

危険に対するセルフセレクションと補償賃金仮説の実証分析

久米 功一

（経済産業省経済産業政策局産業構造課課長補佐）

補償賃金仮説によれば、仕事に付随する危険に対しては、それを補償するための賃金プレミアムが支払われるという。本稿では、危険に対する個人の好みを把握したアンケート調査の個票データ、仕事に伴う怪我の危険や心身の疲労度に関する集計データ、危険な仕事の選択（セルフセレクション）を考慮した賃金関数の推計モデルを用いて、怪我の危険性や心身の疲労度に関する補償賃金仮説について実証的に分析した。その結果、危険に対する個人の態度と危険を伴う仕事の選択の間には明確な関係はみられなかったが、仕事に付随する危険の指標は統計的に有意に賃金に影響した。具体的には、怪我の頻度や重篤度に対する賃金プレミアムの有無は危険関数の特定化に依存するが、精神的な疲労に対しては正、肉体的な疲労に対しては負の賃金プレミアムが確認された。このことは、補償賃金仮説の成立は危険の種類によって異なることを示している。さらに、追加的な検討として、1) 賃金プレミアムや異なる危険の社会的価値を算出し、2) 危険に対する態度がもたらす賃金関数の推計上のバイアスの可能性を議論して、3) 労災保険料負担の帰着分析における内生性の問題に対するひとつの見方を提示した。

【キーワード】労働経済、賃金・退職金、労働災害・安全衛生

目次

- I はじめに
- II 理論
- III 実証モデル
- IV データと変数
- V 推計結果
- VI いくつかの考察
- VII 結論と課題

I はじめに

労働者の賃金格差を説明する理論のひとつに補償賃金仮説がある。危険を伴う仕事に対する補償分がプレミアムとして賃金に上乘せされるという考えである。致命的な危険 (fatal risk) と致命的ではない危険 (non fatal risk) を被説明変数として個人や仕事の属性に回帰させるヘドニック賃金

アプローチを Rosen (1974) が示して以来、この仮説に対するさまざまな検証が繰り返されている。

しかし、Shanmugam (2001) が指摘するように、Rosen 流のアプローチには、主に2つの反論が挙げられる。ひとつは、所得効果が仕事の選択に与える影響を考慮していないことである。Viscusi (1978) は、安全は正常財であるので、所得が多い人ほど危険の少ない仕事を選ぶため、賃金に影響を与える誤差項と危険な仕事の選択に影響を与える誤差項とが相関する可能性を指摘した。Hwang, Reed, and Hubbard (1992) は、観察されない生産性と危険に対する好みを考慮しない場合、補償賃金プレミアムが過小推計されることを示している。もうひとつは、危険に対する個人の態度の違いである。安全に対する価値を低く見積もる個人は危険に対してプレミアムが少なくても

その賃金を受け取ることができる。このような個人のセルフセクションを考慮した分析として Garen (1988), Sandy and Elliott (1996), Shanmugam (2001) がある。これらの文献は、単純な推計にはセルフセクションのバイアスが含まれて、危険に対する賃金プレミアムを過小に推計することを実証している。

日本における研究例として Kniesner and Leeth (1991) がある。日本の製造業においてリスクを原因とした賃金差はほぼゼロであることを示した。Tachibanaki and Ohta (1994) は、補償賃金仮説に反して、事故率が高いほど賃金が低くなるという結果を得ている。岡 (1999) では死亡率が賃金に対して正の符号を示したが、統計的には有意ではなかった¹⁾。最近では、宮里 (2008) が大規模な個票データを用いて小規模事業所では死亡リスクと賃金が正の関係にあることを示している。しかし、筆者の知る限り、労働災害と個人の危険に対する態度の両面から補償賃金仮説の妥当性を分析した例はまだない。

そこで、本稿では、大阪大学が2005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」で得られた個票データ（以下、阪大データと呼ぶ）と厚生労働省等の集計データを用いて、補償賃金仮説の妥当性についてセルフセクションを考慮した実証分析を行う。

本稿には2つの特徴が挙げられる。ひとつは、肉体的に致命的な危険の賃金プレミアムだけでなく、精神面での疲労についても検証している。精神的なストレスの正の賃金プレミアムを実証的に確認した研究に French and Dunlap (1998) がある。仕事と働き方の多様化が進み、肉体的な負担だけでなく精神的な苦痛を伴う仕事が増えているなかで、精神的な疲労に対する補償賃金を検証することは、補償の対象となる危険が多様であることの証左となる²⁾。もうひとつの特徴は、先行研究では危険に対する態度として配偶者の就業状態や扶養家族の人数などを代理変数としているが、本稿ではアンケートから得られたさまざまな嗜好を危険に対する態度の尺度として明示的に扱って、危険に対する嗜好と危険を伴う仕事の関係を明らかにする。

本稿の構成は次の通りである。次節で補償賃金仮説について説明する。Ⅲで推計モデル、Ⅳでデータについて説明する。Ⅴで肉体的な怪我と精神面の健康が賃金に与える影響について実証分析する。Ⅵで追加的な検証を行い、最後に本稿で得られた結論と残された課題を示す。

Ⅱ 理 論

Ehrenberg and Smith (2003) によれば、補償賃金仮説とは、1. 効用最大化、2. 労働者は彼らにとって潜在的に重要な仕事上の特性を知っている、3. 労働者への仕事のオファーには幅がありその中から選ぶことができる、という3つの仮定のもと、①労働者は安全を好むため、危険を伴う仕事に対して賃金プレミアムを求め、②企業は致命的な危険を減らすにはコストがかかり、競争により利潤ゼロの条件が成り立つとき、③仕事の特性を与件として、労働者と企業のマッチングにおいて、危険な仕事ほど賃金が高く、安全志向の労働者は低い賃金を受諾する、と説明される仮説である。

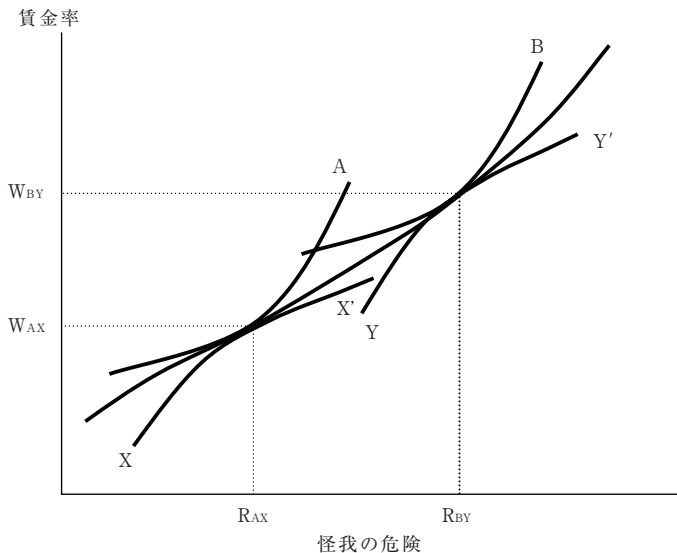
いま、2種類の労働者と企業があり、労働者Aは労働者Bより危険回避的であり、企業Xは企業Yより安いコストで労働に伴う危険を少なくできると仮定する。このとき労働者の効用の無差別曲線および企業の等利潤曲線は、図1のように、それぞれA, B, XX', YY'で表される。労働者と企業のマッチングにより、労働者Aは企業Xと賃金率 W_{AX} 、労働者Bは企業Yと賃金率 W_{BY} で均衡する。

以上から、他の条件が一定であれば、1. 賃金が危険とともに上昇すること、2. 危険愛好的な労働者は危険を伴う仕事を自ら引き受ける（セルフセクション）ことがわかる。したがって、危険に対する個人の好みを差し引かなければ、危険な仕事に対する補償賃金プレミアムを過小に計測してしまう可能性がある。

Ⅲ 実証モデル

本稿では、危険な仕事に対する補償賃金プレミ

図1 補償賃金仮説



出所：Ehrenberg and Smith (2003)

アムの有無について、セルフセクションを考慮した実証分析を行う。ここでは、Garen (1988) にしたがって、仕事の危険度を連続変数として、危険に対するセルフセクションを考慮した2段階の推計方法を説明する。

いま、2つの異なる危険確率 q と r があると仮定して、個人 i の賃金 w_i が $w_i = w_i(q_i, r_i)$ で決まると想定する³⁾。このとき、賃金関数を次式のような標準的な対数関数と仮定する。

$$\ln w_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 q_i + \beta_3 r_i + \varepsilon_i + \phi_{1i} q_i + \phi_{2i} r_i \quad (1)$$

x_i は賃金に影響のある個人属性であり、関心のあるパラメータは危険に対する賃金プレミアムを表す β_2 、 β_3 である。誤差項の ε_i は個人特有の観察されない生産性であり、 ϕ_1 、 ϕ_2 はそれぞれ危険 q と r に付随する生産性、例えば、個人 i がある危険のもとでより高い生産性を発揮するような観察されない特性を表すと仮定する。個人が属性や好みにあわせて危険を選ぶと考えると、 q_i と r_i は選択変数（内生変数）となるため、(1)式を最小二乗法で推計した場合、危険確率 q と r が ε 、 ϕ_1 、 ϕ_2 と相関して不偏推定量が得られない。

そこで、 x_2 を危険に対する態度、 z を非労働収入、 η 、 μ を個人の観察されない異質性として、

危険な仕事に対するセルフセクションを次式の通り考える。

$$q_i = \pi_0 + \pi_1 x_{1i} + \pi_2 x_{2i} + \pi_3 z_i + \eta_i \quad (2)$$

$$r_i = \delta_0 + \delta_1 x_{1i} + \delta_2 x_{2i} + \delta_3 z_i + \mu_i \quad (3)$$

さらに、(2)(3)式を最小二乗法で推計して得られた残差 $\hat{\eta}$ 、 $\hat{\mu}$ を(1)式に代入して(4)式を得る。

$$\ln w_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 q_i + \beta_3 r_i + \gamma_1 \hat{\eta} + \gamma_2 \hat{\mu} + \gamma_3 \hat{\eta} \cdot q + \gamma_4 \hat{\mu} \cdot q + \gamma_5 \hat{\eta} \cdot r + \gamma_6 \hat{\mu} \cdot r + \theta \quad (4)$$

(4) 式の誤差項 θ は q と r に依存する不均一な分散であるので、Garen (1988) にしたがって、賃金関数の推計で得た残差を q と r およびその二乗項と交差項に回帰させて得られた理論値をウェイトとして(4)式を加重最小二乗法 (WLS) で推計することにより、(1)式の β_2 、 β_3 の不偏推定量を求める。もし危険な仕事に対して正の賃金プレミアムが発生しているならば、セルフセクションを考慮した(4)式における β_2 、 β_3 はともに正になると予想される。ただし、互いに異なると想定される2つの危険 q と r が実際には類似の性質をもつような場合には多重共線性の問題が生じる。そこで、本稿では多重共線性の程度を分散増幅因子 (VIF) の値からチェックする。

IV データと変数

はじめに、仕事に付随する危険の代理変数を説明する。肉体的な怪我の危険を表す変数については厚生労働省『労働災害動向調査』を用いる。この調査は100万延実労働時間当たりの労働災害による死傷者数をもって災害発生の頻度を表す「度数率」と1000延実労働時間当たりの労働損失日数をもって災害の重篤度を表す「強度率」の2つの指標をいくつかの区分で計算している。度数率と強度率は、前節の実証モデルにおける異なる2つの危険確率に対応する。また、経験に乏しい若年者や体力が衰える高齢者は肉体的な怪我を負うおそれが高いことを勘案して、中央労働災害防止協会「安全衛生年鑑」の「年齢階級別死傷者数(休業4日以上)」を総務省『労働力調査』の年齢階級別就業者数で除した年齢階級別の死傷率を求め、前述の度数率と強度率とあわせて、総合的な危険指標としての度数率 q および強度率 r を作成する。一方、年齢、産業、企業規模別の危険指標はそれぞれ相関しており、完全に分離することは困難であるため、このような変数の単純な線形結合は多重共線性の問題をもたらす。Maddala (1992)はこの問題を避ける手法の一つとしては主成分分析(PCA)を紹介している。主成分分析は、測定単位が不明瞭になるという欠点があるものの、相関関係にあるいくつかの要因を合成・圧縮して、その総合力や特性を求める便利な手法である。そこで、本稿では、以下の手順の通り、多元的な情報を用いて主成分分析による変数変換を行い、新たな危険指標を作成する⁴⁾。

- 災害発生の頻度を表す「度数率」、災害の重篤度を表す「強度率」、年齢階級別の「死傷率」を用いる。
- 具体的には、産業かつ企業規模別の度数率と強度率、年齢階級別の死傷率の2000年から2003年までの4年間の平均値を計算して阪大データの個人データに割り当てる。産業7区分(鉱業、建設業、製造業、卸売業、運輸・通信、電気・ガス、サービス)、企業規模5区分、年齢5区分があるので、175通りの組み

合わせが考えられる。

- 各個人に割り当てられた産業かつ企業規模別の度数率と年齢別の死傷率の2つの変数から主成分(PCA)を計算し、すべての成分の固有値が正の場合の主成分を総合的な指標(頻度)として用いる。強度率についても同様の計算により指標(重篤度)を得る。つまり、新たな危険指標「頻度」と「重篤度」はそれぞれ年齢別の死傷率で調整された産業・企業規模別の度数率・強度率である。

産業・企業規模別の集計データを個人データに割り当てる手法については、Dorman and Hagstrom (1998)が指摘するように、得られた結果は仕事特有の危険プレミアムというよりも産業や企業規模の賃金プレミアムであるとの批判を免れることができない。しかし、仕事特有の危険に関する個人レベルのデータは実際に怪我をしない限り得ることができず、また、集計されたデータは平均的な事前の労災確率と読み替えることができるので、Garen (1988)をはじめとして一般的な方法となっている⁵⁾。ここでも先行研究に倣うこととする。

続いて、厚生労働省『労働者健康状況調査』から健康状況に関する変数を得た。肉体的な疲労と精神的な疲労を仕事に伴う異なる2つの危険と想定して、1992年、1997年、2002年の3回の調査から以下の手順で変数を取り出した。

- 調査において「ふだんの仕事での身体の疲労状況」のうち「疲れる」と答えた割合を「身体が疲れる仕事」とよぶ。仕事、職場生活に関することでの強い不安、悩み、ストレスの有無に関して「強い不安、悩み、ストレス有」と答えた割合を「精神的に疲れる仕事」とよぶ。
- 職種別、企業規模別、年齢別の疲労度があり、職種は管理職、専門・技術・研究職、事務職、販売・サービス・通信職、運輸・建設職、生産・技能職の6区分、企業規模6区分、年齢5区分があるので、身体が疲れる仕事と精神的に疲れる仕事はそれぞれ180通り考えられる。
- 阪大データの個人に割り当てられた疲労割合

のデータから主成分を計算して、ひとつの疲労指標として、それぞれ身体が疲れる仕事（肉体的疲労）と精神的に疲れる仕事（精神的疲労）を得る。

以上の通り、仕事に付随する危険について、頻度、重篤度、肉体的疲労、精神的疲労という異なる4種類の危険を取り上げる。ただし、前述の通り、それぞれ異なる集計区分のデータを当てはめていることから、前者は産業・企業規模間、後者では職種間の補償賃金を分析することになる。

次に、個人属性を表す変数を説明する。2005年に大阪大学が行った「くらしの好みと満足度についてのアンケート」を用いて個人属性を表す変数を作成した。このアンケート調査は、経済学が前提としている人々の選好や満足度についての見方を統計的に検証するために実施され、人々のリスクに対する好みに関するユニークなデータを収集している点で本稿の分析に適している。2004年2月に全国から無作為抽出法によって選ばれた20歳以上の6000人を対象に郵送によるアンケート調査を実施して、4224人から回答を得ており、2004年以降、同一個人を毎年追跡調査するパネルデータとなっている。本稿では、労働災害や労働者の健康状態に関する公表データとの接合を考慮して、2987人から回答を得た2005年2月調査の結果を利用する。なお、男女間の職業分布の違いを考慮して、男性のみを分析対象とした。

- 収入の変数として時間当たり賃金を用いる。
- 教育水準の変数に卒業時点での教育年数を用いる。
- 年齢から就学年数と5を引いた値を労働市場での経験年数とした。勤続年数はアンケート回答のブラケットの中位数をとる。
- 家族の人数を表す変数、6歳以下の子どもがいる家計のダミー変数をつくる。
- 企業規模として勤め先の従業員数（1から8の序数）を用いる。
- 配偶者の就業状態のダミー変数を作成した。金融資産に8%を乗じた値の対数をとったものを非労働所得とする。持ち家ダミーも用いる。

- 失業の経験があるときに1の値をとる失業経験のダミー変数をつくる。
- 自営業ダミー、全国10の地域ダミー変数をつくる。

次に、本稿の特徴である危険に対する態度の尺度について説明する⁶⁾。ここでは、1から6の序数からなる、喫煙、飲酒、ギャンブルの変数、故事成語に同感できる度合いを1から10の序数で表した変数、確率100分の1で10万円がもらえるくじの購入希望価格を表す変数の5つを用いる⁷⁾。いずれの変数も個人の危険愛好度を示しており、仕事に付随する危険との正の相関が予想される。

以上のようにデータを整えた結果、サンプルの記述統計量は表1の通りとなった。サンプル総数426人、平均年齢50.3歳、平均教育年数13.2年、平均時給2,098円であった。前節の手順で作成された危険指標は、図2の通りであった。平均的にみて、建設業、運輸・通信業で怪我の重篤度が高く、運輸・通信、サービス業で怪我の頻度が高い。専門的・技術職、現業職では肉体的な疲労が多く、管理職は精神的な疲労が高い。4つの危険の尺度ごとの平均賃金の差の検定をしたところ、重篤度の高い仕事や精神的に疲労する仕事につく人の賃金がそうでない人の賃金より統計的に有意に高かった。これらの平均的な賃金の格差が危険に対する補償賃金プレミアムの結果によるものなのか、次節では、個人属性でコントロールしたうえで、補償賃金プレミアムの有無を実証的に確認する。

最後に、本稿の変数選択に関する2つの短所について触れておく。ひとつは、保険やフリンジベネフィットのデータを欠いていることである。Ruser (1985) が議論しているように、労働者が受け取る補償としてのベネフィットと賃金の間にはトレードオフがあり、もし企業が危険の補償を賃金ではなくフリンジベネフィットのかたちで供給するならば、労働者は賃金が低くてもそのオファーを受けようになる。今回の分析では、フリンジベネフィットや個人の労災保険に関するデータを欠いているため、このトレードオフの可

表 1 記述統計量

変数	平均	標準誤差	最小	最大
年齢 (歳)	50.268	10.238	24	69
教育年数 (年)	13.192	2.535	9	21
経験年数 (年)	32.075	11.003	3	54
6歳以下の子ども (あり=1, なし=0)	0.195	0.397	0	1
持ち家 (あり=1, なし=0)	0.866	0.341	0	1
配偶者の教育年数 (年)	12.573	1.893	9	18
配偶者の就業状態 (既婚=1, その他=0)	0.664	0.473	0	1
失業経験 (あり=1, なし=0)	0.162	0.369	0	1
世帯規模 (人/世帯)	3.883	1.320	1	8
ギャンブル (しない=1~よくする=6)	2.810	1.463	1	6
故事成語 (危険回避=0~危険愛好=10)	4.458	1.992	0	10
くじの WTP (円)	582.528	636.517	0	2500
喫煙 (吸わない=1~よく吸う=6)	2.660	1.817	1	5
飲酒 (飲まない=1~よく飲む=6)	3.385	1.224	1	5
企業規模 (8区分)	3.763	2.368	1	8
時給 (対数, 円)	7.649	0.656	4.879	9.433
勤続年数 (年)	18.847	12.327	1	40
サービス業 (サービス業=1, その他=0)	0.183	0.387	0	1
製造業 (製造業=1, その他=0)	0.279	0.449	0	1
自営業 (自営業=1, その他=0)	0.129	0.336	0	1
怪我の頻度 (PCA スコア)	0.045	1.015	-2.063	2.549
怪我の重篤度 (PCA スコア)	0.101	1.004	-1.648	3.698
肉体的な疲労 (PCA スコア)	-0.024	1.090	-2.407	1.698
精神的な疲労 (PCA スコア)	0.081	0.986	-2.273	1.077
サンプル数	426			

注：大阪大学「くらしの好みと満足度についてのアンケート (2005)」, 厚生労働省「労働災害動向調査 (2000, 2001, 2002, 2003)」, 「労働者健康状況調査 (1992, 1997, 2002)」, 中央労働災害防止協会「安全衛生年鑑 (平成 12, 13, 14, 15 年版)」より筆者作成。

能性を検証することができない。太田 (2001) が指摘するように、労災保険の存在によって労働者が以前よりも危険度の高い仕事につく可能性もある。労災保険の業種別の保険料は、充足賦課方式を採用していることから、基本的に各業種の労災発生率を反映している。したがって、(2)(3)式のセレクション・メカニズムが、危険に対する嗜好だけでなく、労災保険に対する嗜好も計測しているおそれがある。もうひとつは、組合加入のデータを欠いていることである。労働者が労働条件の改善を期待して組合に加入する場合、組合員の補償賃金が非組合員のそれに比べて高くなると考えられる (Moore 1995)。本稿の研究結果にはデー

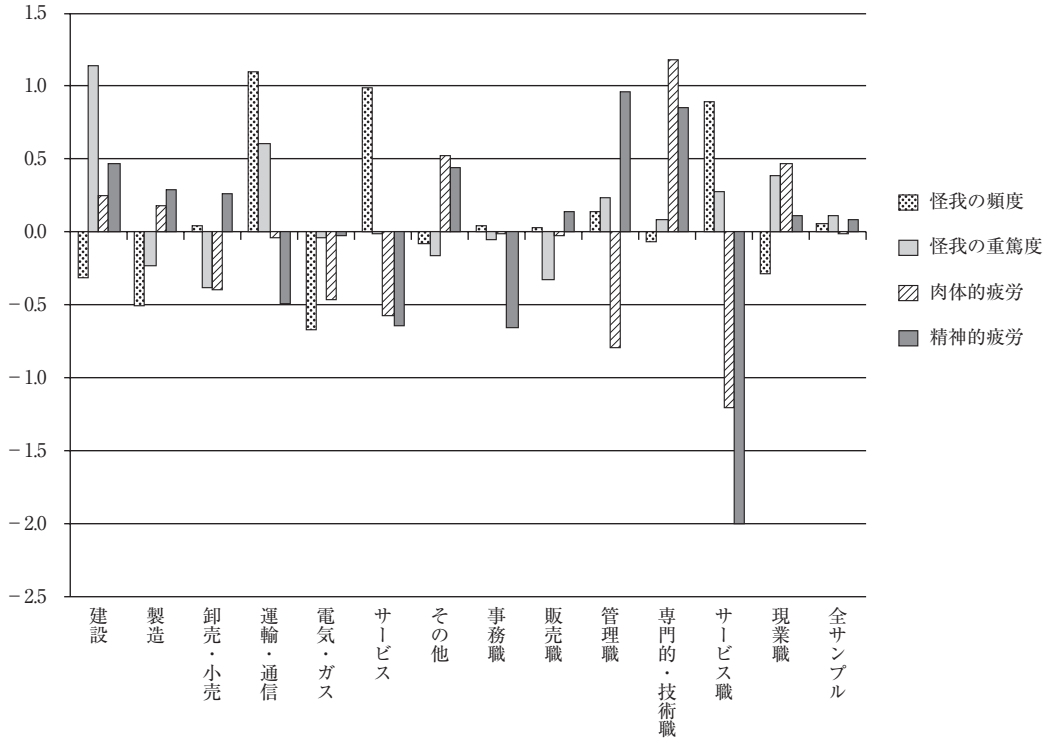
タの利用可能性からこのような欠点を伴うことに留意されたい。

V 推計結果

1 事前の考察

はじめに、ベンチマークモデルとして、危険指標を説明変数に含んだ賃金関数を最小二乗法 (OLS) で推計した。コントロール変数の選択は Garen (1988) に倣った⁸⁾。表 3 の第 1 列の通り、教育年数、勤続年数の符号は有意に正であり、標準的な人的資本理論が示唆する符号と整合的であ

図2 産業別および職種別の危険指標



サンプル数は次の通り：建設73、製造119、卸売・小売55、運輸・通信39、電気・ガス11、サービス78、その他54、事務職57、販売職40、管理職102、専門的・技術職89、サービス職56、現業職82（人）。

る。企業規模が大きいほど賃金が高い。怪我の頻度と重篤度は、統計的に有意でなく、危険の賃金プレミアムは確認されなかった。

続いて、危険に対する態度の代理変数について議論する。前節であげた5つの危険に対する態度の尺度と4つの危険指標の偏相関係数をとったところ、飲酒と重篤度が正、故事成語と肉体的疲労が正、故事成語と頻度・重篤度が負で有意に相関していた。この結果は、危険に対する態度と危険指標のつながりが薄いこと、つまり、現在就業している仕事は個人の危険に関する嗜好を必ずしも反映していないことを示唆している。なお、サンプルは、故事成語、喫煙、くじと有意に正の相関を示しており、5つの危険に対する態度の尺度のなかで最も整合的であった。

次に、危険に対する態度に関するその他の代理変数を取り上げる。Garen (1988) は家計の生産関数を想定し、非労働所得や持ち家があれば個人は危険回避的ではなくなり、逆に扶養家族がいた

り結婚したりしていれば安定を求めて危険回避的になると考えたが、実証分析によれば、Garen (1988) では既婚、Shanmugam (2001) では配偶者の就業状態がそれぞれ危険関数に有意に正に影響しており、危険回避度の代理変数としての予想に反する結果となっている。これらの結果は危険の代理変数の解釈の多面性を表している。例えば、婚姻状態と危険に対する態度の関係についてShanmugam (2001) は2つの議論を与えている。ひとつは、危険な仕事における観察されない生産性と結婚の可能性である。いわゆるマリッジプレミアムが存在すれば、仕事における危険性によらず、生産性が上昇して所得を増加させる結果を導く。もうひとつは、家計の富が少ない、あるいは、大きな支出を要する場合には、配偶者がいたとしても危険を承知で仕事を引き受ける可能性がある。また、婚姻関係に加えて、配偶者の教育水準を配偶者の労働の質と考えた場合、高い教育水準をもった配偶者が高収入の仕事をもってお

り、怪我による休職や失業の損失を家計内で緩和できるならば、その個人があえて危険な仕事を引き受ける（怪我をしたときの家計内の経済的損失が小さい）可能性も考えられる。

先行研究における危険の代理変数である非労働所得、6歳以下の子どもの有無、持ち家ダミー、配偶者の教育年数、配偶者の就業状態の変数間の偏相関係数を計算したところ、非労働所得と6歳以下の子どもの有無のみ、他の変数との間に有意な相関がみられた。このように、危険の代理変数間の定性的な関係は確認されず、危険に対する態度の代理変数の妥当性と解釈については、ひきつづき検討が必要である。

2 怪我の頻度と重篤度

(1) 危険関数の推計

次に、危険の指標を連続変数として扱ったGaren (1988) の2段階推計法を用いて、セルフセレクションを考慮した賃金関数の推計を行った⁹⁾。危険関数の推計(Ⅲ(2)(3)式)に当たっては3つの特定化を行った。まず、特定化1の説明変数として、教育年数、経験年数、配偶者の就業状態、非労働所得、6歳以下の子ども、失業経験、家族規模、危険に対する態度の5つの尺度を用いた。特定化2として、持ち家、配偶者の教育年数、企業規模を追加し、特定化3として、すべての外生変数、勤続年数、勤続年数の2乗項、製造業ダミー、サービス業ダミーを加えた。

推計結果は表2の通りであった。経験年数が多い人ほど、怪我の頻度の高い仕事に就き、経験年数が多く、失業経験があり、家族規模が大きい人は怪我の重篤度の高い仕事に就きやすい。6歳以下の子どもがいる人は怪我の重篤度の高い仕事に対して就業しにくい。企業規模が大きいほど重篤度の高い仕事に就く確率が低いことを示した。これは大企業ほど安全対策が行き届いていることを表しているのかもしれない。危険愛好度を表す故事成語は、怪我の頻度に有意に負に影響していた。怪我の頻度の高い仕事への就業は、個人の危険愛好の表明であるとは必ずしもいえないことを示唆している。

(2) 賃金関数の推計

2段階目の賃金関数(Ⅲ(4)式)の推計結果は表3の通りであった。怪我の頻度や重篤度の賃金に対する影響は、危険関数の特定化によって異なる。多重共線性の程度を表すVIF値は特定化2が最も小さい。特定化1、3では、怪我の頻度は賃金に有意に正に影響している。怪我の重篤度は、特定化2で正、特定化1、3で負となっている。危険に対する負の賃金プレミアムはRuser (1985)、Shanmugam (2001)でも確認されている。Ruser (1985)が指摘するように、危険に対する補償が厚く、それが賃金とトレードオフにある場合や、非労働所得が大きく、労働の危険に対して過小評価するような場合には、危険の賃金プレミアムは小さくなる。怪我の頻度の負の賃金プレミアムは、労働災害に対する補償と賃金のトレードオフの表れであるかもしれない。第1段階の危険関数から得た誤差項の推計値と危険を表す変数との交差項の係数について見てみると、特定化2の場合は、残差1(頻度)は正、残差2(重篤度)は負で有意となっている。これは、観測されない、 φ_1 、 φ_2 が危険から得られる利得に影響を与えることを意味する。4つの交差項を、 $\hat{\eta} \cdot q$ 、 $\hat{\mu} \cdot q$ と、 $\hat{\eta} \cdot r$ 、 $\hat{\mu} \cdot r$ の2つにわけ、それぞれの危険 q 、 r の係数の和を計算して、観察されない危険付随的な生産性の所得への効果(φ_1 、 φ_2)を評価する¹⁰⁾。推計された係数は統計的に有意ではないが、怪我の頻度 $\hat{\eta} \cdot q + \hat{\mu} \cdot q$ は負($-0.1141 = 0.1132 - 0.2273$)、重篤度 $\hat{\eta} \cdot r + \hat{\mu} \cdot r$ は正(0.0307)であった。負の効果は、予期しない低い危険を経験する人が予期しない大きな観察されない危険付随的な生産性をもち、この危険付随的な生産性が所得効果となって、より安全な仕事に就くように向かわせることを表す。逆に、正の効果(0.0307)をもつ場合は、より危険な仕事に対するより大きな観察されない危険付随的な生産性の代替効果(φ_1 、 φ_2)が所得効果(より安全な仕事を選ぶ)を上回ることを示している。以上の通り、特定化2においては、怪我の頻度には所得効果があり、重篤度の高い危険には正の賃金プレミアムと代替効果があるといえる。

追加的な検討として、危険指標と教育、経験年

表2 危険関数の推計 (被説明変数: 危険指標, 推計方法: 最小二乗法)

被説明変数: 怪我の頻度	特定化1			特定化2			特定化3		
	係数	標準誤差	t値	係数	標準誤差	t値	係数	標準誤差	t値
教育年数	0.0299	0.0193	1.55	0.0383*	0.0222	1.72	0.0291	0.0187	1.56
経験年数	0.0500***	0.0055	9.14	0.0495***	0.0058	8.48	0.0459***	0.0052	8.83
配偶者の就業	0.1140	0.0878	1.30	0.0996	0.0882	1.13	0.0379	0.0741	0.51
非労働所得	0.0479	0.0394	1.22	0.0582	0.0397	1.46	0.0047	0.0340	0.14
6歳以下の子ども	-0.1628	0.1327	-1.23	-0.2165	0.1337	-1.62	-0.2601**	0.1127	-2.31
失業経験	0.0860	0.1112	0.77	0.0601	0.1114	0.54	-0.0028	0.1162	-0.02
家族規模	-0.0043	0.0311	-0.14	-0.0004	0.0313	-0.01	0.0193	0.0267	0.72
ギャンブル	0.0299	0.0293	1.02	0.0387	0.0293	1.32	0.0132	0.0248	0.53
くじのWTP	0.0000	0.0001	0.32	0.0000	0.0001	0.54	0.0000	0.0001	0.01
飲酒	-0.0026	0.0333	-0.08	-0.0048	0.0332	-0.14	0.0064	0.0279	0.23
喫煙	0.0304	0.0232	1.31	0.0244	0.0236	1.03	0.0049	0.0199	0.25
故事成語	-0.0420**	0.0209	-2.01	-0.0468**	0.0209	-2.24	-0.0309*	0.0176	-1.76
持ち家				-0.2410*	0.1290	-1.87	-0.1036	0.1090	-0.95
配偶者の教育年数				0.0002	0.0294	0.01	0.0008	0.0247	0.03
企業規模				-0.0330*	0.0180	-1.83	0.0034	0.0158	0.22
勤続年数							-0.0072	0.0133	-0.54
勤続年数2乗							0.0003	0.0003	0.84
製造業ダミー							-0.4870***	0.0822	-5.93
サービス業ダミー							0.8992***	0.0916	9.82
定数項	-2.1554***	0.4412	-4.89	-1.9380***	0.5251	-3.69	-1.7702***	0.4595	-3.85
サンプル数	426			426			426		
Prob>F	0.0000			0.0000			0.0000		
Adj R-2	0.3471			0.3537			0.5466		
被説明変数: 怪我の重篤度	係数	標準誤差	t値	係数	標準誤差	t値	係数	標準誤差	t値
教育年数	-0.0006	0.0191	-0.03	0.0178	0.0217	0.82	0.0163	0.0213	0.77
経験年数	0.0454***	0.0054	8.40	0.0405***	0.0057	7.10	0.0399***	0.0059	6.75
配偶者の就業	0.1307	0.0869	1.51	0.0939	0.0862	1.09	0.1053	0.0843	1.25
非労働所得	0.0010	0.0390	0.03	0.0108	0.0388	0.28	0.0266	0.0387	0.69
6歳以下の子ども	-0.3122***	0.1312	-2.38	-0.3891***	0.1306	-2.98	-0.3307**	0.1283	-2.58
失業経験	0.2386**	0.1100	2.17	0.1920*	0.1089	1.76	0.2002	0.1322	1.51
家族規模	0.0563*	0.0308	1.83	0.0513*	0.0306	1.68	0.0410	0.0304	1.35
ギャンブル	-0.0026	0.0290	-0.09	0.0108	0.0286	0.38	0.0027	0.0282	0.10
くじのWTP	0.0000	0.0001	0.25	0.0000	0.0001	0.57	0.0000	0.0001	0.33
飲酒	0.0482	0.0329	1.46	0.0466	0.0324	1.44	0.0382	0.0318	1.20
喫煙	0.0223	0.0230	0.97	0.0153	0.0231	0.66	0.0095	0.0226	0.42
故事成語	-0.0242	0.0207	-1.17	-0.0280	0.0204	-1.37	-0.0259	0.0201	-1.29
持ち家				-0.1138	0.1260	-0.90	-0.0946	0.1241	-0.76
配偶者の教育年数				-0.0225	0.0287	-0.78	-0.0289	0.0281	-1.03
企業規模				-0.0692***	0.0176	-3.93	-0.0528***	0.0180	-2.93
勤続年数							-0.0010	0.0152	-0.07
勤続年数2乗							0.0001	0.0004	0.20
製造業ダミー							-0.3972***	0.0935	-4.25
サービス業ダミー							-0.3717***	0.1043	-3.56
定数項	-1.7526***	0.4365	-4.01	-1.1740**	0.5131	-2.29	-0.9448**	0.5231	-1.81
サンプル数	426			426			426		
Prob>F	0.0000			0.0000			0.0000		
Adj R-2	0.3466			0.3690			0.3992		

注: ***は1%, **は5%, *は10%の水準で係数が0であるという帰無仮説を統計的に有意に棄却できることを表す。

特定化番号は、表3に示す特定化番号と対応している。

例えば、表2における特定化2と名づけられた危険関数の推計(第1段階)で得られた残差を、表3の特定化2と記された賃金関数の推計式(第2段階)に用いることを指す。

表3 賃金関数の推計（怪我の頻度、怪我の重篤度）被説明変数：

被説明変数：対数賃金	OLS			特定化1（WLS）		
	係数	標準誤差	t 値	係数	標準誤差	t 値
教育年数	0.0748***	0.0116	6.46	0.0553***	0.0132	4.20
勤続年数	0.0182**	0.0092	1.98	0.0202**	0.0094	2.15
勤続年数2乗	-0.0001	0.0002	-0.36	-0.0002	0.0002	-0.94
製造業ダミー	0.0240	0.0696	0.35	0.0376	0.0748	0.50
サービス業ダミー	-0.1185	0.0929	-1.28	-0.1615*	0.0953	-1.69
企業規模	0.0645***	0.0130	4.96	0.0593***	0.0138	4.30
定数項	6.1261***	0.1672	36.65	6.4651***	0.2021	31.99
怪我の頻度	0.0051	0.0464	0.11	0.8312***	0.2048	4.06
怪我の重篤度	0.0635	0.0422	1.50	-0.7319***	0.2119	-3.45
残差1（頻度）				-0.8471***	0.2036	-4.16
残差2（重篤度）				0.8042***	0.2078	3.87
残差1*頻度				0.0528	0.0523	1.01
残差1*重篤度				-0.1276*	0.0664	-1.92
残差2*重篤度				-0.0034	0.0430	-0.08
残差2*頻度				0.0827	0.0772	1.07
自営業ダミー						
地域ダミー						
サンプル数	426			426		
Prob>F	0.0000			0.0000		
Adj R-2	0.2404			0.2679		
Mean VIF	5.55			18.54		

注：***は1%、**は5%、*は10%の水準で係数が0であるという帰無仮説を統計的に有意に棄却できることを残差1（頻度）とは、怪我の頻度を被説明変数として推計して得られた残差を指す。
 残差2（重篤度）とは、怪我の重篤度を被説明変数として推計して得られた残差を指す。
 地域ダミー変数は全国10地域（北海道、東北、関東、甲信越、北陸、東海、近畿、中国、四国、九州）

数、勤続年数との交差項の賃金への影響についてそれぞれ調べたところ、勤続年数が増えるとともに、怪我の頻度の高い危険に対するリターンが増える。Viscusi and Moore (1991) が指摘するように、勤続年数を経るにつれて仕事に付随する危険について知るようになるとすれば、勤続年数とリスクの交差項が離職確率に正の影響を及ぼし、雇用者がそのような労働者を引き止めるために高い賃金を支払う可能性がある¹¹⁾。

3 肉体的疲労・精神的疲労

(1) 危険関数の推計

次に、同様の手順で、肉体的疲労・精神的疲労について推計した。危険関数（Ⅲ(2)(3)式）の推計結果は表4の通りである。賃金に正の影響を与

えると考えられる教育水準が、肉体的な疲労のある仕事の選択に負の影響を及ぼすことは、安全が正常財であることの証左であるといえる（Garen (1988)）。怪我をする危険のある仕事の場合と異なり、経験年数は疲労に対して有意に負となっている。これは、物理的な怪我が外生的であるのに比べて、仕事に付随する疲労感を経験年数を経るにつれて軽減できることを示唆している。失業の経験がある人ほど精神的な疲労が少ない。さらに、6歳以下の子どもがいることは肉体的な疲労に負の影響を与えており、子どもの存在が疲労感を緩和していることを示している。また、教育水準の高い配偶者をもつ人は精神的に疲労の高い仕事に就いていることもわかる。くじの価格、喫煙で代理される危険愛好度が高いほど、肉体的な疲

対数賃金推計方法：最小二乗法 (OLS)，加重最小二乗法 (WLS)

特定化 2 (WLS)			特定化 3-1 (WLS)			特定化 3-2 (WLS)		
係数	標準誤差	t 値	係数	標準誤差	t 値	係数	標準誤差	t 値
0.0597***	0.0128	4.68	0.0658***	0.0130	5.06	0.0581***	0.0129	4.51
0.0231**	0.0093	2.48	0.0209**	0.0095	2.19	0.0224**	0.0096	2.32
-0.0003	0.0002	-1.24	-0.0002	0.0002	-1.03	-0.0003	0.0002	-1.21
0.0480	0.0716	0.67	0.1314	0.0855	1.54	0.1366	0.0880	1.55
-0.1050	0.0902	-1.16	-0.9450***	0.3616	-2.61	-1.0243***	0.3688	-2.78
0.0395**	0.0161	2.46	0.0239	0.0214	1.12	0.0026	0.0221	0.12
6.4896***	0.2163	30.00	6.5735***	0.2794	23.53	6.5436***	0.2934	22.30
-0.0203	0.0528	-0.38	0.6741**	0.2802	2.41	0.7335***	0.2883	2.54
0.1063*	0.0556	1.91	-0.5632**	0.2803	-2.01	-0.5850**	0.2795	-2.09
0.7235***	0.1940	3.73	-0.7035**	0.2856	-2.46	-0.7868***	0.2931	-2.68
-0.7083***	0.2092	-3.39	0.6437**	0.2814	2.29	0.6588**	0.2810	2.34
0.1132	0.1969	0.57	0.0665	0.0655	1.02	0.0441	0.0658	0.67
0.2498	0.2061	1.21	-0.0648	0.0794	-0.82	-0.0363	0.0793	-0.46
-0.2191	0.2043	-1.07	-0.0007	0.0476	-0.01	-0.0045	0.0473	-0.09
-0.2273	0.1955	-1.16	0.0123	0.0864	0.14	-0.0118	0.0856	-0.14
						-0.2528***	0.0947	-2.67
						有り		
426			426			426		
0.0000			0.0000			0.0000		
0.2695			0.2425			0.2618		
10.44			27.55			17.56		

表す。

で四国をベンチマークとした。

労のある仕事に就かないことから、危険愛好的な人は肉体的な疲労に対する耐性が低いといえるかもしれない。

(2) 賃金関数の推計

賃金関数 (Ⅲ (4) 式) の推計結果は表 5 の通りであった。賃金に対して肉体的な疲労は有意に負、精神的な疲労は有意に正の符号を示した。この結果は、補償賃金仮説によると、精神的なストレスに対してのみ正の賃金プレミアムが発生することを示している。精神的なストレスを仕事に対する満足度の低さと解釈すれば、苦痛と所得との負の相関を指摘した石川 (1992) の議論に沿う結果となっている¹²⁾。特定化 2 における 4 つの交差項から、観察されない危険付随的な生産性の所得への効果 (φ_1, φ_2) を評価すると、肉体的な疲労

は有意に負 ($-0.0166 = 0.0771 - 0.0937$)、精神的な疲労は有意に正 (0.0287) であった。前述の解釈と同様に、肉体的な疲労は観察されない生産性の大きさから人々をより肉体的な疲労の少ない仕事へ向かわせるが、精神的な疲労は、それに対する報酬の大きさから代替効果が生じる。これらの結果から、人々は、精神的に疲労を伴う仕事は報酬の大きさからその仕事を進んで引き受ける一方、肉体的な疲労は観察されない生産性が正に働くなればそのような仕事はできるだけ避けたいと考えていることがうかがえる。

表 4 危険関数の推計 (被説明変数: 危険指標, 推計方法: 最小二乗法)

被説明変数: 肉体的疲労	特定化1			特定化2			特定化3		
	係数	標準誤差	t 値	係数	標準誤差	t 値	係数	標準誤差	t 値
教育年数	-0.0871***	0.0185	-4.72	-0.0974***	0.0214	-4.55	-0.0974***	0.0206	-4.73
経験年数	-0.0776***	0.0052	-14.83	-0.0770***	0.0056	-13.69	-0.0747***	0.0057	-13.05
配偶者の就業	-0.0531	0.0841	-0.63	-0.0675	0.0850	-0.79	-0.0416	0.0816	-0.51
非労働所得	-0.0531	0.0377	-1.41	-0.0577	0.0383	-1.51	-0.0194	0.0374	-0.52
6歳以下の子ども	-0.3356***	0.1271	-2.64	-0.3410***	0.1288	-2.65	-0.2815**	0.1242	-2.27
失業経験	-0.1088	0.1065	-1.02	-0.1252	0.1074	-1.17	0.0974	0.1280	0.76
家族規模	0.0875***	0.0298	2.93	0.0861***	0.0302	2.85	0.0598**	0.0295	2.03
ギャンブル	-0.0111	0.0280	-0.40	-0.0094	0.0283	-0.33	0.0041	0.0273	0.15
くじのWTP	-0.0001**	0.0001	-2.21	-0.0001***	0.0001	-2.22	-0.0001**	0.0001	-2.14
飲酒	0.0260	0.0319	0.81	0.0279	0.0320	0.87	0.0245	0.0307	0.80
喫煙	-0.0459**	0.0223	-2.06	-0.0418*	0.0228	-1.84	-0.0369*	0.0219	-1.69
故事成語	0.0057	0.0200	0.28	0.0054	0.0202	0.27	0.0014	0.0194	0.07
持ち家				0.0154	0.1243	0.12	-0.0550	0.1201	-0.46
配偶者の教育年数				0.0326	0.0284	1.15	0.0352	0.0272	1.29
企業規模				-0.0170	0.0174	-0.98	-0.0281	0.0175	-1.61
勤続年数							0.0440***	0.0147	3.00
勤続年数2乗							-0.0010***	0.0003	-2.96
製造業ダミー							0.0822	0.0905	0.91
サービス業ダミー							-0.4968***	0.1010	-4.92
定数項	3.7156***	0.4227	8.79	3.4873***	0.5061	6.89	3.1080***	0.5064	6.14
サンプル数	426			426			426		
Prob>F	0.0000			0.0000			0.0000		
Adj R-2	0.4810			0.4799			0.5230		
被説明変数: 精神的疲労	係数	標準誤差	t 値	係数	標準誤差	t 値	係数	標準誤差	t 値
教育年数	0.0288	0.0223	1.29	0.0045	0.0257	0.17	0.0097	0.0239	0.41
経験年数	-0.0218***	0.0063	-3.46	-0.0222***	0.0067	-3.30	-0.0265***	0.0067	-3.98
配偶者の就業	-0.1944*	0.1014	-1.92	-0.2245**	0.1018	-2.20	-0.1750*	0.0949	-1.84
非労働所得	0.0698	0.0455	1.54	0.0509	0.0459	1.11	0.0865**	0.0435	1.99
6歳以下の子ども	-0.2233	0.1532	-1.46	-0.2008	0.1543	-1.30	-0.1098	0.1444	-0.76
失業経験	-0.3253**	0.1284	-2.53	-0.3488***	0.1286	-2.71	-0.1612	0.1488	-1.08
家族規模	-0.0283	0.0360	-0.79	-0.0390	0.0361	-1.08	-0.0625*	0.0342	-1.83
ギャンブル	-0.0333	0.0338	-0.98	-0.0348	0.0338	-1.03	-0.0312	0.0318	-0.98
くじのWTP	0.0000	0.0001	-0.19	0.0000	0.0001	-0.36	0.0000	0.0001	-0.21
飲酒	0.0281	0.0385	0.73	0.0344	0.0383	0.90	0.0240	0.0357	0.67
喫煙	-0.0153	0.0268	-0.57	-0.0020	0.0273	-0.07	0.0046	0.0255	0.18
故事成語	0.0204	0.0242	0.84	0.0244	0.0241	1.01	0.0198	0.0226	0.88
持ち家				0.3025***	0.1488	2.03	0.2004	0.1396	1.44
配偶者の教育年数				0.0586*	0.0339	1.72	0.0518	0.0317	1.64
企業規模				-0.0268	0.0208	-1.29	-0.0446**	0.0203	-2.20
勤続年数							0.0098	0.0171	0.57
勤続年数2乗							0.0001	0.0004	0.13
製造業ダミー							-0.0013	0.1052	-0.01
サービス業ダミー							-0.8583***	0.1173	-7.31
定数項	0.4276	0.5096	0.84	-0.0666	0.606	-0.11	0.0839	0.5886	0.14
サンプル数	426			426			426		
Prob>F	0.0000			0.0000			0.0000		
Adj R-2	0.0775			0.0881			0.2122		

注: ***は1%, **は5%, *は10%の水準で係数が0であるという帰無仮説を統計的に有意に棄却できることを表す。

特定化番号は、表5に示す特定化番号と対応している。

例えば、表4において特定化2と名づけられた危険関数の推計(第1段階)で得られた残差を、表5の特定化2と記された賃金関数の推計式(第2段階)に用いることを指す。

VI いくつかの考察

1 多重共線性の可能性

Ⅲ(4)式の推計における多重共線性の問題について考える¹³⁾。Griffith and Amerhein (1997)によればVIFの値が10を超える場合、深刻な多重共線性があると判断される。表3より肉体的な怪我の危険の推計におけるVIFは10.4~27.6、表5より肉体的・精神的な疲労の推計におけるVIFは6.2~9.7であり、表3の特定化1、3の結果には多重共線性のおそれがある。これは、第2段階の賃金関数の推計結果が第1段階の危険関数の推計式の特定化に依存すること、死亡災害を内数に含む度数率や強度率は互いに性質が似ていることに起因する。セルフセクションの推計の精緻化と怪我の頻度・強度の識別は今後の課題である¹⁴⁾。

2 平均賃金、賃金プレミアム

特定化2の推計値のもとで、リスクの平均値の大小でサンプルを2つのグループにわけてその平均賃金を比べると、重篤度の高い仕事や精神的な疲労を伴う仕事を選ぶグループの平均賃金が有意に高かった。逆に肉体的な疲労を伴う仕事は賃金が低かった。賃金のリスクプレミアム($\partial \ln w / \partial risk$)に焦点を絞ると、例えば、重篤度 q の賃金に対する限界的なプレミアムは $\partial \ln w / \partial q = \beta_2 + \gamma_3 \hat{\eta} + \gamma_4 \hat{\mu}$ となる。表3の特定化2の推計結果では、 $\partial \ln w / \partial q$ は $0.1063 + 0.2498 * \hat{\eta} - 0.2191 * \hat{\mu}$ となるが、 γ_3, γ_4 は有意ではないので、 $\partial \ln w / \partial q = 0.1063$ となり、平均的なリスクレベル \bar{q} (=0.101)で評価した賃金プレミアムは $w = \exp(0.1063 * \bar{q}) = 1.01$ 円/時間となった。

怪我の頻度、肉体的な疲労、精神的な疲労についても同様の計算を行った。サンプルの平均的な個人属性と危険指標で評価された時間当たり賃金に平均年間労働時間数を乗じて推定された賃金から、危険指標を考慮しない場合の推定賃金を差し引いて、賃金プレミアムを計算した。その結果、肉体的な怪我に対する賃金プレミアムは年間約3万円程度、肉体的・精神的な疲労は約10万円程

度であると試算された。

3 VSL・VSIの大きさ

次に、危険の削減対策の効果を社会的に評価するため、確率的怪我価値(Value of Statistical Injury, VSI)、確率的生命価値(Value of Statistical Life, VSL)を計算する。VSI, VSLとは、ある事象に起因する統計的危険を回避するための支払い意思額を集計し、便宜的に一人の統計的にみた危険を回避するための支払い意思額を算出するものである。具体的には、VSIはリスク削減に対する支払い意思額を削減リスクで除して求められる。本稿の推計結果をもとに算出された年間の補償賃金プレミアムを削減リスクに対する支払い意思額とし、身体的な怪我では治療に4日以上を要した死傷者数(2005年12万354人)を総就業者数(同6356万人)で割った値、肉体的・精神的な疲労では普段の仕事での身体の疲れの程度を「とても疲れる」と答えた割合(2005年0.7)を削減リスクとすると、総就業者に占める死傷者の割合と疲労度の高い就業者の割合を1単位削減するための支払意思額(VSI)をそれぞれ求めると、重篤度の高い・頻度の高い怪我のVSI(VSL)は1556万円、肉体的・精神的な疲労のVSIは15万円であった¹⁵⁾。

4 バイアスの可能性

賃金関数の説明変数に危険指標を含めない場合の教育年数の賃金への影響は0.0712(推計結果は割愛)であり、危険のセルフセクションを考慮した場合は0.0597(表3 特定化2)であった。Garen(1988)がいうように、高所得者ほど安全な仕事に就く、つまり、その観察不可能な高い所得を得る能力と危険や疲労を表す変数との間に負の相関があると想定される場合には、最小二乗法の係数には下方バイアスが生じることになるが、本稿では逆に上方バイアスを示した。つまり、教育水準の高さと仕事における危険に付随した高い生産性には正の相関があるといえる。

5 労災保険料の労働者への転嫁

社会保険料の事業主負担分の労働者への転嫁

表5 賃金関数の推計 (肉体的な疲労, 精神的な疲労) 被説明変数:

被説明変数: 対数賃金	OLS			特定化1 (WLS)		
	係数	標準誤差	t 値	係数	標準誤差	t 値
教育年数	0.0511***	0.0111	4.61	0.0247	0.0155	1.59
勤続年数	0.0203**	0.0088	2.31	0.0165*	0.0097	1.71
勤続年数2乗	-0.0002	0.0002	-1.02	-0.0002	0.0002	-0.71
製造業ダミー	-0.0047	0.0632	-0.07	0.0326	0.0679	0.48
サービス業ダミー	-0.0012	0.0753	-0.02	-0.0422	0.0785	-0.54
企業規模	0.0667***	0.0119	5.60	0.0598***	0.0131	4.58
定数項	6.4336***	0.1553	41.43	6.7311***	0.2237	30.09
肉体的疲労	-0.1269***	0.0297	-4.28	-0.1700***	0.0526	-3.24
精神的不安	0.2468***	0.0320	7.72	0.5315***	0.1498	3.55
残差1 (肉体的疲労)				0.1851**	0.0672	2.76
残差2 (精神的疲労)				-0.3386	0.1486	-2.28
残差1*肉体的疲労				0.0705**	0.0443	1.59
残差1*精神的疲労				-0.0741	0.0695	-1.07
残差2*精神的疲労				0.1260***	0.0475	2.65
残差2*肉体的疲労				-0.1042***	0.0395	-2.64
自営業ダミー						
地域ダミー						
サンプル数	426			426		
Prob>F	0.0000			0.0000		
Adj R-2	0.3301			0.3593		
Mean VIF	5.99			9.72		

注: *** は 1%, ** は 5%, * は 10% の水準で係数が 0 であるという帰無仮説を統計的に有意に棄却できることを残差 1 (肉体的疲労) とは、肉体的な疲労を被説明変数として推計して得られた残差を指す。
 残差 2 (精神的疲労) とは、精神的疲労を被説明変数として推計して得られた残差を指す。
 地域ダミー変数は全国 10 地域 (北海道, 東北, 関東, 甲信越, 北陸, 東海, 近畿, 中国, 四国, 九州)

は、賃金関数における社会保険料率の係数の符号で評価され、係数が負のとき、労働者への転嫁があるとされる (太田 2008)。労災保険では、保険料は事業主負担であり、労災保険率は保険給付の必要額を賃金総額で除して計算される。給付必要額は、過去の被災・怪我の程度から計算される給付額の見込みである。もし補償賃金仮説が成り立てば、労災保険料の負担に関する賃金関数の誤差項に含まれる仕事における怪我の程度が、給付必要額と賃金の両方に影響して推計値にバイアスが生じる。一方、補償賃金仮説が成立しないならば、怪我の程度は給付必要額にのみ影響を与えて賃金には影響しない。賃金関数による労災保険料の労働者への転嫁の検証においては、補償賃金の成立の可否や怪我を伴う仕事に付随した観察不可

能な生産性を考慮に入れる必要があるだろう。

VII 結論と課題

本稿では、仕事に付随する危険に対する個人の態度 (セルフセレクション) を考慮したモデルを用いて、補償賃金仮説について実証分析した。その結果、危険に対する個人の態度と危険を伴う仕事の選択との間には明確な関係はみられなかったが、危険指標が統計的に有意に賃金に影響することを確認した。具体的には、怪我の頻度や重篤度の補償賃金プレミアムは危険関数の特定化に依存するが、精神的な疲労に対しては正、肉体的な疲労に対しては負の補償賃金プレミアムが支払われていることがわかった。また、賃金と怪我の内生

対数賃金推計方法：最小二乗法 (OLS)，加重最小二乗法 (WLS)

特定化 2 (WLS)			特定化 3-1 (WLS)			特定化 3-2 (WLS)		
係数	標準誤差	t 値	係数	標準誤差	t 値	係数	標準誤差	t 値
0.0307***	0.0148	2.07	0.0291*	0.0158	1.84	0.0217	0.0157	1.38
0.0185**	0.0096	1.93	0.0199**	0.0097	2.06	0.0258**	0.0098	2.63
-0.0002	0.0002	-0.89	-0.0003	0.0002	-1.15	-0.0004*	0.0002	-1.73
0.0297	0.0681	0.44	0.0557	0.0679	0.82	0.0349	0.0679	0.51
-0.0361	0.0789	-0.46	0.0867	0.1212	0.71	0.0515	0.1211	0.43
0.0636***	0.0130	4.89	0.0629***	0.0133	4.71	0.0453***	0.0147	3.08
6.6362***	0.2067	32.10	6.6112***	0.2079	31.81	6.6112***	0.2079	31.81
-0.1512***	0.0526	-2.87	-0.1592***	0.0570	-2.79	-0.1688***	0.0574	-2.94
0.4358***	0.1288	3.38	0.4662***	0.1349	3.46	0.4690***	0.1353	3.47
0.1617***	0.0666	2.43	0.1794**	0.0720	2.49	0.1828**	0.0711	2.57
-0.2474*	0.1280	-1.93	-0.2647*	0.1367	-1.94	-0.2514*	0.1373	-1.83
0.0771*	0.0446	1.73	0.0881**	0.0444	1.98	0.0897*	0.0440	2.04
-0.0896	0.0695	-1.29	-0.0931	0.0678	-1.37	-0.1209*	0.0670	-1.80
0.1183***	0.0482	2.46	0.1570***	0.0475	3.30	0.1659***	0.0473	3.51
-0.0937***	0.0395	-2.37	-0.0961**	0.0404	-2.38	-0.0593	0.0408	-1.45
						-0.1891**	0.0931	-2.03
						有り		
426			426			426		
0.0000			0.0000			0.0000		
0.3551			0.3615			0.3901		
7.95			8.32			6.17		

表す。

で四国をベンチマークとした。

性を考慮した補償賃金仮説の検討を通して、VSI という怪我の社会的価値を計算するとともに、社会保険料の転嫁の検証における推計バイアスの可能性を指摘した。

ただし、以上の結論には、いくつかの留保が必要である。すでに述べたように、データの制約により、危険に対するその他の補償（保険等）と賃金とのトレードオフや組合の労働条件への効果を考慮できていない。産業・企業規模別の労働災害の度数率・強度率を用いた推計結果は、職種別の肉体的・精神的な疲労を用いた推計結果よりも統計的な有意性からみて十分な結果を得ているとはいいがたい。これは、度数率と強度率の識別の問題だけでなく、産業ベースの危険変数のほうが職種ベースのそれよりも計測誤差が大きいためであ

るかもしれない (Sandy *et al.* 2001)。今後、補償賃金仮説の詳細な検証を進めるためには、危険の代理変数および個人の危険に関する嗜好に関する精度の高いデータが利用可能となることが望まれる。労災保険との関連においては、近年では仕事と働き方が多様化して、精神面でのストレスをはじめとして、労災保険の適用範囲が広がりつつある。労災対象となる異なる事例を比較評価するうえで、VSI によるリスクの社会的価値の計測は有用であると思われる。最後として、補償賃金仮説は、マッチングを明らかにするものの、マッチングの社会厚生的な評価（市場が事業主に労働災害を減少させるインセンティブを適切に与えているかなど）については不問である。これらは今後の研究課題としたい。

謝辞

*本稿は、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。また、2008 年度日本経済学会秋季大会（近畿大学）で報告され、討論者の白井恵美子准教授（名古屋大学大学院経済学研究科）より大変貴重なコメントをいただいた。草稿の段階で大竹文雄教授（前掲）、大日康史（国立感染症研究所感染症情報センター主任研究官）より助言をいただいた。また、本誌 2 名のレフェリーと編集委員会から大変有益な助言を得た。記して感謝申し上げたい。なお、本稿で述べられている見解は執筆者個人の責任で発表されるものであり、本稿における誤りのすべては筆者に帰するものである。

- 1) 竹内 (2002) はヘドニック賃金アプローチが日本の労働市場を説明しない理由として、職種間移動にかかるコストが高い場合に職種属性の違いが賃金に反映されない可能性があることを挙げている。
- 2) 厚生労働省「脳・心臓疾患及び精神障害等に係る労災補償状況（平成 19 年度）」によれば、2007 年度の精神疾患での労災申請が脳や心臓などの身体的疾患での申請を初めて上回った。
- 3) Garen (1988) は q_i を致命的な怪我、 r_i を致命的でない怪我として、米国の労働統計局が提供する労働災害データをもとに死亡事故かどうかで 2 つの危険を区別している。本稿では、後述するように、2 つの異なる危険として怪我の頻度や重篤度を用いるが、これらはともに死亡事故を含んでいる点に留意する必要がある。
- 4) なお、主成分分析の代わりに「怪我の指標 = 産業・企業規模別の度数率 \times (年齢別死者数 / 年齢計死者数)」「疲労度の指標 = 年齢別の疲労割合 \times 職種別の疲労割合 \times 企業規模別の疲労割合」のように線形変換した危険指標も作成したところ、主成分分析で得た危険指標と線形変換で得た危険指標との間には正の有意な相関があり、ともに危険の程度を代理する適切な指標であったといえる。ただし、線形変換した指標を用いた危険関数と賃金関数の推計結果は、主成分分析による指標を用いた推計結果に比べて、推計されたパラメータの符号は概ね同じであったものの、企業規模の危険指標への影響を過大に評価したり、賃金関数においては深刻な多重共線性の問題を引き起こしたりすることがわかった。
- 5) 労働災害の発生率について、1 時点のみのデータを用いた場合には、労働災害に対する安全規制の短期的な影響によって分析結果が左右される可能性がある。数時点の平均を取ってその産業や職種の災害発生率の平均的傾向をみることであり、この問題を回避することができる。
- 6) 個人レベルの危険に対する態度を考慮している文献として Hersch and Pickton (1995) が挙げられる。彼らは危険に対する態度の代理変数としてシートベルトの着用率と喫煙率を用いており、非喫煙者でシートベルト着用者のほうが危険に対する賃金プレミアムを多く受け取っていることを実証的に示している。
- 7) 阪大アンケートでは故事成語「虎穴に入らずんば虎児を得ず」にどれだけ賛同できるかを質問している。
- 8) Garen (1988) では、その他に、年ダミー、アメリカ南部、田舎、人種、職種をコントロール変数として用いている。
- 9) なお、内生性の問題に対するその他の対応手法として操作

変数法がある。Garen (1988) と同様に、第 1 段階の危険関数と第 2 段階の賃金関数を操作変数法によって推計したところ、賃金関数における怪我の頻度、怪我の重篤度、あるいは、肉体的疲労、精神的疲労の推計されたパラメータの符号と統計的有意性は、加重最小二乗法による推計結果と概ね同じであった。

- 10) $\eta \cdot q$ の係数は μ を一定と仮定したときの η_1 と η の相関に依存し、 $\eta \cdot q$ の係数は η を一定としたときの η_1 と μ の相関に依存する (Garen (1988))。例えば、(4) 式において、 $\hat{\eta} \cdot q$ の係数 γ_3 は μ を与件としたときに η_1 を η に帰属させたときの係数である。 γ_3 が正の場合、予期しない仕事の高い危険 (μ と η が大きい) を経験している個人が、予期しない大きな η_1 を経験することになる。つまり、仕事の危険が高く、観察されない危険付随的な生産性 η_1 が大きいため、個人がより危険な仕事を選ぶ (代替効果が所得効果を上回る) といえる。逆に γ_3 が負となる場合は、予期しない仕事の低い危険 (μ と η が小さい) を経験している個人が、予期しない大きな η_1 を経験する。つまり、仕事の危険が低いために大きな η_1 (観測されない生産性) をもっていても、個人はより安全な仕事を選ぶ (所得効果が代替効果を上回る) といえる。
- 11) 太田 (2001) は「労働災害動向調査」を用いて労働災害の発生率と労働者の離職行動について分析しており、平均勤続年数の伸びと労災発生確率の低下の関係を実証的に示している。
- 12) ただし、この結論にはもう少し厳密な分析が必要である。厚生労働省「労働者健康状況調査」によれば、精神的なストレスが多い職種は事務職であるとわかる。精神的な疲労と肉体的な疲労の逆の符号関係は、事務職と現業職の観察されない生産性の違いを反映している可能性がある。
- 13) その他の課題として、危険を伴う仕事に就くか否かを労働者が離散的に選択する可能性がある。そこで、危険の変数を離散的に扱った場合の分析 ((2)(3) 式を Bivariate Probit 法で推計) も行ったが、危険に対する賃金プレミアムの有無は連続変数の場合と同じであった。また、(2)(3) 式の誤差項の見せかけの相関を考慮して推計したが、賃金プレミアムの評価は本稿の結果と変わらなかった。
- 14) 宮里 (2008) は度数率を死亡リスクと一部労働不能等にかけて、リスクの賃金プレミアムを推計しているが、賃金の種類 (時間当たり賃金か年間所得か) や企業規模によって賃金プレミアムの符号が異なるという結果を得ている。
- 15) 本稿では怪我や疲労の VSI (VSL) を示したが、VSL の先行研究については Viscusi and Aldy (2003)、岸本 (2006) を参照。日本の VSL については岡 (1999) 2.2 億円、古川・磯崎 (2004) 8 億~10 億円、宮里 (2008) 2.2~2.6 億円がある。

参考文献

- 石川経夫 (1992) 「仕事の満足度の分配をめぐる統計的分析」『日本労働協会雑誌』No.391, pp.2-14
- 太田聡一 (2001) 「労働災害・安全衛生・内部労働市場」『日本労働研究雑誌』No.492, pp.43-57.
- (2001) 「労災保険の課題——経済学の視点から」猪木武徳・大竹文雄編『雇用政策の経済分析』東洋経済新報社, pp.303-338.
- (2008) 「社会保険料の事業主負担部分は労働者に転嫁されているのか」『日本労働研究雑誌』No.573, pp.16-19.
- 岡敏弘 (1999) 『環境政策論』岩波書店.
- 岸本充生 (2006) 「確率的生命価値 (VSL) とは何か——その考え方と欧米での利用」『日本リスク研究学会第 19 回研究発表

- 会講演論文集』Vol.19, pp.295-300.
- 竹内憲司 (2002) 「生と死の経済学——死亡リスクの微小な変化に対して人々はどの程度の支払いをするつもりがあるか」『会計検査研究』No.26, pp.229-241.
- 古川俊一・磯崎肇 (2004) 「統計的生命価値と規制政策評価」『日本評価研究』第4巻第1号, pp.53-65.
- 宮里尚三 (2008) 「マイクロ・データを用いた Value of a Statistical Life の推計」一橋大学経済研究所ディスカッション・ペーパー (世代間問題研究機構発行).
- Dorman, Peter and Hagstrom, Paul (1998) "Wage Compensation for Dangerous Work Revisited," *Industrial and Labor Relations Review* Vol.52, Issue 1, 116-135.
- Ehrenberg, Ronald G. and Smith, Robert S. (2003) *Modern Labor Economics: Theory and Public Policy*, Eighth Edition, Addison-Wesley: New York.
- French, Michael T. and Dunlap, Laura J. (1998) "Compensating Wage Differentials for Job Stress," *Applied Economics*, Vol.30, 1067-1075.
- Garen, John E. (1988) "Compensating Wage Differentials and the Endogeneity of Job Riskiness," *Review of Economics and Statistics*, 70(1), 9-16.
- Griffith, Daniel A. and Amerhein, Carl G. (1997) *Multivariate Statistical Analysis for Geographers* Prentice Hall.
- Hersch, Joni and Pickton, Todd S. (1995) "Risk-taking Activities and Heterogeneity of Job-Risk Tradeoffs," *Journal of Risk and Uncertainty*, Vol.11, No.3, pp.205-217.
- Hwang, Hae-shin, Reed, W. Robert and Hubbard, Carlton (1992) "Compensating Wage Differentials and Unobserved Productivity," *Journal of Political Economy*, 100(4), 834-858.
- Kniesner, Thomas J. and Leeth, John D. (1991) "Compensating Wage Differentials for Fatal Injury Risk in Australia, Japan, and the United States," *Journal of Risk and Uncertainty*, 4(1), 75-90.
- Maddala, G. S. (1992) *Introduction to Econometrics*, Second Edition, Prentice-Hall.
- Moore, Michael J. (1995) "Unions, Employment Risks, and Market Provision of Employment Risk Differentials," *Journal of Risk and Uncertainty*, 10(1), pp.57-70.
- Rosen, Sherwin (1974) "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition," *Journal of Political Economy*, 82(1) 34-55.
- Ruser, John W. (1985) "Workers Compensation Benefits and Compensating Wage Differentials," BLS Working Paper, no.153.
- Sandy, Robert and Elliott, Robert F. (1996) "Unions and Risk: Their Impact on the Level of Compensation for Fatal Risk," *Economica*, Vol.63, No.250, pp.291-309.
- Sandy, R., Elliott, R. F., Siebert, W. S., and, Wei Xiandong (2001) "Measurement Error and the Effects of Unions on the Compensating Differentials for Fatal Workplace Risks," *Journal of Risk and Uncertainty*, 23(1), 33-56.
- Shanmugam, K. R. (2001) "Self Selection Bias in the Estimates of Compensating Differentials for Job Risks in India," *Journal of Risk and Uncertainty*, 22(3), 263-275.
- Siebert, W. Stanley and Wei Xiandong (1994) "Compensating Wage Differentials for Workplace Accidents: Evidence for Union and Non-Union Workers in the UK," *Journal of Risk and Uncertainty*, 9(1), 61-76.
- Tachibanaki, Toshiaki and Ohta, Souichi (1994) "Wage Differentials by Industry and the Size of Firm, and Labor Market in Japan," in Tachibanaki, T. ed., *Labor Market and Economic Performance: Europe, Japan, and the U. S. A.* St. Martin's Press.
- Viscusi, W. Kip (1978) "Wealth Effects and Earnings Premiums for Job Hazards," *Review of Economics and Statistics* 60(2), 408-416.
- Viscusi, W. Kip and Aldy, Joseph E. (2003) "The Value of a Statistical Life: A Critical Review of Market Estimates throughout the World," *Journal of Risk and Uncertainty* Vol.27 No.1 pp.5-76.
- Viscusi, W. Kip and Moore, Michael J. (1991) "Worker Learning and Compensating Differentials," *Industrial and Labor Relations Review*, Vol.45, no.1, pp.80-96.

〈2008年11月28日投稿受付, 2010年2月12日採択決定〉

くめ・こういち 経済産業省経済産業政策局産業構造課課長補佐, 経済産業研究所コンサルティングフェロー。主な著作に「非正規労働者における社会的排除の実態とその要因」RIETI ディスカッション・ペーパー 10-J-025, (共著, 2010年)。労働経済学・行動経済学専攻。