表 1	患者用教材の標準版と簡易版の特徴の比較	ίζ.
न्दर ।	思有用教育の保护版と間勿成の付取の記	X.

	標準版	簡易版
構成	各生活習慣別に各々 7 ~ 9 ページで構成 (計39種類)	各生活習慣別に各々3~4種類 で構成(計16種類)
形態	B5サイズ. 指導の流れにそって 1 冊に綴じられており、患者さん 1 人に 1 冊使えるように工夫.	B4サイズ.同じ内容のリーフレットごとに20人分ずつ綴じられている.
使い方	患者さんごとに1冊になっているため、表 紙が指導の記録として使える. 指導のたび に、必要なリーフレットを切り取って使う.	指導の流れにそって, 必要なリー フレットをとりだし, 1 枚切り 取って使う.
メリット	情報が多いため、外来の指導で説明が足りなくても、患者さんに持ち帰ってもらって読んでもらえれば自己学習が可能. 患者さんに1冊ずつ使用するので、リーフレットが指導の控えとして使える.	3回の指導でできるよう、簡潔にまとめられている。 比較的短時間で指導ができる。 目標の継続のリーフレットでは、 改善目標ができた場合とできなかった場合で内容を変えている。
デメリット	指導の効果を考えると,指導に時間をかける必要がある.あるいは,指導にあたり,医師以外のスタッフの協力が必要となる.	情報があまり多くないため、指導者に知識や技術が必要になる.

を今後組んでいきたいと考えています。また,同時に,簡易版の使い勝手の検討も臨床の現場で行っていただき,使い方や改良点についての意見を集めようと考えています。また,有効性の効果検証も実施したいと考えています。

PMPC研究グループの活動は、医療制度改革や健康フロンティア戦略、さらにメタボリックシンドロームやニコチン依存症の治療など、わが国で注目を浴びている予防医療の課題の中で、最も重要な生活習慣改善の方法論の確立と普及を目指しています。今後、厚生労働省、日本プライマリケア学会などの関連学会、日本医師会などの医学団体、企業などと情報交換や連携をしながら、活動をさらに発展していきたいと考えています。今回の報告に引き続き、医療の場での生活習慣改善のための指導のポイントを連載します。会員のみなさまに、私達の活動にご理解いただき、PMPC研究グループの活動に対してご意見やご助言をいただければ幸いです。

最後になりましたが、PMPC研究グループとして教材の開発に中心的に関わっていただいた石橋幸滋先生(石橋クリニック院長)、瀧口俊一先生(宮崎県高鍋保健所所長)、坂根直樹先生(国立病院機構京都医療センター臨床研究センター予防医学研究室長)、森山和郎先生(大阪府健康福祉部

地域保健福祉室健康づくり感染症課主査), 赤松 利恵先生(お茶の水女子大学生活科学部講師), 増 居志津子氏(大阪府立健康科学センター)に深く 感謝します.

また、教材の使い勝手の検討や教材開発にご協力いただいたPMPC研究グループの加藤正隆先生、後藤忠雄先生、丹羽治男先生、武田以知郎先生、岸本益実先生、大中俊宏先生、さらに国保ヘルスアップモデル事業を通して教材の実用性をご検討いただいた東京都東久留米市医師会の先生方に対して深く謝意を表します.

文 献

- 1) 笹井康典, 中村正和:「プライマリケアの場における疾病予防の推進を目指した活動(PMPC)」報告. 月刊地域医学 2000; 14(11), 800-804.
- 2) 笹井康典, 井岡亜希子, 中村正和:「プライマリケアの場における疾病予防の推進を目指した活動(PMPC)」報告. 月刊地域医学 2002; 16(5), 310-315.
- 3) 中村正和 他(訳): ステファン・ロルニック, 他(著): 健康の ための行動変容—保健医療従事者のためのガイド. 東京, 法 研, 2001.

PMPC研究に関する問合せ先

〒537-0025 大阪市東成区中道1-3-2 大阪府立健康科学センター 健康生活推進部 中村正和 TEL 06-6973-5531 FAX 06-6973-3574

e-mail: nakamura@kenkoukagaku.jp

 $\mathbf{E}(\mathbf{N})\mathbf{D}$

The 21st Lung Cancer Mass Screening Seminar

禁煙治療による肺癌の一次予防

一医療や健診(癌検診を含む)の場での禁煙治療の意義と方法一

中村正和1

1大阪府立健康科学センター健康生活推進部

Japanese Journal of Lung Cancer

第46巻 第7号 2006年 12月

禁煙治療による肺癌の一次予防

―医療や健診 (癌検診を含む) の場での禁煙治療の意義と方法―

中村正和1

要旨 — 禁煙はニコチン依存症という病気のために容易に達成できるものではなく、科学的根拠に基づいた医療技術による介入、すなわち禁煙治療が必要である. 禁煙治療の有効性や経済効率性についてはすでに十分な科学的根拠が示されており、その制度化により中長期的には医療費削減効果が期待できる. わが国ではこれまで禁煙治療は患者の自費で行われていたが、2006 年 4 月から禁煙治療に対する保険適用がなされ、禁煙治療の体制が社会として整備されつつある. 今後、禁煙治療の実施機関を増やすとともに、指導者教育の体制を整備し、治療の普及度や効果の向上を図ることが必要である. さらに、わが国で広く実施されている一般健診や癌検診の場にニコチン依存症のスクリーニングを導入し、医療機関での禁煙治療と連携した体制を整備することが今後の重要課題である. (肺癌. 2006;46:843-851) 索引用語 — ニコチン依存症、禁煙治療、保険適用、肺癌、癌検診

Lung Cancer Prevention by Smoking Cessation Treatments
—The Significance and Methods of Smoking Cessation Treatment
in Medical Settings and Health Check-up Settings Including Cancer

Masakazu Nakamura¹

Screening—

ABSTRACT — The essence of tobacco use is nicotine dependence. Nicotine dependence is a chronic disease that often requires repeated intervention. There is strong evidence that smoking cessation intervention is effective and cost-effective. In Japan, smoking cessation treatments had not been established, but the Ministry of Health, Labor and Welfare decided to start health insurance coverage to smoking cessation treatments from April 2006. Future plans call for increased accessibility and effectiveness of smoking cessation services in medical settings, and the initiation and implementation of smoking intervention at health examination and cancer screening, linked with reimbursed medical treatments. (*IJLC*. 2006;46:843-851)

KEY WORDS — Nicotine dependence, Smoking cessation treatment, Insurance coverage, Lung cancer, Cancer screening

喫煙はこれまで嗜好品や習慣とみなされ、禁煙するか どうかは個人の意志の問題と片付けられてきた.しかし、 近年の多くの科学的知見の集積により、喫煙の本質はニコチン依存症という病気であることが明らかになった.

¹大阪府立健康科学センター健康生活推進部.

別刷請求先:中村正和,大阪府立健康科学センター健康生活推進部, 〒537-0025 大阪市東成区中道1-3-2(e-mail: nakamura@kenkoukagaku.jp).

¹Department of Health Promotion and Education, Osaka Medical Center for Health Science and Promotion, Japan.

Reprints: Masakazu Nakamura, Department of Health Promotion and Education, Osaka Medical Center for Health Science and Promotion, 1-3-2 Nakamichi, Higashinari-ku, Osaka 537-0025, Japan (e-mail: nakamura@kenkoukagaku.jp).

^{© 2006} The Japan Lung Cancer Society

表1. ニコチンとその他の薬物との比較

離脱症状の強さ	アルコール>ヘロイン>ニコチン>コカイン>カフェイン
耐性	(ニコチン=アルコール=ヘロイン)>コカイン>カフェイン
中止することの困難さ	(ニコチン=アルコール=コカイン=ヘロイン)>カフェイン
使用者における依存症	ニコチン>ヘロイン>コカイン>アルコール>カフェイン
使用割合	カフェイン>ニコチン>アルコール>(コカイン=ヘロイン)
薬物による超過死亡	ニコチン>アルコール>(コカイン=ヘロイン)>カフェイン

(Royal College of Physicians, "Nicotine addiction in Britain", 2000. 一部抜粋)

本稿では、まずニコチンの依存性や治療の必要性について述べるとともに、禁煙治療の有効性や経済効率性に関するエビデンスについて述べる、次に、2006年4月から始まった禁煙治療に対する保険適用の概要と今後の課題について述べる、最後に、健診や癌検診の場での禁煙治療の制度化の必要性を述べるとともに、健診や癌検診の場で実施可能な禁煙介入の方法について紹介する.

1. 喫煙による健康被害の拡大と禁煙対策の必要性

喫煙は肺癌をはじめ多くの癌, 心筋梗塞, 脳卒中, 慢 性閉塞性肺疾患などの原因であることが科学的に証明さ れている. わが国の成人男性の喫煙率は減少しつつある ものの、まだ欧米先進国の約2倍の高さにとどまってい る. わが国の喫煙による超過死亡数は 2000 年で 11.4 万 人と推計されており、総死亡の12%を占める.1 これま で喫煙が流行してきた男性においては、その割合は17% を占め、男性の6人に1人が喫煙が原因で死亡している ことになる. 今後. 人口の高齢化ならびに近年の若い女 性における喫煙流行と相まって、喫煙による犠牲者の数 はさらに増加するものと予想される. この健康被害を抑 止するためには、 喫煙防止に加えて、 現喫煙者の禁煙の 推進(以下,禁煙対策)が必要であり、そのためには、 やめたい人への禁煙治療の体制の整備とともに、喫煙者 の禁煙の動機を高めるための環境整備、特に世界的にみ て値段が安いたばこ価格・税の大幅引き上げが喫緊の課 題である. 禁煙治療を含む禁煙対策は喫煙防止対策に比 べて即効性があり、最近急速に拡大しつつある喫煙によ る健康被害の当面の抑制策として期待されている.2

禁煙すれば肺癌などの多くの喫煙関連疾患の予防や予後の改善につながることは、これまでの多くの観察的な研究により明らかにされているが、最近報告された無作為割付による介入研究3においても、禁煙により総死亡率が有意に減少することが示され、より強固な証拠が得られている。また、死因別にみると、喫煙が関係する肺癌、肺癌以外の呼吸器疾患、脳血管疾患、虚血性心疾患において、死亡率がいずれも減少したことが報告されて

いる.

2. 禁煙の困難性と治療の必要性

喫煙の本質はニコチン依存症という病気である. ニコ チン依存症は、WHO(世界保健機関)やアメリカ精神医 学会からその診断基準が示されている.45 依存症を引き 起こす原因薬物のニコチンには、精神依存性だけでなく、 身体依存性(耐性や離脱症状の存在)があることも明ら かになっている.67 ニコチン依存についてまとめたイギ リスの王立内科学会の Tobacco Advisory Group の報告 書7(2000年)によると、1)ニコチンの使用を中止するこ との困難性は、アルコールやヘロイン、コカインと同等 であり、自力で禁煙した場合、約3分の2の喫煙者が禁 煙3日以内に喫煙を再開すること,2)身体依存性の証拠 となる耐性の強さにおいて、ニコチンはアルコールやへ ロインと同等であり、コカインより強いこと、3)身体依 存性を示すもう一つの証拠である離脱症状の強さはアル コールやヘロインより弱いものの、コカインよりは強い. と結論づけられている(表1). そのほか特筆すべき点と して、ニコチンは依存性薬物の中で、依存症の数や超過 死亡数が最も多い.

ニコチンは、薬物依存に関わりの深いとされる腹側被蓋野から側坐核へ伸びるドーパミン神経の神経終末において、ニコチン性アセチルコリン受容体に結合してドーパミンの放出を促進し、快感や報酬感を増強する。さらに、ニコチンは、ドーパミンのみならず、ノルエピネフリン、セロトニン、アセチルコリンなどの脳内の多くの神経伝達物質の分泌を通して、脳の覚醒や思考、記憶、情動といった機能にも関わっている。8 これらのニコチンによる多彩な脳内での神経薬理学的作用は、ニコチン離脱に伴う多彩な神経・身体症状の出現とも関係し、禁煙を困難にしている。

英米では約70%の喫煙者が禁煙したいと思い、年間約 $30\sim45\%$ が禁煙を試みているが、禁煙成功率はわずか $2\sim3\%$ に過ぎないと報告されている. $^{6.7}$ 一方わが国でも、2003 年の国民健康・栄養調査 9 によると、たばこを吸

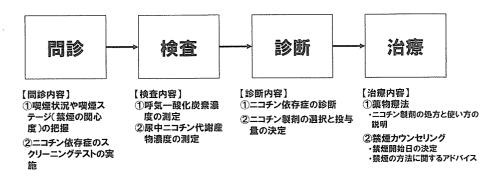


図1. 禁煙治療の流れ.

わずに1日過ごすことが「とても難しい」と答えた割合は男性 47%,女性 35%で、「難しい」と答えた割合を合わせると、男性 87%,女性 81%にのぼっている.

禁煙治療のプロセスは、高血圧や糖尿病など一般の疾患に対する診断・治療の枠組みと同様、問診、検査、診断、治療という一連の流れの中で実施可能である(図1). 欧米では1990年代後半よりエビデンスに基づいた禁煙治療のガイドラインが示され、ニコチン依存症を「再発しやすいが、繰り返し治療することにより完治しうる慢性疾患」と捉え、10 ルーチンの医療活動としてその治療に取り組む動きが進んでいる。11 わが国で日本循環器学会をはじめ禁煙に取り組む9学会が合同で策定した「禁煙ガイドライン」12 においても、喫煙者を「積極的禁煙治療を必要とする患者」という考え方を示している。

3. 禁煙治療の有効性に関する十分なエビデンス

禁煙治療の有効性についてはすでに十分な科学的根拠 がある. 2000 年に発刊された米国 AHRQ (the Agency for Healthcare Research and Quality) による「たばこ依 存治療ガイドライン」策定の際に実施された禁煙治療に 関する介入研究のメタアナリシスによると、禁煙治療の 効果として、1)医師による3分以内の簡易なアドバイス でも禁煙率が1.3倍有意に増加すること、2)治療の1回 当たりの時間,治療を行った総時間,治療に関わるスタッ フの数にそれぞれ比例して禁煙率が3倍近くまで増加す ること、3)禁煙の薬物療法の第1選択薬として、ニコチ ン代替療法, ブプロピオンがあり, 各々 1.5~2.7 倍, 2.1 倍禁煙率を高めることが報告されている.10 2004年のコ クランライブラリーのレビューでは、医師による禁煙介 入について、簡易なアドバイスはアドバイスがない場合 に比べて1.7倍、また集中的なアドバイスは簡易アドバ イスに比べて1.4倍、有意に禁煙率を高めることが報告 されている.13

2004年に発表された米国 USPSTF (the US Preventive Services Task Force) による「予防医療実践ガイド

ライン」では、喫煙、飲酒、食事、運動、肥満のうち、 喫煙だけが有効性を示す十分な証拠が確認されたとして、推奨レベルを「A」(strongly recommended) と報告 している. ¹⁴ 推奨レベルが「B」(recommended) の介入内 容には、飲酒、熟練した医療従事者による集中的な食事 カウンセリング、高度肥満者 (BMI 30 以上) に対する集 中的な減量のカウンセリングがあるが、飲酒以外は集中 的なカウンセリングを必要とするため、日常診療の場へ 広く普及するには問題が残る.

わが国においても、諸外国に比べて研究数は少ないものの、外来診療の場での禁煙介入の有効性を示したランダム化比較試験のエビデンスがある. ¹⁵ 12 医療機関を対象とした中村らの研究と癌専門外来における小川の研究では、指導群における禁煙率(指導後 5~6 ヵ月)は 19~20%の範囲にあり、対照群の成績に比べて 2.2~3.3 倍有意に高かった。また、中村らの研究では指導後 1 年後の時点での禁煙率を調べているが、対照群に比べて 2.2 倍有意に高いことが報告されている. ¹⁵

4. 禁煙治療の優れた費用対効果と期待される医療費 の削減

禁煙治療の経済効率性については、禁煙治療が保健医療プログラムの中でも特に経済効率性に優れていることが明らかになっている. 15 英国での禁煙治療ガイドライン Parrott らのレビュー16 によると、禁煙治療としてニコチン代替療法の薬剤(ニコチン製剤)や専門家の治療を行っても、1 救命人年延長に要する費用は 600~900ポンドの範囲内であり、スタチン系薬剤による高脂血症の治療では同費用が 4000~13000 ポンドであることと比較すると、いかに禁煙治療が効率的であるかがわかる. 17中村らは厚生労働省の第 3 次対がん総合戦略研究事業において、わが国のデータを用いて禁煙治療の導入による医療費削減効果を推定した。その成績によると、15

年間の推定期間を設定し、禁煙治療の実施率を初年度 0.1%から毎年0.1%ずつ増加させ、5年目以降は0.5%

845

表 2. タバコ依存症スクリーニングテスト (TDS)

- 1. 自分が吸うつもりよりも、ずっと多くタバコを吸ってしまうことがありましたか.
- 2. 禁煙や本数を減らそうと試みて、できなかったことがありましたか、
- 3. 禁煙したり本数を減らそうとしたときに、タバコがほしくてほしくてたまらなくなることがありましたか。
- 4. 禁煙したり本数を減らしたときに、次のどれかがありましたか。(イライラ、神経質、落ちつかない、集中しにくい、ゆううつ、頭痛、眠気、胃のむかつき、脈が遅い、手のふるえ、食欲または体重増加)
- 5. 4 でうかがった症状を消すために、またタバコを吸い始めることがありましたか.
- 6. 重い病気にかかったときに、タバコはよくないとわかっているのに吸うことがありましたか.
- 7. タバコのために自分に健康問題が起きているとわかっていても、吸うことがありましたか.
- 8. タバコのために自分に精神的問題(注)が起きているとわかっていても、吸うことがありましたか、
- 9. 自分はタバコに依存していると感じることがありましたか.
- 10. タバコが吸えないような仕事やつきあいを避けることが何度かありましたか.

「はい」(1点)、「いいえ」(0点)で回答を求める、「該当しない」場合(質問 4 で、禁煙したり本数を減らそうとしたことがないなど)には 0 点を与える、

判定方法:合計点が5点以上の場合, ICD-10診断によるタバコ依存症である可能性が高い.

(注) 禁煙や本数を減らした時に出現する離脱症状 (いわゆる禁断症状) ではなく、喫煙することによって神経質になったり、不安や抑うつなどの症状が出現している状態.

を維持すると仮定した場合,医療費削減効果(1年当たりの医療費削減額と禁煙治療費の差)を求めると,単年ベースでは7年目以降黒字に転じ,15年目には225億円の黒字,15年間の累計額は866億円の黒字となった.18なお,この推定結果は2005年6月に禁煙治療の保険適用を申請するための「医療技術評価希望書」に用いられた.

5. 医療の場での禁煙治療に対する保険適用

2005年2月27日に発効した、たばこ規制に関する世界保健機関枠組条約(Framework Convention on To-bacco Control、FCTC)において、禁煙治療の普及は、喫煙の流行を抑制するための社会環境整備・法的規制の一つとして位置づけられている。世界保健機関はFCTCの第14条において、締約国に対して、科学的証拠および最良の実例に基づいて禁煙治療のガイドラインを作成するとともに、禁煙治療を保健・教育プログラムに組み込んで普及のための効果的な措置をとることを求めている。19

また,世界保健機関が FCTC に合わせて作成・出版した「禁煙とたばこ依存症治療のための政策提言」²⁰ において,禁煙治療を包括的なたばこ規制政策に組み込み,制度として定着させることが重要であるとしている。わが国では,医療の場とならんで,広く実施されている健診や癌検診の場での禁煙治療の制度化が必要である.

イギリスでは政府機関がエビデンスに基づいた禁煙治療のガイドラインを作成するとともに、世界に先駆けて1999年より禁煙治療を国民保健サービス(National Health Service)に組み込み、禁煙希望者に対して無料でそのサービスを提供する国家的取り組みを開始し成果をあげている。2004年の実績報告によると、21 1年間に喫

煙者の約5%にあたる約52万人が医師や薬剤師が実施する禁煙治療のサービスを利用して禁煙開始日を設定し、そのうち約30万人(56%)が1ヵ月間の禁煙に成功している. 禁煙開始日を設定した者の87%が薬物療法を受けており、その内訳は80%がニコチン代替療法、6%がブプロピオン、1%が両者の併用であった。

イギリスのほか、アメリカやニュージーランド、オーストラリアなどの先進国や、香港、台湾、韓国などのアジア諸国において、禁煙治療を保険適用したり、禁煙治療を保健事業として実施するための制度化を図り、治療体制を整備する動きが進んでいる.

一方,わが国ではこれまで医療の場での禁煙治療は一 部の熱心な医師により自由診療の形で実施されてきた. そのため、禁煙治療が日常診療の一環として普及してい ない現状にあった.しかし.2006年度の診療報酬の改定 において、ニコチン依存症が新たな治療の対象となる病 気として位置づけられ,「ニコチン依存症管理料」が新設 された. これにより、健康保険を使って外来での禁煙治 療が可能になった、ニコチンパッチについては、その使 用をめぐって一時混乱があったが、2006年5月24日に 薬価収載が決定し、同年6月からニコチン依存症管理料 の算定に限って保険薬として処方が可能となった. 2005 年に大阪府立健康科学センターが実施した調査結果22 に よると、ニコチン依存症者の患者の6割が禁煙したいと 思っているにもかかわらず、病気で受診した際に医師か ら禁煙をすすめられた割合は3割程度であり、具体的な 禁煙方法まで指導を受けた割合は5%に満たなかった.

「ニコチン依存症管理料」による禁煙治療は、TDS(To-bacco Dependence Screener,表 2)²³という 10 項目の質問でニコチン依存症と診断された喫煙者に対して、初回

表 3. ニコチン依存症管理料について

1. 基本的考え方

ニコチン依存症について、疾病であるとの位置付けが確立されたことを踏まえ、ニコチン依存症と診断された患者のうち禁煙の希望がある者に対する一定期間の禁煙指導について、新たに診療報酬上の評価を行う。

2. 具体的内容

初回 230 点

2回目, 3回目及び4回目(2週目, 4週目及び8週目) 184点

5 回目 (最終回) (12 週目)

対象患者

以下のすべての要件を満たす者であること

- ・ニコチン依存症に係るスクリーニングテスト(TDS)でニコチン依存症と診断された者であること
- ・ブリンクマン指数 (=1日の喫煙本数 × 喫煙年数) が 200 以上の者であること
- ・直ちに禁煙することを希望し、「禁煙治療のための標準手順書」(日本循環器学会、日本肺癌学会及び日本癌学会により作成)に則った禁煙治療プログラム(12週間にわたり計5回の禁煙治療を行うプログラム)について説明を受け、当該プログラムへの参加について文書により同意している者であること

180 点

施設基準

- ・禁煙治療を行っている旨を医療機関内に掲示していること
- ・禁煙治療の経験を有する医師が1名以上勤務していること
- ・禁煙治療に係る専任の看護職員を1名以上配置していること
- ・呼気一酸化炭素濃度測定器を備えていること
- ・医療機関の構内が禁煙であること

算定要件

- ・「禁煙治療のための標準手順書」(日本循環器学会、日本肺癌学会及び日本癌学会により作成)に則った禁煙治療 を行うこと
- ・本管理料を算定した患者について、禁煙の成功率を地方社会保険事務局長へ報告すること
- ・初回算定日より1年を超えた日からでなければ、再度算定することはできないこととする

注:本管理料の新設による効果については、診療報酬改定結果検証部会による検証の対象とする.

(中央社会保険医療協議会「平成 18 年度診療報酬改定における主要改定項目について」, 2006 年 2 月)

診察の後、2週間後、4週間後、8週間後、12週間後の計4回の再診で構成され、具体的には日本肺癌学会、日本循環器学会、日本癌学会による「禁煙治療のための標準手順書」²⁴に沿って実施することとされている(表 3)、今回の保険適用には対象患者の条件のほか、同管理料を算定するための施設基準や算定条件が細かく決められている。これらの詳細については、上記の手順書のほか、厚生労働省のホームページや同省の告示などを参照されたい

「ニコチン依存症管理料」を算定して禁煙治療を実施するにあたっての問題点として、①施設基準が厳しい(病院にとっては敷地内禁煙の条件、診療所にとっては呼気一酸化炭素濃度測定器の設置の条件、さらに看護師を雇用していない診療所では専任看護師の配置の条件)、②未成年者が治療対象とならない、③12週間を超えて治療ができない、④再治療がすぐにできない、⑤入院患者が対象になっていない、などが現場から指摘されている、特に未成年者の禁煙治療に対する保険適用を難しくしているブリンクマン指数に関わる対象患者の要件については今後見直しのための検討が必要と考える。また、最近、診療所の中には経営上などの理由から看護師を雇用して

いない施設があることから、専任看護師の配置の条件を必須条件とするのかどうかについても検討が必要と考える. なお、敷地内禁煙については特に病院が同管理料を算定する際に問題となるが、敷地内禁煙は今後医療機関が目指すべき内容であり、患者や職員の禁煙の動機や禁煙率を高める効果も期待できることから見直しは必要ないと考える.

同管理料の効果については、中央社会保険医療協議会の診療報酬改定結果検証部会による検証の対象となった。算定要件として示されている禁煙成功率の地方社会保険事務局長への報告は年1回の頻度とされており、その報告内容は、本管理料を算定した数、12週間にわたる計5回の禁煙治療を終了した者の数、そのうち禁煙に成功した者の数(呼気一酸化炭素濃度測定器を用いて喫煙の有無を確認)である。この報告のデータを収集し解析することにより、「ニコチン依存症管理料」を用いて実施された禁煙治療の実施数と治療終了時12週時点での4週間継続禁煙率を算出することができ、全体での分析結果に加えて、地域別、医療機関別の成績の検討も可能になる。また、2006年12月20日の中央社会保険医療協議会の会議資料によると、検証作業として算定患者におけ

【基本的な考え方】

- ·喫煙の本質はニコチン依存症であり、「繰り返し治療が必要な慢性疾患」(AHRQ、2000)と捉える ・健診の機会を利用して、ニコチン依存症のスクリーニングと禁煙アドバイスやサポートを行うとともに、医療機
- 関での保険による禁煙治療と連携する

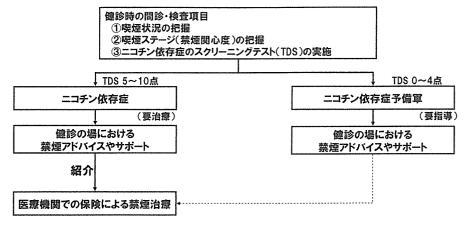


図2. 健診の場におけるニコチン依存症のスクリーニングの提案.

る指導終了後3ヵ月および5~6ヵ月後の禁煙成功率を 調査する方針が示されている. 私たち研究班の立場では. これらの検証作業に参画ならびに協力できるよう厚生労 働省に働きかけるとともに、これらの検証では把握でき ない実態がある場合には、医師会の協力を得てモデル市 町村を設定するような方式で検討したいと考えている.

6. 健診の場での禁煙治療の意義と方法

わが国では癌検診をはじめ、各種の健診や人間ドック が地域や職域で広く実施されている. 健診や癌検診の場 は、医療とならんで多くの喫煙者に出会う場であり、健 診や癌検診の場で禁煙の効果的な働きかけや手助けがで きれば、多くの禁煙者を生み出すことが可能である. さ らに、健診や癌検診でスクリーニングされたニコチン依 存症の患者については、医療の場と連携して、2006年4 月より新設された「ニコチン依存症管理料」を用いて治 療を行う体制(図2)を整備することができれば、より多 くの禁煙者を生み出すことが可能になり、わが国の喫煙 関連疾患の予防ならびに医療費の節減に少なからず寄与 するものと考える.

しかし、現状では健診や癌検診の場において、喫煙に 対する指導は保健指導の一項目として位置づけられてい るに過ぎず, 肺癌検診においてすら, その主要原因であ る喫煙に対しての指導は今なお十分とはいえないのが現 状である.

2008年度からの医療制度改革において、メタボリッ ク・シンドロームに着目した健診・保健指導による生活 習慣病の予防が強調されている. 最近の研究によると. 喫煙は喫煙本数に比例して内臓脂肪そのものを増加させ

るとともに、血糖値を上昇させたり、インスリン抵抗性 を高めることにより、糖尿病の発症の危険を高めること が明らかになってきている。さらに、 喫煙は中性脂肪や LDL コレステロールを増加させたり、HDL コレステ ロールを低下させたりして、メタボリック・シンドロー ムの病態そのものを悪化させることもわかってきてい

このように、メタボリック・シンドローム対策におい ても, 喫煙は内臓脂肪とならんで特に重要な課題である. 筆者らは、これまで健診(癌検診を含む)や医療の場 での禁煙プログラムを行動科学の理論やモデルに基づい て開発し、その有効性の検証を行ってきた、ここでは、 健診の場で実施できる 2 種類の禁煙介入の方法を紹介す

(1) 健診の診察時に行う 1 分間禁煙アドバイス

健診の場は指導時間を十分取れない場合が多いが、筆 者は健診の診察場面で1分程度で禁煙アドバイスを行っ ている. その方法は、まず、当日の健診結果や病歴を踏 まえて, 禁煙することが健康管理上とても大切であり, 優先順位の高い健康づくり活動であることを伝える、次 に、喫煙者に「禁煙については関心はおありですか」と 尋ね、禁煙の準備性をアセスメントする、そして、その 結果に応じて禁煙のアドバイスを行う. 禁煙しようと 思っているまたは関心がある場合は、「禁煙するならニコ チンパッチを使うと楽に確実に、しかも体重があまり増 えずにやめられますよ. 私達は水曜日午後に禁煙外来を 実施していますが、皆さんニコチンパッチを使ってうま く禁煙されていますよ. お知り合いの医療機関や産業医 の先生に相談して処方してもらって下さい.」と説明す

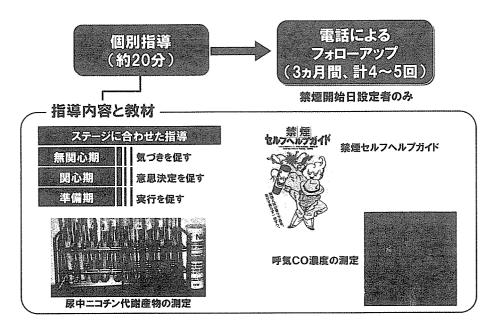


図3. 健診の場での禁煙プログラム.

る. 一方, 禁煙に関心がない場合は,「今後もし禁煙しようと思われた場合,ニコチンパッチを使うと,結構楽に禁煙できますよ. 禁煙するなら是非使うといいですよ. 私達は水曜日午後に禁煙外来を実施していますが, 皆さんニコチンパッチを使ってうまく禁煙されていますよ.」と説明する.

ここでアドバイスのポイントは、禁煙の関心の有無に関わらず、今や禁煙が比較的楽にできる方法があることを伝えることである、喫煙者の禁煙方法に対する基本ニーズは、身体的精神的な負担がなく自然に楽にできる方法であり、そのことを踏まえて情報提供することである。そのほか、健診成績表のコメント欄に、健診結果や病歴と関連付けて、はっきりと禁煙を促すメッセージ(たとえば「白血球の増加は喫煙が原因と考えられます、禁煙しましょう」)を入れている。

本介入方法の効果については、筆者が上述の方法を用いて診察を行った受診者(225人)とその他の医師が診察を担当した受診者(4514人)との間で1年後の喫煙状況を比較すると、1年後の禁煙率は筆者が診察を担当した受診者では、その他の医師の場合に比べて1.3倍高かった.25 また、ベースラインでの2群間の禁煙関連要因の影響を補正した場合は1.5倍であった。これらは、サンプルサイズがまだ十分でないため、いずれも統計学的に有意の差ではないが、短時間でも禁煙率が増加する可能性を示唆している。しかも、本データの比較参照群が全く指導を行わないという設定ではないことを考慮すると、指導を行わない場合との差はさらに大きくなると考えられる。なお、この介入方法の効果については、よりきち

んとした研究デザインの下で研究を実施中である.

(2) 20 分程度の初回カウンセリングと電話フォローアップ

図3にプログラムの概要を示した.この方法は初回カウンセリングに少し時間を要するが、健診の事後指導だけでなく、健診当日にも実施可能である.26 健診当日に実施できるようにするためには、健診当日に喫煙評価のための質問票や喫煙状況に関する検査が実施できるように体制を整えておくことや、受診者数が多い場合には対象者を喫煙のステージの高まっている者(たとえば準備期)やニコチン依存度の高い者に限るなどの工夫が必要である.

初回カウンセリングの方法は、まず呼気 CO 濃度と発色試験紙法による尿中ニコチン代謝物の測定を用いて喫煙状況の客観的評価を行い、その結果説明により、禁煙の動機を強化する。次に、禁煙の準備性から喫煙者を無関心期、関心期、準備期の3つのステージに分類し、そのステージに合わせた禁煙カウンセリングを行う。その結果、禁煙開始日を設定した場合は、禁煙の実行・継続の支援のために電話によるフォローアップを3ヵ月間にわたり計4~5回実施する。フォローアップの時期は、初回カウンセリング1週間後、禁煙1週間以内、禁煙1ヵ月後、禁煙2ヵ月後、禁煙3ヵ月後であり、フォローアップが4回の場合は禁煙2ヵ月後を省略している。

ここではステージに合わせた初回の禁煙カウンセリングの方法を紹介するが、フォローアップの方法などの詳細については拙著を参照されたい.²⁶

この禁煙プログラムの効果については、平成10~13

849

年度にかけて厚生省(当時)がん研究助成金の配賦を得 て、健診の場で喫煙者の禁煙への準備性(ステージ)に 応じて15~20分の個別カウンセリングを行う方法と、そ の指導者トレーニングプログラムを開発し、その有効性 を準無作為割付による多施設比較対照研究により検討し た.27 研究の結果、熟練した指導者が実施した場合の比 較的理想的な条件下での禁煙治療の効果(1年後時点で の6ヵ月間継続補正禁煙率が3.1倍有意に増加)が確認 されただけでなく、トレーニングにより養成された指導 者が介入した場合の現実的な条件下での効果(同禁煙率 が1.8倍有意に増加)についても、熟練した指導者が実施 した場合に比べて少し劣るものの. 有効性を示唆する成 績が得られた. これらの研究はニコチン代替療法を使用 せず、禁煙のカウンセリングの効果を調べたもので、ニ コチン代替療法の併用により、 さらに効果が高まること が期待される.

7. おわりに

喫煙による健康被害の拡大に対して、有効な禁煙対策が求められている。そのためには、喫煙者の禁煙に対する動機を高めるとともに、禁煙治療にアクセスしやすい体制を整備することである。今後、たばこ価格・税の大幅引き上げや公共場所の禁煙化の強化などの環境整備と、本稿で述べたように、わが国で広く実施されている各種健診の場を活用したニコチン依存症の早期発見・早期治療体制の整備が、医療の場での禁煙治療の推進と合わせて必要である。

REFERENCES -

- Peto R, Lopez AD, Boreham J, et al. Mortality from smoking in developed countries 1950-2000 (2nd edition). http://www.ctsu.ox.ac.uk/~tobacco/
- 2. 対策はどこまで進んでいるか. たばこ流行の抑制. たばこ 対策と経済. 世界銀行. 編集. 東京: 財団法人日本公衆衛 生協会(日本語訳発行): 1999.
- 3. Anthonisen NR, Skeans MA, Wise RA, et al. The effects of a smoking cessation intervention on 14.5-year mortality: a randomized clinical trial. *Ann Intern Med.* 2005;142: 233-239.
- World Health Organization. The ICD-10 Classification of Mental and Behavioral Disorders. Clinical Descriptions and Diagnostic Guidelines. Geneva: WHO; 1992.
- 5. American Psychiatric Association (APA). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders* (*DSM-IV*). 4th ed. Washington DC: APA; 1994.
- US Department of Health and Human Services. The Health and Consequences of Smoking. Nicotine Addiction: a report of the Surgeon General. US Department of Health and Human Services, DHHS Publication No. (CDC) 88-8406. Washington DC: U.S. Government Printing Office; 1988.

- Royal College of Physicians. Nicotine addiction in Britain. A report of the Tobacco Advisory Group of the Royal College of Physicians. London: Royal College of Physicians; 2000.
- 8. Benowitz NL. Nicotine addiction. *Prim Care*. 1999;26:611-631
- 9. 厚生労働省健康局総務課生活習慣病対策室. 平成 15 年国 民健康・栄養調査結果の概要. 2005.
- US Department of Health and Human Services. Clinical Practice Guideline: Treating Tobacco Use and Dependence. Washington DC: US Department of Health and Human Services: 2000.
- 中村正和. 禁煙治療の制度化の必要性と欧米の動向. 公衆 衛生. 2004:68:948-952.
- 12. 藤原久義, 阿彦忠之, 飯田真美, 他. 禁煙ガイドライン. Circulation Journal. 2005;69(Suppl IV):1005-1103.
- 13. Lancaster T, Stead LF. Physician advice for smoking cessation. *Cochrane Database Syst Rev.* 2004;4:CD000165.
- Goldstein MG, Whitlock EP, DePue J, et al. Multiple behavioral risk factor interventions in primary care. Summary of research evidence. *Am J Prev Med*. 2004;27 (2 Suppl):61-79.
- 15. 新版 喫煙と健康—喫煙と健康問題に関する検討会報告書. 東京:保健同人社;2002:316-346.
- Parrott S, Godfrey C, Raw M, et al. Guidance for commissioners on the cost-effectiveness of smoking cessation interventions. Health Educational Authority. *Thorax.* 1998; 53 (Suppl 5, Part 2):S1-38.
- 17. Raw M, McNeill A, Watt J, et al. National smoking cessation services at risk. *BMJ*. 2001;323:1140-1141.
- 18. 中村正和. 医療の場における効果的な禁煙治療法の開発と普及のための制度化に関する研究. 平成 17 年度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「効果的な禁煙支援法の開発と普及のための制度化に関する研究」平成 17 年度 総括・分担研究報告書(主任研究者 大島 明). 2006.
- 19. WHO Framework Convention on Tobacco Control. Geneva: 2003 (日本訳は外務省の以下のホームページに掲載されている. http://www.mofa.go.jp/mofaj/gaiko/treaty/treaty159_17.html)
- 20. World Health Organization. Policy Recommendations for Smoking Cessation and Treatment of Tobacco Dependence. Geneva: World Health Organization; 2003. (日本語訳は、厚生労働省の以下のホームページに掲載されている. http://www.mhlw.go.jp/topics/tobacco/kin-en-sien/izonshou/index.html)
- NHS Health and Social Care Information Centre. Statistics on NHS stop smoking services in England, April 2004 to
 March 2005. London: The Health and Social Care Information Centre: 2005.
- 22. 大阪府立健康科学センター. ニコチン依存症と禁煙行動 の実態に関する調査. 2005.
- 23. Kawakami N, Takatsuka N, Inaba S, et al. Development of a screening questionnaire for tobacco/nicotine dependence according to ICD-10, DSM-III-R, and DSM-IV. *Addict Behav.* 1999;24:155-166.
- 24. 日本循環器学会, 日本肺癌学会, 日本癌学会, 禁煙治療の ための標準手順書. 2006 年 3 月版.
- 25. 医療施設受診喫煙者に対する禁煙誘導方法の確立に関す

- る研究(主任研究者 浜島信之). 平成 16 年度厚生労働省 がん研究助成金による研究報告集. 2005:57-61.
- 26. 中村正和, 増居志津子, 大島 明. 個別健康教育禁煙サポートマニュアル [改訂版]. 東京: 法研: 2002.
- 27. 喫煙関連がんの一次予防のための喫煙習慣への介入方法 の確立に関する研究(主任研究者 中村正和). 平成11~ 12年度厚生労働省がん研究助成金研究報告書(総合報告 書). 2001:678-682.

ORIGINAL ARTICLE

Kenji Ohshige · Yuta Hori · Osamu Tochikubo · Mitsugi Sugiyama

Influence of weather on emergency transport events coded as stroke: population-based study in Japan

Received: 23 August 2005 / Revised: 17 November 2005 / Accepted: 21 November 2005 / Published online: 20 December 2005 © ISB 2005

Abstract Studying the relation between incidence of stroke and weather is difficult because it requires largescale community-based data collection. Despite the lack of strong evidence that weather conditions influence stroke incidence, many clinicians feel that meteorological conditions influence the onset of stroke. This study examined whether emergency events related to stroke are influenced by meteorological factors and was based on computerized records of emergency medical transport services in a Japanese city during the period January 1992-December 2003. A total of 53,585 patients transported for an event coded as stroke were analyzed in relation to meteorological factors such as temperature, humidity, and barometric pressure. Poisson regression analysis was applied to clarify the influence of daily meteorological conditions on the daily incidence of emergency transport due to events coded as stroke. Ordinary least squares regression analysis was used to evaluate the influence of weather, defined as the combination of meteorological parameters, on the occurrence of emergency transport due to events coded as stroke. Daily mean ambient temperature and daily mean relative humidity showed a statistically significant negative effect on the incidence of the emergency transport events for both men and women (P<0.001). Daily mean barometric pressure was not significantly related to these events. The occurrence of a holiday was negatively related to the incidence (P<0.001). Dry weather and cool weather were likely to shift the circadian curve of the incidence upward.

K. Ohshige (⊠) · Y. Hori · O. Tochikubo Department of Public Health, Yokohama City University School of Medicine, 3-9 Fukuura, Kanazawa-ku, 236-0004 Yokohama, Japan

e-mail: kenoh@med.yokohama-cu.ac.jp

Tel.: +81-45-7872610 Fax: +81-45-7872609

M. Sugiyama Critical Care and Emergency Medical Center, Yokohama City University School of Medicine, Yokohama, Japan Thus, occurrence of emergency transport due to events coded as stroke is likely to be associated with weather conditions.

Keywords Weather · Stroke · Emergency transport event · Population-based study

Introduction

The occurrence of stroke is reportedly influenced by environmental factors, including weather (Berginer et al. 1989; Lejeune et al. 1994; Chen et al. 1995; Feigin et al. 2000; Ebi et al. 2004; Ohwaki et al. 2004; Chang et al. 2004). If the relation between weather and stroke occurrence could be identified, information regarding weather-related risks could be provided to the public as a strategy for stroke prevention. Additionally, such information would be helpful in establishing an efficient regional emergency medical service system. Although many studies have clarified the seasonal variation in stroke occurrence (Barer et al. 1984: Shinkawa et al. 1990; Jakovljević et al. 1996; Wang et al. 2003) and stroke mortality (Haberman et al. 1981; Lanska and Hoffmann 1999; Aylin et al. 2001), influence of weather on stroke occurrence is controversial. Rothwell et al. (1996) reported that no significant relation between the incidence of ischemic stroke and ambient temperature was observed in a community-based study. Field and Hill (2002) also reported that they found no association between weather changes and stroke occurrence in a hospital-based study. Despite the lack of strong evidence that weather conditions influence the incidence of stroke, many clinicians believe that meteorological conditions influence the onset of stroke (Chen et al. 1995; Ohwaki et al. 2004).

This study aimed to examine whether emergency events related to stroke are influenced by meteorological factors. We conducted this study using computerized records of emergency medical transport services in a city in Japan to identify stroke events that would be indicative of overall stroke events in the city's population.

Materials and methods

Study site

The study targeted Japan's second largest city, Yokohama, which had a population of 3.43 million in 2000 (Census 2000) and which covers an area of 434 km². Yokohama is located in the middle of the Japanese Archipelago and faces the Pacific Ocean. Annual average temperature is approximately 16°C, and annual average relative humidity is approximately 65%.

Patient data

Retrospective analysis of the computerized records of ambulance transport during the period January 1992 through December 2003 was conducted. In Yokohama, the emergency medical transport service is managed by the Emergency Medical Division of the Yokohama Fire Bureau. Anyone can use an ambulance free of charge by making a phone call to "119." The emergency transport service records include patients' demographic characteristics (age, sex, and residential area), the date and time of the emergency call, the reason for transport (e.g., acute illness, injury, injury due to a traffic accident, inter-hospital transport), and the illness category (e.g., cardiovascular disease, respiratory disease, digestive disease). Illnesses were also identified according to the first diagnosis by doctors in the emergency department to which patients were transported and were coded according to the World Health Organization's International Classification of Diseases, 9th Revision (ICD-9) for cases from 1992 through 2001 and according to the ICD-10 from 2002 through 2003.

The study targeted patients aged 50 years or older who were transported by ambulance and coded as stroke patients (ICD-9: 430–438; ICD-10: I60–I67). Inter-hospital transport accounted for approximately 12.5% of patients coded as stroke patients, and these patients were excluded from the analyses. Thus, the study included 53,585 patients (30,163 men, 23,421 women, and 1 unknown) transported to emergency departments for events coded as stroke during the 12-year observation period. Because there were no historical data, recurrent cases were not excluded. Records indicated that 95.4% of the patients lived inside the city. The minimum and maximum numbers of emergency transport events coded as stroke in a single day were 2 and 37 (mean: 12.3, standard deviation: 4.6).

Population data and weather data

Population statistics used in the study were obtained from the Resident Registration System (Statistics and Analysis Division, City of Yokohama) for the period 1992 through 2003. The population as of January 1 of each year was taken as the population for the entire year. Over the 12-year observation period, there was a 45% increase in the number of residents aged 50 years or older (from 879,953 in 1992 to 1,273,125 in 2003) and a 6% increase in the total number of city residents.

Weather data used in this study included the daily mean ambient temperature (°C), daily mean relative humidity (%), and daily mean barometric pressure (hPa, hectopascal) measured at the Yokohama Local Meteorological Observatory; data were provided by Metocean Environment, Japan.

Statistical analyses

Relations between the daily incidence of emergency transport events coded as stroke per 100,000 population and daily mean ambient temperature (°C), daily mean relative humidity (%), daily mean barometric pressure (hPa), and each of the days of the week were evaluated. Daily mean ambient temperature was divided into incremental ranges of 3°C, daily mean relative humidity was divided into incremental ranges of 10%, and daily mean barometric pressure was divided into incremental ranges of 10 hPa. The mean daily incidence of emergency transport events coded as stroke per 100,000 population was calculated for each of these meteorological factors by range. When the number of days included within one range of any meteorological factor was fewer than 10 during the 12-year observation period, the data from days with such weather were excluded.

Poisson regression analysis (Cameron and Trivedi 1986; 1990) was applied to clarify the influence of daily meteorological conditions on the daily incidence of emergency transport events coded as stroke, as follows:

$$ln N_{ik} = ln P_k + \alpha + \beta_1 TEMP_{ik} + \beta_2 HUMD_{ik}
+ \beta_3 PRES_{ik} + \beta_4 HOLIDAY_{ik}$$

where N_{ik} represents the number of incidences on day i in year k; P_k represents the population on January 1 of year k; $TEMP_{ik}$, $HUMD_{ik}$, and $PRES_{ik}$ represent the daily mean ambient temperature, daily mean relative humidity, and daily mean barometric pressure on day i in year k, respectively; and $HOLIDAY_{ik}$ is a dummy variable for the occurrence of any holiday, including Sunday and all national holidays.

Meteorological conditions were divided into weather patterns. Use of too many categories can result in a small sample in any one category. Thus, we used 96 weather pattern categories, a number that was suitable for statistical analysis. Temperature was categorized into six patterns by increments of 5°C (0.0–4.9°C, 5.0–9.9°C, 10.0–14.9°C, 15.0–19.9°C, 20.0–24.9°C, and 25.0°C or greater). Relative humidity was categorized into four patterns by increments of 20% (21–40%, 41–60%, 61–80%, and 81–100%). Barometric pressure was categorized into four patterns (1,000 hPa or less, 1,001–1,010 hPa, 1,011–1,020 hPa, and 1,021 hPa or greater). The incidence of emergency transport events coded as stroke per 100,000 population per day was calculated in relation to the

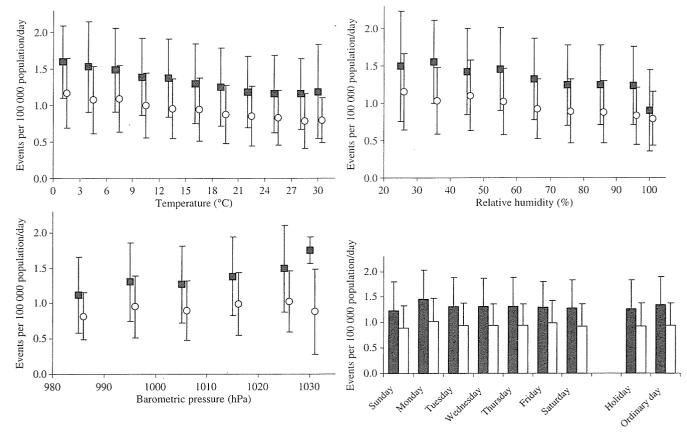


Fig. 1 Mean number of daily emergency transport events coded as stroke per 100,000 population according to daily mean ambient temperature in intervals of 3°C, daily mean relative humidity in intervals of 10%, daily mean barometric pressure in intervals of 10 hPa and each of the days of the week. : Men, : Women, Bar: standard deviation

resulting 96 patterns. Ordinary least squares regression analysis was carried out with incidence per 100,000 population per day as the dependent variable and meteorological parameters as the independent variables. These included daily mean ambient temperature expressed in ranges, daily mean relative humidity expressed in ranges, daily mean barometric pressure of ≤1,000 hPa as a dummy variable, daily mean barometric pressure of 1,001–1,010 hPa as a dummy variable, and daily mean barometric pressure of 1,011–1,020 hPa as a dummy variable. The 96 weather patterns were classified into five weather-risk categories on the basis of the results of regression analysis.

The frequency of emergency calls per hour for each of the 24 h of a day for emergency transport events coded as stroke was evaluated in relation to five weather-risk categories. Emergency calls made between 9:00 a.m. and 9:59 a.m., for example, were counted for hour 9.

P values of less than 0.05 were taken as statistically significant. STATA/SE 8.2 for Windows (Stata, USA) was used for the Poisson regression analysis, and SPSS 12.0J for Windows (SPSS Japan) was used for the ordinary least squares regression analysis.

Table 1 Effects of meteorological factors on emergency transport events coded as stroke in Yokohama, Japan, 1992–2003, estimated by Poisson regression analysis

Independent variable	Men		Women				
	Coefficient	Standardized coefficient	P value	Coefficient	Standardized coefficient	P value	
Daily mean ambient temperature (°C)	-0.01156	-12.34	0.000	-0.01267	-11.94	0.000	
Daily mean relative humidity (%)	-0.00143	-3.38	0.001	-0.00173	-3.63	0.000	
Daily mean barometric pressure (hPa)	0.00054	0.58	0.560	-0.00111	-1.05	0.292	
Holiday dummy	-0.07149	-4.81	0.000	-0.03021	-1.81	0.070	
Constant	-11.48858	-12.16	0.000	-10.12121	-9.46	0.000	
Pseudo R^2	0.015			0.014			

Dependent variable was daily number of emergency events coded as stroke

 Table 2
 Effects of meteorological parameters on emergency transport events coded as stroke estimated by ordinary least squares regression analysis

Independent variable	Coefficient	Standardized coefficient	P value
Daily mean ambient temperature in 5°C intervals	-0.061	-0.714	0.000
Daily mean relative humidity in 20% intervals	-0.051	-0.359	0.000
Dummy variable P1: daily mean barometric pressure of ≤1,000 hPa	0.043	0.137	0.186
Dummy variable P2: daily mean barometric pressure of 1,001–1,010 hPa	0.005	0.018	0.869
Dummy variable P3: daily mean barometric pressure of 1,011–1,020 hPa	0.012	0.042	0.699
Constant	1.474		0.000
\mathbb{R}^2	0.795		
Adjusted R ²	0.774		

Dependent variable was the number of emergency transport events coded as stroke per 100,000 population per day for 96 weather patterns

Ethics

Data used in this study did not include personal information, such as patients' names and addresses. Use of the data is based on two municipal ordinances enacted by the Yokohama municipal assembly, the Free Access to Information Ordinance (enacted February 25, 2000) and the Protection of Personal Information Ordinance (enacted February 25, 2000).

Results

Relations between the number of emergency transport events coded as stroke per 100,000 population and meteorological conditions and days of the week are shown in Fig. 1. Emergency transport events coded as stroke tended to decrease as temperature increased. Relative humidity also tended to be negatively related to the incidence. These trends were observed for both men and women. There was no clear relation between the incidence and barometric pressure. The minimum inci-

dence was observed on Sunday, and the maximum incidence was observed on Monday (Fig. 1).

Results of the Poisson regression analysis are shown in Table 1. Daily mean ambient temperature and daily mean relative humidity were shown to have a statistically significant negative effect on the incidence of emergency transport events coded as stroke for both men and women (P<0.001). Daily mean barometric pressure was not significantly related to the incidence. The occurrence of a holiday was negatively related to the incidence (P<0.001). The coefficient of determination, pseudo R^2 , of the Poisson regression analysis for men was 0.015, and that for women was 0.014.

Meteorological conditions were divided into 96 patterns and represented using a matrix. Emergency transport events coded as stroke per 100,000 population per day were calculated for each cell of the matrix. When the number of days included in one cell of the matrix was fewer than 10 during the 12-year observation period, the data were omitted. Ordinary least squares regression analysis for the number of emergency transport events coded as stroke per 100,000 population per day for each categorical

Fig. 2 Matrix of the five weather-risk categories. Highrisk weather (*H*), middle-high-risk weather (*MH*), middle-risk weather (*ML*), and low-risk weather (*ML*), and low-risk weather (*L*) were defined as weather for which the predicted numbers of emergency transport events coded as stroke per 100,000 population per day were \geq 1.3, 1.2 to \leq 1.3, 1.1 to \leq 1.2, 1.0 to \leq 1.1, and \leq 1.0, respectively

		Daily	mean	relative	e humic	lity 2	1-40%	Daily	mean	relativ	e humic	lity 61	-80%
Daily mean temperature (°C)		0.0- 4.9	5.0- 9.9	10.0- 14.9	15.0- 19.9	20.0- 24.9	25.0+	0.0- 4.9	5.0- 9.9	10.0- 14.9	15.0- 19.9	20.0- 24.9	25.0+
70 - 21	-1000								МН	74	7.0	ML	L
Daily mean barometric	1001-1010							МН	HIM	M	ML	ML	L
pressure	1011-1020							МН	МН	M	ML	ML	L
(hPa)	1021+			•					W	M	ML		
		Daily	mean	relative	e bumic	lity 4	-60%	Daily	mean	relative	bumid	ity 81-	100%
-	temperature °C)	0.0- 4.9	5.0- 9.9	10.0- 14.9	15.0- 19.9	20.0- 24.9	25.0+	0.0- 4.9	5.0- 9.9	10.0- 14.9	15.0- 19.9	20.0- 24.9	25.0+
D-3	-1000		МН	MH						M	ML	ML	
Daily mean barometric	1001-1010		МН	W	7.4	ML		МН		ML	ML	L	L
pressure	1011-1020	7 17	МН	W	M			МН		ML	ML	L	
(hPa)	1021+	77.7	МН	M					***************************************			***************************************	`.
	High-r	isk wea	ather		МН	Middle	-high-r	isk wea	ther	W	Middle	risk we	ather

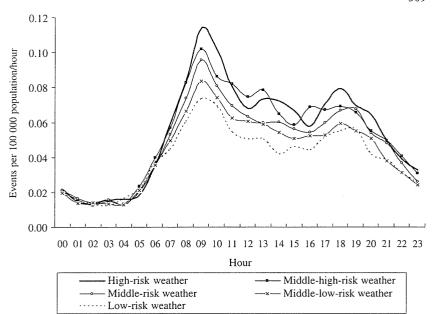
High-risk weather

MH Middle-high-risk weather

ML Middle-low-risk weather

L Low-risk weather

Fig. 3 Circadian fluctuation in the emergency transport events coded as strokes per 100,000 population according to the five weather-risk categories



cell was used to adjust the influence of the meteorological conditions. Results of the regression analysis are shown in Table 2. The adjusted multiple coefficient of determination (adjusted R^2) of the model was 0.774.

We defined high-risk weather, middle-high-risk weather, middle-risk weather, middle-low-risk weather, and low-risk weather as weather for which predicted numbers of emergency transport events per 100,000 population per day estimated by ordinary least squares regression analysis were ≥1.3, 1.2 to <1.3, 1.1 to <1.2, 1.0 to <1.1, and <1.0, respectively (Fig. 2). Circadian fluctuation, that is, regular fluctuation based on a 24-h cycle, in the incidence of emergency transport events coded as stroke for each of the five weather-risk categories obtained by the results of regression analysis is shown in Fig. 3. Amplitudes of the circadian curves of incidence gradually increased as the weather risk increased. Bimodal frequency, manifested as a prominent peak around 9:00 a.m. and small hump around 6:00 p.m., was observed.

Discussion

Results of this study indicate that occurrence of emergency ambulance transport for patients coded as stroke at emergency facilities increases with low temperature and with low humidity. These findings are consistent with clinicians' impression that meteorological conditions influence the onset of stroke. There are two explanations for this phenomenon. One is that stroke incidence itself is influenced by weather conditions. The other is that use of the emergency transport service is influenced by weather conditions.

Many investigators have reported that cold temperature increases the risk of stroke occurrence (Feigin et al. 2000; Ebi et al. 2004; Ohwaki et al. 2004; Chang et al. 2004). Several mechanisms for the increased risk of stroke occurrence in cold weather have been suggested. Increased blood pressure induced by cooler weather has been con-

sidered a risk factor for stroke occurrence (Chen et al. 1995; Wang et al. 2003). It has been reported that blood pressure is negatively related to the ambient temperature (Brennan et al. 1982; Woodhouse et al. 1993). Blood pressure has a circadian pattern, with a peak in the early morning known as the morning surge (White 2001; Kario et al. 2003). The onset of stroke also has a circadian rhythm, with a peak in the morning (Marler et al. 1989; Sloan et al. 1992). Stergiou et al. (2002) reported that the circadian blood pressure pattern is parallel to the circadian pattern of stroke onset. The circadian variation in emergency calls shown in Fig. 3 is consistent with these findings and implies that the risk of stroke associated with the morning blood pressure surge is influenced by meteorological conditions. Several studies have shown that plasma fibrinogen concentration and viscosity have seasonal variation, with a peak in winter (Stout and Crawford 1991). Our study showed that low humidity may increase the risk of stroke occurrence. This finding may be explained by altered blood viscosity induced by dry weather or by increased fibrinogen concentration in response to inflammation (Woodhouse et al. 1994; Cook and Ubben 1990), including that due to respiratory infection promoted by dry weather, although the mechanism is not clear. Because barometric pressure may have a non-linear effect on stroke occurrence [for example, the Vshaped relation reported in the Danet et al. (1999) paper on the relation between barometric pressure and the occurrence of myocardial infarction], we used dummy variables for barometric categories in the ordinary least squares regression analysis. However, no statistically significant influence of barometric pressure was observed, although our results imply that low pressure increases the risk of occurrence (Table 2 and Fig. 2).

The results shown in this study may reflect the influence of weather on use of the emergency transport service rather than on the stroke incidence. It would be inappropriate to connect the results of the present study directly to the relation between weather and stroke incidence. Because use of the emergency transport service is influenced by factors other than a patient's physical condition, such as accessibility to an emergency facility, use of the transport service may be influenced by the weather. Individuals may be more apt to call an ambulance during cold weather. However, there is no obvious rationale for individuals being more apt to call an ambulance during dry weather.

Our study showed an increased incidence on Mondays of emergency transport events coded as stroke, which is consistent with the findings of other studies (Kelly-Hayes et al. 1995; Wang et al. 2002; Jakovljević 2004). A plausible explanation for this phenomenon is that changes in activity from the weekend to the first workday trigger the event (Willich et al. 1994). However, according to our data from the emergency transport records, this phenomenon also occured among people aged 75 years or older, who are usually retired. Further research is needed to clarify the reasons for this phenomenon. The use of ambulance transport was likely influenced by physicians' office hours. It could be assumed that calls for ambulances would be more frequent on holidays than on weekdays due to limited access to the physicians patients usually consult on ordinary days (Ohshige 2004). However, this study showed significantly fewer ambulance calls on holidays than on ordinary days. This suggests that the risk of stroke is greater on ordinary days than on holidays.

There are several limitations to our analysis based on the city emergency transport service records. First, because patient illness was coded on the basis of the first diagnosis by doctors in the emergency department to which patients were transported, the codes may have differed from the final diagnoses. There is a possibility that patients with non-stroke events such as epilepsy and encephalitis were included because they were initially coded as stroke patients. However, miscoding is deemed to occur independently from weather conditions. Second, we could not exclude recurrent cases from our study. This would have been ideal, especially because recurrent stroke is often over-diagnosed. However, over-diagnoses are deemed to occur randomly and independently from weather conditions. Third, in any analysis of the circadian pattern of events coded as stroke, it should be noted that the time of the emergency call is not always the same as that of the onset of the event. The recorded time of the emergency call can be much later than the time of onset. Fourth, due to the lack of detailed clinical information on patients transported by ambulance, we did not analyze the influence of weather according to stroke types such as ischemic stroke, hemorrhagic stroke, or subarachnoid hemorrhage. The mechanisms of occurrence are different for each type and risk factors may vary (Connor 2002).

Statistical power of the present study was high, owing to the very large number of recorded cases, and the study pointed to a definite relation between meteorological factors and emergency transport events coded as stroke. Low ambient temperature and low humidity increase the incidence of emergency transport events coded as stroke. We cannot conclude from the present study that the incidence of stroke is influenced by weather because detailed clinical information could not be obtained from the emergency transport service records. However, it can be concluded that the demand for emergency transport service for patients who are initially diagnosed as stroke patients is influenced by weather.

Acknowledgements The research described herein was supported in part by Terumo Corporation, Tokyo, Japan. We sincerely thank the staff of the Yokohama Fire Bureau for their cooperation.

References

Aylin P, Morris S, Wakefield J, Grossinho A, Jarup L, Elliott P (2001) Temperature, housing, deprivation and their relationship to excess winter mortality in Great Britain, 1986–1996. Int J Epidemiol 30:1100–1108

Barer D, Ebrahim S, Smith C (1984) Factors affecting day to day incidence of stroke in Nottingham. Br Med J (Clin Res Ed) 89:662

Berginer VM, Goldsmith J, Batz U, Vardi H, Shapiro Y (1989) Clustering of strokes in association with meteorologic factors in the Negev Desert of Israel: 1981–1983. Stroke 20:65–69

Brennan PJ, Greenberg G, Miall WE, Thompson SG (1982) Seasonal variation in arterial blood pressure. Br Med J (Clin Res Ed) 285:919–923

Cameron AC, Trivedi PK (1986) Econometric models based on count data: comparisons and applications of some estimators and tests. J Appl Econometrics 1:29–54

Cameron AC, Trivedi PK (1990) Regression-based tests for overdispersion in the Poisson model. J Econometrics 46:347–364

Chang CL, Shipley M, Marmot M, Poulter N (2004) Lower ambient temperature was associated with an increased risk of hospitalization for stroke and acute myocardial infarction in young women. J Clin Epidemiol 57:749–757

Chen ZY, Chang SF, Su CL (1995) Weather and stroke in a subtropical area: Ilan, Taiwan. Stroke 26:569–572

Connor MD (2002) Does the weather influence stroke incidence? Stroke 33:1757–1758

Cook NS, Ubben D (1990) Fibrinogen as a major risk factor in cardiovascular disease. Trends Pharmacol Sci 11:444–451

Danet S, Richard F, Montaye M, Beauchant S, Lemaire B, Graux C, Cottel D, Marécaux N, Amouyel P (1999) Unhealthy effects of atmospheric temperature and pressure on the occurrence of myocardial infarction and coronary deaths. A 10-year survey: the Lille-World Health Organization MONICA project (Monitoring trends and determinants in cardiovascular disease). Circulation 100:E1–E7

Ebi KL, Exuzides KA, Lau E, Kelsh M, Barnston A (2004) Weather changes associated with hospitalizations for cardiovascular diseases and stroke in California, 1983–1998. Int J Biometeorol 49:48–58 DOI 10.1007/s00484-004-0207-5

Feigin VL, Nikitin YP, Bots ML, Vinogradova TE, Grobbee DE (2000) A population-based study of the associations of stroke occurrence with weather parameters in Siberia, Russia (1982–92). Eur J Neurol 7:171–178

Field TS, Hill MD (2002) Weather, Chinook, and stroke occurrence. Stroke 33:1751–1758

Haberman S, Capildeo R, Rose FC (1981) The seasonal variation in mortality from cerebrovascular disease. J Neurol Sci 52:25–36 Jakovljević D (2004) Day of the week and ischemic stroke. Is it Monday high or Sunday low? Stroke 35:2089–2093

Jakovljević D, Salomaa V, Sivenius J, Tamminen M, Sarti C, Salmi K, Kaarsalo E, Narva V, Immonen-Raiha P, Torppa J, Tuomilehto J (1996) Seasonal variation in the occurrence of stroke in a Finnish adult population. The FINMONICA stroke register. Finnish monitoring trends and determinants in cardiovascular disease. Stroke 27:1774–1779

- Kario K, Pickering TG, Umeda Y, Hoshide S, Hoshide Y, Morinari M, Murata M, Kuroda T, Schwartz JE, Shimada K (2003) Morning surge in blood pressure as a predictor of silent and clinical cerebrovascular disease in elderly hypertensives. A prospective study. Circulation 107:1401–1406
- Kelly-Hayes M, Wolf PA, Kase CS, Brand FN, McGuirk JM, D'Agostino RB (1995) Temporal patterns of stroke onset. The Framingham Study. Stroke 26:1343–1347
- Lanska DJ, Hoffmann RG (1999) Seasonal variation in stroke mortality rates. Neurology 52:984-990
- Lejeune JP, Vinchon M, Amouyel P, Escartin T, Escartin D, Christiaens JL (1994) Association of occurrence of aneurysmal bleeding with meteorologic variations in the north of France. Stroke 25:338–341
- Marler JR, Price TR, Clark GL, Muller JE, Robertson T, Mohr JP, Hier DB, Wolf PA, Caplan LR, Foulkes MA (1989) Morning increase in onset of ischemic stroke. Stroke 20:473–476
- Ohshige K (2004) Circadian pattern of ambulance use for children in a Japanese city. Acad Emerg Med 11:316-318
- Ohwaki K, Yano E, Murakami H, Nagashima H, Nakagomi T (2004) Meteorological factors and the onset of hypertensive intracerebral hemorrhage. Int J Biometeorol 49:86–90 DOI 10.1007/s00484-004-0219-1
- Rothwell PM, Wroe SJ, Slattery J, Warlow CP (1996) Is stroke incidence related to season or temperature? The Oxfordshire Community Stroke Project. Lancet 347:934–936
- Shinkawa A, Ueda K, Hasuo Y, Kiyohara Y, Fujishima M (1990) Seasonal variation in stroke incidence in Hisayama, Japan. Stroke 21:1262–1267

- Sloan MA, Price TR, Foulkes MA, Marler JR, Mohr JP, Hier DB, Wolf PA, Caplan LR (1992) Circadian rhythmicity of stroke onset. Intracerebral and subarachnoid hemorrhage. Stroke 23:1420–1426
- Stergiou GS, Vemmos KN, Pliarchopoulou KM, Synetos AG, Roussias LG, Mountokalakis TD (2002) Parallel morning and evening surge in stroke onset, blood pressure, and physical activity. Stroke 33:1480–1486
- Stout RW, Crawford V (1991) Seasonal variations in fibrinogen concentrations among elderly people. Lancet 338:9–13
- Wang H, Sekine M, Chen X, Kagamimori S (2002) A study of weekly and seasonal variation of stroke onset. Int J Biometeorol 47:13–20 DOI 10.1007/s00484-002-0147-x
- Wang Y, Levi CR, Attia JR, D'Este CA, Spratt N, Fisher J (2003) Seasonal variation in stroke in the Hunter region, Australia. A 5-year hospital-based study, 1995–2000. Stroke 34:1144–1150
- White WB (2001) Cardiovascular risk and therapeutic intervention for the early morning surge in blood pressure and heart rate. Blood Press Monit 6:63–72
- Willich SN, Löwel H, Lewis M, Hörmann A, Arntz HR, Keil U (1994) Weekly variation of acute myocardial infarction. Increased Monday risk in the working population. Circulation 90:87–93
- Woodhouse PR, Khaw KT, Plummer M (1993) Seasonal variation of blood pressure and its relationship to ambient temperature in an elderly population. J Hypertens 11:1267–1274
- Woodhouse PR, Khaw KT, Plummer M, Foley A, Meade TW (1994) Seasonal variations of plasma fibrinogen and factor VII activity in the elderly: winter infections and death from cardiovascular disease. Lancet 343:435–439

ORIGINAL ARTICLE

R. Thompson · R. M. Clark

Spatio-temporal modelling and assessment of within-species phenological variability using thermal time methods

Received: 26 November 2004 / Revised: 25 October 2005 / Accepted: 8 November 2005 / Published online: 28 February 2006 © ISB 2006

Abstract Phenological observations of flowering date, budding date or senescence provide very valuable time series. They hold out the prospect for relating plant growth to environmental and climatic factors and hence for engendering a better understanding of plant physiology under natural conditions. The statistical establishment of associations between time series of phenological data and climatic factors provides a means of aiding forecasts of the biological impacts of future climatic change. However, it must be kept in mind that plant growth and behaviour vary spatially as well as temporally. Environmental, climatic and genetic diversity can give rise to spatially structured variation on a range of scales. The variations extend from large-scale geographical (clinal) trends, through mediumscale population and sub-population fluctuations, to microscale differentiation among neighbouring plants, where spatially close individuals are found to be genetically more alike than those some distance apart. We developed spatiotemporal phenological models that allow observations from multiple locations to be analysed simultaneously. We applied the models to the first-flowering dates of Prunus padus and Tilia cordata from localities as far apart as Norway and the Caucasus. Our growing-degree-day approach yielded a good fit to the available phenological data and yet involved only a small number of model parameters. It indicated that plants should display different sensitivities to temperature change according to their geographical location and the time of year at which they flower. For spring-flowering plants, we found strong

temperature sensitivities for islands and archipelagos with oceanic climates, and low sensitivities in the interiors of continents.

Keywords Phenology · Temperature threshold · Growing degree-day · Clinal variation · Linear statistical model

Introduction

Under field and laboratory conditions, temperature is generally found to be a primary determinant of the dates of first flowering (FFD) and the rate of leaf appearance in plants (e.g. Salisbury 1963; Hodgson 1978), while other effects, including radiation, photoperiod and rate of change of photoperiod, have also been found to be of significance (e.g. Baker et al. 1980; Myers et al. 1982; Slafer and Rawson 1994; Slafer and Rawson 1995; Bertero 2001). In many trees of temperate origin, springtime warmth advances the date of budding and flowering (Fitter et al. 1995); however the degree of chilling during winter is also known to affect the thermal time required for budburst (Murray et al. 1989; Hänninen 1990; Heide 1993). In several temperate tree species, insufficient winter chilling is found to delay budburst (e.g., Murray et al. 1989; Falusi and Calamassi 1990). Inflorescence formation may also be influenced by chilling (Cesaraccio et al. 2004; De Melo-Abreu et al. 2004) in temperate species. In the natural environment, plants are subjected to a wide variety of climatic and meteorological phenomena that fluctuate from one year to the next, and the resulting biological behaviour can display pronounced inter-annual fluctuations. By analysing observations of ontogenetic plant development over a series of years (e.g. time series of the dates of first flowering) and by making careful comparisons with potential explanatory factors (e.g. radiation, temperature), phenological models can be constructed linking plant and climatic behaviour. The growing prospect of significant climate change over the coming century (IPCC 2001), e.g. average temperature increases of several degrees Celsius coupled with changes to both the intensity and the

R. Thompson (☒)
School of GeoSciences, The University of Edinburgh,
Edinburgh, UK

e-mail: roy@ed.ac.uk Fax: +44-131-6683184

R. M. Clark School of Mathematics, Monash University, 3800 Vic, Australia



Increasing Needs of National Policy for Nicotine Dependence Treatments as a Part of Tobacco Control

Masakazu Nakamura, Takako Morita and Akira Oshima¹

Department of Health Promotion and Education, Osaka Medical Center for Health Science and Promotion, Osaka, ¹Department of Cancer Control and Statistics,
Osaka Medical Center for Cancer and Cardiovascular Disease, Osaka, Japan

Tobacco use is the single most important preventable health risk in developed countries, and a major cause of premature death and disability worldwide. In 2000, tobacco smoking accounted for an estimated 113,000 of the total 962,000 deaths in Japan. In the Article 14 of the WHO Framework Convention for Tobacco Control (FCTC), countries are requested to take effective measures to promote cessation of tobacco use and adequate treatment for tobacco dependence. The essence of tobacco use is nicotine dependence. Nicotine dependence is a chronic disease that often requires repeated intervention. Environmental change strategies for tobacco control, such as tobacco taxation and smoking restriction in public places, can be effective in reducing tobacco use, but smokers often find it difficult to overcome their dependence without help. Effective treatments to promote smoking cessation need to be implemented in various health care settings as part of a comprehensive tobacco control measure. Lack of insurance coverage serves as barriers to use nicotine dependence treatment services. In countries where publicly funded health insurance exists, consideration should be given to making evidence-based tobacco dependence treatments reimbursable. (Cancer Prev Res 11, 85-88, 2006)

Key Words: Tobacco control, Nicotine dependence, National Policy

Tobacco use is the single most important preventable health risk in developed countries, and a major cause of premature death and disability worldwide. ^{1,2)} In 2000, tobacco smoking accounted for an estimated 113,000 of the total 962,000 deaths in Japan (Fig. 1). ³⁾ Thus, tobacco smoking is responsible for approximately one in every eight to nine deaths in Japan. Although the prevalence of smoking among men has gradually decreased to 45.9% in 2000, ⁴⁾ the absolute number of annual tobacco-attributed deaths among men in Japan is still increasing as a consequence of high-level tobacco consumption over several decades. ³⁾ Smoking prevalence of Japanese women is 10

to 15% and relatively low compared to men, however, it is increasing among younger women.⁴⁾

Therefore, it is easy to predict that the health burden caused by tobacco use will become a more serious social problem in

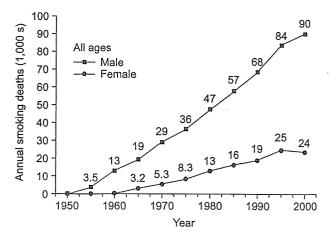


Fig. 1. Smoking-attributed deaths in Japan (1950~2000).

Correspondence to : Masakazu Nakamura

Department of Health Promotion and Education, Osake Medical Center for Health Science and Promotion, 1-3-2 Nakamichi Higashinari-ku, Osaka 537-0025, Japan

Tel: +81-6-6973-5531, Fax: +81-6-6973-3574

E-mail: nakamura@kenkoukagaku.jg

Received 2 March, 2006, Accepted 15 May, 2006