



RIETI Discussion Paper Series 23-J-010

喫煙と就労・賃金：パネルデータ分析

森川 正之
経済産業研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<https://www.rieti.go.jp/jp/>

喫煙と就労・賃金：パネルデータ分析*

森川正之（RIETI／一橋大学）

（要旨）

本稿は、喫煙と就労・賃金の関係を、最近の日本における喫煙規制の強化や累次のたばこ税率引き上げ、さらに新型コロナウイルス感染症の影響に着目して、これらの前後の時期をカバーする個人レベルのパネルデータを用いて分析する。その結果によれば、第一に、健康増進法改正及び新型コロナウイルス感染症は、喫煙率を▲0.8%ポイントほど引き下げたと見られる一方、たばこ増税による追加的な効果は確認されない。第二に、喫煙者は就労確率が高く、労働時間が長い傾向があるが、喫煙から就労状態や労働時間への因果関係は確認されない。第三に、海外の多くの先行研究とは異なり、喫煙賃金プレミアムが観察されるが、観測されない個人特性によるものである。

キーワード：喫煙、就労、労働時間、賃金、健康増進法、たばこ税、新型コロナウイルス感染症

JEL Classification：H25, I12, J22, J31, L51

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

* 本稿の原案に対して、浦田秀次郎、小西葉子、湯田道生、張紅詠の各氏ほか RIETI ディスカッション・ペーパー検討会参加者から有益なコメントをいただいた。本研究は、科学研究費補助金（18H00858, 20H00071, 21H00720）の助成を受けている。

1. 序論

本稿は、最近の喫煙規制強化やたばこ税率引き上げに焦点を当て、これら最近の制度改正の前後をカバーする個人レベルのパネルデータを使用して、日本における喫煙と就労、労働時間、賃金の関係についての観察事実を提示する。

2018年に健康増進法の改正が行われ、2020年4月に全面施行された。これにより、2019年7月から学校、病院、行政機関の庁舎など（第一種施設）の敷地内は原則禁煙となり、2020年4月からは飲食店や一般の事業所（第二種施設）の屋内が原則禁煙とされた。ほぼ同じ時期にたばこ税率の引き上げが行われ、2018年10月、2020年10月、2021年10月の3回の累計で1箱当たり60円（20円×3回）の増税となった。こうした中、健康経営という観点から社内喫煙を全面的に禁止する企業も現れている。

喫煙の健康への影響や規制・課税による喫煙行動への効果については、内外で数多くの研究が行われているが、依然としてわかっていないことが多い。¹ 喫煙の因果的な影響の分析が難しい一つの理由は、ランダムに喫煙させる RCT が困難なことである。² 本稿の関心事である喫煙と労働市場成果の関係については、海外で喫煙の賃金ペナルティを示す研究が多数存在する（e.g., Levine *et al.*, 1997; van Ours, 2004; Auld, 2005; Grafova and Stafford, 2009; Cowan and Schwab, 2011; Böckerman *et al.*, 2015; Lang and Nystedt, 2018; Darden *et al.*, 2021）。³ 量的には、▲5%～▲10%程度の賃金差を示す結果が多い。これらの研究は、喫煙の内生性をコントロールするために固定効果推計、操作変数の利用、双生児の比較など様々な工夫をしているが、タバコ規制に関する最近の包括的なサーベイ論文である DeCicca *et al.* (2022) は、喫煙と賃金の推計結果を因果関係として解釈するのは難しいと論じている。このほか、米国において企業の従業員の採用に当たって喫煙者への差別が存在することが指摘されている（e.g., Irvine and Nguyen, 2014）。

日本における喫煙と労働市場成果の分析として、Morikawa (2018)、Sun (2019)の例がある。喫煙と肥満を同時に扱った Morikawa (2018)は、喫煙者は就労確率が高く、労働時間が長く、10%前後賃金が高いという結果を報告している。しかし、2017年一時点のクロスセクショ

¹ サーベイ論文として、Chaloupka and Warner (2000)、DeCicca *et al.* (2022)。日本におけるたばこ税及び健康増進法制定の喫煙率への効果に関する研究として、Yuda (2013)及びそこで引用されている研究が挙げられる。

² 禁煙については RCT を行う余地がある（e.g., Courtemanche *et al.*, 2018）。高橋・中室・大湾 (2021)は、日本企業の従業員を対象に禁煙プログラムの RCT を行った例である。

³ 喫煙者自身ではなく受動喫煙を対象とした分析だが、Wissmann (2022)は、ドイツの飲食業における屋内喫煙禁止を対象として飲食店労働者の賃金への影響を分析し、喫煙禁止政策は賃金を▲2.4%減少させており、補償賃金格差のモデルと整合的だと論じている。

ン・データに基づくものという大きな限界がある。Sun (2019)は、2004～2012 年のパネルデータを使用し、日本では喫煙者の賃金ディスカウントは▲10%弱だが、喫煙の賃金に対する因果的な影響は確認されないとしている。ただし、分析対象期間が 2014 年までなので、2006 年及び 2010 年のたばこ税率引き上げを含むものの、健康増進法改正など最近の制度変更はカバーしていない。本稿の貢献は、健康増進法改正及びたばこ税率変更という一種の自然実験を利用して、制度改正の前後をカバーする個人パネルデータで分析する点である。⁴ なお、パネル調査ではないが、喫煙状態を設問に含む「国民健康・栄養調査」（厚生労働省）は、新型コロナウイルス感染症の影響により、2020 年及び 2021 年の調査が中止されており、制度改正及び新型コロナ前後の比較ができない状況にある。

以下、第 2 節では分析に使用するパネルデータについて解説する。第 3 節で喫煙の動向及び個人特性との関係、喫煙と就労、喫煙と賃金の関係に分けて推計結果を報告する。最後に第 4 節で結論を要約するとともに、分析の限界を述べる。

2. データと分析方法

本稿で使用するのは、「経済の構造変化と生活・消費に関するインターネット調査」（2017 年 11 月、2020 年 6 月、2021 年 7 月）のパネルデータである。改正健康増進法の施行（2019 年から 2020 年 4 月にかけて段階的に施行）やたばこ税率引き上げの前後の時期をカバーしている（図 1 参照）。2017 年調査と 2020 年調査の間には、健康増進法改正と 1 回のたばこ税引き上げがあり、2020 年調査と 2021 年調査の間には、1 回のたばこ税引き上げが行われている。⁵

2017 年調査は、筆者が調査票を設計し、経済産業研究所が楽天リサーチ株式会社（現在は楽天インサイト株式会社）に委託して実施したものである。同社に登録しているモニターのうち 20 歳以上の男女から、「国勢調査」（総務省）の性別・年齢階層別・都道府県別の構成比に準拠するように回収する形で行い、10,041 人の回答を得た。2020 年調査は、2017 年調査に回答した個人を対象に実施し、5,105 人から回答を得た。2021 年調査は、2017 年調査、2020 年調査に回答した個人にサンプルを追加する形で行い、8,909 人から回答を得た。3 年分をプールした観測値の合計は 24,055（うち就労者は 15,887）で、3 回の調査全てに回答した「パネル回答者」は 4,479 人である。サンプルの性別、年齢別の構成は表 1 に示す通りである。

⁴ 労働市場成果との関係を扱ったものではないが、Yuda (2013)は、日本の個人レベルのデータ (JGSS, 2000-2006 年) を使用して、たばこ税率の引き上げ及び健康増進法 (2003 年施行) が喫煙に及ぼした効果を分析し、いずれも喫煙率を低下させる効果を持ったという結果を示している。

⁵ 改正健康増進法の成立時期は、2017 年調査よりも後の 2018 年 7 月である。

調査事項は多岐にわたっているが、本稿では喫煙しているかどうかについての回答を利用する。⁶ 喫煙量を尋ねてはいないので、喫煙の有無という外延 (extensive margin) の分析に限られる。このほか様々な個人特性を調査しており、本稿では性別、年齢、最終学歴 (中学～大学院博士課程の7区分)、配偶者の有無、世帯年収 (100万円未満～3,000万円以上の16区分)、就労の有無、就労形態 (自営業主、正社員・正職員、パートタイムなど9区分)、就労先の産業 (14区分)、職種 (13区分)、週労働時間 (15時間未満～75時間以上の12区分)、仕事からの年間収入 (50万円未満～2,000万円以上の18区分) を使用する。⁷ これら個人特性の区分は、原則として「就業構造基本調査」(厚生労働省) に準拠する形で設定している。これら変数のうち年齢は20歳代から70歳以上までの10歳刻みのダミー変数として、また、世帯年収、週労働時間、仕事からの年間収入は、選択肢の中央値を対数変換して分析に用いる。⁸ 最終学歴のうち小学校・中学校、大学院博士課程のサンプルは少ないため、それぞれ高校、大学院修士課程と統合して5区分にする。

分析の具体的な内容は、①喫煙率の動向及び個人特性との関係、②喫煙と就労の有無及び労働時間の関係、③喫煙と賃金との関係である。⁹ 喫煙の有無を説明する回帰式 (線形確率モデル (OLS) 及び probit モデル) において説明変数に用いる個人特性は、性別 (女性ダミー)、年齢、学歴、世帯年収、就労の有無 (就労者ダミー)、調査年次である。年齢は40歳代、学歴は中学・高校卒、調査年次は2017年調査を参照基準とする。

労働市場成果に関する分析のうち就労状態 (就労=1、非就労=0) を説明する際の説明変数は、喫煙ダミーのほか、性別、年齢、配偶者の有無、調査年次である。労働時間及び賃金の分析は回答者のうち就労者を対象に行う。労働時間 (週労働時間の対数) を説明する推計では、喫煙ダミーのほか、性別、年齢、学歴、就労形態、産業、職種、調査年次を説明変数とする。最後に賃金 (仕事からの年間収入の対数) を被説明変数とする推計では、喫煙ダミーのほか、週労働時間 (対数)、年齢、学歴、就労形態、産業、職種を説明変数とする。賃金関数の推計では時間当たり賃金を被説明変数とするのが一般的だが、上述の通り変数の多くが選択式の離散変数なので、労働時間をコントロールする形で対処する。

就労状態、労働時間、賃金を被説明変数とする推計は、OLS (及び probit) のほか、固定

⁶ 設問の文言は、「あなたは喫煙をされますか」で、回答の選択肢は「①喫煙している」、「②以前は喫煙していたがやめた」、「③もともと喫煙していない」の3つである。以下では①を選択した人を喫煙者として分析に使用する。

⁷ 就労先の企業規模 (13区分) は2017年調査では調査事項に含まれていないため、ベースラインの推計には使用しないが、2020年調査、2021年調査のデータを賃金推計の頑健性確認のために利用する。

⁸ 最大カテゴリーについては、世帯年収 (3,000万円以上) は3,250万円、週労働時間 (75時間以上) は80.5時間、仕事からの年間収入 (2,000万円以上) は2,125万円として処理する。

⁹ 喫煙や禁煙と健康の関係は本稿の射程外だが、2020年調査及び2021年調査は主観的健康度を尋ねている。それをを用いて推計すると、意外にも喫煙者は非喫煙者に比べて主観的健康度が低いというクロスセクションの関係が観察される。しかし、個人固定効果を含めると統計的に有意な関係はなくなる。

効果 (FE) 推計、操作変数 (2SLS) 推計を行う。日本の労働市場に関する分析では男性と女性を区分して推計することが多いので、全サンプルでの推計のほか、性別に分けた推計を行う (この場合、当然ながら性別のダミーを説明変数からドロップする)。2SLS 推計における喫煙に対する操作変数 (IV) は、2020 年調査、2021 年調査ダミーである。喫煙行動に影響する要因として健康増進法の改正、たばこ税率の引き上げという外生的な制度変更を利用するという考え方である。

ただし、新型コロナウイルス感染症は 2020 年 3~6 月にかけて最初の深刻な状況 (いわゆる「第一波」) が起きており、喫煙者の重症化リスクが高い可能性が指摘されていた。また、「三密」回避が重視される中、法的に許容されている喫煙スペースの使用停止や入室者数制限といった健康増進法の範囲を超えた自主的な措置が広範に講じられた。また、在宅勤務者が大幅に増加しており、就労者の喫煙環境は平時と大きく変化した。したがって、2020 年調査が行われた 6 月の段階で、そうしたリスクを意識して、あるいは物理的制約の変化を踏まえて喫煙行動を変えた人がいる可能性がある。2020 年調査は新型コロナウイルスの第一波の後のタイミングで行われており、2021 年調査も新型コロナウイルスが続く中で行われたものである。したがって、推計結果を解釈する際には、喫煙行動に対して健康増進法やたばこ税だけでなく、新型コロナウイルスの影響が加わっていることに注意する必要がある。

3. 結果

3. 1. 制度改正・新型コロナと喫煙率

3 回の調査における喫煙率の動向をまとめたのが表 2 である。喫煙率は 2017 年 20.6%、2020 年 18.8%、2021 年 17.8%と低下傾向にあり、3 回とも回答したパネル・サンプルでも 20.9%、18.9%、18.4%とほぼ同様に漸減している。「国民健康・栄養調査」(厚生労働省) の 2017 年の喫煙率 (男女計) は 17.7%なので、本稿の調査の方がわずかに高いものの、比較的近い数字である。¹⁰ パネル回答者 (4,479 人) を対象に喫煙状態の遷移を集計したのが表 3 で、構成比はサンプルに占める割合である。2017~2020 年、2020~2021 年、2017~2021 年の間の遷移をパネル A, B, C に示している。調査対象期間中に禁煙した人がいる一方、喫煙開始 (再開) 者も少数存在する。2017 年~2021 年の 4 年間の数字 (パネル C) を見ると、パネル回答者のうち 4%がこの間に禁煙している一方、1.5%が喫煙を開始している。パネル A, B と比較するとわかるように、いったん禁煙した後に喫煙を再開した人も少数存在する。すなわち、パネル回答者 4,479 人のうち 25 人 (0.6%) は 2017~2020 年の間に禁煙したが、2021 年までに喫煙を再開している。

¹⁰ 「国民健康・栄養調査」の喫煙率は、「この 1 カ月間に毎日又は時々たばこを吸っている」と回答した者の割合である。

3年間の全回答者のプールデータを用いて、喫煙を被説明変数とし、個人特性で説明する推計を行った結果が表4である。¹¹ OLS推計(1)列、Probit推計(2)列の結果にほとんど違いはない。男性、40歳代及び50歳代、低学歴者、就労者ほど喫煙している傾向がある。世帯年収の係数は有意な正值であり、世帯所得水準が高いほど喫煙する傾向がある。低所得者ほど喫煙する傾向があり、したがってたばこ税は逆進的であるというのが一般的な見方なので、この結果はやや意外である。ただし、OLS推計によると世帯年収(対数)が1標準偏差(0.794)高いと喫煙確率が約0.7%高いという関係であり、量的にさほど大きな数字ではない。また、FE推計を行うと世帯年収の係数は統計的に有意ではないので、あくまでもクロスセクションの関係である。

2020年調査ダミー、2021年調査ダミーの係数は高い有意水準の負値であり、OLS推計によると各種個人特性をコントロールした上で、2017年に比べて2020年は▲2.2%ポイント、2021年は▲2.5%ポイント喫煙率が低くなっている。喫煙率には長期的な低下トレンドがあるので、この数字をただちに健康増進法改正及びたばこ税率引き上げ並びに新型コロナの効果と見ることはできない。一方、過去にも喫煙に対する規制強化やたばこ税率の引き上げが再三にわたり行われているので、喫煙率の長期トレンド自体が政策効果を反映している。そこで、継続的に喫煙率を調査している「国民健康・栄養調査」(厚生労働省、調査時点は毎年11月)から、たばこに関する大きな制度改正がなかった2013~2017年の喫煙率のトレンドを計算すると、年率▲0.48%ポイントの低下傾向である。¹² 2020年ダミーの係数は▲0.022(OLS推計)、▲0.021(probit)なので、トレンド3年分よりもいくぶん減少幅が大きい。量的には個人特性の変化をコントロールした上で、法改正と2018年のたばこ税率引き上げ、さらに新型コロナの影響により、喫煙率がトレンド比で▲0.7~▲0.8%ポイント(2017年の喫煙率比で▲3.3~▲3.8%)追加的に低下したと概算される(図2参照)。ここでのデータから制度改正と新型コロナの影響を分離することはできないので、健康増進法改正の効果という意味では過大評価になる可能性が高いことを留保しておきたい。

一方、2021年ダミーの係数は▲0.025(2020年比で約▲0.3%ポイント)なので、2020年の税率引き上げによってトレンドを超える追加的な効果があったとは言えない。逆にみると、2020年ダミーの負の係数はたばこ税ではなく健康増進法改正及び新型コロナによることを示唆している。Yuda(2013)は、健康増進法の施行(2003年)及びたばこ税率引き上げ(2003年及び2006年)がいずれも喫煙に有意な負の効果を持ったことを示している。本稿

¹¹ 2020年調査及び2021年調査は主観的健康度を「良い」、「まあまあ良い」、「普通」、「あまり良くない」、「良くない」の5段階尺度で尋ねている。2017年調査にはこの設問がないため、経年比較はできないが、主観的健康度が高い人ほど喫煙していない、主観的健康度が低い人ほど喫煙しているというクロスセクションの関係が観察される。

¹² 本稿の分析対象期間以前で最近のたばこ税率引き上げは2010年7月であり、2013~2017年のトレンドは制度変更の影響を含まない期間である。2012年と2013年調査の間で「国民健康・栄養調査」の設問及び選択肢が変更されているため、期間が短い2013年以降の数字を使用した。

のたばこ税についての結果はこれとは異なっており、また、米国における喫煙規制とたばこ税が受動喫煙に及ぼした効果を分析した Adda and Cornaglia (2010)とも異なる。¹³ しかし、喫煙行動が税率に対して非弾力的であるという過去の研究結果のコンセンサス (DeCicca *et al.*, 2022) と整合的である。

3. 2. 喫煙と就労・労働時間

喫煙の有無を説明変数として就労状態 (就労=1, 非就労=0) を説明する回帰を行った結果をまとめたのが表 5 である。煩瑣になるのを避けるため、喫煙ダミーの係数のみ表示している。Pooled OLS 推計において喫煙ダミーの係数は 1%水準で有意な正值であり、喫煙者は就労している確率が 5%ポイント程度高い。FE 推計でも喫煙ダミーの係数は 1%水準で有意で、かつ、係数は OLS 推計よりも大きい。もちろんこれらの結果は喫煙をすると働くようになるということではなく、就労すると喫煙し、就労をやめると喫煙しなくなる傾向がある結果だと解釈すべきだろう。¹⁴ 例えば Zhao *et al.* (2017)は、日本の雇用者は長期雇用から引退した後に喫煙が減少することを示しており、本稿はこれと整合的である。なお、男性と女性を分けて推計すると、OLS 推計でも FE 推計でも男性よりも女性において喫煙ダミーの係数が大きい。女性の就労率が高まる中、喫煙と就労の相関関係が男性よりも強いことは興味深い。

なお、喫煙ダミーと年次 (2020 年、2021 年) の交差項を入れた推計を行うと (付表 1 参照)、交差項の係数は有意ではなく、健康増進法改正などの結果として喫煙と就労の関係に変化が起きたわけではない。表 5 には年次ダミー (制度改正及び新型コロナを反映) を喫煙の操作変数とした 2SLS 推計の結果も示している。男女計の推計の場合、First stage の F 値は 13.58 であり、年次ダミーが有効な操作変数であることを示している。¹⁵ その上で、就労に対する喫煙ダミーの係数は統計的に有意ではない。つまり、喫煙したから就労する、禁煙したから就労をやめるという因果関係は確認されない。男女別に見ても、2SLS 推計において喫煙の係数は有意でない。¹⁶

¹³ Carpenter *et al.* (2021)は、カナダを対象に公共の場での禁煙政策が受動喫煙を削減する効果を持ったが、喫煙行動に対する効果はなかったという結果を報告しており、本稿の結果はこれとも異なる。

¹⁴ なお、2020 年及び 2021 年のプールデータで主観的健康度をコントロール変数に追加して OLS 推計をした場合、健康状態が良好な人ほど就労しているという予想される関係が見られるが、喫煙ダミーの係数の大きさはほとんど変わらず、1%水準で有意である。

¹⁵ なお、第二段階の推計は、年次ダミーの労働市場成果への直接的な影響が、(他の個人特性をコントロールした上で) 喫煙者と非喫煙者で異ならないという仮定を置くことになることに注意が必要である。労働時間や賃金を被説明変数とする推計も同様である。

¹⁶ 2SLS 推計の一段階目の F 値は男性のサンプルでは 9.82 と比較的高いが、女性だけのサンプルの場合は 3.76 とかなり低いので非常に弱い操作変数である。

労働時間（対数）を被説明変数とする回帰結果が表 6 である。OLS 推計において喫煙ダミーの係数は高い有意水準の正值であり、喫煙者は平均して 5%ほど労働時間が長い。¹⁷ 男女別に見ると女性でこの係数が大きい。しかし、FE 推計ではこの係数は統計的に有意ではなく、観測されない個人特性を考慮すると喫煙と労働時間の間には関係がない。¹⁸ 以上をまとめると、就労するかどうかという外延、就労する場合の労働時間という内延のいずれにおいても、喫煙が就労に影響するという因果関係は観察されない。

3. 3. 喫煙と賃金

最後に、賃金を被説明変数とする推計結果が表 7 である。Pooled OLS 推計によれば、喫煙ダミーの係数は有意な正值であり、7%程度の喫煙賃金プレミアムが存在する。¹⁹ この結果は、喫煙賃金ディスカウントを示す海外の先行研究の多くとは異なるが、2017 年のクロスセクション・データを用いた Morikawa (2018)と同様の結果である。年次別の OLS 推計によると、2017 年 0.084、2020 年 0.068、2021 年 0.047 と係数は年を追う毎に小さくなっている。²⁰ 男女を分けて推計した場合、女性の方が喫煙ダミーの係数はわずかに大きい。

ただし、FE 推計や 2SLS 推計では喫煙ダミーの係数は統計的に有意ではなく、喫煙するあるいは禁煙すると賃金が上昇したり低下したりするという因果関係は確認されない。²¹ この結果は 2004～2012 年を分析対象期間とした Sun (2019)の結果と同様だが、健康増進法改正及び新型コロナの前後を含めても結果に違いがないことを示している。

なお、前回調査で喫煙していて次回調査では喫煙していない「禁煙者」、前回調査で喫煙しておらず次回調査では喫煙している「喫煙開始者」、2 回の調査続けて喫煙していると回答した「喫煙継続者」の 3 つのダミーを用いて「継続非喫煙者」（制度改正などの影響を受けない）を比較対象とする形の推計——一種の DID 推計——を行った場合、OLS 推計では喫煙継続者の係数のみ 5%水準で有意な正值（0.072）、FE 推計ではいずれも有意ではなかった

¹⁷ 2020 年及び 2021 年のプールデータで主観的健康度をコントロール変数に追加して OLS 推計を行った場合、健康状態と労働時間の上に統計的に有意な関係は観察されない。その上で、喫煙ダミーの係数は 1%水準で有意な正值で、係数の大きさにはほとんど変化がない。

¹⁸ 喫煙ダミーと年次の交差項を入れた推計（OLS, FE）を行うと、交差項の係数は有意ではなく、健康増進法改正によって喫煙と労働時間の関係に変化が起きたとは言えない。

¹⁹ 2020 年及び 2021 年のプールデータで主観的健康度をコントロール変数に追加して OLS 推計をした場合、健康状態が良好な人ほど賃金が高いという予想される関係が見られるが、喫煙ダミーの係数の大きさはほとんど変わらず、1%水準で有意である。

²⁰ 2020 年調査、2021 年調査は企業規模の情報があるので、2 年間のサンプルで企業規模を追加的な説明変数として用いた場合も、喫煙ダミーの係数にはほとんど違いがない（付表 2 参照）。

²¹ 喫煙ダミーと年次の交差項を入れる形の定式化で推計（OLS, FE）しても、交差項の係数は有意でない。

(付表 3 参照)。

4. 結論

本稿は、最近の日本における喫煙規制の強化及び累次のたばこ税率引き上げ並びに新型コロナウイルス感染症の発生というイベントの前後をカバーする個人レベルのパネルデータを使用し、喫煙と就労及び賃金の関係についての観察事実を示した。

分析結果の要点は以下の通りである。第一に、健康増進法改正及び新型コロナの拡大は、喫煙率をトレンド比で▲0.8%ポイントほど引き下げたと見られるが、たばこ税率引き上げによる追加的な効果は確認されなかった。第二に、喫煙者は就労確率が高く、労働時間が長いというクロスセクションの関係があるが、喫煙／禁煙から就労や労働時間という因果関係は確認されない。第三に、海外の多くの先行研究とは異なり 7%程度の喫煙賃金プレミアムが観察されたが、FE 推計や操作変数推計の結果によれば因果関係とは言えない。これらの結果を総括すると、喫煙が労働市場成果に対して正・負いずれかの因果的な影響を持つという証拠は確認されない。仮に賃金を生産性の代理変数と考えると、少なくとも短期的には喫煙や禁煙と生産性の間に関係があるとは言えない。

ただし、ここでの分析はあくまでも喫煙や禁煙の短期的な効果の推計である。喫煙や禁煙の影響は長期間かけて発現する可能性があることに注意する必要がある。²² また、被説明変数のうち労働時間や賃金は多肢選択式の設問なので、計測誤差の存在は排除できない。さらに、対象期間中に禁煙をした人、新たに喫煙を始めた人のサンプルは十分に多くないため、FE 推計や操作変数推計の検定力が弱い可能性がある。

²² 喫煙の教育を含むライフサイクルを通じた超長期的な影響を分析した研究例として Darden *et al.* (2021), Hai and Heckman (2022)。

参考文献

- Adda, Jérôme, and Francesca Cornaglia (2010), “The Effect of Bans and Taxes on Passive Smoking,” *American Economic Journal: Applied Economics*, Vol. 2, No. 1, pp. 1–32.
- Auld, M. Christopher (2005), “Smoking, Drinking, and Income,” *Journal of Human Resources*, Vol. 40, No. 2, pp. 505–518.
- Böckerman, Petri, Ari Hyytinen, and Jaakko Kaprio (2015), “Smoking and Long-Term Labour Market Outcomes,” *Tobacco Control*, Vol. 24, No. 4, pp. 348–353.
- Carpenter, Christopher, Sabina Postolek, and Casey Warman (2011), “Public-Place Smoking Laws and Exposure to Environmental Tobacco Smoke (ETS),” *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol. 3, No. 3, pp. 35–61.
- Chaloupka, Frank J. and Kenneth E. Warner (2000), “The Economics of Smoking,” in A. J. Culyer and J. P. Newhouse eds. *Handbook of Health Economics, Vol. 1*, Amsterdam: Elsevier, pp. 1540–1627.
- Courtemanche, Charles, Rusty Tchernis, and Benjamin Ukert (2018), “The Effect of Smoking on Obesity: Evidence from a Randomized Trial,” *Journal of Health Economics*, Vol. 57, January, pp. 31–44.
- Cowan, Benjamin and Benjamin Schwab (2011), “The Incidence of the Healthcare Costs of Smoking,” *Journal of Health Economics*, Vol. 30, No. 5, pp. 1094–1102.
- Darden, Michael E., Julie L. Hotchkiss, and M. Melinda Pitts (2021), “The Dynamics of the Smoking Wage Penalty,” *Journal of Health Economics*, Vol. 79, September, 102485.
- DeCicca, Philip, Donald Kenkel, and Michael F. Lovenheim (2022), “The Economics of Tobacco Regulation: A Comprehensive Review,” *Journal of Economic Literature*, Vol. 60, No. 3, pp. 883–970.
- Grafova, Irina B. and Frank P. Stafford (2009), “The Wage Effects of Personal Smoking History,” *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 62, No. 3, pp. 381–393.
- Hai, Rong and James J. Heckman (2022), “The Causal Effects of Youth Cigarette Addiction and Education,” NBER Working Paper, No. 30304.
- Irvine, Ian and Hai V. Nguyen (2014), “Is Employment Discrimination Based on Tobacco Use Efficient?” *Contemporary Economic Policy*, Vol. 32, No. 4, pp. 752–768.
- Lang, Elisabeth and Paul Nystedt (2018), “Blowing up Money? The Earnings Penalty of Smoking in the 1970s and the 21st Century,” *Journal of Health Economics*, Vol. 60, July, pp. 39–52.
- Levine, Phillip B., Tara A. Gustafson, and Ann D. Velenchik (1997), “More Bad News for Smokers? The Effects of Cigarette Smoking on Wages,” *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 50, No. 3, pp. 493–509.
- Morikawa, Masayuki (2018), “Smoking, Obesity, and Labor Market Outcomes: Evidence from Japan,”

RIETI Discussion Paper, 18-E-023.

Sun, Yawen (2019), “Smoking and Wage Rates: Evidence from Japanese Panel Data,” *Japan and the World Economy*, Vol. 49, March, pp. 138–150.

van Ours, Jan C. (2004), “A Pint a Day Raises a Man’s Pay; but Smoking Blows that Gain Away,” *Journal of Health Economics*, Vol. 23, No. 5, pp. 863–886.

Wissmann, Daniel (2022), “Finally a Smoking Gun? Compensating Differentials and the Introduction of Smoking Bans,” *American Economic Journal: Applied Economics*, Vol. 14, No. 1, pp. 75–106.

Yuda, Michio (2013), “The Impacts of Recent Smoking Control Policies on Individual Smoking Choice: The Case of Japan,” *Health Economics Review*, Vol. 3, No. 4, pp. 1–13.

Zhao, Meng, Yoshifumi Konishi, and Haruko Noguchi (2017), “Retiring for Better Health? Evidence from Health Investment Behaviors in Japan,” *Japan and the World Economy*, Vol. 42, June, pp. 56–63.

高橋孝平・中室牧子・大湾秀雄 (2021), 「禁煙プログラムの生産性への短期的影響」, RIETI Discussion Paper, 21-J-032.

表1. サンプルの構成

	全サンプル		うち就労者	
男性	12,431	51.7%	9,588	60.4%
女性	11,624	48.3%	6,299	39.6%
20歳台	2,221	9.2%	1,744	11.0%
30歳台	3,460	14.4%	2,759	17.4%
40歳台	4,756	19.8%	3,910	24.6%
50歳台	4,408	18.3%	3,484	21.9%
60歳台	6,359	26.4%	3,298	20.8%
70歳以上	2,851	11.9%	692	4.4%
計	24,055		15,887	

(注) 2017年、2020年、2021年調査をプールした数字。

表2. 喫煙率の推移

	2017	2020	2021
全回答者	20.6%	18.8%	17.8%
パネル回答者	20.9%	18.9%	18.4%

(注) パネル回答者は3回の調査全てに回答した人 (N=4,479人)。

表3. 喫煙・非喫煙の遷移

A. 2017~2020		2020		
		非喫煙	喫煙	
2017	非喫煙	77.7%	1.4%	3,542
	喫煙	3.4%	17.5%	937
B. 2020~2021		2021		
		非喫煙	喫煙	
2020	非喫煙	80.0%	1.1%	3,632
	喫煙	1.7%	17.3%	847
C. 2017~2021		2021		N
		非喫煙	喫煙	
2017	非喫煙	77.6%	1.5%	3,542
	喫煙	4.0%	16.9%	937

(注) パネル回答者 (N=4,479人) を対象に集計。

表 4. 喫煙者の特性

	(1) OLS		(2) Probit	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
女性	-0.136	(0.005) ***	-0.134	(0.005) ***
20歳台	-0.087	(0.010) ***	-0.076	(0.008) ***
30歳台	-0.032	(0.009) ***	-0.029	(0.008) ***
50歳台	0.000	(0.009)	0.001	(0.008)
60歳台	-0.038	(0.008) ***	-0.033	(0.007) ***
70歳以上	-0.108	(0.009) ***	-0.100	(0.007) ***
専門学校卒	-0.010	(0.010)	-0.011	(0.008)
短大・高専卒	-0.068	(0.008) ***	-0.064	(0.007) ***
大卒	-0.073	(0.006) ***	-0.070	(0.006) ***
大学院卒	-0.166	(0.011) ***	-0.124	(0.007) ***
ln世帯年収	0.009	(0.003) ***	0.007	(0.003) **
就労	0.048	(0.006) ***	0.050	(0.006) ***
2020年ダミー	-0.022	(0.007) ***	-0.021	(0.006) ***
2021年ダミー	-0.025	(0.006) ***	-0.025	(0.006) ***
定数	0.272	(0.021) ***	0.000	0.000
Nobs.	24,044		24,044	
R-squared	0.0566		0.0605	

(注) カッコ内はロバスト標準誤差。***: $p < 0.01$. Probit 推計の R-squared は Pseudo R². 年齢の参照カテゴリーは 40 歳台、学歴は高校卒。

表 5. 喫煙と就労確率

	推計方法	Coef.	Std. Err.
All	OLS	0.051	(0.007) ***
	2017	0.061	(0.010) ***
	2020	0.042	(0.014) ***
	2021	0.044	(0.011) ***
	FE	0.083	(0.018) ***
	2SLS	0.077	(0.205)
Male	OLS	0.033	(0.007) ***
	FE	0.064	(0.022) ***
	2SLS	-0.057	(0.185)
Female	OLS	0.067	(0.013) ***
	FE	0.113	(0.033) ***
	2SLS	0.157	(0.508)

(注) 喫煙者ダミーの係数のみ表示。カッコ内はロバスト標準誤差。***: $p < 0.01$. 男女計の OLS 推計の場合、性別、年齢、配偶者の有無、調査年次をコントロール。

表 6. 喫煙と労働時間

	推計方法	Coef.	Std. Err.
All	OLS	0.048	(0.008) ***
	2017	0.052	(0.012) ***
	2020	0.055	(0.015) ***
	2021	0.036	(0.014) **
	FE	0.021	(0.028)
	2SLS	0.214	(0.179)
Male	OLS	0.041	(0.009) ***
	FE	0.040	(0.031)
	2SLS	0.265	(0.211)
Female	OLS	0.067	(0.016) ***
	FE	-0.031	(0.061)
	2SLS	0.289	(0.340)

(注) 喫煙者ダミーの係数のみ表示。カッコ内はロバスト標準誤差。***: $p < 0.01$, **: $p < 0.05$.
男女計の OLS 推計の場合、性別、年齢、学歴、就労形態、職種、調査年次をコントロール。

表 7. 喫煙と賃金

	推計方法	Coef.	Std. Err.
All	OLS	0.069	(0.013) ***
	2017	0.084	(0.018) ***
	2020	0.068	(0.029) **
	2021	0.047	(0.023) **
	FE	0.001	(0.034)
	2SLS	-0.245	(0.324)
Male	OLS	0.064	(0.015) ***
	FE	-0.023	(0.038)
	2SLS	0.004	(0.361)
Female	OLS	0.073	(0.024) ***
	FE	0.080	(0.069)
	2SLS	-0.697	(0.690)

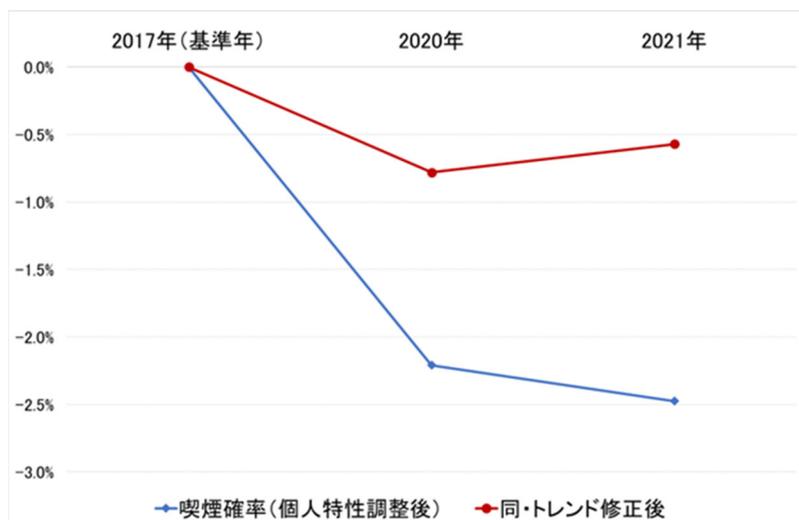
(注) 喫煙者ダミーの係数のみ表示。カッコ内はロバスト標準誤差。***: $p < 0.01$, **: $p < 0.05$.
被説明変数は仕事からの年間収入(対数)。男女計の OLS 推計の場合、労働時間(対数)、性別、年齢、学歴、就労形態、産業、職種、調査年次をコントロール。

図1. 制度改正と調査実施時期の関係

健康増進法改正		2019.7 一部施行	2020.4 全面施行		
たばこ税	2018.10 +20円			2020.10 +20円	2021.10 +20円
新型コロナウイルス感染症					
個人サーベイ	① 2017.11		② 2020.6		③ 2021.7

(注) 健康増進法改正の2019年7月施行部分は、学校、病院など第一種施設の敷地内原則禁煙、2020年4月施行部分は、飲食店、宿泊施設、事務所など第二種施設の屋内原則禁煙。

図2. 喫煙確率の変化



(注) 喫煙確率の線は、性別、年齢、学歴、世帯年収、就労状態をコントロールした上で
の年次ダミーの係数(表4参照)。トレンド修正後の線は、たばこに関する大きな制
度改正がなかった2013~2017年の喫煙率のトレンドを補正した数字。

付表 1. 喫煙と就労（年次との交差項を含む推計）

	(1) OLS		(2) FE	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
喫煙	0.0612	(0.0097) ***	0.0853	(0.0191) ***
喫煙*2020	-0.0175	(0.0170)	0.0018	(0.0112)
喫煙*2021	-0.0201	(0.0145)	-0.0138	(0.0124)
Nobs.	24,055		24,055	
R ² , R ² (within)	0.2301		0.0153	

（注）カッコ内はロバスト標準誤差。***: p<0.01.性別、年齢、配偶者の有無、調査年次をコントロール。

付表 2. 喫煙と賃金（企業規模コントロール）

	推計方法	Coef.	Std. Err.
All	OLS	0.052	(0.018) ***
	2020	0.063	(0.029) **
	2021	0.044	(0.022) *
	FE	-0.006	(0.059)
	2SLS	-2.925	(20.736)

（注）喫煙者ダミーの係数のみ表示。カッコ内はロバスト標準誤差。***: p<0.01, **: p<0.05, *: p<0.10.

付表 3. 喫煙状態の遷移と賃金

	(1) OLS		(2) FE	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
喫煙継続者	0.072	(0.030) **	-0.025	(0.029)
禁煙者	0.008	(0.065)	0.032	(0.040)
喫煙開始者	-0.007	(0.088)	0.030	(0.057)
Nobs.	9,024		5,613	
R-squared	0.5417		0.0553	

（注）カッコ内はロバスト標準誤差。**: p<0.05. 参照基準は継続非喫煙者。労働時間、性別（OLSのみ）、年齢、教育（OLSのみ）、就労形態、産業、職種、年次をコントロール。