

Question 8 【事例別検討】(集合住宅におけるベランダの受動喫煙)

同じマンションにおいて、HとLは、それぞれ階の真上、真下に居住していた。Hは、過去に小児喘息に罹患したことがあり、タバコ煙に対して強い恐怖感があった。Lは毎日、自室のベランダで喫煙し、立ち上ったタバコ煙がHの室内に流入し続けた。マンションの換気システムの構造上、Hが窓を開けていればLのタバコ煙が勢いよくHの居室内に流入し、またHが窓を閉めていてもHの居室内に漏れて流入した。Hは、ベランダをビニールシートで覆い、扇風機及び空気清浄器を設置して、室内のタバコの煙を外へ出すなどして、できる限りの措置を講じていたが、効果は十分ではなかった。Hは強いストレスを感じ、ストレスによって帯状疱疹を発症した。HはLに、ベランダでの喫煙をやめるよう繰り返し求めた。しかし、Lはこれを無視して喫煙を継続し、Hはさらなる多大なストレスで、不眠や動悸、うつ状態になる等して精神的に追い込まれた。

Hの不眠、うつ状態等について、Lに犯罪が成立しますか？

なお、上記Questionは、実際の民事裁判である名古屋地判平成24年12月13日を基にして事例を設定したものです。

Answer

【結論】

暴行罪の成立については肯定と否定のいずれも考えられます。

未必の故意が認められれば傷害罪が成立し、未必の故意が認められない場合は、過失傷害罪が成立し得ます。

【検討】

近年、住居の相隣問題・近隣問題としてタバコ煙害の問題が多く生じており、新聞やテレビでも度々取り上げられています(日経新聞2009年1月3日、朝日新聞2010年9月17日、毎日新聞2013年9月26日、産経新聞2015年2月12日、TBSテレビ「いっぷく!」2015年2月26日、TBSテレビ「あさチャン!」2015年10月14日、NHK「あさイチ」2015年11月2日、等)。実際に民事裁判も起きており、判決(名古屋地判平成24年12月13日)が公表されています。

こうした近隣住宅における受動喫煙の問題は、実際に、被害者から警察に相談がなされることがしばしばあります。その多くは「警察安全相談」として、処理されているものと思われます。そもそも警察は、犯罪捜査及び被疑者逮捕のみならず、個人の生命、身体及び財産の保護のため、犯罪の予防、鎮圧、その他公共の安全と秩序の維持に当たることも責務とされています（警察法2条1項）。警察は、「警察安全相談」「生活安全相談」として、犯罪や事故の発生には至っていない普段の生活の安全や平穏に関わる様々な悩みごとや困りごとの相談（近隣トラブル・迷惑行為問題を含む。）を受け付け、問題解決に向けて様々な対応を行うものとされています。

隣家同士の対立がエスカレートして重大な犯罪行為に発展するような場合も考えられますので、将来の犯罪行為の抑止につながる適切かつ積極的な対応をお願いしたいところです。「民事不介入」「民事不干涉」等を口実とした不作為は、不適切であると考えられます。

この問題は、民事のみならず、刑法の観点からも問題となり得ます。

この場合の刑法上の考え方は、Question 7-2と同様に考えられます。

前述のとおり、判例及び通説は、精神的健康に関して、精神衰弱症、不安抑うつ状態、PTSD、睡眠障害・慢性頭痛症・耳鳴り症も傷害に当たるとしています。

暴行罪の「有形力」には、臭気や化学的作用についても含まれるとする積極説が学説上多数です。この見解に基づけば、暴行罪が成立し得ます。ただし、判例及び学説が、本件のような直接タバコの煙を吹きかける態様ではない継続的な受動喫煙について、「人の身体に対して向けられた」と判断するかどうかは明らかではありません。

他方、「暴行」ではないと考える消極説に立てば、「物理的有形力の行使」ではなく、「無形的方法による」傷害結果の発生と考えられます（「暴行によらない傷害」）。

Hにとって大きな精神的負担となり、その身体に障害が生じる可能性があることをLが認識しつつ行ったものとして、Lに「未必的故意」があったといえれば、傷害罪が成立します。前掲最決平成17年3月29日は、隣家に面した窓を開け、窓際等にラジオ及び複数の目覚まし時計を置き、1年半にわたり隣家被害者に向けて、連日、朝から深夜までラジオ音声及び目覚まし時計アラームを大音量で鳴らし続けた事案において、睡眠障害・慢性頭痛症・耳鳴り症の傷害罪を肯定しました。

Hの不眠、うつ状態等の発生について、Lに未必の故意が認められなければ、Lは「過失傷害罪」となります。

Question 9 (幼児喫煙・子供の受動喫煙)

近時、親が幼児に喫煙させる行為の暴行罪該当性に関するニュースが報道されています。幼児に喫煙させる行為や、子供の受動喫煙について、本誌との関連ではどのように考えられますか？

Answer

【報道内容】

近時のニュースとして、幼児に喫煙させた件が立て続けに3件報道されています。

- (1) 1歳の幼児の口に、火をつけて喫煙できる状態のタバコを押しつけて吸わせようとしたとして、市原署は2015年12月8日、暴行の疑いで、母親(26歳)と元交際相手の男(29歳)を千葉地検に書類送検した。
- (2) 2歳の男児にタバコを吸わせたとして、愛知県警北署は、暴力行為等処罰法違反の罪で父親(24歳)と交際相手の少女(16歳)を逮捕し、その後、父親は略式起訴され、名古屋簡易裁判所は2015年12月7日、罰金10万円の略式命令を出した。
- (3) 2歳の長男に都内の居酒屋で火を点けたタバコを吸わせたとして、警視庁は、暴行の疑いで、東京都江戸川区に住む22歳の母親を2015年12月17日付で書類送検した。

【検討】

上記(2)事件については、「数人共同して刑法第二百八条(暴行罪)を犯したる」として、暴力行為等処罰法第1条の適用となったものと考えられます。

また報道によれば、名古屋地検は、男児の口にタバコを無理やり押し当てたとの点を捉えて「暴行罪」に該当すると判断したようです。

この点、「無理やり押し当てた」とまでは認定できず、父親が単にタバコを男児の口に運んで喫煙させたにとどまる場合(実際の動画を見ると、そのように見える余地もあるでしょう。)には、暴行罪の成否はどうでしょうか。

本誌に述べたこれまでの検討内容からすれば、臭気や化学的作用自体についても、「不法な有形力の行使」たる「暴行」の態様に該当すると捉えることが可能でしょう。そうすると、上記名古屋地検とはまた別の切り口での暴行

罪の捕捉もあり得るのではないかと考えられます。もっとも、その場合、被害者（2歳の男児）の同意（承諾能力、真意性、社会的相当性など）も検討を要する可能性があります。

上記は1歳児及び2歳児の能動喫煙の問題でしたが、このほかに、家庭内における幼児の受動喫煙についても、今後検討すべき問題といえるでしょう。

家庭内で幼い子供の前でタバコを吸い、受動喫煙せしめる行為は、今後、児童虐待や暴行・傷害の問題として、議論される可能性もあると思います。ちなみに、海外では、子供が同乗している自動車内での喫煙が、罰則付きの法律で禁止されています。オーストラリアでは16歳未満（州によっては18歳未満）の子供が同乗している自動車内での喫煙は、罰則をもって禁止されています（2007年以後各州に拡大）。カナダでは16歳未満の子供（州により2008～2010年頃から）、イングランドでは18歳未満の子供（2015年から）、フランスでは12歳未満の子供（2015年から）について適用されています。また、アメリカではカリフォルニア州及びオレゴン州（18歳未満の子供に適用）をはじめ、8州及びいくつかの都市（州及び都市によって年齢は異なる）において、また、その他の国々でも、こうした法律が適用されています。

子供は自らの意思で受動喫煙を避けることが極めて困難であり、選択権を持たないため、特に受動喫煙からの保護の必要性が高いものとして検討する必要があります。

本誌では問題提起にとどめますが、今後の検討課題といえるでしょう。

Question10（その他の論点）

ここまで、受動喫煙問題を主に刑法各論の観点から検討してきましたが、全体を通して、ほかに留意すべき点はありますか？

Answer

【結論】

可罰的違法性や起訴猶予処分の問題があります。

また、別件逮捕等の刑事訴訟法上問題とされる運用がなされてはなりません。

【検討】

構成要件に該当するが法益侵害の程度が極めて軽微な場合には、可罰的違法性の問題として、違法性を阻却する考え方があります（大判明治43年10月11日）。違法な行為であったとしても実害が極めて微細な所為であれば罪には問えないと解されています。

他方、その後の判例及び諸学説は、可罰的違法性論に対し、消極的、否定的態度を採る傾向にあるとの指摘があります。

受動喫煙の問題との関係で、この可罰的違法性の論点がどのように位置づけられるのか、どの程度の軽微事案の場合に違法性が阻却され得るのかについては、本書では指摘にとどめ、今後の議論に委ねたいと考えます。また、検察官の裁量による起訴猶予処分のあり方についても、今後の課題です。

実務において刑事法を適用できるか否か、適用すべきか否かについては、個別具体的な事案ごとに警察・検察・裁判所の判断に委ねられています。本書が検討の際の一助となれば幸いです。なお、関係当局には、あくまで公正妥当な法解釈に基づいた運用がなされるよう期待します。別件逮捕・勾留等の適正手続に反する悪用がなされてはなりません。こうした問題は、刑事訴訟法及び他の犯罪にまたがる一般的な問題で、本報告書の目的からは逸れませんが、弁護士の立場からはそうした適正手続に反する運用がなされるべきでないことを付言させていただきます。

Question11 （罰則付きの受動喫煙防止法・条例との関係）

現在、2020年の東京五輪に向けた受動喫煙対策強化として罰則付きの受動喫煙防止法が検討され始めていますが、罰則付きの新法又は条例と本稿で検討した刑法上の罪との関係は、どのように理解されますか？

Answer

【結論】

新たな法律又は条例が成立するか否かにかかわらず、相手の顔に直接吹きかける行為や傷害の故意がある場合には、本稿で論じたように刑法上の犯罪が成立します。

新たな法律又は条例が制定されれば、刑法と二重に違反となる場合もあります。

【検討】

Question 2 の解説でも述べた現行の健康増進法及び労働安全衛生法の受動喫煙防止規定は、努力義務規定であり、行政法規としての罰則は規定されていません（民事上の責任においては考慮されます。Question 3 参照）。

他方、条例では、受動喫煙を防止するため、罰則規定を設けているものがあります。「神奈川県公共的施設における受動喫煙防止条例」（平成21年制定）は、違反した施設管理者及び違反喫煙者に「過料」の行政罰を定めています。また、兵庫県「受動喫煙の防止等に関する条例」（平成24年制定）は、違反した施設管理者に罰金の刑事罰を、違反喫煙者に「過料」の行政罰を定めています。

こうした条例の罰則対象と本稿で検討した刑法上の罪とは、適用の要件が異なります。上記条例は、屋内を対象にしていますが、刑法上の罪は屋外でも成立し得ます。刑法上の罪は、本稿で論じたように、相手の顔に直接吹きかける行為や傷害の故意がある場合等に成立しますが、上記条例ではそうした態様や故意がある場合に限定されません。

両者は重なって成立する場合も考えられます。刑事罰と行政制裁は、それぞれ性格を異にするから、両者を併科しても憲法第39条（二重処罰の禁止）には反しないと解されています（最大判昭和33年4月30日）。また、1個の行為について刑法の罪と条例上の刑事罰の両方が成立する場合には、観念的競合（刑法54条）として重い方の刑によって処断されます。

現在、2020年の東京五輪に向けた受動喫煙対策強化として、対策をとらない公共施設や飲食店等に罰則を科す新法が政府において検討され始めていますが、これとの関係についても上記述べたのと同様に考えられます。新たな法律又は条例が成立するか否かにかかわらず、既に、相手の顔に直接吹きかける行為や傷害の故意がある場合には、本稿で論じたように刑法上の犯罪が成立すると考えられます。

そして、新たな法律又は条例が制定されれば、行為によっては二重に法令に違反することとなり、刑事罰と行政制裁が併科されたり、刑事罰が数罪成立して観念的競合とされたりすることになります。

（おかもと こうき、かたやま りつ、たに なおき）

特集：たばこ規制枠組み条約に基づいたたばこ対策の推進

<総説>

FCTC 6条 たばこ税増税の経済評価とたばこによる経済損失
—たばこ税の影響と、禁煙政策の医療経済評価にまつわる諸問題—

五十嵐中¹⁾，福田敬²⁾，後藤励³⁾

¹⁾ 東京大学大学院薬学系研究科

²⁾ 国立保健医療科学院医療・福祉サービス研究部

³⁾ 京都大学大学院経済学研究科・経済学部

Framework Convention on Tobacco Control Chapter 6 Health economic
evaluation of tobacco-tax raising and economic burden of tobacco:
Issues around tobacco tax raising and
economic evaluation of anti-smoking policy

Ataru IGARASHI¹⁾，Takashi FUKUDA²⁾，Rei GOTO³⁾

¹⁾ Graduate School of Pharmaceutical Sciences, The University of Tokyo

²⁾ Department of Health and Welfare Services, National Institute of Public Health

³⁾ Graduate School of Economics and Faculty of Economics, Kyoto University

抄録

FCTC第6条は、税収の確保ではなく公衆衛生の観点からの喫煙率低下を目指し、たばこ税の値上げを提言している。もっとも、2010年のような大幅値上げの可能性を評価するには、税収と喫煙率双方への影響評価が必要である。

コンジョイント分析や価格弾力性を用いた研究では、大幅値上げを実施しても一箱あたりの税収増効果が総需要の減少効果を上回り、総税収は増加することが示唆されている。実際過去の値上げ前後の税収変動を見ると、値上げ後の方が税収は増加している。

喫煙率低下を達成するには、たばこ税値上げ以外の禁煙政策を同時に実施することも効果的で、とくに公共空間での喫煙への罰金が有効であることが、コンジョイント分析によって示されている。

禁煙治療や禁煙支援のように、総費用が減少してかつ健康アウトカムが改善する“dominant (優位)”介入は、予防介入に限定しても極めてまれである。今回示したような定量的データは、合理的な政策決定にとっても有用である。

キーワード：たばこ税，コンジョイント分析，価格弾力性，禁煙治療，費用対効果

Abstract

According to Chapter 6 in FCTC, tobacco tax raising should be done for reducing smoking rate, rather than maintaining/increasing tax revenues.

連絡先：五十嵐中

〒113-8654 東京都文京区本郷7-3-1

7-3-1, Hongo, Bunkyo-ku, Tokyo, 113-8654, Japan.

Tel: 03-5841-4828

E-mail: atarui1@mac.com

[平成27年9月24日受理]

However, impacts of the tax raising for both smoking rate and tax revenues should be taken into account, especially in case applicability of large-scale tax raising is considered.

Several researches assessed those impacts, using the price elasticity and/or results from conjoint analyses and concluded that tax raising would result in higher tax revenue, or impact of increase of per-pack tobacco tax revenue would be larger than that of decrease of total tobacco demand. Actual statistics for tax revenue supported these results.

Various anti-tobacco policies would boost the effect of tax raising. Our previous research using conjoint analysis proved that fine for smoke in public area had the largest negative impact for smoking rate.

Very few interventions other than smoking cessation therapy would be dominant, or less-costly and more-effective. Those kind of quantitative data would somewhat be helpful for decision makers.

keywords: tobacco tax, conjoint analysis, price elasticity, smoking cessation therapy, cost-effectiveness
(accepted for publication, 24th September 2015)

I. はじめに

FCTC第6条「たばこの需要を減少させるための価格及び課税に関する措置」(条文: 図1) [1] は、1項でたばこ価格・たばこ税の値上げが喫煙率低下、とくに年少者の喫煙率の低下に有用であることに言及している。2項では「保健上の目的」達成のために、たばこ価格・たばこ税の値上げ措置を採択・維持すべきとする。

税収の確保ではなく、あくまで公衆衛生の観点からの喫煙率低下の手段として「たばこ税の値上げ」を位置付けているのが肝である。

条文本体にあわせて、施行のためのガイドラインが2014年に公表され、日本語訳も発表されている [2]。ガイドラインでは、施行の基盤として6つの原則(principle)を設定している [2]。

- 1) たばこ課税政策の決定は締約国の主権的権利である
- 2) 効果的なたばこ課税はたばこ消費量と喫煙率とを有意に減少させる
- 3) 効果的なたばこ課税は重要な財源となる
- 4) たばこ税は経済効率に優れ、健康格差を是正できる

- 5) 効率的なたばこ税徴税システムを構築すべきである
- 6) たばこ税政策は、たばこ産業などの利害関係者の干渉から保護されるべきである

2004年にFCTCを批准した日本では、2006年度に11% (マイルドセブンで一箱250円から270円) の小幅な値上げを行った。さらに2010年には37% (300円から410円) の過去最大幅の値上げを行っている [3]。とくに2010年の値上げに際しては、当初たばこ価格1,000円をも視野に入れた値上げが議論されていたこともあり、値上げが喫煙率および総税収に及ぼす影響が大きな話題となった。本稿では、FCTCの条文をなぞるのではなく、たばこ税の値上げが喫煙率・税収に及ぼした影響や、増税以外の施策の喫煙率低下への影響など、たばこ及びたばこ政策の医療経済性に関するさまざまな論点について、現在進行中の研究も交えて紹介したい。

II. たばこ税値上げと喫煙率・総税収への影響

条文にもあるように、たばこ税の値上げは「税収の確保・増大」という財政上の目的ではなく、「値上げにと

1 締約国は、価格及び課税に関する措置が、様々な人々、特に年少者のたばこの消費を減少させることに関する効果的及び重要な手段であることを認識する。

2 各締約国は、課税政策を決定し及び確立する締約国の主権的権利を害されることなく、たばこの規制に関する自国の保健上の目的を考慮すべきであり、並びに、適当な場合には、措置を採択し又は維持すべきである。その措置には、次のことを含めることができる。

(a) たばこの消費の減少を目指す保健上の目的に寄与するため、たばこ製品に対する課税政策及び適当な場合には価格政策を実施すること。

(b) 適当な場合には、免税のたばこ製品について一の国から他の国に移動する者に対する販売又は当該者による輸入を禁止し又は制限すること。

3 締約国は、第二十一条の規定に従い、締約国会議に対する定期的な報告においてたばこ製品の税率及びたばこの消費の動向を示す。

図1 FCTC第6条 たばこの需要を減少させるための価格及び課税に関する措置

もなう喫煙率低下」という公衆衛生上の目的で実施されるべきものである。実際、喫煙者コホートをを用いたTabuchiらの調査では、たばこ税の値上げ前後(2007年-2010年)で禁煙者の割合は男性で3.7%から10.7%, 女性が9.9%から16.3%と、大幅に増加している [4]。

とはいえ現実的には、財政的影響を全く無視してたばこ値上げの可能性を議論することは不可能である。「税収増ならば実施すべき、税収減ならば実施すべきでない」のような単純化はむしろ不適切だが、増税が総税収へ与えるインパクトの定量評価は最低限行うべきだろう。

たばこ税の値上げにより、たばこ一箱あたりの税収は必然的に増加する。一方で、値上げにともなって喫煙者の一部が禁煙や節煙(吸う本数を減らす)を行うことで、全体の喫煙率や喫煙本数は減少する。前者の影響が大きければ総税収は増加し、後者の影響が大きければ総税収は減少する。双方が逆方向に作用する以上、「値上げをしても喫煙率が下がるから結果的にはマイナスとなる」のような定性的な議論は、意思決定には役に立たない。

値上げのたばこ需要と税収に及ぼす影響を評価する際には、「価格が1%上昇した際に、たばこの総需要あるいは喫煙率は何%変化するか?」の指標である価格弾力性に基づく試算が主流である。2010年の値上げ議論の際に出された日本学術会議の要望書 [5] では、「たばこ需要の価格弾力性」は-0.4とされている。すなわち、たばこ価格が1%上昇したとき、たばこ需要は0.4%減少することが見込まれる。300円から410円まで、37%の値上げを実施した場合、-0.4の価格弾力性のもとでは総需要は $37 \times (-0.4) = 14.8\%$ 減少する。たばこ価格に対する税金の割合が一定(値上げ分全てが税金になる)のではなく、JTの取り分その他も含めて値上げする)の場合、一箱あたりの税収が1.37倍・総需要が $1 - 0.148 = 0.852$ 倍になることから、総税収は $1.37 \times 0.852 = 1.167$ で、16.7%の上昇が見込まれる。すなわち、一箱あたりの税

収増の影響が、総需要の減少の影響を上回る。なお値上げは若年者など可処分所得の少ない層への影響が大きく、結果として未成年の喫煙防止に資するとされている。ただ、未成年への影響がむしろ小さいとした研究も尾崎らが報告しており [6], 議論の余地がある。

価格と喫煙率変動とを橋渡しする手法として、価格弾力性は有用である。しかし2010年にもともと議論されていた、たばこ価格850円や1,000円のような「超大幅」な値上げの場合、価格弾力性を用いた議論はやや難しくなる。別のアプローチとして、仮想的な価格を設定して「〇〇円ならば禁煙しますか?」と調査をする方法(表明選好法)がある。Gotoら [7] は、価格以外にもたばこ需要に影響しうる複数の要素を総合的に分析できるコンジョイント分析の手法を用いて、1,000円までの値上げに対し喫煙者が禁煙を考える(禁煙企図)確率を評価した。禁煙企図確率は、500円までの値上げで37.0%, 1,000円の値上げで96.3%となった。

需要への影響を長期的に評価する際には、禁煙失敗にともなう再喫煙の影響を組み込む必要がある。筆者ら [8] は、Gotoらのコンジョイント分析の結果に、禁煙企図から長期的な禁煙に至る過程を組み合わせ、値上げ幅と総税収の関係を評価した。もともと喫煙率が低下傾向にあることを考慮して、税収の絶対値ではなく、価格を据え置いた場合との総税収の差額を値上げ幅を変動させて評価した。「1,000円で96.3%が禁煙を企図」からスタートしても、再喫煙の影響を考慮すると、値上げ幅が大きいほど総税収は大きくなった。すなわち、1,000円に値上げした場合に最も総税収が大きくなる結果となった。

では、実態はどうか?

図2に、1998年から2014年までのたばこ税の総税収(国税部分+地方税部分)と、たばこ総売り上げ本数および喫煙率の推移を示した。国税部分(たばこ税・たばこ特別税)は財務省の租税及び印紙収入決算額調 [9], 地方税部分(都道府県税・市区町村税)は総務省の地方財

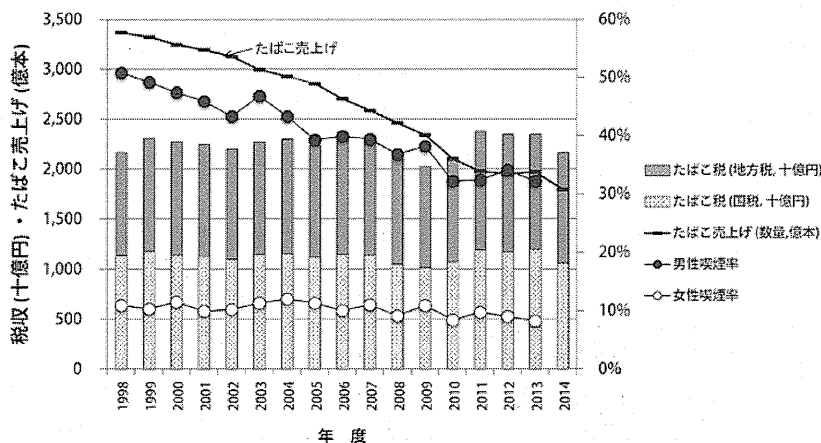


図2 たばこ税収・たばこ売上げ・喫煙率の年次推移

政白書 [10]、総売り上げ本数は日本たばこ協会の年次別売上げデータ [11]、性別の喫煙率は厚生労働省の国民健康・栄養調査 [12] から得た。

値上げがあったのは2003年7月・2006年7月・2010年10月であるが、いずれも前年度と比較して総税収は増加している。2011年には震災が一時的にたばこの流通に影響したが、税収は前年度と比較して2,700億円 (12.8%) 増大している。1998年から2014年までの17年間で、たばこ売上げは3,366億本から1,793億本まで減少し (47%減)、男性喫煙率も50.8%から32.2%まで低下する (37%減) 一方で、税収は2兆円強とほぼ横ばいである。

伊藤ら [3] は、震災や値上げのタイミングの影響を補正した上で、値上げ前後の喫煙率の低下傾向の変化を評価するとともに、実データにもとづいた価格弾力性を推計している。

結果として、たばこ需要の年ごとの自然減少率は、値上げごとに大きくなっていった (1998-2002年度: 年率1.8%, 2003-2005年度: 年率2.4%, 2006-2009年度: 年率4.5%)。また2010年の値上げは、補正なしの場合-5.2%・震災の影響で補正した場合-7.5%と、たばこ需要に大きく影響した。実データから算出した価格弾力性は補正なしで-0.14・補正ありで-0.20と、学会会議の数値-0.4よりもやや小さい数値となった。価格弾力性が低くなれば、大幅に値上げしても喫煙率への影響は小さくなる。財政的には好ましい反面、値上げを通じた喫煙率低下という「本来」の目標達成はやや困難となる。

III. 値上げ以外の政策の喫煙率への影響

前項で、たばこ税の値上げは喫煙率の低下と総税収の

増加を「同時に」もたらす可能性が高いことを述べた。しかし、大幅な値上げを繰り返す実施することは、実現可能性に乏しい面もある。それゆえ、効果的に喫煙率を低下させていくためには、たばこ税の値上げなどの価格政策や現行の保険診療のような限られた医療機関での禁煙治療の提供にとどまらず、公共施設での禁煙や禁煙治療の適応拡大など、さまざまな施策を同時に実施する必要がある。

筆者らは、種々の禁煙政策が禁煙企図率に及ぼす影響についてのコンジョイント分析を実施している [13, 14]。具体的には、禁煙企図に影響する因子として「たばこ価格」「公共性の高い場所の禁煙規制」「保険による禁煙治療の条件」「一部自己負担で禁煙支援・治療の受けられる場所」「たばこの箱の警告表示」の5因子を設定し、各因子を変化させた上で禁煙を考えるか否かを調査した。因子と水準は、表1にまとめた。すべてのパターンを網羅すると $3 \times 2 \times 3 \times 2 \times 2 = 72$ パターンとなるが、これを直交計画法を用いて26パターンに整理した上で、個々の回答者にはランダムに13パターンを提示し、それぞれの状況について禁煙意思の有無を調査した。調査は、2005年から継続調査を実施している喫煙者コホートの調査参加者のうち、2011年6月時点での喫煙者665人に対して実施した。

結果として、すべての因子が禁煙企図確率に有意に影響していた。価格以外の因子の影響度合いは、公共性の高い場所での罰金導入 > 保険適応拡大と自己負担引き下げ > 一部自己負担で禁煙支援・治療の受けられる場所の拡大 > 警告表示の拡大の順に大きくなった。

表2に、50%・75%・78.1%の喫煙者が「禁煙を考える (禁煙企図)」のために必要な値上げ幅を示した。な

表1 種々の禁煙政策の禁煙企図への影響に関するコンジョイント分析 (因子と水準)

因子	水準
たばこの価格 (1箱あたり)	400円, 500円, 600円
公共性の高い場所での喫煙規制	違反者に2000円程度の罰金あり (職場での喫煙含む), 罰金なし
保険による禁煙治療の条件	現状通り (若年者や入院患者は除外, 自己負担あり), 誰でも可で自己負担あり, 誰でも可で自己負担なし
一部自己負担で禁煙支援・治療の受けられる場所	現状通り (登録医療機関のみ), 全ての医療機関, 薬局・薬店でも可
タバコの箱の警告表示	現状通り, 海外なみ (50%以上の面積+写真)

表2 「喫煙率12%達成」に必要な施策 (たばこ価格で表示)

	50%企図	75%企図	78.1%企図
値上げのみ	595円	635円	641円
値上げ+公共空間での喫煙への罰金	538円	577円	584円
値上げ+保険適応対象拡大	577円	617円	623円
値上げ+警告表示強化	574円	613円	620円
値上げ+禁煙治療提供場所拡大	574円	614円	620円
全戦略ミックス	477円	516円	523円

喫煙率12%を達成するために、現在喫煙者の78.1%が禁煙を企図するための施策の組み合わせとそれの際に必要なたばこ価格の推計結果 (50%企図および75%企図は段階的な施策としての参考値)

お78.1%の喫煙者が禁煙を考えると、再喫煙などを考慮しても最終的な喫煙率が欧米並みの数値（12%）まで低下することが期待できる。

値上げのみを実施した場合、78.1%禁煙企図のためには641円までの値上げが必要になる。一方、禁煙企図に与える影響が最も大きい「公共空間での喫煙への罰金」と値上げとをミックスして実施した場合、584円までの値上げで同じ効果を得られる。すなわち、公共空間での喫煙への罰金は、641-584円=57円分の「追加値上げ」と同じ効果を持つ。全戦略をミックスした場合、値上げ幅はさらに縮小する。

この項の始めに述べたように、大幅な値上げを頻繁に実施することには、さまざまな障壁がある。喫煙率のさらなる低下を実現させるためには、値上げのみならず他の有効な施策もあわせて実施することが有用である。

前項の「値上げの喫煙率への影響」、本項の「値上げ以外の禁煙政策の喫煙率への影響」は、ともに喫煙者を対象としたコンジョイント分析が基本であった。しかし喫煙率が低下することは、受動喫煙のリスク低下や環境の向上など、非喫煙者にとっても好ましいことである。またたばこ税が一般財源であり、その用途が禁煙対策その他に限定されていない以上、税収が増加することも、やはり非喫煙者にとって好ましいことであろう。そこで、喫煙率低下と税収の増大、双方への選好度合いを評価するコンジョイント分析を、現在喫煙者・過去喫煙者・非喫煙者すべてを対象に実施した。結果は、非喫煙者と過去喫煙者は喫煙率低下を好ましいものと捉え、現在喫煙者は好ましくないものと捉えた。人口分布で調整すると、全体としては喫煙率低下が好ましいと評価されていた。税収増加は、すべての層で好ましいと評価された。

喫煙率の低下度合いと税収の上昇幅は、最初の項でも述べたように独立ではない。一箱あたりの値上げ幅が決まれば、価格弾力性を通じて需要（喫煙率）の変化量が決まり、さらに税収の変化量が定まる。これを利用して、集団の選好度合いが最大化する「理想たばこ価格」を求め

た [15]。集団を統合した結果は1,000円を超え、また喫煙者に絞っても理想価格は500円を上回り、ある程度の値上げは集団としても許容されることが示唆された。税収だけでなく喫煙率の変化も考慮して総合的に許容される価格を提示した点で、一定の意義があると考えられる。

IV. 医療経済から見たたばこ禁煙政策

たばこの経済損失や、禁煙治療や禁煙政策の医療経済的有用性に関しても、さまざまな研究が実施されている。

医療経済研究機構の2010年の推計 [16] によれば、喫煙による超過医療費・超過介護費は1兆7,700億円、火災など環境面への影響が1,900億円、喫煙関連疾患への罹患・死亡にともなう生産性損失が2兆3,600億円で、損失の総計は年間で4兆3,200億円にのぼる。たばこ税収の2兆1,000億円を大きく上回る数値である。

もっとも、禁煙治療・禁煙政策の医療経済的有用性の評価は、損失と税収の比較衡量のような「コスト面の比較」のみに矮小化されるべきものではない。コスト面だけでなく、生命予後や生活の質といった健康アウトカムを合わせて評価して初めて、合理的な判断が可能になる。

このような視点から筆者らは、禁煙成功者と禁煙失敗者それぞれについて喫煙関連疾患への罹患の有無を評価し、生涯の医療費と健康アウトカムを推計するモデルを構築した [17]。概形を図3に示す。健康アウトカムは、生存年 (Life Year) あるいは質調整生存年 (Quality Adjusted Life Year: QALY) で評価する。なおQALYは、完全な健康を1.0、死亡を0とするQOL値を生存年数にかけ算することで、生命予後への影響 (mortality) と生活の質への影響 (morbidity) の双方の評価を可能にしたものさしであり、医療経済評価では広く用いられている。

モデルを用いた評価では、ニコチンパッチなどの禁煙補助薬や、禁煙治療薬バレニクリンは、いずれも指導のみを行う場合と比較して期待医療費は安くなり、なおかつ期待生存年・期待QALYは増大する dominant (優位) の状態となった [17]。後にも述べるが、通常の介入では

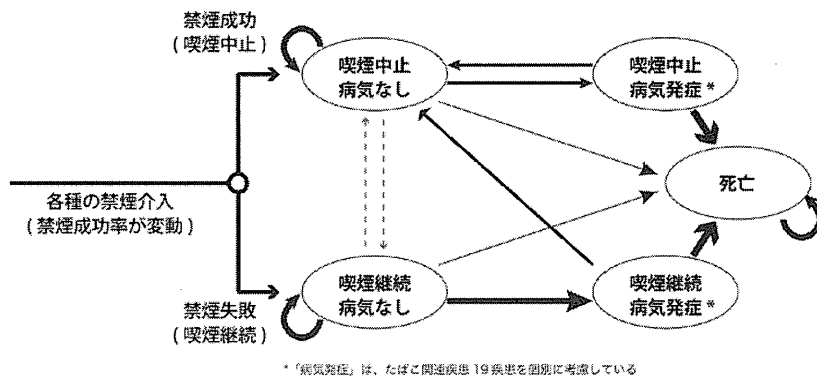


図3 禁煙治療の医療経済評価モデルの概形

介入そのもののコストの方が将来の削減医療費を上回り、「高くてもよく効く」状態となることがほとんどである。禁煙治療が「安くてもよく効く」dominantになったことは、他の介入と比較しても禁煙治療が費用対効果に極めて優れていることを示唆するものである。

同じモデルを用いて、喫煙者が禁煙に成功した場合の医療費とQALYの変化の推計も実施している [16]。医療費は男性81.8万円・女性49.1万円の削減が見込まれ、QALYでは男性0.868QALY・女性0.513QALYの増大が見込まれる。

構築したモデルはさまざまな禁煙政策の費用対効果評価に応用され、2006年のニコチン依存症管理料導入の際には中協にもこのモデルによる分析結果が提出された。ただし、複数回の禁煙試行を考慮できないこと、疾患にかかるタイミングが限定（5年を1サイクルとしており、1サイクルには一つの病気が罹患しない）されていることなど、さまざまな限界があった。このような限界点を克服できる新たなモデルとして、Discrete Event Simulation モデル（DESモデル）に基づく禁煙の経済評価モデルを米国の研究をもとに開発した [18-20]。DESモデルを使った分析により、禁煙政策の費用対効果の評価がより現実に近い形で実施可能になることは、将来の政策提言に資するものである。

禁煙領域に限らず、「長生きした結果として発生する他の病気の費用（非関連費用・非関連医療費）」を経済評価に含めるべきか否かは常に議論の対象になってきた。筆者らはこの非関連費用の問題点について、既存の論点と提言とをまとめた [21]。詳細はこの文献に譲るが、ポイントは以下の通りである。

- 1) 海外の医療技術評価機関に提出された分析で、非関連費用を組み入れているものは極めてまれで、介入に直接関わる費用のみが算入されている。
- 2) 「非関連費用を含めるべき」という立場は、長生きの結果として発生する支出（医療費）だけでなく、収入（保険料収入など）も合わせて評価するのが前提である [22]。すなわち、発生する支出のみを算入する方法は、理論的基盤をむしろ失う。
- 3) 非関連費用を組み入れた場合、不確実性が大きいことから、本来分析すべき介入の費用や関連疾患の医療費が埋没してしまう恐れがある。実際、禁煙介入のモデルに非関連医療費を組み込むと、組み込まない場合の期待医療費が喫煙者410万円・禁煙者219万円に対し、組み込んだ場合の医療費は喫煙者1,490万円・禁煙者1,460万円と、医療費の大部分を非関連医療費が占める。

以上を踏まえ、日本の経済評価研究のガイドラインでも、非関連医療費が占めることとなり、関連医療費の変化が見えづらくなる [23]。

繰り返した述べたとおり、そもそも医療費の多寡のみで費用対効果を論ずること、あまつさえ介入導入の是非を論ずることは大きな誤りである。関連医療費だけ評価し

ても医療費削減となる介入はごくまれな状況の下、「非関連医療費まで含めて削減にならないければ不可」なる基準を設定すれば、ほぼ全ての医療介入が基準を満たさなくなり、全く非現実的である。ただ、禁煙政策への「反対意見」としては頻繁に出てくるため、ここで検討を加えた。

V. おわりに —予防「神話」と禁煙—

ここまで、たばこ税値上げの影響やたばこ政策の経済的側面について、さまざまな観点からの議論を紹介してきた。たばこ税の値上げが喫煙率の低下と税収増の双方をもたらすこと、禁煙介入が医療費を削減しつつQALYも改善されるdominantになることなどが、定量的に明らかにされている。意思決定にも有用なデータではあるが、最後のハードルになりうるのが「禁煙に限らず、予防介入は先に手を下すから治療よりも効率が良いに決まっている。費用対効果がよいのは当たり前」という議論である。

治療は高額、予防は低額、だから予防が効率的…という議論はよく見かける。しかし、予防のメリットが発生するのは、「予防しなければ疾患にかかっていた。予防したのでかからずに済んだ」人に限定される。罹患率の低い疾患に対して広く予防介入を実施すると、「予防してもしなくても、疾患にはかからなかった」人が多くなる分、予防の効率は落ちる。

2010年から、さまざまな任意接種（接種費用は自己負担）のワクチンについて、定期接種化（接種費用は公費負担）の可否を判断する際に、その費用対効果も議論されている [24]。2010年から2014年にかけて、9種のワクチンが考慮されたが、禁煙介入のように「医療費削減・健康アウトカム改善」となったのは成人用肺炎球菌ワクチンのみで、他のワクチンはすべて「医療費増大・健康アウトカム改善」の結果となった。予防介入に絞っても、結果的に医療費削減となる介入は非常に少ないのである。

定性的な議論は、「腑に落ちやすい」反面で、実態を正しく捉えていないことも多い。ここで紹介した定量的

- 治療(起きてから手を下す)よりも、
予防(起きる前に手を下す)は、効率が良い

		予防なし	
		病気なし	病気あり
予防あり	病気なし	(予防コスト分無駄) Δ	(予防のおかげで助かる) \odot
	病気あり	(予防コスト+有害事象?) \times	(予防コスト分無駄) Δ

「病気なし」「病気あり」の割合で、予防の効率性は大きく変動

図4 予防接種神話 (Vaccination myth)

な議論が、より合理的な意思決定に少しでも寄与できることを望みたい。

引用文献

- [1] 外務省, 訳. たばこの規制に関する世界保健機関枠組条約. 外務省, 2005. http://www.mofa.go.jp/mofaj/gaiko/treaty/pdfs/treaty159_17a.pdf. (accessed 2015-09-20)
- [2] 松崎道之, 訳. WHO FCTC第6条施行ガイドラインタバコの需要を減らすための価格・課税対策. 日本禁煙学会雑誌. 2014;9(5):84-92. [原文: WHO. Guidelines for implementation of Article 6 of the WHO FCTC (Price and tax measures to reduce the demand for tobacco). WHO, 2014. http://apps.who.int/gb/fctc/PDF/cop6/FCTC_COP6_AR1-en.pdf.]
- [3] 伊藤ゆり, 中村正和. たばこ税・価格の引き上げによるたばこ販売実績への影響. 日本公衆衛生雑誌. 2013;6(9):613-618. https://www.jstage.jst.go.jp/article/jph/60/9/60_12-073/_pdf (accessed 2015-09-20)
- [4] Tabuchi T, Nakamura M, Nakayama T, et al. Tobacco Price Increase and Smoking Cessation in Japan, a Developed Country With Affordable Tobacco: A National Population-Based Observational Study. *J Epidemiol*. 2015 Aug 15. [Epub ahead of print]
- [5] 日本学術会議. 脱タバコ社会の実現に向けて. 日本学術会議. 2008. <http://www.scj.go.jp/ja/info/kohyo/pdf/kohyo-20-t51-4.pdf> (accessed 2015-09-20)
- [6] 尾崎米厚, 大井田隆, 兼坂佳孝, 他. 中高生の喫煙状況と2010年のタバコの値上げの影響. 中央調査報. 2011;649. <http://www.crs.or.jp/backno/No649/6491.htm> (accessed 2015-09-20)
- [7] Goto R, Nishimura S, Ida T. Discrete Choice Experiment of Smoking Cessation Behavior in Japan. *Tobacco Control*. 2007;16:336-343.
- [8] 五十嵐中, 池田俊也, 高橋裕子, 他. たばこ増税が総税収に及ぼす影響の推計—コンジョイント分析に基づく推計—. *禁煙科学*. 2008;2(3):25-35.
- [9] 財務省. 租税及び印紙収入決算額調 (平成10-26年度). https://www.mof.go.jp/tax_policy/reference/account/data.htm. (accessed 2015-09-20)
- [10] 総務省. 地方財政白書 (平成14-27年度版). http://www.soumu.go.jp/menu_seisaku/hakusyo/. (accessed 2015-09-20)
- [11] 日本たばこ協会. 紙巻きタバコ統計データ 年度別販売実績推移表. http://www.tioj.or.jp/data/pdf/150417_02.pdf (accessed 2015-09-20)
- [12] 厚生労働省. 国民健康・栄養調査 (平成10-25年). http://www.mhlw.go.jp/bunya/kenkou/kenkou_eiyou_chousa.html (accessed 2015-09-20)
- [13] 福田敬, 五十嵐中. たばこ規制政策の医療経済評価と政策提言への活用. 厚生労働科学研究費補助金第3次対がん総合戦略研究事業「発がんリスクの低減に資する効果的な禁煙推進のための環境整備と支援方策の開発ならびに普及のための制度化に関する研究」(研究代表者: 中村正和) 平成24年度総括研究報告書. p.67-71.
- [14] Igarashi A, Goto R, et al. How much various anti-tobacco policies would affect smokers' attitudes? conjoint analysis in Japan-. The 10th APACT conference. Chiba, Japan, 2013.8.19[poster presentation].
- [15] Igarashi A, Goto R. How much the appropriate tobacco price would be?: a discrete choice experiment of general public in Japan. ISPOR 17th Annual European Congress. Amsterdam, 2014.11.10. *Value in Health*. 2014;17(7):A603-604.
- [16] 医療経済研究機構. 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. 医療経済研究機構, 2010. <http://www.ihep.jp/publications/report/search.php?dl=26&i=1>. (accessed 2015-09-20)
- [17] Igarashi A, Takuma H, Fukuda T, Tsutani K. Cost-utility analysis of varenicline, an oral smoking-cessation drug, in Japan. *Pharmacoeconomics*. 2009;27(3):247-261.
- [18] Igarashi A, Negishi S, Goto R, Suwa K. Web-based survey on smoking cessation behaviors of current and former smokers in Japan. *Current Medical Research & Opinion*. 2014;30(10):1911-1921.
- [19] Xenakis JG, Kinter ET, Ishak KJ, et al. A discrete-event simulation of smoking-cessation strategies based on varenicline pivotal trial data. *Pharmacoeconomics*. 2011;29(6):497-510.
- [20] Igarashi A, Goto R, Suwa K, et al. Cost-effectiveness analysis of smoking cessation interventions in Japan using a discrete event simulation. *Applied Health Economics and Health Policy*. 2015 [In Press].
- [21] 五十嵐中, 橋本義彦, 下妻晃二郎, 他. 医療経済評価における非関連費用の取扱い. *薬剤疫学*. 2012;21(1):21-25.
- [22] Meltzer D, Johannesson M. Inconsistencies in the societal perspective on costs of the panel on cost-effectiveness in health and medicine. *Med Decis Making*. 1999;19:371-377.
- [23] 福田敬, 白岩健, 五十嵐中, 他. 医療経済評価研究における分析手法に関するガイドライン. *保健医療科学*. 2013;62(6):625-640.
- [24] 厚生労働省. ワクチン接種の費用対効果推計法. 厚生科学審議会感染症分科会予防接種部会ワクチン評価に関する小委員会資料. 2011. <http://www.mhlw.go.jp/stf/shingi/2r9852000010kk8.html> (accessed 2015-09-20)



OPEN ACCESS

Tobacco price increase and smoking behaviour changes in various subgroups: a nationwide longitudinal 7-year follow-up study among a middle-aged Japanese population

Takahiro Tabuchi,¹ Takeo Fujiwara,² Tomohiro Shinozaki³

► Additional material is published online only. To view please visit the journal online (<http://dx.doi.org/10.1136/tobaccocontrol-2015-052804>).

¹Center for Cancer Control and Statistics, Osaka Medical Center for Cancer and Cardiovascular Diseases, Osaka, Japan

²Department of Social Medicine, National Research Institute for Child Health and Development, Tokyo, Japan

³Department of Biostatistics, School of Public Health, The University of Tokyo, Tokyo, Japan

Correspondence to

Dr Takahiro Tabuchi, Center for Cancer Control and Statistics, Osaka Medical Center for Cancer and Cardiovascular Diseases, 3-3-1, Nakamichi, Higashinari-ku, Osaka 537-8511, Japan; tabuchitak@gmail.com

Received 1 November 2015
Accepted 27 January 2016

ABSTRACT

Objective Few longitudinal studies have examined the effect of tobacco price increase on both cessation among smokers and relapse among quitters. Our objective was to investigate the differential impact of the tobacco price increase on the changes in smoking status in the total population and various subgroups.

Methods We analysed data from a Japanese nationally representative longitudinal study of 30 773 individuals aged 50–59 years (weighted sum of discrete-time number = 215 411) with smoking information, using inverse probability weighting to account for non-response at follow-up. Generalised estimating equation models were used to calculate the odds ratios (ORs) for smoking behavioural changes (cessation among smokers and relapse among quitters), using discrete-time design. Stratified analyses were conducted according to demographic, socioeconomic and health behavioural characteristics.

Results From 2005 to 2012, current smoker prevalence among the middle-aged Japanese population decreased from 30.5% to 24.3%. Of all the factors surveyed, only the tobacco price increase in 2010 (up by 37%, the highest increase during the period) was significantly associated with both cessation among smokers (OR 2.14, 95% confidence interval 1.90 to 2.41) and prevention of relapse among quitters (0.60, 0.46 to 0.77). Regarding the subgroup analysis, the tobacco price increase was associated with a significant reduction in relapse in the lowest income, recent quitters and very poor health subgroups. However, different associations were observed for cessation; a significant association between price increase and cessation was observed among all subgroups except for the heavy smoker and recently unemployed subgroups.

Conclusions We confirmed that the tobacco price rise was associated with increasing cessation and decreasing relapse concurrently. Furthermore, this price rise was associated with favourable smoking changes in nearly all population subgroups; a large differential impact was not observed across the various subgroups.

INTRODUCTION

Increases in tobacco excise tax that result in higher tobacco prices are considered best practice to reduce population tobacco use and inherent smoking inequality.^{1–3} A longitudinal study design is appropriate to estimate the effects of a price increase.³ Since few previous studies focused on the impact of price increase on relapse, longitudinal

studies which provide evidence of the effect of tobacco price on both cessation among smokers and relapse among quitters are scarce.^{1–7} In addition, the impact of tobacco price increases on smoking behaviour in different social groups has been investigated; mixed results have been reported for differences in gender, occupation and education subgroups.^{8–10} Generally, increases in tobacco price reduce cigarette use, especially among the poor and the young rather than the affluent and the old.¹ The impact of tobacco price increases is of great interest to the public health community because they play a pivotal role in people's decisions to use tobacco.² In Japan, a special tobacco tax was imposed on 1 December 1998 and the real price of tobacco increased on 1 July 2003, 1 July 2006, 1 October 2010 and 1 April 2014. The price of a pack (20 cigarettes) of the most popular brand in Japan, Mild Seven (the brand name was changed to 'Mevious' in 2013), increased from 250 to 270 yen (8% increase) in 2003, to 300 yen (11% increase) in 2006, to 410 yen (37% increase) in 2010, and to 430 yen (5% increase) in 2014.¹¹ Partly owing to these price increases, current smoking prevalence among Japanese adults (both sexes) aged 20 years or more has decreased from 31% in 2001 to 22% in 2013.¹²

Furthermore, most studies did not account for attrition at follow-up in the analyses.¹ Therefore, we used data collected between 2005 and 2012 from a nationally representative middle-aged population in Japan and investigated trajectories of smoking status and determinants of important smoking behavioural changes (ie, cessation and relapse), and the association between the tobacco price increase and smoking changes, accounting for attrition at follow-up. Our objective was to reveal the differential impact of the tobacco price increase on the changes in smoking status in the total population and various subgroups, such as socioeconomic, work, smoking or health status in Japan.

METHODS

Data

We used data from the Longitudinal Survey of Middle-aged and Elderly Persons, a nationally representative study conducted by the Ministry of Health, Labour and Welfare (MHLW).^{13–15} The study participants, who were aged 50–59 years on 31 October 2005, were selected by two-stage random sampling, and were followed up every year via face-to-face survey (1st–5th year) and mailed

To cite: Tabuchi T, Fujiwara T, Shinozaki T. *Tobacco Control* Published Online First: [please include Day Month Year] doi:10.1136/tobaccocontrol-2015-052804

BMJ

Tabuchi T, et al. *Tob Control* 2016;0:1–9. doi:10.1136/tobaccocontrol-2015-052804

1

Copyright Article author (or their employer) 2016. Produced by BMJ Publishing Group Ltd under licence.

Research paper

survey (6th–8th year). Of 5280 districts selected for the nationwide population-based cross-sectional survey in 2004,¹² 2515 districts were randomly selected. Within the districts, 40 877 residents aged 50–59 years were surveyed on 2 November 2005. A total of 33 815 individuals responded, giving a response rate of 82.7%. The second to eighth waves of the survey were conducted in November 2006–2012 and consisted of 31 403, 30 013, 28 945, 28 151, 25 740, 24 879 and 23 614 respondents, respectively (the retention rate during the period 2005–2012 was 69.8%). We obtained permission from MHLW to use the data. The analyses of national survey data were considered to be exempt from the need for ethical review according to the Epidemiological Research Guidelines.

Smoking behaviours and the changes

Smoking status was classified as never-smoker, quitter or current smoker based on the question ‘Do you smoke now?’ with possible responses of ‘I have never smoked’; ‘I have stopped smoking’; or ‘I smoke now’. Smoking status was followed up every year with the question ‘Do you smoke now?’ with possible responses of ‘I do not smoke now’ or ‘I smoke now’. According to these responses, smoking status at the time of survey was determined to be never-smoker, quitter or current smoker. For current smokers, the number of cigarettes per day was determined by asking: ‘how many cigarettes do you usually smoke a day?’. Response categories were 1–10, 11–20, 21–30 and 31 or more per day. ‘Recent quitter’ was defined as someone who had stopped smoking within the last year.

Usually individuals move in and out of different smoking status categories over time. We evaluated smoking behavioural changes between consecutive waves: each baseline and the next follow-up in discrete-time design, that is, all variations of the k th to the $(k+1)$ th waves, for $k=1, \dots, 7$. Smoking cessation at the $(k+1)$ th wave was identified as a current smoker at the time of the baseline survey (k th wave) who had become a quitter at the time of the next survey (ie, $(k+1)$ th wave). Relapse at the $(k+1)$ th wave was defined as a quitter at the time of the baseline k th survey who had become a current smoker at the time of the $(k+1)$ th survey. Note that in our discrete-time design, the risk set for cessation at the $(k+1)$ th wave comprised those who were classified as current smokers at the k th wave. In the same way, the risk set for relapse at the $(k+1)$ th wave comprised those who were classified as quitters at the k th wave. Thus, participants who initiated cessation during the follow-up period entered the risk set for relapse thenceforth; likewise, participants who restarted smoking entered the risk set for cessation thenceforth. This approach allowed us to treat multiple events (multiple cessation/relapse) among the same participants.

Variables

A broad set of covariates, which could be associated with smoking behaviour, included: (1) sex, (2) age (50–54, 55–59 or 60–65 years), (3) education (junior high school, high school, technical school or junior college, or university (4 years) or more), (4) marital status (married, divorced/widowed, or never married), (5) equivalent household income (quintiles), (6) housing tenure (not owning housing or owning housing), (7) working condition (working, unemployed or other (eg, retired or housewife)), (8) self-rated health (excellent, good, poor or very poor) and (9) alcohol consumption (everyday drinker, 1–6 times/week drinker, 1–3 times/month drinker, seldom drinker or never drinker). Equivalent household income was calculated by combining income reported by a respondent and his/her spouse and dividing the sum of the income by the square root of the

number of family members, in order to adjust for household size,¹⁶ and was categorised by quintile. We divided working condition into four categories: working, retired/homemaker/other, recently unemployed (within 1 year) or other unemployment (including unknown date for the start of unemployment). Those not working were categorised as unemployed if they were seeking employment; otherwise, they were considered economically inactive (eg, retired or homemaker).

Statistical analyses

The longitudinal approach is suited to the study of changes in smoking behaviour over time. However, a high percentage of the participants will be lost to follow-up.¹⁷ If those lost differ in important respects to those who remain in the study, the results can be biased.³ To account for the non-random non-response, we used inverse probability weighting (IPW) for the remaining participants in each survey by modelling the probability of not dropping out from the study (details are shown in the online supplementary data).¹⁸ The unweighted available data analyses are presented in the online supplementary data.

The χ^2 tests were used to compare the difference in smoking status according to characteristic variables. Using the discrete-time design, where each wave of participants was treated as an analytical unit, the IPW logistic generalised estimating equation (GEE) model was used to calculate the adjusted odds ratios (AORs) and 95% confidence intervals (CIs) for smoking behavioural changes (cessation and relapse) from the k th to $(k+1)$ th waves during the follow-up interval ($k=1, \dots, 7$). The dependence of observations that belong to the same individual due to the discrete-time design that allows multiple events, and the IPW were accounted for by sandwich variance estimators assuming an unstructured correlation matrix within the same individual.¹⁹ Since the tobacco price increased on 1 July 2006 and 1 October 2010 during the study period, the periods 2005–2006 and 2009–2010 (a year from November to November) were interpreted as a proxy variable for tobacco price increase. The period 2005–2006 was not analysed for relapse because we had no data in the recent quitter variable. Furthermore, the range of the price increase was larger in 2010 than in 2006. Thus, we mainly focused on the 2010 tobacco price increase. The last period (2008–2009) before the period of the 2010 price increase was used as a reference category. To examine the differential impact of the 2010 tobacco price increase in various subgroups, GEE was separately conducted in each subgroup (stratified analysis). Furthermore, to confirm the interaction effect between the 2010 tobacco price increase (period 2009–2010) and each subgroup, we also conducted GEE using an interaction term (see online supplementary data) to estimate the AORs between subgroups. The trend association was assessed by linear trend for covariate category, treated as an ordinal variable. Trend analyses for the period variable were used to observe hardening or softening²⁰ in smokers over time. Participants with a missing value for any baseline characteristic (except income) were excluded from the IPW-GEE analyses.

Probability values for statistical tests were two-tailed and $p < 0.05$ was considered statistically significant. All analyses were performed using SAS V.9.2 (SAS Institute, Cary, North Carolina, USA).

RESULTS

Of 31 403 individuals who responded to both the first and second surveys, we excluded those with missing smoking information ($n=630$), and analysed the remaining 30 773 individuals

(total number of discrete-time person-years = 215 411) using IPW accounting for non-response.

The distribution of smoking at each wave, and the changes between waves, are shown in table 1. In the first survey, 30.5% were current smokers, reducing to 24.3% in the eighth survey among respondents with IPW adjustments for non-response, although those decreased to 19.5% when we used only available respondents (unweighted; see online supplementary table S1). Around 3–9% of participants either relapsed or stopped smoking between waves—with slightly more stopping, leading to a reduction in smoking prevalence over time. Following the large tobacco price increase between the fifth and sixth surveys, more stopping and less relapsing were observed during 2009–2010 than during other periods.

The distribution of covariates among total baseline participants (total number of discrete-time person-years) is shown in online supplementary table S2. The rates of current smokers and quitters were significantly different according to all the baseline characteristics such as sex, age, education and marital status. The results from the unweighted available data analyses did not differ largely (see online supplementary table S3).

OR for cessation according to baseline characteristics among current smokers are shown in table 2. After excluding participants with missing variable information (n=6562), 52 699 current smokers (weighted number) were analysed by GEE. Cessation rates during the periods '2005–2006' (OR 1.29, 95% CI 1.13 to 1.46), '2007–2008' (OR 1.20, 95% CI 1.06 to 1.36) and '2009–2010' (OR 2.14, 95% CI 1.90 to 2.41) were significantly higher than the rate during the period '2008–2009'. Further, lower numbers of cigarettes smoked per day, older age groups, being married, owning housing, recent unemployment and lower alcohol consumption (including never drinkers) were significantly associated with cessation compared with the reference categories.

Rates of cessation in various subgroups were compared between the period '2008–2009' and '2009–2010' and are shown in figure 1. Among all subgroups, a significant impact on cessation was observed during the period '2009–2010' except in two subgroups: 31 or more cigarettes smoked per day and recent unemployment.

ORs for relapse according to baseline characteristics among quitters are shown in table 3. After excluding participants with missing variable information (n=5132), 51 491 quitters (weighted number) were analysed for GEE. Since information for recent quitting was not available in the first survey, discrete time for the period 2005–2006 was not used for relapse (n=6493). The relapse rate for '2009–2010' is significantly lower than the rate for '2008–2009' (OR 0.60, 95% CI 0.46 to 0.77). Furthermore, sex, recent quitter, higher household income, and very poor self-rated health were significantly associated with relapsed smoking compared with reference categories. A significant p for trend confirmed the results for household income and self-rated health.

Rates of relapse in various subgroups compared between '2008–2009' and '2009–2010' are shown in figure 2. A significant impact on relapse reduction during the period '2009–2010' was observed in many subgroups, that is, both sexes, recent quitter, older age groups, technical school or junior college education, married and never married status, lowest household income, owning housing, unemployed categories, very poor self-rated health, and seldom or never drinkers. The results from the unweighted available data analyses for cessation and relapse showed similar estimates with few differences in significance (see online supplementary tables S4 and S5 and figures S1 and S2).

Table 1 Distribution and changes in smoking status, adjusted results using inverse probability weighting (percentages in parentheses)

Years	Baseline total (2005–2011)									
	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2011–2012	Average changes
Attained age of panel samples	50–59	51–60	52–61	53–62	54–63	55–64	56–65	57–66	50–65	
Smoking status										
Never-smoker	14 646 (47.6)	14 529 (47.2)	14 430 (46.9)	14 304 (46.5)	14 079 (45.8)	13 907 (45.2)	13 632 (44.3)	13 625 (44.3)	99 527 (46.2)	
Quitter*	6735 (21.9)	7215 (23.5)	7542 (24.5)	8048 (26.2)	8337 (27.1)	9314 (30.3)	9431 (30.7)	9687 (31.5)	56 623 (26.3)	
Current smoker†	9392 (30.5)	9028 (29.3)	8801 (28.6)	8421 (27.4)	8357 (27.2)	7552 (24.5)	7710 (25.1)	7462 (24.3)	59 261 (27.5)	
Number of cigarettes smoked										
1–10	1307 (13.9)	1389 (15.4)	1349 (15.3)	1402 (16.7)	1541 (18.4)	1862 (24.7)	1845 (23.9)	1823 (24.4)	10 694 (18.1)	
11–20	4147 (44.2)	4037 (44.7)	4047 (46.0)	3884 (46.1)	3861 (46.2)	3889 (51.5)	3791 (49.2)	3755 (50.3)	27 656 (46.7)	
21–30	2805 (29.9)	2570 (28.5)	2488 (28.3)	2326 (27.6)	2224 (26.6)	1368 (18.1)	1525 (19.8)	1337 (17.9)	15 307 (25.8)	
31 or more	1133 (12.1)	1032 (11.4)	917 (10.4)	809 (9.6)	731 (8.8)	432 (5.7)	549 (7.1)	547 (7.3)	5603 (9.5)	
Time frame for changes		2005–2006‡	2006–2007	2007–2008	2008–2009	2009–2010†	2010–2011	2011–2012		
Changes										
Relapsed smoking (quitter* to current)		295 (4.4)	318 (4.4)	270 (3.6)	310 (3.9)	180 (2.2)	472 (5.1)	294 (3.1)	2138 (3.8)	
Stopped smoking (current† to quitter)		782 (8.3)	622 (6.9)	725 (8.2)	610 (7.2)	1188 (14.2)	616 (8.2)	549 (7.1)	5093 (8.6)	

* Responders who had stopped smoking at the time of each survey were used as denominator in the analyses for changes.

† Responders who currently smoked at the time of each survey were used as denominator in the analyses for changes.

‡ Time period when tobacco price increase occurred, that is, July 2006 and October 2010.

Research paper

Table 2 OR for short-term cessation

Characteristics	Number of smokers	Number of smokers who quit	Per cent	Adjusted OR* (95% CI)	p for trend
Duration					0.945
2005–2006†	8964	744	8.3	1.29 (1.13 to 1.46)	
2006–2007	8577	599	7.0	1.01 (0.89 to 1.15)	
2007–2008	8088	673	8.3	1.20 (1.06 to 1.36)	
2008–2009	7487	532	7.1	1 (reference)	
2009–2010†	7171	1025	14.3	2.14 (1.90 to 2.41)	
2010–2011	6311	571	9.1	1.18 (0.92 to 1.50)	
2011–2012	6101	443	7.3	0.91 (0.76 to 1.09)	
Sex					
Men	41 245	3398	8.2	1 (reference)	
Women	11 455	1188	10.4	1.03 (0.91 to 1.16)	
Number of cigarettes smoked per day					<0.001
1–10	9251	1454	15.7	3.09 (2.62 to 3.64)	
11–20	24 585	1956	8.0	1.49 (1.28 to 1.73)	
21–30	13 846	897	6.5	1.18 (1.01 to 1.37)	
31 or more	5017	280	5.6	1 (reference)	
Age (years)					<0.001
50–54	11 934	888	7.4	1 (reference)	
55–59	27 007	2301	8.5	1.12 (1.02 to 1.23)	
60–65	13 759	1397	10.2	1.32 (1.13 to 1.54)	
Education					0.656
Junior high school	12 632	1076	8.5	1 (reference)	
High school	25 653	2225	8.7	1.04 (0.90 to 1.20)	
Technical school or junior college	5786	514	8.9	1.00 (0.84 to 1.19)	
University (4 years) or more	8630	771	8.9	1.05 (0.90 to 1.23)	
Marital status					
Married	42 804	3955	9.2	1.56 (1.25 to 1.95)	
Divorced/widowed	6002	414	6.9	1.09 (0.85 to 1.40)	
Never married	3893	217	5.6	1 (reference)	
Equivalent household income					0.123
1st quintile (lowest)	9483	849	9.0	1 (reference)	
2nd quintile	8562	699	8.2	0.90 (0.74 to 1.11)	
3rd quintile	8689	728	8.4	0.97 (0.79 to 1.19)	
4th quintile	8222	677	8.2	0.98 (0.80 to 1.20)	
5th quintile (highest)	8004	765	9.6	1.14 (0.93 to 1.39)	
Did not answer/missing	9739	869	8.9	0.92 (0.75 to 1.14)	
Housing tenure					
Does not own housing	11 212	779	7.0	1 (reference)	
Owns housing	41 488	3807	9.2	1.26 (1.05 to 1.50)	
Working condition					
Working	43 425	3645	8.4	1 (reference)	
Retired/homemaker/other	4320	457	10.6	1.11 (0.94 to 1.32)	
Recently unemployed (within 1 year)	1524	202	13.3	1.45 (1.10 to 1.92)	
Other unemployed (including unknown date)	3430	282	8.2	0.91 (0.70 to 1.19)	
Self-rated health					0.231
Excellent	18 135	1551	8.6	1 (reference)	
Good	22 658	1996	8.8	1.07 (0.99 to 1.16)	
Poor	8952	720	8.0	1.01 (0.85 to 1.19)	
Very poor	2955	320	10.8	1.21 (0.94 to 1.57)	
Alcohol consumption					
Everyday drinker	21 238	1715	8.1	1 (reference)	
1–6 times per week drinker	11 172	949	8.5	1.01 (0.90 to 1.14)	
1–3 times per month drinker	2515	260	10.3	1.29 (1.09 to 1.53)	
Seldom drinker	7840	728	9.3	1.12 (0.99 to 1.28)	
Never drinker	9934	934	9.4	1.16 (1.00 to 1.34)	

Discrete-time cohorts; generalised estimating equation (GEE) analyses with weighting.
 Bold indicates statistical significance of $p < 0.05$.

*Adjusted for all listed variables.

†Tobacco price increases occurred at 1 July 2006 and 1 October 2010.

Subgroups	2008-2009		2009-2010*	
	%	%	Adjusted OR† (95% CI)	
Sex				
Men	6.7	13.8		2.17 (1.70-2.77)
Women	8.6	16.0		2.04 (1.59-2.62)
Number of cigarettes smoked per day				
1-10	13.0	24.7		2.17 (1.70-2.77)
11-20	6.1	13.6		2.39 (1.97-2.89)
21-30	6.0	10.9		1.89 (1.45-2.45)
31 or more	5.2	8.0		1.45 (0.89-2.37)
Age (years)				
50-54	6.4	11.7		1.93 (1.34-2.79)
55-59	6.7	13.8		2.25 (1.89-2.69)
60-65	8.4	15.6		2.07 (1.67-2.55)
Education				
Junior high school	6.2	14.4		2.52 (1.90-3.36)
High school	6.8	14.1		2.17 (1.81-2.60)
Technical school or junior college	9.2	14.7		1.70 (1.20-2.41)
University (4-years) or more	8.0	14.7		1.94 (1.45-2.60)
Marital status				
Married	7.5	15.2		2.14 (1.87-2.45)
Divorced/widowed	5.9	10.9		1.97 (1.26-3.10)
Never married	4.4	9.6		2.31 (1.26-4.26)
Equivalent household income				
1st quintile (lowest)	7.7	14.3		1.98 (1.47-2.65)
2nd quintile	6.6	14.0		2.27 (1.62-3.17)
3rd quintile	7.6	15.1		2.13 (1.52-2.96)
4th quintile	6.4	16.1		2.67 (1.86-3.82)
5th quintile (highest)	8.4	12.7		1.63 (1.16-2.30)
Housing tenure				
Does not own housing	4.6	11.8		2.97 (2.08-4.24)
Owns housing	7.7	14.9		2.01 (1.76-2.31)
Working condition				
Working	6.7	13.8		2.19 (1.90-2.52)
Retired/homemaker/other	10.1	17.0		1.90 (1.26-2.84)
Recently unemployed	11.1	16.9		1.59 (0.87-2.92)
Other unemployed	7.1	14.3		2.28 (1.25-4.13)
Self-rated health				
Excellent	7.3	14.9		2.19 (1.78-2.69)
Good	7.3	14.5		2.11 (1.75-2.54)
Poor	6.5	12.7		1.96 (1.41-2.73)
Very poor	5.6	14.2		3.13 (1.61-6.11)
Alcohol consumption				
Everyday drinker	6.2	13.2		2.28 (1.85-2.82)
1-6 times per week drinker	7.7	13.1		1.77 (1.35-2.32)
1-3 times per month drinker	8.2	18.0		2.33 (1.33-4.06)
Seldom drinker	7.0	16.2		2.52 (1.83-3.48)
Never drinker	8.1	15.5		2.04 (1.54-2.70)

* Tobacco price increase occurred on 1 October 2010. Duration of 2008-2009 was used as a reference category.
 † Adjusted for all listed variables.

Figure 1 Rates of smoking cessation in various subgroups during 2008–2009 and 2009–2010. GEE analyses with weighting.

DISCUSSION

We examined the association between a tobacco price increase and both cessation among smokers and relapse among quitters, using a large longitudinal data set, and accounting for attrition.¹ In the current study, from 2005 to 2012, current smoker prevalence among the middle-aged Japanese population decreased from 30.5% to 24.3% using IPW, partly due to tobacco price increases in 2006 and 2010. Since there is a higher attrition tendency among smokers than never-smokers, available data analysis would have resulted in a biased estimate (see online supplementary table S1). We therefore considered that IPW adjustments for non-responses might provide an appropriate figure of smoking prevalence.

Impact of tobacco price increase

Of all the factors surveyed, only the period 2009–2010 (when the 37% price increase occurred) was significantly associated with both promoting cessation among smokers and preventing relapse among quitters (tables 2 and 3). There are no local level variations in tobacco prices in Japan and the regulated increased price was applied throughout the country under the Tobacco Business Law²¹ (ie, there was no time delay in the market price rise across Japan). We could therefore assume that all study participants were equally affected by the increase. The tobacco price was increased on 1 October 2010, at least 1 month before the survey in November 2010, but there may have been an earlier response due to anticipation effects,²² as also seen in a

Research paper

Table 3 OR for relapse

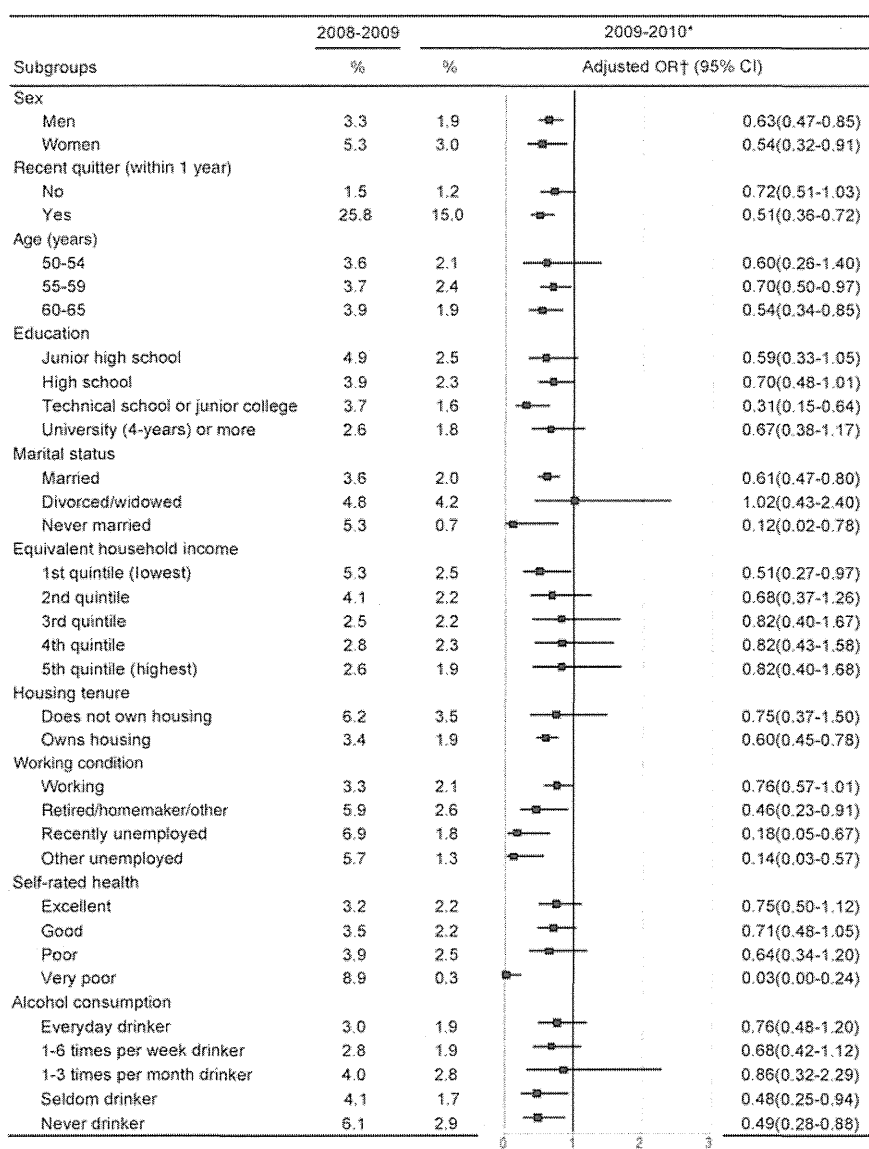
Characteristics	Number of ex-smoker	Number of smoker who relapsed	Per cent	Adjusted OR* (95% CI)	p for trend
Duration					0.295
2006–2007	6933	304	4.4	1.13 (0.92 to 1.38)	
2007–2008	7067	237	3.4	0.96 (0.77 to 1.18)	
2008–2009	7365	275	3.7	1 (reference)	
2009–2010†	7441	158	2.1	0.60 (0.46 to 0.77)	
2010–2011	8145	399	4.9	1.06 (0.81 to 1.39)	
2011–2012	8046	248	3.1	0.93 (0.66 to 1.31)	
Sex					
Men	35 471	1094	3.1	1 (reference)	
Women	9527	528	5.5	1.39 (1.13 to 1.71)	
Recent quitter (within 1 year)					
No	40 999	639	1.6	1 (reference)	
Yes	3999	982	24.6	17.9 (14.6 to 22.0)	
Age (years)					0.884
50–54	6000	224	3.7	1 (reference)	
55–59	21 538	738	3.4	0.97 (0.81 to 1.17)	
60–65	17 460	659	3.8	1.10 (0.85 to 1.41)	
Education					0.637
Junior high school	7889	352	4.5	1 (reference)	
High school	20 435	762	3.7	0.98 (0.77 to 1.26)	
Technical school or junior college	5507	242	4.4	1.17 (0.81 to 1.71)	
University (4 years) or more	11 168	266	2.4	0.88 (0.67 to 1.14)	
Marital status					
Married	39 206	1321	3.4	0.73 (0.45 to 1.20)	
Divorced/widowed	3599	200	5.6	0.87 (0.49 to 1.56)	
Never married	2193	99	4.5	1 (reference)	
Equivalent household income					0.017
1st quintile (lowest)	6514	359	5.5	1 (reference)	
2nd quintile	6986	254	3.6	0.80 (0.61 to 1.06)	
3rd quintile	7047	242	3.4	0.80 (0.61 to 1.03)	
4th quintile	7481	221	3.0	0.77 (0.59 to 0.99)	
5th quintile (highest)	8037	235	2.9	0.75 (0.58 to 0.98)	
Did not answer/missing	8934	311	3.5	0.77 (0.56 to 1.07)	
Housing tenure					
Does not own housing	5740	285	5.0	1 (reference)	
Owns housing	39 258	1336	3.4	0.86 (0.65 to 1.14)	
Working condition					
Working	36 176	1176	3.3	1 (reference)	
Retired/homemaker/other	4873	219	4.5	1.00 (0.73 to 1.38)	
Recently unemployed (within 1 year)	1505	79	5.3	1.17 (0.62 to 2.20)	
Other unemployed (including unknown date)	2443	148	6.1	1.28 (0.86 to 1.91)	
Self-rated health					0.016
Excellent	16 525	502	3.0	1 (reference)	
Good	18 676	627	3.4	1.07 (0.92 to 1.24)	
Poor	7346	318	4.3	1.19 (0.92 to 1.52)	
Very poor	2450	174	7.1	1.55 (1.04 to 2.32)	
Alcohol consumption					
Everyday drinker	15 239	470	3.1	1 (reference)	
1–6 times per week drinker	11 993	368	3.1	1.06 (0.87 to 1.29)	
1–3 times per month drinker	2508	81	3.2	1.06 (0.78 to 1.44)	
Seldom drinker	6605	270	4.1	1.01 (0.83 to 1.24)	
Never drinker	8653	433	5.0	1.04 (0.83 to 1.30)	

Discrete-time cohorts; generalised estimating equation (GEE) analyses with weighting.

Bold indicates statistical significance of $p < 0.05$.

*Adjusted for all listed variables.

†Tobacco price increases occurred at 1 July 2006 and 1 October 2010.



* Tobacco price increase occurred on 1 October 2010. Duration of 2008-2009 was used as a reference category.

† Adjusted for all listed variables.

Figure 2 Rates of smoking relapse in various subgroups during 2008-2009 and 2009-2010. GEE analyses with weighting.

previous study.²³ Another Japanese study has shown that intention to quit among smokers immediately before the tax increase (August-September 2010) was high,²⁴ as 53% and 72% of those who intended to quit were planning this for 'before' or 'on' the day of the tax increase. Furthermore, no other major tobacco control measures were taken during the period 2009-2010 in Japan²¹; thus, cessation during this period, compared with 2008-2009 (as a reference), could be assumed to be the effect of the tobacco price.

Additionally, the rate of cessation during the periods 2005-2006 and 2007-2008 was significantly higher (for quitting only) compared with that during 2008-2009. There was an 11% price increase in 2005-2006. The smoking-cessation agent varenicline has been covered by insurance providers since April

2008²⁵ and electronic locking devices utilising verification cards have been mandated since 2008 and were installed in nearly every tobacco vending machine by July 2008 across the nation.²⁶ Furthermore, these events were reported in the mass media. This might have resulted in the significantly high cessation rates in 2005-2006 and 2007-2008.

Differential effects of the tobacco price increase in various subgroups were observed for both cessation and relapse. Previous studies have reported that tobacco price increases promote cessation and prevent relapse more among the poor than among the affluent.^{1 9 10} However, this study did not support this association for cessation, that is, significantly positive AORs for cessation were observed among all income subgroups with no large difference in point estimate. This was in