

変数ごとの説明不能格差を求めることはできない。そこで、ここでは、(3)、(4) 式を変形し、それぞれの変数ごとの属性格差と説明不能な格差を求めることにする。

変形には2段階の近似が必要である。第1段階は、標準正規累積密度関数のサンプル平均 $\overline{\Phi(Z_g \hat{\gamma}_g)}$ を個人属性のサンプル平均における標準正規累積密度関数 $\Phi(\bar{Z}_g \hat{\gamma}_g)$ で近似することである。すなわち、 $\overline{\Phi(Z_g \hat{\gamma}_g)} \approx \Phi(\bar{Z}_g \hat{\gamma}_g)$ である。ただし、 $\bar{Z}_g = \sum_{n=1}^{n_g} Z_{gn} / n_g$ である。第1段階の近似式は以下の通りである。

$$\bar{S}_a - \bar{S}_b = (\Phi(\bar{Z}_a \hat{\gamma}_a) - \Phi(\bar{Z}_b \hat{\gamma}_a)) + (\Phi(\bar{Z}_b \hat{\gamma}_a) - \Phi(\bar{Z}_b \hat{\gamma}_b)) + \hat{R}_M, \text{ または} \quad (5)$$

$$\bar{S}_a - \bar{S}_b = (\Phi(\bar{Z}_a \hat{\gamma}_b) - \Phi(\bar{Z}_b \hat{\gamma}_b)) + (\Phi(\bar{Z}_a \hat{\gamma}_a) - \Phi(\bar{Z}_a \hat{\gamma}_b)) + \hat{R}_M, \quad (6)$$

ただし、 $\hat{R}_M = (\overline{\Phi(Z_a \hat{\gamma}_a)} - \overline{\Phi(Z_b \hat{\gamma}_b)}) - (\Phi(\bar{Z}_a \hat{\gamma}_a) - \Phi(\bar{Z}_b \hat{\gamma}_b))$

第2段階は、(5)、(6)式における2つの標準正規累積密度関数の差を $\bar{Z}_g \hat{\gamma}_{g'} = \bar{Z}_g \hat{\gamma}_g$ において1階の Taylor 展開で近似する。ただし、 $g \neq g'$ である。Taylor 展開後の最終的な分解式は以下の通りである。

$$\bar{S}_a - \bar{S}_b = (\bar{Z}_a - \bar{Z}_b) \hat{\gamma}_a \phi(\bar{Z}_a \hat{\gamma}_a) + \bar{Z}_b (\hat{\gamma}_a - \hat{\gamma}_b) \phi(\bar{Z}_b \hat{\gamma}_b) + \hat{R}_M + \hat{R}_{T1}, \text{ または} \quad (7)$$

$$\bar{S}_a - \bar{S}_b = (\bar{Z}_a - \bar{Z}_b) \hat{\gamma}_b \phi(\bar{Z}_b \hat{\gamma}_b) + \bar{Z}_a (\hat{\gamma}_a - \hat{\gamma}_b) \phi(\bar{Z}_a \hat{\gamma}_a) + \hat{R}_M + \hat{R}_{T2}. \quad (8)$$

ただし、

$$\hat{R}_{T1} = (\Phi(\bar{Z}_a \hat{\gamma}_a) - \Phi(\bar{Z}_b \hat{\gamma}_b)) - [(\bar{Z}_a - \bar{Z}_b) \hat{\gamma}_a \phi(\bar{Z}_a \hat{\gamma}_a) + \bar{Z}_b (\hat{\gamma}_a - \hat{\gamma}_b) \phi(\bar{Z}_b \hat{\gamma}_b)], \text{ または}$$

$$\hat{R}_{T2} = (\Phi(\bar{Z}_a \hat{\gamma}_a) - \Phi(\bar{Z}_b \hat{\gamma}_b)) - [(\bar{Z}_a - \bar{Z}_b) \hat{\gamma}_b \phi(\bar{Z}_a \hat{\gamma}_a) + \bar{Z}_a (\hat{\gamma}_a - \hat{\gamma}_b) \phi(\bar{Z}_a \hat{\gamma}_a)].$$

また、 $\phi(\cdot)$ は、標準正規確率分布関数である。ここで、 $(\bar{Z}_a - \bar{Z}_b) \hat{\gamma}_g \phi(\bar{Z}_g \hat{\gamma}_g)$ が属性格差、 $\bar{Z}_g (\hat{\gamma}_a - \hat{\gamma}_b) \phi(\bar{Z}_g \hat{\gamma}_g)$ が説明不能な格差、 $\hat{R}_M + \hat{R}_{T1}$ 、 $\hat{R}_M + \hat{R}_{T2}$ が近似をしたことによる残差である。

ここで、サンプル・セレクション・バイアスについて考察してみたい。応募者だけを対象とすることで、サンプル・セレクション・バイアスが生ずる可能性がある。これを解決するには、第1段階を応募関数、第2段階を採択関数とする Heckman の2段階推計法を用いることが考えられる。しかし、ここで用いるデータセットでは、第1段階で用いる適切な除外変数がない。本稿と同じデータを用いた高田(2007)では、研究所と国立大学では、研究所が有意に応募確率が低いとしているが、国立大学、公立大学、私立大学、短期大学(含む高専)では、応募確率に与える有意差はないとしている。よってここでは、国立大学、公立大学、私立大学、短期大学に所属する研究者を対象とする。

3 データ

2006年10月に、研究開発支援総合ディレクトリ (Directory database of research and development activities:Read,<http://read.jst.go.jp/>) をもとに、生物科学の研究者で基盤研究 S、基盤研究 A 一般、基盤研究 B 一般、基盤研究 A・B 海外学術調査、基盤研究 C 一般、萌芽研究、若手研究 A・B への応募資格を持つ 1719 名全員に 2005 年度の科研費に関する調査 (『文部科学省科学研究費に関するアンケート』) を郵送により行なった。ここで特別推進研究、特定領域研究、基盤 C 企画調査を調査の対象としなかったのは、審査の方法が異なるからである。生物科学を対象としたのは、生物科学への配分額が科研費全体の 17.4% と大きな分野であること²、また、社会科学や人文科学と違い、業績の数え方が容易であるからである。

調査では、研究者の基本的属性について尋ねた。ここで、論文の本数は尋ねているが、論文の質については尋ねていない。論文の質について考えられる質問として「直近の論文が何回引用されたか」「直近の論文がどのくらいの impact factor のある雑誌に掲載させたか」などがある。しかし、このような質問項目を入れると、回答者がこれらの情報をデータベース上で調べてから回答するという手間がかかるため、回答率が下がることが予想される。よって、ここでは、論文の質に関する質問は入れなかった。また、ここでは回答は無記名としたが、記名で回答してもらえると、アンケートで尋ねていなくても名前から論文の質に関する情報を付けたして利用することが可能であるように思える。しかし、実際のところこれは難しい。例えば、Web of science(<http://www.thomsonscientific.jp/products/wos/index.shtml>) というデータベースからは、論文の引用回数 (citation) がわかる。しかし、姓と名前のイニシャルで検索できるのみであり、このデータベースから正しいデータを得ることは困難である。このように、記名で回答してもらうことによって、データに情報を付け足すことは難しい上に、記名では、回収率は減少することが予想できる。よって、調査は無記名とした。回答は、郵送でも Web 上でも可能とした。回収数は 646 通であり、回収率は 37.6% である。

記述統計量は表 1 の通りである。尚、変数の詳細は表 1 の注を参照されたい。この分析に必要なデータが揃う観測数は 298 である。ここでは、国・公立大学と私立・短期大学の平均値の差を比較してみる。採択確率、筆頭論文数、共著論文数、研究代表者としての採択経験、研究分担者としての採択経験のいずれも国立大学のほうが多くなっている。性別と年齢では、国・公立大学と私立・短期大学で有意差は

²文部科学省研究振興局学術研究助成課、平成 17 年 8 月 30 日、「平成 17 年度科学研究費補助金の配分について」<http://www.jsps.go.jp/j-grantsinaid/>参照。

ない。国・公立大学と私立大学の平均値の差についても同様の傾向がみられるが、その差は小さくなっている。

4 推計結果

4.1 採択関数

最初に、採択関数を計測し、大学間で採択確率に有意差があるかどうか確認してみたい。採択関数の推計結果は表 2(1)(2) の通りである。(1) では係数を (2) では、限界効果を報告している。私立大学は、国立大学よりも有意に採択確率が低いが、公立大学は有意差がない。また、短大・高専に所属する研究者は 8 人であるが、この 8 人は全員、科研費を獲得していないので、サンプルから落とされている。

次に、国・公立大学と私立・短期大学の 2 つのグループに分けて、採択関数の計測を行なう。(3)(4) は、国・公立大学 ($g = kk$) の研究者を対象とした採択関数の計測である。性別は有意ではなく、若く、共著論文が多く、研究代表者としての科研費採択経験のある人が採択されている。(5)(6) は、私立大学・短大 ($g = st$) の研究者を対象とした採択関数の係数である。年齢が若い方が採択確率が高いのは (2) の推計と同じであるが、女性ダミーが正で有意、筆頭論文数が有意でない代わりに、共著論文数が正で有意となっている。研究分担者としての採択経験が正で有意であるが、研究代表者としての採択経験は負で有意であるという解釈しづらい結果が出ている。

国・公立大学と私立・短期大学の採択確率の差 $(\Phi(Z_{kk}\hat{\gamma}_{kk}) - \Phi(Z_{st}\hat{\gamma}_{st}))$ は 4.8 パーセント・ポイントである。これを属性格差と説明不能格差に分解したものが表 3 である。ここでは、分解方法 1 は (7) 式の方法により、分解方法 2 は (8) 式の方法で分解したものである。どちらの方法においても、属性格差よりも説明不能格差の方が大きくなっている。すなわち、国立・公立大学の方が、同じ属性でも採択確率が高いということである。数値は分解 1 と 2 で異なるが、符号の向きはほぼ同じであるので、ここでは、分解 1 を使って、以下説明していきたい。

筆頭論文数の属性格差は 0.005、説明不能な格差は 0.030 となっている。つまり、論文数が同じでも国・公立大学の方が採択確率が高いということである。ところで、この説明不能な格差は評価格差である、といえるだろうか。審査員は、応募者のすべての業績を観察できるわけではない。例えば、2005 年度の若手 A・B では、「学術誌等に発表した論文著書のうち本計画に関連する重要なものを選定し記入してください。」となっている。研究者の今までの研究の活発さと、申請書に記載した論

文数は比例すると仮定し、かつ γ にバイアスがないとすると、この説明可能格差は評価格差ということになる。また、共著論文数については、属性格差格差、説明不能格差がそれぞれ0.002、-0.038であり、共著論文については属性格差の方が大きい。

研究代表者としての採択経験の属性格差は35.022、説明不能格差は157.701である。つまり、国・公立大学の方が、採択経験が高く評価されていることがわかる。また、研究分担者としての属性格差は0.754、説明不能格差は-10.269である。こちららは研究代表者の場合と違い、国・公立大学の研究者の方が、研究分担者としての採択経験が高いといえる。しかしながら、その値は0.754と小さいものである。ところでこれは、どのような場合に評価格差であるといえるのであろうか。過去に、研究代表者や分担者としての採択経験があるかどうかは、審査員からは観察ができないが、これらが、研究者としての名声(reputation)を表す代理変数であるとする、審査員が観察できるといえる。科研費採択経験がある人は申請書類を書く能力が同じ³であり、名声も審査員が観察できると仮定すると、この説明不能格差は、私立大学に対する評価格差であるといえる。

研究分担者数は、属性格差が0.002、説明不能格差が0.008である。つまり、同じ研究分担者でも国立大学の方が採択確率が高くなるということである。

次に、国・公立大学($g = kk$)と私立大学($g = s$)の比較をしたい。私立大学だけを対象とした採択関数の結果は表2の(7)(8)である。性別は有意ではなく、若く、筆頭論文が多く、研究分担者が多い方が、採択確率が高い。尚、(5)(6)でみられた研究代表者としての科研費採択経験が負であるという説明しづらい効果はここではなくなり、この係数は正となっている。国・公立大学と私立大学の採択確率の差($\Phi(Z_{kk}\hat{\gamma}_{kk}) - \Phi(Z_s\hat{\gamma}_s)$)は4.5パーセンテージ・ポイントであり、要因分解したものは、表4である。分解1においても分解2においても説明不能格差が大きくなっている。ここでは、分解1の結果を用いて、解釈を行なっていきたい。筆頭論文数については説明不能格差の方が大きくなっている。つまり、論文数が同じでも国・公立大学の方が説明不能ではあるが、採択確率が高いということである。ただし、筆頭論文数の評価格差は、国・公立大学-私立・短期大学間と比べて小さくなっている。これは、短大に所属する研究者は論文数が同じでも採択確率が低くなる傾向があり、このことが、短大も含めた推計で説明不能格差が大きくなっていると解釈できる。また、共著論文数については、属性格差の方が大きい。研究代表者として

³もちろん、その中でも採択回数・確率があるので、この仮定はやや強いということに注意が必要である。

の採択経験は、説明不能格差が大きい。つまり、研究代表者としての採択経験が同じでも国立大学の研究者の採択確率が高くなるということである。また、研究分担者としての採択経験は、属性格差と説明不能格差の影響は無視できるほど小さい。研究分担者についても説明不能格差の方が大きくなっている。

また、ここには結果を掲載しないが、国立大学 ($g = k$) と私立大学 ($g = s$) の差の要因分解も行なった。しかし、(7)式に基づく分解1では、属性格差のほうが大きく、(8)式に基づく分解2では、説明不能格差の方が大きくなってしまった。これは、国立大学の属性(筆頭・共著論文数、採択経験代表・分担)が平均的に大きいので、 $(\bar{Z}_k - \bar{Z}_s)\hat{\gamma}_k$ で評価される部分が、 $(\bar{Z}_k - \bar{Z}_s)\hat{\gamma}_s$ で評価される部分より大きくなるからである⁴。線形モデルのBlinder-Oaxaca 要因分解では、この問題を γ にウェイト付けすることで解消するが、プロビットの要因分解では、このような適切な方法は開発されていない。よって、ここでは、国立大学と私立大学の差の要因分解は行なわないことにする。また、国・公立大学と私立大学の上位層の比較も行ないたいが、私立大学のサンプル・サイズが少なくなるため行なわない。

5 おわりに

本稿では、科研費採択の所属機関格差について Yun(2000)の方法を用い、国・公立大学と私立・短期大学の採択確率の差を属性格差と説明不能格差に分解した。属性格差と説明不能格差では説明不能格差の方が大きい。ただし、共著論文数、研究分担者としての採択経験など、一部は国・公立大学の方が、属性格差が大きくなっている。国・公立大学と私立大学の採択確率の差の要因分解についてもほぼ同様の結果を得た。ただし、筆頭論文、研究分担者としての採択経験において説明不能格差が小さくなる。このことは、短大においては、筆頭論文、研究分担者が同じでも採択確率が小さくなる傾向があり、このことが、国・公立大学-私立・短期大学間の説明不能格差を大きくしていたと解釈できる。

この結果を、私立・短期大学に対する評価格差があると結論するにはいくつかの留保がある。第一は説明不能格差には観測されない変数、例えば論文の質、報告書を書く能力等、があることによるバイアスの影響を受けるからである。この影響を少なくするために、例えば、Feinberg & Price (2004)で行なわれているように、受賞経験を変数として用いるなどが必要となろう。第二に、業績についての解釈である。本稿の推計の業績は、すべての業績を変数として用いたため、厳密には、審査

⁴Cahuc and Zylberberg(2004)pp281-282 参照

員が観測する業績（申請書に記載された業績）とは違う。この点は、さらに新しいデータを収集し、再度推計する必要があるだろう。

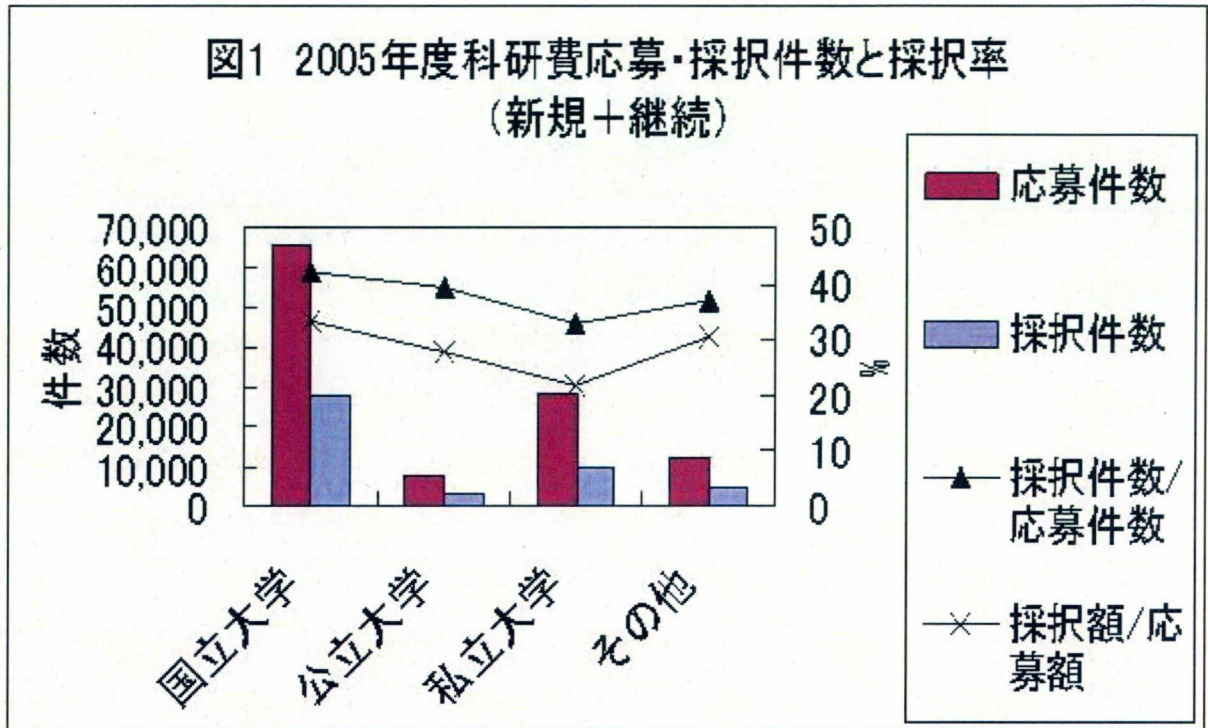
また、本稿では、応募者だけを対象にしたサンプル・セレクション・バイアスを排除するために、高田（2007）において、応募に有意差を与えるとされる研究所所属の研究者をサンプルから落として計測した。この方法による推計が頑健なものであるか確認するためには、再度、Heckmanの2段階推計法を用いて、同様の結果が得られるかを確認する必要があるだろう。

参考文献

- [1] 喜多村和之（2001a）「公正な研究費配分を：国立偏重から実力主義へ」『教育
学術新聞「アルカディア学報 17」』私立大学協会附置私学高等教育研究所私学
高等教育研究所。
- [2] 喜多村和之（2001b）「研究費の配分を再考」『教育学術新聞「アルカディア学
報 21」』私立大学協会附置私学高等教育研究所私学高等教育研究所。
- [3] 佐藤禎一（2001）「日本の科学政策と研究費の問題」『日本の科学政策と研究費：
私立大学における研究費の確保をどうするか』日本私立大学協会附置私学高等
教育研究所私学高等教育研究所シリーズ No.27、pp.57-82。
- [4] 高田しのぶ（2007）「科学研究費獲得の決定要因：業績か所属かソーシャル・
キャピタルか」http://www.k5.dion.ne.jp/~s_takada/research.html
- [5] 竹内淳（2001a）「科研費の構造的課題：日本の科学技術に将来を」『教育学術
新聞「アルカディア学報 24」』私立大学協会附置私学高等教育研究所私学高等
教育研究所。
- [6] 竹内淳（2001b）「研究費配分審査の課題：官民格差に審査員の多様性欠如」『教
育学術新聞「アルカディア学報 26」』私立大学協会附置私学高等教育研究所私
学高等教育研究所。
- [7] 竹内淳（2001c）「大学研究費の官民格差：日本科学会の構造的課題」『日本の科
学政策と研究費：私立大学における研究費の確保をどうするか』日本私立大学
協会附置私学高等教育研究所私学高等教育研究所シリーズ No.27、pp.1-56。

- [8] 竹内淳 (2005)「研究費配分の現状と課題：世界一線級の研究レベルを実現するために」『研究と研究費』日本私立大学協会附置私学高等教育研究所私学高等教育研究叢書 1、pp.65-83.
- [9] Altonji J.G. and R.M. Blank(1999)"Race and Gender in the Labor Market" in Ashenfelter, O. and D. Card eds.,*Handbook of Labor Economics*3c, Elsevier.
- [10] Blinder, A.S.(1973)"Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimation", *Journal of Human Resources*,8, pp.436-455.
- [11] Cahuc, P. and A. Zylberberg(2004)*Labor Economics*, MIT Press.
- [12] Feinberg, R. M. and G. N. Price(2004)"The Funding of Economics Research: Does Social Capital Matter for Success at the National Science Foundation?", *The Review of Economics and Statistics*, 86(1), pp. 245-252.
- [13] Gang, I.N., K. Sen, and M.Yun(2002)"Caste, ethnicity and poverty in rural India", <ftp://snde.rutgers.edu/Rutgers/wp/2002-25.pdf>.
- [14] Yun, M.(2000)"Decomposition analysis for a binary choice model", <ftp://snde.rutgers.edu/Rutgers/wp/2000-01.pdf>.
- [15] Oaxaca, R.L.(1973)"Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets", *International Economic Review*14(3),pp.693-709.

図1 2005年度科研費応募・採択件数と採択率
(新規+継続)



注：「平成 17 年度科学研究費補助金の配分について」2004 年 8 月 30 日、文部科学省、研究振興局学術研究助成課 (<http://www.jsps.go.jp/j-grantsinaid/index.html>) より作成。

表1 記述統計量

	(1)		(2)		(3)		(4)	
	全体		国・公立大学		私立・短期大学		私立大学	
	平均値		平均値		平均値		平均値	
採択	0.188		0.227		0.099		0.108	
女性	0.087		0.077		0.110		0.120	
国立大学	0.607							
公立大学	0.087							
私立大学	0.279							
短期大学	0.027							
年齢	48.896	(9.646)	48.961	(8.894)	48.747	(11.222)	50.145	(10.713)
筆頭論文数	14.601	(8.829)	15.565	(8.504)	12.407	(9.202)	12.904	(9.425)
共著論文数	24.844	(14.123)	26.611	(13.440)	20.824	(14.875)	21.958	(14.664)
採択経験代表	0.782		0.855		0.615		0.651	
採択経験分担	0.718		0.782		0.571		0.602	
研究分担者数	0.836	(1.028)	0.891	(1.065)	0.709	(0.931)	0.759	(0.948)
観測数	298		207		91		83	

	(5)		(6)	
	(2)-(3)		(2)-(4)	
	平均値の差		平均値の差	
採択	0.128***	(0.043)	0.119***	(0.045)
女性	-0.033	(0.038)	-0.120	(0.040)
年齢	0.214	(1.329)	-1.183	(1.328)
筆頭論文数	3.158***	(1.131)	2.662**	(1.191)
共著論文数	5.787***	(1.818)	4.653**	(1.861)
採択経験代表	0.240***	(0.057)	0.204***	(0.058)
採択経験分担	0.211***	(0.060)	0.180***	(0.061)
研究分担者数	0.183	(0.123)	0.132	(0.128)

注:(1)-(4)のかっこ内は標準偏差、(5)-(6)のかっこ内は標準誤差である。筆頭論文数は応募年度以前の筆頭著者としての研究業績数、共著論文数は同じく筆頭著者以外の研究業績数である。筆頭論文数は、0、1-3、4-6、7-9、10-12、13-15、16-18、19-21、22-25、26-(本)のカテゴリーから選択された。共著論文数は、0、1-4、5-8、9-12、13-16、17-20、21-24、25-28、29-32、33-36、37-40、41-(本)のカテゴリーから選択された。筆頭論文数、共著論文数ともカテゴリー変数の中央値を用いた。また、最大のカテゴリーにおいては、そのカテゴリーの最小値を用いて変換した。採択経験代表は応募年度以前の研究代表者としての採択経験があれば1、なければ0を取るダミー変数である。採択経験分担は研究分担者としての採択経験があれば1、なければ0を取るダミー変数である。研究分担者数は、0人(研究代表者のみ)、1~2人、3人以上から選択された。0人には0を、1-2人には1.5人を、3人には3をあてはめた。***、**、*は1、5、10%水準で平均値に有意差があることを示す。

表2 採択関数の推計結果

	全体		国・公立大学		私立・短期大学		私立大学	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	係数	限界効果	係数	限界効果	係数	限界効果	係数	限界効果
女性	-0.089 (0.351)	-0.020 (0.075)	-0.684 (0.467)	-0.129 (0.059)	0.949 (0.528)	0.155** (0.118)	1.006 (0.587)	0.152* (0.117)
公立大学	-0.234 (0.305)	-0.049 (0.058)						
私立大学	-0.408 (0.242)	-0.087* (0.046)						
年齢	-0.486 (0.150)	-0.113*** (0.036)	-0.496 (0.195)	-0.128*** (0.052)	-0.542 (0.273)	-0.049** (0.022)	-0.776 (0.371)	-0.061** (0.026)
年齢 ²	0.004 (0.001)	0.001*** (0.000)	0.004 (0.002)	0.001** (0.001)	0.005 (0.003)	0.000** (0.000)	0.007 (0.003)	0.001** (0.000)
筆頭論文数	0.021 (0.014)	0.005 (0.003)	0.031 (0.017)	0.008* (0.004)	-0.015 (0.024)	-0.001 (0.002)	-0.004 (0.026)	-0.000 (0.002)
共著論文数	0.016 (0.008)	0.004* (0.002)	0.007 (0.009)	0.002 (0.002)	0.042 (0.021)	0.004 (0.002)	0.033** (0.020)	0.003 (0.002)
採択経験代表	0.560 (0.297)	0.109* (0.046)	1.347 (0.382)	0.208*** (0.041)	-1.020 (0.455)	-0.119** (0.082)	-1.102 (0.449)	-0.124*** (0.085)
採択経験分担	0.109 (0.250)	0.036 (0.022)	0.223 (0.110)	0.057 (0.028)	0.008 (0.196)	0.001 (0.017)	0.050 (0.602)	0.004 (0.047)
研究分担者数	0.154 (0.094)	0.034* (0.022)	0.223 (0.111)	0.057** (0.028)	0.008 (0.196)	0.001 (0.017)	0.057 (0.207)	0.005 (0.015)
定数項	11.706 (3.752)		11.654 (4.799)		12.234 (6.906)		18.497 (9.468)	
Pseudo R^2	0.170		0.220		0.243		0.294	
観測数	290		207		91		83	

注:かっこ内は頑健性の修正を行なった標準誤差である。すべてのモデルにおいて応募細目ダミー、研究種目ダミーを用いた。レファレンスは、所属機関においては国立大学、応募細目においては構造生物化学、研究種目においては基盤Cである。限界効果は平均値で評価している。ただし、ダミー変数の場合は、 $Pr(S | X = 1) - Pr(S | X = 0)$ である。***、**、*は1、5、10%水準で有意であることを示す。

表3 属性格差と評價格差への分解(国・公立大学-私立・短期大学)

	分解1		分解2	
	属性格差	説明不能格差	属性格差	説明不能格差
	(1)	(2)	(3)	(4)
女性	0.001 (2.445)	-0.009 (-19.460)	-0.002 (-3.393)	-0.021 (-42.700)
年齢	-0.005 (-11.499)	0.117 (242.923)	-0.006 (-12.565)	0.367 (764.812)
年齢 ²	-0.005 (-10.789)	-0.130 (-270.924)	-0.006 (-13.486)	-0.404 (-840.787)
筆頭論文数	0.005 (10.606)	0.030 (61.828)	-0.002 (-5.132)	0.117 (243.138)
共著論文数	0.002 (4.388)	-0.038 (-78.958)	0.013 (26.331)	-0.152 (-316.283)
採択経験代表	0.017 (35.022)	0.076 (157.701)	-0.013 (-26.52)	0.330 (687.244)
採択経験分担	0.000 (0.754)	-0.005 (-10.269)	0.002 (4.549)	-0.021 (-44.082)
研究分担者数	0.002 (4.397)	0.008 (16.514)	0.000 (0.158)	0.031 (65.052)
応募細目計	-0.007 (-15.063)	-0.010 (-21.488)	0.009 (17.835)	-0.082 (-170.478)
研究種目計	0.002 (3.451)	0.017 (34.868)	0.003 (6.730)	0.048 (99.020)
定数項		-0.030 (-62.833)		-0.095 (-196.958)
計	0.011 (23.713)	0.024 (49.903)	-0.003 (-5.494)	0.119 (247.978)

注:かっこ内は国・公立大学と私立・短大の採択確率の差 $\Phi(Z_{kk}\hat{\gamma}_{kk}) - \Phi(Z_{st}\hat{\gamma}_{st}) (= 0.048)$ に占める割合(%)である。分解1は(7)式、分解2は(8)式に対応する。 $R_M = -0.020$ 、 $R_{T1} = 0.033$ 、 $R_{T2} = -0.048$ である。

表4 属性格差と評価格差への分解(国・公立大学-私立大学)

	分解1		分解2	
	属性格差	説明不能格差	属性格差	説明不能格差
	(1)	(2)	(3)	(4)
女性	0.0004 (0.980)	-0.003 (-6.76)	-0.0006 (-1.442)	-0.021 (-47.136)
年齢	0.009 (19.575)	0.211 (468.02)	0.014 (30.626)	2.235 (4965.733)
年齢 ²	-0.009 (-20.256)	-0.118 (-262.786)	-0.016 (-35.448)	-1.211 (-2690.52)
筆頭論文数	0.001 (2.750)	0.007 (15.055)	-0.0002 (-0.355)	0.089 (197.330)
共著論文数	0.0005 (1.086)	-0.009 (-19.030)	0.002 (5.118)	-0.113 (-250.616)
採択経験代表	0.004 (9.160)	0.024 (53.143)	-0.003 (-7.494)	0.341 (758.455)
採択経験分担	0.0001 (0.198)	-0.0001 (-0.341)	0.0001 (0.3)	-0.002 (-4.815)
研究分担者数	0.0004 (0.981)	0.002 (4.200)	0.0001 (0.251)	0.024 (53.575)
応募細目計	-0.002 (-5.590)	-0.003 (-5.683)	0.002 (4.608)	-0.078 (-172.572)
研究種目計	-0.0001 (-0.215)	0.006 (14.089)	0.009 (2.037)	0.058 (128.629)
定数項		-0.103 (-228.1)		-1.115 (-2478.69)
計	0.0039 (8.670)	0.014 (31.807)	-0.0008 (-1.798)	0.207 (459.377)

注:かっこ内は国・公立大学と私立大学の採択確率の差 $\overline{\Phi(Z_{kk}\gamma_{kk})} - \overline{\Phi(Z_s\gamma_s)}$ ($= 0.045$) に占める割合 (%) である。分解1は(7)式、分解2は(8)式に対応する。 $R_M = -0.023$ 、 $R_{T1} = 0.050$ 、 $R_{T2} = -0.138$ である。

1. はじめに

健康や安全に関するリスクは我々の生活を構成する一部であるが、できればそのリスクを取り除きたいと誰もが思うであろう。完全にリスクフリーな世界が理想ではあるが、しかしながら我々は利用できる資源の制約を受けている。資源を無限に利用できるのであればすべてのリスクに対して完全にリスクフリーな世界を作るのは可能かもしれないが、資源の制約を受ける現実世界ではそのような世界は望めない。すべてのリスクに対して無限の資源を振り向けることができない以上、どのリスクにどれだけの資源を振り分けるかという問題が重要となる。利用できる資源をどのリスクにどれだけ振り分けるかについて考察する場合、リスクを軽減するためにかかる費用とリスクの軽減から得られる便益の比較をすることが有益である。

ここで、厚生労働省の人口動態統計（2008）にある死因別死亡確率をみると、死亡率という観点からはやはり悪性新生物、心疾患、脳血管疾患は不慮の事故（交通事故など）での死亡率よりも高い。また、特定要因を除去した場合の平均余命の伸びが高いのも悪性新生物、心疾患、脳血管疾患である。しかし、それらの疾患による死亡率を引き下げするためにはかなりの費用が要することが想像できる。一方、交通事故での死亡率を引き下げるには制限測度を引き下げたり、あるいは飲酒運転の監視強化をしたりすることでかなりの効果をあげることができるかもしれない。制限測度の引き下げや飲酒運転の監視強化などの費用が低ければ、費用対効果という観点から悪性新生物、心疾患、脳血管疾患からの死亡リスクより交通事故からの死亡リスクを引き下げる努力をすることが望ましいかもしれない。利用できる資源、または政策的に利用できる財源は決まっているため、どのリスクを軽減するかについて優先順位をつけなければいけない。また、リスク軽減に関する費用と効果が分かれば、効果が費用を上回る限りプロジェクトを実行するという判断を下すことも可能である。

生命に関するリスク軽減に対しての便益分析に Value of a Statistical Life と呼ばれるものがある。費用対効果分析には、リスクを軽減するためにかかる費用とリスクの軽減から得られる便益の情報が必要になるが、Value of a Statistical Life は生命に関するリスク軽減の便益を分析するものである。本稿では『就業構造基本調査』と『労働災害動向調査』のデータを用いてわが国の Value of a Statistical Life を推計する。

* 本稿は文部科学省科学研究費補助金、特別推進研究（研究代表者：高山憲之）、研究課題：『世代間問題の経済分析』の助成を受けております。また、本稿は、一橋大学経済学研究科付属社会科学統計情報センターで提供している就業構造基本調査（2002年）の秘匿処理済マイクロデータを用いておこないました。記して感謝申し上げます。

2. Value of a Statistical Life の推計法

Value of a Statistical Life を推計する方法はいくつかあるが、オーソドックスな方法としてヘドニック賃金法による推計がある。ヘドニック賃金法は仕事に関するリスク以外の種々の要因をコントロールした後、労働者がリスクに対して受け入れる賃金プレミアムはどの程度なのかを推計する方法である。賃金プレミアムは企業側の労働需要と労働者側の労働供給の両方で決まる。図1には賃金とリスクの関係を示している。

[図1]挿入

まず、より安全な労働環境を提供することは企業にとって費用のかかることである。同一の利潤を維持するために、企業は安全な労働環境を提供する費用を相殺するように賃金を低く抑える必要がある。従って、企業は提示する賃金水準はリスクに対して増加関数となる。安全性を高めリスクを低くすることはその費用分、賃金を引き下げなければいけない。逆に安全性に費用をかけない場合、リスクは高まるが、安全性を高めるための費用がかからないので賃金を高くできる。したがって、企業が提示する賃金水準は一般的にリスクの増加関数となる。図1には2つの異なる企業のオファー曲線が示されている。労働者はリスクを所与として最も賃金の高いオファー曲線を好む。

一方、労働者は期待効用を最大にするように賃金とリスクの組み合わせを選択する。ここで、同じ所得でも疾病のときよりも健康なときのほうが効用は高いという仮定と所得の限界効用は正という仮定をおくと、リスクが上昇するにともなって要求される賃金も上昇することになる。図1における労働者1の最適な job risk は期待効用 EU_1 と FF が接する点であり、労働者2の場合も期待効用 EU_2 と GG が接する点である。

図1における点 (p_1, w_1) や点 (p_2, w_2) は期待効用曲線と賃金オファー曲線の接する点を表している。労働市場のデータを用いて観察できるのはそれらの点であり、労働者の期待効用曲線や企業の賃金オファー曲線そのものを観察できるわけではない。計量的にはヘドニック賃金法は wage-risk tradeoff の軌跡(図1でいえば XX) を推計する方法ということになる。

3. 推計モデルとデータ

3.1 推計モデル

本稿では『就業構造基本調査』と『労働災害動向調査』を用いて Value of a Statistical Life を推計するが、(1)式をもとに推計を行うことにする。

$$w_i = \alpha + \sum_{m=1}^M \beta_m x_{im} + \gamma_0 p_i + \gamma_1 q_i + u_i \quad (1)$$

ここで、 w_i は労働者 i の賃金、 α は定数項、 x_{im} は個人の属性や仕事の特性 ($m=1, \dots, M$) を表わす変数、 p_i は労働者 i の仕事の死亡リスク、 q_i は労働者 i の仕事の死亡リスク以外のリスク、 u_i は誤差を示している。

ヘドニック賃金法による Value of a Statistical Life の推計は産業レベルの集計データを用いるよりマイクロ・データを用いる場合のほうが良好な結果が出ることが多い。マイクロ・データは産業別データに比べて労働者本人の仕事や個人属性について多くの情報を提供する。仮に個人による仕事のリスクに対する態度や考え、あるいは職種による仕事のリスクをマイクロ・データより知ることができたら、 (p_i, w_i) についてより正確な情報を得ることができる。しかし、産業別データではそれらについてあくまでも平均的な情報しか得ることができない。そのため、ヘドニック賃金法による精緻な推計にはマイクロ・データが欠かせないことになる。今回は個人の賃金や属性などの情報が豊富に含まれている『就業構造基本調査』のマイクロ・データを用いて推計を行う。

また、推計式の説明変数には個人の属性や仕事の特徴などを用いられるが、最も重要な説明変数は死亡リスク p である。この死亡リスク p の変数が死亡リスクと賃金の tradeoff の推計の基本となる。理想的なリスクの尺度は仕事の死亡リスクに対する労働者と企業の主観的評価を反映することであるが、実際問題として完全な尺度の変数を利用するのは非常に難しい。そこで本稿では実際の推計の段階で一般的に行われる方法である、産業や職業ごとの労働災害リスクを労働者の職業にマッチングさせる形でリスクの変数を作成している。本稿では産業や職業ごとの労働災害リスクは『労働災害動向調査』の度数率を用いる。

(1) 式をもとに推計を行うが個人の属性に関する変数については、性別、学歴、年齢、職種を用い、企業の属性に関する変数としては従業者規模を用いる。仕事の死亡リスクや仕事の死亡以外のリスクについては先ほど述べたように『労働災害動向調査』の度数率を労働者の職業にマッチングさせた変数を用いる。その他の変数として地域ダミー変数も用いる。

3. 2 データと記述統計

本稿では 2002 年 (平成 14 年) の『就業構造基本調査』と『労働災害動向調査』の 1999 年から 2001 年の平均をとったデータを用いて分析を行う。『就業構造基本調査』における個人の年間所得や年間就業日数、週間就業時間はカテゴリーデータであるため、推計の際には各カテゴリーの中央値を用いることにした。(1) 式の推計では被説明変数に年間所得と時間当たり所得の対数を用いるが、後者は個人所得 \div (年間就業日数 \times 週間就業時間 \div 7) の対数で算出している。その他、就業継続期間についても各カテゴリーの中央値を用いて

いる。性別（男、女）、学歴（小学・中学、高校・旧制中、短大・高専、大学・大学院）、職種（専門的・技術的職業従事者、管理的職業従事者、事務従事者、販売従事者、サービス職業従事者、保安職業従事者、農林漁業作業員、運輸・通信従事者、技能工・採掘・製造・建設作業及び労務従事者）、地域（北海道・東北、関東、北陸・東海、近畿、中国・四国、九州・沖縄）についてはダミー変数を作成した。本稿では仕事のリスクに関する変数を『労働災害動向調査』の度数率と『就業構造基本調査』の個人の職業（産業中分類）にマッチングさせる形で作成している（表 2 参照）。『労働災害動向調査』には従業員規模別の度数率が掲載されているので、従業員規模別の度数率を利用してマッチングさせている。ここで、度数率とは 100 万延実労働時間当たりの労働災害による死傷者数であり、具体的には労働災害による死傷者÷延実労働時間数×1,000,000 によって算出されている。度数率には死亡、永久全労働不能、永久一部労働不能、一時労働不能があり、このうち死亡の度数率を仕事の死亡リスクとして用いている。またそれ以外の度数率は仕事の死亡リスク以外のリスクの変数として用いている。

[表 1]

図 2、図 3、図 4 は従業員規模 100 人以上の労働災害を示している。死亡の度数率が高いのは職別工事業¹ (0.07)、鉄鋼業 (0.10)、木材・木製品製造業 (0.05)、航空運輸業 (0.05) となっている²。永久一部労働不能では木材・木製品製造業で高い値 (0.31) となっているほか、パルプ・紙・紙加工品製造業 (0.14) など 7 つの産業で 0.10 を上回る値となっている。また一時労働不能では運輸関連、サービス業の産業で高くなっている³。

図 5、図 6、図 7 は従業員規模 30 人～99 人の労働災害を示している。この場合、死亡の度数率が最も高いのは航空運輸業 (0.28) であり、ついで林業 (0.24)、食料品・飲料・たばこ・飼料製造業 (0.08) となっている。永久一部労働不能では鉄鋼業 (0.33)、家具・設備品製造業 (0.25)、金属製品製造業 (0.23) などで高くなっている。一時労働不能では林業 (34.45)、木材・木製品製造業 (9.52) などで高くなっている。

[図 2]-[図 7]挿入

表 3、表 4 に推計に用いた変数の記述統計が示されているが、今回の分析では労働災害に

¹ 職別工事業は大工工事業、とび・土工・コンクリート工事業、鉄骨・鉄筋工事業、石工・れんが・タイル・ブロック工事業が含まれる。

² 永久全労働不能はほとんど 0 となっているので、図には示していない。

³ 『労働災害動向調査』における 0.00 となっている値は小数点第 3 位において四捨五入しても小数点第 2 位に満たないものである。また、0 は労働災害による死傷者数がないものであり、一は該当事業所がないものである。今回の分析では 0.00 の場合も 0 と同じ扱いとした。

ついでに、データがない職業についてはサンプルから外している。また、所得や週間労働時間、学歴などの変数で不詳となっているデータもサンプルから外している。さらに、『労働災害動向調査』には従業員規模が10人から30人までの事業所にも調査しているが製造業のうち特定の7産業のみの調査であるため、従業員規模が30人未満の事業所はサンプルから外している。なお、従業員規模が100人以上の事業所については年2回の調査であるのに対し従業員規模が30人から100人未満の事業所は年に1回の調査である。そこで今回は100人以上のサンプルと30人から100人未満のサンプルを分けて分析を行った。

表3、表4の記述統計をみよ。平均値をみると、年間所得に関しては従業員規模100人以上では468.8万円であるのに対し30人～99人では343.6万である。時間当たりの所得では前者が3349.9円であるのに対し後者は2427.1円である。就業日数、週間就業時間ともに従業員規模30人～99人のほうが高い値となっている。労働災害率を見てもいずれの値も従業員規模30人～99人のほうが高い値である。学歴では小学・中学卒が従業員規模100人以上では11.46%であるのに対し従業員規模30人～99人では22.71%となっている。一方、大学・大学院卒が前者では19.97であるのに対し後者は10.87%である。職種をみると専門職・技術的・事務従事者の比率などは前者は後者に比べて高い値となっている。

[図3]-[図4]挿入

4. 推計結果

推計結果は表5から表10に示されている。被説明変数として年間所得の対数、時間当たり所得の対数をそれぞれ用いている。仕事の死亡リスクとしては労働災害の死亡(変数 *rosai_d*)を用いているが死亡以外のリスクについては永久全労働不能と永久一部労働不能を足し合わせたもの(変数 *rosaic*)を用いている。さらに一時労働不能(変数 *rosai_t*)と永久労働不能(変数 *rosaic*)を同時に回帰式の変数として用いた推計も行っている。

被説明変数に年間所得の対数を用いた推計式(1-1)、(1-2)では、いずれの推計でも *rosai_d* の係数の符号はプラスで有意となっている。ここで産業によって賃金の分散が異なると分散不均一性が問題となるため、white(1980)の分散不均一に関する修正も同時に行っている。その場合でも *rosai_d* はプラスで有意である。*rosaic* についてもプラスで有意な結果となっている。*rosai_t* については有意であるが係数の符号がマイナスと理論的な帰結とは逆の符号となっている。被説明変数に時間当たりの所得の対数をとった場合、推計式(1-3)では *rosai_d*、*rosaic* ともに有意となっていないのに対し、推計式(1-4)では *rosai_d* がプラスで有意、*rosai_t* がマイナスで有意となっている。

ここで、同じ産業内でも女性のように特定の属性を持つグループが他のグループより安全な(または危険な)仕事をしている場合、推計式(1-1)から(1-4)はバイアスを持つことに

なる。この measurement error の問題を回避するため男性のデータのみを用いて推計をおこなった(表6参照)。推計式(1-5)、(1-6)とも rosai_d はプラスで有意である。rosaic や rosai_t に関しては推計式(1-6)で両変数ともマイナスで有意である。一方、被説明変数に時間当たり賃金を用いた場合、推計式(1-7)では rosai_d が 5%有意水準でマイナスで有意となっている。しかし、rosai_t を加えた推計式(1-8)では rosai_d は 1%有意水準でプラスで有意となっている。

また、管理的職業従事者や事務従事者は技能工や採掘・製造・建設作業員などより同じ産業内でも労働災害に直面するリスクは低いであろう。この問題を回避するために専門職・技術的職業従事者、管理的職業従事者、事務労働者を除いたサンプルで推計を行った(表7参照)。推計結果は推計式(1-11)を除いて rosai_d は 1%有意水準でプラスで有意となった。また、rosaic と rosai_t も多くは 1%有意水準で有意であるが符号はマイナスとなっている。

次に表8から表10には従業員規模30人から99人のデータを用いた結果が示されている。従業員規模が30人から99人の場合、どのような推計式でも rosai_d がプラスで有意となることはなかった。今回の結果から、日本の小規模事業所は仕事の死亡リスクを賃金に反映させてないことが示唆される。

[表5]-[表10]挿入

ここで、推計結果から Value of a Statistical Life を算出してみる。Value of a Statistical Life は1人の統計的死亡 (statistical death) を回避するための支払意思額と言い直すことができ、式で表すと次のように表せる。

Value of a Statistical Life

$$= \text{死亡リスクに対する支払意思額} \div \text{死亡リスク減少量} \quad (2)$$

労働災害死亡率は死亡者 \div 延実労働時間数 $\times 1,000,000$ をもとに計算されているため、それらの値の1ポイントの減少は延実労働時間当たりでみて、1,000,000分の1のリスクの減少となる。したがって(2)式は死亡リスクに対する支払意思額 $\div (1/1000000)$ となる。次に支払意思額は今回の推計式をもとに考えると(3)式のように表すことができる。

$$\text{死亡リスクに対する支払意思額} = \hat{\gamma}_0 \times \bar{w} \quad (3)$$

ここで $\hat{\gamma}_0$ は rosai_d の係数⁴、 \bar{w} は平均賃金率である。推計結果のほかに、年間所得、年

⁴ ちなみに、 $\hat{\gamma}_0$ は $\partial w / \partial p$ であり、図1のXX線の傾きに相当する。

間総労働時間(年間就業日数×週間就業時間÷7)について記述統計の値を用いると Value of a Statistical Life が算出できる。計算の結果 Value of a Statistical Life は 12.27 億円から 24.13 億円という結果になった(表 11 参照)。労働市場のデータをもとに Value of a Statistical Life を計算した海外の研究を表 12 にまとめてあるが、平均的な値は約 800 万ドルとなっている。また Viscusi(1993)では 300 万ドルから 700 万ドルの範囲に入る研究が多いと述べている。それらの値よりも今回の結果は高い値となった。わが国において Value of a Statistical Life を推計した研究はすくないが、岡(1999)や古川・磯崎(2004)などがある。岡(1999)は集計データであるが労働市場のデータを用いて Value of a Statistical Life を推計している。推計値は有意ではないが 2.8 億円となっている。一方、古川・磯崎(2004)では自動車購入時に使用者が評価しているリスクから Value of a Statistical Life を推計している。推計結果は有意であり Value of a Statistical Life の値は 8 億円～10 億円となっており、今回の研究と同じくやや高い値となっている。

[表 11]-[表 12]挿入

4. まとめ

本稿ではヘドニック賃金法を用い Value of a Statistical Life を推計した。また、これまでのわが国の Value of a Statistical Life の研究では用いられていなかった『就業構造基本調査』のマイクロ・データを用いて推計をおこなった。推計結果は事業規模 100 人以上の事業所では仕事の死亡リスクと賃金の関係について正の関係があることが示唆された。推計結果をもとに Value of a Statistical Life を求めると 12.27 億円から 24.13 億円という結果になった。今回の結果は、労働市場のデータをもとに Value of a Statistical Life を計算した海外の研究に比べると若干高いとなった。

参考文献

- 岡敏弘(1999)『環境政策論』、岩波書店
厚生労働省(2008)『平成 18 年 人口動態統計』
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.
Berger, M.C. and Gabriel, P.E. (1991) "Risk Aversion and the Earnings of U.S. Immigrants and Natives." Applied Economics, 23, pp.311-318.
Cousineau, J-M., Robert, R. and Girard, A-M. (1988) "Occupational Hazard and Wage Compensating Differentials." Review of Economics and Statistics, 74(1), pp.166-169.
Dorman, P. and Hagstrom, P. (1998) "Wage Compensation for Dangerous Work

- Revisited." *Industrial and Labor Relations Review*, 52(1), pp.116-135.
- Garen, J. (1988) "Compensating Wage Differentials and the Endogeneity of Job Riskiness," *Review of Economics and Statistics*, 70(1), pp.9-16.
- Gegax, D., Gerking, S. and Schulze, W. (1991) "Perceived Risk and the Marginal Value of Safety," *Review of Economics and Statistics*, 73(4), pp.589-596.
- Kniesner, T.J. and Leeth, J.D. (1991) "Compensating Wage Differentials for Fatal Injury Risk in Australia, Japan, and the United States," *Journal of Risk and Uncertainty*, 4(1), pp.75-90.
- Leigh, J.P. (1995) "Compensating Wages, Value of a Statistical Life, and inter-Industry Differential." *Journal of Environmental Economics and Management*, 28(1), pp.83-97.
- Moore, M.J. and Viscusi, W.K. (1990) "Model for Estimating Discount Rates for Long-Term Health Risk Using Labor Market Data," *Journal of Risk and Uncertainty*, 3(4), pp.381-401.
- Olson, C.A. (1981) "An Analysis of Wage Differentials Received by Workers on Dangerous Jobs," *Journal of Human Resources*, 16(2), pp.167-185.
- Viscusi, W.K. (1978) "Labor Market Valuations of Life and Limb: Empirical Estimates and Policy Implications," *Public Policy*, pp.359-386.
- Viscusi, W.K. (1993) "The Value of Risks to Life and Health." *Journal of Economic Literature*, 31, pp.1912-1946.
- Viscusi, W.K. and Aldy, J.E. (2007) "Labor Market Estimates of the Senior Discount for the Value of Statistical Life." *Journal of Environmental Economics and Management*, 53, pp.377-392.
- Viscusi, W.K. and Moore, M.J. (1989) "Rates of Time Preference and Valuations of the Duration of Life," *Journal of Public Economics*, 38(3), pp.297-317.
- White, H. (1980) "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica* 48(3), pp.617-636.