事が多すぎて睡眠不足に思う	-0.084*** (0.007)	0.011 (0.731)	0.133*** (0.000)
生活全般とても満足	0.076** (0.015)	-0.050 (0.107)	-0.048 (0.123)
生活全般まあ満足	-0.171*** (0.000)	-0.118*** (0.000)	-0.102*** (0.001)
生活全般どちらともいえない	-0.105*** (0.001)	0.134*** (0.000)	-0.046 (0.141)
生活全般やや不満	-0.084*** (0.007)	0.019 (0.555)	0.120*** (0.000)
生活全般とても不満	-0.120*** (0.000)	0.009 (0.770)	0.201*** (0.000)
心理的健康尺度 (17項目による総主成分得点)	-0.296*** (0.000)	0.139*** (0.000)	0.290*** (0.000)

注1) Self-rating Depression Scale(自己評価抑鬱性尺度)、  
 注2) 西村純子(2006)「就業変化とディストレス-出産・育児期の女性についてのパネルデータ分析」、家庭問題研究年報、No. 31, pp. 29-41  
 注3) Center for Epidemiologic Studies Depression Scale の略で、標準化(精神医学的)のための自己記述的尺度の一つ、他にも General Health Questionnaire(GHQ)や State-Trait Anxiety Inventory (STAI)等がある。  
 注4) 健康状態(+)は、「ふだんのあなたの健康状態はどうですか」という問いに対して、「とても健康」と回答した場合を示す。  
 注5) 健康状態(-)は、「ふだんのあなたの健康状態はどうですか」という問いに対して、「あまり健康ではない」「まったく健康ではない」と回答した場合を示す。

図3. 本稿で用いる17項目の心理的徴候に対する多次元尺度法分析結果

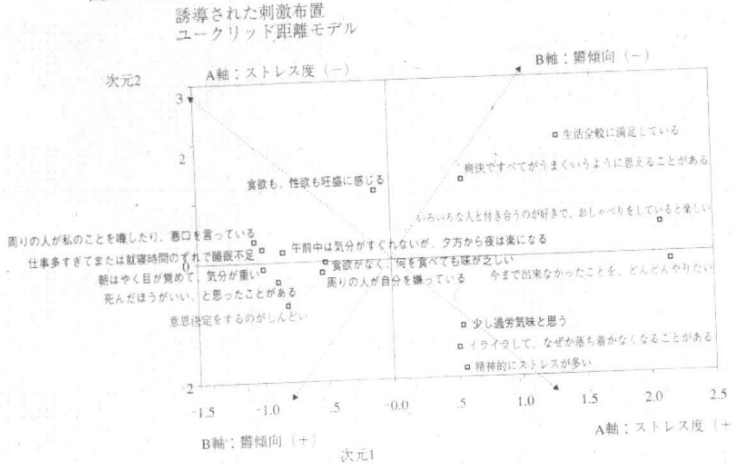
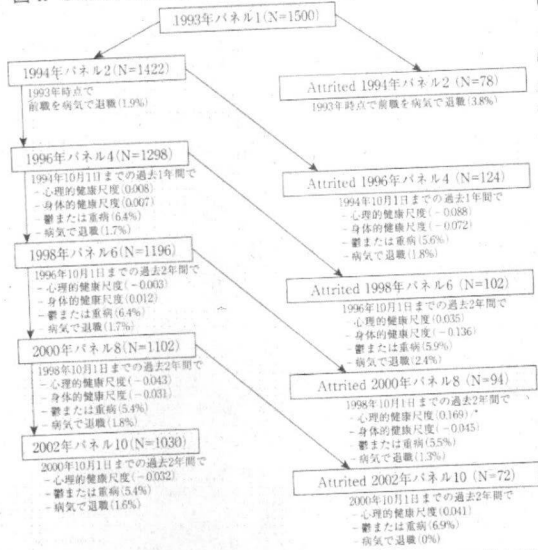


図4. Cohort I(1993年サンプル)における脱落者の健康上の特性



注1) ( )内の数値は、心理的健康尺度と身体健康尺度については総主成分得点を、「鬱または重病」および「病気で退職」については比率をしめしている。  
注2) \*ノグループ間での平均の差が10%未満で有意。

していることがわかった。第5コラムは、19尺度のうち、ふだんの健康状態との相関が有意に強い、本稿で用いる16尺度を示している。これら16尺度に生活全般に対する満足度指標を加え、当該の心理的徴候がある場合を1点、ない場合を0点(但し、逆転項目については、ない場合を1点、ある場合を0点)として主成分分析を行い、第1主成分をとった指標を総合的な心理的健康尺度(総主成分得点)として用いる<sup>7)</sup>。表1の最終行に示した通り、上記で確定した心理的健康尺度と主観的健康尺度とは有意に相関

があることがわかる。

具体的にふだんの健康状態別の心理的健康尺度の分布を見ると、健康状態が「とても健康」または「まあ健康」と回答した「健康状態(+)」は、心理的健康尺度がポジティブ傾向を意味するマイナス方向(左側)に偏った分布をしている(図2a)。それに対して、健康状態が「ふつう」と回答した女性は平均値や中央値がプラス方向に転じ、「健康状態(+)」と比べると分散が若干大きくなっている(図2b)。

「消費パネル調査」が出産・育児期にある比較的

若い女性を対象としていることから、「健康状態(-)」、つまり、「あまり健康ではない」または「まったく健康ではない」と回答した人は少なく散らばりが大きい(図2c)。しかし、「健康状態(+)」や「ふつう」に比べ、心理的健康尺度の分布は全体的にネガティブ傾向を意味するプラス方向(右側)に移行している。こうした主観的健康感の違いによる心理的健康尺度における平均値の差をF値により検定した結果も1%水準で有意であった。

図3は、本稿で用いることを確定した17項目の心理的徴候における関係が整合的であるかどうかを最終的に確認するため、多次元尺度法を用いてマッピングを行った結果である。A軸方面にはストレス度を示唆する尺度群が図3の上方から下方にストレスが低い順に並び、B軸方面には鬱傾向の強度を示す尺度群が図3の上方から下方に鬱傾向が低い順に並んだことから、本稿で確定した尺度群は、ふだんの健康に対する主観的健康尺度との相関が高いという点からも、調査対象者の心理的健康尺度はすべからず主観的な情報に依存して作成されたものであり、Bound, Brown, Mathiowetz (2001)が指摘する測定誤差から逃れることは無論不可能である。仮に、健康上発生した「出来事」(events)の有無についての質問については、調査対象者本人が回答したとしてもある程度の客観性が担保されるとすると、「消費パネル調査」において、こうした主観的尺度にかわりうる客観的尺度となりうる変数は、過去1年間に「手術や長期の療養が必要な重い病気にかかった」、「鬱など精神的な問題があった」という質問項目と、過去1年間の退職理由として「自分が病気になったから」という質問項目であろう。しかし、本調査が対象としたのが初

図 5a. 世帯資産 4 分位階層・第 1 分位 (Quartile 1) における年齢別の心理的健康状態 (N=256)

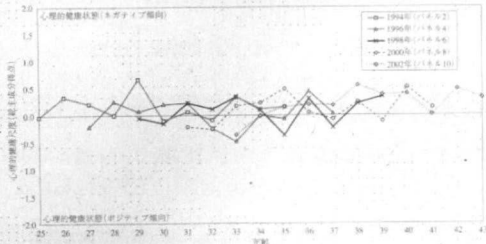


図 5b. 世帯資産 4 分位階層・第 2 分位 (Quartile 2) における年齢別の心理的健康状態 (N=246)

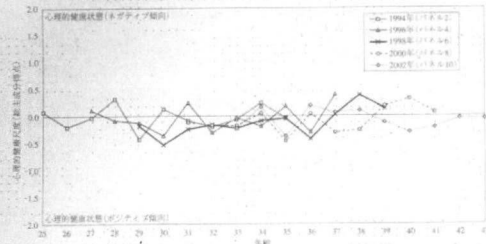


図 5c. 世帯資産 4 分位階層・第 3 分位 (Quartile 3) における年齢別の心理的健康状態 (N=255)

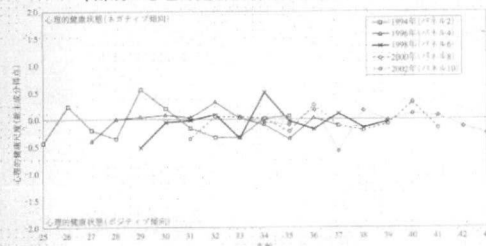


図 5d. 世帯資産 4 分位階層・第 4 分位 (Quartile 4) における年齢別の心理的健康状態 (N=253)

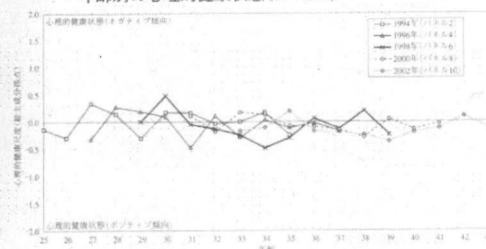


図 6a. 世帯所得 4 分位階層・第 1 分位 (Quartile 1) における年齢別の心理的健康状態 (N=252)

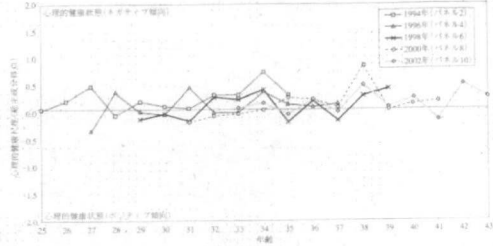


図 6b. 世帯所得 4 分位階層・第 2 分位 (Quartile 2) における年齢別の心理的健康状態 (N=247)

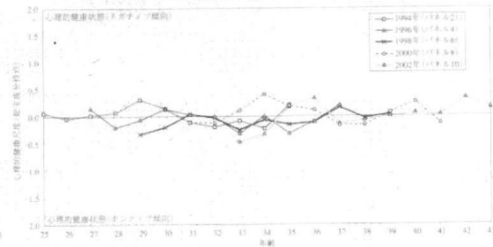


図 6c. 世帯所得 4 分位階層・第 3 分位 (Quartile 3) における年齢別の心理的健康状態 (N=260)

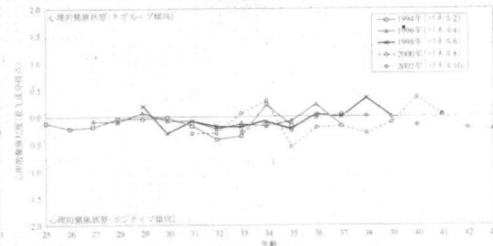
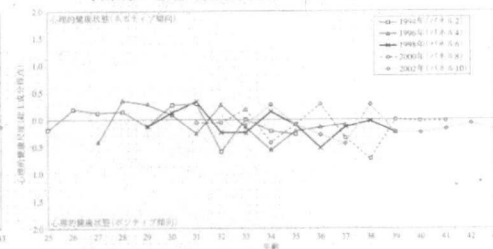


図 6d. 世帯所得 4 分位階層・第 4 分位 (Quartile 4) における年齢別の心理的健康状態 (N=251)



年度 24-34 歳という若年層の女性であったために、健康上の諸問題を抱える対象者数が少なく、ここではこうした指標を被説明変数として用いることを断念せざるをえなかった。

## 2.2 脱落 (attrition) の問題

健康尺度とならんで懸念されるのは、追跡調査というパネルデータの特性上、調査からの脱落者に健康上の問題を抱えた人が多いのではないかという問

題である。仮に、SES が相対的に低い層や健康状態の悪い対象者ほど調査から脱落する傾向にあるのであれば、サンプルには selection-bias がかかる。「消費パネル調査」については、村上(2003)および坂本(2003)が脱落に関する分析を行っている。村上の分析から、死亡や転居先不明は別として、婚姻形態の変化、転居や家族の反対を脱落の理由にしている対象者には復活するものが少ない一方で、自分や家族の病気、多忙、出産、就労形態の変化を理由にして

表2. 世帯資産および世帯所得と心理的健康尺度注1)との関係

	1994年(パネル2)		1996年(パネル4)		1998年(パネル6)		2000年(パネル8)		2002年(パネル10)	
	心理的健康尺度 <=中央値 (ネガティブ注4) 平均値 (標準偏差)	心理的健康尺度 >中央値 (ポジティブ注4) 平均値 (標準偏差)	心理的健康尺度 <=中央値 (ネガティブ注4) 平均値 (標準偏差)	心理的健康尺度 >中央値 (ポジティブ注4) 平均値 (標準偏差)	心理的健康尺度 <=中央値 (ネガティブ注4) 平均値 (標準偏差)	心理的健康尺度 >中央値 (ポジティブ注4) 平均値 (標準偏差)	心理的健康尺度 <=中央値 (ネガティブ注4) 平均値 (標準偏差)	心理的健康尺度 >中央値 (ポジティブ注4) 平均値 (標準偏差)	心理的健康尺度 <=中央値 (ネガティブ注4) 平均値 (標準偏差)	心理的健康尺度 >中央値 (ポジティブ注4) 平均値 (標準偏差)
過去2年間における健康およびSES上のevents注2)	0.063 (0.243)	0.028 (0.164)	0.089 (0.289)	0.032 (0.175)	0.074 (0.263)	0.045 (0.209)	0.069 (0.254)	0.057 (0.232)	0.097 (0.296)	0.042 (0.200)
鬱状態など精神的な問題有り	0.063 (0.243)	0.062 (0.240)	0.099 (0.299)	0.103 (0.304)	0.069 (0.253)	0.111 (0.314)	0.052 (0.222)	0.075 (0.263)	0.053 (0.225)	0.065 (0.248)
退職	0.032 (0.177)	0.036 (0.186)	0.067 (0.250)	0.067 (0.251)	0.031 (0.172)	0.045 (0.209)	0.021 (0.144)	0.030 (0.169)	0.008 (0.087)	0.024 (0.153)
結婚	0.034 (0.182)	0.020 (0.140)	0.046 (0.209)	0.026 (0.159)	0.038 (0.192)	0.036 (0.185)	0.040 (0.197)	0.030 (0.169)	0.057 (0.232)	0.032 (0.175)
離婚	0.105 (0.306)	0.097 (0.297)	0.215 (0.411)	0.190 (0.393)	0.116 (0.321)	0.154 (0.361)	0.113 (0.317)	0.102 (0.303)	0.074 (0.262)	0.060 (0.237)
出産	21.866 (39.847)	27.196 (66.977)	23.236 (40.082)	30.968 (85.019)	24.923 (43.721)	28.531 (61.874)	22.966 (30.849)	27.947 (60.229)	23.348 (29.462)	30.417 (60.749)
各時点におけるSESの履歴注2)注3)	9199.450 (4195.327)	8162.635 (3670.978)	7383.522 (4371.277)	6805.082 (3965.911)	7141.360 (4087.958)	6603.305 (3899.457)	7011.195 (4087.754)	6931.202 (4068.132)	7435.041 (4060.401)	6932.795 (3663.888)
世帯資産(100万円)	3.455 (7.546)	4.313 (9.603)	5.119 (9.948)	5.577 (10.414)	6.460 (11.087)	6.092 (10.426)	7.079 (11.117)	7.274 (12.165)	7.478 (11.431)	8.466 (12.845)
本人の年間労働時間	0.325 (0.469)	0.272 (0.445)	0.246 (0.431)	0.224 (0.417)	0.225 (0.418)	0.202 (0.402)	0.199 (0.400)	0.185 (0.389)	0.186 (0.390)	0.188 (0.391)
本人の親との同居タミー	30.006 (3.174)	29.899 (3.285)	32.030 (3.279)	31.865 (3.184)	34.128 (3.267)	33.765 (3.189)	36.015 (3.246)	38.099 (3.221)	38.099 (3.225)	37.800 (3.236)
本人年齢	0.503 (0.500)	0.537 (0.499)	0.498 (0.500)	0.542 (0.499)	0.522 (0.500)	0.517 (0.500)	0.503 (0.500)	0.536 (0.499)	0.492 (0.500)	0.548 (0.498)
本人の学歴: 短大卒以上										

注1) 心理的健康尺度については表1で確定した17項目に対する線主成分得点の中央値をとり、中央値より大きい場合を「ネガティブ傾向」、中央値以下の場合を「ポジティブ傾向」とする、各調査時点での中央値は、-0.066(1994年)、-0.091(1996年)、-0.166(1998年)、-0.161(2000年)、-0.127(2002年)である。  
 注2) パネル2(1994年)については、過去1年間に於けるイベントを示す。  
 注3) 世帯資産、世帯所得、債務については、平成14年度を100とした場合の消費者物価指数により調整済み。  
 注4) \*\*\*1%水準で有意、\*\*5%水準で有意、\*10%水準で有意。心理的健康尺度ネガティブ傾向群とポジティブ傾向群における平均値の差をF値により検定した結果。

いる対象者は復活する傾向にある。また、坂本は、脱落者と継続者の特徴を比較し、若年、未婚、低学歴、有業、高所得、子どもの数が少ない、結婚予定者、核家族に脱落者が多い傾向にあることを指摘している。

図4は、2.1節で確定した心理的健康尺度と24項目に基づく身体的健康尺度の総主成分得点、過去1年間の鬱または重病の発症と病気で退職といった健康尺度について、脱落者と継続者の平均値を比較したものである。結果、健康尺度に関しては、脱落者と継続者の平均値はほぼ差がないことが確認され、この結果は病気を理由に一時的に脱落しても復活する傾向にあるという村上の得た結論とも整合的である。無論、坂本によって指摘されたようなSES指標や観察不能な脱落要因と、個人の健康状態(履歴)や健康上の「出来事」と相関が強ければ、脱落により間接的にサンプル内の selection-bias が大きくなることも考えられるが、本稿では、図4の結果から、分析を単純にするため balanced panel を作成することを優先させ、脱落者については分析の対象外とした。さらに、最終的な回帰分析には、できうる限り長期間にわたるパネルの検証のため、1997年のコーホートを除き2002年まで調査に継続的に参加した1,030名を分析の対象とする。

### 2.3 データの特性-SES と心理的健康尺度との関係

本項では、世帯資産・所得を中心としたいくつかのSESと心理的健康尺度との関係性について基本統計量を概観する。図5a～図5dと図6a～図6dはそれぞれ、世帯資産階層および世帯所得階層の第1分位(Quartile 1)～第4分位(Quartile 4)ごとに、年齢による心理的健康尺度の変化を各調査年別に示した図である。世帯資産については、「消費パネル調査」で調査されている自宅およびセカンドハウスとそれ以外に保有している不動産の市場価格、保有する預貯金の総額、有価証券の市場価格の合計を用いた。世帯所得は世帯構成員全員の過去2年間における所得を合算し、年間平均世帯所得を算出した。世帯資産および世帯所得については、平成14年度を100とした場合の消費者物価指数により調整済みである。横軸は年齢、縦軸は主成分得点化した心理的健康尺度を示しており、心理的健康はプラスにいけばいくほどネガティブ傾向を、マイナスにいけばいくほどポジティブ傾向を示している。

各年齢層を4つの資産・所得階層に分けることで各クラスターのサンプル数が減少するため、両者ともデータにノイズが多いことは否めないが、図5a～図5dと図6a～図6dから、最も世帯資産・所得の低い階層である Quartile1 から最も高い階層である Quartile4 にかけて、心理的健康尺度がネガティブからポジティブに若干移行する傾向にあることがわかる。したがって、心理的健康尺度の単純な時系列動向をみる限り、世帯資産・所得が低い者は高い

者に比べて心理的健康状態が若干悪く、これは数多くの先行研究が得た結果と整合的である。

表2は、それぞれのパネルにおける心理的健康状態別のSES上の属性を、調査時点間(すなわち過去2年間の)履歴と出来事の観点からみた基本統計量を示している。健康状態については、各調査時点における心理的健康尺度(総主成分得点)の中央値をとり、中央値より大きい場合を「ネガティブ傾向」、中央値以下の場合を「ポジティブ傾向」とした。各調査時点間における健康またはSES上の出来事として、鬱状態など精神的問題の発生の有無、退職、結婚、離婚、出産を、各調査時点におけるSESの履歴として、世帯資産、世帯所得、ローン・クレジットなどの債務総額、本人の年間労働時間、親との同居状況、年齢、学歴を用いる。

まず各調査時点間における健康またはSES上の出来事については、鬱状態など精神的問題の発生が心理的健康状態に与える影響は大きい。2000年を除く全ての時点において、ネガティブ傾向にある方が、ポジティブ傾向に比べ、過去2年間に精神的な問題が発生した比率が有意に高い。興味深いのは、とりわけ、本調査の調査対象者のうち1993年(パネル1)時点で20代(24～29)であった女性が高い確率で産・育児期にさしかかったと考えられる1998年(パネル6)時点において、退職というeventが心理的健康状態に有意にプラスに作用している点である。この傾向と呼応するかのようには、有意ではないが全般的に女性の心理的健康状態にネガティブに作用する傾向にある出産というeventが、同時点においてのみ有意にプラスに作用している。また、調査年次が進み加齢に伴い、結婚が女性の心理的健康状態に与える影響が強まり、本稿で利用可能な最終調査時点(2002年)において有意にプラスになっている。したがって、基本統計量をみる限りにおいても、その時々ライフステージで起こりうるさまざまな健康またはSES上の出来事(events)が女性の心理的健康状態に与える影響を一定程度観測することができる。

次に各調査時点でのSESの履歴について、世帯資産と所得をみると、さほど有意性は大きくないものの、心理的健康状態がポジティブ傾向の方がネガティブ傾向に比較して経済資源に恵まれている傾向が若干認められる。世帯の経済状況に反比例して、調査対象者本人の年間労働時間をみると、ネガティブ傾向にある方がポジティブ傾向に比べ長時間働いているが、1994年以外でその差に有意性は観測されなかった。

## 3. 分析の方法と推定結果

### 3.1 静学モデルによる効果分析

本節では、世帯資産および所得を中心としたSESが女性の心理的健康に与える効果をスタンダードな静学および動学モデルで分析する。静学モデルの基本的な推計モデルは下記の通りである。

$$h_{it} = \alpha + \Delta y_{it}\beta + x_{it-2}\delta + z_{it}\gamma + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$h_{it}$  は  $i$  番目の個人の  $t$  年における心理的健康尺度 (総主成分得点) の大きさを示している。  $\Delta y_{it}$  は、図 1 で示した健康との因果関係のメカニズムにおいて内生的に決定される潜在的な可能性のある変数群で、健康状態が問われた調査時点間、つまり  $t-2$  年から  $t$  年にかけての SES と健康上の変化、すなわち events を示しており、世帯資産の変化率、鬱状態など精神的な問題の発生、退職、結婚、離婚、出産とした<sup>9)</sup>。他方、  $x_{it-2}$  と  $z_{it}$  は、健康との因果関係のメカニズムに対する外生変数で、時間経過により変化するものと不変なものを示している。ここでは、  $x_{it-2}$  は、  $\Delta y_{it}$  の発生する初期時点(つまり、  $t-2$  年)における世帯資産、年間世帯所得、ローンまたはクレジットなどの債務総額、本人の年間労働時間、本人の親との同居の有無、および、各調査時点( $t$  年)の年齢を示している。  $z_{it}$  は本人の学歴(短大卒以上)と不動産資産の購入が 1993 年以降であるかどうかのダミー変数を投入した。本来、教育水準は健康との因果関係メカニズムにおいて内生的に決定される変数であるが、調査期間中、学歴に変動があったサンプルがほとんどなかったため、ここでは時間により不変な外生変数として取り扱った。「消費パネル調査」が開始された 1993 年は、バブル崩壊によって公示地価の全国平均値が前年比  $-8.7\%$  にまで最も落ち込んだ年であり<sup>10)</sup>、この年を境に全国住宅地公示価格の年平均変化率はマイナスに転じる。本稿が分析対象とする期間は、いわゆる「失われた 10 年」と言われる時期に相当する。マクロ経済におけるこうした状況変化は、SES の履歴や events を通じて人々の健康に作用する可能性はあるが、逆に個人の健康要因によって誘導されることはありえないため、不動産資産の購入が地価暴落前後いずれであるかを示すダミー変数を外生変数として投入することにより、資産の主要な部分を形成する不動産価値の変動が健康状態に与える効果を検証することができる (Smith (2007))。但し、  $z_{it}$  については時間による変動が無い場合、固定効果モデルでは推定から除外される。  $\mu_i$  は固定効果、  $\varepsilon_{it} \sim IN(0, \sigma^2)$  は攪乱項を示す。以下、全ての推定結果において、係数がプラスである場合は心理的健康状態に対する効果がネガティブ(悪化)、マイナスである場合はポジティブ(改善)と解釈する。

表 3a は、(1)式を、全調査対象者と各調査時点における有配偶者のそれぞれを対象として、固定効果推定とランダム効果推定によって推定した結果を示している<sup>11)</sup>。被説明変数である心理的健康尺度の性質上、推定法によって係数の有意性に若干違いがあり、推定方法がパラメータにバイアスを与えている可能性は完全には否定できない。ここでは、全調査対象者と有配偶者を対象とした推定式ともに、  $F$ -test により固定効果が有意でないという帰無仮説が、そして Breusch-Pagan Lagrangian multiplier test により OLS 推定が棄却され、さらに Hausman test

の結果から、ランダム効果が説明変数とシステムチックに相関していないという帰無仮説が棄却される。したがって、本データの特性上は固定効果推定法が最も望ましい推定法として残る。まず、全調査対象者についての分析を見ると、女性の心理的健康尺度を押し上げている要因として、過去 2 年間における鬱状態など精神的な問題の発生、出産、年間労働時間、本人の親との同居が有意でありそれぞれ、精神的な問題が起こった場合が起こらなかった場合と比較して 0.102 ポイント、出産した場合はしなかった場合に比較して 0.085 ポイント、1% 年間労働時間が増えたと 0.008 ポイント、本人の親と同居している場合はしていない場合に比べて 0.151 ポイント、心理的健康尺度が悪化するという結果であった。他方、心理的健康状態を改善する要因は、過去 2 年間における退職と初期時点における年間世帯所得で、退職した場合は 0.167 ポイント、世帯所得が 100 万円増えたと 0.007 ポイント、心理的健康尺度が改善させる。次に分析対象を有配偶者に限定し、本人の属性以外に夫の親との同居ダミー、夫の年齢と学歴を推定式に投入すると、出産、夫の親との同居ダミー、そして、本人の年齢が心理的健康状態に対するネガティブ要因となっている。出産は 0.117 ポイント、夫の親との同居は 0.245 ポイント、本人の年齢が 1 歳上がると 0.012 ポイント、心理的健康状態が悪化する。それに対して、全調査対象者に対する推定と同様に、過去 2 年間で退職した場合は 0.176 ポイント、世帯所得が 100 万円増えたと 0.009 ポイント、心理的健康尺度が改善する傾向にある。しかしながら、固定効果モデルでは、いずれの分析対象についても世帯資産の変化率と初期時点における世帯資産については有意性が見られなかった。

次に、  $\Delta y_{it}$  のうちの世帯資産の変化率を内生変数、当該時点間における不動産と有価証券の市場価格の変化率がそれぞれ住宅地平均公示価格と日経平均株価の変化率を下回ったかどうかを示すダミー変数、本人の親、および、結婚している場合は夫の親からの生前贈与と遺産の総額、そして本人、および、夫の両親の学歴を IV とする操作変数法を用いて、(1)式を同時決定モデルにより推定する。日経平均株価は、1990 年代を通して 2003 年に最安値を記録するまで下落し続ける。地価の下落と同様、こうした株価の動向は、世帯の保有する有価証券の価値総額、したがって世帯資産に影響を与え、それが人々の健康に外生的に作用する可能性がある。一方、Meer, Miller, and Rosen (2003) が検証しているように、親からの生前贈与や遺産の IV としての有効性については議論の余地がある。たとえば、生前贈与や遺産の総額が大きいということは、親の所得や教育水準など SES が高く、そうした世帯の構成員は必然的に健康水準が良好である可能性が高い。逆に、「消費パネル調査」が対象とするような若年期における遺産の授受は、親が早世したことを意味しており、それはそうした親の遺伝子をもつ調査対象者

表 3a. SES の心理的健康状態に与える効果の静学パネル推定

	全調査対象者 (balanced)		ランダム効果推定		固定効果推定		ランダム効果推定		固定効果推定	
	Coef. Robust Std. Err.	t	Coef. Robust Std. Err.	z	Coef. Robust Std. Err.	t	Coef. Robust Std. Err.	z	Coef. Robust Std. Err.	t
過去2年間に於ける世帯資産の変化率( $t$ )	0.0005 (0.0004)	1.210	0.001 (0.001)	0.990	0.0003 (0.0003)	1.020	0.0004 (0.0004)	0.760	0.0004 (0.0004)	1.020
鬱状態など精神的な問題有り( $t$ )	0.102 (0.057)	1.800*	0.189 (0.055)	3.440***	0.119 (0.075)	1.500	0.200 (0.068)	2.920***	0.200 (0.068)	1.500
退職( $t$ )	-0.167 (0.047)	-3.590***	-0.166 (0.045)	-3.690***	-0.176 (0.057)	-3.060***	-0.166 (0.053)	-3.110***	-0.166 (0.053)	-3.060***
結婚( $t$ )	0.001 (0.071)	0.010	-0.022 (0.066)	-0.330	-	-	-	-	-	-
離婚( $t$ )	0.150 (0.130)	1.160	0.152 (0.095)	1.600*	-	-	-	-	-	-
出産( $t$ )	0.085 (0.038)	2.260**	0.079 (0.035)	2.240**	0.117 (0.041)	2.860***	0.111 (0.039)	2.840***	0.111 (0.039)	2.860***
世帯資産(100万円)( $t-2$ )	-0.0002 (0.000)	-0.690	-0.0005 (0.0002)	-2.120**	-0.0001 (0.0003)	-0.360	-0.0006 (0.0002)	-2.700***	-0.0006 (0.0002)	-0.360
年間世帯所得(100万円)( $t-2$ )	-0.007 (0.004)	-1.690*	-0.008 (0.003)	-2.570***	-0.009 (0.005)	-1.720*	-0.009 (0.004)	-2.190**	-0.009 (0.004)	-1.720*
ローンまたはクレジットなどの債務総額(100万円)( $t-2$ )	-0.0003 (0.002)	-0.180	-0.0005 (0.001)	-0.040	-0.001 (0.002)	-0.680	-0.002 (0.001)	-0.170	-0.002 (0.001)	-0.680
本人の年間労働時間(自然対数)( $t-2$ )	0.008 (0.005)	1.600*	0.008 (0.004)	2.050**	0.007 (0.005)	1.370	0.006 (0.004)	1.450	0.006 (0.004)	1.370
本人の親との同居ダミー( $t-2$ )	0.151 (0.077)	1.970**	0.120 (0.051)	2.350**	0.190 (0.130)	1.460	0.037 (0.085)	0.430	0.037 (0.085)	1.460
夫の親との同居ダミー( $t-2$ )	-	-	-	-	0.245 (0.097)	2.510**	0.197 (0.057)	3.460***	0.197 (0.057)	2.510**
本人年齢( $t$ )	0.003 (0.005)	0.640	0.005 (0.004)	1.160	0.012 (0.007)	1.880*	0.012 (0.009)	1.250	0.012 (0.009)	1.880*
夫の年齢( $t$ )	-	-	-	-	-	-	0.004 (0.008)	0.470	0.004 (0.008)	0.470
本人の学歴:短大卒以上	-	-	-0.100 (0.051)	-1.950**	-	-	0.031 (0.063)	0.500	0.031 (0.063)	0.500
夫の学歴:短大卒以上	-	-	-	-	-	-	-0.174 (0.063)	-2.770***	-0.174 (0.063)	-2.770***
不動産資産の購入が1983年以降	-	-	0.072 (0.046)	1.570	-	-	0.098 (0.054)	1.830*	0.098 (0.054)	1.830*
_cons	-0.170 (0.186)	-0.920	-0.197 (0.156)	-1.260	-0.711 (0.227)	-3.130***	-0.612 (0.180)	-3.400***	-0.612 (0.180)	-3.400***
観察値	4,036		4,036		3,036		3,036		3,036	
調査対象者数	1,028		1,028		813		813		813	
全体の決定係数	0.015		0.028		0.011		0.034		0.011	
Breusch-Pagan Lagrangian multiplier test										
F-test										
Hausman test										

注1) 標準誤差,  $t$  値,  $z$  値は White の修正済み。  
 注2) \*\*\*, \*\*, \* それぞれ 1%, 5%, 10% 水準で有意。  
 $\chi^2(1) = 2062.88, Prob > \chi^2 = 0.0000$   
 $F(1027, 2995) = 6.89, Prob > F = 0.0000$   
 $\chi^2(13) = 46.91, Prob > \chi^2 = 0.0000$   
 $\chi^2(1) = 1525.51, Prob > \chi^2 = 0.0000$   
 $F(812, 2210) = 6.74, Prob > F = 0.0000$   
 $\chi^2(13) = 30.05, Prob > \chi^2 = 0.0046$

の健康にとって潜在的にネガティブな効果があるかもしれない。ここでは、親のSESの高さからくる内生性を調整するため、親の教育水準をIVとして同時に投入する。しかし、本調査においては、調査開始時点において親が既に死亡している場合、その死亡年齢は明らかではなく、親からの遺伝的影響の可能性については排除することができなかった。

表3bは、IVを用いた操作変数法による推定結果を示している。表3aと同様、F-testとHausman testの結果から同時決定モデルにおいても固定効果推定法が最も望ましい推定法として残る。まず、内生変数として扱った世帯資産の変化率を見ると、符号が表3aのプラスからマイナスに転じている。これは、世帯資産の変化率がプラスであれば心理的健康状態が改善されるといういくつかの先行研究による結果と整合的であり、単純な静学モデルにおけるバイアスが解消された結果であると考えられるが、有意性は認められなかった。固定効果モデルでは、全調査対象者と有配偶者双方において、過去2年間の出産は女性の心理的健康状況にマイナスに働き(つまり、心理的健康尺度をそれぞれ0.083と0.116押し上げ)、反対に、退職はポジティブに働いている(心理的健康尺度をそれぞれ0.16と0.146引き下げている)。また、全調査対象者については、過去2年間に精神的な問題が起こり、本人の親と同居している方が、有配偶者については夫の親と同居している方が、心理的健康状態がネガティブ傾向にある。

表3aと表3bの固定効果モデルでは、モデルの特性上、不動産資産の購入が1993年以降であるかどうかのダミー変数、本人と夫の教育水準の効果について個々に識別することはできない。参考までに、IV法によるランダム効果推定法による両者の係数を見ると、夫の学歴は妻の心理的健康尺度を0.188ポイント引き下げて、心理的健康状態に有意にプラスに作用している。外生的な資産変動指数として投入した不動産資産の購入時点ダミーについては、統計学的に有意な結果は得られなかった。

### 3.2 動学モデルによる効果分析

次に、被説明変数である心理的健康尺度( $h_{it}$ )のラグ項を説明変数に加え、動学モデルの推定を行う。ここでは、1期のラグを用いて次のような推定を行う。尚、健康状態に対する調査期間の制約上、この場合の1期とは2年を意味する。

$$h_{it} = \alpha + h_{it-2}\rho + \Delta y_{it}\beta_1 + \Delta y_{it-2}\beta_2 + x_{it-2}\delta_1 + x_{it-4}\delta_2 + z_i\gamma + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$h_{it}$ と $h_{it-2}$ は*i*番目の個人の*t*年および*t*-2年における心理的健康尺度の大きさを示している。 $\Delta y_{it}$ と $\Delta y_{it-2}$ はそれぞれ、(1)式と同様に、*t*-2年から*t*年および*t*-4年から*t*-2年にかけてのSESと健康上のeventsを示している。 $x_{it-2}$ と $x_{it-4}$ は、 $\Delta y_{it}$ および $\Delta y_{it-2}$ それぞれの初期時点(*t*-2年と*t*-4年)における先決変数を示しており、(1)式で用いた係数の他に年ダミーを投入した。 $z_i$ は(1)式と

同じ定義である。 $\mu_i$ は固定効果、 $\varepsilon_{it} \sim IN(0, \sigma^2)$ で擾乱項を示す。

図1のメカニズムが示すように、Smith(1999, 2007)とAdams, Hurd, McFadden *et al.*(2003)の推定モデルに従い、*t*年における心理的健康状態( $h_{it}$ )は、④、⑤、⑥、⑦で示されるような、健康上あるいはSES上の出来事( $\Delta y_{it}$ ,  $\Delta y_{it-2}$ )や履歴( $x_{it-2}$ ,  $x_{it-4}$ )と動学的な経路で直接的または間接的に影響を受け合っているという仮定の下、1期のラグを持つ健康( $h_{it-2}$ )同時に、これら回帰式に投入する。そこで、(2)式において着目すべき点の1つは、*t*-2年より前の出来事や履歴( $\Delta y_{it-2}$ と $\Delta y_{it-2}$ の起こる初期時点での $x_{it-4}$ )の係数について、 $\beta_2 \neq 0$ や $\delta_2 \neq 0$ という仮説が有意か否かである。*t*-2年における健康状態( $h_{it-2}$ )の制約下において、仮に $\beta_2 \neq 0$ と $\delta_2 \neq 0$ を棄却できれば、それは $\Delta y_{it-2}$ および $x_{it-4}$ と、*t*年の健康状態( $h_{it}$ )に直接の因果関係がないことを示唆しており、これは、両者に相関する観測不能な要因が存在しないことを意味する。この点に関しては、Smith(2007)が警鐘を鳴らすように、いかに充実したデータを用いようと、累積的な過去のSESと健康状態の因果関係を完全にコントロールし、SESの健康資本に対する“真の”効果を識別することは現実的には不可能である。しかし、少なくとも $\beta_2 \neq 0$ と $\delta_2 \neq 0$ の有意性を検証することで、過去のSESと健康資本との動学的な因果関係において、この“真の”効果が過剰(または過少)に推計されている可能性の有無を示唆することは可能であろう。

表4aは、全調査対象者と各調査時点における有配偶者別に、固定効果推定とランダム効果推定による(2)式の結果を示している。推定法による係数の違いが大きく、さらに、全調査対象者については固定効果推定法が最も望ましい推定法として残るが、有配偶者についてはHausman testの結果から固定効果モデルが残らない。表4aの結果では、静学モデルと比較すると動学モデルは安定性を欠くため、ここでは全調査対象者を対象とした固定効果モデルのみ議論することにする。まず、仮に*t*-2年における心理的健康尺度( $h_{it-2}$ )が0.1ポイント高ければ、それは*t*年の心理的健康尺度( $h_{it}$ )を0.022ポイント有意に押し上げる。ラグのある $h_{it-2}$ を制約条件とすることで、*t*-2年から*t*年にかけての精神的問題の発生( $\Delta y_{it}$ )の効果は、先決要因である*t*-2年における健康履歴( $h_{it-2}$ )によって吸収される。したがって、 $\Delta y_{it}$ の $h_{it}$ に対する効果は有意ではない。他方、 $h_{it-2}$ を終点とする2年間(*t*-4年から*t*-2年)の精神的問題の発生( $\Delta y_{it-2}$ )は、 $h_{it}$ を有意に引き上げ、健康状態を悪化させる。*t*-2年の健康履歴である $h_{it-2}$ を調整しても尚、その時点より過去における健康上のevents( $\Delta y_{it-2}$ )が $h_{it}$ に影響を及ぼすということは、推定モデルに図1の④に示される健康上のeventsと履歴との因果関係によるバイアスが内在していることを意味している。静学モデルと同様に、過去4年間における退職は女性の心理的



表 3b. SES の心理的健康状態に与える効果の静学同時決定パネル推定 (IV)

	全調査対象者 (balanced)			各調査時点における有配偶者 (unbalanced)		
	固定効果推定 z	ランダム効果推定 z	注 1) Std. Err.	固定効果推定 t	ランダム効果推定 z	注 1) Std. Err.
過去 2 年間における世帯資産の変化率 ( $t$ )	-0.003 (0.011)	-0.250 (0.009)	-0.410 (0.009)	-0.001 (0.009)	0.004 (0.007)	-0.510 (0.007)
鬱状態など精神的な問題有り ( $t$ )	0.087 (0.053)	1.630* (0.050)	3.200*** (0.065)	0.103 (0.065)	1.590 (0.062)	2.960*** (0.062)
退職 ( $t$ )	-0.160 (0.049)	-3.250*** (0.045)	-3.540*** (0.045)	-0.146 (0.065)	-2.250** (0.058)	-2.640*** (0.058)
結婚 ( $t$ )	-0.005 (0.065)	-0.080 (0.062)	-0.400 (0.062)	-	-	-
離婚 ( $t$ )	0.118 (0.127)	0.930 (0.099)	1.420 (0.099)	-	-	-
出産 ( $t$ )	0.083 (0.036)	2.290** (0.035)	2.300** (0.035)	0.116 (0.040)	2.880*** (0.039)	0.115 (0.039)
世帯資産 (100 万円) ( $t-2$ )	-0.001 (0.002)	-0.400 (0.001)	-0.850 (0.001)	-0.004 (0.002)	-0.190 (0.001)	-1.140 (0.001)
年間世帯所得 (100 万円) ( $t-2$ )	-0.006 (0.004)	-1.590 (0.003)	-2.150*** (0.003)	-0.008 (0.005)	-1.560 (0.004)	-1.850* (0.004)
ローンまたはクレジットなどの債務総額 (100 万円) ( $t-2$ )	-0.003 (0.002)	-0.180 (0.002)	-0.100 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.680 (0.002)	-0.180 (0.002)
本人の年間労働時間 (自然対数) ( $t-2$ )	0.007 (0.007)	1.040 (0.006)	1.120 (0.007)	0.007 (0.007)	0.950 (0.006)	0.800 (0.006)
本人の親との同居ダミー ( $t-2$ )	0.143 (0.072)	1.980*** (0.053)	2.080*** (0.053)	0.192 (0.142)	1.360 (0.092)	0.650 (0.092)
夫の親との同居ダミー ( $t-2$ )	-	-	-	0.275 (0.156)	1.760* (0.084)	2.700*** (0.084)
本人の年齢 ( $t$ )	0.002 (0.006)	0.390 (0.005)	0.740 (0.005)	0.014 (0.058)	0.240 (0.009)	1.470 (0.009)
夫の年齢 ( $t$ )	-	-	-	0.004 (0.059)	0.060 (0.008)	0.170 (0.008)
本人の学歴: 短大卒以上	-	-	-	-	-	0.420 (0.066)
夫の学歴: 短大卒以上	-	-	-	-	-	-0.188 (0.065)
不動産資産の購入が 1993 年以降	-	-	-	-	-	2.890*** (0.065)
_cons	-0.106 (0.341)	-0.310 (0.237)	-0.530 (0.237)	-0.764 (0.403)	-1.900 (0.234)	-2.460 (0.234)
観察値	3.947	3.947	3.947	2.928	2.928	2.928
調査対象者数	1,005	1,005	1,005	783	783	783
全体の決定係数	0.007	0.012	0.012	0.009	0.021	0.021
F-test	F(1004,2929)=6.74, Prob>F=0.0000			F(782,2132)=6.67, Prob>F=0.0000		
Hausman test	chi2(13)=23.18, Prob>chi2=0.0386			chi2(13)=26.36, Prob>chi2=0.0152		

注 1 在 \*\*\*, \*\*, \* それぞれ 1%, 5%, 10% 水準で有意。

表 4a. SES の心理的健康状態に与える効果の動学ハネル推定(注1)

	全調査対象者(balanced)		各調査時点において「配偶者あり」(unbalanced)	
	固定効果推定	ランダム効果推定	固定効果推定	ランダム効果推定
	Coef. Robust Std. Err.	Coef. Robust Std. Err.	Coef. Robust Std. Err.	Coef. Robust Std. Err.
心理的健康尺度(総主成分得点)( $t-2$ )	0.224 (0.019)	0.623 (0.015)	0.217 (0.023)	0.603 (0.018)
過去2年間における世帯資産の変化率( $t$ )	0.0001 (0.0005)	0.001 (0.001)	-0.0004 (0.0005)	0.0001 (0.001)
過去2年間における世帯資産の変化率( $t-2$ )	-0.0002 (0.001)	-0.0002 (0.0004)	-0.0002 (0.001)	-0.0001 (0.0004)
鬱状態など精神的な問題有り( $t$ )	0.103 (0.070)	1.470 (0.066)	0.145 (0.094)	1.540 (0.121)
鬱状態など精神的な問題有り( $t-2$ )	0.203 (0.073)	2.800 (0.068)	0.315 (0.094)	2.220 (0.091)
退職( $t$ )	0.312 (0.066)	4.750 (0.061)	0.274 (0.079)	3.470 (0.073)
退職( $t-2$ )	-0.268 (0.059)	4.500 (0.058)	-0.306 (0.069)	-0.055 (0.071)
結婚( $t$ )	-0.057 (0.109)	-0.520 (0.114)	-0.340 (0.114)	-
結婚( $t-2$ )	0.041 (0.080)	0.520 (0.079)	-0.123 (0.079)	-
離婚( $t$ )	0.036 (0.149)	0.240 (0.123)	0.055 (0.123)	-
離婚( $t-2$ )	0.234 (0.184)	1.270 (0.126)	0.002 (0.126)	-
出産( $t$ )	0.102 (0.050)	2.050 (0.050)	0.163 (0.050)	3.270 (0.050)
出産( $t-2$ )	0.115 (0.042)	2.780 (0.042)	0.011 (0.042)	2.430 (0.042)
世帯資産(100万円)( $t-2$ )	-0.0003 (0.0004)	-0.630 (0.0003)	-0.0003 (0.0003)	0.060 (0.0003)
世帯資産(100万円)( $t-4$ )	-0.0005 (0.0004)	-1.140 (0.0004)	-0.0001 (0.0003)	0.120 (0.0003)
年間世帯所得(100万円)( $t-2$ )	-0.004 (0.005)	-0.950 (0.004)	-0.009 (0.004)	-0.340 (0.005)
年間世帯所得(100万円)( $t-4$ )	0.002 (0.005)	0.490 (0.005)	0.005 (0.004)	0.040 (0.005)
ローンまたはクレジットなどの債務総額(100万円)( $t-2$ )	-0.001 (0.002)	-0.530 (0.002)	0.0004 (0.002)	-0.130 (0.002)
ローンまたはクレジットなどの債務総額(100万円)( $t-4$ )	0.000 (0.010)	0.160 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.190 (0.002)
本人の年間労働時間(自然対数)( $t-2$ )	0.005 (0.006)	0.910 (0.005)	0.002 (0.005)	0.750 (0.006)
本人の年間労働時間(自然対数)( $t-4$ )	0.006 (0.006)	1.220 (0.015)	0.005 (0.005)	0.850 (0.006)
本人の親との同居タミー( $t-2$ )	0.116 (0.095)	1.220 (0.037)	0.015 (0.037)	2.140 (0.071)
夫の親との同居タミー( $t-2$ )	-	-	-	-
本人年齢( $t$ )	0.005 (0.008)	0.650 (0.006)	0.006 (0.004)	2.260 (0.058)
				1.400 (0.001)
				0.100 (0.007)



表 4b. SES の心理的健康状態に与える効果の動学同時決定パネル推定注 1)

	Anderson-Hsiao IV 推定			Two Step GMM 推定			Anderson-Hsiao IV 推定			Two Step GMM 推定		
	Coef.	Std. Err.	z	Coef.	Std. Err.	z	Coef.	Std. Err.	z	Coef.	Std. Err.	z
心理的健康尺度(総主成分得点)( $t-2$ )	0.636 (0.015)	42.430***	0.637 (0.017)	0.602 (0.020)	37.900***	0.602 (0.019)	0.636 (0.019)	33.900***	0.636 (0.019)	33.900***		
過去2年間に於ける世帯資産の変化率( $t$ )	-0.005 (0.005)	-1.030	-0.008 (0.012)	-0.014 (0.005)	-0.690	-2.800***	-0.014 (0.005)	-2.800***	-0.014 (0.005)	-2.800***	0.540	
過去2年間に於ける世帯資産の変化率( $t-2$ )	0.004 (0.004)	1.020	0.009 (0.012)	0.007 (0.004)	0.770	1.880*	0.007 (0.004)	1.880*	0.007 (0.004)	1.880*	-0.100	
鬱状態など精神的な問題有り( $t$ )	0.087 (0.060)	1.430	0.090 (0.064)	1.400	1.400	0.086 (0.083)	1.400	1.400	0.104 (0.077)	1.350	1.350	
鬱状態など精神的な問題有り( $t-2$ )	0.139 (0.061)	2.300**	0.138 (0.063)	2.200**	2.200**	0.229 (0.083)	2.760***	2.760***	0.182 (0.077)	2.370**	2.370**	
退職( $t$ )	0.223 (0.060)	3.710***	0.228 (0.071)	3.340***	3.340***	0.296 (0.078)	3.780***	3.780***	0.247 (0.085)	2.890***	2.890***	
退職( $t-2$ )	0.069 (0.056)	1.230	0.077 (0.062)	1.250	1.250	0.109 (0.073)	1.490	1.490	0.057 (0.067)	-0.850	-0.850	
結婚( $t$ )	0.358 (0.099)	3.620***	0.346 (0.107)	3.230***	3.230***							
結婚( $t-2$ )	0.114 (0.075)	1.520	0.109 (0.078)	1.390	1.390							
離婚( $t$ )	0.023 (0.135)	0.170	0.012 (0.143)	0.090	0.090							
離婚( $t-2$ )	0.025 (0.139)	0.180	0.029 (0.145)	0.200	0.200							
出産( $t$ )	0.168 (0.050)	3.370***	0.171 (0.052)	3.270***	3.270***	0.142 (0.062)	2.270**	2.270**	0.145 (0.059)	2.440**	2.440**	
出産( $t-2$ )	0.018 (0.043)	0.420	0.015 (0.045)	0.330	0.330	0.026 (0.052)	0.510	0.510	0.005 (0.049)	-0.090	-0.090	
世帯資産(100万円)( $t-2$ )	-0.001 (0.001)	-1.500	-0.0027 (0.0030)	-0.920	-0.920	-0.003 (0.001)	-2.730***	-2.730***	-0.001 (0.002)	-0.040	-0.040	
世帯資産(100万円)( $t-4$ )	0.001 (0.001)	1.040	0.0018 (0.0023)	0.780	0.780	0.002 (0.001)	2.040**	2.040**	-0.004 (0.002)	-0.210	-0.210	
年間世帯所得(100万円)( $t-2$ )	-0.009 (0.004)	-2.040**	-0.010 (0.005)	-1.830*	-1.830*	-0.015 (0.006)	-2.670***	-2.670***	-0.008 (0.006)	-1.380	-1.380	
年間世帯所得(100万円)( $t-4$ )	0.004 (0.004)	1.050	0.005 (0.004)	1.090	1.090	0.007 (0.005)	1.200	1.200	0.007 (0.005)	1.380	1.380	
ローンまたはクレジットなどの債務総額(100万円)( $t-2$ )	-0.00004 (0.002)	-0.020	-0.0005 (0.002)	-0.250	-0.250	-0.001 (0.002)	-0.500	-0.500	-0.002 (0.002)	0.090	0.090	
ローンまたはクレジットなどの債務総額(100万円)( $t-4$ )	0.001 (0.002)	0.540	0.002 (0.002)	0.660	0.660	0.002 (0.002)	0.780	0.780	0.001 (0.002)	0.640	0.640	
本人の年間労働時間(自然対数)( $t-2$ )	0.004 (0.005)	0.710	0.002 (0.007)	0.330	0.330	-0.0003 (0.007)	-0.050	-0.050	0.007 (0.007)	1.050	1.050	
本人の年間労働時間(自然対数)( $t-4$ )	0.002 (0.006)	0.290	0.0038 (0.007)	0.510	0.510	0.005 (0.007)	0.670	0.670	-0.002 (0.008)	-0.230	-0.230	
本人の親との同居タミー( $t-2$ )	0.015 (0.039)	0.380	0.020 (0.042)	0.480	0.480	-0.043 (0.070)	-0.610	-0.610	-0.102 (0.063)	-1.600	-1.600	
夫の親との同居タミー( $t-2$ )						0.100 (0.049)	2.030**	2.030**	0.017 (0.050)	0.340	0.340	
本人年齢( $t$ )	0.006 (0.004)	1.430	0.007 (0.005)	1.420	1.420	0.001 (0.001)	0.160	0.160	0.001 (0.007)	0.210	0.210	

夫の年齢 (t)					0.004 (0.005)	0.920
本人の学歴：短大卒以上					0.005 (0.015)	0.130
夫の学歴：短大卒以上					0.036 (0.042)	-2.080**
不動産資産の購入が1993年以降					-0.081 (0.039)	-0.170
_cons					-0.007 (0.042)	-0.810
観察値					0.042 (0.242)	
調査対象者数					2,122	
全体の決定係数					0.773	
Wald test					0.328	
					chi2(24)=1046.45,	
					Prob>chi2=0.0000	
					5,516 Chi-sq(8)	
					Prob>chi2=0.0000	
					11,824 Chi-sq(10)	
					P-value=0.2970	

Tests of overidentifying restrictions

(注1) 全ての回帰分析は年ダミーにより調整済み。  
(注2) \*\*、\*、それぞれ1%、5%、10%水準で有意。

いる。世帯所得が100万円増えると0.009~0.01ポイント、心理的健康尺度が改善する傾向にある。 $h_{it-2}$ の制約下では、さらに1期遡ったt-4年の世帯所得の係数では有意でなく $\alpha_2 \neq 0$ は棄却される。したがって、起点における所得( $x_{it-4}$ )と $h_{it}$ には両者に相関する観測不能な要因は存在しない可能性が高い。

4. 結果の考察と今後の課題

本稿では、「消費パネル調査」を用い、世帯資産と世帯所得を中心としたSESが産・育児期における女性の心理的健康に与える影響についての実証分析を行った。本稿の分析対象期間が、バブル崩壊後の「失われた10年」に相当することから、不動産価格や株価の急落という外生的なマクロ経済要因を加工した操作変数を投入し、最終的には動学同時決定パネル推定を行った。

第1に、世帯資産の変化率および世帯資産は、比較的若い年齢層の産・育児期の女性の心理的健康状態に対しては有意な影響がない。第2に、Anderson-Hsiao IV推定とTwo Step GMM推定双方において、年間世帯所得の増加は心理的健康状態を有意に改善するが、効果の大きさは非常に小さい。これは、Frijters, Haisken-DeNew, and Shields(2005)が得た結論と同様の結果である。第3に、推定モデルにかかわらず、退職は女性の心理的健康状態に対してポジティブに作用し、出産はネガティブに作用するというrobustな結果を得た。また、退職と出産の心理的健康尺度に与える効果の大きさは、世帯所得効果よりもはるかに大きく、Two Step GMM推定法の結果と比較すると、退職効果は心理的健康尺度を0.238引き下げ(改善)、出産は0.171引き上げる(悪化)のに対して、世帯所得が100万円増加した場合でも心理的健康尺度は0.01しか改善されない。退職と出産に関するこうしたrobustな結果は、就学前児童を抱えながらの就業継続がいかに女性にとって心理的負担となっているかを示唆している。第4に、モデルを動学同時決定化したAnderson-Hsiao IV推定とTwo Step GMM推定においてはじめて、結婚が女性の心理的健康状態にポジティブに作用し、その効果も相対的に約0.35と大きい。第5に、各調査時点における有配偶者のみを分析対象とした場合、夫の親との同居は妻の心理的健康状態にネガティブに、夫の学歴の高さはポジティブに作用する。したがって、こうした結果は、健康に対する効果は資産や所得などの経済的要因よりも非経済的要因の方が重要であるとするSmith(2007)と整合的である。最後に、モデルを動学同時決定化することにより、SES上の履歴および出来事と健康状態(履歴)との因果関係については相関メカニズムがある程度識別可能となるが、健康上の出来事と履歴との因果関係(図1における④)によるバイアスは内在化したままである。この因果関係のメカニズムを紐解くには、調査対象者の健康状態

についての客観的指標が必要となつてこよう。「消費パネル調査」の今後の発展に期待するところ大である。

本稿が用いたパネルデータは隔年で5時点(10ヵ年)と極めて限定的であり、おそらく今後本調査のコホートが高齢化すれば世帯資産や世帯所得など経済資源の心理的健康状態に与える効果にも大きな変化があると予想される。したがって、現時点で対象とした出産・育児期の女性の健康、しかも心理的健康状態に限ってみた場合の解釈ではあるが、金銭面での援助よりもむしろ、就学前児童を抱えながらの就労に対するより踏み込んだ施策が必要であると考えられる。出産・育児期にある女性の健康を守ることは、女性自身の幸福につながることはもちろん、その潜在的な重要性がますます高まりつつある人的資本への投資であり、社会全体にとって極めて重要なイシューであると考えられる。

(国立社会保障・人口問題研究所、  
社会保障基礎理論研究部)

## 注

1) 本研究は、著者が2006年に一橋大学経済研究所・日本・アジア経済研究部門において客員助教授を勤めさせていただいた際の研究成果をまとめたものである。本研究を行うにあたってご助言をいただいた中村二郎氏、阿部修人氏、神林龍氏、黒崎卓氏、小西葉子氏、青木玲子氏、坂本和靖氏、羽生朋子氏に心より感謝したい。また、本研究を一橋大学・経済研究所・定例研究会で報告する機会をいただいた際にも数多くの方から貴重なご意見を賜ったことをここに感謝申し上げる。わが国において未だ希少なパネルデータを数十年にわたって構築されてこられた財団法人家計経済研究所の皆様には敬意を表するとともに、貴重なデータをご提供いただいたことに感謝申し上げたい。本稿における全ての誤りは著者によるものである。

2) 主観的健康感と罹患率や死亡率などの客観的健康尺度との関係については、Idler and Kasl(1995)、McCallum, Shadbolt, Wang(1994)やGerdtham, Johansson, Lundberg, et al.(1999)などが両者に有意な相関があることを指摘している一方で、主観的健康感の信頼性は、調査の実施方法(自記式か聞き取り方式か)、(Tourangeau and Smith(1996)、Grootendorst, Feeny, and Furlong(1997))や年齢、所得、職業などの個人属性に依存している(Crossley and Kennedy(2002))。あるいは、同じ質問を繰り返すことで、調査目的などについての調査対象者による学習効果が回答に影響を与える可能性がある(Tversky and Kahneman(1998))、などの実証結果が得られている。

3) 2006年現在、1993年から2002年までの10パネルが一般に公開されているが、本稿では、心理的健康を含む健康状態についての質問が含まれている5ヵ年の調査を中心に用いる。但し、説明変数となるSES指標については各中間時点のパネルデータからも情報を得ている。

4) 主観的健康尺度の信頼性についての研究については文末注1を参照。また、労働経済学における主観的データの活用方法についての詳細なレビューは、富岡(2006)に詳しい。

5) 心理的健康尺度の36項目については表1に示す通り、身体的徴候尺度は、「めまいがする」、「目が疲れやすい」、「歯茎から血がでる」、「空腹時に胃が痛む」、「関節が痛む」、「便秘がち」、「よく下痢をする」、「背中や腰が痛む」、「動悸がする」、「朝起きたとき疲れた感じがす

る」、「顔がむくむ」、「貧血」、「痔」、「尿がでにくいことがある」、「生理は不順」、「生理になるとイライラする」、「ときどき頭痛がする」、「風邪をひきやすい」、「微熱が出る」、「もう少しやせたい」、「もう少し太りたい」、「足が腫れる」、「過去に思い病気をしたことがある」、「今も病気の治療をしている」の24項目を含む。

6) 著者は1994年から2年ごとに1998年まで継続的に調査された身体的徴候についても分析を試みたが、統計学的に有意な結果が見出せなかった。

7) 生活全般に対する満足度については、「とても満足」および「まあ満足」を1点、それ以外を0点として主成分分析にかけた。

8) 1998年までのサンプルを用いて、本稿で用いる心理的健康尺度と文末注4で示した24項目の身体的徴候との相関を測った結果、やはり有意に正の相関が数多く確認された。また、本稿ではサンプル数が少ないことから被説明変数としては用いなかったが、過去1年間に「手術や長期の療養が必要な重い病気にかかった」、「鬱など精神的な問題があった」という質問項目と、過去1年間の退職理由として「自分が病気になったから」という質問項目との相関も有意であった。

9)  $\Delta Y_{it}$ の初期時点における履歴一既婚者と就学前児童の存在を示すダミー変数を推定式に同時に投入したところ、多重共線性により有意な結果が得られなかったため推定式から除外した。

10) 1993年における住宅地の公示価格は、三大都市圏で14.5%、東京圏で14.6%、大阪圏で17.1%、名古屋圏で8.6%と、1992年において22.9%を下げた大阪圏を除けば、過去最大の落ち込みであった(国土交通省「地価公示」)。

11) 全調査対象者については完全なbalanced panelであるが、有配偶者については各調査時点における既婚者のみを抽出したためunbalanced panelとなっている。

12) 有配偶者モデルにおいては、静学モデルと同様に、夫の親との同居については心理的健康状態にネガティブな効果が、夫の教育水準についてはポジティブな効果がみられる。これらは、全調査対象者には投入されなかった変数であるため特記しておく。

## 参考文献

- 馬場康彦・近藤克則・末盛慶(2003)「結婚と心理的健康——背景としての社会経済的地位」『季刊家計経済研究』No. 58, pp. 77-85.
- 中馬宏之・大石亜希子(1998a)「高齢者の就業決定における健康要因の影響」『国民生活基礎調査』による分析『高齢社会における社会保障体制の再構築に関する理論研究事業の調査研究報告書II』長寿社会開発センター。
- 中馬宏之・大石亜希子(1998b)「高齢者の就業決定における健康要因の影響」『高齢者就業実態調査』による分析『高齢社会における社会保障体制の再構築に関する理論研究事業の調査研究報告書II』長寿社会開発センター。
- 深谷太郎(2001)「健康と心身機能」、平岡公一編『高齢期と社会的不平等』東京大学出版会, pp. 51-60.
- 平岡公一(2001)『高齢期と社会的不平等』東京大学出版会。
- 稲葉昭英(1995)「有配偶女性の心理的ディストレス」『総合都市研究』56号, pp. 93-111.
- 稲葉昭英(1998)「ジェンダーとストレス」『季刊家計経済研究』第37号, pp. 32-40.
- 稲葉昭英(1999)「有配偶女性のディストレスの構造——大都市近郊」石原邦雄編『妻たちの生活——ストレスとサポート関係——家族・職業・ネットワーク』東京大学出版会, pp. 87-119.
- 稲葉昭英(2002)「結婚とディストレス」『社会学評論』Vol. 53, No. 2, pp. 214-229.
- 岩本康志(2000)「健康と所得」国立社会保障・人口問題

- 研究所編『家族・世帯の変容と生活保障機能』東京大学出版会, pp. 95-117.
- 泉田信行(2006)「生活習慣病罹患と労働時間の関係」2006年日本経済学会秋季大会報告論文.
- 近藤克則(2000)「要介護高齢者は低所得者層になぜ多いか」『社会保険旬報』No. 2073, pp. 6-11.
- 松岡英子(1999)「有配偶女性のディストレスとその規定要因——地方都市の分析」石原邦雄編『妻たちの生活ストレスとサポート関係——家族・職業・ネットワーク』東京都立大学出版会: pp. 121-150.
- 村上あかね(2003)「なぜ脱落したのか:「消費生活に関するパネル調査」における脱落理由の分析」『家計・仕事・暮らしと女性の現在:消費生活に関するパネル調査(第10年度)』(財)家計経済研究所編, pp. 115-122, 国立印刷局.
- 西村純子(2006)「就業変化とディストレス——産・育児期の女性についてのパネルデータ分析」『家族研究年報』No. 31, pp. 29-41.
- 大石亜希子(2000)「高齢者の就業決定における健康要因の影響」『日本労働研究雑誌』No. 481, pp. 51-62.
- 坂本和靖(2003)「誰が脱落するのか:「消費生活に関するパネル調査」における脱落サンプルの分析」『家計・仕事・暮らしと女性の現在:消費生活に関するパネル調査(第10年度)』(財)家計経済研究所編, pp. 123-136, 国立印刷局.
- 杉澤秀博・深谷太郎(2002)「後期高齢期における健康の階層差の存在とその要因」(財)東京都老人総合研究所「後期高齢者における健康・家族・経済のダイナミクス」pp. 105-118.
- 鈴木亘(2007)「肥満と長時間労働」2007年日本経済学会秋季大会報告論文.
- 武川正吾(2002)「健康の不平等」社会政策学会第104回大会報告要旨.
- 富岡淳(2006)「労働経済学における主観的データの活用」『日本労働研究雑誌』No. 551, pp. 17-31.
- Adams P., Hurd M.D., McFadden D., Merrill A. and Ribeiro T. (2003) "Healthy, Wealthy, and Wise? Tests for Direct Causal Paths between Health and Socioeconomic Status," *Journal of Econometrics*, Vol. 112, Issue 1, pp. 3-56.
- Benzeval M., Taylor J. and Judge K. (2000) "Evidence on the Relationship between Low Income and Poor Health. Is the Government Doing Enough?" *Fiscal Studies*, Vol. 21, No. 3, pp. 375-399.
- Benzeval M. and Judge K. (2001) "Income and Health: The Time Dimension," *Social Science and Medicine*, Vol. 52, Issue 9, pp. 1371-1390.
- Bound J., Brown C., and Mathiowetz N. (2001) "Measurement Error in Survey Data," in *Handbook of Econometrics* 5, ed. Heckman J.J. and Leamer E. E., Chapter 59: pp. 3705-3843, Elsevier.
- Case A., Fertig A. and Paxson C. (2005) "The Lasting Impact of Childhood Health and Circumstance," *Journal of Health Economics*, Vol. 24, Issue 2, pp. 365-389.
- Chandola T. (1998) "Social Inequality in Coronary Heart Disease: A Comparison of Occupational Classifications," *Social Science and Medicine*, Vol. 47, Issue 4, pp. 525-533.
- Chandola T. (2000) "Social Class Differences in Mortality Using the New UK National Statistics Socio-Economic Classification," *Social Science and Medicine*, Vol. 50, Issue 5, pp. 641-649.
- Crossley T.F. and Kennedy S. (2002) "The Reliability of Self-Assessed Health Status," *Journal of Health Economics*, Vol. 21, No. 4, pp. 643-658.
- Ettner S. (1996) "New Evidence on the Relationship between Income and Health," *Journal of Health Economics*, Vol. 15, No. 1, pp. 67-85.
- Frijters P., Haisken-DeNew J.P. and Shields M.A. (2005) "The Causal Effect of Income on Health: Evidence from German Reunification," *Journal of Health Economics*, Vol. 24, No. 5, pp. 997-1017.
- Gerdtham U.G., Johannesson M., Lundberg L. and Isacson D. (1999) "A Note on Validating Wagstaff and Van Doorslaer's Health Measure in the Analysis of Inequalities in Health," *Journal of Health Economics*, Vol. 18, No. 1, pp. 117-124.
- Grootendorst P., Feeny D. and Furlong W. (1997) "Does It Matter Whom and How You Ask? Inter and Intra-Rater Agreement in the Ontario Health Survey," *Journal of Clinical Epidemiology*, Vol. 50, No. 2, pp. 127-136.
- Idler E.L. and Kasl S.V. (1995) "Self-ratings of Health: Do They Also Predict Change in Functional Ability?" *Journal of Gerontology*, Vol. 50B, Issue 6, S344-353.
- Lindahl, M. (2005) "Estimating the Effect of Income on Health and Mortality Using Lottery Prizes as Exogenous Source of Variation in Income," *Journal of Human Resources*, Vol. 40, No. 1, pp. 144-168.
- Marmot M. (1999) "Multilevel Approaches to Understanding Social Determinants," in *Social Epidemiology*, ed. Berkman L. and Kawachi L., pp. 349-367, Oxford University Press.
- McCallum J., Shadbolt B. and Wang D. (1994) "Self-rated Health and Survival: 7 Years Follow-up Study of Australian Elderly," *American Journal of Public Health*, Vol. 84, No. 7, pp. 1100-1105.
- Meer J., Miller D. and Rosen H. (2003) "Exploring the Health-Wealth Nexus," *Journal of Health Economics*, Vol. 22, No. 5, pp. 713-730.
- Smith J.P. (1998) "Socioeconomic Status and Health," *American Economic Review*, Vol. 88, No. 2, pp. 192-196.
- Smith J.P. (1999) "Healthy Bodies and Thick Wallets: The Dual Relation between Health and Economic Status," *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 13, No. 2, pp. 145-166.
- Smith J.P. (2007) "The Impact of Socioeconomic Status on Health over the Life-Course," *Journal of Human Resources*, Vol. 42, No. 4, pp. 739-764.
- Tourangeau R and Smith T. W. (1996) "Asking Sensitive Questions the Impact of Data Collection Mode, Question Format, and Question Context," *Public Opinion Quarterly*, Vol. 60, No. 2, pp. 275-304.
- Tversky A. and Kahneman D. (1998) "Rational Choice and the Framing of Decisions," in *Decision Making: Descriptive, Normative, and Prescriptive Interactions*, ed. Bell D., Raiffa D. and Tversky A. Cambridge University Press.

## Stable Wage Distribution in Japan 1982-2002: A Counter Example for SBTC?

川口 大司  
森 悠子

一橋大学大学院経済学研究科

統計研究会 労働市場部会  
2008年4月25日

## 先進諸国における近年の賃金格差の 動向

- 賃金分布は不平等化
  1. アメリカ (Autor, Katz and Kearney (2007))
  2. イギリス (Goos and Manning (2007))
  3. カナダ (Boudarbat, Lemieux and Riddell (2003))
- 賃金分布は安定的
  1. フランス (Piketty (1999))
    - 労使交渉による制度的な賃金決定
  2. 日本 (玄田(1994), Genda (1998), 篠崎(2001), Shinozaki (2002), Kambayashi, Kawaguchi and Yokoyama (forthcoming), 櫻井(近刊))
    - 高技能労働者の供給増加

## 英語圏における近年の賃金格差拡大に関する 説明と論争

- 技能偏向的な技術進歩
  - Autor, Katz and Kearney (2007)
  - Goos and Manning (2007)
- 賃金制度の変化
  - 実質最低賃金率の低下 Lee(1999)
  - 労働組合組織率の低下 DiNardo, Fortin and Lemieux (1996) and Card and DiNardo (2002)
- 高技能労働者の供給変化
  - アメリカ、イギリス、カナダにおける大卒労働者伸び率の低下 Card and Lemieux (2002)
- 賃金格差が大きいグループ(高齢者・高学歴者)への人口シフト Lemieux (2006)

## いくつかの仮説を検証する場としての 日本経済

- 制度化された中央集権的な賃金決定制度を持たない
  - 春闘が存在するが、直接的な影響を受けるのは大企業の組合労働者のみ。2007年の推定組織率は18.1%(平成19年労働組合基礎調査)。
  - 組合が使用者と結ぶ契約は非労働組合員には及ばないため、組合契約の労働者カバー率は先進諸国の中で米国と並んで低率(Ehrenberg and Smith (2003))。
  - いわゆる「スピルオーバー」効果については理論的にも実証的にもその存在は疑問。
- 人的資源モデルに基づくミンサー型賃金方程式は日本のデータによく当てはまる。(Hashimoto and Reisman (1985), Mincer and Higuchi (1988), Ogawa and Clark (1992), Kambayashi, Kawaguchi and Yokoyama (2008))



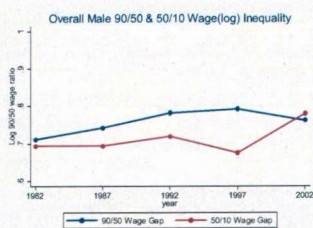
### この論文の目的

- 賃金構造基本統計調査には含まれない非直接雇用の労働者も含めた賃金分布の推移をしらべ、Kambayashi, Kawaguchi and Yokoyama (2008)の結果の頑健性を検証。
- Kambayashi, Kawaguchi and Yokoyama (2008)で発見された安定的な賃金分布について理由を解明する。
- 高卒・大卒賃金格差の動向について、需要・供給要因によって説明する。

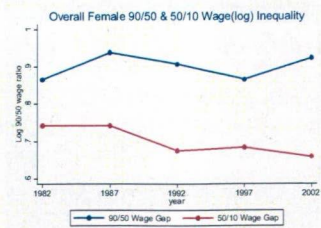
### データ

- 就業構造基本調査
- 各調査年 44万世帯、100万個人のデータ
- 1982, 1987, 1992, 1997, 2002年の観察値を利用する。
- 年収階級値、週当たり労働時間階級値、年間労働週階級値より時間当たり賃金率を計算。
- 時間当たり賃金率には誤差が含まれる。

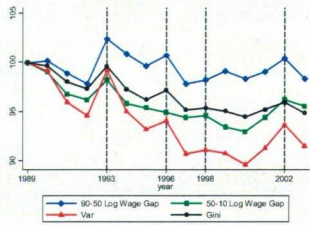
### 男性賃金分布



### 女性賃金分布

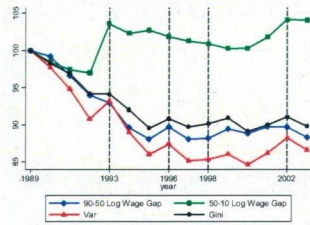


### 賃金センサスに基づく分析との比較 (男性)



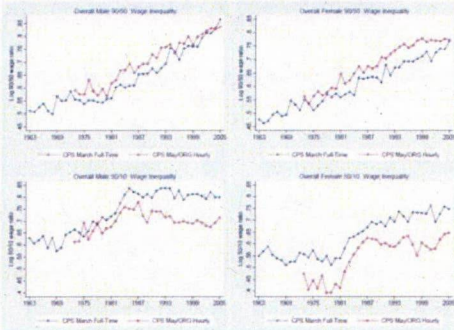
Kabayashi, Kawaguchi and Yokoyama (forthcoming)

### 賃金センサスに基づく分析との比較 (女性)



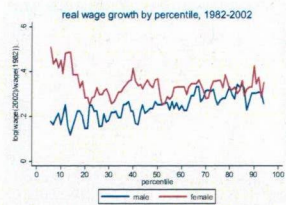
Kabayashi, Kawaguchi and Yokoyama (forthcoming)

### アメリカとの比較



Autor, Katz and Keany (2007) Figure 3

### パーセンタイルごと賃金伸び率



## アメリカとの比較

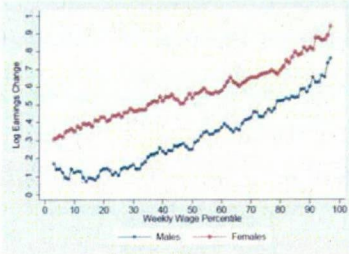


Figure 1. Change in Log Real Weekly Wage by Percentile, Full Time Workers, 1963 - 2005.

Autor, Katz and Keany (2007) Figure 1

## DiNardo, Fortin and Lemieux

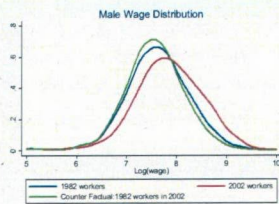
- 1982年の賃金分布  $f^{1982}(y) = \int f^{1982}(y|x)h(x|t=1982)dx$
- 2002年の賃金分布  $f^{2002}(y) = \int f^{2002}(y|x)h(x|t=2002)dx$
- 労働者構成が1982年のままで、賃金構造が2002年の場合の仮想的な賃金分布

$$f_{1982}^{2002}(y) = \int f^{2002}(y|x)h(x|t=1982)dx$$

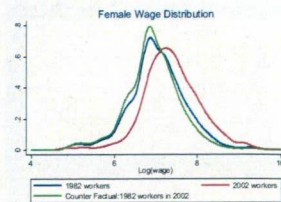
$$= \int \theta f^{2002}(y|x)h(x|t=2002)dx$$

$$\theta = \frac{P(t=1982|x)P(t=2002)}{P(t=2002|x)P(t=1982)}$$

## 男性時間あたり賃金率(自然対数値)分布のノンパラメトリック推定



## 女性時間あたり賃金率(自然対数値)分布のノンパラメトリック推定



### ここまでの発見

- 1982年から2002年にかけて日本の賃金分布は驚くほど安定的であった。
- 例外は女性の賃金分布の下すその部分。この部分に関しては賃金分布は圧縮した。

### 確認: 男性賃金方程式

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	1982	1987	1992	1997	2002
教育年数	0.092 (0.000)	0.093 (0.000)	0.094 (0.000)	0.086 (0.000)	0.085 (0.001)
潜在経験年数	0.044 (0.000)	0.043 (0.000)	0.042 (0.000)	0.043 (0.000)	0.038 (0.000)
潜在経験年数 <sup>2</sup> /100	-0.076 (0.001)	-0.073 (0.001)	-0.072 (0.001)	-0.072 (0.001)	-0.064 (0.001)
勤続年数	0.032 (0.000)	0.033 (0.000)	0.028 (0.000)	0.030 (0.000)	0.034 (0.000)
勤続年数 <sup>2</sup> /100	-0.050 (0.001)	-0.052 (0.001)	-0.040 (0.001)	-0.042 (0.001)	-0.052 (0.001)
定数項	5.580 (0.007)	5.656 (0.008)	5.950 (0.007)	6.122 (0.007)	6.020 (0.008)
サンプルサイズ	280906	279907	248390	328204	285690
R <sup>2</sup>	0.27	0.27	0.27	0.28	0.24

### 確認: 女性賃金方程式

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	1982	1987	1992	1997	2002
教育年数	0.098 (0.001)	0.096 (0.001)	0.097 (0.001)	0.096 (0.001)	0.095 (0.001)
潜在経験年数	0.006 (0.000)	0.003 (0.000)	0.001 (0.000)	0.003 (0.000)	0.006 (0.000)
潜在経験年数 <sup>2</sup> /100	-0.019 (0.001)	-0.013 (0.001)	-0.010 (0.001)	-0.014 (0.001)	-0.015 (0.001)
勤続年数	0.043 (0.001)	0.045 (0.000)	0.042 (0.000)	0.045 (0.000)	0.038 (0.000)
勤続年数 <sup>2</sup> /100	-0.077 (0.001)	-0.082 (0.001)	-0.072 (0.001)	-0.077 (0.001)	-0.070 (0.001)
定数項	5.479 (0.014)	5.622 (0.014)	5.896 (0.012)	5.985 (0.012)	5.933 (0.014)
サンプルサイズ	143766	152159	210986	203723	186911
R <sup>2</sup>	0.14	0.14	0.14	0.16	0.13

### 安定的な教育収益率の裏にあるメカニズムは？

- 技能偏向的な技術進歩仮説への反証か？
- ただし、1966-1975と1991-2005の急激な4大進学率の上昇に着目する必要がある。
- 1976-1990年の期間は4大進学率が緩やかに下降。
- 需要シフトを推定するためには供給シフトを制御する必要がある。