

Table 1. IRRs for SPC incidence according to smoking behaviors. Poisson regression analyses

Smoking behaviors at the first cancer diagnosis	Number (%) of cancer survivors	All SPCs			Smoking-related SPCs		
		Unadjusted IRRs (95% CI)	Age- and sex-adjusted IRRs (95% CI)	Fully adjusted IRRs ^a (95% CI)	Unadjusted IRRs (95% CI)	Age- and sex-adjusted IRRs (95% CI)	Fully adjusted IRRs ^a (95% CI)
Tobacco control perspective							
Never smoker (reference)	13 007 (43.7)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
Ever smoker	16 788 (56.4)	1.43 (1.29–1.59)	1.65 (1.44–1.88)	1.59 (1.39–1.82)	1.63 (1.42–1.88)	2.05 (1.73–2.43)	2.02 (1.70–2.40)
Never smoker (reference)	13 007 (43.7)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
Former smoker	3661 (12.6)	1.14 (0.98–1.32)	1.34 (1.13–1.59)	1.28 (1.08–1.52)	1.22 (1.01–1.47)	1.56 (1.26–1.94)	1.50 (1.21–1.86)
Recent quit	2645 (9.1)	1.31 (1.10–1.56)	1.49 (1.23–1.80)	1.44 (1.19–1.74)	1.43 (1.15–1.78)	1.77 (1.39–2.24)	1.75 (1.37–2.22)
Current smoker	9833 (33.7)	1.61 (1.44–1.80)	1.80 (1.57–2.07)	1.76 (1.53–2.02)	1.93 (1.66–2.24)	2.35 (1.97–2.80)	2.36 (1.98–2.82)
Clinical perspective							
Current smoker (reference)	9833 (33.7)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
Recent quit	2645 (9.1)	0.82 (0.69–0.96)	0.83 (0.70–0.97)	0.82 (0.69–0.96)	0.74 (0.61–0.91)	0.75 (0.62–0.91)	0.74 (0.61–0.90)
Former smoker	3661 (12.6)	0.71 (0.62–0.81)	0.74 (0.65–0.86)	0.73 (0.63–0.84)	0.63 (0.54–0.74)	0.66 (0.56–0.78)	0.64 (0.54–0.75)
Never smoker	13 007 (43.7)	0.62 (0.55–0.70)	0.55 (0.48–0.64)	0.57 (0.49–0.65)	0.52 (0.45–0.60)	0.42 (0.36–0.51)	0.42 (0.35–0.51)

^aAdjusted for age groups and calendar periods at the first cancer diagnosis, sex, stage, smoking-related first cancer site and follow-up interval. IRR, incidence rate ratio; SPC, subsequent primary cancer; CI, confidence interval.

IRRs for specific SPCs according to selected smoking behaviors (recent quit versus current smokers). Cancer survivors who had recently quit had a significantly lower risk for esophageal and stomach SPCs than current smokers in the fully adjusted Poisson regression model.

discussion

tobacco control perspective

We found that ever smoker cancer survivors showed a significantly elevated risk of SPC, especially for smoking-related SPCs, compared with never smokers. Smoking was an independent risk factor for several specific SPCs, especially smoking-related SPCs such as oral/pharyngeal, esophageal, stomach, lung, and hematological cancers, after adjustment for confounding factors such as age and smoking-related first cancer. This finding provides information for tobacco control measures which issue warnings about smoking: tobacco use increases not only the first cancer incidence but also the second or SPC. This message may be useful for encouraging smokers to stop and preventing never smokers from starting. Nevertheless, some researchers may suggest that, as there is enough warning about the dangers of tobacco use, action for eliminating tobacco is needed [23].

clinical perspective

Surprisingly, there is insufficient evidence as to whether smoking cessation decreases subsequent cancer incidence among cancer survivors of most first cancer sites, even in smoking-related cancer [14]. Cancer survivors who had recently quit smoking had a significantly lower risk for SPC than current smokers, after adjustment for potential confounding factors. Duration of smoking is more strongly related to the risk of lung cancer than any other parameter of smoking [24, 25]. Since there is little difference in smoking duration between a recent quitter before cancer diagnosis and a prompt quitter after cancer diagnosis, the findings from recent quitters may be applicable to prompt quitters among cancer survivors. There is, thus, a clinical chance that patients who stop smoking immediately after cancer diagnosis may be able to decrease their risk for developing SPCs, especially for smoking-related SPCs [14, 18].

After all, preventive measures are necessary not only to reduce the occurrence of SPC [16] but also to promote the reduction of tobacco use.

smoking and the risk of SPC

Smoking significantly increased the risk for SPC in stomach and laryngeal cancer patients in our previous studies [7, 8]. Smoking was also found to be a risk factor for SPC in Hodgkin's lymphoma, lung, oral/pharyngeal, breast, uterine cervical, and skin cancer patients [9–14, 26, 27]. Because there is substantial heterogeneity of design between these studies, the results need to be interpreted cautiously. Even though the previous study used all first cancers combined in a sample of 14 181 men, current smoking showed significant risk only for lung and smoking-related SPCs [28]. This may be due to the short follow-up period. The small sample size also makes

Table 2. SIRs, EARs, and Poisson regression results for specific SPC according to smoking behaviors (ever smoker versus never smoker)

Site of SPC	Never smoker				Ever smoker				Poisson regression results for ever smoker versus never smoker		
	Number of SPC	Person-years at risk	SIRs (95% CI)	EARs	Number of SPC	Person-years at risk	SIRs (95% CI)	EARs	Unadjusted IRRs (95% CI)	Age- and sex-adjusted IRRs (95% CI)	Fully adjusted IRRs ^b (95% CI)
Mouth/pharynx ^a	9	71 870.2	1.11 (0.48–1.99)	0.9	63	74 051.8	3.41 (2.49–4.15)	44.5	3.10 (1.54–6.23)	3.06 (1.37–6.80)	2.76 (1.23–6.19)
Esophagus ^a	10	73 244.1	0.87 (0.40–1.53)	–1.5	135	76 011.9	3.94 (3.14–4.43)	100.8	4.50 (2.37–8.56)	5.21 (2.57–10.55)	4.46 (2.19–9.09)
Stomach ^a	71	64 324.4	0.98 (0.73–1.18)	–1.3	219	63 133.0	1.42 (1.18–1.54)	65.2	1.48 (1.13–1.93)	1.88 (1.35–2.61)	1.74 (1.24–2.44)
Colorectum	68	67 593.7	1.02 (0.75–1.23)	1.5	136	71 237.3	1.18 (0.94–1.32)	20.3	1.15 (0.86–1.54)	1.35 (0.93–1.95)	1.29 (0.89–1.87)
Liver ^a	56	71 329.4	1.02 (0.73–1.26)	1	141	73 030.8	1.11 (0.88–1.24)	13.5	1.08 (0.79–1.47)	1.28 (0.87–1.87)	1.33 (0.91–1.94)
Gall-bladder	20	73 460.1	1.18 (0.68–1.73)	3	20	78 456.1	0.82 (0.48–1.21)	–4.3	0.71 (0.38–1.33)	0.54 (0.26–1.15)	0.51 (0.24–1.10)
Pancreas ^a	29	73 216.3	1.38 (0.88–1.89)	8	41	77 963.0	1.15 (0.78–1.48)	5.3	0.83 (0.52–1.34)	1.07 (0.58–1.97)	1.13 (0.61–2.08)
Larynx ^a	1	73 455.9	0.38 (0.01–2.02)	–1.6	24	71 592.0	2.69 (1.64–3.81)	15.1	7.06 (0.96–52.20)	8.60 (1.05–70.46)	8.08 (0.98–66.72)
Lung ^a	44	69 821.5	0.67 (0.46–0.85)	–21.8	245	70 285.8	1.65 (1.38–1.77)	96.3	2.44 (1.77–3.36)	3.54 (2.43–5.15)	3.40 (2.33–4.97)
Breast (female)	38	35 747.7	1.28 (0.86–1.67)	8.2	11	9686.4	1.41 (0.67–2.40)	3.2	1.10 (0.56–2.16)	1.11 (0.57–2.17)	1.08 (0.55–2.13)
Uterus (female)	15	65 706.7	0.86 (0.46–1.35)	–2.3	7	12 445.8	1.69 (0.65–3.31)	2.9	1.98 (0.81–4.85)	2.00 (0.82–4.91)	2.13 (0.86–5.25)
Ovary (female)	15	51 498.6	1.64 (0.87–2.57)	–2.3	1	14 979.8	0.45 (0.01–2.36)	–1.2	0.27 (0.04–2.06)	0.27 (0.04–2.04)	0.27 (0.03–2.02)
Prostate (male)	15	58 601.7	2.92 (1.78–4.13)	5.8	84	58 928.6	2.03 (1.54–2.39)	42.6	0.70 (0.44–1.10)	0.70 (0.44–1.10)	0.69 (0.43–1.08)
Kidney/urinary tract/bladder ^a	27	71 292.6	1.54 (0.96–2.12)	9.4	81	73 086.5	1.90 (1.43–2.24)	38.3	1.23 (0.80–1.91)	1.19 (0.71–1.97)	1.16 (0.70–1.95)
Thyroid	19	70 706.4	3.04 (1.74–4.51)	12.8	11	77 655.2	2.53 (1.20–4.30)	6.7	0.81 (0.38–1.69)	0.67 (0.26–1.70)	0.60 (0.23–1.55)
Blood	24	69 299.7	1.12 (0.68–1.58)	2.6	47	74 708.6	1.26 (0.88–1.60)	9.8	1.13 (0.69–1.84)	2.27 (1.24–4.17)	2.24 (1.22–4.13)
Others	16	71 063.7	0.72 (0.39–1.11)	–6.3	28	75 397.4	0.77 (0.49–1.06)	–8.3	1.10 (0.59–2.03)	1.35 (0.62–2.93)	1.34 (0.61–2.94)

^aSmoking-related cancer sites, excluding uterine cervix and acute myeloid leukemia because of unavailable expected number and coding rules.

^bAdjusted for age groups and calendar periods at the first cancer diagnosis, sex, stage, smoking-related first cancer site, and follow-up interval.

SIR, standardized incidence ratio; EAR, excess absolute risk; SPC, subsequent primary cancer; IRR, incidence rate ratio; CI, confidence interval.

Boldface indicates statistical significance of $P < 0.05$.

interpretation difficult, especially in the case of smoking cessation. Cessation decreased risk for SPC among small-cell lung cancer patients, but not among non-small-cell lung cancer patients in a small-scale sample [9, 14, 26, 27]. In the current study, although recent quitters did not show significant IRRs for SPC among lung cancer patients (marginal significance for all SPCs; see supplementary Table S6, available at *Annals of Oncology* online), smoking behaviors, including recent cessation, showed a clear and significant trend of risk for SPC among total cancer survivors (see Table 1). Since the risk for SPC did not largely differ by the first cancer sites (see supplementary Tables S6–S8, available at *Annals of Oncology* online), an analytical design, not limited to the first cancer site, might be appropriate and solve the small-sample-size problem.

strengths of this study

Although this is an institution-based cohort, the large sample size is a strength of this study. Also, while a few studies have compared SPC risk in former smokers with that of current smokers, this is the first to compare ‘recent quitter’ with ‘current smoker’ and include comprehensive cancer survivors. Although more is known about the impact of smoking on the risk of lung cancer than any other cancer, research on smoking cessation and SPC risk is very scarce, even in the field of lung cancer. According to a previous review, only observational studies that examined the association between smoking cessation and SPC incidence were available [14]. A randomized intervention study is required to validate the hypothesis that smoking cessation decreases SPC among cancer survivors. Nevertheless, such an intervention may be unrealistic because of the low incidence rate of SPCs, ethical problems, and difficulties of studying smoking cessation [29]. Therefore, observational study may provide the best evidence in this field of research.

limitations of the study

There are several limitations of this study. First, smoking status at diagnosis was used without a measure of amount smoked (such as pack-years) and follow-up smoking assessment. This may have mixed the true exposure status, which is likely to have underestimated the benefits of cessation as quitters are more likely to relapse [30]. Secondly, the results are based on observational data. Quitting behavior may be determined by unmeasured factors. For example, patients who stop smoking may be more likely to access other cancer prevention care, perhaps overestimating the effect of quitting [29]. Thirdly, our study combined different types of cancer patients. Although limited significance was found in specific SPCs, it remains possible that other categorization methods may reveal different results. The small number of some specific SPCs makes it necessary to interpret the results with some caution.

acknowledgements

We thank Dr K. Nishiyama for valuable comments. We also thank Dr J. Mortimer for her English language editing. We are grateful to all the medical institutions in Osaka and Osaka Medical Association for providing us with cancer incidence data.

funding

This work was supported by a Grant-in-Aid for Clinical Cancer Research from the Japanese Ministry of Health, Labour and Welfare (H22-011) and the Osaka Cancer Society (H23).

disclosure

The authors have declared no conflicts of interest.

references

- Inoue M, Sawada N, Matsuda T et al. Attributable causes of cancer in Japan in 2005—systematic assessment to estimate current burden of cancer attributable to known preventable risk factors in Japan. *Ann Oncol* 2012; 23: 1362–1369.
- Danaei G, Vander Hoorn S, Lopez AD et al. Causes of cancer in the world: comparative risk assessment of nine behavioural and environmental risk factors. *Lancet* 2005; 366: 1784–1793.
- Kamo K, Katanoda K, Matsuda T et al. Lifetime and age-conditional probabilities of developing or dying of cancer in Japan. *Jpn J Clin Oncol* 2008; 38: 571–576.
- Soerjomataram I, Coebergh JW. Epidemiology of multiple primary cancers. *Methods Mol Biol* 2009; 471: 85–105.
- Tabuchi T, Ito Y, Ioka A et al. Incidence of metachronous second primary cancers in Osaka, Japan: update of analyses using population-based cancer registry data. *Cancer Sci* 2012; 103: 1111–1120.
- Engeland A, Bjorge T, Haldorsen T et al. Use of multiple primary cancers to indicate associations between smoking and cancer incidence: an analysis of 500,000 cancer cases diagnosed in Norway during 1953–93. *Int J Cancer* 1997; 70: 401–407.
- Hiyama T, Sato T, Yoshino K et al. Second primary cancer following laryngeal cancer with special reference to smoking habits. *Jpn J Cancer Res* 1992; 83: 334–339.
- Kinoshita Y, Tsukuma H, Ajiki W et al. The risk for second primaries in gastric cancer patients: adjuvant therapy and habitual smoking and drinking. *J Epidemiol* 2000; 10: 300–304.
- Richardson GE, Tucker MA, Venzon DJ et al. Smoking cessation after successful treatment of small-cell lung cancer is associated with fewer smoking-related second primary cancers. *Ann Intern Med* 1993; 119: 383–390.
- Lorigan P, Radford J, Howell A et al. Lung cancer after treatment for Hodgkin's lymphoma: a systematic review. *Lancet Oncol* 2005; 6: 773–779.
- Kaufman EL, Jacobson JS, Hershman DL et al. Effect of breast cancer radiotherapy and cigarette smoking on risk of second primary lung cancer. *J Clin Oncol* 2008; 26: 392–398.
- Ohno T, Kato S, Sato S et al. Long-term survival and risk of second cancers after radiotherapy for cervical cancer. *Int J Radiat Oncol Biol Phys* 2007; 69: 740–745.
- Lin K, Patel SG, Chu PY et al. Second primary malignancy of the aerodigestive tract in patients treated for cancer of the oral cavity and larynx. *Head Neck* 2005; 27: 1042–1048.
- Parsons A, Daley A, Begh R et al. Influence of smoking cessation after diagnosis of early stage lung cancer on prognosis: systematic review of observational studies with meta-analysis. *BMJ* 2010; 340: b5569.
- Fujimoto I, Hanai A, Hiyama T et al. Cancer registration in Osaka. In *Osaka Cancer Registry* (ed.), *Cancer Incidence and Mortality in Osaka 1963–1989*. Tokyo: Shinohara Publishers, Inc. 1993.
- Boice JD, Jr, Storm HH, Curtis RE et al. Introduction to the study of multiple primary cancers. *Natl Cancer Inst Monogr* 1985; 68: 3–9.
- Myers K, Hajek P, Hinds C et al. Stopping smoking shortly before surgery and postoperative complications: a systematic review and meta-analysis. *Arch Intern Med* 2011; 171: 983–989.
- Warren GW, Kasza KA, Reid ME et al. Smoking at diagnosis and survival in cancer patients. *Int J Cancer* 2013; 132: 401–410.
- Nasca P. Tobacco and cancer. In *Nasca P, Pastides H (eds), Fundamentals of Cancer Epidemiology*, 2nd edition. Ontario, Canada: Jones and Bartlett Publishers, Inc. 2008; 178–224.

20. Curtis RE, Freedman D, Ron E et al. New malignancies among cancer survivors: SEER Cancer Registries, 1973–2000. NIH Publ. No. 05–5302. Bethesda: National Cancer Institute 2006.
21. Berrington de Gonzalez A, Curtis RE, Kry SF et al. Proportion of second cancers attributable to radiotherapy treatment in adults: a cohort study in the US SEER Cancer Registries. *Lancet Oncol* 2011; 12: 353–360.
22. Rostgaard K. Methods for stratification of person-time and events – a prerequisite for Poisson regression and SIR estimation. *Epidemiol Perspect Innov* 2008; 5: 7.
23. Simon C. *Public Health Advocacy and Tobacco Control*. Oxford, UK: Blackwell Publishing Ltd 2007.
24. Flanders WD, Lally CA, Zhu BP et al. Lung cancer mortality in relation to age, duration of smoking, and daily cigarette consumption: results from Cancer Prevention Study II. *Cancer Res* 2003; 63: 6556–6562.
25. Doll R, Peto R. Cigarette smoking and bronchial carcinoma: dose and time relationships among regular smokers and lifelong non-smokers. *J Epidemiol Community Health* 1978; 32: 303–313.
26. Tucker MA, Murray N, Shaw EG et al. Second primary cancers related to smoking and treatment of small-cell lung cancer. Lung Cancer Working Cadre. *J Natl Cancer Inst* 1997; 89: 1782–1788.
27. Kawaguchi T, Matsumura A, Iuchi K et al. Second primary cancers in patients with stage III non-small cell lung cancer successfully treated with chemo-radiotherapy. *Jpn J Clin Oncol* 2006; 36: 7–11.
28. Park SM, Lim MK, Jung KW et al. Prediagnosis smoking, obesity, insulin resistance, and second primary cancer risk in male cancer survivors: National Health Insurance Corporation Study. *J Clin Oncol* 2007; 25: 4835–4843.
29. International Agency for Research on Cancer. Epidemiological considerations in evaluating the effects of cessation. Reversal of Risk after Quitting Smoking, IARC Handbooks of Cancer Prevention Tobacco Control. Lyon, France: International Agency for Research on Cancer 2007; 71–78.
30. Hughes JR, Keely J, Naud S. Shape of the relapse curve and long-term abstinence among untreated smokers. *Addiction* 2004; 99: 29–38.

88 投稿

市町村におけるがん検診精度管理指標の評価方法について

—Funnel plotによる評価—

イトワ 伊藤 ゆり*1 オカヤマ トモオ 中山 富雄*2 ヤマガキ ヒデオ 山崎 秀男*4 ツタマ ヒデアキ 津熊 秀明*3

目的 健康増進法に基づき市町村が実施するがん検診事業は、各都道府県に設置された生活習慣病管理指導協議会が、その実施において適正であったかを評価することが国の指針で望まれている。がん検診の精度管理指標には、要精検率、精検受診率、がん発見率などがあり、これらの指標は「厚生労働省がん検診事業評価に関する報告書」に記された許容値等と比較することで評価されるが、自治体の規模の大きさにより各指標にばらつきが生じうるため、単純な比較には問題がある。人口規模の違いを考慮に入れた上で、各精度管理指標が極端に低い（あるいは高い）市町村を検出することができるFunnel plotを用いて、大阪府の市町村におけるがん検診の各精度管理指標について評価を行った。

方法 大阪府で毎年刊行している「大阪府におけるがん検診」の平成20年度の各市町村のがん検診精度管理指標を評価した。本報告では大腸がん検診を例とした。横軸を分母の値（検診受診者数や要精検者数）とし、縦軸を各精度管理指標（要精検率、精検受診率、がん発見率）の点推定値とし、市町村の散布図を描く。その上に厚生労働省のがん検診事業の評価に関する委員会で決められた許容値を水平に描き、横軸の数値に応じた縦軸の95%信頼区間および99.8%信頼区間を描いた（Funnel plot）。各市町村の規模に応じた許容値の信頼区間を基準とし、統計的に有意に逸脱していないかを評価した。全体の評価および検診の実施方式（集団・個別）別にも検討した。

結果 全体では男性で要精検率が統計的に有意に高い市町村が多く（21/43市町村）、精検受診率は男女とも低い市町村が多かった（男性12/43、女性13/43）。要精検率は集団方式と比べて個別方式の方が、統計的に有意に高い値を示す市町村が多かった。一方、精検受診率は個別方式でのばらつきが大きく、許容値に比べて統計的に低い値を示した市町村が多かった（男性13/26、女性14/26）。集団方式では、個別方式よりもばらつきが小さく、高い精検受診率を示した市町村が多かった。

結論 市町村において実施されているがん検診の精度管理指標は点推定値で比較されることが多く、人口規模の違いを考慮することができなかったが、Funnel plotを用いることで、人口規模に応じた許容値の達成度を評価することが可能となった。

キーワード がん検診、がん対策、がん検診精度管理、Funnel plot

*1 大阪府立成人病センターがん予防情報センター疫学予防課研究員 *2 同課長 *3 同センター長

*4 財団法人大阪府保健医療財団大阪がん循環器病予防センター

I 緒 言

わが国においては、健康増進法に基づき、市町村の事業として、胃がん、大腸がん、肺がん、乳がん、子宮頸がん検診が実施されている。国の指針¹⁾では各都道府県に設置された生活習慣病管理指導協議会が市町村におけるがん検診事業が適正に実施されているかを評価することが望ましいとされている。がん検診の評価指標のうち主なものは精度管理指標（プロセス指標）とよばれ、受診率、要精検率、精検受診率、陽性反応的中度、がん発見率などがある。これらの指標は「厚生労働省がん検診事業評価に関する報告書²⁾」に記された許容値や目標値と比較することで主に評価されるが、自治体の規模の大きさにより各指標にばらつきが生じうるため、単純な評価では問題がある。そこで、人口規模の違いを考慮に入れて、各精度管理指標が極端に低い（あるいは高い）市町村を検出するためにFunnel plotを用いて、がん検診の精度管理指標を評価する方法を提案した。本研究は、平成20年度の大阪府におけるがん検診の資料より、大阪府の市町村において実施されている便潜血検査を用いた大腸がん検診を例に、各種精度管理指標について評価を行った。

II 方 法

(1) 使用した資料

大阪府では市町村で実施されたがん検診の精度管理指標をまとめたものを毎年「大阪府におけるがん検診」として刊行している。平成20年度の「大阪府におけるがん検診³⁾」のデータを用いて、各市町村の大腸がん検診について、以下の精度管理指標について評価した。

$$\begin{aligned} \text{要精検率} &= \text{要精検者数} / \text{受診者数} * 100 \\ \text{精検受診率} &= \text{精検受診者数} / \text{要精検者数} * 100 \\ \text{がん発見率} &= \text{発見がん数} / \text{受診者数} * 100 \end{aligned}$$

(2) Funnel plotによる評価

Funnel plotはメタアナリシスにおいて各研

図1 Funnel Plotの例（精検受診率を例に）

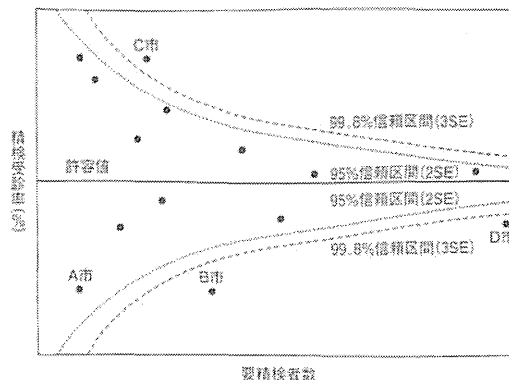


表1 大腸がん検診の精度管理指標の許容値

	許容値	Funnel plotにおける逸脱域
要精検率	7.0%以下	上部
精検受診率	70%以上	下部
がん発見率	0.13%以上	下部

究の標本サイズの違いを考慮に入れて、出版バイアスを評価する手法であるが、医療機関別の術後死亡率の比較⁴⁾や地域別、国別のがん患者の生存率の比較においても用いられている^{5)~7)}。Funnel plotは縦軸に評価する値（相対リスクや死亡率、生存率など）を取り、横軸に分母となる値や、それに該当する値の分散の逆数をとる。平均値またはターゲットとする目標値を水平に中心部に描き、その上下に各横軸の値（分母）に該当する95%信頼区間、および99.8%信頼区間をプロットし、曲線を描く。この曲線が漏斗状に見えるため、Funnel（漏斗）plotという。本研究においては、がん検診の精度管理指標の評価にFunnel plotを用いるため、縦軸に要精検率や精検受診率などの指標値、横軸に各指標値の分母となる数値（要精検率なら受診者数、精検受診率なら要精検者数）をとり、散布図を描き、その上に各指標値の許容値を水平に描き、横軸の数値に応じた95%信頼区間および99.8%信頼区間を描いた（図1）。各市町村の値が、Funnel plotの弧の外側（逸脱域）に位置するとき、その指標値は統計的に有意に高い（または低い）ということになる。がん検診の

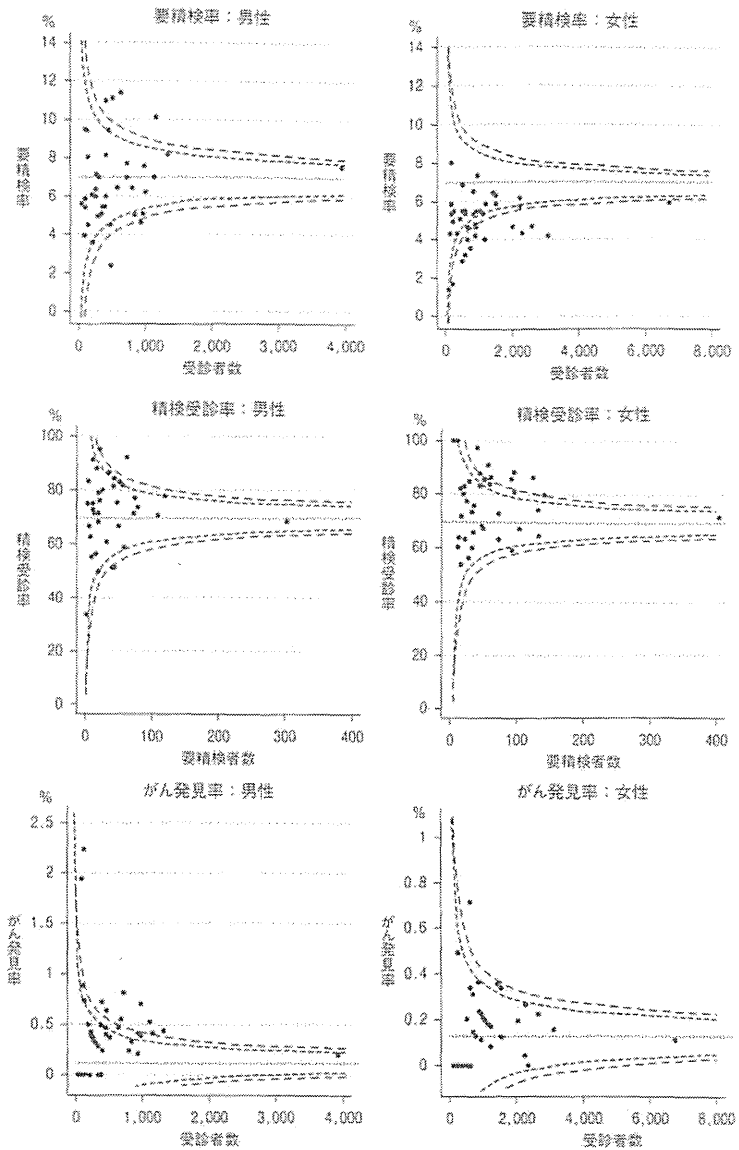
精度管理指標の場合、要精検率は高すぎるのは問題であるし、精検受診率は逆に高いほどよい（低すぎるのは問題である）。大腸がん検診における精度管理指標の許容値およびFunnel plotにおける逸脱域（高すぎると問題であれば上部、低すぎると問題であれば下部）を表1に示した。

Ⅲ 結 果

がん検診の精度管理指標のうち、要精検率、精検受診率、がん発見率における各許容値を基準としたFunnel plotを男女別に、集団方式（図2）、個別方式（図3）別にそれぞれ示した。また、全体、集団方式、個別方式別でみた要精検率、精検受診率、がん発見率のうち、どれか一つでも統計的に有意（ $p < 0.05$ ）に逸脱していた市町村について、各指標値を一覧表にした（表2）。

全体では男性で特に要精検率の高い市町村が多く、43市町村中21が許容値と比べて統計的に有意に高い要精検率を示した。精検受診率は男女とも低い市町村が多く、男性では12、女性では13の市町村で許容値の70%よりも統計的に有意に低い値を示した。要精検率は集団方式と比べて個別方式の方が高く、集団方式では統計的に有意に高い値を示したのは男性で40市町村中4つのみであったが、個別方式では26の市町村のうち、20市町村であった。一方、精検受診率は個別方式ではばらつきが大きく（各市町村の値の標準偏差、男性：19.4、女性：15.8）、許容値と比べて統計的に有意に低い市

図2 平成20年度大阪府大腸がん検診精度管理指標：75歳未満、集団方式



町村が多かった（男性で13/26市町村、女性で14/26市町村）。集団方式では個別方式よりもばらつきがやや小さく（各市町村の値の標準偏差、男性：13.4、女性：12.5）、高い精検受診率を示した市町村が多かった。がん発見率にはあまり大きな特徴の違いがみられなかった。

Ⅳ 考 察

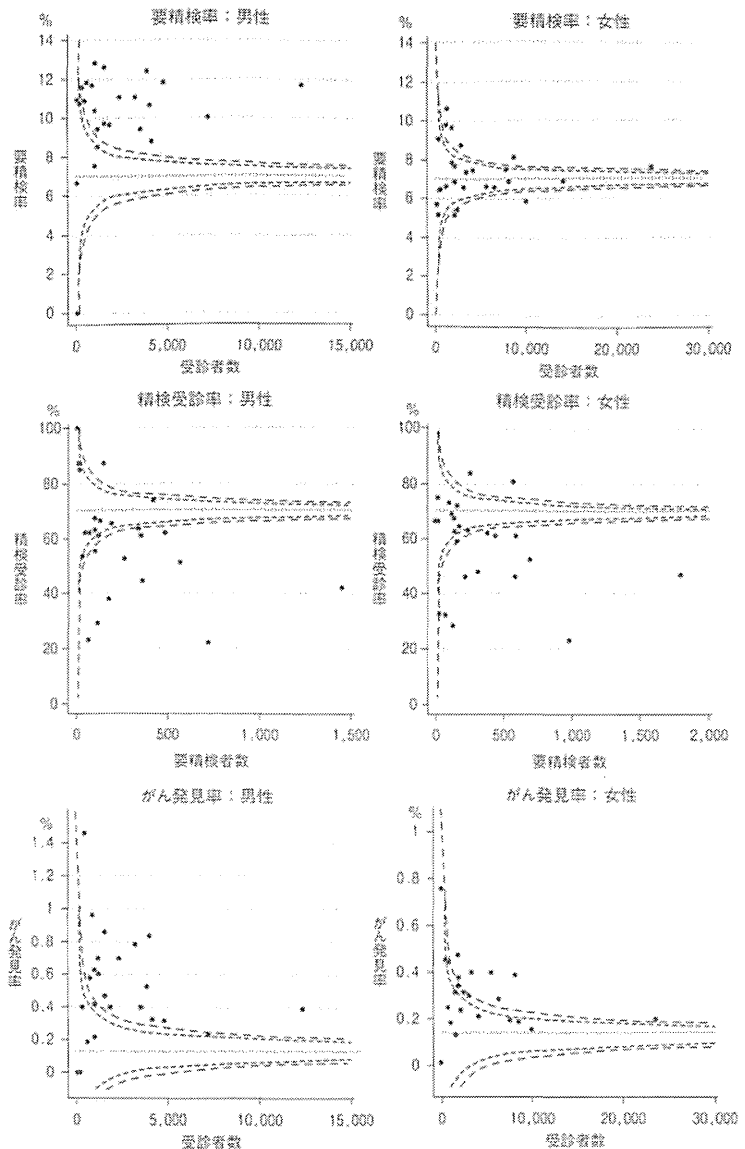
Funnel plotを用いて、大阪府における市町村の大腸がん検診精度管理指標を性別、集団／個別方式別に評価した。市町村間の人口のばらつきを考慮し、目標とする値（目標値あるいは許容値）と比べて、統計的に有意に高い（あるいは低い）かどうかを検討することで、検診が正しく実施されているかを評価することが可能であることが示唆された。

大阪府の市町村における大腸がん検診の精度管理指標を評価した上で、抽出された問題点は、個別方式において要精検率が高く、精検受診率が低いことがあげられる。個別方式の大腸がん検診において要精検率が高い理由としては、「有症状者への検診の適用」や「感度が高く、特異度の低い診療用の検査キットの検診への転用」などの可能性が考えられる。また、精検受診率が低かったのは、個別方式において、「要精検者に対し、便潜血の再検査を実施し、精検を行っていない」など精検の受診勧奨が不十分であると

考えられた。精検受診率のばらつきが個別方式で大きく、集団方式で小さく、全体としては個別方式が低い値を示したのは、個別方式の検診実施医療機関と集団方式の委託検診機関の精検受診勧奨および結果把握への取り組みの違いに起因すると考えられる。大阪府における大腸がん検診の約60%を担う、個別方式における精検受診率の向上が、全体の底上げにおいて重要な課題であることが示唆された。今回用いた「大

阪府におけるがん検診」に記載されている大腸がん検診の精検結果の把握方法についての独自調査によると、集団方式において、高い精検受診率を達成している市町村では、委託医療機関における要精検者の管理や結果把握および情報共有が徹底して行われていた。また、精検未受診者への連絡を手紙および電話で行い、不通の場合は再度連絡・指導しているところが多かった。各市町村の担当者からの聞き取りや研修会

図3 平成20年度大阪府大腸がん検診精度管理指標：75歳未満、個別方式



等での情報収集によると、個別方式において高い精検受診率を達成している市では、年に2回、市医師会との連絡協議会を行うなどの工夫がなされていることがわかった。一方、個別方式の精検受診率が特に低い市町村は、人口規模の大きい市が多く、要精検者の追跡が不十分であったり、精検未受診者への再勧奨を個々の医療機関に任せて市町村は関与しなかったりするなど、要精検者の追跡や受診勧奨を十分に行っていないことがわかった。これらのことにより、がん検診の精度管理で重要なことは精検受診率を上げるための取り組みを委託検診機関と市町村がともに協働して行う体制構築が重要であることが改めて示唆され、このような体制を各市町村に広めていく必要がある。

Funnel plotを用いて、人口規模を考慮した評価が可能であるが、ごく小規模の市町村に関しては、信頼区間が広がるため、常にFunnel plotの曲線内に位置づけられるため、数年束ねた分析を併せて行うなどの工夫が必要である。また、Funnel plotは図表描画ソフトがあれば、容易に描くことが可能であるが、より汎用性の高いツールの開発が求められる。

本研究では大阪府が独自に収集し、発行しているがん検診の精度管理指標の報告を用いたが、厚生労働省によりWebで公開されている「地域保健・健康増進事業報告」¹⁹⁾の資料を用いて、各都道府県でも実施が可能である。各都道府県

表2 大腸がん検診の精度管理指標において、一つでも統計的に有意に許容値を逸脱した市町村一覧

	全体			集団			個別		
	要精検率	精検受診率	がん発見率	要精検率	精検受診率	がん発見率	要精検率	精検受診率	がん発見率
男性									
大阪市	10.8**	47.1**	0.352	7.7	69.3	0.228	11.8**	42.5**	0.392
豊中市	9.1**	46.8**	0.328	11.2**	58.6	0.365	8.8**	44.3**	0.320
池田市	10.3**	55.5**	0.190	9.5	55.6	0.000	10.3**	55.6**	0.209
吹田市	9.7**	74.3	0.749	5.1	81.4	0.353	10.7**	73.6	0.834
箕面市	10.1**	58.0**	0.603	8.2	70.9	0.448	11.1**	52.5**	0.694
高槻市	9.7**	62.8**	0.702	5.1	75.5	0.416	11.1**	61.0**	0.788
茨木市	8.8**	66.4	0.369	6.5	83.0	0.244	9.4**	63.7*	0.397
摂津市	4.6	51.2**	0.213	4.6	51.2**	0.213	-	-	-
守口市	10.1**	78.2	0.426	10.1**	78.2	0.426	-	-	-
枚方市	12.3**	63.6**	0.516	11.0**	84.4	0.488	12.5**	61.7**	0.519
大東市	12.0**	66.2	0.649	5.4	66.7	0.893	12.8**	66.1	0.620
門真市	8.9**	64.5	0.590	6.1	91.7	0.508	9.4**	61.5	0.604
四條畷市	10.9**	59.5	0.260	9.4	75.0	0.000	11.6**	53.3*	0.388
交野市	10.8**	34.0**	0.305	9.4	51.2**	0.458	11.9**	23.1**	0.183
八尾市	10.2**	81.9	0.739	11.4**	71.6	0.463	9.7**	87.1	0.857
東大阪市	11.9**	51.2**	0.316	-	-	-	11.9**	51.2**	0.316
河内長野市	8.9**	41.4**	0.373	5.4	68.4	0.285	9.6**	38.4**	0.390
松原市	9.1**	68.9	0.843	4.5	76.2	0.640	11.7**	67.3	0.957
大阪狭山市	10.9**	62.2	1.453	-	-	-	10.9**	62.2	1.453
堺市	9.9**	23.2**	0.242	6.3	56.3	0.397	10.0**	22.5**	0.237
岸和田市	10.2**	67.8	0.492	7.0	73.8	0.528	12.6**	65.3	0.466
泉南市	13.2**	36.7**	0.514	7.1	78.9	0.375	15.5**	29.4**	0.567
女性									
大阪市	7.2	52.0**	0.175	6.0	72.0	0.119	7.5**	47.5**	0.190
豊中市	6.0	48.7**	0.149	7.4	63.4	0.207	5.8	46.9**	0.143
池田市	9.3**	64.5	0.275	5.8	60.0	0.000	9.7**	64.8	0.304
箕面市	6.8	53.4**	0.225	5.7	64.8	0.269	7.4	48.5**	0.201
高槻市	6.0	68.6	0.343	4.7	86.1	0.232	6.6	62.8**	0.395
茨木市	6.3	63.6**	0.272	4.6	83.3	0.219	6.5	61.6**	0.280
枚方市	7.4	63.3**	0.189	6.6	83.6	0.239	7.5	61.3**	0.184
門真市	6.6	59.9**	0.378	5.5	56.0	0.000	6.9	60.6*	0.468
四條畷市	6.0	60.0	0.298	5.0	81.8	0.000	6.4	51.7*	0.444
交野市	6.0	48.5**	0.301	5.4	68.2	0.367	6.5	32.7**	0.238
東大阪市	8.1**	53.1**	0.177	-	-	-	8.1**	53.1**	0.177
河内長野市	6.2	53.3**	0.276	4.8	87.8	0.236	6.5	46.3**	0.287
羽曳野市	5.9	59.1*	0.134	5.9	59.1*	0.134	-	-	-
大阪狭山市	9.8**	73.3	0.437	-	-	-	9.8**	73.3	0.437
堺市	6.8	24.7**	0.056*	2.8	71.4	0.000	6.9	24.0**	0.058*
岸和田市	6.7	64.8*	0.161	4.4	67.3	0.000	8.7**	63.6*	0.302
泉南市	9.5**	39.1**	0.189	6.9	75.8	0.208	10.6**	28.8**	0.181

注 **p<0.01, *p<0.05

に設置された生活習慣病管理指導協議会において、市町村におけるがん検診事業が適正に実施されているかを評価する上でも、重要な資料となり得るだろう。

今回の検討では一つ一つのがん検診精度管理指標についての検討であったが、Funnel plotをもとに極端な値を示す市町村を発見するだけでなく、これらの情報を統合し、各市町村のがん検診実施における多面的な評価を行うことで、事業全体の改善につながると考えられる。今後は各市町村担当者が実施体制の向上に活用できるように、ホームページ等での公表方式なども検討していく。

V 結 語

Funnel plotを用いた市町村におけるがん検診精度管理指標の評価は、人口規模を考慮した上で、目標値を基準とした統計的な評価が可能であることがわかった。定量的な評価を行うとともに、高い成果を上げている市町村の実施体制を広めることで、全体の精度管理実施体制を強化していく必要性が示唆された。

謝辞

本研究は厚生労働科学研究費補助金（がん臨床研究事業）「既存統計資料に基づくがん対策進捗の評価手法の研究」班（研究代表者：津熊秀明）および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）「標準的検診法と精度管理に係る新たなシステムなどの開発に関する研究」班（研究代表者：齋藤博）において実施された。統計資料の提供をしていただいた（財）大阪がん予防検診センター調査室（当時）の皆様には深く御礼申し上げます。

注 誌面の都合上省略した大腸がん以外の、胃がん、肺がん、乳がん、子宮頸がん検診に関する結果は、上記研究班の平成23年度報告書に掲載されている（http://www.mc.pref.osaka.jp/ocr/gaiyo/text/ito_h23_tsukumahan.pdf）。

文 献

- 1) がん予防重点健康教育及びがん検診実施のための指針（平成10年3月厚生労働省老人保健課長通知）（http://www.mhlw.go.jp/bunya/kenkou/dl/gan_kenshin02.pdf）2013.2.27.
- 2) 「今後の我が国におけるがん検診事業評価の在り方について」報告書（<http://www.mhlw.go.jp/shingi/2008/03/s0301-4.html>）2012.6.11.
- 3) 大阪府健康医療部、大阪がん予防検診センター、大阪府におけるがん検診 平成20年度（2008年度）、2011.
- 4) Spiegelhalter DJ. Funnel plots for comparing institutional performance. *Stat Med* 2005; 24(8): 1185-202.
- 5) Ito Y, Ioka A, Tsukuma H, et al. Regional differences in population-based cancer survival between six prefectures in Japan: Application of relative survival models with funnel plots. *Cancer Sci* 2009; 100(7): 1306-11.
- 6) Coleman MP, Quaresma M, Berrino F, et al. Cancer survival in five continents: a worldwide population-based study (CONCORD). *Lancet Oncol* 2008; 9(8): 730-56.
- 7) Quaresma M, Coleman MP, Rachet B. Funnel plots for population-based cancer survival: principles, methods and applications. *Statistics in Medicine* 2013; (in press).
- 8) 地域保健・健康増進事業報告（http://www.mhlw.go.jp/toukei/list/32-19_h22.html）2012.10.15.

REVIEW ARTICLE

肺がん検診における判定基準の改訂 (1) :
D, E 判定に関して

佐川元保¹・中山富雄¹・祖父江友孝¹・江口研二¹・
遠藤千顕¹・西井研治¹・近藤 丘¹

Revision of the Criteria for Interpreting Chest X-ray Findings
in Mass Screening for Lung Cancer (1):
Categories D and E

Motoyasu Sagawa¹; Tomio Nakayama¹; Tomotaka Sobue¹; Kenji Eguchi¹;
Chiaki Endo¹; Kenji Nishii¹; Takashi Kondo¹

¹Mass Screening Committee of The Japan Lung Cancer Society, Japan.

ABSTRACT — It had been pointed out that the criteria for interpreting chest X-ray findings in lung cancer screening had some problems. The most important problem was that Categories D and E were used in different concepts according to region. In some areas, Category E was selected when the chest X-ray findings were suspicious for lung cancer, even slightly. However, in other areas, Category E was selected only when the chest X-ray findings were strongly suspicious for lung cancer, while Category D was selected when there was some doubt. This discrepancy was not appropriate, and the concepts should be unified. Recently, a revised version of the criteria was published on the website of The Japan Lung Cancer Society. In this article, we describe the background and aim of the revised criteria, particularly Categories D and E. In addition, we emphasize that only Category E should be selected when the chest X-ray findings are suspicious for lung cancer, even slightly.

(JLCC. 2013;53:309-313)

KEY WORDS — Lung cancer screening, Quality assurance, Criterion for interpretation

Reprints: Motoyasu Sagawa, Department of Thoracic Surgery, Kanazawa Medical University, 1-1 Daigaku, Uchinada, Ishikawa 920-0293, Japan (e-mail: sagawam@kanazawa-med.ac.jp).

Received May 1, 2013; accepted August 7, 2013.

要旨 — 肺がん検診での胸部 X 線読影の判定基準には、以前からいくつかの問題があることが指摘されていた。その最大のもは、判定 D と判定 E が、地域によって異なる概念で使用されていたことであった。「少しでも肺癌を疑えば E」と判定している地域がある一方、「肺癌の疑いが少しあるものは D」「肺癌の疑いが強いものを E」と判定している地域もあった。このような相違がある

ことは不適切であり、早急に改善される必要があった。最近胸部 X 線読影の判定基準が改訂され、日本肺癌学会のホームページで公開された。本稿では、D, E 判定の問題点に関して、その背景を詳述するとともに「少しでも肺癌を疑えば E と判定すべき」であることを強調した。
索引用語 — 肺がん検診, 精度管理, 判定基準

¹日本肺癌学会集団検診委員会。

別刷請求先：佐川元保, 金沢医科大学呼吸器外科学, 〒920-0293
石川県河北郡内灘町大学 1-1 (e-mail: sagawam@kanazawa-med.ac.

jp).

受付日：2013 年 5 月 1 日, 採択日：2013 年 8 月 7 日。

はじめに

わが国では、健康増進法に基づき市町村が実施主体であるがん検診の1つとして、胸部X線写真と高危険群に対する喀痰細胞診の併用法による肺がん検診が行われており、平成22年度には約750万人が受診している。その判定基準は、日本肺癌学会監修の肺癌取扱い規約の「集団検診の手引き」¹に記載されているが、以前からいくつかの問題があることが指摘されていた。それらの問題を解決すべく、最近胸部X線読影の判定基準が改訂されたが、本稿では、判定基準において最も重要な点である、D、E判定の適切な区分分けに関して論じる。なお、B、C、D判定の基準の問題は他稿²に譲る。

改訂前の肺がん検診の判定基準

日本肺癌学会監修の肺癌取扱い規約第7版の「肺癌集団検診の手引き」の章¹には、肺がん集団検診の胸部X線読影における判定基準が示されている。端的に表現すれば、

A：読影不能⇒再撮影

B：異常なし⇒定期検診

C：異常あるが精査不要⇒定期検診

D：肺癌以外の疾患を疑う⇒肺癌以外としての精密検査

E：肺癌を疑う⇒肺癌としての精密検査

ということになる。胸部X線検査は、肺癌以外に結核・肺炎などの感染症や大動脈瘤などの循環器疾患も発見することがある。これらの疾患の精密検査機関・診療科が異なることから、精密検査の指導区分を分けることは意義があるものであった。しかしながら、いくつかの欠陥が以前から指摘されており、改善が迫られていた。

改訂前肺がん検診の判定基準における最大の問題点：DとEの鑑別

まず、最大の問題点は、「肺癌以外の疾患を考えるが、肺癌の可能性も否定できない」という陰影を「判定D：肺癌以外の疾患を疑う」として分類している地域が存在する、ということであった。たとえば石川県では「少しでも肺癌を疑えばE」と肺癌学会の意図通りに分類していたが、一方で宮城県では「肺癌の疑いが少しあるものはD」「肺癌の疑いが強いものをE」と判定していた。この件は以前から統一すべきと言われつつ、地域ごとのそれまでの歴史や経緯もあり、結局統一できないでいた。判定基準が異なることにより、要精検率を地域間で比較したり、他のがん検診と比較することができなかったが、実際問題としてそのような比較は研究以外で行われる機会はまれであったために、現実的にはあまり問題となっ

ていなかったのである。各地域内で精度管理に取り組み、それはそれで自己完結的に精度管理は可能であった。そのため、本来はこのような場合に統一を図る中心になるべき学会も、問題があることは認識しつつも放置していた、という時期が長く続いていた。

なぜ、DとEの統一化が焔上に上ってきたか？

では、なぜ、最近になってDとEの判定基準を日本全体で統一化しようというような動きが出てきたのであろうか？ がん検診の精度管理は重要と言われていたものの、その方法は確立しておらず、読影や撮影の従事者の研修が中心であった。しかし研修だけでは熱心な地域・検診機関とそうでないところのバラツキがさらに開大する場合があります。抜本的な対策が必要であった。そのような状況の中で、厚生労働省により組織された「がん検診事業の評価に関する委員会」は、平成20年3月に「今後の我が国におけるがん検診事業評価の在り方について報告書」³をまとめ、がん検診の精度管理を体系化し、都道府県の生活習慣病検診管理指導協議会を中心に据え、要精検率・精検受診率などの精度管理指標を市町村別・検診実施機関別に比較すること、またそれを積極的に公開していくべきであることを示した。数値を比較するためには、判定基準の考え方の統一が必須であり、いよいよD、E判定の統一が喫緊の課題となった。

この状況にさらにもう1つの動きが加わった。以前から、がん発見率、精検受診率などの精度管理指標は、国の「地域保健・老人保健事業報告」による集計が行われてきたが、報告時期が事業翌年度の5月と早く、精密検査に関する情報を回収しきれていない自治体も多いため、がん発見率や陽性反応の中度などの指標が正確性を欠いているという問題点が指摘されていた。上記「今後の我が国におけるがん検診事業評価の在り方について報告書」³においては、この点についても言及されており、「国は、地域保健・老人保健事業報告の報告項目・時期につき見直しを行うことが必要」と明確に述べられていた。それを受けて平成20年度から「健康増進事業報告」として、「受診者数」を翌年度の5月、「精検受診者数」「がん発見者数」などを翌々年度の5月に集計するという方法により実施されることになった。これにより「健康増進事業報告」は、相当正確な数値をカウントできる体制が整うことになった。

このように、①精度管理指標の正確な数値の集計・報告が可能となったこと、②精度管理指標の市町村別・検診実施機関別の比較・公開が求められたこと、の2つの外的要因により、これまで無視されてきたDとEの全国での統一化が非常に重要な精度管理上の案件になってきたわけである。すなわち、DとEの判定基準を統一化す

るといことは、「スクリーニング陽性」と「スクリーニング陰性」の基準を統一化するということであり、がん検診の精度を地域間で比較したり、他のがん検診と比較することが可能になるため、国全体のがん対策における重要度の順序付けにも有用となることが期待される。

では、どのように統一するか？

日本肺癌学会集団検診委員会は、その統一の方法について検討を行う立場であったが、どのように統一するかは大きな問題であった。各地域では数十年に亘って判定基準が浸透しており、それを変更することはその地域において多大な混乱を招くことが高度に推察された。統一を行うことが絶対に必要であることは各委員とも十分に理解していたものの、そういった混乱を招くことはできるだけ避けたい、というのも事実であった。そのため、議論に十分な時間を費やして合意形成を行った。

がん検診の判定基準は「スクリーニング陽性」「スクリーニング陰性」の2つに分けるのがまず大前提となる。これがしっかり分かれた上で、他の要素はその細分化という形で分かれていかなければ、前項で述べたような改善は得られない。「スクリーニング陽性」とは「当該がんの疑いにより精密検査が必要」ということなので、改訂前の取扱い規約では（改訂後も同じであるが）判定Eとなる。一部地域で運用されているように「肺癌の疑いは少ないが存在する」をDと判定することを認めると、Dも「スクリーニング陽性」ということになる。その場合、Dとして判定されている「気胸」や「大動脈瘤」も「スクリーニング陽性」となり、がん検診としてはおかしなことになる。そもそも取扱い規約上「肺癌の疑いが少しでもあればE」と明記されているのであるから、それを徹底することで解決すべき問題だと考えられた。

判定基準Dの概念はどう変化するか？

前項で述べたように「D」を取扱い規約の字義通りに「肺癌を疑わない」とすることになるわけであるから、「D」は肺がん検診としては「スクリーニング陰性」となる。そのため、Dから肺癌が発見されても「検診発見」にカウントしてはいけないことになった。肺がん検診としての「スクリーニング陽性」は「E」のみとなる。したがって「要精検率」はEのみ、精検受診率、がん発見率、陽性反応適中度などもEのみで算出することになった。

これは「健康増進事業報告」の表⁴を見れば当然理解されることであるが、「受診者」の中から「要精検者」が絞り込まれ、その中から「精検受診者」が絞り込まれ、その中から「がんであった者」が絞り込まれてくるわけであり、「要精検者」でなかった者が、表の途中から突然他の部分から「がんであった者」として出現してくるとい

うのは、明らかにおかしいのである。

実は、これまでは地域によっては、要精検率は「E」のみで低めに、がん発見率は「D+E」で高めに算出しているところもあり、これは一種のごまかしと言っても良いものであった。今後はそのようなことは一切なくなることが期待される。このようなことを理解した上で、精度管理のために「Dに対する数値の算出」あるいは「D+Eに対する数値の算出」も行って良いが、あくまで参考値であることを認識しておく必要がある。

類似した状況として、「やぶにらみ発見例」と言われるようなものがある。これは、精査によって、スクリーニングでチェックした場所は異常なかったが他のところに癌が見つかった、というものである。これを「検診発見例」に入れて良いか、ということはどうだろうか？ 現在でもこのような癌は各臓器で見つかっており、発見例に入れられている場合が多い。実際に、スクリーニングでチェックした異常が癌と全く関連がないのかどうかを証明することは容易でない場合も多いと思われる。したがって「がんの疑いとしてスクリーニング陽性」にした受診者から癌が発見された場合には、チェックした場所がどうであろうと「検診発見例」として計上して良いと考えられる。一方、「D」からの発見例は「スクリーニング陰性例」から発見されたことになってしまうので、処理ができなくなるのである。

再度強調したいが、「D」判定の精査から見つかった肺癌は、検診発見例にカウントしてはいけないので、たとえば「肺炎の疑いが95%だが、肺胞上皮癌の疑いも否定はできない」「良性胸水の疑いだが、癌性胸膜炎の可能性も否定できない」というようなものもEとしていただく必要がある。結果的にEが少し余分に増えて陽性反応適中度が少し下がるが、それは許容されるべきものである。スクリーニング陰性のDから癌が発見されて、それを検診発見にカウントできないような状況よりは、はるかにましである。「がん検診の読影」では「がん検診のスクリーニングとして陽性」か「スクリーニングとして陰性」かを決定することが第一に重要であり、「肺癌」か「肺炎」かの「画像診断」をしているわけではないので、「肺癌」か「肺炎」かを正確に当てることは重要でないことをくれぐれもご理解いただきたい（どうしてもその点が全国で統一できなければ、ABCDE判定は中止せざるを得ないかもしれない）。

E判定の中のE1とE2について

取扱い規約の中のE判定には、E1判定「肺癌の疑いを否定し得ない」とE2判定「肺癌を強く疑う」が提示されている。この2つのサブカテゴリーが妥当かどうか、ということも問題となった。本来、何らかの基準が提示さ

れるためには、代表例として画像が提示されてしかるべき、ということがあるが、E1とE2の画像を分けて提示することは困難な場合も多い。これらを統合すべきかどうかというのは今後の課題だが、現状では「肺癌の疑いがわずかながらある」という例を「D」と判定している地域があることは事実であり、そういったところに対して「そういう例はこれからE1と判定してください。これまでEとしていた例はE2と判定してください」と指導することにより、当該地区で今まで「D」としていた例に「E」と判定しなければならぬ心理的なハードルが相当下がるのが期待できることから、今現在でのE1というカテゴリーの存在価値はあるものと考えられた。

学会や官庁の動き

上記のような改訂の内容が固まったが、これまでの判定基準を変更しなければならぬ地区もできることから、単に学会主導のみでは全国的には徹底できないことが想定された。そのため、平成20年12月に、日本肺癌学会理事会の承認を受けた上で、日本肺癌学会理事長および集団検診委員会委員長名で、厚生労働省健康局総務課がん対策推進室室長あてに正式な要望書を提出し、厚生労働省から関係機関に周知してもらうように依頼し、実際に厚生労働省から各都道府県などに通達された。また同時に、やはり日本肺癌学会理事長および集団検診委員会委員長名で、各都道府県の生活習慣病検診管理指導協議会肺がん部会長あてに、改訂に関する通知と正確な集計を行うことの要請を行って周知を図った。それから4年以上が経過し、徐々に新しい診断基準が広まりつつあるが、一部地区では残念ながら古い診断基準で行っているところがあり、そのような地区をなくすことは今後の課題である。

現在の判定基準

上記のような結果、現在のDおよびEの判定基準は以下ようになり、肺癌取扱い規約も改訂された(D判定における改訂の詳細は別稿に譲る)。改訂された内容は、日本肺癌学会ホームページ上で公表されており、⁵ また別稿に示したが、² D、E部分のみ抜粋して下記に示す。

D判定

「異常所見を認め、肺癌以外の疾患で治療を要する状態が考えられる」

肺癌以外の疾患を疑うが、急いで精密検査や治療を行わないと、本人や周囲の人間に大きな不利益があるようなもの、疾患が疑われても急いで精査や治療を必要としない場合には「C」と判定する。肺癌を少しでも疑う場合には「E」に分類する。肺がん検診としての「スクリーニング陽性」は「E」のみである(下記注を参照のこと)。

D1: 活動性肺結核

治療を要する肺結核を疑う

D2: 活動性非結核性肺炎

肺炎、気胸など治療を要する状態を疑う

D3: 循環器疾患

大動脈瘤など心大血管異常で治療を要する状態を疑う

D4: その他

縦隔腫瘍、胸壁腫瘍、胸膜腫瘍など治療を要する状態を疑う

E判定: 肺癌の疑い

E1: 肺癌の疑いを否定し得ない

E2: 肺癌を強く疑う

「E1」には肺炎や胸膜炎の一部も含まれる

転移性肺腫瘍を疑う所見は「E」に分類するが、転移性肺腫瘍は発見肺癌には含めない

「E2」の場合には、至急呼び出しによる受診勧奨なども含め、精密検査に関する受診勧奨をより強く行うことが望ましい

注

1) 比較読影を含む決定指導区分において、E1判定とは、きわめてわずかでも肺癌を疑うものを意味し、E2判定とは、肺癌を強く疑うものを意味する。一方、D判定は、肺癌以外の疾患を疑うものを意味する。

2) 肺がん検診の胸部X線検査における要精検者とは、比較読影を含む決定指導区分におけるE1およびE2を指す。

3) 比較読影を含む決定指導区分におけるD判定は肺がん検診としての要精検者とは認めない。

4) 肺がん検診の集計表における胸部X線検査における要精検者数とは、E1とE2の合計数を意味する。

5) 肺がん検診の集計表における肺癌確診患者数(検診発見肺癌)とは、E1およびE2判定となった要精検者の中から原発性肺癌と確診された患者数を意味する。

6) したがって、D判定者の中から肺癌が発見されたとしても、検診発見肺癌とは認めない。

おわりに

以上のように、これまで「肺癌の疑いはあるがわずかである」という例を「D」としていた地域では、早急に「E」または「E1」に変更していただきたい。日本全体としてはそういう動きになっているので、今後は「D」では通用しないと考えていただきたい。

なお、本論文とは直接の関連がないが、検診の精度管理に多大な関連があることから、最後にひとつ付け加えたいことがある。それは、最近、自治体や検診機関からの検診後の精査結果の調査に対して、個人情報保護法をたてに調査に応えない医療機関があることである。これ

は個人情報保護法に対する全くの誤解であり、以下に示すように法律そのもの⁶およびその適用に関する厚生労働省のガイドライン⁷で、「がん検診の精度管理のための精密検査結果の情報提供は、個人情報保護の例外として、提供に際して本人の同意を得る必要がない」ということが明確に述べられており、自治体の条例などで別個に規定されていない限り、法的にも「全く問題ない」事案であることも御理解いただきたいと考える。精査結果をきちんと把握せずに検診の精度を維持することは不可能なので、今後も御協力をお願いしたい。

個人情報保護法 第23条（例外事項）の三項⁶

公衆衛生の向上又は児童の健全な育成の推進のために特に必要がある場合であって、本人の同意を得ることが困難であるとき。

医療・介護関係事業者における個人情報の適切な取扱いのためのガイドライン（厚生労働省2004）⁷

がん検診の精度管理のための地方公共団体又は地方公共団体から委託を受けた検診機関に対する精密検査結果の情報提供

補遺：この論文は、日本肺癌学会集団検診委員会委員全員（近藤 丘委員長、浅野文祐、江口研二、遠藤千顕、小中千守、佐川元保、佐藤 功、佐藤雅美、早田 宏、祖父江友孝、中山富雄、西井研治、原田真雄）により書かれたものである。

本論文内容に関連する著者の利益相反：なし

REFERENCES

1. 日本肺癌学会集団検診委員会. 9. 肺癌集団検診の手引き. 日本肺癌学会, 編集. 肺癌取扱い規約. 第7版. 東京: 金原出版; 2010:179-197.
2. 佐川元保, 中山富雄, 祖父江友孝, 遠藤千顕, 小中千守, 村田喜代史, 他. 肺がん検診における判定基準の改訂(2): B, C, D判定に関して. 肺癌. 2013;53:314-317.
3. <http://www.mhlw.go.jp/shingi/2008/03/dl/s0301-4c.pdf> (2013年3月27日アクセス)
4. http://www.mhlw.go.jp/toukei/chousahyo/dl/chiikihoken_roujinhokenjigyoku/H22.pdf (2013年3月27日アクセス)58-69.
5. <http://www.haigan.gr.jp/uploads/photos/402.pdf> (2013年3月27日アクセス)
6. <http://www.caa.go.jp/seikatsu/kojin/houritsu/index.html> (2013年3月27日アクセス)
7. <http://www.mhlw.go.jp/houdou/2004/12/dl/h1227-6a.pdf> (2013年3月27日アクセス)

REVIEW ARTICLE

肺がん検診における判定基準の改訂 (2) :
B, C, D 判定に関して

佐川元保¹・中山富雄¹・祖父江友孝¹・遠藤千頭¹・
小中千守^{1,2}・村田喜代史²・小林 健²・近藤 丘¹

Revision of the Criteria for Interpreting Chest X-ray Findings
in Mass Screening for Lung Cancer (2):
Categories B, C and D

Motoyasu Sagawa¹; Tomio Nakayama¹; Tomotaka Sobue¹; Chiaki Endo¹;
Chimori Konaka^{1,2}; Kiyoshi Murata²; Takeshi Kobayashi²; Takashi Kondo¹

¹Mass Screening Committee, ²Subcommittee for Mass Screening by Chest X ray, The Japan Lung Cancer Society, Japan.

ABSTRACT — The criteria for interpreting chest X-ray findings in lung cancer screening have been described in the “Guidelines for Lung Cancer Mass Screening” and “General Rules for Clinical and Pathological Recording of Lung Cancer” in Japan. Recently, a revised version of these criteria was published on the website of The Japan Lung Cancer Society; however, they are not sufficiently well known throughout the country. In this article, we describe the background and aim of the revised criteria, particularly Categories B, C and D.

(JLCC. 2013;53:314-317)

KEY WORDS — Lung cancer screening, Quality assurance, Criterion for interpretation

Reprints: Motoyasu Sagawa, Department of Thoracic Surgery, Kanazawa Medical University, 1-1 Daigaku, Uchinada, Ishikawa 920-0293, Japan (e-mail: sagawam@kanazawa-med.ac.jp).

Received May 1, 2013; accepted July 18, 2013.

要旨 — わが国の肺がん検診での胸部 X 線読影の判定基準は、肺癌取扱い規約の中の「集団検診の手引き」に記載されているが、最近この判定基準の見直しが行われた。改訂内容は日本肺癌学会ホームページなどで公表さ

れているが、必ずしも全国的に十分周知されてはいない。本稿では B, C, D 判定に関して、診断基準の改訂にかかわる背景および改訂の狙いを詳述した。

索引用語 — 肺がん検診, 精度管理, 判定基準

はじめに

わが国の肺がん検診での判定基準は、肺癌取扱い規約の中の「集団検診の手引き」¹に記載されているが、最近この判定基準の見直しが行われた。改訂内容は日本肺癌学会から厚生労働省を通じて各地方自治体に通知するとともに、学会ホームページなどで公表されているが、必ずしも全国的に十分周知されているとは言い難い。読影医の多くは日本肺癌学会会員ではなく、市町村からの契約

医療機関への周知も十分には行き届いていないし、読影医の意識も変わっていない。別稿²にて D, E 判定の改訂にかかわる問題点を詳述したが、本稿では B, C, D 判定に関して、診断基準の改訂にかかわる背景および改訂の狙いを述べることにより、この改訂に基づいた判定を国内により早く広めることを目的とした。

改訂前の肺がん検診の判定基準

日本肺癌学会監修の肺癌取扱い規約第 7 版の「肺癌集

日本肺癌学会 ¹集団検診委員会, ²胸部 X 線による肺癌検診小委員会.

別刷請求先: 佐川元保, 金沢医科大学呼吸器外科学, 〒920-0293

石川県河北郡内灘町大学 1-1 (e-mail: sagawam@kanazawa-med.ac.jp).

受付日: 2013 年 5 月 1 日, 採択日: 2013 年 7 月 18 日.

団検診の手引き」の章には、以下に示すような判定基準が示されている。すなわち、

A：読影不能⇒再撮影

B：異常なし⇒定期検診

C：異常あるが精査不要⇒定期検診

D：肺癌以外の疾患を疑う⇒肺癌以外としての精密検査

E：肺癌を疑う⇒肺癌としての精密検査

というものである。この判定基準は国内で長く用いられており、それなりに有用なものであった。しかしながら、いくつかの欠陥が以前から指摘されており、改善が迫られていた。

改訂前肺癌検診の判定基準における問題点：DとCの鑑別，CとBの鑑別

最大の問題であったEとDの鑑別については別稿²で詳述したので、そちらを参照されたい。次の問題はD、すなわち「肺癌以外の疾患を疑う」際に、どこからが精査必要とすべきなのか、という点である。この問いはすなわち、「DとCの違いは何か」ということでもある。もう1つは、CとBをどこで分けるか、すなわち、どこからを「異常」と定義するのか、という問題である。

健康増進法に基づく肺癌検診に関する国としての集計は「健康増進事業報告」という形で収集され公開されている。DもCもBも「健康増進事業報告」では「スクリーニング陰性」に含まれるので、その線引きはあまり問題になってこなかった。ところが最近、日本肺癌学会の集団検診委員会の中の「胸部X線写真による肺癌検診小委員会」において、検診用の胸部X線読影テキストを作る機運が高まってきた（後に「肺癌検診のための胸部X線読影テキスト」として金原出版より上梓された）。そのテキストの作成過程でDは、Cは、Bはどんなもの、と明確に定義し再確認する必要が生じてきたのである。そのため、集団検診委員会および胸部X線写真による肺癌検診小委員会においての議論に十分な時間を費やす必要が生じた。

D，C判定の問題

まずは、D，C判定の問題を処理する必要があった。すなわち肺癌以外の疾患をどこから精査に回すべきなのか、ということである。この問題は医師により考え方も異なり調整には多大の労力が必要であったが、最終的には以下のように決着した。

「肺癌検診」として行っているものは「肺癌」に対する検診であり、すべての異常を見つけることを受診者と約束しているものではない。現実的に体調が悪く「疾患」を見つけて欲しいという外来患者とは異なるので

ある。受診者は、自分にとって意味のないものを見つけて欲しいわけではない。検診においては、ある疾患を検診で見つけて治療した場合の予後の改善の程度と、それに費やす金銭・労力・不安感などを天秤にかけるわけだが、その前提として「予後改善が証明されている」ことが必須である。肺癌検診において付随的に発見される良性疾患のほとんどは予後改善が証明されていない（証明というのは、たとえば「ある疾患の患者に薬剤Aで治療して予後が改善した」というのでは証明したとは言えず、「検診で見つけたその疾患の患者に薬剤Aで治療すると、検診せずに病院受診になってから薬剤Aで治療した場合よりも有益である」ということが証明できなければ、受診者を検診で要精検とする根拠にはならない）。したがって、「肺癌検診」においては、肺癌以外の疾患を精査に回す場合には、「有益性が明らかであるもの」に限定すべきであろう。

改訂されたD判定

前項のような考えに基づき、D判定は「異常所見を認めるが、肺癌以外の疾患が考えられる」から「異常所見を認め、肺癌以外の疾患で治療を要する状態が考えられる」と改訂された。さらに付記として「肺癌以外の疾患を疑うが、急いで精密検査や治療を行わないと、本人や周囲の人間に大きな不利益があるようなもの。疾患が疑われても急いで精査や治療を必要としない場合には『C』と判定する。肺癌を少しでも疑う場合には『E』に分類する。肺癌検診としての『スクリーニング陽性』は『E』のみである」と明記された。

D判定にはD1からD4までの4つのサブカテゴリーがあるが、同様な趣旨で、D3「循環器疾患」は「冠状動脈石灰化、大動脈瘤など心大血管異常」から「大動脈瘤など心大血管異常で治療を要する状態を疑う」に変更された。また、D4「その他」には、肺癌疑い以外の胸部腫瘍性疾患疑いを挙げ、「縦隔腫瘍、胸壁腫瘍、胸膜腫瘍など治療を要する状態を疑う」に変更された。

D2「活動性非結核性肺病変」については最も議論のあったところである。慢性の肺疾患を精査の対象とすべきかどうか、あるいは急性増悪の疑いなどをチェックしなくて良いのか、というような観点でも議論されたが、基本的には前項の考えが支持された。前年比較の要素などを加味すべき、というような意見も出たが、最終的には、「肺炎、気胸など治療を要する状態を疑う」という文言にまとまった。この際、肺気腫や肺線維症などの慢性の肺疾患のほとんどは基本的には「C」とすべきものが多いが、読影者の裁量を規定しすぎる表現は用いないようにした。ただし、結果的に受診者にとって有益でなかった場合に、「要精検」に回されることは受診者の不利益と

表 1. 肺癌検診における胸部 X 線検査の判定基準と指導区分 (改訂後)

二重読影時の 仮判定区分	比較読影を含む 決定判定区分	X 線所見	二重読影時の 仮指導区分	比較読影を含む 決定指導区分
a	A	「読影不能」 撮影条件不良, 現像処理不良, 位置付不良, フィルムのキズ, アーチファクトなどで読影不能のもの.	再撮影	
b	B	「異常所見を認めない」 正常亜型 (心膜傍脂肪組織, 横隔膜のテント状・穹窿状変形, 胸膜下脂肪組織による随伴陰影, 右心縁の二重陰影など) を 含む.	定期検診	
c	C	「異常所見を認めるが精査を必要としない」 陳旧性病変, 石灰化陰影, 線維性変化, 気管支拡張像, 気腫 性変化, 術後変化, 治療を要しない奇形などで, 精査や治療 を必要としない, あるいは急いで行う必要がないと判定でき る陰影.		
d	D	「異常所見を認め, 肺癌以外の疾患で治療を要する状態が考え られる」 肺癌以外の疾患を疑うが, 急いで精密検査や治療を行わない と, 本人や周囲の人間に大きな不利益があるようなもの. 疾 患が疑われても急いで精査や治療を必要としない場合には 「C」と判定する. 肺癌を少しでも疑う場合には「E」に分類 する. 肺癌検診としての「スクリーニング陽性」は「E」の みである (下記注を参照のこと).	比較読影	肺癌以外の 該当疾患に 対する精査
d1	D1	「活動性肺結核」 治療を要する結核を疑う.		
d2	D2	「活動性非結核性肺病変」 肺炎, 気胸など治療を要する状態を疑う.		
d3	D3	「循環器疾患」 大動脈瘤など心大血管異常で治療を要する状態を疑う.		
d4	D4	「その他」 縦隔腫瘍, 胸壁腫瘍, 胸膜腫瘍など治療を要する状態を疑う.		
e	E	「肺癌の疑い」		肺癌に対する 精査
e1	E1	「肺癌の疑いを否定し得ない」		
e2	E2	「肺癌を強く疑う」 孤立性陰影, 陳旧性病変に新しい陰影が出現, 肺門部の異常 (腫瘍影, 血管・気管支などの肺門構造の偏位など), 気管支 の狭窄・閉塞による二次変化 (区域・葉・全葉性の肺炎・無 気肺・肺気腫など), その他肺癌を疑う所見. したがって「E」 には, 肺炎や胸膜炎の一部も含まれることになる. 転移性肺 腫瘍を疑う所見は「E」に分類する (ただし, 転移性肺腫瘍 は発見肺癌には含めない). 「E2」の場合には, 至急呼び出し による受診勧奨なども含め, 精密検査に関する受診勧奨をよ り強く行うことが望ましい.		

- 注 1) 比較読影を含む決定指導区分において, E1 判定とは, きわめてわずかでも肺癌を疑うものを意味し, E2 判定とは, 肺癌を強く疑うものを意味する. 一方, D 判定は, 肺癌以外の疾患を疑うものを意味する.
- 2) 肺癌検診の胸部 X 線検査における要精検者とは, 比較読影を含む決定指導区分における E1 および E2 を指す.
- 3) 比較読影を含む決定指導区分における D 判定は肺癌検診としての要精検者とは認めない.
- 4) 肺癌検診の集計表における胸部 X 線検査における要精検者数とは, E1 と E2 の合計数を意味する.
- 5) 肺癌検診の集計表における肺癌確診患者数 (検診発見肺癌) とは, E1 および E2 判定となった要精検者の中から原発性肺癌と確診された患者数を意味する.
- 6) したがって, D 判定者の中から肺癌が発見されたとしても, 検診発見肺癌とは認めない.

なることを, 読影する医師には良く理解していただきたい (もし, 上述したような慢性の肺疾患を検診で積極的に拾い上げようとするのであれば, 少なくとも前項で示したような「拾い上げることが拾い上げないことよりも受診者全体にとって有益である」ことを証明するか, あるいは証明するための研究として行われるべきであろう. ただし, 「治療を要する状態」のものを拾い上げることとは, 改訂された肺癌取扱規約でも否定されていな

い).

C, B 判定の問題

次の問題は, B「異常なし」と C「異常あるが精査不要」をどこで分けるか, という問題であった. まず最初に, そもそも分ける必要があるのか, という議論があった. 検診上はどちらも「スクリーニング陰性」という以上の意味はないので, 「精査不要」というカテゴリーを作って

そこで一括すれば良いだろう、という議論があった。これは説得力のある論理であったが、地域の実情などからすぐに導入することは困難であり、それは今後の課題として現時点では、B、Cは残そうということになった。

問題は元に戻って、BとCをどこで分けるかを決定しなければならなくなった。「軽微な異常」はB判定としてはどうか、という意見も出たが、そうすると次に「軽微とはどのようなものか」を定義する必要性が生じてくるので、やはり「異常があればC」という原則を曲げることは困難であった。

「異常」を定義することは「正常」を定義することでもある。「正常」には「正常亜型」も含まれるので、どこまでが「正常亜型」かを確定すれば、それから外れるものは「異常」と定義することができる。しかしながら、「異常」と感じる範囲は医師によりさまざまであり、たとえば奇静脈葉や肋骨奇形が異常か正常亜型かは、読影者によって差が出そうであり、それをすべての状態について規定して遵守させること自体が現実的とは思われなかった。そのため、最終的なB判定の文言は、「異常所見を認めない。正常亜型(心膜傍脂肪組織、横隔膜のテント状・穹窿状変形、胸膜下脂肪組織による随伴陰影、右心縁の二重陰影など)を含む」という文言に落ち着いた。この中に書き込んだものは正常亜型として全く問題がないと思われるものであり、それ以外のものに関しては、いずれにしても実害は生じ得ないことから読影者の裁量に任せ、ということである。

現在の判定基準 (表1)

上記のような検討の結果、判定基準の変更が行われ、日本肺癌学会理事会の承認を受けた上で、肺癌取扱い規

約も改訂された(E判定に関する詳細は別稿²に譲る)。改訂の事実および改訂された取扱い規約の内容は、日本肺癌学会ホームページ上で公表されている。³

おわりに

検診に特化した読影テキストの作成をきっかけにして、読影基準の見直しが進んだことは望ましいことであった。今後、新しい基準に基づき、さらなる精度管理に励んでいただくことを期待する。

補遺：この論文は、日本肺癌学会集団検診委員会(近藤 丘委員長、浅野文祐、江口研二、遠藤千顕、小中千守、佐川元保、佐藤 功、佐藤雅美、早田 宏、祖父江友孝、中山富雄、西井研治、原田真雄)および日本肺癌学会集団検診委員会胸部X線による肺癌検診小委員会(小中千守小委員長、遠藤俊輔、小田 誠、金子公一、小林 健、柴 光年、高橋和久、丹羽 宏、福岡和也、古川欣也、村田喜代史、藪内英剛、吉村明修、高橋雅士、楠 洋子)の委員全員により書かれたものである。

本論文内容に関連する著者の利益相反：村田喜代史 [企業の職員・法人の代表] NPO 日本胸部放射線医学研究機構理事長

REFERENCES

1. 日本肺癌学会集団検診委員会. 9. 肺癌集団検診の手引き. 日本肺癌学会, 編集. 肺癌取扱い規約. 第7版. 東京: 金原出版; 2010:179-197.
2. 佐川元保, 中山富雄, 祖父江友孝, 江口研二, 遠藤千顕, 西井研治, 他. 肺がん検診における判定基準の改訂(1): D, E判定に関して. 肺癌. 2013;53:309-313.
3. <http://www.haigan.gr.jp/uploads/photos/402.pdf> (2013年3月27日アクセス)

ORIGINAL ARTICLE

Short sleep duration in association with CT-scanned abdominal fat areas: the Hitachi Health Study

S Yi^{1,2}, T Nakagawa³, S Yamamoto³, T Mizoue¹, Y Takahashi⁴, M Noda⁴ and Y Matsushita⁵

OBJECTIVE: To examine the relationship between short sleep duration and body mass index (BMI), waist circumference (WC), visceral fat area (VFA) and subcutaneous fat area (SFA) among a working population in Japan.

DESIGN: Health-center-based, cross-sectional study.

SUBJECTS: The study subjects included 5400 men and 642 women aged 30 to 75 years who underwent an abdominal computed tomography (CT) scanning examination in a comprehensive health checkup.

MEASUREMENTS: Height and weight were measured, and BMI was calculated. WC, VFA and SFA were measured using a CT scanner. Sleep duration was self-reported. Analysis of covariance was used to estimate adjusted means of BMI, WC, VFA and SFA across categories of sleep duration with adjustments for potential confounders. Trend of the association was assessed using multiple linear regression analysis.

RESULTS: In men, the mean values of BMI, WC and SFA decreased with increasing sleep duration after adjustment for age, physical activity, smoking and drinking (P -value for trend <0.001). Additional adjustment for physical illnesses did not attenuate the explanatory power of the models (P -value for trend <0.001). In addition, the association between sleep duration and SFA did not change after controlling for VFA (P -value for trend <0.001). The mean values of SFA for subjects sleeping ' <5 h', '5 to <6 h', '6 to <7 h' and ' ≥ 7 h' per day were 145.8 ± 67.4 cm², 138.7 ± 61.5 cm², 134.7 ± 60.4 cm² and 132.5 ± 49.2 cm², respectively. Sleep duration was not appreciably associated with VFA. In women, no significant association was detected in any models.

CONCLUSION: Shorter sleep duration is associated with higher BMI, WC and SFA in men. Further research is needed to explicate the biological mechanisms behind these relationships and to see whether interventions addressing inadequate sleep could treat or prevent obesity by taking gender differences into consideration.

International Journal of Obesity (2013) 37, 129–134; doi:10.1038/ijo.2012.17; published online 21 February 2012

Keywords: sleep duration; general obesity; central obesity; abdominal fat area; Japan

INTRODUCTION

In the past few decades, there has been a significant increase in the prevalence of obesity worldwide. The World Health Organization describes obesity as one of the most visible, yet neglected, public health problems, which threatens to overwhelm both more and less developed countries.¹ The observation that obesity prevalence has increased over the past decades at the same time as sleep duration has decreased has drawn attention to the possibility that sleep deprivation may have contributed to the obesity epidemic.² The interest may have been further promoted by the recognition that obesity epidemic cannot easily be attributed to the so-called obesogenic environment, which is assumed to lead to overeating and sedentary lifestyle.³

In Japan, the prevalence of obesity in men aged 30 to 60 years increased from ~20% in 1986 to >30% in 2006.⁴ Meanwhile, the average sleep duration among Japanese has decreased steadily over the past 40 years. The average daily sleep duration in people aged 10 years and older has declined from 493 min (8.2 h) in 1960 to 447 min (7.5 h) in 1995, and further drop was observed in 2005 to 442 min (7.3 h).⁵ The small decrease in sleep duration from 1995 to 2005 may suggest that the average sleep in

Japanese has reached the minimum requirement for human survival.⁶

Evidence has grown over the past decade supporting the roles of habitual sleep duration as a novel risk factor for obesity in both children and adults⁷ and its subsequent health outcomes including all-cause mortality,⁸ type 2 diabetes,⁹ hypertension¹⁰ and other cardiovascular outcomes.¹¹ The relationship is typically a U-shaped curve where the lowest risk is found at ~7 to 8 h of sleep per day with the odds rising for shorter and longer sleepers.¹² This pattern suggests that different mechanisms may operate at either end of the distribution of sleep duration.¹³ As a result of these findings, both sleep restriction¹⁴ and sleep extension¹⁵ have been suggested for potential health interventions.

Although consistent findings have been observed in children, controversy remains in the relationship between sleep duration and obesity and/or weight gain in adults.^{2,16} Such relationships have not been found in several epidemiological studies.^{17,18} Furthermore, gender differences have also been reported, with the significant association found in men but not in women¹⁹ or vice versa.²⁰ The interpretation and conclusion of the findings is

¹Department of Epidemiology and Prevention, National Center for Global Health and Medicine, Tokyo, Japan; ²Asia Health Policy Program, Walter H. Shorenstein Asia-Pacific Research Center, Freeman Spogli Institute for International Studies, Stanford University, Stanford, CA, USA; ³Hitachi, Ltd, Hitachi Health Care Center, Ibaraki-ken, Japan;

⁴Department of Diabetes and Metabolic Medicine, National Center for Global Health and Medicine, Shinjuku-ku, Tokyo, Japan and ⁵Department of Clinical Research Coordination, National Center for Global Health and Medicine, Shinjuku-ku, Tokyo, Japan. Correspondence: Dr Y Matsushita, Department of Clinical Research Coordination, National Center for Global Health and Medicine, 1-21-1 Toyama, Shinjuku-ku, Tokyo 162-8655, Japan.

E-mail: ymatsushita@hosp.ncgm.go.jp

Received 6 September 2011; revised 28 December 2011; accepted 3 January 2012; published online 21 February 2012