

〈論 文〉

労災リスク削減の価値 ——コーホートパネルデータによる分析——

松 岡 孝 恭*

I はじめに

本稿の目的は労災リスク¹⁾の増加に対して金銭的な補償がなされるという、賃金決定に関するいわゆる「補償賃金仮説」を検証し、労働市場で観察された賃金のデータを使って労災リスク削減の便益を計測することにある。

補償賃金仮説の考え方は、Thaler and Rosen (1976) が指摘するように、アダム・スミスの『諸国民の富』の中に見出すことができる。スミスは以下のように書いている。

「かじ屋の渡り職人は、一種の工匠ではあるが、一労働者に過ぎない炭鉱夫が八時間で稼得するだけのものを、かれが十二時間で稼得することはめったにない。前者の仕事は後者ほどきたならしくないし、また危険もすくなく、しかも日中に地上で営まれるからである。」²⁾

スミスは「かじ屋の渡り職人」と「炭鉱夫」の間で賃金と労災リスクを比較することで補償賃金仮説と整合的な観察結果を得た。しかしながら、日本の労働市場で賃金と労災リスクを産業間で比較して補償賃金仮説を支持するような結果は得られていない³⁾。

補償賃金仮説を費用便益分析の文脈でとらえると、企業と労働者との間で労災リスク削減に対してある支払意志額（WTP）での合意が成立していることを意味する。労働中の死亡リスクに限ると、死亡リスクの減少分に対する支払意志額から「確率的生命価値 Value of Statistical Life (VSL)」が計算できる⁴⁾。賃金データから死亡リスクの減少分に対する支払意志額を取り出すことができれば、費用便益分析にとって非常に重要な情報が得られるが、賃金データが補償賃金仮説と整合的でなければ、岡 (1999) が指摘するように市場データを用いた VSL の計測はあきらめざるを得なくなる。

本稿の分析でも日本の労働市場で観察される賃金率と労災リスクの変数を使うので、これまでの

* 本稿にある誤りはすべて著者に帰する。福井県立大学経済学部准教授

1) 本稿では、業務中の事故や疾病などによる死亡や負傷のリスクを「労災リスク」と呼ぶ。労働災害の定義は厚生労働省の「労働災害動向調査」での定義にしたがう。定義については 2 節を参照。

2) スミス (1959), 293 ページ [第一編, 第十章, 第一節] を参照。

3) Kniesner and Leeth (1991), Tachibanaki and Ohta (1994), 岡 (1999) を参照。

4) VSL は費用便益分析の中で死亡リスクを減らすことに対する便益を表す原単位として使われる。VSL を計測する手法には質問による方法 (仮想的市場評価法) と市場データを用いる方法 (賃金リスク法) がある。岡 (1997, 1999, 2006) を参照。本稿は賃金リスク法を使って労災リスク削減の便益を計測する試みである。

日本における実証研究を踏まえると、補償賃金仮説は支持されず、それゆえ賃金データを用いたVSLの計測はできないという結果が予想される。実際に、本稿のパネルデータで時系列平均をとって時系列方向の変動を取り除いた場合、これまで日本の労働市場で観察されてきた賃金と労災リスクの負の相関関係を確認できる。このことは補償賃金仮説に反する証拠が産業間・企業規模間にある賃金と労災リスクの格差に基づくものであることを示唆する。しかし、本稿のデータはパネルデータであるので、産業間の比較だけでなく、産業内での時系列方向の比較が可能となる⁵⁾。パネルデータを使ってVSLを計測した研究として、Kniesner et al. (2012)がある。本稿の分析の動機は基本的にこのアメリカのパネルデータを用いた研究と同じである。

ではVSLの計測になぜパネルデータを用いるのか、パネルデータは補償賃金仮説の検証にどういうインパクトをもたらすのだろうか。パネルデータを用いて分析する理由は、単純な回帰モデル(OLS)による推定では係数の推定量にバイアスが生じるからである。Hsiao (2003, pp. 313-316)はパネルデータを使って対処できるバイアスとして以下の4つをあげている。

- (a) 過少定式化のバイアス
- (b) モデルの動学的構造により発生するバイアス
- (c) 同時性バイアス
- (d) 変数に含まれる観測誤差により発生するバイアス

これらはいずれも回帰式における説明変数と誤差項に関する条件に関わる。(a)については回帰式に含めなかった変数や観察できない変数が回帰式に含まれている説明変数と相関する場合に生じる。VSLの推計ではKniesner et al. (2012)が指摘するように、賃金と労災リスク変数に対して相関する観察されない個人の異質性が問題となる⁶⁾。(b)については誤差項に系列相関があり、ラグ付き従属変数と相関する場合に生じる。本稿の推計結果はモデルの動学的構造の特定によってリスク変数の係数推定値が大きく変化することを示している。(c)は賃金が別の変数と同時決定される場合で、例えば労働時間と賃金の同時決定を扱うようなケースが該当する⁷⁾。(d)については、変数に含まれる誤差(errors in variables)によって説明変数と誤差項が相関する場合に生じる。本稿のデータはコーホートパネルデータであるため、このバイアスへの対処が不可欠となる⁸⁾。本稿では動学パネルデータモデルを使うことによって、(a), (b), (d)への対処を試みる。

パネルデータを使うことで補償賃金仮説の検証にもたらされるインパクトは、賃金と労災リスクを比較する視点に時系列方向の変動が含まれてくることにある。パネルデータでは同一産業・同一

5) 補償賃金仮説に関する日本の実証研究として他に宮里(2010)、久米(2010)がある。これらは大規模な個票データを使った分析である。本稿のデータは個票パネルデータではなく、産業別・企業規模別に集計した平均値が並ぶコーホートパネルデータ(コーホート数136、時点数10)である。10年分のデータを収集し、動学パネルデータモデルを使って分析しているのが本稿の特色である。

6) 例えば能力の高い労働者が危険に対してうまく対処する場合やより安全な仕事を選ぶ場合が挙げられる。前者では観察されない労働者の能力は賃金と労災リスクの変数に対して正の相関をもつが、後者では賃金に対して正の相関、労災リスクの変数に対して負の相関をもつ。

7) Wooldridge (2002, p. 222)を参照。本稿を含め、VSLに関する実証研究で行っているのは賃金関数のヘドニック回帰式の推計であり、同時性バイアスへの対処については分析の範囲を超える。

企業規模の観察されない個体効果が取り除かれ、時系列方向の変動に分析の視点が移る。本稿のねらいはこの時間を通じた変動の中で賃金と労災リスクが補償賃金仮説と整合的な動きをしているかどうか調べることにある⁹⁾。

分析結果の概要は次の通りである。所定内給与額と所定内実労働時間、および労災リスクの変数について、企業規模別に産業間の変動を比較すると、企業規模が大きいほど所定内給与額は高く、所定内実労働時間は短く、労災リスクは低い傾向にある。労働者の集団的特性についてコントロールしながら、コーホート間での関係をみると、度数率の係数推定値は負となる。ただし有意水準10%で有意ではない。一方、コーホートの個体効果を取り除いたパネルデータモデルでは度数率の係数推定値は正となる。ただし同様に有意ではない。動学パネルデータモデル（Difference GMM）を使ってラグ付き従属変数や説明変数の内生性を考慮しながら推計を行うと、度数率の係数推定値は0.012（有意水準1%で有意）となったが、別の動学モデル（System GMM）の特定化では0.00237（有意水準10%で有意ではない）となった。Difference GMMの推定値に基づいて死亡から一時労働不能までを含む労災を1件削減する便益を求めると、2,067.3万円と推定された。

本稿の構成は以下の通りである。2節でデータ、3節で分析結果、4節で結論を述べる。

II データ

本稿で作成したデータセットは観測期間を2010年から2019年までとする10年分の年次データであり、2010年代の日本の労働市場における賃金と労災リスクの推移を分析できる。本稿のデータはすべて公表された公的統計データを利用している。賃金に関するデータは厚生労働省が作成している「賃金構造基本統計調査」、労災リスクに関する変数については、同省が作成している「労働災害動向調査」から得た。以下ではデータの概要¹⁰⁾とコーホートパネルデータを得るまでに行ったデータ処理¹¹⁾についてまとめる。

8) コーホートパネルデータでの各観測値は、コーホート内で無作為に抽出された標本を集計した標本平均値である。標本として抽出されるコーホート内の個体は調査が変わると毎回変わるので、厳密なパネルデータのように同一の個人を追跡調査しているわけではない。パネルデータモデルで仮定される個体効果（誤差項のなかで個体に固有）は同一の個体に対して観測期間を通じて同じ値をもつ。しかし、コーホートパネルではコーホートの個体効果は毎回の標本抽出でコーホート内の構成が変わるため、観測期間を通じて同じ値にはならない。Deaton（1985）はこの厳密なパネルとコーホートパネルの相違を、変数に含まれる誤差（errors in variables）の問題として対処することを提唱した。時間を通じて一定のコーホートの個体効果（真の値）に対して観察されたコーホートの個体効果（時間を通じて一定でない）が誤差をもつととらえ、操作変数法を使ってバイアスを除去する方法を示している。Deaton（1985, 1997）を参照。

9) 個体間の比較と個体内の時系列変動の比較で分析結果と含意が大きく変わる例として、朝井、神林、山口（2016）が挙げられる。

10) 本節でデータの概要を述べるために参考にした文献および引用した箇所の出所は、「賃金構造基本統計調査」については2015年調査における「利用上の一般的注意」、「労働災害動向調査」については2019年調査における「調査の概要」である。

1 賃金に関するデータ

1.1 被説明変数

補償賃金仮説ならびに VSL の計算に使う回帰式の被説明変数は「賃金構造基本統計調査」の所定内給与額 (*wage*) と所定内実労働時間数 (*hour*) から求めた対数賃金率 (*lwage*) で、以下のよう¹²⁾に定義される。

$$\text{対数賃金率 (} lwage \text{)} = \log \left(\frac{\text{所定内給与額 (} wage \text{)}}{\text{所定内実労働時間数 (} hour \text{)}} \right)$$

「賃金構造基本統計調査」において「所定内給与額」は「決まって支給する現金給与額」から「超過労働給与額」を差し引いたものである。「所定内実労働時間数」は「総実労働時間数」から「超過実労働時間数」を差し引いたものである。したがって、本稿での賃金率は「事業所の就業規則などで定められた所定労働日における始業時刻から終業時刻までの時間」中に実際に労働した時間に対して支払われた給与額から計算される¹³⁾。

1.2 説明変数

「賃金構造基本統計調査」は大規模なデータであり、様々な分類項目の区分ごとにデータを得ることができる。先に述べた「産業大・中分類第 2 表」では分類項目として「産業分類」, 「企業規模」, 「性別」, 「学歴」, 「年齢階級」, 「勤続年数」, 「民営・公営」の 7 つがある¹⁴⁾。この 7 つの分類項目のそれぞれの区分の組合せに対して「所定内給与額」, 「年間賞与その他特別給与額」ならびに「労働者数」が分かる。

本稿では「第 2 表」の 7 つの分類項目のうち「産業分類」と「企業規模」の区分を使って、賃金に関する変数を労災リスク変数とマッチングさせる。つまり、本稿のコホートパネルでは産業と

11) 前処理はすべて R (ver 3.6.0) で行った。「賃金構造基本統計調査」のデータは総務省統計局の「政府統計の総合窓口 (e-Stat)」から Web API を使ってデータを取得した。取得の際には Hiroaki Yutani による *estatapi* を利用した。「労働災害動向調査」のデータは、e-Stat からファイルをダウンロードし、R に読み込んだ。この読み込みの際に Duncan Temple Lang による *RDCOMClient* を利用した。データを加工する際には Hadley Wickham 他による *tidyverse* を利用し、分析する際には Luca Braglia による *RStata* を利用した。なお本稿の執筆には J. J. Allaire, Yihui Xie 他による *rmarkdown* を利用している。パッケージの作者とオープンソースソフトウェアのコミュニティに感謝したい。

12) 所定内給与額 (*wage*) は「産業大・中分類第 2 表」(統計表 ID=0003084623) から、所定内実労働時間 (*hour*) については「産業大・中分類第 1 表」(統計表 ID=0003084009) からデータを取得した。

13) 労災リスクの変数は超過労働時間を含めた延べ実労働時間数当たりの数値であるため、厳密なマッチングを考えると、賃金は「所定内給与額」ではなく「超過労働給与額」を含めた「決まって支給する現金給与額」が望ましいといえる。ただ、もし「決まって支給する現金給与額」ベースで賃金率を求めて補償賃金仮説を支持する結果が得られたとしても、それは単に「超過労働給与額」で調整した結果かもしれない。そこで本稿では所定内給与ベースの賃金率を使って、労働契約に定められた支給条件を満たす労働者に対して共通して支払われる基本給や職務手当などにおける補償メカニズムを分析する。超過労働給与額を含めた分析は今後の課題としたい。

14) 分類項目の区分は次の通り。産業分類 (日本産業分類における大分類・中分類), 企業規模 (10~99 人, 100~999 人, 1,000 人以上), 性別 (男, 女), 学歴 (中卒, 高卒, 高専・短大卒, 大学・大学院卒), 年齢階級 (~19 歳, 20~24 歳, 25~29 歳, 30~34 歳, 35~39 歳, 40~44 歳, 45~49 歳, 50~54 歳, 55~59 歳, 60~64 歳, 65~69 歳, 70 歳~), 勤続年数 (0 年, 1~2 年, 3~4 年, 5~9 年, 10~14 年, 15~19 年, 20~24 年, 25~29 年, 30 年以上), 民営・公営 (民営, 民営+公営)。

企業規模の組合せで決まるコーホートを個体とみなす。コーホートの中には性別、学歴、年齢、勤続年数について様々な労働者が存在するが、これらの属性はみな賃金率と相関するので、コーホート内の労働者のこれらの属性に関する構成比が変わると賃金に変化する可能性がある。同時に、これらの属性は労災リスクの変数とも相関する可能性があり¹⁵⁾、回帰式から落としてはならない変数となる。

分類項目の「性別」、「学歴」、「年齢階級」、「勤続年数」については、それぞれの区分に対して「労働者数」が分かるので、ここから賃金率と労災リスクの変数に対して相関すると考えられる変数を求めることができる。「民営・公営」については民営事業所と公営事業所を合わせた「所定内給与額」と「労働者数」を求めるために使った¹⁶⁾。

説明変数の計算は次のように行う。分類項目の「性別」を使って、コーホートごとに男女合わせた総労働者数に占める男性労働者の割合を求めた¹⁷⁾。同様にして、分類項目の「学歴」を使って、中卒、高卒、高専・短大卒、大学・大学院卒のそれぞれについて労働者の割合を計算した。さらに、コーホート内の「年齢階級」区分ごとの労働者数をウェイトにして、各区分の階級値について加重平均をとることにより、コーホート内の労働者の平均年齢 (*age*) を求めた¹⁸⁾。「勤続年数」についても同様にコーホート内労働者の平均勤続年数を計算した¹⁹⁾。このようにして得られた男性労働者の割合 (*male*) や大卒・院卒労働者の割合 (*univ*)、平均年齢 (*age*) ならびに平均勤続年数 (*lserv*) は、産業別・企業規模別のコーホートに含まれる多様な労働者の特性をコーホート単位でまとめたもの、つまり、コーホート内労働者の集団的特性を一つの代表値に集約したものである。

15) 例えば、高齢になるほど事故を起こしやすくなるかもしれないし、学歴が高いほど安全な職場を選ぶ可能性がある。他に、危険の多い職場には男性労働者の割合が高い可能性や、勤続年数が増えると経験の蓄積により事故を起こしにくくなる可能性などが考えられる。

16) 「労働災害動向調査」の事業所母集団には民営だけでなく公営事業所も含まれるので、「所定内給与額」と「労働者数」も民営・公営の両事業所で観察されたデータを使う。「賃金構造基本統計調査」でコーホートの大部分は民営事業所の集計値であり、公営事業所が存在するコーホートのみ「民営+公営」の集計値が掲載されるという仕組みになっている。それゆえ、「民営+公営」の観測値が存在するコーホートではその集計値を使い、存在しないコーホートでは「民営」の集計値で置き換え、一つの変数にまとめた。

17) 労働者構成比には分類項目内のすべての区分について足上げると1になるという恒等関係がある。したがって、回帰式に構成比の変数を含める際には多重共線性に注意しなければならない。分類項目内の区分が2つある場合、回帰式に含められる構成比の変数は1つまでである。

18) 各区分の階級値は上限と下限がある場合は範囲の中央の値を採用する。例えば、20歳から24歳までの階級であれば22.5歳とする。19歳までの階級では下限が示されていないが、「賃金構造基本統計調査」では「集計労働者の要件」として調査年の6月30日時点で「年齢が満15歳以上のもの」とあるので、下限は15歳とみなし、階級値は17.5歳とした。70歳以上の区分については階級値を72.5歳とした。この階級には上限がないので、この階級値の設定は便宜的なものである。70歳以上の区分についてはコーホートサイズが小さいので、階級値設定の誤りに伴うバイアスは無視しうるものと考えられる。

19) 勤続年数での階級値の設定方法は年齢階級と同様である。勤続年数30年以上の区分の階級値は便宜的に32.5年とした。

2 労災リスクに関するデータ

2.1 度数率と強度率

「労働災害動向調査」において「労働災害」とは「労働者が業務遂行中に業務に起因して受けた業務上の災害」と定義され、「業務上の負傷」、「業務上の疾病」、それから「死亡」が含まれる。「業務上の疾病」に遅発性のもの、食中毒および伝染病は含まれず、また通勤時における負傷、疾病、死亡は除かれる。同調査では「度数率 (frequency rate)」と「強度率 (severity rate)」の2つの観点で労働災害の発生状況を調べている。度数率と強度率は「率」とあるように、ともに「延べ実労働時間数」当たりの数値である。つまり、全労働者が労災リスクにさらされた総時間に対する労災の頻度や強度を測るものである。度数率と強度率はそれぞれ次のように定義される。

$$\text{度数率 (fre)} = \frac{\text{労働災害による死傷者数}}{\text{延べ実労働時間数}} \times 10^6$$

$$\text{強度率 (sev)} = \frac{\text{延べ労働損失日数}}{\text{延べ実労働時間数}} \times 10^3$$

度数率と強度率の分母に共通している「延べ実労働時間数」は「全労働者が実際に働いた労働時間の合計」であり、「早出、残業等の超過労働時間があれば、その時間数も含」まれる。また、これは調査年の12か月間を通じての全労働者の延べ実労働時間数である。分子の違いに注目すると、「度数率」は「労働災害による死傷者数」で測った労災の頻度を表すのに対し、「強度率」は「延べ労働損失日数」で測った労災の深刻さの度合いを表す²⁰⁾。

右辺の分数に掛けられている数値に着目すると、「度数率」では「労働災害による死傷者数」を「延べ実労働時間数」で割った値が100万倍され、「強度率」では「延べ労働損失日数」を「延べ実労働時間数」で割った値が1,000倍されている。100万や1,000といった乗数がない状態の2つの率は、1人の労働者が1時間働いた——1人の労働者が1時間労災のリスクにさらされた——場合の労災の頻度と強度である。その数値が100万倍されている「度数率」を例にとると、100万人の労働者が1時間ずつ働いた場合に発生する労災の頻度（件数）をとらえることもできるし、1週間に40時間、年間50週働く²¹⁾フルタイムの労働者500人が1年間働いた場合に発生する労災の頻度をとらえることもできる。

「労働災害動向調査」を使って分析をする際、その分析にはいくつかの限界がある。まず、労災に遭った人の、年齢、性別、勤続年数、職種、学歴などの個人属性が分からないことである。公表されたデータは産業と企業規模で決まるコーホートの平均的な労災リスクの頻度と強度を表しているが、先に述べたように、そのコーホートには年齢、性別、勤続年数、職種、学歴などに関して多様な労働者を含んでいる。それゆえ、あるコーホート内で労災に遭った労働者の個人属性が同じコーホート内の別の労働者の属性とほぼ無関係であるといったことは十分に起こり得る。

20) 「強度率」における「延べ労働損失日数」は死亡から永久全労働不能、永久一部労働不能、一時労働不能までの労災の深刻度を労働損失日数に換算したものである。死亡及び永久全労働不能の場合は7,500日、永久一部労働不能の場合は身体障害等級別の基準日数、一時労働不能の場合は休業日数 $\times \frac{300}{365}$ とされる。

21) これはアメリカの労働統計局 (BLS) のデータ Census of Fatal Occupational Injuries (CFOI) で仮定される値である。Kniesner et al. (2012) を参照。

2.2 死亡度数率と労災度数率

もう一つの限界は、公表されているデータでは死亡に至った労災の度数率、つまり「死亡度数率 (fatality rate)」が正確には分からないことである。これは延べ実労働時間数に対して死亡に至る労災の発生件数は少なく、100 万倍しても小数点以下 2 桁までの表示では結果が 0 に丸められてしまうことによる。「労働災害動向調査」のデータで「度数率」のうち「死亡」欄には「0」や「0.00」といった数字が並ぶが、「0.00」は死亡に至る労災があったということを意味し、「0」はそれがなかったことを意味する²²⁾。それゆえ、死亡度数率が「0.01」に満たない大半のコーホートで死亡度数率が不明となる。「0.00」を 0 にすることはできないので、本稿では死亡度数率を使って労災リスクを計測することを断念した。

本稿で利用した「度数率」は死亡、永久全労働不能、永久一部労働不能、一時労働不能のケースをすべて含めて計算したものである。いいかえると労災の深刻さの度合いに関して区分せず、労災により一日以上休むケースから死亡に至るケースまですべて含めて計測した労災の度数率である。この度数には死亡以外の傷害や疾病に至る労災が含まれるので、対数賃金率をこの度数率に回帰して得られる推計値から VSL は推定できない。VSL と同様に計算して得られる値は、支払意志額で測った 1 人の労働者の生命価値ではなく、死亡から一時労働不能までを含めた労働災害を 1 件減らすことの価値 Value of Statistical Life and Injury (VSLI) を推定していることになる。

3 賃金と労災リスクのデータのマッチング

これまで述べてきた「賃金構造基本統計調査」と「労働災害動向調査」の 2 つのデータセットは「産業」と「企業規模」という同一の分類項目で集計されている。分類項目の区分には違いがあるが、以下に述べる方法で両データをマッチングさせることができる。

産業についてみていくと、対象とする産業の範囲は「賃金構造基本統計調査」と「労働災害動向調査」で調査対象となっている産業分類の共通部分である。両調査ともに産業の集計レベルは「日本標準産業分類」の大分類・中分類である。大分類での集計値のほかに、その内訳として中分類の集計値が存在する場合、重複する大分類の集計値はサンプルから落とし、2 つのデータセットで同じ産業区分に対して共通のコードを割り当ててデータを結合させた²³⁾。この過程で「労働災害動向調査」の「09・10 食料品、飲料・たばこ・飼料製造業」という区分に対し「賃金構造基本統計調査」の「E09 食料品製造業」と「E10 飲料・たばこ・飼料製造業」という 2 つの産業の平均値を対応させた。所定内給与額などの平均の計算には加重つき算術平均を使った。なお、第 1 次産業の農業、林業、漁業については、労災リスクの比較的高い部門であるが、「賃金構造基本統計調査」の母集団に含まれないので、本稿のデータに含まれない。

次に、企業規模についてみると、「労働災害動向調査」では「事業所規模別」と「企業規模別」の調査結果を利用できる。マッチングの際「賃金構造基本統計調査」の分類項目は事業所規模では

22) 「労働災害動向調査」のデータを Web API を使ってダウンロードすると、統計表の TABLE-EXPLANATION の列に「データベースの内容は、「0」と「0.0」や「0.00」が区別して扱われないため、EXCEL 統計表の結果とは完全に一致しません。ご利用に当たっては十分にご留意いただき、EXCEL 統計表の方も確認のうえご利用ください」と書かれている。本稿では Web API を介して得た「労働災害動向調査」のデータは利用しなかった。

なく企業規模なので、「労働災害動向調査」のほうでもそれに合わせた²⁴⁾。「労働災害動向調査」における「総合工事業」については、企業規模ではなく「工事の請負金額階級」をベースに分類される。また「労働災害動向調査」では「総合工事業」内の中分類の詳細なデータが得られるが、「賃金構造基本統計調査」ではその中分類でのデータが得られない。以上の理由で「総合工事業」についてはサンプルに含めなかった。

Ⅲ 結果

1 時系列平均による分析

1.1 記述統計量

表 1 に時系列平均でみた記述統計量を示す。この表の平均はコーホート内の労働者数をウェイトにした加重平均値である。企業規模の 3 つの区分の「計」と企業規模別の結果を示している。

所定内給与額の平均値は 28.3 万円で、企業規模別にみると、1,000 人以上で 32.7 万円、100～999 人の企業で 27.1 万円、100 人未満の企業で 25.2 万円となっており、企業規模が小さくなるにつれて賃金が低くなる傾向にある。四分位点などで示した分布の概要をみても同様の傾向がうかがえる。所定内実労働時間の平均値は 165 時間で、企業規模が小さくなるにつれて労働時間数が長くなる傾向にある。

続いて、労災リスクの変数についてみていくと、度数率の平均値は 1.74 で、これは 100 万時間当たりの労災件数の平均値である。直感的には、フルタイムの労働者が年間 2,000 時間働くと仮定すると、日本の 2010 年代の労働環境で 500 人のフルタイム労働者が 1 年間働いた場合に、平均的に 1.74 回の労災が発生することを意味する。強度率の平均値は 0.0755 で、これは 1,000 時間当たりの労働災害による延べ労働損失日数の平均値を表す。直感的には、年間 2,000 時間働くフルタイムの労働者 1 人が半年働いたときに労災により失うことになる労働日数であり、この労働者が 1 年間働いた場合、0.151 日、同じ労働者 500 人が 1 年間働いた場合に 75.5 日失われることを意味する。

23) 対応の付いた産業の数は 46 で、区分は以下の通り。鉱業、採石業、砂利採取業 / 職別工事業（設備工事業を除く） / 設備工事業 / 食料品製造業 / 飲料・たばこ・飼料製造業 / 繊維工業 / 木材・木製品製造業（家具を除く） / 家具・装備品製造業 / パルプ・紙・紙加工品製造業 / 印刷・同関連業 / 化学工業 / 石油製品・石炭製品製造業 / プラスチック製品製造業 / ゴム製品製造業 / なめし革・同製品・毛皮製造業 / 窯業・土石製品製造業 / 鉄鋼業 / 非鉄金属製造業 / 金属製品製造業 / はん用機械器具製造業 / 生産用機械器具製造業 / 業務用機械器具製造業 / 電子部品・デバイス・電子回路製造業 / 電気機械器具製造業 / 情報通信機械器具製造業 / 輸送用機械器具製造業 / その他の製造業 / 電気・ガス・熱供給・水道業 / 通信業 / 映像・音声・文字情報制作業 / 鉄道業 / 道路旅客運送業 / 道路貨物運送業 / 水運業 / 航空運輸業 / 倉庫業 / 運輸に附帯するサービス業 / 郵便業（信書便事業を含む） / 各種商品卸売業 / 各種商品小売業 / 機械器具小売業 / その他の小売業 / 宿泊業、飲食サービス業 / 生活関連サービス業、娯楽業 / 医療、福祉 / サービス業（他に分類されないもの）。

24) 「労働災害動向調査」における企業規模の区分は 30 人以上、30～99 人、100～299 人、300～999 人、1,000～4,999 人、5,000 人以上となっている。「賃金構造基本統計調査」の 100～999 人の区分に対し「労働災害動向調査」の 100～299 人と 300～999 人の区分の平均を対応させた。同様に「賃金構造基本統計調査」の 1,000 人以上の区分に対し「労働災害動向調査」の 1,000～4,999 人と 5,000 人以上の区分の平均を対応させた。度数率と強度率の平均の計算には加重なし幾何平均を使った。

	平均	標準	最小	分位点			最大
		偏差		25%	50%	75%	
所定内給与額 (<i>wage</i>)							
計	283	48.1	198	254	271	300	572
1,000 人以上	327	54	248	270	327	362	572
100～999 人	271	28.4	227	254	277	277	422
100 人未満	252	22.7	198	243	257	262	380
所定内実労働時間数 (<i>hour</i>)							
計	165	6.22	149	160	165	169	177
1,000 人以上	159	4.88	149	157	160	160	171
100～999 人	165	3.97	154	162	163	167	175
100 人未満	171	3.78	161	168	172	174	177
度数率 (<i>fre</i>)							
計	1.74	0.845	0.193	1.16	2.15	3.33	7.04
1,000 人以上	0.912	1.02	0.193	0.342	1.03	2.81	4.89
100～999 人	1.97	0.538	0.297	1.36	2.15	3.33	4.69
100 人未満	2.92	0.462	0.583	2.44	2.73	4.59	7.04
強度率 (<i>sev</i>)							
計	0.0755	0.806	0.01	0.0447	0.0781	0.133	0.362
1,000 人以上	0.0411	0.715	0.01	0.0251	0.0303	0.0721	0.23
100～999 人	0.0817	0.629	0.0186	0.0619	0.0718	0.163	0.234
100 人未満	0.127	0.687	0.0164	0.0871	0.105	0.24	0.362

表 1 時系列平均でみた記述統計量 (2010-2019)。2010 年から 2019 年までの観測値について時系列平均をとり、さらに産業、企業規模別の労働者数をウェイトにして加重平均をとった集計値に基づく。1 段階目の時系列平均と 2 段階目の加重平均ではともに、所定内給与額と所定内実労働時間数については算術平均、度数率と強度率については幾何平均で計算。所定内給与額の単位は千円、所定内実労働時間数の単位は時間。

企業規模別にみると、度数率と強度率はともに企業規模が小さくなるにつれて高くなる傾向にある。

1.2 賃金と労災リスクの相関関係

図 1 は所定内給与額と度数率の間の単純な相関関係を示す。各パネルには水平線と垂直線でそれぞれ所定内給与額と度数率の加重平均値を示している。パネル (b) から (d) までで水平線と垂直線の位置の変化をみると、企業規模が小さくなるにつれて賃金が低くなり、度数率が上がることが確認できる。散布図のパターンをみると、(b) の 1,000 人以上の企業で強い負の相関、(c) の 100~999 人の企業でやや強い負の相関、(d) の 100 人未満のサンプルでは目立った相関はみられないが、これらをすべて合わせた (a) では強い負の相関がみられる。これらの図をみる限り、賃金と労災リスクの正の関係はみられず、補償賃金仮説は支持されない。ここでの結果は Kniesner and Leeth (1991) にある指摘と整合的で、企業規模が大きいほど賃金が高く労災リスクは少ない傾向にある。

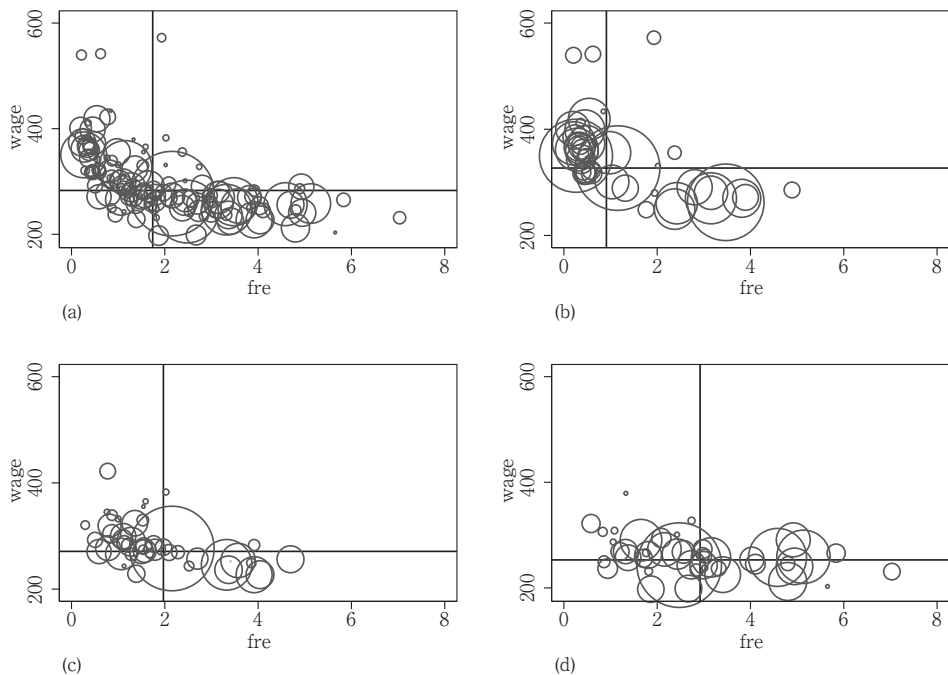


図 1 時系列平均でみた所定内給与額 (*wage*) と度数率 (*fre*) の関係 (2010-2019)。パネル (a) は全サンプル, (b) は常用雇用者数が 1,000 人以上, (c) 100~999 人, (d) 100 人未満のサンプル。図中の円の大きさは常用雇用者数の総数で測ったコーホートの規模を表し, 円の中心の位置が観測値に対応する。図中の水平線と垂直線はそれぞれ所定内給与額と度数率に関して常用雇用者数をウェイトにした加重平均値を表す。

2 コーホートパネルデータによる分析

2.1 記述統計量

本稿のコーホートパネルデータは, 前節でみたように, 46 の産業別・3 つの企業規模別に決まる時点数 10 のパネルデータである。賃金と労災リスクの変数であわせて 37 の欠損値²⁵⁾があり 2 つのコーホートがサンプルから脱落するので, 欠損値を除いた観測値の総数は 1,343, コーホート数は 136 となる。コーホート当たりの観測年数の平均値は 9.875 年である。

表 2 に各変数の平均と標準偏差を示す。表 1 の平均はコーホート内の労働者数をウェイトにした加重平均であるが, 表 2 の平均は加重なしの平均である²⁶⁾。標準偏差については全変動をコーホート間の変動 (級間変動) とコーホート内の時系列的な変動 (級内変動) に分解して示している。各変動は標準偏差で測っているので, それらの単位は変数の単位と同じである。所定内給与は平均

25) 賃金と労災リスクの変数のいずれかに欠損があった場合は, そのコーホートと時点のデータをサンプルから落とした。

26) 平均を求める際にウェイトをつけるか否か判断は, Cameron and Trivedi (2005, ch. 24) に従う。表 1 ではウェイトをつけて「賃金構造基本統計調査」と「労働災害動向調査」における母集団の特性値を推定するのに対し, コーホートパネルデータを使ったモデル分析ではウェイトをつけずに賃金と労災リスクの因果関係を推定する。

	平均	標準偏差		
		全変動	級間変動	級内変動
所定内給与額 (<i>wage</i>)	299	66.8	64.2	19.5
所定内実労働時間数 (<i>hour</i>)	164	7.45	6.92	2.79
対数賃金率 (<i>lwage</i>)	7.49	0.237	0.23	0.0607
度数率 (<i>fre</i>)	1.98	1.68	1.5	0.778
強度率 (<i>sev</i>)	0.153	0.422	0.2	0.371
平均年齢 (<i>age</i>)	42.4	2.95	2.95	1.11
男性労働者の割合 (<i>male</i>)	0.75	0.144	0.141	0.0322
大卒・院卒の割合 (<i>univ</i>)	0.291	0.155	0.148	0.0468
平均勤続年数 (<i>lserv</i>)	12.9	2.9	2.78	0.912

表2 コーホートパネルデータでみた各変数の平均と変動分解。平均はコーホート・時点別の観測値について求めた平均値。標準偏差はこの平均値を中心とする偏差から求めた標準偏差。偏差を求める際、全変動ではコーホート・時点別の観測値、級間変動ではコーホート別に求めた時系列平均、級内変動ではコーホート・時点別の観測値の時系列平均に対する偏差を用いる。所定内給与額の単位は千円、所定内実労働時間数の単位は時間。

29.9 万円で、この平均に対して標準偏差 1 単位分のばらつきが、コーホート間では 6.42 万円、コーホート内の平均に対して時系列方向での標準偏差 1 単位分のばらつきが 1.95 万円であったことを意味する。所定内給与額、所定内実労働時間、度数率については級間変動が級内変動よりおよそ 2 倍から 3 倍大きい、強度率では級間変動よりも級内変動のほうが大きい。平均年齢、男性労働者の割合、大卒・院卒の割合、平均勤続年数はコーホート内の労働者の構成に依存して変化するので、時間を通じて値は一定ではなく級内変動が生じる。このことはこれらの説明変数を階差モデルや固定効果モデルに含めても、係数の推計が可能であることを意味する。

2.2 グラフによる分析

図2は対数賃金率と度数率の相関関係を (a) 全観測値、(b) コーホート間、(c) コーホート内平均からの偏差、それから (d) 変数の階差でみたものである。パネル (a)、(c)、(d) でのグラフの点は 1,343 の観測値、パネル (b) では 136 のコーホート平均値に対応する。パネル (a) と (b) では対数賃金率と度数率の間に負の相関、パネル (c) ではコーホート内平均からの偏差間に正の相関がみられる。対数賃金率と度数率の相関の様子がコーホート間とコーホート内の時系列方向でみた場合とで異なっている。(d) の階差の変数間では正の相関はみられない。

図2による分析では対数賃金率と度数率が相関の強い他の変数から影響を受けている可能性を考慮していない。図3は所定内給与額 (*wage*) への影響が考えられる変数について、相関の様子をまとめたものである。最下段のパネルを順にみていくと賃金と各変数との相関が分かる。大卒・院卒の割合 (*univ*) と平均勤続年数 (*lserv*) に対して強い正の相関、所定内労働時間 (*hour*) と高卒の割合 (*hs*) に対しては負の相関がみられる²⁷⁾。

2.3 モデルによる推計結果

補償賃金仮説の検証および VSL の推計では、対数賃金率を被説明変数とし、いくつかの要因を

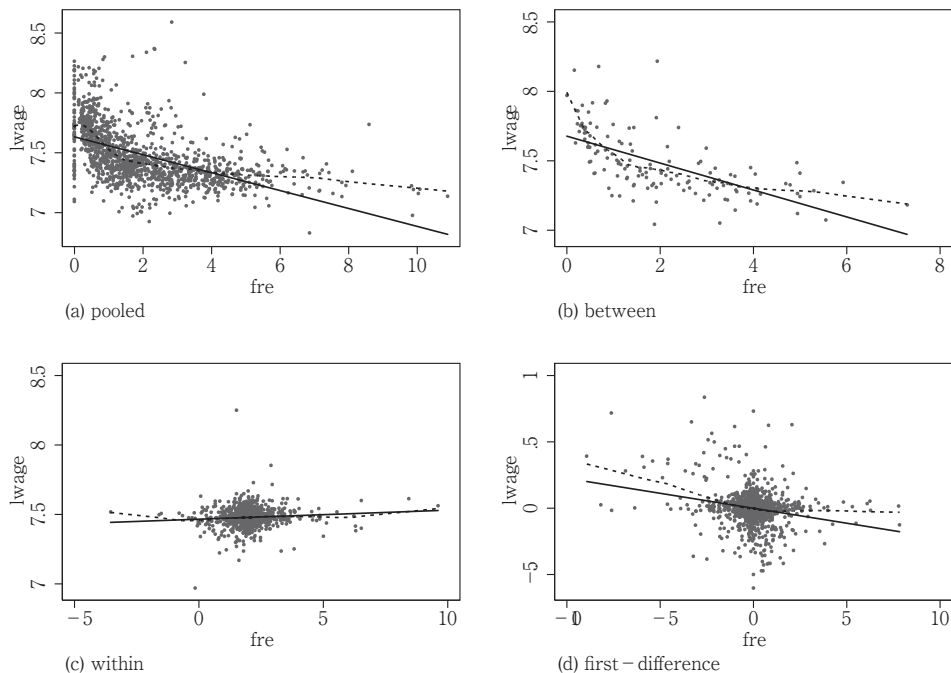


図2 コーホートパネルデータでみた対数賃金率 (*lwage*) と度数率 (*fre*) の関係 (2010-2019)。パネル (a) はコーホート・時点別の観測値, (b) コーホート別の時系列平均, (c) コーホート別の時系列平均からの偏差, (d) コーホート別に求めた1階の階差を表す。実線は回帰直線, 点線はlowessによるあてはめである。

コントロールしながら, 労災リスクの変数に回帰させるセミログモデルが使われる。ここではKniesner et al. (2012) に従い, パネルデータを使った回帰モデルによる分析を行う²⁸⁾。労災リスク以外の説明変数としてはどのモデルにも共通に, 男性労働者の割合 (*male*), 年齢 (*age*), 年齢の2乗 (*age*²), 大卒・院卒の割合 (*univ*), 平均勤続年数 (*lserv*), それから年ダミーを含めている²⁹⁾。労災リスクの変数については, 度数率と強度率を同時に回帰式に含めることはせず, 別々のモデルの中で扱った³⁰⁾。以下では度数率 (*fre*) を含むモデルの推計結果について述べる。

27) 最下段以外のパネルでは大卒・院卒の割合 (*univ*) と高卒の割合 (*hs*) とで強い負の相関がみられる。大卒・院卒の割合 (*univ*) と高卒の割合 (*hs*) をともに回帰式に含めると, 多重共線性が発生する。このためモデル分析では学歴の区分については大卒・院卒の割合 (*univ*) のみ回帰式に含めた。

28) 分析にはStata (ver 11) を利用し, コマンドの書き方などについてはCameron and Trivedi (2005, 2009), StataCorp (2009) を参照した。

29) 以下に示す各モデルでの予測値の式と表3では年ダミーの係数推定値や標準誤差の表示は省略している。標準誤差については, Pooled OLS, FE, FD, FD2SLSでは異分散性とコーホート内の相関に対してロバストな標準誤差, BEではブートストラップ標準誤差, Difference GMMとSystem GMMではWindmeijerによる小標本でのバイアスを調整したロバストな標準誤差を用いている。

30) 強度率を含めたモデルでは, いずれの場合も強度率の係数推定値は有意でなかった。推定値 (標準誤差) はPooled OLSで0.0125 (0.0078), BEで0.0712 (0.076), FEで0.00188 (0.0028), FDで-0.00479 (0.0038), FD2SLSで0.00351 (0.0033), Difference GMMで0.000157 (0.014), System GMMで-0.00296 (0.017)。

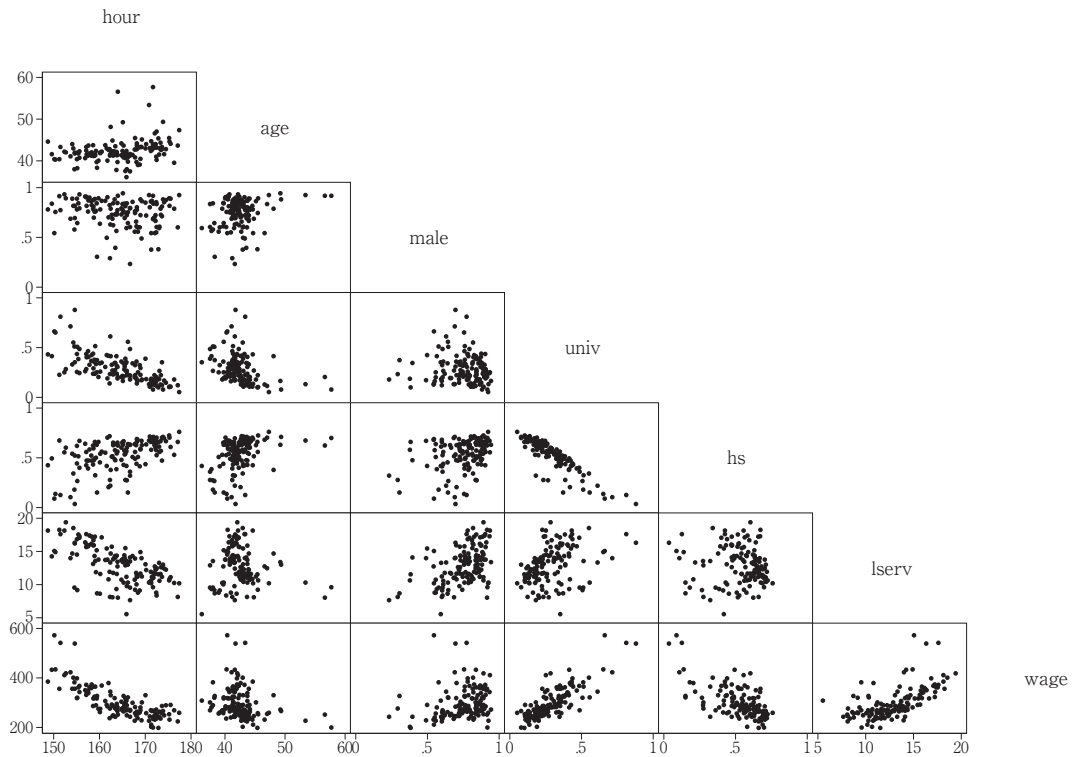


図3 時系列平均でみた変数間の相関（2010–2019）。変数は所定内労働時間（*hour*）、年齢（*age*）、男性労働者の割合（*male*）、大卒・院卒の割合（*univ*）、高卒の割合（*hs*）、平均勤続年数（*lserv*）、所定内給与額（*wage*）で、それぞれコーホート内の時系列平均値。

2.3.1 Pooled OLS と BE ここでは単純な相関分析では出来なかった他の変数による調整を行いながら、対数賃金率と労災リスクの変数の関係をみていく。パネルデータにある時間を通じた変動を無視して最小二乗法を適用したモデル（Pooled OLS）では推定値とその標準誤差は以下のようになる。

$$\begin{aligned} lw\hat{age}_u = & 6.19 - 0.00973 \, fre_u + 0.327 \, male_u + 0.0272 \, age_u \\ & (0.667) \quad (0.00604) \quad (0.102) \quad (0.0287) \\ & - 0.000362 \, age_u^2 + 0.991 \, univ_u + 0.0221 \, lserv_u \\ & (0.000304) \quad (0.0711) \quad (0.00477) \end{aligned} \quad (1)$$

この回帰分析で度数率以外のすべての説明変数を回帰式から落とすと図2の（a）の回帰直線と対応する。他の要因でコントロールすると、度数率の係数推定値の符号は負となるが、有意水準10%で有意ではない。男性労働者の割合、大卒の割合、平均勤続年数が有意水準1%で有意となる。

次に、図2の（b）と対応するコーホート内の時系列平均値を使ったモデル（BE）で結果は以下のようになる。

$$\begin{aligned} lw\hat{age}_i = & 6.45 - 0.00737 \, fre_i + 0.303 \, male_i + 0.0271 \, age_i \\ & (0.87) \quad (0.00658) \quad (0.0755) \quad (0.0324) \end{aligned}$$

$$-0.000365age_i^2 + 1.03 \text{ univ}_i + 0.0225 \text{ lserv}_i \quad (2)$$

(0.000342) (0.0323) (0.00771)

ここでも度数率の係数推定値は負であるが、有意水準 10% で有意ではない。

2.3.2 FE と FD Pooled OLS や BE モデルでは過少定式化によるバイアスが生じる。つまり、回帰式に含めなかった変数やコーホートの観察されない異質性が労災リスク変数と相関する場合に推定値はバイアスをもつ。ここではパネルデータにある時間を通じた変動を用いて、コーホートの個体効果（観察されない異質性）を考慮に入れる。固定効果モデル（FE）では元のデータを（図 2 のパネル（c）と同じ）コーホート平均を中心とする偏差に変換することで、個体効果を回帰式から取り除く³¹⁾。結果は以下の通りとなった。

$$\begin{aligned} \widehat{lwage}_{it} = & 5.26 + 0.00282fre_{it} + 0.476male_{it} + 0.0671age_{it} \\ & (1.07) (0.00205) \quad (0.112) \quad (0.047) \\ & -0.000706age_{it}^2 + 0.531 \text{ univ}_{it} + 0.0114 \text{ lserv}_{it} \\ & (0.000483) \quad (0.0947) \quad (0.00643) \end{aligned} \quad (3)$$

度数率の回帰係数の符号は正となるが、有意水準 10% で有意ではない。

階差モデル（FD）は元のデータを（図 2 のパネル（d）と同じ）階差に変換することで、個体効果を回帰式から取り除く。推定結果は次の通りである。

$$\begin{aligned} \Delta \widehat{lwage}_{it} = & 0.00113 \Delta fre_{it} + 0.424 \Delta male_{it} + 0.105 \Delta age_{it} \\ & (0.00163) \quad (0.109) \quad (0.0383) \\ & -0.00111 \Delta age_{it}^2 + 0.446 \Delta univ_{it} + 0.0105 \Delta lserv_{it} \\ & (0.000394) \quad (0.117) \quad (0.00578) \end{aligned} \quad (4)$$

ここでも固定効果モデルと同様に、度数率の係数推定値は有意水準 10% で有意ではないが、符号は正になる。図 2 のパネル（d）の結果と比較すると、他の変数の影響を取り除かない単純なグラフの分析では負の相関がみられたが、説明変数による調整を加えると度数率の係数推定値の符号は正に変わっている。

2.3.3 FD2SLS これまでのモデルでは誤差項に系列相関がないという仮定が置かれており、賃金率のような過去の水準に強く影響を受ける変数に対しては無理のある仮定となっている。本稿の対数賃金率 $lwage$ の 1 次の自己相関係数を求めると 0.941 であり、過去の水準に強く影響を受けている。この下では対数賃金率の過去の値（ラグ付き従属変数）が誤差項と相関する。ラグ付き従属変数を含まない静学的なモデルでは、これまでの議論と同様にして過少定式化のバイアスが生じる。また階差モデルでは、変数に観測誤差が含まれる場合に階差をとらないモデルよりも、バイアスを増幅させることが知られている³²⁾。それゆえ、操作変数によるバイアスの除去が必要になる。

先に示した階差モデル（FD）の右辺にラグ付き従属変数の階差を含め、誤差項と相関を持たない従属変数を操作変数に使うと、Anderson and Hsiao (1981, 1982) の動学パネルデータモデル

31) ランダム効果モデルと固定効果モデルとの間のモデル選択は、ハウスマン検定の結果から固定効果モデルが選ばれた。これは強度率でも同様の結果となった。

32) Hsiao (2003) や Arellano (2003) を参照。

(FD2SLS) になる。このモデルにおいて個体効果は階差をとることで除かれている。個体効果がモデルにないので、誤差項（時点 t と $t-1$ の階差）は時点 $t-2$ と $t-3$ における従属変数やそれら従属変数の階差と相関しない³³⁾。それゆえ、これらの変数を操作変数として使うことができる。従属変数の階差 $lwage_{i,t-2} - lwage_{i,t-3}$ をラグ付き従属変数（階差） $lwage_{i,t-1} - lwage_{i,t-2} = \Delta lwage_{i,t-1}$ の操作変数にすると以下の推定結果を得る。

$$\begin{aligned} \Delta \hat{lwage}_{it} = & -0.13 \Delta lwage_{i,t-1} + 0.00228 \Delta fre_{it} + 0.446 \Delta male_{it} \\ & (0.11) \quad (0.00179) \quad (0.15) \\ & + 0.122 \Delta age_{it} - 0.00131 \Delta age_{it}^2 + 0.376 \Delta univ_{it} \\ & (0.0584) \quad (0.00061) \quad (0.115) \\ & + 0.0092 \Delta lserv_{it} \\ & (0.0065) \end{aligned} \quad (5)$$

FD2SLS においても度数率の係数推定値の符号は正となる。ただし有意水準 10% で有意ではない。

2.3.4 GMM による推定 これまでのモデルでは、度数率やその他の説明変数はみな「強い意味で外生である (strictly exogenous)」と仮定され、説明変数がすべての時点の誤差項と相関しないことを前提にしている。しかし、受動的な観察データでこの仮定が満たされているとは言い難い。また、本稿のデータはコーホートパネルデータであるため、階差をとるだけではコーホートの個体効果を取り除くことができず、説明変数が同時点の誤差項と相関する。

この問題に対しては、Deaton (1985, p. 113, 121) が指摘するように、観測誤差を含む変数 (errors in variables) のモデルとして扱い、ダミー変数以外のすべての変数を同時点の誤差項と相関する内生変数³⁴⁾としてモデル化を行う。他方、階差モデルでは説明変数が過去の誤差項（階差）と相関することを許容する「弱い意味での外生 (weakly exogenous)」に仮定を緩めることができる。この下でラグ付き説明変数（水準）と誤差項（階差）の直交条件を識別制約として使い、一般化積率法 (GMM) により推定する方法が Difference GMM である。

モデルの特定化にはいくつかの条件があり、ラグ付き従属変数（階差）のラグ次数 (lag)、操作変数として含める内生変数のラグ次数の上限 (max_e)、それから操作変数として含める従属変数のラグ次数の上限 (max_d) を決めなければならない³⁵⁾。以下は $(lag, max_e, max_d) = (2, 2, 4)$ とした場合の、2 段階推定量による推定結果である。

$$\begin{aligned} \hat{lwage}_{it} = & 0.0198 lwage_{i,t-1} + 0.0822 lwage_{i,t-2} + 0.012 fre_{it} \\ & (0.0878) \quad (0.0555) \quad (0.00315) \end{aligned}$$

33) このアイデアは Holtz-Eakin (1988) によって示された。Anderson and Hsiao (1981, 1982) の FD2SLS については、Hsiao (2003)、Baltagi (2001) を参照。

34) ここで変数が内生変数であるとは、その変数が同時点を含めて過去の誤差項と相関することを指す。Cameron and Trivedi (2009, p. 289)、StataCorp (2009, p. 34) を参照。

35) ラグ付き従属変数のラグ次数 (lag) については、System GMM の推計で $lwage_{-2}$ の係数推計値が有意となるので $lag=2$ とした。3 期まで含めると $lwage_{-3}$ の係数推計値は有意でなくなる。 max_d については $(lag, max_e) = (2, 2)$ の特定化のうち、標準誤差が最も小さく、効率的に推定ができている $max_d=4$ を選んだ。 max_d を選択可能な 2 から 8 までの範囲で動かしても度数率の有意性や特定化のための検定の結果は質的に変わらない。

	Difference GMM ($max_d=4$)			System GMM ($max_d=2$)	
	$max_e=2$	$max_e=3$	$max_e=4$	$max_e=2$	$max_e=3$
$lwage_{-1}$	0.0198 (0.088)	0.00278 (0.091)	-0.031 (3.4)	0.319*** (0.037)	0.3 (1.1)
$lwage_{-2}$	0.0822 (0.056)	0.0569 (0.057)	0.0245 (3.3)	0.269*** (0.05)	0.273 (1)
fre	0.012*** (0.0032)	0.00839*** (0.0027)	0.0118 (0.25)	0.00237 (0.0045)	0.00167 (0.12)
$male$	0.943*** (0.25)	0.877*** (0.2)	0.827 (20)	0.335*** (0.072)	0.377 (2.3)
age	0.0135 (0.042)	0.0715 (0.049)	0.0854 (0.73)	0.116*** (0.018)	0.12 (0.43)
age^2	-0.000119 (0.00042)	-0.000692 (5e-04)	-0.000813 (0.011)	-0.00127*** (0.00021)	-0.00129 (0.0045)
$univ$	0.403** (0.19)	0.486*** (0.16)	0.43 (2.9)	0.524*** (0.098)	0.57 (3.3)
$lserv$	0.00541 (0.007)	-0.000609 (0.0085)	0.0014 (0.33)	0.00282 (0.0045)	0.00185 (0.18)
操作変数の数	74	116	152	119	161
m1 検定	-3.05 [0.0023]	-3.08 [0.0021]	-0.227 [0.82]	-3 [0.00273]	-0.401 [0.689]
m2 検定	-0.217 [0.828]	-0.347 [0.729]	-0.0277 [0.978]	-0.961 [0.337]	-0.103 [0.918]
Sargan 検定	55.2 [0.616]	101 [0.482]	119 [0.859]	48.5 [0.451]	88.1 [0.537]

表3 GMMによる推定結果。()内の数値はWindmeijerによる異分散性とコーホート内の相関に対してロバストで、小標本でのバイアスを調整した標準誤差。[]内の数値は帰無仮説の下での検定統計量のp値。 max_d 、 max_e はそれぞれ操作変数として含める従属変数、内生変数のラグ次数の上限を表す。 $lwage_{-1}$ と $lwage_{-2}$ はそれぞれ1期と2期のラグ付き従属変数。***は有意水準1%、**は5%で有意であることを表す。すべての特定において年ダミーを外生変数として含む。

3 労災リスク削減の価値

以下ではDifference GMMによる推定を妥当とした場合に、労災リスク削減の価値(VSLI)がどの程度の額になるか計算する。(6)式の度数率の係数推定値は、度数率の1単位の増加に対して賃金率が $100 \times 0.012(\%)$ 増加することを意味する。したがって、この係数推定値に平均賃金率(1時間当たり平均所定内給与額)を掛けると、度数率の100万分の1の減少に対する支払意志額となる。平均賃金率は表1にある所定内給与額の平均値(283千円)と所定内実労働時間の平均値(165時間)から求められる。労災リスク削減の価値(VSLI)は労災発生リスクの減少分に対する支払意志額であり、その推定値は以下のように計算できる。

$$\widehat{VSLI} = \frac{\partial lwage}{\partial fre} \times \frac{\overline{wage}}{\overline{hour}} \times 10^6 \quad (7)$$

$$\begin{aligned}
 &= 0.012045 \times \frac{283.192}{164.993} \times 10^6 \\
 &= 20673 \text{ (千円)}
 \end{aligned}$$

次に、度数率の推定値 0.012 とその標準誤差 0.00315 の下で 95% 信頼区間を求めると、[0.00586, 0.0182] となる。したがって、VSLI の 95% 信頼区間はこの上限と下限にそれぞれ (平均賃金率) $\times 10^6$ を掛けて

$$[10065, 31282] \quad (\text{千円}) \quad (8)$$

と求められる³⁸⁾。

IV 結論

本稿では「賃金構造基本統計調査」から求めた賃金率と「労働災害動向調査」の労災リスクの変数を産業別・企業規模別にマッチングさせ、2010 年代を観測期間とするコーホートパネルデータを作成した。このデータではコーホート間の比較だけでなく、コーホート内の時間的な変動を分析できる。コーホート間の分析では、日本の労働市場におけるこれまでの先行研究と同様に、労災リスクが高い賃金によって補償される関係にはないことを確認した。一方、コーホート内の分析では、FE, FD, FD2SLS, System GMM のいずれのモデルにおいても度数率の係数推定値の符号は正となったが、これらの推定値は有意水準 10% で有意ではない。Difference GMM で推計すると、労災リスクの 1 単位の増加に対して賃金率が 1.2% 増加するという推定結果となった。ただ、この結果は異なる動学モデルの特定化に対してロバストではないことに留意する必要がある。Difference GMM で得られた係数推定値から労災リスク削減の価値を推定すると 2,067.3 万円、その 95% 信頼区間は 1,006.5 万円から 3,128.2 万円までの区間となった。本稿の結果は賃金と労災リスクの時間を通じた変動の中に補償賃金仮説と整合的な証拠がみつかる可能性を示唆する。

参考文献

- Anderson, T. W., and C. Hsiao [1981] "Estimation of Dynamic Models with Error Components," *Journal of the American Statistical Association*, 76, 598-606.
- [1982] "Formulation and Estimation of Dynamic Models Using Panel Data," *Journal of Econometrics*, 18, 47-82.
- Arellano, M., and S. Bond [1991] "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations," *Review of Economic Studies*, 58, 277-297.
- Arellano, M., and O. Bover [1995] "Another Look at the Instrumental Variables Estimation of Error-Component Models," *Journal of Econometrics*, 68, 29-51.
- Arellano, M. [2003] *Panel Data Econometrics*, New York, Oxford University Press.
- 朝井友紀子, 神林龍, 山口慎太郎 [2016] 「保育所整備と母親の就業率」『経済分析』第 191 号, 121-152 ページ。
- Baltagi, B. H. [2001] *Econometric Analysis of Panel Data, 2nd ed.*, New York, Wiley.

38) 久米 (2010) はいくつかの要因をコントロールしながら対数賃金を怪我の頻度と怪我の重篤度に回帰させ、怪我の重篤度の係数推定値から VSLI を計算している。「重篤度の高い・頻度の高い怪我」の VSLI を 1,556 万円と推定しており、本稿での VSLI の推定結果と近い値となっている。

- Blundell, R. and S. Bond [1998] “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models,” *Journal of Econometrics*, 87, 115–143.
- Cameron, A. C. and P. K. Trivedi [2005] *Microeconometrics : Methods and Applications*, New York, NY, Cambridge University Press.
- [2009] *Microeconometrics Using Stata*, College Station, TX, Stata Press.
- Deaton, A. [1985] “Panel Data from Time Series of Cross-Sections,” *Journal of Econometrics*, 30, 109–126.
- [1997] *The Analysis of Household Surveys : A Microeconomic Approach to Development Policy*, Baltimore, Maryland, Johns Hopkins University Press.
- Holtz-Eakin, D. [1988] “Testing for Individual Effects in Autoregressive Models,” *Journal of Econometrics*, 39, 297–307.
- Hsiao, C. [2003] *Analysis of Panel Data, 2nd ed.*, New York, NY, Cambridge University Press.
- Kniesner, T. J. and J. D. Leeth [1991] “Compensating Wage Differentials for Fatal Injury Risk in Australia, Japan, and the United States,” *Journal of Risk and Uncertainty*, 4, 75–90.
- Kniesner, T. J., W. K. Viscusi, C. Woock, and J. P. Ziliak [2012] “The Value of a Statistical Life: Evidence from Panel Data,” *The Review of Economics and Statistics*, 94 (1), 74–87.
- 久米功一 [2010] 「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」『日本労働研究雑誌』第 599 号, 65–81 ページ。
- 宮里尚三 [2010] 「労働市場のデータを用いた Value of a Statistical Life の推計」『日本経済研究』第 63 号, 1–28 ページ。
- 岡敏弘 [1997] 『厚生経済学と環境政策』岩波書店。
- [1999] 『環境政策論』岩波書店。
- [2006] 『環境経済学』岩波書店。
- Roodman, D. [2009] “How to Do xtabond2: An Introduction to Difference and System GMM in Stata,” *The Stata Journal*, 9 (1), 86–136.
- アダム・スミス (大内兵衛, 松川七郎訳) [1959] 『諸国民の富』岩波書店。
- StataCorp [2009] *Longitudinal-Data/Panel-Data Reference Manual: Release 11*, College Station, TX, Stata Press.
- Tachibanaki, T. and S. Ohta [1994] “Wage Differentials by Industry and the Size of Firm, and Labour Market in Japan,” in: Tachibanaki, T. (ed.), *Labour Market and Economic Performance : Europe, Japan and the USA*, New York, NY, St. Martin’s Press.
- Thaler, R. and S. Rosen [1976] “The Value of Saving a Life: Evidence from the Labor Market,” in: Terleckyj, N. E. (ed.), *Household Production and Consumption*, NBER.
- Wooldridge, J. M. [2002] *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, MA, MIT Press.