

表10 教育資源と学力の関係 (OLS 推定)

推定方法	小学校			
	OLS	OLS	OLS	OLS
被説明変数	国語平均	算数平均	国語標準偏差	算数標準偏差
児童用PC配置	-0.517 (1.856)	-1.062 (2.026)	1.283 (1.256)	0.103 (1.377)
教員用PC配置	-0.087 (0.552)	-0.585 (0.581)	-0.183 (0.424)	-0.038 (0.388)
普通教室PC配置の有無	1.312 (0.997)	0.837 (1.230)	-0.113 (0.974)	0.619 (0.994)
普通教室LAN配置の有無	-0.070 (0.475)	-0.079 (0.450)	-0.068 (0.335)	-0.082 (0.384)
普通教室PC配置の有無	-1.542 (1.075)	-0.618 (1.231)	0.241 (1.015)	-0.561 (1.004)
×普通教室LAN配置の有無	0.372 (0.322)	0.201 (0.345)	-0.125 (0.222)	-0.089 (0.227)
学校図書館図書標準達成の有無	-0.246 (0.139)	-0.266 (0.159)	0.004 (0.100)	0.012 (0.093)
調査対象学年の1学級当たり児童数	-0.767 ** (0.239)	-0.915 *** (0.233)	0.523 ** (0.172)	0.627 ** (0.209)
調査対象学年の1学級当たり児童数の二乗/100	1.350 ** (0.472)	1.605 *** (0.455)	-0.923 ** (0.326)	-1.027 * (0.395)
教員平均年齢	-1.776 (1.076)	-3.763 ** (1.282)	0.795 (0.879)	0.487 (1.031)
教員平均年齢の二乗/100	2.181 (1.175)	4.440 ** (1.413)	-1.118 (0.969)	-0.807 (1.122)
21歳から35歳までの教員数の割合	0.009 (0.043)	0.005 (0.058)	-0.030 (0.037)	-0.041 (0.037)
36歳から48歳までの教員数の割合	0.039 (0.026)	0.035 (0.036)	-0.043 * (0.020)	-0.041 * (0.019)
一律な教員配置からの乖離の程度	-0.011 (0.016)	-0.008 (0.019)	0.004 (0.009)	0.000 (0.011)
講師招聘を伴う校内研修の程度	-0.046 (0.385)	0.163 (0.339)	-0.194 (0.294)	-0.198 (0.204)
基礎学力定着のための研修の程度	-0.640 ** (0.229)	-0.687 * (0.277)	0.293 * (0.127)	0.222 (0.147)
実践的な研修の程度	0.517 * (0.220)	0.541 * (0.257)	-0.430 * (0.161)	-0.320 (0.170)
特別支援教育に関する研修の程度	-0.241 (0.157)	-0.342 (0.202)	0.256 * (0.126)	0.237 (0.157)
外部研修の程度	0.139 (0.259)	0.384 (0.328)	-0.046 (0.192)	-0.008 (0.185)
ICT研修の程度	0.232 (0.229)	0.266 (0.243)	-0.112 (0.155)	-0.194 (0.173)
授業研究を伴う研修の回数	-1.143 * (0.471)	-1.208 ** (0.430)	0.429 (0.257)	0.582 * (0.288)
調査対象学年の1学級当たり児童数×授業研究を伴う研修の回数	0.091 * (0.036)	0.099 ** (0.033)	-0.037 (0.019)	-0.042 (0.022)
調査対象学年の1学級当たり児童数の二乗/100×授業研究を伴う研修の回数	-0.158 * (0.065)	-0.175 ** (0.060)	0.069 (0.036)	0.067 (0.040)
校長のリーダーシップの程度	0.210 (0.268)	0.393 (0.298)	-0.047 (0.204)	-0.214 (0.214)
予算に関する校長の意向の反映の程度	-0.186 (0.231)	-0.046 (0.288)	0.050 (0.149)	0.047 (0.177)
校長の裁量経費の有無	-0.205 (0.267)	-0.275 (0.279)	0.117 (0.173)	0.103 (0.214)
人事に関する校長の意向の反映の程度	-0.120 (0.232)	-0.543 (0.272)	0.081 (0.163)	0.078 (0.202)
人口1人あたり社会教育費の対数値	-0.245 (0.469)	0.649 (0.541)	-0.157 (0.309)	-0.118 (0.346)
児童1人あたり学校教育費の対数値	0.252 (0.411)	0.637 (0.439)	-0.145 (0.287)	-0.582 * (0.291)
学校のHPを利用した自己点検評価結果の開示の有無	0.957 (0.671)	0.639 (0.747)	-0.280 (0.435)	0.050 (0.510)
児童による授業評価の有無	0.631 (0.361)	0.317 (0.370)	-0.294 (0.219)	0.007 (0.239)
外部評価者による外部評価の有無	-0.120 (0.330)	-0.468 (0.266)	0.247 (0.201)	0.316 (0.206)
保護者や地域の意見を参考にした教育目標作成の有無	0.079 (0.232)	0.124 (0.257)	0.084 (0.158)	0.094 (0.144)
平日の1日当たり勉強時間	0.098 *** (0.017)	0.098 *** (0.018)	-0.042 *** (0.010)	-0.037 ** (0.011)
学校の勉強より高度な内容の塾への通塾率	0.058 ** (0.021)	0.056 ** (0.020)	-0.021 (0.013)	-0.009 (0.016)
調査対象学年の社会性	0.028 (0.112)	0.073 (0.123)	0.002 (0.078)	-0.091 (0.064)
児童の学習態度	-1.833 *** (0.405)	-1.701 *** (0.429)	0.677 ** (0.221)	0.741 ** (0.260)
就学援助の生徒割合	-0.055 ** (0.016)	-0.079 *** (0.018)	0.034 ** (0.012)	0.043 *** (0.012)
学校全児童数250人未満	-0.183 (0.424)	-0.168 (0.470)	-0.195 (0.293)	-0.077 (0.333)
学校全児童数500人以上	0.907 ** (0.327)	1.078 * (0.407)	-0.242 (0.235)	-0.127 (0.276)
市町村民税1人あたり所得割額の対数値	2.246 ** (0.743)	1.384 (0.966)	1.149 * (0.445)	1.360 * (0.522)
定数項	99.027 *** (26.164)	142.851 *** (31.292)	-1.515 (21.234)	7.737 (25.886)
n	827	827	827	827
F値	230.13	207.26	42.50	39.03
Adjusted R2	0.386	0.359	0.209	0.235

注1) 括弧内は市町村内の誤差項の相関を考慮した頑健な標準誤差 (clustering robust standard error)。

2) * p < .05, ** p < .01, *** p < .001

表10 教育資源と学力の関係(OLS推定)(続き)

推定方法	中学校			
	OLS 国語平均	OLS 数学平均	OLS 国語標準偏差	OLS 算数標準偏差
説明変数	2.143 (1.932)	5.625 (3.656)	-0.570 (1.433)	-0.587 (1.358)
生徒用PC設置	-0.780 (0.675)	-1.745 (0.936)	0.305 (0.624)	0.614 (0.457)
教員用PC設置	0.996 (1.249)	-0.973 (1.390)	-0.794 (0.918)	-0.456 (1.056)
普通教室PC設置の有無	0.278 (0.649)	0.258 (1.122)	-0.199 (0.481)	-0.038 (0.421)
普通教室LAN設置の有無	-0.870 (1.215)	1.549 (1.513)	0.677 (0.840)	-0.128 (1.128)
×普通教室LAN設置の有無	-0.069 (0.345)	0.234 (0.556)	-0.542 (0.287)	-0.298 (0.265)
学校図書館図書標準達成の有無	-0.317 (0.243)	-0.673 * (0.304)	0.171 (0.200)	0.073 (0.192)
少人数指導学習スペースの有無	-0.107 (0.497)	1.381 * (0.599)	-0.556 (0.550)	-0.363 (0.424)
調査対象学年の1学級当たり生徒数	0.264 (0.811)	-1.849 (0.961)	0.874 (0.870)	0.436 (0.669)
の二乗/100	7.355 ** (2.695)	8.595 * (4.035)	-5.860 ** (2.176)	-1.440 (1.844)
教員平均年齢	-7.624 * (2.877)	-9.224 * (4.392)	6.089 * (2.397)	1.470 (2.010)
21歳から35歳までの教員数の割合	0.129 (0.067)	0.107 (0.103)	-0.121 * (0.046)	-0.046 (0.047)
36歳から48歳までの教員数の割合	0.010 (0.034)	-0.006 (0.045)	-0.027 (0.021)	-0.009 (0.017)
一様な教員配置からの乖離の程度	0.004 (0.020)	0.024 (0.031)	-0.011 (0.016)	-0.007 (0.013)
講師招聘を伴う校内研修の程度	0.344 (0.254)	0.242 (0.447)	-0.245 (0.242)	-0.367 (0.198)
基礎学力定着のための研修の程度	-0.136 (0.279)	0.144 (0.377)	0.155 (0.191)	-0.298 * (0.143)
実践的な研修の程度	0.009 (0.246)	-0.028 (0.387)	-0.068 (0.212)	0.186 (0.173)
特別支援教育に関する研修の程度	-0.382 (0.200)	-0.541 (0.293)	0.272 (0.176)	0.328 * (0.161)
外部研修の程度	0.278 (0.243)	0.651 (0.424)	-0.032 (0.168)	-0.192 (0.172)
ICT研修の程度	-0.384 * (0.148)	-0.598 (0.309)	0.516 ** (0.179)	0.345 * (0.153)
授業研究を伴う研修の回数	2.231 * (1.082)	7.756 *** (1.763)	-2.762 * (1.194)	-2.332 (1.374)
調査対象学年の1学級当たり生徒数	-0.145 (0.076)	-0.471 *** (0.115)	0.178 * (0.079)	0.139 (0.084)
×授業研究を伴う研修の回数	0.230 (0.129)	0.710 *** (0.186)	-0.279 * (0.128)	-0.207 (0.129)
調査対象学年の1学級当たり生徒数	0.151 (0.237)	-0.333 (0.487)	-0.286 (0.248)	-0.182 (0.209)
の二乗/100×授業研究を伴う研修の回数	0.151 (0.237)	-0.333 (0.487)	-0.286 (0.248)	-0.182 (0.209)
校長のリーダーシップの程度	-0.420 (0.233)	-0.774 (0.439)	0.390 * (0.181)	0.376 (0.198)
予算に関する校長の意向の反映の程度	0.202 (0.337)	0.688 (0.533)	-0.037 (0.432)	-0.468 (0.255)
校長の裁量経費の有無	0.102 (0.231)	0.345 (0.592)	-0.151 (0.186)	-0.178 (0.205)
人事に関する校長の意向の反映の程度	-0.712 (0.402)	-1.272 (0.843)	0.695 (0.390)	0.436 (0.349)
人口1人あたり社会教育費の対数値	1.391 ** (0.446)	1.902 * (0.739)	-0.760 (0.382)	-0.816 * (0.345)
生徒1人あたり学校教育費の対数値	-0.878 * (0.435)	-1.031 (0.664)	0.293 (0.342)	0.521 (0.303)
学校のHPを利用した	-0.174 (0.280)	-0.169 (0.484)	0.012 (0.214)	-0.122 (0.177)
自己点検評価結果の開示の有無	0.151 (0.267)	0.536 (0.539)	-0.327 (0.245)	-0.202 (0.233)
生徒による授業評価の有無	0.393 * (0.156)	0.512 (0.275)	-0.387 * (0.145)	-0.195 (0.117)
外部評価者による外部評価の有無	0.078 *** (0.019)	0.107 *** (0.030)	-0.038 (0.021)	-0.034 * (0.017)
平日の1日当たり勉強時間	0.053 * (0.026)	0.189 *** (0.046)	-0.028 (0.025)	-0.027 (0.016)
学校の勉強より高度な内容の 習への通塾率	0.834 *** (0.172)	1.283 *** (0.258)	-0.599 *** (0.166)	-0.789 *** (0.147)
調査対象学年の社会性	-0.702 * (0.307)	-1.465 ** (0.462)	0.172 (0.254)	-0.095 (0.238)
生徒の学習態度	-0.093 *** (0.021)	-0.124 ** (0.046)	0.052 ** (0.019)	0.036 (0.022)
就学援助の生徒割合	0.077 (0.519)	0.803 (0.914)	-0.149 (0.383)	-0.672 * (0.324)
学校全生徒数250人未満	-0.233 (0.282)	-0.409 (0.415)	0.144 (0.301)	0.473 (0.264)
学校全生徒数500人以上	-0.248 (1.122)	2.330 (1.977)	0.441 (0.977)	-0.226 (0.739)
市町村民税1人あたり所得割額の対数値	-131.753 (68.636)	-225.857 * (100.367)	187.001 ** (54.895)	95.345 * (44.595)
定数項				
n	369	369	369	369
F値	257.62	238.08	96.80	110.95
Adjusted R2	0.482	0.561	0.291	0.347

注1) 括弧内は市町村内の誤差項の相関を考慮した頑健な標準誤差
(clustering robust standard error)。

2) * p < .05, ** p < .01, *** p < .001

小学校と中学校の結果を通じて注目すべきは、交差項を追加したことにより、学級規模の変数および授業研究を伴う研修の変数が両方とも有意に推定されるケースが増えたことである。具体的には小学校の国語と算数の平均正答率、および中学校の数学の平均正答率の式において、これらの変数が有意に推定されている。これは学級規模の大小と学力の高低との関係が、研修の多寡によって異なる可能性があることを示唆している。

推定結果の符号をそのまま解釈することは困難なので、推定結果を用いてシミュレーションした結果を図1、2、3にそれぞれ示した⁽¹⁵⁾。小学校の国語の結果を用いた図1を例に説明すると、研修回数がゼロ回の場合には、学級規模が28人から29人の場合に平均正答率が最も低くなる。これよりも規模が小さい、または大きい場合に平均正答率が高くなり、38人の場合と19人の場合がほぼ同じ正答率となる。

しかしこの結果は研修の回数が増加するに従って変化する。研修回数が15回ある場合は、むしろ学級規模が約29人の場合に平均正答率が最も高くなり、その前後では平均正答率が低くなっている。学級規模を19人から38人の間で、研修回数をゼロ回から15回の間でそれぞれ変化させたとき、最も平均正答率が高いのは学級規模が29人で研修回数が15回の場合である。つまり、研修の機会が相当多く確保されているという条件付きであれば、学級規模が30人前後の場合がむしろ平均正答率が最も高いことになる。

ただ注意すべきは、上記の範囲内での平均正答率の変化の程度が非常に小さいことである。学級規模が29人で研修回数が15回の場合と学級規模が38人で研修回数がゼロ回の場合の平均正答率の差はわずか1.17%ポイントである。これは学級規模の大小や研修機会の多寡による平均正答率の変動がかなり小さいことを意味している。

小学校の算数の結果を用いた図2の解釈は、図1とほぼ同様である。他方中学校の数学の結果を用いた図3は、小学校のシミュレーション結果とは少し異なる形を見せている。研修回数がゼロ回の場合、学級規模が30人から38人までの間では平均正答率の変化はほとんど観察されない。研修回数が15回の場合には学級規模が38人だと平均正答率が少し高いが、これよりも点数が高いのは学級規模が19人の場合である。つまり中学校の数学では、研修の回数が相当多く確保されているという条件付きであれば、学級規模が劇的に小さい場合に平均正答率が最も高いことになる。同時に、もし研修の回数の確保が不十分な場合は、学級規模が小さいほど平均正答率が低下している。

2007年時点での千葉県の学級編成基準の下では、そもそも同学年の生徒数が20人程度だった場合や、同学年の生徒数が39人で、19人と20人の学級に分割された場合にのみ、20人前後の学級が出現する。研修回数が十分に確保されている条件下において最も高い平均正答率を示すこの20人規模の学級の割合を増加させたいのであれば、学級編成基準の上限値を変更し、38人から35人、あるいは30人前後まで低下させる必要がある。ただ、例えば上限値が30人の場合、規模が20人前後の学級が出現する確率は高くなるが、一方でシミュレーションの結果は、上限値である30人学級の平均正答率が38人学級の平均正答率よりも低いことを示している。学級規模の上限値を変更する際には、変更によって増加する小規模学級の成績に注目するのか、上限値付近の学級の成績に着目するのかを慎重に区分して議論する必要がある⁽¹⁶⁾。なお、どのような学級規模であったとしても、授業研究を伴う研修の回数を増加させれば中学校の数学の平均正答率は高くなることを、シミュレーションの結果は示している。

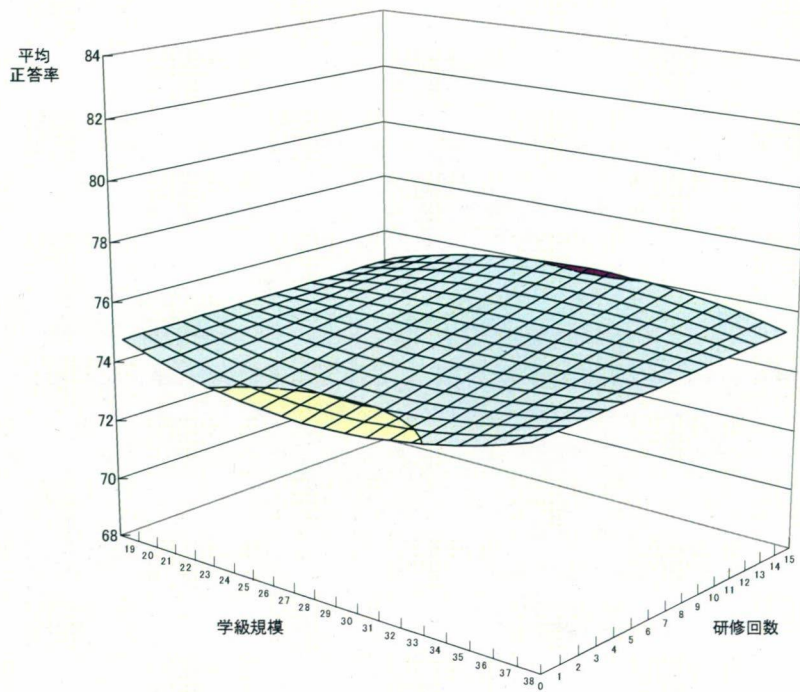


図1 学力と学級規模、授業研究を伴う研修との関係（小学校・国語）

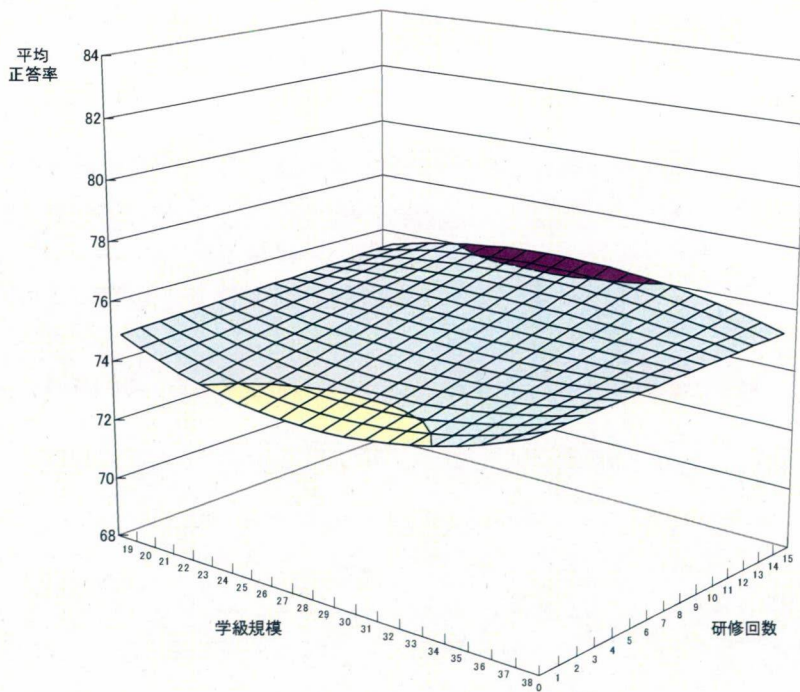


図2 学力と学級規模、授業研究を伴う研修との関係（小学校・算数）

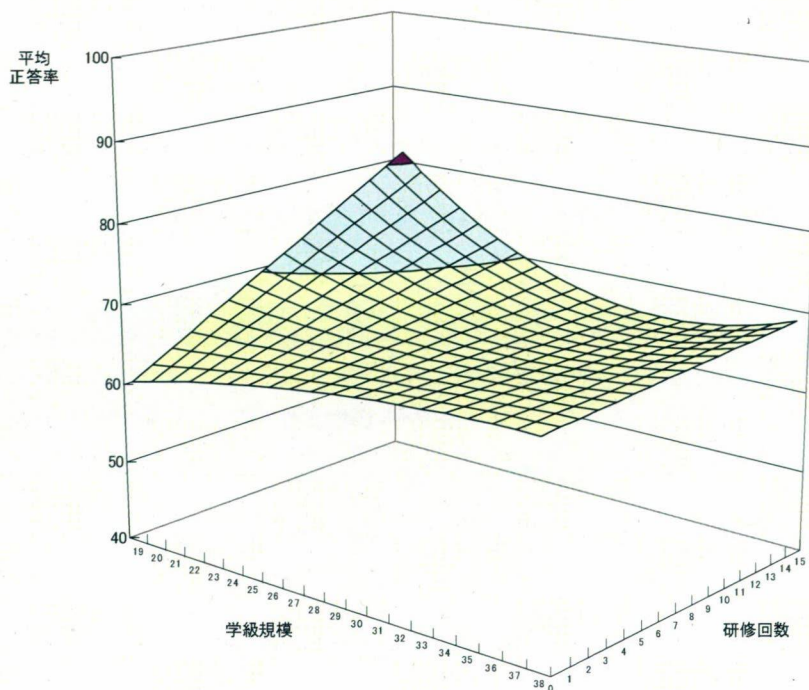


図3 学力と学級規模、授業研究を伴う研修との関係（中学校・数学）

4. 結論と展望

本稿は学校に配置される物的資源、人的資源などの教育資源と、各学校の平均学力および学力のばらつきとの関係を計量分析から明らかにした。分析は小学校の国語と算数、中学校の国語と数学を対象とし、それぞれの学校平均正答率と正答率のばらつきに有意に関係のある要因を抽出した。

授業研究を伴う研修などいくつかの研修が学力と有意な関係にある。中学校では教員の平均年齢も学力と有意な関係がある。児童生徒の個人的な特徴（家庭での状況や社会性、規律の程度）や学校が直面している状況も学力と有意な関係がある。研修の回数を相当に多く確保するという条件の下で、学級規模が小さいと学力が高くなる関係が見られる。ただしシミュレーションの結果は、学級規模の大小による学力の差が小さいことを示している。学級規模を縮小させるか否かの選択は、研修の回数を相当に多く確保できるかによって大きく左右される。

物的資源の多寡や学校運営のあり方が学力と有意な関係にないという結果は、米国を中心とした先行研究と類似の結果である。もちろん、教育資源の投入は学力の向上だけを目指すわけではないから、学力と有意な関係になかった教育資源の投入を直ちに否定することに対しては十分に注意する必要がある。

本稿は、国語と算数（数学）の学力向上を考える際の客観的な材料の1つを示した。今後はさらなるデータの蓄積と分析手法の改善を図る必要がある。また学校単位ではなく、児童生徒単位での分析についても残された課題である。投入すべき教育資源の種類や投入

量の決定に対する客観的かつ有用な情報を得るためには、今後、一層の分析結果の蓄積が必要である。

<注>

- (1) 教育の経済分析については、例えば赤林 (2001)、小塩 (2001; 2002; 2003)、山内 (2000) などが参考になる。また1990年代から2000年代にかけての米国の研究動向に関しては、Card and Krueger (1996)、Hanushek (2006)などを参照。
- (2) もう1つの理由は、児童生徒個人レベルの成績データが正規分布から外れ、満点の近傍に密集しているためである。この場合、OLS 推定など変数の正規性を仮定した分析手法ではなく、例えばバイアス補正が可能なトービット推定などの手法を用いる必要がある。しかしトービット推定を選択すると、今度は学校内や市町村内の誤差項の相関を考慮することができず、これも推定値にバイアスを生じさせてしまう。
- (3) 付随して、説明変数が前年の状態を尋ねている場合でも、結果の解釈には注意が必要である。学力向上のための取り組みの中にはしばらく時間が経過した後に効果が現れる類のものもあるだろう。このような中長期的な効果を検証するには、取り組みを始めてから少なくとも2、3年経過した時点の学力データが必要となり、1時点のデータで検証するのは困難である。
- (4) このように観察不可能な要因を考慮して分析する手法として、例えば Krueger (1999) や Angrist and Lavy (1999) なども用いた操作変数法 (2段階最小二乗法) を選択する方法もある。しかし操作変数法は適切な操作変数を見つけ出すのが難しい。具体的には1段階目で推定された関数と2段階目の確率的誤差項が無相関である必要があるが、この条件を満たすような外生変数を見つけることが非常に困難である。また2時点のデータがあればその階差を取って Difference in Difference 推定することも考えられるが、本稿のデータは1時点のみのデータである。また1990年代後半頃から政策評価の分析に対してしばしば適用されるようになってきている Propensity Score Matching Method (PSM法) を用いる方法もあるだろう。しかし STAR 計画のデータを用いて学級規模縮小が学力に与えた効果を検証した Wilde and Hollister (2007) によれば、PSM法は学級規模縮小の効果をうまく捉えられず、かつ他の回帰手法と比較して精度が特に良好というわけではない。これらの点も考慮して、本稿ではまず基本的な OLS 推定の結果を報告し、推定方法の改善については今後の課題とした。
- (5) Goolsbee and Guryan (2006) はデジタルデバイドの懸念を背景にしてカリフォルニアの公立校に対して導入された E-Rate subsidy (学校のインターネット環境整備に対する公的補助金) の効果を検証している。この研究では、補助金の存在が公立校、特に黒人とヒスパニックの多い学校のインターネット設備を著しく増大させ、デジタルデバイドの解消に有益だったことを指摘している。他方、インターネット環境の整備が児童生徒のテストスコアに対して与えた効果については否定的な結果を報告している。
- (6) なお学級規模と教育効果との関係を検証した研究をサーベイしたものとして、杉江 (1996) も参照。また米国の研究動向をサーベイしたものとして、例えば山下 (2008) を参照。

- (7) 本稿では教員の特徴を表す変数として年齢を使用した。本来であれば教員の勤続年数を用いる方がより妥当であるし、教員学歴など他の要因も児童生徒の学力に影響する可能性がある。ただ Hanushek (2006) のサーベイが示すように、学歴など教員の資格に関する特徴は学力と有意な関係がないという研究が多い。ただ注意すべきは、観察できない教員の質の重要性を指摘している米国の先行研究が複数存在することである。Rockoff (2004) は校長の評価の高さと教員の質とに正の関係があり、教員の質が学力に正の効果を持つことを指摘している。Jepsen (2005) は観察可能な教員の特徴は学力と関係がないが、教員あるいは級友の観察できない特徴が学力と正の関係があることを明らかにしている。Rivkin, Hanushek and Kain (2005) は教員の質は国語と算数の学力に強力な効果を持つこと、しかし、観察可能な教員の特徴では教員の質を説明することはできないことを厳密な計量分析から示している。
- (8) 推定においては、学校全体の教員児童生徒比率を削除し、1 学級当たり児童生徒数の 2 乗項/100 を新規に投入した。また教員平均年齢についてもその 2 乗項/100 を新規に投入した。これは適正なクラス規模、教員平均年齢と学力が線型の関係にない可能性を考慮した処理である。1 学級当たり児童生徒数と学校全体の教員児童比率は類似の変数だが、前者の方が学級規模をより正確に表していると考え、これを投入した。米国教育省のウェブサイトでは両者を厳密に区分することの重要性を指摘している (Archived: Class-Size Reduction: Myths and Realities (<http://www.ed.gov/offices/OESE/ClassSize/myths.html>))。
- (9) 本稿のデータでは小学校、中学校共に 1 学級当たりの児童生徒数は 35 人あたりで最頻値をとる。
- (10) 学校質問紙には学校運営協議会制度の採用の有無に関する設問もあるが、千葉県教育委員会が把握している制度採用校の数とデータから得られる採用校の数が相当異なっていたため、観測誤差が分析に与える影響を考慮して、今回の推定からはこの変数を除外した。
- (11) Hoxby (2000) は学級規模と学力の関係についての分析の中で、教育指導に対する評価システムとそれに付随するインセンティブシステムを組み込むことが重要であることを指摘している。Hoxby (2000) は学級規模縮小が学力向上に効果がないと報告しており、Krueger (1999) と異なる結果を得た理由を次のように説明している。Krueger (1999) が分析対象にした STAR 計画では学級規模縮小の効果を事後に評価、検証するプロセスが組み込まれていた。学級規模縮小はランダムに実施されたが、規模が縮小した学級の教員は事後評価に向けて成果を上げようとして、規模が不変だった学級の教員よりも努力した可能性があり、それが学級規模による学力の差として現れた (重要な点だが、STAR 計画には少人数指导向けの研修プログラムは含まれていなかった)。他方 Hoxby (2000) は偶然観察された (= 自然実験的な) 学級規模縮小を分析対象としており、規模が縮小した学級の教員は評価プロセスの不在を背景に努力しなかった可能性がある。つまり、学級規模縮小はそれに伴う教員の教授法等の変更があつて初めて効果があること、そして教員の努力を引き出すためには研修プログラムは必ずしも必要ではなく (あればなおよいが)、事後の評価システムさえ存在していれば教員は評価に向けて努力することを Hoxby (2000) は指摘している。

- (12) 児童生徒個人の特徴を表す変数は、その効果を見るというよりも、分析を統制する変数として投入していることに注意が必要である。これらの変数は児童生徒の家庭の環境や個人の資質を表していると考えられるが、いくつかの理由により、これらの変数について推定された係数の値をそのまま解釈することは困難である。例を挙げると、勉強時間が学力に与える効果については推定される係数にバイアスが生じる可能性が高い。学力が高い児童生徒は勉強自体が楽しくなり、勉強時間が長くなるという逆の因果関係が発生している可能性がある。加えて、児童生徒の勉強時間は、親の教育に対する熱心さなどによって変化するかもしれない。このような観察されない変数 (omitted variable) を考慮できない場合、勉強時間の効果は過大に推定される。これら内生性の問題や誤差項と説明変数間の相関によるバイアスを除去するための解決法としては、例えば注4でも述べた操作変数法の使用が考えられるが、適当な操作変数を見つけることはかなり困難である。そこで今回はひとまずバイアス除去をせず、これらの変数を制御変数として扱うこととする。換言すれば、これらの変数の係数の大きさについて積極的に解釈することは避ける。
- (13) Lazear (2001) の証明を簡潔に紹介した文献として小塩 (2003) を参照。
- (14) なお推定結果を用いてシミュレーションすると、教員平均年齢が 47 歳から 48 歳の場合に平均正答率が最も高くなり、その前後では低くなる。
- (15) 学級規模と研修回数以外の変数については、各変数の平均値を適用した。シミュレーションに用いる係数の多くが有意でないことが、試算の妥当性を低下させていることは事実である。ただ同時に、学級規模と研修回数については有意に推定されているので、この2変数の値を変化させた時の平均正答率の変化についてはある程度の妥当性があると考えられる。よって本稿では試算された値の水準については言及せず、変化の程度に関してのみ検証する。なおシミュレーションは千葉県の 2007 年の学級編成基準を反映し、最小が 19 人、最大が 38 人の範囲の中で実施している (同学年の生徒児童数が 39 人になると 19 人と 20 人のクラスに分割されるため)。もちろん、学級編成基準の範囲を超えて外挿によるシミュレーションを行うことも可能であるが、本稿ではひとまず内挿によるシミュレーション結果のみを示している。
- (16) Krueger (1999) はいくつかの前提を置いた上で、学級規模の縮小による利益と、縮小にかかるコストを算出し、利益とコストを比較している。義務教育の効果を金銭的に評価することには困難が伴うが、今後日本でも、同様の政策評価を実施した上で最適な学級規模について議論する必要があるだろう。

<参考文献>

- 赤林英夫, 2001, 『教育改革』に経済学は有効か』『エコノミックス』第6号, pp. 104-116.
- Angrist J.D. and Lavy V., 1999, "Using Maimonides' Rule to Estimate the Effect of Class Size on Scholastic Achievement," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 114, No. 2, pp. 533-575.
- Becker G.S., 1964, *Human capital*, NBER, Columbia University Press, New York (=1967, 佐野陽子訳『人的資本』東洋経済新報社) .

- Card D. and Krueger A. B., 1996, "School Resources and Student Outcomes: An Overview of the Literature and New Evidence from North and South Carolina," *Journal of Economic Perspectives*, Vol.10, No.4, pp.31-50.
- Goolsbee A. and Guryan J., 2006, "The Impact of Internet Subsidies in Public Schools," *Review of Economics and Statistics*, Vol.88, No.2, pp.336-347.
- Hanushek E. A., 2006, "School Resources," in Hanushek E. A. and Welch F. (eds.), *Handbook of Economics of Education Volume 2*, Ch. 14, Elsevier Science Publishers B. V..
- Hoxby C. M., 2000, "The Effects of Class Size on Student Achievement: New Evidence from Population Variation," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.115, No.4, pp.1239-1285.
- Jepsen C., 2005, "Teacher characteristics and student achievement: Evidence from Teacher Surveys," *Journal of Urban Economics*, Vol.57, No.2, pp.302-319.
- 国立教育政策研究所, 2004, 『指導方法の工夫改善による教育効果に関する比較調査研究』文部科学省科学研究費補助金(特別研究促進費 <1>) 研究成果報告書.
- Krueger A. B., 1999, "Experimental Estimates of Education Production Functions," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.114, No.2, pp.497-532.
- Lazear E. P., 2001, "Educational Production," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.116, No.3, pp.777-803.
- 小塩隆士, 2001, 「教育の経済学」『エコノミックス』第6号, pp.126-135.
- 小塩隆士, 2002, 『教育の経済分析』日本評論社.
- 小塩隆士, 2003, 『教育を経済学で考える』日本評論社.
- 小塩隆士・妹尾渉, 2003, 『日本の教育経済学 - 実証分析の展望と課題』ESRI Discussion Paper Series, No.69.
- Rivkin S. G., Hanushek E. A. and Kain J. F., 2005, "Teachers, Schools, and Academic Achievement," *Econometrica*, Vol.73, No.2, pp.417-458.
- Rockoff J. E., 2004, "The Impact of Individual Teachers on Student Achievement: Evidence from Panel Data," *American Economic Review*, Vol.94, No.2, pp.247-252.
- 清水克彦, 2002, 「算数・数学の学力調査結果」『国立教育政策研究所紀要』第131集, pp.62-70.
- 杉江修治, 1996, 「学級規模と教育効果」『中京大学教養論叢』第37巻, 第1号, pp.147-190.
- Wilde E. T. and Hollister R., 2007, "How Close Is Close Enough? Evaluating Propensity Score Matching Using Data from a Class Size Reduction Experiment," *Journal of Policy Analysis and Management*, Vol.26, No.3, pp.455-477.
- 山下絢, 2008, 「米国における学級規模縮小の効果に関する研究動向」『教育学研究』第75巻, 第1号, pp.13-22.
- 山内太, 2000, 「教育の経済分析 - その現状と課題」『エコノミックス』第2号, pp.144-155.

所得と雇用の変動リスクと賃金プレミアムの実証分析*

経済産業省 久米功一

神戸大学 佐野晋平

【要旨】

本稿では、個人のリスクに対する態度を考慮したうえで、所得や雇用の変動リスクの補償プレミアムの有無について実証的に分析した。具体的には、所得変動と所得分布の歪みに対する好みを算出して所得関数の説明変数に挿入した。また、失業に関する主観的な予想を用いて、失業した場合に受取可能な雇用給付額を計算、所得変動分に合算して、これを期待所得として、実際の所得変動が期待所得に与える影響や、失業確率、期待所得等が主観的幸福度に与える効果について実証的に分析した。その結果、所得変動には正、所得分布の歪みに対する好みは負のプレミアムが発生していた。また、主観的幸福度に対して、所得水準は正に影響したが、所得変動リスクや歪みの好みは有意ではなかった。また、失業確率を考慮した期待労働所得の変動は幸福度にプラスの効果をもたらした。これらの結果は、所得変動リスクと雇用リスクは不可分であり、所得から得られる主観的幸福度を評価する上では、実際の変動だけでなく、所得変動の期待や失業の見込みを折り込むことが重要であることを示している。

キーワード：所得変動、失業、賃金プレミアム、危険回避度、幸福度

JEL Classification : J31, J64, J65

*本研究は、大阪大学 21 世紀 COE プロジェクト「アンケートと実験によるマクロ動学」において実施された「くらしの好みと満足度についてのアンケート」の結果を利用している。アンケート調査の作成に寄与された、筒井義郎教授、大竹文雄教授、池田新介教授（いずれも大阪大学社会経済研究所）に感謝する。本稿における誤りの全ては筆者に帰するものである。

1. はじめに

「虎穴に入らずんば虎子を得ず」という言葉に表現されるように、リスクを冒さなければ高い収益が得られないという考えがある一方、「君子、危うきに近寄らず」のように、自重してリスクを冒さない行動を説く言葉もある。これらの言葉に表されるように、人々はリスクと収益の関係を考慮しながら行動している。労働者を例にとれば、賃金の変動や雇用の不安定といったリスクとそれらに対する報酬を考慮して仕事を選んでいると考えられている。このようなリスクと報酬の関係について、経済学はリスクを伴う仕事にはリスクプレミアムが賃金に上乗せされるという補償賃金仮説で説明してきた。

リスクと報酬の関係について分析した古典的な文献として、Friedman (1953) が挙げられる。同質な個人が、職業をひとつだけもち、仕事からの利得は他の個人の利得から独立に決まるという仮定から、仕事からの利得の確率分布が社会の所得分布になると説明した。Pissarides (1974)、Kanbur (1979) はリスクに対する態度と所得分布の関係は単調ではなく、危険に対する選好の大きなばらつきがより大きな所得格差を生むとは必ずしもいえないと反論した。このように、理論的にみれば、リスクに対する態度と所得格差との関係は一概に結論づけられないといえる。

リスクに対する賃金プレミアムを実証的に分析した先行研究は多く存在する。例えば、Abowd and Ashenfelter (1981) は予期しない失業に対する賃金のプレミアムを 14% と推計している。Murphy and Topel (1987) は週の労働の標準偏差の変動が平均年間稼得の 5% を補償分として生じさせることを示している。より最近では、Hartog and Vijverberg (2007) が、補償として支払われる説明できない賃金の変動分 (2nd order) だけでなくその分布の歪み (3rd order, *skewness, relative prudence* ともいう) にも注目して、歪みが賃金に有意に負に影響することを示している。これらの先行研究は、個人属性で説明できない賃金の変動分に対する補償部分を賃金プレミアムとみなして推計している。

ただし、これらの研究は、データの制約から 3 つの点で分析が十分ではない。第 1 に、所得と雇用の変動のリスクを同時に考慮していない。もしこれらのリスクが連動している、つまり、所得変動のリスクに雇用リスクが含まれているのであれば、所得変動の賃金プレミアムを過大に評価してしまうおそれがある。第 2 に、個人のリスクに対する選好の違いに注意してリスクと所得の関係を分析していない¹。例外

¹リスクに対する個人の態度の違いについては Hartog, Ferrer-i-Carbonill and Jonker (2002) が、異なる 3 つのデータから得られた危険回避度を説明変数にして個人属性を回帰させることによ

的に Vesterlund (1997) は、生産性が等しく、リスクに対する態度の異なる個人を想定したうえで、賃金格差を危険回避度の違いから理論的に説明して数値的にも分析している。その結果、危険回避的な労働者の留保賃金が低く、その分布は危険愛好的な労働者の留保賃金の分布に一次確率優位 (*first order stochastically dominated*) され、危険愛好的であるほど、その賃金変動はより大きく、失業率はより低く、失業期間がより短くなることを示している²。所得分布の形状については、Friedman (1953) を支持する結果となっている。しかし、この結論は、関数の特定化とパラメータに依存しており、また、Kanbur (1979) が指摘したような一般均衡の効果を考慮したモデルとはいえないため、実際のデータにもとづく実証的な裏づけが必要と考えられる³。第3に、所得と雇用の変動リスクに対する賃金プレミアムの有無で労働者の厚生を評価しているが、Frey and Stutzer(2002)が示すように、所得(賃金プレミアム)の増加が主観的幸福度の向上をもたらすとは必ずしもいえない。リスクに対する労働者の厚生を多面的に評価するためには、所得と雇用の変動リスクが主観的幸福度に与える影響について分析する必要がある。

以上を踏まえて、本論文では、大阪大学が2004年から2007年に実施した「くらしの好みと満足度についてのアンケート調査」で得たパネルデータを用いて、所得と雇用の変動リスクに対する賃金プレミアムの有無とそれらのリスクが主観的幸福度に与える影響について実証的に分析する。具体的には、所得変動の賃金プレミアムの分析についてリスクと歪度に注目して分析する(Hartog and Vijverberg (2007))。一方、雇用の変動リスク(失業リスク)についてはGuiso et al (2002)を参照しながら、アンケート調査によって得られた個人の主観的な失業確率を用いる。アンケートによって個人の主観的な失業確率を直接収集することの長所は、分析者にとって個人の合理的期待形成の仮定を置かず済む点にある(Guiso et al (2002))。

本稿の構成は以下の通りである。第2節でデータの特徴について述べる。第3節で所得の変動リスク、第4節で雇用の変動リスクに関する推計方法を示す。第5節

って(OLS、Heckmanの2段階推計法)女性や公務員はより危険回避的、自営業者はより危険愛好的、所得が大きく、教育水準が高いほど危険愛好的であることを実証的に示している。また、Cramer, Hartlog, Jonker and Van Praag (2002)は自営業者であるかどうかを被説明変数にしてプロビット分析して、危険愛好的である人ほど自営業を選ぶことを確認している。

²また、外部での生産よりも家計内生産の方が確実(certain)な状況を想定することによって一般に危険回避的といわれる女性が労働市場に入らないことを説明している。

³Vesterlund (1997)の数値モデルは、集計された経済変数を概ねreplicateできているが、いくつかの不十分な点がある。例えば、理論モデルでは、危険回避的な労働者の賃金の分散が危険愛好的な労働者のそれより小さくなると予想しているが、危険回避的な労働者を女性、危険愛好的な労働者を男性として数値計算したところ、賃金の分散の数値計算の結果は理論の予想とは逆になっている。

では、所得と雇用の変動リスクを評価して、第6節で賃金プレミアムの有無、第7節で主観的幸福度への影響を分析する。最後に結論と今後の課題について触れる。

2. データ、加工、変数

個人の嗜好や属性のデータは、大阪大学「くらしの好みと満足度についてのアンケート」(2004年から2007年)の結果を用いる。この調査は、経済学が前提としている人々の好みと満足度についての見方を明らかにすることを目的として、全国から無作為に抽出された数千人規模の個人を対象として実施されたアンケートであり、本稿では、本稿の分析に用いる変数に欠損値(無回答)のない4017人のデータを用いる。2004年1190人、2005年855人、2006年1073人、2007年899人である。具体的には、質問票から次の通りの代理変数を選んだ。

- 性別では、男性1、女性0の値をする性別ダミー変数を作成する。
- 教育水準の変数に卒業した学校の種類(小中学校、高等学校、短期大学、大学、大学院等)から教育年数を計算する。
- 労働市場での経験年数(年)として、年齢から教育年数と就学年齢(6年)を引いた年数を用いる。
- 勤務先の企業規模が300人以上の大企業ダミーを作成する。
- 収入の変数は、年収ベース、単位は万円であり、収入なし、100万円未満、100~200万円、200~400万円、400~600万円、600~800万円、800~1000万円、1000~1200万円、1200~1400万円、1400万円以上の回答ブラケットの中位数をとる(例.100-200万円未満は150(単位は万円))。
- 従業上の地位、職種については、自営業主を表す自営業主ダミー、公務員を表す公務員ダミー、事務職、管理職、専門的・技術的職業を表す職種ダミーを作成する。
- 危険回避度の尺度として、故事成語から得られた危険に対する回避度を用いる。アンケートの回答者に「虎穴に入らずんば虎児を得ず」という故事成語に対してどのくらい賛同できるかを11段階の値で評価させたものである。この尺度は0~10の値をとり、値が小さくなるほど危険回避的である。⁴

⁴アンケートでは、危険回避度の尺度として「降水確率何%で傘を携帯するか」という質問も設けている。この変数を傘と呼び、2005年における故事成語と傘を比較すると、その分布の形状は、傘では降水確率30%、故事成語では指標3のところ分布のこぶがあり、bimodalな形状となっているが、どちらも正規性の検定をパスしている。教育水準を二つのグループに分けたあと、

- 産業ダミー変数として、農林漁業・鉱業、製造業、建設業、金融・保険業、運輸・通信業、電気・ガス・水道・熱供給業、サービス業のダミー変数を作成する。
- 地域ダミー変数（全国 10 地区）と年ダミー（2004～2007 の各年）も用いる。
- 主観的幸福度については「全体として、あなたは普段どの程度どの程度幸福だと感じていますか。「非常に幸福」を 10 点、「非常に不幸」を 0 点として、あなたは何点ぐらいになると思いますか」との質問に対する回答（0～10 の離散値）を用いる。値が大きいほど幸福度が高い。

このようにして得られたサンプルの記述統計量は表 1 の通りである。サンプルサイズは 4017、平均年齢は 47.8 歳、男性が 73% を占める。教育年数は 12.9 歳（高校卒業＋約 1 年）、自営業比率は 14% である。大企業に勤務する割合が 32%、業種では製造業とサービス業がそれぞれ約 30% であった。事務職が 76% と多い。また、以降の分析では、補償賃金仮説を検定する際の比較グループとして、性別、危険回避度を考える。性別は男女でサンプルを二分する。危険愛好度では故事成語指標が 8 以上か 2 以下に分けて 2 つのグループをつくる。

3. 所得の変動リスクと賃金プレミアム

所得の変動は個々人の生活を不安定にする。危険回避的な個人であれば、所得の変動リスクの少ない仕事を選び、逆に変動リスクを選んだ個人に対しては、リスクに対するプレミアムが賃金に上乘せされると考えられる。Vesterlund (1997) が示したように、生産性が同じ個人であっても、リスクに対する態度の違いによって留保賃金が異なるため、危険愛好的な個人の所得分布が危険回避的な個人のそれより確

故事成語と傘の平均値をみてみると、教育水準が高くなるにつれて、傘ではより危険回避的に、故事成語ではより危険愛好的になった。それぞれの危険回避度の分布に極端な偏りはみられなかった。2 つの教育水準のグループの危険愛好度の平均値が等しいかどうかの検定を行なったところ、故事成語のみ有意に差が確認された。これらの危険回避度の尺度の違いは、質問内容の違いから生じたおそれがある。例えば、降水確率がいくら高くても、ふだんの通勤や仕事で外出することが少なければ傘を持つことを低く見積もるかもしれない。あるいは、それぞれの人が日常の天気予報の経験から（客観的なはずの）降水確率を異なって経験的に評価しているかもしれない。また、故事成語の場合は言葉の響きのよさが（知的な刺激となって）大卒者を危険愛好的な雰囲気させたかもしれない。計測尺度の違いによって危険回避度が整合的でない結果をもたらすのであれば、これらの尺度には計測誤差 (measurement error) が存在するおそれがある。ただし、被験者が自分の選好を計測誤差なしに表明したかどうかを窺い知れず、また分布の形状においても大きな違いがない以上、どちらが危険回避度の尺度としてより適切であるかについて簡単には結論づけられない。本稿では、前述の通り、傘は生活様式の違いを反映している可能性もあると考えて、それらの可能性から比較的自由的な指標と考えられる故事成語を危険回避度の尺度として用いることにする。

率優位にあると予想される。そこで、本節では、Diaz-Serrano and Hartog (2004) の方法で算出される所得の変動リスクと危険回避度との関係について分析する。

はじめに、年間所得の対数値を被説明変数として、(1) 式のような所得関数を考える。また、所得はリスクに対する補償を含んでいると仮定して、誤差項を(2)式のように特定化する。

$$\ln(\text{income})_{ij} = X_i\beta + D_{ij}\gamma + u_{ij} \quad (1)$$

$$u_{ij} = \lambda_j + \alpha\sigma_j^2 + \varphi\kappa_j^3 + u_i \quad (2)$$

λ_j は職種の固定効果、 σ_j^2 は職種内の所得変動、 κ_j^3 は歪度 (*skewness*)、 u_i は個人固有の誤差項で平均が0、分散が一定と仮定する。(2) 式を(1) 式に代入すると、推計すべき賃金関数は次のようになる。

$$\ln(\text{income})_{ij} = X_i\beta + D_{ij}\gamma + \lambda_j + \alpha\sigma_j^2 + \varphi\kappa_j^3 + u_i \quad (3)$$

リスクに対する補償は $\alpha > 0$ で、歪度に対する好み (*skewness affection*, Hartog and Vijverberg (2007)) は $\varphi < 0$ で表される。歪度に表される3次の項は、消費理論では *Relative Prudence* と呼ばれており、危険回避的な人は、正の歪みに対する傾向をもっていると考えられる⁵。 α は変動リスクのある仕事に対する労働者への追加的な補償、 φ は追加的な正の歪度を得るために労働者が支払うべき賃金を意味する。

(3) 式を2段階の手順で推計する。はじめに、(1) 式を最小二乗法で推計して残差 \hat{u}_{ij} を得る。Diaz-Serrano and Hartog (2004) にならい、説明変数 X に経験年数、経験年数の2乗項、教育年数、自営業ダミー、男性ダミー、企業規模ダミー、定数項、産業ダミー(鉱業、建設業、製造業、金融保険、電力・ガス、運輸・通信、サービス)、地域ダミーを含む。職種グループ j は、7つの産業(農鉱業、製造、建設、金融、運輸・通信、電力・ガス、サービス)、3つの企業規模(中小企業、大企業、公務)、自営業ダミー、事務職ダミーを組み合わせて、全84種類を考える。さらに、

⁵3次項については、ギャンブルの理論では頻出である。例えば、Golec and Tamarkin (1998)、Garrett and Sobel (2004) では、ギャンブルに興じる個人は、危険回避的であり、正の歪みを好むことを説明している。つまり、ギャンブルの参加者は、ごく少数の高額当選者と大多数の少額当選者が存在するような賞金分布を好む。Moskowitz and Vissing-Jorgensen (2002) は、もし企業家の歪みに対する選好をもっているならば、高い分散にもかかわらずより低い平均利得を受け入れるだろう、と述べている。

$\hat{\eta}_{ij} = \exp(\hat{u}_{ij})$ として、職種ごとの所得変動と歪度を次式の通り求める。

$$\sigma_j^2 = E\{\hat{\eta}_{ij} - E(\hat{\eta}_{ij})\}^2 \quad (4)$$

$$\kappa_j^2 = E\{\hat{\eta}_{ij} - E(\hat{\eta}_{ij})\}^3 \quad (5)$$

計算された所得変動 (4) と歪度 (5) を (1) 式に挿入して (3) 式が得られる。ただし、所得変動と歪度が職種で条件付けられているため、新たに得られる (3) 式には職種の固定効果 λ_j は含まれない⁶。

4. 雇用の変動リスクとプレミアム

雇用の変動リスクに関しては、実際の失業データを用いた研究のほかに、被験者に対して将来の変動について直接質問して主観的な失業確率を分析する研究がある。このような研究例としては、アメリカ・ミシガン大学の Health and Retirement Survey (HRS, Barsky et al (1997))、ウィスコンシン大学の Survey of Economic Expectations (SEE, Dominitz and Manski (1997)、Manski and Straub (2000))、イタリアの Survey of Household Income and Wealth (SHIW, Guiso et al (2002))、ロシアの Russia Longitudinal Monitoring Survey がある。

本節では、質問形式が類似している Guiso et al (2002) の手法により、雇用変動に対する賃金のプレミアムの有無を分析する。現在の仕事を続ける、あるいは、(意図せず) 仕事を失うという2つの状態から将来の期待所得が決まると仮定する。このとき、確率 $(1-p_i)$ で仕事を続けて所得 $x_i = y_i$ を得て、確率 p_i で仕事を失って雇用給付 $x_i = b_i$ を得る。 $f(y_i)$ を将来の所得の分布関数、 $g(x_i)$ を雇用給付の分布関数とすると、個人の将来の所得の分布関数 $h(x_i)$ は $h(x_i) = (1-p_i)f(y_i) + p_i g(b_i)$ となる。期待所得 $E(x)$ と将来所得の分散 $Var(x)$ は次式の通りとなる。

$$E(x) = (1-p)E(y) + pE(b) \quad (6)$$

$$Var(x) = (1-p)Var(y) + p(1-p)[E(y) - E(b)]^2 \quad (7)$$

⁶賃金関数の残差を賃金の変動リスクとみて、個人の異質性や時間変化的な (time variant) 要素を考慮した推計として、Burgess et al (2000)、Ligon and Schechter (2003)、Chaudhuri, Jalan and Suryahadi (2002) がある。

次に、雇用給付 b と期待労働所得 y について考える。雇用給付については、雇用保険法によって 4 つの勤続年数、4 つの年齢区分ごとに給付額と給付日数が算定される。本稿のサンプルにおける給付日数と受給者数は次の通りである：90 日（703 人）、120 日（75 人）、150 日（83 人）、180 日（580 人）、210 日（164 人）、240 日（1005 人）、270 日（463 人）、330 日（994 人）。さらに、アンケートの被験者が答えた年収、月給（年収/12 か月）、労働時間から、賃金日額を計算して算定乗数（0.4~0.65）を乗じ、基本日当日額の上限と比較した上で、基本日当日額を算出する。勤続年数と年齢の区分ごと（合計 16 のセル）に定められている、一般被保険者に対する求職者給付の基本手当での給付日数に基本日当日額を乗じて、失業時の雇用給付額（年間）とする。失業給付 b は定数 \bar{b} となる。

失業確率 p は、アンケートの「あなたは、あなた自身またはご家族が 2 年以内に失業する可能性（自営業の場合は廃業する可能性）があると思いますか」という質問項目を用いる。つまり、失業の可能性に関する主観的な評価である。4 つの定性的な選択肢に対して確率を割り当てる。選択肢 1.かなりある、を失業確率 80%とし、2. 若干ある（60%）、3.ほとんどない（20%）、4.わからない（50%）、とする。「わからない」と答えた人に失業確率 50%をあてはめることで計測誤差が生じる可能性がある。⁷しかし、就業するか、失業するか、という状況の客観確率は 50%であり、失業する可能性が、かなりある、あるいは、ほとんどない、と応えた場合に比べて、中立的な立場を表明していると考えられるので、ここでは 50%を割り当てることにする。その結果、サンプル数は、失業する可能性がかなりある失業確率 p は 80%（418 人）、60%（893 人）、50%（1122 人）、20%（1584 人）、となった。

最後に、期待労働所得 y についてもアンケートの質問を用いる。具体的には、2005 年の調査では「あなたのお宅の世帯全体の 2005 年の税込み年間総収入は、2004 年と比べてどのくらい変化すると予想していますか」という問いに対して、被験者は 9%以上の増加から 9%以上の減少まで 3%の幅（全部で 11 の選択肢）で増加と減少の可能性を選択する。分析で用いる所得は個人レベルであり、この問いは家計全体の収入の変動を問うているので一致していない。しかし、家計全体の収入の一部に

⁷ 例えば、被験者が迷信深い人であれば、自分が失業する可能性を答えることが実際の失業につながると考えて回答を拒否して、その結果、「わからない」を選択する可能性がある。

は個人所得が含まれることから、これを個人所得の変動（の一部）と読み替える。もうひとつの限界として、年間総収入の変動の幅が回答ブラケットで制限されていることが挙げられる。例えば、所得を1%~3%の増加と予想した人は、平均的に2%くらいの増加と想定しているが、その変動幅を-5%~9%と想定していたかもしれない。つまり、予想された所得の平均値に信憑性はあるが、分散については回答ブラケットに制限される。労働所得 y の期待値と分散については、 $a\% \sim b\%$ までの増加（減少）と答えのうち、 $a\%$ を将来の所得 y の最大値 y_{max} 、 $b\%$ を y_{min} 、ウェイトを等しいものとして、その平均値を $E(y) = (y_{max} + y_{min}) / 2$ 、分散を $Var(y)$ とする。ただし、上限となる「9%以上の増加」、下限となる「9%以上の減少」については、それぞれ15%の増減をあてはめる。(6) (7) 式を書き直して、さらに変動係数 $cv(x)$ を導くと、次の通りとなる。

$$E(x) = (1-p)E(y) + p\bar{b} \quad (8)$$

$$Var(x) = (1-p)Var(y) + p(1-p)[E(y) - \bar{b}]^2 \quad (9)$$

$$CV(x) = \frac{Sd(x)}{E(x)} = \frac{\sqrt{(1-p)Var(y) + p(1-p)[E(y) - \bar{b}]^2}}{(1-p)E(y) + p\bar{b}} \quad (10)$$

前節では、実際の所得のデータを用いて、所得関数の誤差項から所得の変動を計算したが、ここでは、失業の主観的確率や収入の変動の予測から期待所得を計算している。これによって、(3) 式の被説明変数の所得に代えて、所得の変動を考慮した「期待労働所得」、失業給付を考慮した「期待所得」、それらの「変動係数」を用いることにより、(実際の) 所得の変動リスクが期待所得等に与える影響について分析することが可能となる。

5. リスク、歪み、失業確率、期待所得、期待労働所得

前節までの手順に従って、計算された所得の変動リスク、歪み、失業確率、期待所得、期待労働所得は表1の通りであった。各変数の平均値について、リスク1.6、歪み17.1、失業確率44%、期待所得331.8万円、期待労働所得467.5万円であった。

表2に偏相関係数を示す。年収が高いほど、期待所得が高く、失業確率が低く、

危険愛好的で、健康不安が小さい。所得の変動リスクが高いほど、期待労働所得が小さい。失業確率は所得の変動リスクと負の相関がある。所得が高いほど雇用が安定的であり、不安定な雇用に対する賃金プレミアムが支払われていない。

図 1 では、所得の変動リスク、失業確率、個人属性の関係をグラフにして示す。高齢、専門学校卒、中卒、女性、サービス業、自営業、危険愛好的であるほど、所得の変動リスクが高くなる。一方、若年または高齢、中卒、建設業、雇用者、中小企業、危険回避的であるほど失業確率が高くなる。このように、雇用を取り巻く 2 つのリスクは個人属性や就業状態によって異なる。

図 2 は、失業確率 p と期待労働所得 y および将来所得 x の変動の関係を示す。所得が高まるにつれて失業確率は減少する一方、期待労働所得の変動と失業確率との間には正の相関がみられる。これは賃金と雇用の両面で労働調整が行われることを示唆している。表 3 の変動係数の分布をみると、期待労働所得 y 、期待所得 x とともに平均値が中位数より大きくなっている。これは Guiso et al (2002) と同じ結果である。将来所得の変動係数 $cv(x)$ の分布の右裾が長くなっている (right-skewed)。一方、労働所得の変動係数 $cv(y)$ の分布は、0.01 と 0.03 のそれぞれで山が出来ている。これは、先に見たように、 y の変動が回答ブラケットから上下 3%以内と制限されている場合には 0.01 に、上限・下限の 9%以上の増減と答えた場合には 0.03 に分布が集まる。したがって、以降の分析においては、これらの分布の違いを考慮する必要がある。Guiso et al (2002) と同様に、 $cv(x)$ についてはその分布の非対称性を考慮して、location parameter として中位数を用いる。 $cv(y)$ は、2 つの値をとる離散的な変数として考える。

危険愛好度に注目して、危険愛好度の高いグループ (危険愛好度 8 以上の 283 人) と低いグループ (危険愛好度 2 以下の 632 人) に分けると、所得の変動はそれぞれ 2.14、1.68 であり、危険愛好的な人ほど所得の変動が大きい。失業確率は、危険愛好的な人が 0.423、危険回避的な人は 0.447 であり、危険愛好的な人ほど失業確率が小さい。Kolmogorov-Smirnov テスト、Mann-Whitney 検定を行ったところ、危険愛好的と危険回避的の 2 通りの態度において、所得変動の平均値と分布が有意に異なる一方、失業確率においてはいずれも有意な差は確認されなかった。(3) 式から得られる所得関数の理論値の累積分布関数は図 4 の通りであった。危険回避的な労働者の留保賃金が低く、その分布は危険愛好的な労働者の留保賃金の分布に一次確率優位されるとした Vesterlund (1998) を支持している。

6. 所得関数とリスクプレミアム

表4の第1列に(1)式の推計結果を示す。人的資本理論の標準的な符号条件を満たしている。この(1)式の推計の残差から賃金変動と歪度が計算される。表3の第2列に、賃金変動と歪度を説明変数に含めた(3)式の推計結果を示す。リスクは正に、歪みは負に有意であり、賃金変動に対する補償プレミアムと正の歪度への傾向(*affection*)に対するペナルティが確認され、理論に整合的な結果を得た。この結果はHartog and Vijverberg (2007)と同じ符号であった。図3によれば、所得水準によってリスクが異なる。そこで、サンプルを所得階層に分けて、所得階層が25%と75%をベースとするQuantile regressionを行った。その結果、第1四分位(下位25%)においては、賃金変動と歪度の賃金への影響が確認されなかった。また、男女に分けて推計を行ったところ、ともにリスクは正に、歪みは負に有意であった。これに、個人属性を表す変数を追加した(表3の4列目)。危険愛好度、健康不安の無さは、所得に有意に正の影響を与えるとともに、これらの変数の追加によって、リスクと歪みの係数が小さくなることが確認された。つまり、リスクや所得分布にする個人の好みや属性(リスク選好、健康)を説明変数に加えない場合、所得の変動リスクに対する所得プレミアムは過大に推計される。

表5では、各年で所得関数を推計した場合のリスク、歪み、失業確率、危険愛好度、健康不安の係数を示している。いずれの年においても、所得に対して、リスクは正、歪みは負の符号を示している。失業確率は、年を問わず、所得に対して有意に負であった。符号に一貫性はあったが、時系列的な変化までは確認できなかった。

7. 期待労働所得、期待所得、変動係数とリスクプレミアム

期待労働所得 y 、期待所得 x 、労働所得の変動係数($cv(y)$)、雇用給付を考慮した将来所得($cv(x)$)のそれぞれを被説明変数とした回帰分析を行った。失業確率 p は最小二乗法、労働所得 y の変動係数 $cv(y)$ はProbit法、雇用給付を考慮した将来所得 x の変動係数 $cv(x)$ については最小絶対偏差推計法(least absolute deviations・median regression)を用いる。推計式は次式の通りである。説明変数 X には、経験年数、経験年数2乗、教育年数、自営業ダミー、性別、産業ダミー、事務職育水準、健康状態、失業確率、勤続年数、リスクに対する態度、定数項を含める。将来所得の期待値や変動係数の算出には失業確率を含んでいるが、 cv を p で微分した際の微係数は未決定であり、その符号は失業確率が50%より大きいかわり小さいか、あるいは、雇用給付(b)の期待所得($E(y)$)の大小関係などに依存する。