

研究』42(3): 204-218

金明中, 2006, 「企業における社会保険料の増加が雇用に与える影響に関する分析 —日本企業の財務諸表データを用いて—」 *JCER DISCUSSION PAPER* No.106

酒井正, 2005, 「社会保険料の事業主負担は本当に労働者が負担しているのか？」 *IPSS Discussion Paper Series* 2005-06

酒井正, 2006, 「社会保険の事業主負担が企業の雇用戦略に及ぼす様々な影響」『季刊社会保障研究』42(3): 235-248

酒井正・風神佐知子, 2007, 「介護保険制度の帰着分析」『医療と社会』16(3): 285-300

田近栄治・菊池潤, 2006, 「介護保険の何が問題か —制度創設過程と要介護状態改善効果の検討—」『フィナンシャル・レビュー』80: 157-186

西久保浩二, 2005, 『戦略的福利厚生 —経営的效果とその戦略貢献性の検証—』社会経済生産性本部 生産性労働情報センター

日本経済団体連合会, 2002, 「公的年金制度改革に関する基本的考え方」(<http://www.keidanren.or.jp/japanese/policy/2002/058/honbun.html#s1>)

日本経済団体連合会, 2004, 「社会保障制度等の一体的改革に向けて」(<http://www.keidanren.or.jp/japanese/policy/2004/074/index.html>)

椋野美智子・田中耕太郎, 2005, 『はじめての社会保障〔第3版〕』有斐閣

森田陽子, 2005, 「育児休業法の規制的側面 —労働需要への影響に関する試論」『日本労働研究雑誌』536: 123-136

Anderson, P., and B. Meyer, 2000, “The Effects of the Unemployment Insurance Payroll Tax on Wages, Employment, Claims and Denials,” *Journal of Public Economics* 78: 81-106

Angrist, J., and A. Krueger, 1999, “Empirical Strategies in Labor Economics,” In *Handbook of Labor Economics*, vol. 3A, edited by O. Ashenfelter and D. Card. Elsevier.

Asher, M., 1984, “On the Estimation of Payroll Tax Incidence: Comment,” *Southern Economic Journal* 50(4): 1224-1230

Beach, C. and F. Balfour, 1983, “Estimated Payroll Tax Incidence and Aggregate Demand for Labour in the United Kingdom,” *Economica* 50(197): 35-48

Bertrand, M., Duflo, E. and S. Mullainathan, 2004, “How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates?” *Quarterly Journal of Economics* 119(1): 249-75

Borjas, G., 2004, *Labor Economics 3rd ed.* McGraw-Hill/Irwin.

Brittain, J., 1972, “The Incidence of Social Security Payroll Taxes,” *American Economic Review* 61(1): 110-25

Council of Economic Advisers, 2004, “Tax Incidence: Who Bears the Tax Burden?” *Economic Report of the President*. United States Government Printing Office: 103-116

Cutler, D., and B. Madrian, 1998, “Labor Market Responses to Rising Health Insurance Costs:

Evidence on Hours Worked,” *RAND Journal of Economics* 29(3): 509-530

Gruber, J., 1994, “The Incidence of Mandated Maternity Benefits,” *American Economic Review* 84(3): 622-641

Gruber, J., 1997, “The Incidence of Payroll Taxation: Evidence from Chile,” *Journal of Labor Economics* 15(3): S72-S101

Gruber, J., 2000, “Payroll Taxation, Employer Mandates, and the Labor Market: Theory, Evidence, and Unanswered Questions” In *Employee Benefits and Labor Markets in Canada and the United States*, edited by W. Albert and S. Woodbury. W.E. Upjohn Institute for Employment Research.

Gruber, J., 2005, *Public Finance and Public Policy* Worth Publishers.

Gruber, J., and A. Krueger, 1991, “The Incidence of Mandated Employer-Provided Insurance: Lessons from Workers’ Compensation Insurance.” In *Tax Policy and the Economy*, vol. 5, edited by D. Bradford. Cambridge, MA: MIT Press.

Hamermesh, D., 1979, “New Estimates of the Incidence of the Payroll Tax,” *Southern Economic Journal* 45(4): 1208-1219

Hamermesh, D., 2004, “Labor Demand in Latin America and the Caribbean: What Does It Tell Us?” In James Heckman and Carmen Pages, eds., *Law and Employment: Lessons from Latin America and the Caribbean*, Chicago: Chicago University Press.

Holmlund, B., 1983, “Payroll Taxes and Wage Inflation: The Swedish Experience,” *Scandinavian Journal of Economics* 85(1): 1-15

Komamura, K., and A. Yamada, 2004, “Who Bears the Burden of Social Insurance? Evidence from Japanese Health and Long-term Care Insurance Data,” *Journal of the Japanese and International Economies* 18: 565-581

Kugler, A., and M. Kugler, 2003, “The Labor Market Effects of Payroll Taxes in a Middle-Income Country: Evidence from Colombia,” *CEPR Discussion Paper* No. 4046

Lai, Y., and S. Masters, 2005, “The Effects of Mandatory Maternity and Pregnancy Benefits on Women’s Wages and Employment in Taiwan, 1984-1996,” *Industrial and Labor Relations Review* 58(2): 274-281

Lang, K., 2003, “The Effect of the Payroll Tax on Earnings: A Test of Competing Models of Wage Determination,” *NBER Working Paper* No. 9537

Nickell, S., and R. Layard, 1999, “Labor Market Institutions and Economic Performance,” In *Handbook of Labor Economics*, vol. 3C, edited by O. Ashenfelter and D. Card. Elsevier.

OECD, 1990, *OECD Employment Outlook*. Paris: OECD.

Oyer, P., 2005, “Can Employee Benefits Ease the Effects of Nominal Wage Rigidity?: Evidence from Labor Negotiations,” *mimeo*

Summers, L., 1989, “Some Simple Economics of Mandated Benefits,” *American Economic Review* 79(2): 177-183

Tachibanaki, T., and Y. Yokoyama, 2004, "The Estimation of the Incidence of Employer Contribution to Social Security in Japan," *mimeo*

Vroman, W., 1974, "Employer Payroll Taxes and Money Wage Behaviour," *Applied Economics* 6:189-204

補論：企業の負担意識と帰着の実際⁴⁴

本論で、社会保険料の事業主負担の増加が企業にどのような調整行動を促すのか考えてきた。ある労働者グループについて課された事業主負担は、その者たちの現金給与を押し下げる形で負担されていることも一定程度見出されたが、そのファイナディングには曖昧さも残った。名目賃金の下方硬直性といった制約条件に直面している企業の調整行動は、現金給与を直接的に下げること限定されず、採用の抑制や法定外福利の整理・削減といった手段をとる可能性がある。しばしば言われる非正規雇用など他の生産要素への代替は、幾つかの条件の下で生じうる。どのような調整が優先的に行われるかは、企業の生産構造や企業がおかれている市場環境等の要因に加えて、各企業の経営方針といったことにも依存すると思われ、先験的に一意に予想するのは困難な面もあろう。この補論では、事業主負担が変動した場合の対応行動に関する企業アンケートの結果と、企業の社会保険料の捉え方を聞いたインタビュー調査を紹介する。本論で検討した事項も含め、企業が事業主負担という人件コストをどのようにやり繰りしようと考えているのかを探る。

まず企業アンケート（2006年2月実施）では、社会保険料の事業主負担が今後引き上げられた（引き下げられた）時、どのような対応をとるのかといった質問に対して、製造業と卸売・小売業の64社から回答を得た⁴⁵。質問は、社会保険料の事業主負担が引き上げられた場合どのような対応をするか、「3%未満の小幅な引き上げの場合」、「3%以上の中程度の引き上げの場合」、「5%以上の大幅な引き上げの場合」の3つに分けて聞いている（表2）。これによると「3%未満の小幅な引き上げの場合」には、多くの企業が「製品・商品価格も賃金・雇用量も変えない」か、もしくは「原材料価格を抑える」としているのが、引き上げ幅が「3%以上」、「5%以上」と大きくなっていくにつれて「従業員の賃金を削減する」、「雇用量を削減する」、「製品・商品価格を値上げする」といった対応を予定する企業が増えてくる。法定負担の上昇は小幅なものであれば利幅を縮めることで対応するが、その負担が更に重くなってくれば商品価格や賃金・雇用量を調整せざるを得ないと考えているこ

⁴⁴ この補論部は、基本的に酒井(2006)で紹介した事例に基づいている。

⁴⁵ 調査概要や本稿に掲載したもの以外の質問の回答集計については厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業『税制と社会保障に関する研究 平成17年度 総括・分担研究報告書』（主任研究者；金子能宏）を参照のこと。

とがわかる。

===>>> 補論表 1 をここに挿入 <<<===

「従業員の賃金を削減する」と一度でも答えた企業 23 社には更に、どのような方法で削減するのか聞いている。それによると、「賞与（ボーナス）を減らす」と回答した企業が 13 社と最も多かった。ボーナスは経営業績にリンクしていることが多いので、社会保険料負担が増えたことで利益が減れば、当然このような対応が行われると考えられる。また、7 社が「ベースアップや定期昇給をしばらくの間凍結する」と答え、「企業福利（法定外福利）を縮小する」と回答した企業も 3 社あった。「月給・週給・日給・時給など基本給の部分を削減する」と答えた企業は無かった。

「雇用を削減する」とした企業 26 社に対しても、主にどのような方法で削減するか訊ねたところ、13 社が「既存正規従業員の人数を削減し非正規労働者により補う」と回答し最も多く、次に多かったのが「新規採用を手控え定年退職などによる自然現象を待つ」であった（11 社）。採用を手控えることや非正規雇用形態に置き換えるといったことで即座には総雇用量を変えない対応を考えていることがわかる。

尚、アンケートでは、社会保険料負担が仮に大幅に引き下げられた場合、負担しなくてよくなった事業主負担額についてどのように対応するかも聞いている。それによれば「賃金・雇用量は変化させず、内部留保にあてる」とした企業が最も多く（30 社）、次いで 18 社が「一部、賃金に上乗せする」と回答した。全額を賃金に上乗せたり、商品価格を引き下げると回答した企業は少なかった。尚、「株主へ還元する」と答えた企業もわずかに 2 社あったが、この 2 社はいずれも会社創立から 60 年を超える従業員規模 1000 人以上のいわゆる大企業であった。

少ない回答数ではあるものの、上のアンケート調査結果から、法定福利負担が変動した場合の対応の仕方が企業によって様々であることが窺える。それでは、それぞれの調整行動の背景にはどのような要因があり、調整上のどのような独自の工夫があるのだろうか。筆者がいくつかの企業に対して行ったインタビュー調査から、企業に共通的な考えと企業独自のスタンスの両方を垣間見ることができた⁴⁶。後者は企業が置かれている経営環境と密接に関わっていた。以下に、具体的な雇用戦略の事例を紹介してみる。

<N社の事例>

N 社は、従業員 140 人規模の情報サービス業の会社である。1980 年代に創業し、主に産業用のソフトウェア開発を行ってきた。従業員の平均年齢は 31～32 歳。労働組合はない。

人件費が固定費のほとんど（約 8 割）を占めるような N 社の経営において、社会保険料

⁴⁶ 以下で紹介する企業の社会保険料負担に対する考え方は、同時に人件コスト全般へのスタンスという側面もある。

の事業主負担分はそのうちの約1割にあたり、明らかに小さくないと認識している。ただ、そのなかで人件費を抑制する工夫をしており、結果として今まで社会保険料の引き上げによって特に大きな影響は受けていない。毎年10人程度の新規採用を行っている一方で、離転職は30歳前の社員に多い⁴⁷。年齢構成が若く保たれていることで、1人当たり平均人件コストは比較的安く抑えられている。介護保険制度導入時も、平均年齢が若かったために影響を大きく受けたという印象はないとのことだった⁴⁸。

N社の雇用戦略のもう一つの特徴として、以前から積極的に在宅ワーカーを活用していることが挙げられる。この在宅ワーカーの多くは、情報産業で働いた経験のある主婦である。家事・育児などの理由からフルタイムでは働けない人に、プログラミングやテスト等の下流工程の仕事を依頼している。在宅ワーカーはN社に雇用されているわけではなく、個人事業主である。社会保険料負担の軽減を目的にしたわけではないが、在宅ワーカーを活用することで人件費の固定化を回避できている。

N社では、人件コストに占める福利厚生割合は大きくない。健康保険組合の施設等が充実しており、社員はそれらを利用していることが多い。N社が入っている健保組合は、同業者（情報サービス産業）の多くが加盟する組合であり、組合の財政が潤沢であることがその背景にある。ここでは社会保険の付随的給付が法定外福利と補完しあい区別なくなっていると言えはしないだろうか。

もし社会保険料負担自体が無くなれば、それらは固定費の削減につながり結果として会社の利益につながる。N社では賞与が業績連動型になっているので、結果として給与額は上昇すると予想される。一方で、社会保険料の負担が増えたとしても、従業員の給与を減らす説明にはならないということだった。

<E社の事例>

インターネットによる様々な商品・サービスの取引が活発になるなか、そこでは必然的にお金の支払い・受け取りといった機会も増えてきている。E社は、インターネット上の決済業務を事業の中核とする、創業から10年を経ない新しい金融機関である。150人程度の正社員に加えて、派遣社員を主とする非正社員30~40人が働いている。正社員の平均年齢は30代前半ということだった。

従業員の雇用決定に際して、社会保険料の事業主負担という要素を単独に取り上げて議論することはないという。社会保険料がコストとして単独に意識されない理由として、主に①E社特有のコスト構造を背景とした少数精鋭主義の経営方針と、②会社の成長段階上の事情の2つを挙げていた。

まず、E社はインターネット上の決済サービスに特化していることから、人員数について

⁴⁷ これは情報産業のエンジニアという特性ゆえとも思われる。

⁴⁸ しかし、少しずつ平均年齢が上がってきていることも事実であり、今後中高年層の比率が高まってくると社会保険料の負担感も変わってくるかもしれないとも認識していた。

は十分に絞り込まれており、人件費そのものが低く抑えられている。畢竟、社会保険料負担も重いとは意識していないとのことだった。

一方、②の成長段階上の事情というのは、(①とも関連するが) 会社が成長期にあり、短いスパンで事業案件を実行していく必要のあるなかで、社会保険料がコストとして重くしても即戦力として期待されうる人材を採らないという判断には至らないということである。以上のような事情から、(労働分配率等の) 指標に基づいて人件費を調整する必要には迫られておらず、社会保険料負担の微細な変動等に対してコストを細かく調整することはない。ただ、業務の拡張など新たに人手が必要になった場合に、正社員として雇用するのかそれとも派遣労働者や外部委託といった形態にするのかといった選択は、その時々業務運営方法に依存する。但し、その際にも社会保険料の有無が判断材料となっているわけではない。

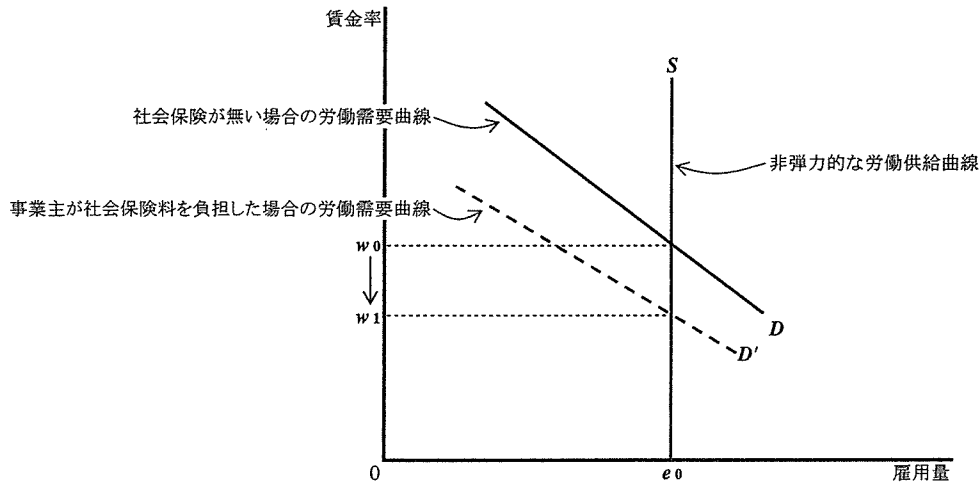
以上のような E 社の事例から、保険料負担に対する考えは業務運営上の特性や会社の成長ステージに依存する可能性が示唆される。今後、業務運営上の経営方針が大きく転換し、これまでのコスト構造とはまったく異なるものになるようなことがあれば、その際に同様の認識を維持することはできないであろうし、また、会社の成長が一段落し、経営状況が変われば、現在の社会保険料に対する意識(無意識)も変わるかもしれないとのことだった。しかし、たとえ経営状態が悪化したとしても、その時に社会保険料負担が増えたからと言ってコスト削減のために現金給与部分に手を付けることは考えにくいとも述べていた。少数精鋭の陣容によって会社の成長性が維持されるというポリシーにおいて、現金給与を引き下げることの「副作用」(モチベーションの低下・優秀な社員の離職等)は非常に甚大なものになると予想されるからである。

上で、インタビュー調査を行った企業の中から 2 つの事例を取り上げて紹介したが、社会保険料が上がったとしても賃金、特に基本給の部分を下げることは難しいというのが共通した見解であった。もちろん、企業は市場で決まる賃金を与件として労働需要を決定しているのだから、このような意見は当然と見る向きもあろう。ただ一方で、ボーナスに関しては企業業績に連動していることが多く、事業主負担が増すことで利益が減るようなことがあれば、結果的に総報酬額は減ることになる。この原理は、社会保険料負担が減った場合にも当てはまり、調査対象企業も認める場所であった。また、非正規雇用等の生産要素へ代替する・外部人材の活用によって人件費を流動化させるといった社会保険料負担の軽減化のための工夫は、企業の生産構造によって大分考え方も異なり、特に専門知識が必要な一部の分野では短時間非正規雇用などで代替することは難しいようだった。たとえば、事務員であっても英語でのコミュニケーションが必須となるような会社では、そのような人材をパートで確保することはなかなかできないという意見も聞かれた(外資系精密機器メーカーの財務担当者)。海外の安い労働力や技術投資による生産の効率化を図ると予想した企業もあった。社会保険料と企業福利の連動性については、必ずしもはっきりした意識

が見出されたわけではない。社会保険料の負担増に応じて福利厚生が縮小されるためには、そもそも福利厚生がある程度手厚い必要があるが、これ自体も個々の企業の経緯によって様々だと思われる。

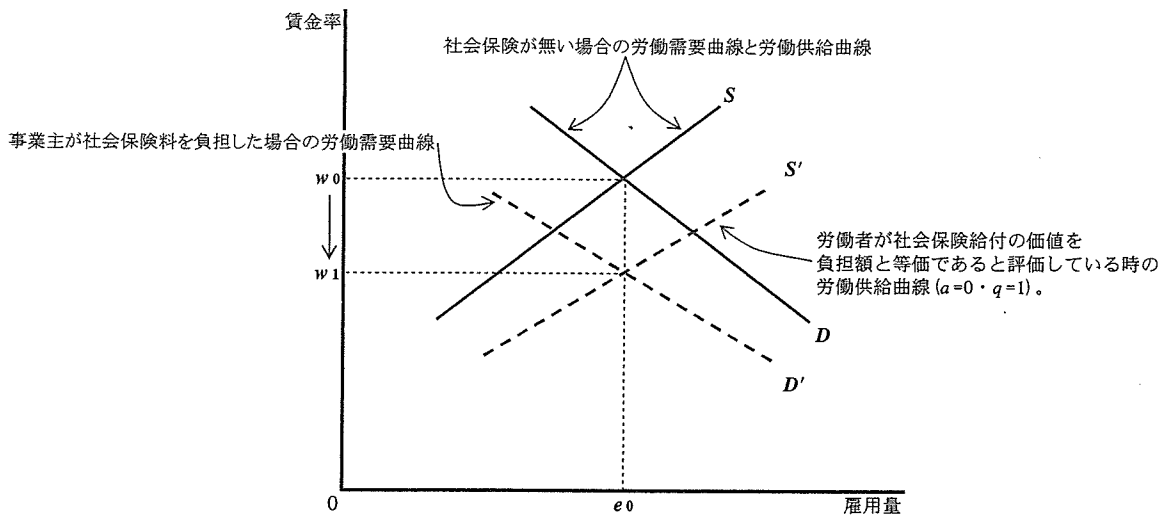
総じて、会社において一定の利益を保つ為には使える費用は限られているので、人にかかる（付随）費用が増えるということは何かしらの影響があると言える。しかし、どのようにやり繰りするかということについては、企業ごとに大きく異なっているようだ。採用を控える、昇給率を抑えるなどの措置をとるといったことを考える場合もある（先の外資系精密機器メーカーの財務担当者）。また、経営状況によっても負担感は異なり、規模が小さく利益が薄いような企業、業績が悪化しているような企業では、敏感に反応して調整を行うといったことも考えられる。

図1 労働供給が非弾力的な場合の帰着



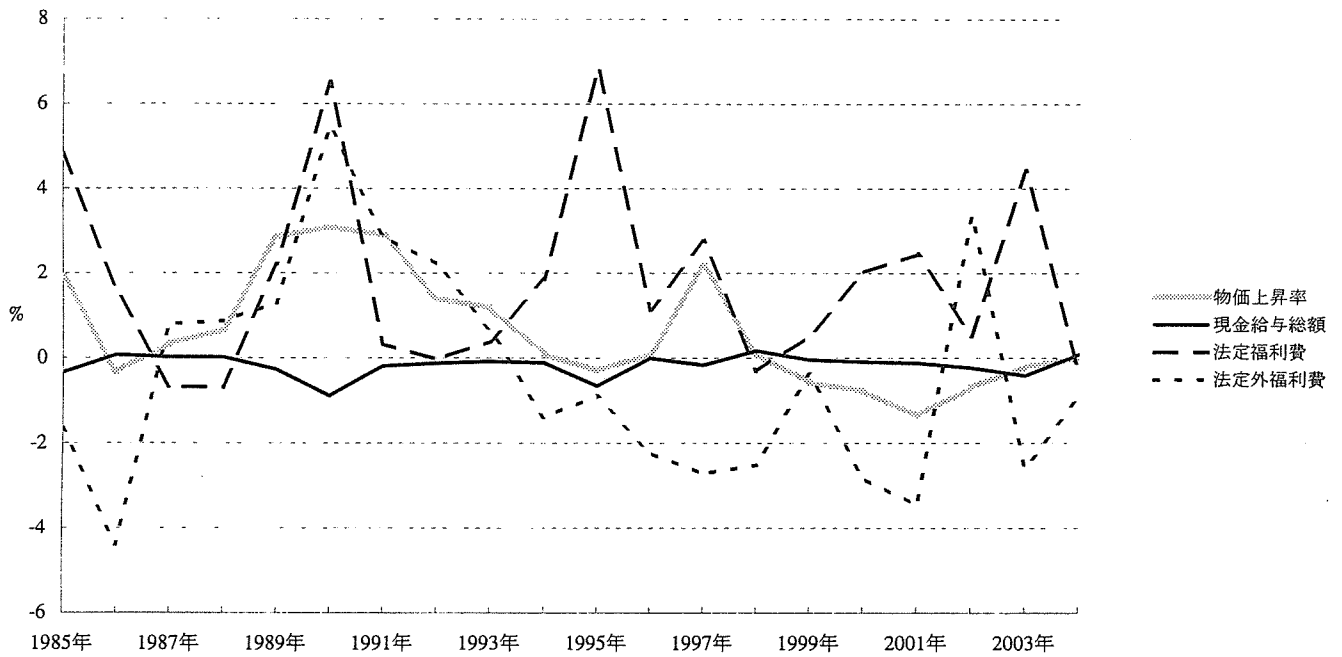
労働供給が非弾力的な場合、事業主負担の発生は賃金低下だけをともなう。

図2 労働者が社会保険給付を評価した場合の帰着



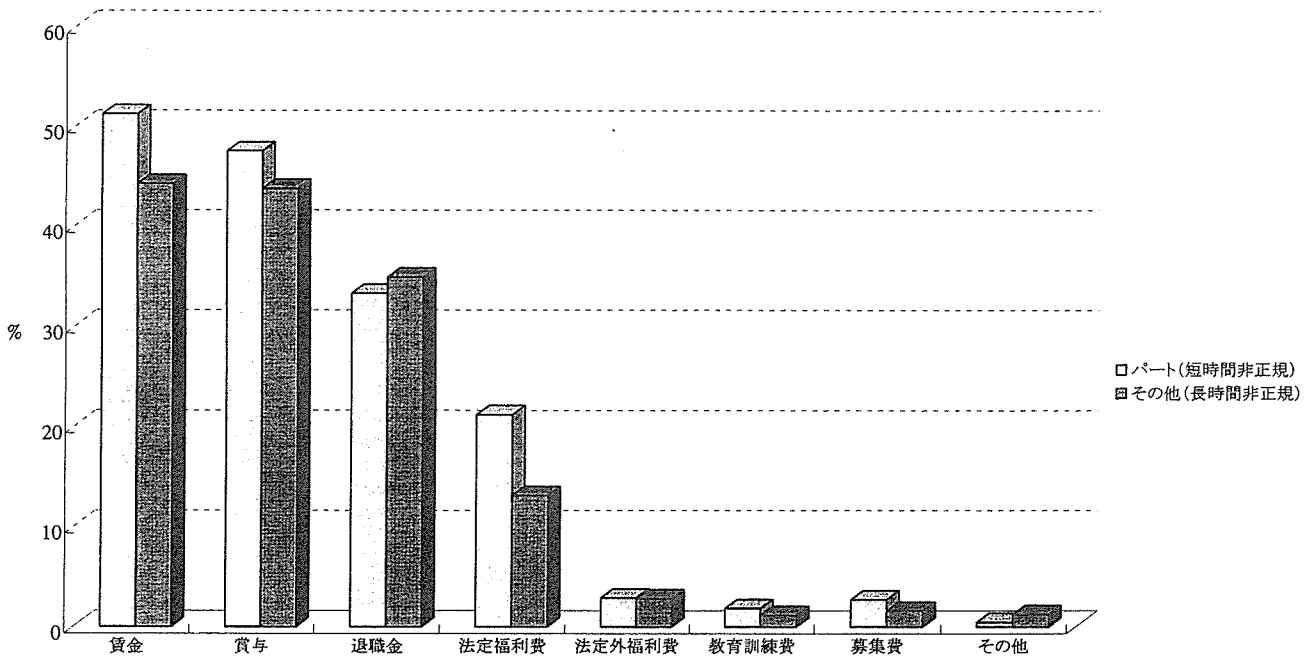
労働者が社会保険給付の価値と負担額を等価とみなせば、労働供給の右方シフトが生じる(S')。このとき、賃金は事業主の負担分と同額だけ低下することになる。

図3 法定福利費と法定外福利費の推移
総人件費(退職金を除く)に占める各割合の対前年伸び率



資料出所: 日本経団連「福利厚生費調査」
注) 消費者物価指数でデフレートした値.

図4 パートの人件費のうち、どの項目が割安なのか
(全企業に占める割合・複数回答)



パート等労働者の雇用理由として「人件費が割安だから」を挙げた事業所に、具体的に人件費のなかの何が割安なのかを聞いている。(尚、「人件費が割安だから」を雇用理由に挙げた企業の全事業所に占める割合は、「パート」で65.3%、「その他」で57.9%。)

資料出所: 厚生労働省「パートタイム労働者総合実態調査」(2001年)

表1. 事業主負担の労働者への帰着：近年の主な実証研究の結果

国	検証している制度	検証している帰着先	データ	[分析手法] 実証分析から得られた結論等	
Hamermesh(1979)	アメリカ	社会保険全般	賃金	PSID	負担率の上昇は、即座に賃金の低下へつながる。但し、Asher(1984)による反論あり。
Gruber and Krueger(1991)	アメリカ	雇用者補償保険	賃金	CPS	[自然実験：州ごとに異なる導入時期] 負担率が高いほど、賃金は低い(但し、係数の統計的有意性低い)。
Anderson and Meyer(2000)	アメリカ	雇用保険	賃金	ワシントン州の雇用保険データ	[自然実験：雇用保険料の経験料率制への変更] 企業固有の料率より、産業平均の料率が賃金を低下させる効果のほうが大きかった。
Gruber(1997)	チリ	社会保険全般	賃金・雇用量	事業所データ	[自然実験：社会保険の民営化] 事業主負担の大幅な軽減は賃金上昇につながっていた。雇用への影響は見られず。
Tachibanaki and Yokoyama(2004) [TY]	日本	社会保険全般	賃金	マクロ・データ	社会保険料率の上昇は労働者の賃金減少につながらず。
Komamura and Yamada(2004) [KY]	日本	健康保険、介護保険	賃金	「健保連」の組合ごとのデータ	健康保険料負担1%の上昇は労働者の賃金1%の低下に。一方、介護保険料負担は賃金に影響せず。
岩本・濱秋(2006)	日本	-	賃金	-	TYとKYの再検証。TYについては、トレンド項を加えることで保険料率の係数は負に。KYについては、給与水準が保険料率を決めている可能性。
Kugler and Kugler(2003)	コロンビア	社会保険全般	賃金	事業所データ	[自然実験：1980年代・90年代の負担引き上げ] 負担率の上昇による賃金の減少程度は、生産労働者のほうが非生産労働者より小さかった
Gruber(1994)	アメリカ	医療保険の妊娠・出産への適用	賃金・雇用量	CPS	[自然実験：州ごとに異なる導入時期(DDD推定)] 20~40歳の既婚女性の賃金が低下。雇用量に影響は見られず。
森田(2005)	日本	育児休業制度	新規雇用量	「雇用動向調査」(マクロ・データ)	[自然実験：事業所規模ごとに異なる適用(DDD推定)] 95年の改正では、一部の女性の新規雇用が抑制されていた。

表2. 記述統計表

	生産労働者				管理・事務・技術労働者				
	男性		女性		男性		女性		
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	
所定内賃金率(千円)	1.724	0.023	1.018	0.009	2.360	0.030	1.343	0.012	
決まって支払う賃金率(千円)	1.741	0.024	1.016	0.009	2.339	0.030	1.339	0.012	
ボーナス(千円)	983.859	23.724	1693.337	33.954	1693.337	33.954	778.782	15.388	
年齢	39.771	0.675	42.953	0.683	40.944	0.424	34.670	0.448	
勤続年数	14.446	0.492	10.861	0.269	16.544	0.387	9.560	0.255	
	人数	%	人数	%	人数	%	人数	%	
学歴	中学	323860	19.108	160741	25.655	62980	4.508	12164	2.811
	高校	1371018	80.892	465799	74.345	531787	38.062	242160	55.961
	短大	0	0.000	0	0.000	111915	8.010	117749	27.211
	大学	0	0.000	0	0.000	690488	49.420	60659	14.018
企業規模	大	513449	30.294	90502	14.445	643594	46.064	127760	29.524
	中	595711	35.148	256123	40.879	494709	35.408	161977	37.431
	小	585718	34.558	279915	44.676	258867	18.528	142995	33.045
サンプル数	288		288		575		576		

酒井・風神(2007)の表1の再掲。
 データは1997年から2002年のもの。
 サンプル数では、人数が掛かっている。
 サンプルは制度導入前後で平均する前の値。

表3-(i) 介護保険制度のDD分析(被説明変数: 所定内賃金率)

	生産労働者			
	男性		女性	
	(a)	(b)	(c)	(d)
年齢	0.0422 0.0020	*** 0.1188 0.0313	*** 0.0419 0.0031	*** 0.0409 0.0030
年齢二乗	-0.0004 0.0000	*** -0.0013 0.0003	*** -0.0004 0.0000	*** -0.0004 0.0000
学歴 (ベース: 中学校卒)	0.0862 0.0035	*** 0.0868 0.0053	*** 0.0870 0.0050	*** 0.0855 0.0059
勤続年数	0.0196 0.0020	*** 0.0012 0.0058	*** 0.0199 0.0031	*** 0.0208 0.0029
勤続年数二乗	-0.0001 0.0000	*** 0.0003 0.0001	** -0.0001 0.0001	** -0.0001 0.0001
企業規模 (ベース: 小規模)	0.0236 0.0044	*** 0.0236 0.0069	*** 0.0230 0.0069	** 0.0191 0.0073
中	0.1290 0.0065	*** 0.1282 0.0102	*** 0.1134 0.0104	*** 0.1504 0.0140
大	-0.0101 0.0037	*** -0.0085 0.0030	* -0.0100 0.0058	* -0.0069 0.0078
DD				
導入後×中規模				
導入後×大規模				
定数項	-0.7899 0.0324	*** 0.0574 0.0247	*** 0.0720 0.0361	*** 0.0832 0.0349
年々三一	Yes	Yes	Yes	Yes
N. of Obs.	288	288	96	96
Adj. R-Square	0.9942	0.1657	0.9954	0.9782

***<1%, **<5%, *<10%, #<15%. 下段は標準誤差.

(a): 通常のDD推定.

(b): 階差モデル.

(c): 制度導入前(1997-1999年)と導入後(2000-2002年)をそれぞれ平均して推計[酒井-風神(2007)の表4の再掲].

(d): 制度導入前(1997-1999年)と導入後(2000-2002年)をそれぞれ平均して推計.

被説明変数は対数値. 推定は労働者数をウェイトとする加重最小自乗法による.

表3-(ii) 介護保険制度のDD分析(被説明変数: 所定内賃金率)

	男性				女性			
	(a)	(b)	(c)	(d)	(a)	(b)	(c)	(d)
年齢	0.0293 0.0051	0.1015 0.0278	0.0158 0.0056	0.0155 0.0055	0.0122 0.0036	0.0328 0.0348	-0.0057 0.0040	-0.0065 0.0040
年齢二乗	-0.0003 0.0000	-0.0008 0.0003	-0.0002 0.0001	-0.0002 0.0001	-0.0002 0.0000	-0.0002 0.0004	0.0000 0.0000	0.0000 0.0000
学歴 (ベース: 中学校卒)	0.1248 0.0135	0.1454 0.0133	0.1454 0.0133	0.1444 0.0129	0.1146 0.0162	0.1052 0.0177	0.1052 0.0173	0.1032 0.0173
高専・短大卒	0.1615 0.0164	0.2611 0.0163	0.2611 0.0163	0.2602 0.0158	0.2366 0.0174	0.2377 0.0189	0.2363 0.0185	0.2363 0.0185
大学卒	0.3059 0.0148	0.4096 0.0160	0.4096 0.0160	0.4082 0.0155	0.3451 0.0182	0.4747 0.0206	0.4740 0.0202	0.4740 0.0202
勤続年数	0.0434 0.0037	-0.0029 0.0063	0.0550 0.0041	0.0549 0.0039	0.0344 0.0035	0.0070 0.0075	0.0557 0.0039	0.0566 0.0038
勤続年数二乗	-0.0006 0.0001	0.0001 0.0001	-0.0006 0.0001	-0.0006 0.0001	-0.0001 0.0001	0.0003 0.0002	-0.0007 0.0001	-0.0007 0.0001
企業規模 (ベース: 小規模)	-0.0482 0.0116	-0.0482 0.0115	-0.0563 0.0130	-0.0629 0.0130	0.0251 0.0079	0.0002 0.0087	-0.0002 0.0087	-0.0018 0.0104
大	0.1368 0.0129	0.0469 0.0145	0.0469 0.0145	0.0249 0.0155	0.0498 0.0114	0.0678 0.0120	0.0678 0.0120	0.0498 0.0132
DD	-0.0131 0.0086	# 0.0030	-0.0170 0.0091	*** *	-0.0201 0.0100	** 0.0084	-0.0225 0.0109	*** 0.0134
導入後×中規模				0.0148 0.0140				0.0024 0.0126
導入後×大規模				0.0476 0.0135				0.0378 0.0135
定数項	-0.7259 0.0918	*** 0.1027	-0.4945 0.1027	*** 0.0997	-0.4338 0.0607	*** 0.0670	-0.1646 0.0670	** 0.0654
年々三一	Yes 575	Yes 574	Yes 191	Yes 191	Yes 576	Yes 192	Yes 192	Yes 192
N. of Obs.	0.9667	0.0907	0.9874	0.9881	0.8924	0.1084	0.9617	0.9632
Adj. R-Square	***<1%, **<5%, *<10%, #<15%. 下段は標準誤差。							

(a): 通常のDD推定.

(b): 階差モデル.

(c): 制度導入前(1997-1999年)と導入後(2000-2002年)をそれぞれ平均して推計[酒井-風神(2007)の表4の再掲].

(d): 制度導入前(1997-1999年)と導入後(2000-2002年)をそれぞれ平均して推計.

被説明変数は対数値. 推定は労働者数をウェイトとする加重最小自乗法による.

表4-(i) 介護保険制度のDD分析(被説明変数:「きま賃」賃金率)

	生産労働者							
	男性			女性				
	(a)	(b)	(c)	(d)	(a)	(b)	(c)	(d)
年齢	0.0396 ***	0.1158 ***	0.0393 ***	0.0385 ***	-0.0176 ***	0.0356 ***	-0.0182 ***	-0.0190 ***
年齢二乗	0.0019 ***	0.0327 ***	0.0030 ***	0.0028 ***	0.0016 ***	0.0460 ***	0.0023 ***	0.0023 ***
学歴 (ベース:中学校卒)	-0.0004 ***	-0.0013 ***	-0.0004 ***	-0.0004 ***	0.0001 ***	-0.0006 ***	0.0001 ***	0.0001 ***
高校卒	0.0000 ***	0.0004 ***	0.0000 ***	0.0000 ***	0.0000 ***	0.0005 ***	0.0000 ***	0.0000 ***
高専・短大卒	0.0813 ***	0.0819 ***	0.0819 ***	0.0820 ***	0.0817 ***	0.0836 ***	0.0836 ***	0.0841 ***
大学卒	0.0033 ***	0.0051 ***	0.0051 ***	0.0048 ***	0.0041 ***	0.0060 ***	0.0060 ***	0.0060 ***
勤続年数	0.0195 ***	0.0010 ***	0.0199 ***	0.0206 ***	0.0457 ***	0.0148 ***	0.0470 ***	0.0482 ***
勤続年数二乗	0.0019 ***	0.0061 ***	0.0029 ***	0.0028 ***	0.0026 ***	0.0082 ***	0.0038 ***	0.0038 ***
企業規模 (ベース:小規模)	-0.0001 ***	0.0003 ***	-0.0001 ***	-0.0001 ***	-0.0006 ***	0.0003 ***	-0.0006 ***	-0.0006 ***
中	0.0000 ***	0.0001 ***	0.0001 ***	0.0001 ***	0.0001 ***	0.0003 ***	0.0001 ***	0.0001 ***
大	0.0470 ***	0.0470 ***	0.0464 ***	0.0417 ***	0.0378 ***	0.0352 ***	0.0352 ***	0.0342 ***
DD	0.0042 ***	0.0065 ***	0.0065 ***	0.0070 ***	0.0043 ***	0.0063 ***	0.0063 ***	0.0073 ***
導入後×中規模	0.1820 ***	0.1812 ***	0.1812 ***	0.1682 ***	0.1707 ***	0.1654 ***	0.1654 ***	0.1572 ***
導入後×大規模	0.0062 ***	0.0096 ***	0.0096 ***	0.0099 ***	0.0086 ***	0.0127 ***	0.0127 ***	0.0141 ***
定数項	-0.0087 **	-0.0088 **	-0.0085 #	0.0077	-0.0098 *	0.0003	-0.0091	-0.0005
年ダミー	0.0310 ***	0.0031 ***	0.0055 ***	0.0242 ***	0.0054 ***	0.0042 ***	0.0078 ***	0.0087 ***
N. of Obs.	288	288	96	96	288	288	96	96
Adj. R-Square	0.9949	0.1429	0.9961	0.9964	0.9695	0.1867	0.9785	0.9783

***<1%, **<5%, *<10%, #<15%. 下段は標準誤差.

(a): 通常のDD推定.

(b): 階差モデル.

(c): 制度導入前(1997-1999年)と導入後(2000-2002年)をそれぞれ平均して推計[酒井-風神(2007)の表4の再掲].

(d): 制度導入前(1997-1999年)と導入後(2000-2002年)をそれぞれ平均して推計.

被説明変数は対数値. 推定は労働者数をウェイトとする加重最小自乗法による.

表4-(ii) 介護保険制度のDD分析(被説明変数:「きま賃」賃金率)

	管理・事務・技術労働者								
	男性		女性						
	(a)	(b)	(c)	(d)	(a)	(b)	(c)	(d)	#
年齢	0.0267 ***	0.0797 ***	0.0122 **	0.0120 **	0.0123 ***	0.0280	-0.0056	-0.0063	0.0063
年齢二乗	0.0050	0.0279	0.0055	0.0054	0.0036	0.0347	0.0041	0.0040	0.0040
学歴 (ベース:中学校卒)	-0.0002 ***	-0.0006 **	-0.0001 **	-0.0001 **	-0.0002 ***	-0.0002	0.0000	0.0000	0.0000
高校卒	0.0000	0.0003	0.0001	0.0001	0.0000	0.0004	0.0000	0.0000	0.0000
高専・短大卒	0.1225 ***	0.1430 ***	0.1430 ***	0.1420 ***	0.1153 ***	0.0075	0.1050 ***	0.1031 ***	0.1031 ***
大学卒	0.0133	0.0130	0.0130	0.0126	0.0163	0.0075	0.0178	0.0174	0.0174
勤続年数	0.1586 ***	0.2555 ***	0.2555 ***	0.2546 ***	0.2371 ***	0.0003 *	0.2371 ***	0.2357 ***	0.2357 ***
勤続年数二乗	0.0161	0.0160	0.0160	0.0155	0.0174	0.0002	0.0190	0.0187	0.0187
企業規模 (ベース:小規模)	0.3034 ***	0.4088 ***	0.4088 ***	0.4075 ***	0.3465 ***	0.4767 ***	0.4767 ***	0.4760 ***	0.4760 ***
大	0.0145	0.0156	0.0156	0.0151	0.0183	0.0207	0.0207	0.0204	0.0204
DD	0.0435 ***	-0.0014	0.0558 ***	0.0557 ***	0.0345 ***	0.0558 ***	0.0558 ***	0.0567 ***	0.0567 ***
導入後×中規模	0.0036	0.0064	0.0040	0.0038	0.0035	0.0039	0.0039	0.0038	0.0038
導入後×大規模	-0.0006 ***	0.0001	-0.0007 ***	-0.0007 ***	-0.0001 #	-0.0007 ***	-0.0007 ***	-0.0007 ***	-0.0007 ***
定数項	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001
年ダミー	-0.0456 ***	-0.0522 ***	-0.0522 ***	-0.0578 ***	0.0271 ***	0.0021	0.0021	0.0015	0.0015
N. of Obs.	0.0114	0.0112	0.0112	0.0128	0.0080	0.0088	0.0088	0.0105	0.0105
Adj. R-Square	0.1457 ***	0.0557 ***	0.0557 ***	0.0345 **	0.0552 ***	0.0747 ***	0.0747 ***	0.0580 ***	0.0580 ***
	0.0127	0.0142	0.0142	0.0152	0.0114	0.0120	0.0120	0.0133	0.0133
	-0.0128 #	-0.0176 ***	-0.0166 *	-0.0166 *	-0.0201 **	-0.0230 ***	-0.0133	-0.0133	-0.0133
	0.0085	0.0030	0.0089	0.0084	0.0100	0.0084	0.0110	0.0110	0.0110
Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N. of Obs.	575	574	191	191	576	576	192	192	192
Adj. R-Square	0.9679	0.0821	0.9879	0.9887	0.8937	0.1113	0.9622	0.9635	0.9635

***<1%, **<5%, *<10%, #<15%. 下段は標準誤差。

(a): 通常のDD推定。

(b): 階差モデル。

(c): 制度導入前(1997-1999年)と導入後(2000-2002年)をそれぞれ平均して推計[酒井-風神(2007)の表4の再掲]。

(d): 制度導入前(1997-1999年)と導入後(2000-2002年)をそれぞれ平均して推計。

被説明変数は対数値。推定は労働者数をウェイトとする加重最小自乗法による。

表5-(i) 介護保険制度のDD分析(被説明変数:ボーナス)

		生産労働者							
		男性				女性			
		(c)		(d)		(c)		(d)	
年齢		0.072	***	0.069	***	-0.035	***	-0.039	***
		0.009		0.008		0.009		0.008	
年齢二乗		-0.001	***	-0.001	***	0.000	**	0.000	***
		0.000		0.000		0.000		0.000	
学歴 (ベース:中学校卒)	高校卒	0.139	***	0.139	***	0.149	***	0.154	***
		0.015		0.013		0.024		0.022	
	高専・短大卒								
	大学卒								
勤続年数		0.024	***	0.026	***	0.083	***	0.088	***
		0.009		0.007		0.014		0.013	
勤続年数二乗		0.000		0.000		-0.001	***	-0.001	***
		0.000		0.000		0.000		0.000	
企業規模 (ベース:小規模)	中	0.358	***	0.320	***	0.402	***	0.356	***
		0.020		0.019		0.025		0.027	
	大	0.601	***	0.537	***	0.774	***	0.686	***
		0.029		0.027		0.050		0.052	
DD		-0.052	***			-0.043			
		0.017				0.031			
導入後×中規模				0.073	***			0.089	***
				0.019				0.032	
導入後×大規模				0.126	***			0.156	***
				0.020				0.045	
定数項		4.675	***	4.772	***	6.026	***	6.132	***
		0.144		0.125		0.147		0.132	
年ダミー		Yes		Yes		Yes		Yes	
N. of Obs.		96		96		96		96	
Adj. R-Square		0.9884		0.9913		0.9636		0.968	

表5-(ii) 介護保険制度のDD分析(被説明変数:ボーナス)

		管理・事務・技術労働者							
		男性				女性			
		(c)		(d)		(c)		(d)	
年齢		0.038	**	0.037	**	-0.020		-0.022	#
		0.017		0.017		0.015		0.015	
年齢二乗		-0.001	***	-0.001	***	0.000		0.000	
		0.000		0.000		0.000		0.000	
学歴 (ベース:中学校卒)	高校卒	0.219	***	0.216	***	0.220	***	0.214	***
		0.042		0.041		0.068		0.067	
	高専・短大卒	0.395	***	0.392	***	0.400	***	0.397	***
	0.052		0.051		0.073		0.071		
	大学卒	0.609	***	0.604	***	0.726	***	0.724	***
		0.051		0.050		0.080		0.078	
勤続年数		0.091	***	0.091	***	0.126	***	0.129	***
		0.012		0.012		0.014		0.014	
勤続年数二乗		-0.001	***	-0.001	***	-0.002	***	-0.002	***
		0.000		0.000		0.000		0.000	
企業規模 (ベース:小規模)	中	0.253	***	0.227	***	0.304	***	0.290	***
		0.036		0.042		0.034		0.040	
	大	0.481	***	0.419	***	0.467	***	0.401	***
		0.045		0.049		0.046		0.051	
DD		-0.066	**			-0.031			
		0.029				0.042			
導入後×中規模				0.057				0.028	
				0.045				0.049	
導入後×大規模				0.134	***			0.140	***
				0.043				0.052	
定数項		4.969	***	5.059	***	5.859	***	5.935	***
		0.313		0.309		0.257		0.252	
年ダミー		Yes		Yes		Yes		Yes	
N. of Obs.		191		191		192		192	
Adj. R-Square		0.9549		0.956		0.8875		0.8914	

***<1%, **<5%, *<10%, #<15%。下段は標準誤差。

(c): 制度導入前(1998・1999年)と導入後(2001・2002年)をそれぞれ平均して推計[酒井・風神(2007)の表4の再掲]。

(d): 制度導入前(1998・1999年)と導入後(2001・2002年)をそれぞれ平均して推計。

被説明変数は対数値。推定は労働者数をウェイトとする加重最小自乗法による。

表6-(i) 介護保険制度のDD分析(被説明変数:年間給与)

		生産労働者			
		男性		女性	
		(c)	(d)	(c)	(d)
年齢		0.0445 *** 0.0036	0.0423 *** 0.0036	-0.0234 *** 0.0032	-0.0245 *** 0.0031
年齢二乗		-0.0005 *** 0.0000	-0.0005 *** 0.0000	0.0001 *** 0.0000	0.0001 *** 0.0000
学歴 (ベース:中学校卒)	高校卒	0.1056 *** 0.0076	0.0989 *** 0.0072	0.1018 *** 0.0086	0.1016 *** 0.0085
	高専・短大卒				
	大学卒				
勤続年数		0.0220 *** 0.0035	0.0248 *** 0.0034	0.0512 *** 0.0054	0.0538 *** 0.0052
勤続年数二乗		-0.0001 0.0001	-0.0002 ** 0.0001	-0.0005 *** 0.0002	-0.0006 *** 0.0002
企業規模 (ベース:小規模)	中	0.0708 *** 0.0090	0.0759 *** 0.0091	0.0772 *** 0.0089	0.0684 *** 0.0101
	大	0.2088 *** 0.0164	0.2173 *** 0.0160	0.2217 *** 0.0200	0.2060 *** 0.0211
総労働時間		0.0057 ** 0.0024	0.0012 0.0023	0.0072 * 0.0041	0.0055 0.0041
総労働時間二乗		0.0000 0.0000	0.0000 0.0000	0.0000 0.0000	0.0000 0.0000
DD		-0.0251 *** 0.0069		-0.0164 # 0.0107	
導入後×中規模			0.0190 ** 0.0087		0.0162 0.0116
導入後×大規模			0.0415 *** 0.0095		0.0341 ** 0.0167
定数項		0.3127 2.8362	5.3670 ** 2.6332	0.2728 4.3793	1.9891 4.3758
年ダミー		Yes	Yes	Yes	Yes
N. of Obs.		96	96	96	96
Adj. R-Square		0.9948	0.9951	0.9739	0.9743

表6-(ii) 介護保険制度のDD分析(被説明変数:年間給与)

		管理・事務・技術労働者			
		男性		女性	
		(c)	(d)	(c)	(d)
年齢		0.0479 *** 0.0057	0.0422 *** 0.0060	-0.0054 0.0066	-0.0091 0.0064
年齢二乗		-0.0005 *** 0.0001	-0.0004 *** 0.0001	0.0000 0.0001	0.0000 0.0001
学歴 (ベース:中学校卒)	高校卒	0.1060 *** 0.0137	0.1202 *** 0.0147	0.1433 *** 0.0286	0.1388 *** 0.0275
	高専・短大卒	0.1965 *** 0.0181	0.2212 *** 0.0195	0.2869 *** 0.0304	0.2860 *** 0.0293
	大学卒	0.3174 *** 0.0212	0.3552 *** 0.0233	0.5627 *** 0.0330	0.5557 *** 0.0319
勤続年数		0.0415 *** 0.0041	0.0461 *** 0.0044	0.0679 *** 0.0064	0.0726 *** 0.0062
勤続年数二乗		-0.0005 *** 0.0001	-0.0006 *** 0.0001	-0.0010 *** 0.0002	-0.0011 *** 0.0001
企業規模 (ベース:小規模)	中	0.0514 *** 0.0110	0.0342 ** 0.0134	0.0588 *** 0.0154	0.0576 *** 0.0167
	大	0.1807 *** 0.0138	0.1548 *** 0.0159	0.1223 *** 0.0242	0.1078 *** 0.0235
総労働時間		-0.0090 *** 0.0008	-0.0081 *** 0.0009	-0.0069 * 0.0039	-0.0067 * 0.0038
総労働時間二乗		0.0000 0.0000	0.0000 0.0000	0.0000 0.0000	0.0000 0.0000
DD		-0.0456 *** 0.0083		-0.0155 0.0176	
導入後×中規模			0.0239 * 0.0138		0.0184 0.0207
導入後×大規模			0.0521 *** 0.0143		0.0873 *** 0.0234
定数項		16.7330 *** 0.8855	15.6562 *** 0.9289	14.7725 *** 4.1142	14.3318 *** 4.0418
年ダミー		Yes	Yes	Yes	Yes
N. of Obs.		191	191	192	192
Adj. R-Square		0.99	0.9891	0.9308	0.9357

***<1%, **<5%, *<10%, #<15%. 下段は標準誤差。

(c): 制度導入前(1998・1999年)と導入後(2001・2002年)をそれぞれ平均して推計[酒井・風神(2007)の表4の再掲]。

(d): 制度導入前(1998・1999年)と導入後(2001・2002年)をそれぞれ平均して推計。

被説明変数は対数値。推定は労働者数をウェイトとする加重最小自乗法による。

表7. 偽DDの推定結果(男性)

被説明変数	(1) 適用年齢を35歳以上にした場合		(2) 適用年齢を45歳以上にした場合		(3) 導入年を1999年とした場合	
	生産労働者	管理・事務・技術労働者	生産労働者	管理・事務・技術労働者	生産労働者	管理・事務・技術労働者
所定内賃金率	-0.0058 0.0059	-0.0091 0.0098	-0.0062 0.0061	-0.0208 ** 0.0096	-0.0048 0.0058	-0.0016 0.0087
「きま賃」賃金率	-0.0056 0.0056	-0.0092 0.0096	-0.0049 0.0058	-0.0198 ** 0.0094	-0.0034 0.0056	0.0001 0.0085
ボーナス	-0.0493 *** 0.0170	-0.0595 * 0.0307	-0.0435 ** 0.0178	-0.0626 ** 0.0304	-0.0401 *** 0.0142	-0.0587 ** 0.0280
年間給与	-0.0227 *** 0.0073	-0.0303 *** 0.0093	-0.0201 *** 0.0073	-0.0454 *** 0.0088	-0.0047 0.0077	-0.0372 *** 0.0080

***<1%, **<5%, *<10%, #<15%. 下段は標準誤差.

(1)・(2)は、風神-酒井(2007)の表6の再掲.

労働者数をウェイトとし、制度変更前後各3年で平均後、最小二乗法による推計.

ボーナス、総報酬については1998年・1999年・2001年・2002年の2ヶ年ずつをそれぞれ平均.

DDの係数の値のみを表示. 被説明変数はそれぞれの対数値.

表8. 総報酬制導入の帰着分析

	生産労働者		管理・事務・技術労働者	
	男性	女性	男性	女性
τ	-0.7223 *** 0.0652	-0.4143 *** 0.0665	-0.5308 *** 0.0350	-0.5814 *** 0.0669

***<1%, **<5%, *<10%, #<15%. 下段は標準誤差.

労働者数をウェイトとした階差モデルによる推計.

τ の係数値のみを表示.

補論表1. 保険料負担が引き上げられた場合の対応 (企業へのアンケート調査結果)

	製品・商品 価格を値 上げする	原材料価 格を抑える	従業員の 賃金を削 減する(*a)	雇用量を 削減する (*b)	製品・商品 価格も賃 金・雇用量 も変えない (*c)	無回答	計
3%未満の小幅な引き上げ	3 (4.7)	13 (20.3)	9 (14.1)	9 (14.1)	47 (73.4)	1 (1.6)	64 (100.0)
3%以上の中程度の引き上げ	5 (7.8)	16 (25.0)	14 (21.9)	16 (25.0)	37 (57.8)	0 (0.0)	64 (100.0)
5%以上の大幅な引き上げ	10 (15.6)	15 (23.4)	23 (35.9)	24 (37.5)	23 (35.9)	0 (0.0)	64 (100.0)

注) 1) 2つまでの複数回答. 下段括弧内は%.

2) *a; 賞与(ボーナス)のカット及び当面ベースアップを行わないといった対応も含む.

*b; 正規雇用量を減らして, パートタイマーなどの非正規雇用で代替するといった対応を含む.

*c; 利益分を減らすことを意味する.

資料出所)

『税制と社会保障における調査』(厚生労働科学研究費補助金 政策科学推進研究事業『税制と社会保障に関する研究 平成17年度 総括・分担研究報告』所収).

厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）

「税制と社会保障に関する研究」

分担研究報告書

所得格差と直接税の負担に関する分析

分担研究者 小島克久 日本社会事業大学 社会事業研究所 派遣研究員

研究要旨：高度経済成長により国民の生活水準が向上した 1960 年代後半頃から、我が国は所得格差が小さい「平等社会」であると考えられてきた。しかし近年、我が国の所得格差は拡大傾向にある。その一方で、税による所得再分配効果は小さくなる傾向にある。しかしながら、この所得再分配効果は当初所得に対するものであり、総所得や可処分所得に対するものではない。そこで、1990 年代以降において、直接税の負担の状況と直接税が可処分所得ベースの所得格差にどの程度貢献したかについて、分析を行った。その結果、所得格差が拡大する中、固定資産税を含めた直接税の負担の格差は所得格差以上に大きく、このことが可処分所得ベースでの所得格差縮小に貢献していることが分かった。

A. 研究目的

高度経済成長により国民の生活水準が向上した 1960 年代後半頃から、我が国は所得格差が小さい「平等社会」であると考えられてきた。しかし我が国の所得格差は拡大傾向にあり、「格差社会」という言葉が定着しつつある状況にある。そのような中、税による所得再分配効果は小さくなる傾向にある。しかしながら、この所得再分配効果は当初所得に対するものであり、公的年金等を含む社会保障給付までを含めた総所得に対する改善度ではなかったり、可処分所得において所得格差是正にどの程度貢献したかを表したりするものではない。

また、我が国で個人が納める直接税の代表

である所得税の場合、税率区分が簡素化された税率構造となっており、その点で見れば、所得再分配機能は縮小しているように思われる。しかしながら、同じ税率でも所得の高い者が応分の負担をする仕組みとなっており、その点では所得再分配機能を有しているといえる。そうした意味から、所得税の負担も所得にあわせた応分のものになっていること、最終的な再分配後の所得である可処分所得ベースでは、所得格差の緩和に相当な役割を果たしているのではないかと考えられる。

そのような問題意識の下、現在の直接税の負担を所得格差の視点から見た場合にどのような位置にあるのかということについて分析した。

B. 研究方法

本研究では、平成 16～17 年度厚生労働科学研究「我が国の所得・資産格差の実証分析と社会保障の給付と負担の在り方に関する研究」で行われた厚生労働省「所得再分配調査」の個票データの再集計結果を引用・活用して、直接税の負担等に関する分析を行った。

(倫理面への配慮)

本研究は、平成 16～17 年度厚生労働科学研究「我が国の所得・資産格差の実証分析と社会保障の給付と負担の在り方に関する研究」において国立社会保障・人口問題研究所が承認統計調査調査票使用承認申請を行い、その承認を得た範囲で行った上記個票データの再集計結果を引用・活用する形で行われた。今回の研究では個票データの利用は行っておらず、データの流出、毀損等の個人情報保護等における倫理面での問題は発生しなかった。

C. 研究結果

分析結果は以下ようになる。

①直接税の負担を所得階層別に見ると、その格差は所得以上に大きくなっている。また、所得階層間の格差を時系列で見ると、所得については拡大傾向にある一方で、直接税については縮小傾向にある。

②直接税の実効負担率を時系列で見ると、低所得層では安定的に推移しており、中所得層では 1993 年から 1996 年までは安定的に推

移した後、低下している。高所得層では 1993 年から低下傾向にあり、特に 1999 年から 2002 年にかけてはその傾向が顕著となっている。その結果として、実効負担率の所得階層間の格差が縮小傾向にあり、直接税については高所得層が応分の負担を行うという累進的なものとなっている一方で、その程度が緩和されている。

③年齢階級別に直接税の負担状況を見ても、高所得層はどの年齢階級でも応分の税負担を行っているが、高齢層でその傾向が顕著である。また、年齢階級別に実効負担率を見ると、高所得層ほど実効負担率が高く、高齢者も高所得者は応分の負担をしていることが分かる。また、時系列では、年齢階級に関係なく、高所得層での実効負担率が低下する傾向にある。

④可処分所得ベースの所得格差について、所得の種類別の貢献度を見ると、稼働所得の貢献度が最も大きい。その中で直接税の貢献度を見ると、全ての調査年でマイナスの貢献度となっており、可処分所得ベースでは直接税は所得格差を縮小させる役割を果たしている

⑤上記の分析を年齢階級別に行うと、高齢者における貢献度が高くなっているが、時系列で見ると、高齢者において直接税が所得格差縮小に対する貢献する度合いが低下している程度が著しい。