

喫煙行動と賃金の関係

——パネルデータによる分析

孫 亜文

（一橋大学大学院）

本論文では、日本のパネルデータを用いて喫煙行動が時間あたり平均賃金に与える影響を推定し、その結果を議論する。近年、喫煙による健康状態への悪影響が広く認知される中で、それによって生じる経済的費用を軽減させるために、禁煙促進効果が期待される増税や受動喫煙を防ぐ喫煙場所制限などの喫煙政策が全国で行われている。これらの喫煙政策の費用・便益分析を行うためには、喫煙行動の経済的費用を推定し、喫煙者を減らすことによる経済的便益を知ることがより必要である。喫煙行動は、家族・友人関係などの環境要因や、能力・嗜好などの先天的要因、社会的経済要因に依存する。これらの諸要因は、喫煙行動だけでなく賃金にも影響を与える。分析では、これら観測不能要因による省略変数バイアスを、9カ年分のパネルデータを用いてコントロールし、異なった仮定の下で喫煙者と非喫煙者の賃金差が喫煙行動の違いによって起こっているのかを再検証する。その結果、男性では観測不能な個人間の異質性が喫煙行動の悪影響を過大評価していたことがわかった。しかし、それをコントロールすることで、男女ともに結果は統計的に有意ではなくなり、喫煙と賃金の間には因果関係はないことがわかった。操作変数法や頑健性の確認を行っても同様の結果となった。今後の課題として、長期的な影響の検証とメカニズム解明があると考えられる。

【キーワード】 労働問題一般、賃金・退職金、労働者生活

目次

- I はじめに
- II 先行研究
- III データと記述統計量
- IV 喫煙行動と賃金
- V 頑健性
- VI まとめ

I はじめに

本論文の目的は、喫煙行動が時間あたり平均賃金に与える影響を日本のパネルデータを用いて検証することである。男女ともに喫煙者と非喫煙者には賃金差があるため、喫煙が賃金へ与える影響を検証した研究は1990年代より欧米を中心に多

く行われてきた。そこで、本研究では日本における喫煙が賃金へ与える影響に着目し、喫煙者と非喫煙者の賃金差が何によってもたらされるのかを明らかにすることを目的とする。

喫煙は身体への直接的な影響に加えて、さまざまな経済的費用をも生じさせると考えられる。健康への影響を分析した医学研究は1960年代から盛んに行われており、多くの研究で喫煙は健康に負の影響を与えることが示されている¹⁾。一般に、喫煙は健康被害を通じて医療費を増加させるだけでなく、労働者の健康状態の悪化に伴う労働生産性の低下を引き起こすとされている。具体的には、健康レベル低下による欠勤、疾病による早期退職で失う将来所得などが挙げられる²⁾。さらに、喫煙者は血中のニコチン含有量が減少することで集

中力が低下し、集中力を持続させるために、あるいは依存性の高さも手伝って、勤務時間内でも喫煙するケースが多く、それにより労働生産性が低下することも考えられる。

喫煙による健康状態への悪影響が広く認知される中で、それによって生じる経済的費用を軽減させるために、禁煙促進効果が期待される増税や受動喫煙を防ぐ喫煙場所制限などの喫煙政策が全国で行われている³⁾。これら喫煙政策の費用・便益分析を行うためには、喫煙行動の経済的費用を推定し、喫煙者を減らすことによる経済的便益を知ることが必要である(世界銀行1999:第6章)。

経済的費用および便益を知るための喫煙と労働者に関する先行研究は、主に2つのテーマ(喫煙と欠勤日数、喫煙と賃金)に分けられる。本研究では喫煙と賃金の関係に着目し、喫煙が時間あたり平均賃金へ与える影響を検証する。喫煙が時間あたり平均賃金へ与える影響に注目すると、90年代の研究は喫煙者の方が非喫煙者よりも有意に低いという結果を得ている(Levin et al. 1997)。それに対し、2000年代以降の研究では喫煙者と非喫煙者の間に賃金差はないという研究結果が示されている(Lye and Hirschberg 2004; Yuda 2011)。これを受けて本研究では、日本のパネルデータを利用して、喫煙者と非喫煙者の賃金差が喫煙行動の違いに起因するのかを再検証する。さらに、たばこ税増税による影響を利用して内生性を考慮した固定効果操作変数推定と、頑健性を確認するためのいくつかの追加的な分析も行った。

分析の結果、男女ともに喫煙が時間あたり平均賃金に与える影響は認められなかった。男性では、OLS推定の結果、喫煙者と非喫煙者には9.4%の統計的に有意な賃金差が確認されたものの、固定効果推定では賃金差は認められなかった。女性では、OLS推定でも固定効果推定でも統計的に有意な賃金差は認められなかった。つまり、固定効果推定の結果が喫煙から時間あたり平均賃金への因果関係を示すものだと考えると、喫煙と時間あたり平均賃金の間には因果関係は認められず、喫煙者と非喫煙者の賃金差は喫煙行動によって引き起こされるとは言えない。固定効果操作変数推定でも、男女ともに統計的に有意な結果は得られず、

喫煙行動と賃金の間因果関係は認められない。

また、仕事内容と企業規模を考慮した分析と雇用形態別の分析を行い、推定結果の頑健性を確認した。仕事内容と企業規模を考慮した分析においては固定効果推定のみ、雇用形態別の分析においてはOLS推定と固定効果推定の両方で、統計的に有意な結果は得られなかった。つまり、男女ともに喫煙行動と賃金の間因果関係は確認されない。

さらに、OLS推定を用いた際のバイアスについては、男性では下方向のバイアスがかかっている、女性では上方向のバイアスがかかっていたことが確認できた。

以上より、日本のパネルデータを用いた再検証では、喫煙行動による時間あたり平均賃金への影響は認められず、喫煙者と非喫煙者の賃金差は観測不能な個人属性によるものであると結論できる。

本論文の構成は以下の通りである。IIでは先行研究を概略する。IIIではデータの概要と記述統計量を述べる。IVでは計量モデルについて述べ、実証分析の結果と考察をまとめる。Vでは頑健性の検証結果を報告する。VIは本論文のまとめである。

II 先行研究

従来、欧米を中心に喫煙と労働者に着目した研究が多くなされてきた。それらの研究は大きく二つに分けられる。すなわち、喫煙と欠勤日数の関係を分析したものと、喫煙と賃金の関係を分析したものである。

喫煙と欠勤日数に関する研究では、喫煙が欠勤に影響を与えることを明らかにしている。アメリカのパネルデータ(Panel Study of Income Dynamics)を用いたAult et al. (1991)は、喫煙者と非喫煙者が持つ観測不能な個人属性の差によって、喫煙者の欠勤日数は非喫煙者よりも多くなることを示している。同データを用いたLeigh (1995)の研究は、喫煙状態が欠勤率に与える影響は、内生性を考慮することで小さくなるという結果を得ている。Bush and Wooden (1995)は、オーストラリアのパネルデータ(National Health Survey)を用

いており、喫煙状態は欠勤状態に影響を与えるものの、喫煙量は欠勤状態に影響を与えないことを明らかにした。

一方で喫煙と賃金の関係を分析した研究では、喫煙は賃金に影響を与える結果を示す研究もあれば、そうとは限らない研究もある。Levin et al. (1997) は、2カ年のアメリカのパネルデータ (National Longitudinal Survey of Youth) を用いて、兄弟に共通する観測不能要因を取り除いた1階差分推定を行い、アメリカの男性については喫煙者の方が非喫煙者よりも4～8%賃金率が低いという結果を得た。一方でLye and Hirschberg (2004) では、オーストラリアのクロスセクションデータ (Australian National Health Survey) を用いており、サンプルセレクションモデルの逆ミルズ比の係数が喫煙者では統計的に有意ではなかったことから、オーストラリアの男女については喫煙行動が賃金に影響を与えているとは限らないことを示している。さらに、アメリカの複数年のクロスセクションデータ (General Social Surveys) を用いたYuda (2011) では、喫煙行動を決定する要因としてたばこ税増税を挙げ、増税政策を用いた操作変数法やトリートメントエフェクトモデルによる分析を行い、アメリカの男女ともに喫煙者と非喫煙者の間に賃金差はないと結論付けている⁴⁾。

賃金に関する先行研究の結果に違いが生じる理由として、使用したデータや内生性への対処が異なることが指摘できる。喫煙行動は、家族・友人関係などの環境要因や、能力・嗜好などの先天的要因、社会的経済要因に依存するが、これらの諸要因は、喫煙行動だけでなく、賃金にも影響を与える。例えば、意思が弱く仕事が遅い労働者ほど喫煙している確率が高いとすると、時間あたり平均賃金に対する喫煙の効果を推定するときに内生性が生じてしまう。意思の弱さはデータに現れないため、通常のOLS推定を行うと喫煙が賃金を引き下げる理由と推定されてしまい、喫煙が賃金へ与える悪影響を過大評価してしまう。このような観測不能要因による省略変数バイアス (omitted variable bias) を、いかにコントロールするかが重要になる。本論文では、9カ年分のパネルデータを用いて観測不能な個人属性をコントロール

し、異なった仮定の下で喫煙行動が賃金に及ぼす影響を検証する。

また、日本における喫煙に関する研究には、たばこ税に関するもの、禁煙政策に関するもの (医療経済研究機構 2010)、合理的依存症モデルを用いた喫煙の依存性の強さを示したもの (上村・野田 2011) などがある⁵⁾。なお、筆者の調査した限りにおいて喫煙行動と賃金の関係を示した研究は見当たらなかった。そこで、この論文では喫煙者と非喫煙者の賃金差が喫煙行動の違いによるものなのかという点に着目した分析を行う。

以上より、①クロスセクションデータや2カ年のパネルデータでは完全にコントロールできない可能性のある観測不能要因を9カ年のパネルデータを用いてコントロールする、②カテゴリー化されていない時間あたり平均賃金を用いる、③日本の個票パネルデータを用いる、という3点がこの論文の既存の研究に比べての貢献である。

III データと記述統計量

1 データ

本論文では、2004年から2012年までの『慶應義塾家計パネル調査 (以降 KHPS)』の個票パネルデータを用いる⁶⁾。調査項目には、対象者の就業・就学・生活習慣・健康状態などの基本属性や基本的な生活意識などの設問と、対象者の就学・就業履歴などの設問がある。推定に用いたデータは全データのうち学生を除く20歳から59歳までの男女に限定し、使用する変数に欠損値がある場合はそれも除外する⁷⁾。

図1と図2は、厚生労働省が公開している成人喫煙者割合のデータとKHPSのデータを男女別に比較したものであり、データ使用の妥当性を示すものである。厚生労働省が行っている『国民栄養調査』とJT『全国喫煙者率調査』の結果によると、男性の喫煙者は年々減少しており、2000年当初には60%弱であった喫煙者が2000年代終わりには約45%まで減少している。近年では40%を割り、30%後半であることがわかる。女性では、おおよそ13%から20%の間を推移しなが

図1 喫煙者率の変化（男性）

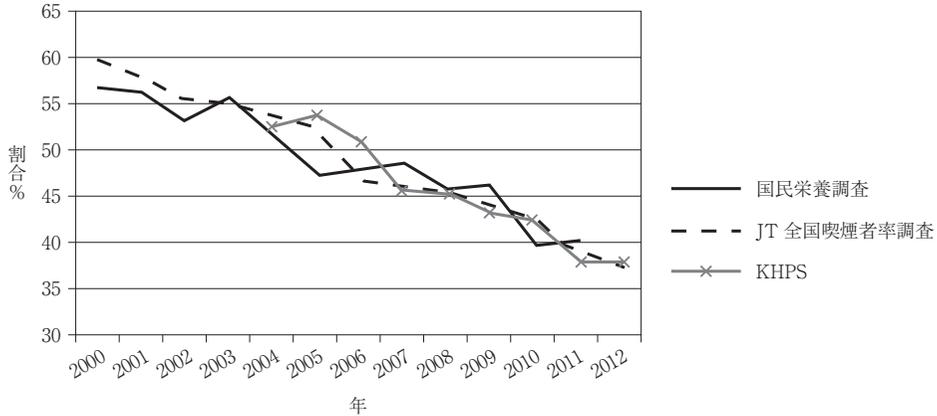
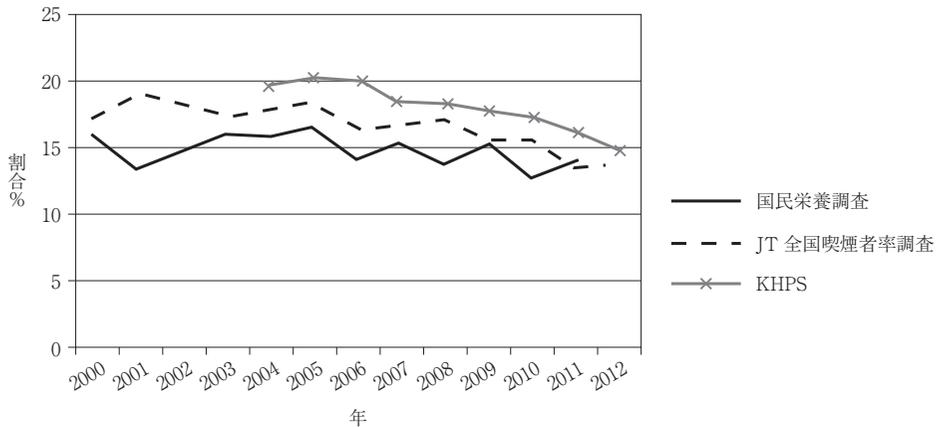


図2 喫煙者率の変化（女性）



出所：厚生労働省「国民健康栄養調査」、JT「全国喫煙者率調査」、『慶應義塾家計パネル調査（KHPS）』より筆者が作成。
 全て20歳から59歳までのデータを使用している。

ら徐々に減少している。一方 KHPS においても、男性の喫煙者率は減少し、近年では約 38% となっている。女性の喫煙者率も徐々に減少し、約 15% となっている。男女ともに全国データと同様の動きを表しているため、このデータの使用は妥当であると考えられる。

2 記述統計量

本研究では、時間あたり平均賃金 (*hwage*) を先行研究にならい以下のように定義している。

$$hwage = \frac{Income}{(Hour \times 52(weeks))}$$

ただし、*Income* は質問表の給与支払いと賞与の合計を年間単位に換算したものであり、*Hour* は

残業時間も含めた 1 週間の労働時間である⁸⁾。教育年数、就業年数、勤続年数は質問表の履歴（15～68 歳）を使用して作成している⁹⁾。その他の変数については表 1 の通りである。

また、喫煙者は「調査時点で喫煙している者」、非喫煙者は「調査時点で喫煙していない者」と定義する。そのため、「過去に喫煙歴があるが、調査時点で喫煙していない者（禁煙者）」は非喫煙者に分類される。

表 2 は男女別に喫煙者と非喫煙者の平均値を比較したものであり、男女ともに喫煙者の方が時間あたり平均賃金は低い傾向がみとれる。男性の時間あたり平均賃金は喫煙者が約 2332 円、非喫煙者は約 2776 円であり、喫煙者の方が非喫煙者よりも年間 92 万円ほど賃金が低くなることがわ

表1 変数の説明

被説明変数	
時間あたり賃金 (円)	1時間あたりの賃金 (円) である。
説明変数	
喫煙ダミー	調査時点において、「喫煙している者」を1, 「喫煙していない者」を0とする。調査時点で「禁煙している者」は0となる。
個人属性	
年齢	調査年から誕生年を引いたものとしている。
結婚ダミー	「配偶者がいる」を1, 「配偶者がいない」を0としている。
子供ダミー	「子供がいる」を1, 「いない」を0としている。
教育属性	
教育年数	履歴 (15歳～68歳) より計算している。
中卒	中学卒を1, それ以外を0としている。
高卒	高校卒を1, それ以外を0としている。
短大・専門卒	短大・専門・高専卒を1, それ以外を0としている。
大学卒	4年制大学卒を1, それ以外を0としている。
大学院卒	大学院卒を1, それ以外を0としている。
仕事属性	
実質経験年数 (就業年数)	履歴 (15歳～68歳) のうち, 学校卒業後で, 臨時雇用, 正規雇用, 自営業・自由業, 内職, 家族従業者に該当する就業年数。
勤続年数	調査時に勤めている会社での就業年数。1年前の企業からの転職等の有無より計算している。
正規雇用ダミー	雇用形態が正規雇用を1, それ以外を0としている。
転職ダミー	「転職の経験がある」を1, それ以外を0としている。
地域属性, 年ダミー	
大都市ダミー	市郡規模が14大都市であれば1, それ以外であれば0としている。
2005年～2010年	基準年を2004年とし, それぞれの年を1, それ以外を0としている。
その他	
喫煙本数 (日)	喫煙者の1日の平均喫煙本数 (2004年から2012年まで) である。
2004年時点の喫煙本数 (日)	喫煙者の2004年時点での1日の平均喫煙本数である。
2007年時点の喫煙本数 (日)	喫煙者の2007年時点での1日の平均喫煙本数である。

かる¹⁰⁾。女性では, 喫煙者の時間あたり平均賃金は約1390円, 非喫煙者は約1423円であり, その差は年間約7万円と男性ほどではない。つまり, 男性については喫煙が賃金を下げている可能性があり, 女性では大きな影響はないと予想できる。表3は, 各年別の喫煙者非喫煙者別平均賃金であり, 男性は全ての年で, 女性は大抵の年で非喫煙者の方が喫煙者よりも時間あたり平均賃金が高いことがわかる。

男女ともに非喫煙者の方が教育年数や勤続年数が長く, 女性のみ非喫煙者の方が既婚者の割合が

低い。表2より, 男女ともに非喫煙者の方が喫煙者より平均教育年数が約1年長く, 非喫煙者は喫煙者よりも長く教育を受ける傾向があることがわかる。そのため, 男女ともに喫煙者率の方が非喫煙者率よりも中卒と高卒の割合が高く, 大学卒と大学院卒の割合が低い。また, 男女ともに非喫煙者の方が喫煙者より平均勤続年数が約1年長く, 非喫煙者はより長く同じ会社に勤めることがわかる。それ以外の変数では顕著な差はみられない。女性のみ非喫煙者の方が既婚者の割合が約12%多く, 子供がいる割合も約10%多い。これは,

表2 記述統計量・男女別・喫煙者非喫煙者別（平均）

	男性		女性	
	喫煙者	非喫煙者	喫煙者	非喫煙者
被説明変数				
時間あたり賃金（円）	2331.828	2776.260	1390.181	1423.448
個人属性				
年齢	43.675	44.813	41.588	43.433
結婚ダミー	0.764	0.785	0.592	0.713
子供ダミー	0.706	0.719	0.551	0.662
教育属性				
教育年数	12.946	14.110	12.242	13.160
中卒	0.054	0.038	0.066	0.023
高卒	0.529	0.392	0.617	0.461
短大・専門卒	0.081	0.068	0.180	0.271
大学卒	0.279	0.402	0.075	0.164
大学院卒	0.016	0.058	0.001	0.005
仕事属性				
就業年数	23.756	24.024	18.374	18.730
勤続年数	11.997	12.971	5.688	6.884
正規雇用ダミー	0.908	0.918	0.344	0.382
転職ダミー	0.045	0.041	0.085	0.060
地域属性				
大都市ダミー	0.271	0.289	0.296	0.260
喫煙属性				
喫煙本数（日）	19.606	—	13.698	—
2004年時点の喫煙本数（日）	19.649	—	12.068	—
2007年時点の喫煙本数（日）	18.832	—	13.134	—
観測値数	4283	5056	1357	6141

注：非喫煙者には、禁煙者（かつて喫煙していたが現在は喫煙していない）も含まれる。

表3 各年別時間あたり賃金（円，男女別，喫煙者非喫煙者別）

	男性		女性	
	喫煙者	非喫煙者	喫煙者	非喫煙者
2004年	2111.723	2329.490	1393.807	1547.689
2005年	2607.132	2812.702	1351.125	1412.363
2006年	2261.202	2868.314	1415.711	1391.230
2007年	2408.139	3116.226	1270.360	1504.287
2008年	2265.278	2820.181	1334.748	1422.150
2009年	2368.896	2899.370	1715.166	1435.322
2010年	2305.656	2689.370	1516.641	1349.897
2011年	2483.135	2846.842	1216.455	1353.476
2012年	2218.352	2600.107	1309.344	1362.252
合計	2331.828	2776.260	1390.181	1423.448

女性が男性に比べて結婚・出産などの理由で禁煙する傾向があるからだとして推察される。また、女性の賃金は結婚・出産によって減少することが示されているため、ここでは推定に結婚ダミーと子供ダミーを含めている¹¹⁾。

表4は、男女の喫煙者率の遷移行列（transition matrix）であり、パネルデータを用いた固定効果推定が実行可能であることを示す。固定効果推定による賃金率推移の比較分析を行うためには喫煙行動の変化が必要となる。表4より、男性では喫

表4 遷移行列

		t + 1期				総数		
		非喫煙		喫煙		男性	女性	
		0	1	0	1			
t期	非喫煙	3,701	4,510	125	71	3,826	4,581	N
	0	96.73	98.45	3.27	1.55	100	100	%
	喫煙	224	109	3,063	928	3,287	1,037	N
	1	6.81	10.51	93.19	89.49	100	100	%
総数		3,925	4,619	3,188	999	7,113	5,618	N
		55.18	82.22	44.82	17.78	100	100	%

煙行動の変化のうち喫煙から非喫煙への移行確率は6.81%、非喫煙から喫煙への移行確率は3.27%であり、女性では喫煙から非喫煙への移行確率は10.51%、非喫煙から喫煙への移行確率は1.55%であることがわかる。男女ともに喫煙行動に変化が見られるため、パネルデータを用いた固定効果推定を行うために必要な変動は十分あると考える。

IV 喫煙行動と賃金

1 推定方法

ここでは、Levine et al. (1997) などの先行研究にならいミンサー型の賃金関数を推定する。賃金は、Ⅲ2で定義した時間あたり平均賃金 (*hwage*) の対数値を用いる。したがって、以下のような賃金関数を OLS 推定する。

$$\ln(hwage_i) = \alpha + \beta_1 Smoking_i + X_i \beta_2 + u_i \quad (1)$$

ただし、*Smoking* は喫煙ダミーであり、*X* は他の個人属性の説明変数群である。喫煙ダミーは、調査時点での喫煙状況を質問した「あなたはタバコは吸われますか。」という質問に対して、「吸っている」もしくは「ときどき吸っている」と回答した回答者を1とするダミー変数であり、ここでは「調査時点で喫煙していない禁煙者」は0となる。つまり、もし喫煙することが賃金を下げるのであれば、 β_1 は負になると予想される。個人属

性の説明変数群は、教育年数、就業年数、就業年数の2次項を100で割ったもの、勤続年数、勤続年数の2次項を100で割ったものが含まれる。また、その他賃金に影響を及ぼすと考えられる結婚ダミー、子供ダミー、大都市ダミーも含まれる。 u_i は誤差項であり、添字の *i* は個人を示す。

2 問題点と解決法

賃金を決定づける要因にはさまざまなものがあり、特に観測不能な個人間の異質性をどう扱うかが問題となる。つまり、(1) 式の $Smoking_i$ と u_i が相関していれば、 β_1 を不偏推定できない。例えば、性格によって仕事の達成度が異なり、それが賃金決定に影響する場合、性格要因はデータでは観測されないため、賃金への影響は喫煙の係数 β_1 を通して現れ、喫煙の係数 β_1 に下方バイアスがかかる。このような省略変数バイアス (omitted variable bias) によって、喫煙が賃金へ与える影響を正しく推定できなくなり、これが禁煙政策の過大評価や過小評価につながる。

この問題を解決するために、本論文ではパネルデータを用いて、(2) 式について固定効果推定を行う (北村 2005; Wooldridge 2010)。

$$\ln(hwage_{it}) = \alpha + \beta_1 Smoking_{it} + X_{it} \beta_2 + \beta_3 d_t + c_i + v_{it} \quad (2)$$

ただし、 c_i は時間によって変化しない要因を示し、ここでは、(1) 式の u_i に含まれていた観測不能な個人間の異質性を表している。また、 d_t は物価の変動による賃金への影響などのマクロ的な要因

を考慮した年ダミーである。これは2004年を基準として、それぞれの年で1、それ以外の年で0をとる変数である。添字の*t*は時間を示している。

固定効果推定法では、この(2)式から、それぞれの項の時間における平均値を差し引いた以下の(3)式を推定する。

$$\begin{aligned} & \{\ln(hwage_{it}) - \ln(\overline{hwage}_i)\} \\ & = \beta_1 \{Smoking_{it} - \overline{Smoking}_i\} \\ & + \{X_{it} - \overline{X}_i\} \beta_2 + \{v_{it} - \overline{v}_i\} \quad (3) \end{aligned}$$

ただし、 $\ln(\overline{hwage}_i)$ 、 $\overline{Smoking}_i$ 、 \overline{X}_i 、 \overline{v}_i は各変数

の各個人における平均値である。この式を推定することで、観測不能な個人間の異質性を除いた上で喫煙行動が賃金に与える影響をみることができる。さらに、固定効果推定(3)式が望ましいかを検討するためにF検定とHausman検定を行う。

3 推定結果と考察

表5と表6は男女別の推定結果であり、表7の検定結果より男女ともに固定効果推定の結果が最

表5 推定結果・男性

	(1)	(2)	(3)	(3)'	(4)	(4)'
推定方法	OLS	FE	FEIV ①	FEIV ① 1st	FEIV ②	FEIV ② 1st
被説明変数	log 賃金	log 賃金	log 賃金	喫煙ダミー	log 賃金	喫煙ダミー
喫煙ダミー	-0.094 (0.022)***	-0.020 (0.027)	-0.016 (0.235)	—	-0.158 (0.186)	—
教育年数	0.042 (0.005)***	—	—	—	—	—
就業年数	0.018 (0.005)***	0.104 (0.040)***	0.241 (0.062)***	0.029 (0.026)	0.063 (0.061)	0.024 (0.025)
就業年数 ²	-0.036 (0.010)***	-0.148 (0.013)***	-0.143 (0.019)***	-0.012 (0.008)	-0.153 (0.022)***	-0.017 (0.009)*
勤続年数	0.018 (0.003)***	0.004 (0.004)	0.003 (0.005)	0.002 (0.002)	0.006 (0.006)	-0.002 (0.002)
勤続年数 ²	0.004 (0.009)	0.035 (0.012)***	0.026 (0.016)	-0.007 (0.007)	0.034 (0.019)*	0.005 (0.007)
結婚ダミー	0.166 (0.038)***	-0.045 (0.045)	-0.106 (0.056)*	-0.043 (0.023)*	0.037 (0.065)	-0.019 (0.026)
子供ダミー	0.130 (0.032)***	-0.006 (0.029)	-0.002 (0.036)	-0.014 (0.015)	-0.022 (0.034)	-0.003 (0.014)
大都市ダミー	0.042 (0.025)*	0.023 (0.045)	0.000 (0.055)	0.002 (0.023)	-0.039 (0.072)	-0.035 (0.029)
操作変数†	—	—	—	-0.005 (0.001)***	—	-0.002 (0.000)***
定数項	6.370 (0.081)***	6.040 (0.781)***	3.103 (1.297)**	0.441 (0.544)	7.002 (1.326)***	0.205 (0.538)
年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.21	0.04	—	0.04	—	0.07
N	9,339	9,339	6,026	6,026	5,763	5,763

注：**p*<0.1; ***p*<0.05; ****p*<0.01. 括弧内は標準誤差を表す。FEは固定効果推定。FEIVは固定効果操作変数推定であり、FEIV1stはその1段階目である。†操作変数として、FEIV①では2004年時点の1日の平均喫煙本数と2004年から2010年までの各年の税額の交差項を使用している。FEIV②では2007年時点の1日の平均喫煙本数と2007年から2012年までの各年の税額の交差項を使用している。

表6 推定結果・女性

	(1)	(2)	(3)	(3)'	(4)	(4)'
推定方法	OLS	FE	FEIV ①	FEIV ① 1st	FEIV ②	FEIV ② 1st
被説明変数	log 賃金	log 賃金	log 賃金	喫煙ダミー	log 賃金	喫煙ダミー
喫煙ダミー	0.037 (0.029)	-0.043 (0.039)	-0.199 (0.388)	—	0.369 (0.315)	—
教育年数	0.052 (0.006)***	—	—	—	—	—
就業年数	0.014 (0.005)***	0.080 (0.014)***	0.081 (0.020)***	-0.012 (0.007)*	0.105 (0.024)***	-0.018 (0.008)**
就業年数 ²	-0.040 (0.012)***	-0.078 (0.017)***	-0.084 (0.024)***	0.005 (0.008)	-0.083 (0.026)***	0.013 (0.009)
勤続年数	0.021 (0.004)***	0.005 (0.004)	0.002 (0.006)	0.001 (0.002)	0.007 (0.006)	0.006 (0.002)***
勤続年数 ²	0.018 (0.016)	0.018 (0.021)	0.052 (0.031)*	-0.006 (0.010)	-0.018 (0.030)	-0.016 (0.010)
結婚ダミー	-0.090 (0.041)**	-0.073 (0.043)*	-0.033 (0.061)	-0.064 (0.019)***	-0.122 (0.060)**	-0.041 (0.019)**
子供ダミー	-0.032 (0.038)	0.072 (0.029)**	0.035 (0.036)	-0.007 (0.012)	0.036 (0.033)	0.001 (0.011)
大都市ダミー	0.056 (0.026)**	0.001 (0.050)	-0.001 (0.068)	0.041 (0.022)*	-0.019 (0.073)	0.023 (0.024)
操作変数†	—	—	—	-0.008 (0.001)***	—	-0.002 (0.000)***
定数項	6.198 (0.098)***	5.980 (0.191)***	5.973 (0.330)***	0.567 (0.098)***	5.472 (0.382)***	0.497 (0.116)***
年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.13	0.02		0.03		0.04
N	7,498	7,498	4,679	4,679	4,881	4,881

注：* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$. 括弧内は標準誤差を表す。FEは固定効果推定、FEIVは固定効果操作変数推定であり、FEIV1stはその1段階目である。†操作変数として、FEIV①では2004年時点の1日の平均喫煙本数と2004年から2010年までの各年の税額の交差項をしている。FEIV②では2007年時点の1日の平均喫煙本数と2007年から2012年までの各年の税額の交差項を使用している。

も望ましいことがわかる。表5と表6では、(1)がOLS推定、(2)が固定効果推定の結果を示している。

男性では、喫煙行動の有無による賃金差は確認できなかった。表5のOLS推定の結果によると喫煙者の方が非喫煙者よりも時間あたり平均賃金は9.4%低い。しかし、固定効果推定の結果によると喫煙者と非喫煙者の賃金差は統計的に有意ではない。つまり、喫煙者と非喫煙者の賃金差は観測不能な個人属性によって生じており、喫煙行動

と時間あたり平均賃金の間には因果関係は認められない。

女性でも、喫煙行動の有無による賃金差は確認できなかった。表6のOLS推定の結果によると喫煙者の方が非喫煙者よりも時間あたり平均賃金は3.7%高く、固定効果推定の結果によると4.4%低い。しかし双方ともに統計的に有意ではない。つまり、女性に関しては、喫煙者と非喫煙者の賃金差は、男性と異なり喫煙行動によって説明されるものではなく、その他の説明変数によるところ

表7 検定結果

検定	帰無仮説			
	固定効果推定よりも OLS 推定が正しい。 (個体ごとのダミー変数の係数がすべて0である)			
F 検定	固定効果推定を選択する。			
Hausman 検定	男性		女性	
	OLS	FE	OLS	FE
喫煙ダミー	-0.094 (0.022)***	-0.020 (0.027)	0.037 (0.029)	-0.043 (0.039)
R ²	0.21	0.04	0.13	0.02
N	9,339	9,339	7,498	7,498
F 検定	F 値 4.36 Prob>F = 0.0000		F 値 4.84 Prob>F = 0.0000	
Hausman 検定	Prob>chi2 = 0.0000		Prob>chi2 = 0.0000	

* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$. 括弧内は標準誤差を表す。
OLS はプーリング推定, FE は固定効果推定である。

	男性		女性	
	FEIV ①	FEIV ②	FEIV ①	FEIV ②
操作変数	-0.005 (0.001)***	-0.002 (0.000)***	-0.008 (0.001)***	-0.002 (0.000)***
F 検定	F 値 4.69 Prob>F = 0.0000	F 値 4.42 Prob>F = 0.0000	F 値 4.68 Prob>F = 0.0000	F 値 5.07 Prob>F = 0.0000

注: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$. 括弧内は標準誤差を表す。
FEIV ①は2006年度増税に関する操作変数推定, FEIV ②は2010年度増税に関する操作変数推定である。

が大きいと考えられる。

さらに、男女ともに就業年数が時間あたり平均賃金に影響を与え、女性のみ結婚と子供が時間あたり平均賃金に影響を与えることがわかった。表5と表6より、就業年数においては、男性では1年延びることで10.4%、女性では8.0%時間あたり平均賃金を高くすることがわかる。結婚ダミーについては、男性では統計的に有意な結果ではないものの、既婚者の方が未婚者より時間あたり平均賃金が4.5%低くなる結果となった。これは、結婚プレミアムが「観測不能な個人間の異質性」によって説明されていた可能性を示唆し、それをコントロールすることでマイナスになるという興味深い結果であると考えられる¹²⁾。女性では、結婚ダミーと子供ダミーはともに統計的に有意な結果であり、女性の賃金決定には結婚・出産が影響すると考えられる。それ以外の変数は統計的に有意ではなかった。勤続年数が有意ではない理由とし

て、表2の転職ダミーが喫煙者も非喫煙者も男性では4%台、女性では6~8%台と低く、就業年数によって勤続年数の効果が吸収されたからだと考えられる¹³⁾。

また、OLS推定量においては、男性では下方向のバイアスが、女性では上方向のバイアスがかかっていたことがわかった。表5より、男性のOLS推定量は喫煙行動が賃金を9.4%引き下げる結果であり、固定効果推定量は統計的に有意ではなかったものの2.0%引き下げる結果であることがわかる。つまり、観測不能な個人間の異質性を除くことで喫煙行動が賃金へ与える負の影響は7.4%ポイント減少したことになる。これは、OLS推定量には下方向のバイアスがかかっていたことを示す。女性についても同様に考えると、表6よりOLS推定量には上方向のバイアスがかかっていたことがわかる。

これらの結果から、喫煙者と非喫煙者の間の賃

金差は、喫煙行動の違いによって生じているものではないと示せる。しかし、たばこによる健康被害は医学的に明らかなものであり、健康状態の悪化が賃金を引き下げため（湯田 2010）、健康を介した影響は否定できない。この研究で用いたパネルデータは9年間であり、喫煙行動による健康状態の悪化や改善には時間がかかることを考慮すると、健康状態を含めた分析を行うには、データの長さという点で限界があると考え¹⁴⁾。健康を介して喫煙が賃金にもたらす影響に関する検証には長期的なパネルデータが必要となり、今後の課題であると言えよう。

4 操作変数推定

ここでは時間を通して変わる個人間の異質性によるバイアスを考慮するために固定効果操作変数推定を行う。これまで、観測不能な個人間の異質性のうち時間を通して変わらない異質性によるバイアスを考慮してきた。ここで考慮する時間を通して変わる個人間の異質性とは、外生的な要因によって変わる個人属性である。例えば、配偶者の失業によって家計が苦しくなり、たばこを購入する余裕がなくなったため禁煙した人を考える。その人が苦しくなった家計を支えるために今まで以上に仕事に従事して賃金が上がった場合、たばこをやめたことが賃金を引き上げたようにみえる。この場合、固定効果推定量には上方向のバイアスがかかってしまい、喫煙による負の影響を過小評価することになる。このような時間を通して

変わる個人間の異質性をコントロールするために、操作変数法を用いる。

操作変数として、本論文ではたばこ税の増税を用いる。増税は外生的であり、時間を通じて一定ではない。また、たばこ税増税は賃金決定には影響せず、喫煙を抑制する効果があり（石井・河井 2006；河井 2012；湯田 2012；Yuda 2013）、その効果は増税前の喫煙量が多い人ほど大きいと考えられる。つまり、操作変数を用いることで、増税による喫煙行動の変化をコントロールし、(3)式の喫煙の係数 β_1 のバイアスをさらに除去することができることになる。

この論文で用いたKHPSの調査期間は2004年から2012年であり、その間に行われた増税は2006年度と2010年度の2度である。表8はそれぞれの増税後の1本あたりの税額を示している。たばこ1本あたりの税額は、2004年から2006年までが7.892円、2007年から2010年までが8.744円、2011年から2012年までが12.244円である¹⁵⁾。

2006年度と2010年度の2度の増税を用いて2つの操作変数を作り、別々に推定する。使用データの初年度の喫煙本数と増税前後の1本あたりの税額を掛け合わせた交差項を操作変数とする。この操作変数では、増税による負担は初年度により多くのたばこを吸っていた人の方がより大きくなる。非喫煙者は初年度の喫煙本数が0本なので、増税の影響を受けない。つまりこの操作変数を用いた分析においては、先行研究（石井・河井 2006など）の通り喫煙者率の低下が予想される。それ

表8 たばこ1本あたりの税額と操作変数

	2003年増税後	2006年増税後	2010年増税後
税額(円)	7.892	8.744	12.244
差額(円)		0.852	3.5
データ期間	2004年～2006年	2007年～2010年	
操作変数①	2004年度喫煙本数/日 ×7.892円 (2003年増税後税額/本)	2004年度喫煙本数/日 ×8.744円 (2006年増税後税額/本)	
データ期間		2007年～2010年	2011年～2012年
操作変数②		2007年度喫煙本数/日 ×8.744円 (2006年増税後税額/本)	2007年度喫煙本数/日 ×12.244円 (2010年増税後税額/本)

ぞれの操作変数は表8の通りとなる。操作変数①では、1度目の増税である2006年度増税を含む2004年から2010年までのデータ期間に限定し、増税前後の1本あたりの税額と2004年度の喫煙本数の交差項を操作変数として用いる。操作変数②は、2度目の増税である2010年度増税を含む2007年から2012年までの期間に限定し、増税前後の1本あたりの税額と2007年度の喫煙本数の交差項を操作変数として用いる。サンプル期間と操作変数を2つに分ける理由は、全データ期間内に2度の増税があり、それぞれの増税額が異なるため、1つの操作変数を作成して効果をみるのが難しいからである。

推定結果より、男女ともに依然として喫煙行動と時間あたり平均賃金の間に因果関係は認められないことがわかった。推定結果は表5と表6の(3)から(4)'までである。(3)と(3)'は操作変数①の結果であり、(4)と(4)'は操作変数②の結果である。また、(3)と(4)は2段階目の結果であり、(3)'と(4)'は1段階目の結果である。(3)'と(4)'によると男女ともに1段階目での操作変数(税額×喫煙本数)は統計的に有意となった。表5より男性の操作変数①の係数は-0.005であり、これは仮に一日に一箱(20本)喫煙する人を想定した場合、2006年度増税によってその喫煙者率を約8.5%ポイント減らし、2010年度では14%ポイント減らすことを表す¹⁶⁾。表6より女性の係数は-0.008と-0.002であり、同様に考えると、2006年度増税では喫煙者率を約13.6%ポイント減らし、2010年度増税では14%ポイント減らすことになる¹⁷⁾。(3)と(4)の2段階目の推定結果によると2006年度増税でも2010年度増税でも統計的に有意な結果は得られなかった。表5より男性では操作変数①に関しては下方バイアスが認められ、操作変数②に関しては大幅な上方バイアスが認められた。操作変数推定は2期間に分けて推計しているため、合わせると固定効果推定量には上方バイアスがあったと考えられる。表6より女性では操作変数①も操作変数②も上方バイアスが認められたので、固定効果推定量には上方バイアスがあったと考えられる。操作変数の検定については、表7下段のF検定のF値より妥

当性が示される。しかし、1つの内生変数に対して1つの操作変数を用いているため、過剰識別検定はできない。

また、女性についてのみ、結婚や出産が喫煙を抑制していることもわかった。表6より、女性では結婚ダミーが負で有意になったことから、既婚者の方が未婚者より禁煙する傾向があることがわかる。男性においては表5より結婚の影響は認められなかった。

V 頑健性

1 喫煙行動と仕事内容

ここでは省略変数が何であるかを解明するために、仕事内容や企業規模をコントロールした上で喫煙行動と時間あたり平均賃金の関係を考察する。上述した結果では、喫煙行動と観察不能な賃金決定要因には負の相関関係があり、OLS推定量には省略変数バイアス(omitted variable bias)が生じていることを示した。では、ここで述べる省略変数とは何か。一般に、医者などの賃金が高い仕事には非喫煙者が多く、工事現場などの賃金が低い仕事には喫煙者が多いと言われている。これが正しいと仮定すると、仕事内容をコントロールしなければ、医者という仕事による賃金引き上げの効果が喫煙ダミーを通して現れてしまい、(3)式の β_1 に上方バイアスがかかってしまうことになる。そこで、ここでは大企業ダミーと従事内容ダミーを加えて、喫煙行動が時間あたり平均賃金に与える影響を推定する。本論文で用いたKHPSでは、仕事内容は12の項目に分けられている¹⁸⁾。また、従業員数が500人以上の企業を大企業に分類している¹⁹⁾。

男性のOLS推定では、喫煙ダミーと教育年数および勤続年数が時間あたり平均賃金へ与える影響を過大評価していたことがわかった。表9に示す通り、大企業ダミーを入れた男性OLS推定では喫煙は時間あたり平均賃金を9.0%低下させる。大企業ダミーと従事内容ダミーを入れるとその効果は7.9%になる。表5(1)で示した9.4%と比べると、下方向のバイアスがかかっていたことが

表9 企業規模と従事内容

	男性				女性			
	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
推定方法	OLS	OLS	FE	FE	OLS	OLS	FE	FE
被説明変数	log 賃金							
喫煙ダミー	-0.090 (0.022)***	-0.079 (0.021)***	-0.021 (0.027)	-0.022 (0.027)	0.039 (0.029)	0.056 (0.028)**	-0.044 (0.039)	-0.043 (0.039)
教育年数	0.040 (0.005)***	0.028 (0.005)***	—	—	0.052 (0.006)***	0.032 (0.006)***	—	—
就業年数	0.020 (0.005)***	0.019 (0.005)***	0.103 (0.040)***	0.105 (0.040)***	0.014 (0.005)***	0.010 (0.005)**	0.080 (0.014)***	0.079 (0.014)***
就業年数 ²	-0.038 (0.010)***	-0.036 (0.010)***	-0.147 (0.013)***	-0.149 (0.013)***	-0.039 (0.012)***	-0.029 (0.011)***	-0.079 (0.017)***	-0.078 (0.017)***
勤続年数	0.016 (0.003)***	0.014 (0.003)***	0.003 (0.004)	0.004 (0.004)	0.021 (0.004)***	0.018 (0.004)***	0.005 (0.004)	0.004 (0.004)
勤続年数 ²	0.006 (0.009)	0.002 (0.009)	0.035 (0.012)***	0.033 (0.012)***	0.019 (0.016)	0.018 (0.015)	0.018 (0.021)	0.021 (0.021)
結婚	0.157 (0.038)***	0.146 (0.036)***	-0.047 (0.045)	-0.039 (0.045)	-0.095 (0.041)**	-0.073 (0.040)*	-0.074 (0.043)*	-0.069 (0.044)
子供	0.129 (0.031)***	0.123 (0.030)***	-0.005 (0.029)	-0.007 (0.029)	-0.028 (0.038)	-0.021 (0.036)	0.073 (0.029)**	0.072 (0.030)**
大都市	0.040 (0.024)	0.046 (0.023)**	0.023 (0.045)	0.023 (0.045)	0.053 (0.026)**	0.055 (0.025)**	0.001 (0.050)	0.001 (0.050)
大企業	0.167 (0.020)***	0.158 (0.019)***	0.045 (0.022)**	0.052 (0.022)**	0.077 (0.022)***	0.088 (0.022)***	0.020 (0.021)	0.024 (0.021)
定数項	6.349 (0.080)***	6.522 (0.085)***	6.046 (0.780)***	6.013 (0.782)***	6.185 (0.098)***	6.529 (0.101)***	5.976 (0.191)***	5.995 (0.193)***
年	Yes							
従事仕事	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes
R ²	0.22	0.25	0.04	0.04	0.13	0.17	0.02	0.02
N	9,339	9,339	9,339	9,339	7,498	7,498	7,498	7,498

注：* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$. 括弧内は標準誤差を表す。OLS はプーリング推定、FE は固定効果推定である。

わかる。つまり、OLS 推定では企業規模と仕事内容が賃金に与える効果は喫煙ダミーを通して現れていたことになる。男性固定効果推定では、喫煙者は非喫煙者より時間あたり平均賃金が2.1～2.2%低いことがわかるものの、統計的に有意ではなく、表5(2)と大差ない結果となった。女性に関してもOLS推定と固定効果推定ともに表6と比べて統計的に有意な差は見受けられなかった。その他の変数については、大企業ダミーと従事内容ダミーを加えることで、OLS推定におい

ては男女ともに教育年数、就業年数、勤続年数の係数に、固定効果推定では就業年数の係数に、上方向のバイアスがかかっていたことがわかる。くわえて、表9の大企業ダミーの係数より、大企業に入ることによって男性では時間あたり平均賃金を5.2%引き上げることがわかり、女性については企業規模の影響は認められないことがわかる²⁰⁾。

以上のことから、男性では表5の喫煙ダミーや教育年数および勤続年数の効果には、企業規模や仕事内容が時間あたり平均賃金に与える影響も含

表 10 正規雇用と非正規雇用

	男性				女性			
	正規雇用		非正規雇用		正規雇用		非正規雇用	
	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)
推定方法	OLS	FE	OLS	FE	OLS	FE	OLS	FE
被説明変数	log 賃金	log 賃金	log 賃金	log 賃金	log 賃金	log 賃金	log 賃金	log 賃金
喫煙ダミー	-0.104 (0.021)***	-0.038 (0.027)	-0.037 (0.051)	-0.091 (0.135)	0.009 (0.050)	0.057 (0.068)	0.016 (0.026)	-0.027 (0.046)
教育年数	0.048 (0.004)***	—	0.016 (0.011)	—	0.053 (0.009)***	—	0.041 (0.006)***	—
就業年数	0.026 (0.005)***	0.129 (0.054)**	0.010 (0.008)	0.008 (0.083)	0.012 (0.008)	0.141 (0.046)***	0.008 (0.005)*	0.036 (0.015)**
就業年数 ²	-0.049 (0.011)***	-0.112 (0.015)***	-0.024 (0.019)	-0.086 (0.050)*	-0.024 (0.019)	-0.056 (0.031)*	-0.024 (0.010)**	-0.002 (0.021)
勤続年数	0.016 (0.004)***	0.011 (0.004)**	0.014 (0.011)	0.012 (0.017)	0.027 (0.007)***	0.026 (0.010)***	0.009 (0.005)*	0.001 (0.005)
勤続年数 ²	0.008 (0.010)	-0.007 (0.014)	-0.006 (0.033)	0.063 (0.056)	-0.019 (0.022)	-0.071 (0.034)**	0.005 (0.026)	-0.040 (0.036)
結婚	0.152 (0.036)***	-0.075 (0.044)*	0.023 (0.081)	-0.103 (0.193)	0.016 (0.044)	-0.039 (0.070)	-0.086 (0.040)**	-0.110 (0.053)**
子供	0.049 (0.030)	-0.012 (0.029)	0.175 (0.085)**	0.129 (0.098)	0.044 (0.038)	0.041 (0.045)	-0.036 (0.035)	0.079 (0.037)**
大都市	0.081 (0.024)***	-0.026 (0.045)	0.118 (0.058)**	-0.101 (0.193)	0.030 (0.040)	0.044 (0.089)	0.083 (0.024)***	-0.071 (0.055)
定数項	6.230 (0.078)***	5.516 (1.037)***	6.654 (0.175)***	7.308 (1.450)***	6.122 (0.147)***	5.131 (0.641)***	6.342 (0.104)***	6.420 (0.191)***
年	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.27	0.05	0.08	0.06	0.18	0.05	0.07	0.02
N	6,698	6,698	634	634	2,240	2,240	3,719	3,719

注：* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$. 括弧内は標準誤差を表す。OLS はブーリング推定, FE は固定効果推定である。

まれていたことがわかり、企業規模と仕事内容は省略変数であるといえる。しかし、固定効果推定の結果では、依然として喫煙行動と賃金の間に因果関係は認められず、喫煙者と非喫煙者の賃金差は観測不能な個人属性によって生じていることを示すものであった²¹⁾。すなわち、企業規模と仕事内容は省略変数であると考えられるものの、観測不能な個人属性をコントロールするとその影響は認められず、IVの推定結果の頑健性を支持する結果であることがわかった。また、企業規模の影響

は男性にのみ現れることも判明した。

2 正規雇用と非正規雇用

次に、雇用形態別に喫煙と時間あたり平均賃金の関係を考察する。正規雇用と非正規雇用とでは、賃金決定の構造が異なる可能性があるため、喫煙行動による影響も異なると考えられる²²⁾。そこで、男女それぞれについて正規雇用と非正規雇用に分けて分析を行った。表2より男性では喫煙者非喫煙者ともに約90%が正規雇用であり、女性では

34%から40%弱が正規雇用であることがわかる。

男性正規雇用者では、喫煙者と非喫煙者の賃金差は認められなかった。表10のOLS推定の結果は、喫煙が正規雇用者の時間あたり平均賃金を10.4%引き下げることが示し、非正規雇用者では賃金差はないことを示している。一方、固定効果推定では、正規・非正規ともに統計的に有意な結果は得られなかった。つまり、正規雇用者では観測不能な個人属性が賃金差を生じさせていたこと、非正規雇用者では喫煙行動は賃金変化に影響を与えないことがわかる。しかし、非正規雇用者のサンプルサイズは全体の1割に満たないため、解釈には注意が必要である。また、正規雇用者についてはOLS推定量では下方向にバイアスがかかり、非正規雇用者では上方向のバイアスがかかることがわかった。

女性では、正規雇用者も非正規雇用者も喫煙行動は時間あたり平均賃金に影響を与えない。表10より、全ての喫煙ダミーの係数は統計的に有意ではないことがわかる。つまり、女性に関しては、雇用形態に関わらず喫煙者と非喫煙者の間に賃金差は認められないことになる。

したがって、雇用形態別にみても、男女ともに喫煙行動と時間あたり平均賃金の間に因果関係は認められないことがわかる。すなわち、正規雇用者でも非正規雇用者でも喫煙行動によって賃金変化は左右されないということになる²³⁾。

3 追加的な検証

ここでは、これまでの結果の頑健性を確認するために行った2つの追加的な分析結果を紹介する。推定結果は表11の通りである。

まず、1日当たりの平均喫煙本数を説明変数とした推定を行い、喫煙本数の増加は時間あたり平均賃金に影響を与えないことを確認した。喫煙が賃金に与える影響は、喫煙行動の有無ではなく喫煙本数の変化を通して現れる可能性がある。表11上段の男性全サンプルを用いたOLS推定の結果によると、1日当たりの平均喫煙本数を1本増やすことで時間あたり平均賃金は0.3%減る。しかし、固定効果推定では平均喫煙本数と時間あたり平均賃金の間に因果関係は認められなかった。

女性では、OLS推定でも固定効果推定でも1日当たりの平均喫煙本数が時間あたり平均賃金に与える影響は確認できなかった。

ここで、1日当たりの平均喫煙本数を説明変数として用いるときの解釈は、「喫煙本数を1本増やしたときに時間あたり平均賃金はどれくらい変化するか」となる。つまり、上述の結果の解釈は、1日の喫煙本数を1本増やしても時間あたり平均賃金になにかしらの影響を与えないということになる。また、喫煙者が1本たばこを増やす場合と非喫煙者が1本たばこを増やす場合（喫煙を始める場合）とではその影響は異なると考え、喫煙者のみに限定した推定も行った。その結果、表11中段より男女ともに平均喫煙本数の係数はほぼゼロであり、全てにおいて統計的に有意ではなかった。すなわち、喫煙者に限定した場合でも、1日の喫煙本数を1本増やしても時間あたり平均賃金の変化には影響を与えないことになる。

次に、過去の喫煙行動が各期の時間あたり平均賃金に与える影響を検証し、その影響は認められないことを確認した。本論文ではパネルデータを使用しているため、1年前の喫煙行動のラグ変数を用いた検証を行うことができる²⁴⁾。その結果、表11下段の男性OLS推定によると、1年前の喫煙行動は時間あたり平均賃金を9.7%引き下げることがわかる。しかし、固定効果推定ではその影響は認められない。女性では、OLS推定も固定効果推定も統計的に有意な結果は得られなかった。つまり、男女ともに1年前の喫煙行動は、現在の時間あたり平均賃金に影響を与えないことを示している。

以上より、ここでは喫煙本数の変化を通して賃金に与える影響と過去の喫煙行動が現在の賃金に与える影響を検証した。その結果、喫煙本数や過去の喫煙行動は賃金の変化に影響を与えないことがわかり、ここまでで得られた結果が頑健であることを確認した。

VI まとめ

本論文では、慶應義塾家計パネル調査のパネル

表 11 追加的な検証

	男性 (全サンプル)		女性 (全サンプル)	
	OLS	FE	OLS	FE
平均喫煙本数 / 日	-0.003 (0.001)***	-0.001 (0.001)	0.002 (0.002)	0.002 (0.003)
R^2	0.21	0.04	0.13	0.02
N	9,323	9,323	7,486	7,486
Hausman 検定	Prob>chi2=0.0000		Prob>chi2=0.0000	

注：* p <0.1; ** p <0.05; *** p <0.01. 括弧内は標準誤差を表す。
OLS はプーリング推定, FE は固定効果推定である。

	男性 (喫煙者のみ)		女性 (喫煙者のみ)	
	OLS	FE	OLS	FE
平均喫煙本数 / 日	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.001 (0.003)	0.003 (0.003)
R^2	0.19	0.05	0.11	
N	4,267	4,267	1,345	1,345
Hausman 検定	Prob>chi2=0.0000		Prob>chi2=0.1713	

注：* p <0.1; ** p <0.05; *** p <0.01. 括弧内は標準誤差を表す。
OLS はプーリング推定, FE は固定効果推定である。

	男性		女性	
	OLS	FE	OLS	FE
1 期前の喫煙ダミー	-0.097 (0.025)***	-0.044 (0.031)	0.052 (0.033)	-0.002 (0.042)
R^2	0.20	0.02	0.15	0.01
N	7,113	7,113	5,618	5,618
Hausman 検定	Prob>chi2=0.0000		Prob>chi2=0.0000	

注：* p <0.1; ** p <0.05; *** p <0.01. 括弧内は標準誤差を表す。
OLS はプーリング推定, FE は固定効果推定である。

データを用いることで、喫煙行動が賃金を低くするという仮説の再検討を行った。分析では、先行研究で用いられていたクロスセクションデータや2期間のパネルデータでは捉えられない個人間の異質性を、9年間の日本のパネルデータを用いた固定効果推定でコントロールし、喫煙行動が賃金へ及ぼす影響を検証した。加えて、操作変数による時間を通して変化する個人間の異質性をコントロールした分析も行い、いくつかの頑健性を確認する分析も行った。

その結果、喫煙者と非喫煙者の賃金差は、観測不能な個人間の異質性によって生じていたことがわかった。男性の OLS 推定では、喫煙行動は時間あたり平均賃金を 9.4% 引き下げる結果を得た

のに対し、固定効果推定では統計的に有意な影響は認められなかった。つまり、観測不能な個人間の異質性をコントロールすると、男性では喫煙行動が時間あたり平均賃金に影響を与えないことを意味している。女性では、OLS 推定でも固定効果推定でも統計的に有意な結果は得られず、喫煙者と非喫煙者の賃金差は男性と異なり喫煙行動以外の説明変数によることが確認できた。以上より、男性では観測不能な個人間の異質性が喫煙者と非喫煙者の賃金差を生じさせていたのであり、男女ともに喫煙行動は時間あたり平均賃金に影響を与えないという結論になる。

操作変数法や頑健性の確認を行っても同様の結果となった。操作変数法では男女ともに喫煙者と

非喫煙者の賃金差は認められなかった。頑健性の確認として、企業規模と仕事内容を加えた推定および雇用形態別の推定を行った。企業規模や仕事内容を加えたところ、多少の係数変化はあるもののやはり男女ともに喫煙行動と時間あたり平均賃金に因果関係は認められなかった。雇用形態別にみた場合でも同様の結果となった。

この論文ではパネルデータを用いることで、喫煙者と非喫煙者の賃金差は喫煙行動の違いによるものではなく、データでは観測できない個人間の異質性によるものであることを示した。しかし、依然として喫煙行動が健康被害を通じて労働生産性を低下させ、それが賃金変化に繋がる長期的な可能性は否定できない。そのため、長期的な影響の検証とメカニズム解明が今後の研究課題であると考えられる。

*謝辞：本研究を遂行し論文としてまとめるに当たり、日々の研究だけでなく多岐にわたりご指導を賜りました、指導教官である川口大司教授、小塩隆士教授に深く感謝致します。また、日常の議論を通じて多くの知識や示唆を頂いた川口ゼミならびに小塩ゼミの皆様には感謝致します。なお、本稿に含まれる誤りは、すべて筆者本人のみに帰するものである。

- 1) 肺がんを引き起こす、ニコチン中毒による脳障害、脳梗塞や心筋梗塞などを引き起こすことが指摘されている。Hackshaw, Law and Wald (1997), Neal and Benowitz (2008), Barik and Wonnacott (2009) や Benowitz (2010) など。
- 2) 例えば Ault et al. (1991) など。他に、世界銀行 (1999) では、禁煙による満足度の低下や離脱の困難さなどのコストが指摘されている。
- 3) 国たばこ税、たばこ特別税、地方たばこ税、路上喫煙禁止条例など。
- 4) この分析ではカテゴリー化された賃金を用いている。
- 5) 石井・河井 (2006)、河井 (2012)、湯田 (2013) や Yuda (2013) では、たばこ価格の上昇やたばこ税の引上げは、禁煙と節煙を促すものとしている。
- 6) 詳細は慶応義塾大学グローバル COE ホームページ (<http://www.gcoe-econbus.keio.ac.jp/post-8.html>) を参照。
- 7) 日本では、60歳を境に賃金の推移が大きく変わるため年齢を限定する。また、学生のアルバイト収入を除くため学生を除外する。
- 8) 月給・週給は月給記載のため12カ月分を乗じたものを、日給は月の労働日数と12カ月分を乗じたものを、年俸はそのままの値を用いた。また質問項目には、「昨年1年間の税引き前の全収入」と「2つ以上収入を得ている場合の収入が多い方の月給・日給・時給・年収」があるため、後者の方を用いている。
- 9) 調査時に勤めている会社での就業年数を用いる。履歴に関して、初年度 (2004年) 調査では18～68歳のみだが、2年

目 (2005年) に15～17歳が追加で質問されているため、2つを合わせて作成した。

- 10) 1日8時間勤務を週5日行くと仮定し、喫煙者と非喫煙者の平均時間あたり賃金差 (男性では約444円、女性では約33円) に、1日8時間および週5日をかけ、それに52週分をかけて計算した。
- 11) 川口 (2008) より、女性の結婚ペナルティは約8%、出産ペナルティは約4%である。
- 12) Cornwell and Rupert (1997) や Gray (1997) などの先行研究では、結婚は男性の賃金に正の効果を持ち、女性についてはほとんど効果がないと示されている。
- 13) いずれも厚生労働省の雇用動向調査の結果より低い結果となった。2010年度 (平成22年度) の転職入職者率は、男性が8.1%で、女性が10.4%である。
- 14) 国立がん研究センター HP「たばこ死亡率との関係について」と順天堂大学医学部附属順天堂医院呼吸器外科 HP「肺がんについて」によれば、たばこを吸えば吸うほど死亡率は高まることがわかる。また、死亡リスクを下げるにはかなりの時間がかかる。肺がんの場合、約20年かかる。
- 15) 慶應義塾家計パネル調査は毎年1月に行われ、2006年度の増税は7月に行われたため、2007年より税額が変わり、2010年度の増税は10月に行われたため、2011年より税額が変わるとしている。
- 16) 操作変数①に関して、係数 $(-0.005) \times (2006 \text{年以降税額 } 8,744 \text{円} - 2006 \text{年以前税額 } 7,892 \text{円}) \times 2004 \text{年時点の一日の喫煙本数 } 20 \text{本}$ 、を計算している。操作変数②に関しては、係数 $-0.002 \times (2010 \text{年以降税額 } 12,244 \text{円} - 2010 \text{年以前税額 } 8,744 \text{円}) \times 2007 \text{年時点の一日の喫煙本数 } 20 \text{本}$ 、を計算している。
- 17) 操作変数①に関して、係数 $(-0.008) \times (2006 \text{年以降税額 } 8,744 \text{円} - 2006 \text{年以前税額 } 7,892 \text{円}) \times (2004 \text{年時点の一日の喫煙本数 } 20 \text{本})$ 、を計算している。操作変数②に関しては、係数 $(-0.002) \times (2010 \text{年以降税額 } 12,244 \text{円} - 2010 \text{年以前税額 } 8,744 \text{円}) \times (2007 \text{年時点の一日の喫煙本数 } 20 \text{本})$ 、を計算している。
- 18) 農林漁業作業員、採掘作業員、販売従事者、サービス職従事者、管理的職種、事務従事者、運輸・通信従事者、建造・建築・保守・運搬などの作業員、情報処理技術者、専門的・技術的職業従事者、保安職業従事者、その他を含む12項目である。推定では、その他を基準に11項目のダミーを用いる。
- 19) 2004年と2005年以降の質問表では、従業員数の区切りが異なる。2004年では、「100～299人」「300～499人」「500人以上」と区切られており、2005年以降では、「100～499人」「500人以上」と区切られている。この論文では、同一の変数を作成するために「500人以上」を大企業と分類している。
- 20) また、仕事の内容では、サービス職従事者が時間あたり平均賃金を6.6%引き下げる結果となった。
- 21) 操作変数推定を行っても喫煙行動と賃金の間に因果関係は認められなかった。
- 22) Yuda (2013) によれば、たばこ価格上昇は会社員・男性製造業従事者に対して負の影響を与える。
- 23) 操作変数推定を行っても喫煙行動と賃金の間に因果関係は認められなかった。
- 24) 9カ年のパネルデータのため、最長8年分のラグを取ることが可能である。しかし、多重共線性の問題を考慮してここでは1年前のラグ変数のみを用いた分析とした。

参考文献

- Ault, Richard W., Ekelund Jr., Robert B., Jackson, John D., Saba, Richard S., Saurman, David S. (1991) "Smoking and Absenteeism" *Applied Economics*, 23, 743-754.
- Barik, Jacques and Wonnacott, Susan (2009) "Molecular and Cellular Mechanisms of Action of Nicotine in the CNS" *Handbook of Experimental Pharmacology*, 192, 173-207.
- Benowitz, N.L. (2010) "Nicotine Addiction" *New England Journal of Medicine*, 362(24), 2295-2303.
- Bush, R. and Wooden, M. (1995) "Smoking and Absence from Work: Australian Evidence" *Social Science & Medicine*, 41(3), 437-446.
- Cornwell, Christopher and Rupert, Peter (1997) "Unobservable Individual Effects, Marriage and the Earnings of Young Men" *Economics Inquiry*, 35(2), 285-294.
- Gray, Jeffrey S. (1997) "The Fall in Men's Return to Marriage: Declining Productivity Effects of Changing Selection?" *Journal of Human Resources*, 32(3), 481-504.
- Hackshaw, A.K., Law, M.R., Wald, N.J. (1997) "The Accumulated Evidence of Lung Cancer and Environmental Tobacco Smoke" *British Medical Journal*, 315, 980-988.
- Leigh, Paul J. (1995) "Smoking, Self-selection and Absenteeism" *Quarterly Review of Economics and Finance*, 35, 365-386.
- Levine, Phillip B., Gustafson, Tara A., Velenchik, Ann D. (1997) "More Bad News for Smokers? The Effects of Cigarette Smoking on Wages" *Industrial and Labor Relations*, 50(3), 493-509.
- Lye, Jenny N. and Hirschberg, Joe (2004) "Alcohol Consumption, Smoking and Wages" *Applied Economics*, 36(16), 1807-1817.
- Neal, L. and Benowitz, M. N. (2008) "Neurobiology of Nicotine Addiction: Implications for Smoking Cessation Treatment" *American Journal of Medicine*, 121(4A), S3-S10.
- Wooldridge, Jeffrey M. (2010) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data 2nd Edition*, The MIT Press.
- Yuda, Michio (2011) "The Effect of Habitual Smoking on Labor Productivity" *Applied Economics Letters*, 18, 1125-1132.
- (2013) "The Impact of Recent Smoking Control Policies on Individual Smoking Choice: The Case of Japan" *Health Economics Review*, Vol.3, Article 4.
- 石井加代子・河井啓希 (2006) 「たばこ税の引上げや健康増進法は禁煙にどこまで有効か」樋口美雄・慶應義塾大学経商連携 21 世紀 COE (編) 『日本の家計行動のダイナミズム II』 pp.211-236. 慶應義塾大学出版会。
- 上村一樹・野田顕彦 (2011) 「喫煙習慣のパネル分析——合理的依存症モデルの検証」瀬古美喜・照山博司・山本勲・樋口美雄・慶応-京大連携グローバル COE (編) 『日本の家計行動のダイナミズム VII』 pp.91-110. 慶應義塾大学出版会。
- 河井啓希 (2012) 「2010 年たばこ税引き上げの効果——JHPS によるパネルデータ分析」樋口美雄・宮内環・C. R. McKenzie・慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター (編) 『親子関係と家族行動のダイナミズム——財政危機下の教育・健康・就業』 pp.105-124. 慶應義塾大学出版会。
- 川口章 (2008) 『ジェンダー経済格差』勁草書房。
- 北村行伸 (2005) 『パネルデータ分析』岩波書店。
- 湯田道生 (2010) 「健康状態と労働生産性」『日本労働研究雑誌』 No.601, pp.25-36.
- (2012) 「たばこに対する需要・供給ショックが喫煙行動に与えた影響」『医療経済研究』, Vol.24, No.2, pp.143-156. 医療経済研究機構 (2010) 『禁煙政策のありかたに関する研究——喫煙によるコスト推計～報告書』 <http://www.ihp.jp/publications/report/search.php?dl=26&i=1> (参照日: 2013 年 7 月 15 日)。
- 厚生労働省「最新たばこ情報: 成人喫煙率 (厚生労働省国民栄養調査)」 <http://www.health-net.or.jp/tobacco/product/pd100000.html> (参照日: 2013 年 9 月 30 日)。
- 「最新たばこ情報: 成人喫煙率 (JT 全国喫煙者率調査)」 <http://www.health-net.or.jp/tobacco/product/pd090000.html> (参照日: 2013 年 9 月 30 日)。
- 国立がん研究センター「たばここと死亡率との関係について」 <http://epi.ncc.go.jp/jphc/outcome/252.html> (参照日: 2013 年 11 月 30 日)。
- 世界銀行 (1999) 『たばこ流行の抑制』 A World Bank Publication. 順天堂大学医学部付属順天堂医院呼吸器外科「肺がんについて」 http://www.juntendo.ac.jp/hospital/clinic/kokyukigeka/kanja02_01.html (参照日: 2013 年 11 月 30 日)。

(投稿受付 2013 年 2 月 19 日, 採択決定 2015 年 2 月 13 日)

そん・あもん 一橋大学大学院経済学研究科博士後期課程。労働経済学専攻。