

果：(1)円形陰影の密度、(2)不整形陰影の密度、(3)円形陰影および不整形陰影のどちらか支配的な密度（(1)、(2)の密度のうち大きい方を採択：以下 Max 陰影と略）である。

6. CE-IRT モデル投入場面

モデルは以下の場面で生じる 1,0 データに適用される。すなわち、読影者個人がじん肺分類を 12 階尺度上のあるカテゴリの境界において、これより上か下か判断する場合を想定し、境界より下側の密度に分類された時 0 を、上側の密度に分類された時 1 を割り振る。Major category 4 段階の時のカテゴリ境界は 3 個、12 階尺度では 11 個ある。原理的にはそのすべての境界の 1,0 判断に対して IRT モデルが適用できるが、12 階尺度の両端で 0 又は 1 のデータのどちらかが極端に少なくなった場合、計算不能となるか計算誤差が増大することに注意する必要がある。

7. 入力データの作成

Fig. 5 に示される元データを以下のごとく 0,1 データに変換する。各読影者が各症例に対して 12 階尺度で回答したじん肺密度：1,2,3(0 型)、4,5,6(1 型)、7,8,9(2 型)、10,11,12(3 型)に対して 0 型か 1 型以上かの場合に対して IRT 分析する時は 1,2,3 (0 型) に回答されたものに 0 の値を、4 以上に回答されたものに 1 の値を割り当てる。1 型以下か 2 型以上かの場合は、1,2,3(0 型)、4,5,6(1 型)に回答されたものに 0 を、それ以外に 1 を割り当てる。以

下同様にして設定した境界より下側に分類された密度に対して 0 を、境界より上側の密度を 1 に置き換える。

8. 1,0 データ配列

1,0 データの配列を如何にすれば所定の分析結果が精度よく得られるか、本モデルを考案した現時点ではデータ配列最適化の方法は定まっていない。本報告では Table 1 左に示すごとく列方向に読影者 No.1-27 の項目を置き、それぞれに対して、行方向に(1)症例 No.1-106 の円形陰影に対する 0,1 データ、(2) 症例 No.1-106 の不整形陰影に対する 0,1 データ、(3) 症例計 318 行のデータを配置した。

9. IRT 計算の実行

BILOG-MG3⁷⁾およびBILOGをExcelから利用するためのマクロパッケージを使用した。

10. 出力データ

IRT モデル計算により Table 1 右に示すごとく読影者 27 人に対応する項目特性曲線のパラメータ a , b と症例 106 例の円形陰影密度、不整形陰影密度、Max 陰影密度それぞれに対する θ が得られる。27 個の a , b と延べ 318 症例の θ を(2)式に代入すると読影者 27 人それぞれの $P(\theta)$ データが得られる。

11. CE-IRT モデルパラメータ間の対応

本分析法では、CE モデルから導かれる肺内ダスト量を表すパラメータ $t=S/N$ が

以下の IRT モデルパラメータおよび観測と対応することが仮定されている。

$t=S/N$ (ダスト量：未知)

\propto 被じん肺分類画像の潜在特性値 θ_k : $k=1-318$

\propto 項目 (読影者) 特性曲線の $P_j(\theta)$: $j=1-27$

\propto 日本、米国、欧州読影者の平均項目特性曲線の $P_j(\theta)$ 、 $P_U(\theta)$ 、 $P_E(\theta)$

\propto 27 人の読影者の平均項目特性曲線の $P_m(\theta)$

\propto 各症例に各読影者が 12 階尺度で判定したじん肺密度の 27 人分の平均: t_{m1-12}

\propto 各症例に各読影者がじん肺陰影の有無を 0,1 判断した 27 人分の平均: $t_{m0,1}$

12. 標準密度-0①の設定と分類密度④ (Fig. 1 参照)の推定

読影者 27 人に対する観測値: t_{m1-12} を従属変数、IRT 計算結果である $P_m(\theta)$ を独立変数として $y_m(t_{m1-12})$ を推測する実験式を求める。0 型か 1 型以上かじん肺分類した場合を (5) 式に示す。本実験式は医師個人が 0 型か 1 型以上か判断した時の分類密度が 1980ILO 標準とどれだけ偏っているか定量するための ILO 標準(物差し)を表す。

(このような実験式は Major category 4 段階で 3 個、12 階尺度では 11 個求められるが略。) 各読影者および国別の $P(\theta)$ を実験式に代入し、それぞれの推測分類密度④ (Fig. 1):

$y_m(t_{m1-12})$ を推定する。

$$y_m(t_{m1-12}) = 1.5242 + 9.1316(P(\theta)) - 19.635(P(\theta))^2 + 17.2041(P(\theta))^3$$

(5)

13. じん肺密度分類の医師間 (内) 変動の定量とカテゴリ境界密度の特定

①読影者 27 人のそれぞれの項目 (読影者) 特性曲線および読影者全体 27 人、日本 9 人、米国 8 人、欧州 10 人それぞれの平均項目特性曲線を求めて比較した。

②2 者間の変動を以下のごとく定義した。

読影者 27 人の任意の二人および日本対米国、日本対欧州、米国対欧州の特性曲線から同一 θ (被じん肺密度分類潜在特性) の $P_1(\theta)$ 対 $P_2(\theta)$ およびそれらを (5) 式により密度変換した y_1 対 y_2 より、

$$\Delta P(\theta) = P_1(\theta) - P_2(\theta) \quad (6)$$

$$\Delta y_m(t_{m1-12}) = y_1(P_1(\theta)) - y_2(P_2(\theta)) \quad (7)$$

$\Delta P(\theta)$ 、 $\Delta y_m(t_{m1-12})$ を標準密度-0① (Fig. 1): $y_m(t_{m1-12})$ の関数として評価する。

③複数読影者の平均の項目特性曲線上で医師間変動が最大になる点および個人の特性曲線上で医師内変動が最大になる点は $P_j(\theta)=0.5$ の時、すなわち、読影者が 0 か 1 か決断する境界で生じる。その時の θ は $dP_j(\theta)/d\theta = Da_j P_j(\theta)(1-P_j(\theta))=0$ を満たす $\theta=b_j$ である。 $P_j(\theta)=0.5$ に対応する密度 $y_m(t_{m1-12})$ をカテゴリ境界密度とする。

C 研究結果

1. 本法が基本とする関係—0型か1型以上か判断の場合

Fig. 6 上段に日本 9 人、米国 8 人、欧州 10 人の各人の項目特性曲線 $P(\theta)$ を示した。日本の読影者は曲線が θ 軸上比較的左方に位置する 4 人と右方の 5 人に二分したことが観察される。下段は各国の平均特性曲線と各症例に各国読影者が 0, 1 判断した時の平均値 $t_{a,1}$ を θ の関数としてプロットしたものである。CE モデルを反映した観測値の 0, 1 判断結果の平均の間に国別平均 $P(\theta)$ 曲線があることが示されている。

Fig. 7 左は読影者 27 人の平均 $P_m(\theta)$ と 106 の各例に 27 人が 12 階尺度分類した平均値 $t_{a,1-12}$ を対応させた結果である。平均 $P_m(\theta)$ を独立変数、平均値 $t_{a,1-12}$ を従属変数として 3 次多項式を当てはめた時の推測曲線 y_m と 2.7 で示した実験式(5)が表示されている。本分析法ではこの関係(実験式)を医師が 0 型か 1 型以上か判断する時の 1980 ILO 標準と見なす。その使い方については後述する。Fig. 7 右は横軸を θ にとった場合である。

2. 0 型か 1 型以上か判断の医師間変動

二人の読影者の医師間変動を本法により求める一連の工程とそれに対応する観測値の関係を Fig. 8 に示す。左図は IRT モデル計算で得られた日本医師 No. 3 と米国医師 No. 1 の $P(\theta)$ 曲線である。Fig. 8 右図

A は日本医師 No. 3 が 0 型か 1 型以上か判断した時の分類密度 $y_m(P(\theta))$ を縦軸にとった場合を示す。 $P(\theta)$ から y_m への変換は、Fig. 7 に示す標準曲線において $P(\theta)$ と同一値の $P_m(\theta)$ に対応する密度 y_m として求めた。同様に B は米国医師 No. 1 の場合である。各医師の推定分類密度曲線の周囲に散在する点は二人の医師が 106 例に対して与えた 12 階尺度の観測値である。Fig. 8 右下段に、A と B を対応させた場合および二人の分類密度の差： $\Delta y_m = A - B$ (0 型か 1 型以上か密度分類の医師間変動) を Fig. 7 の縦軸 y_m (1980 ILO 標準) の関数とした場合を示す。ばらつきの大きい観測値の間に分析モデルに基づいて推測された滑らかな関係が示されている。

以下同様にして読影者 27 人の任意の 2 者間のじん肺密度分類の変動を評価することができる。Fig. 9 左上段に一部の例として日本医師 No. 3 対米国医師 No. 1-8 の医師間変動： Δy_m を示す。同一の θ (肺内ダスト量に比例するパラメータ) に対して日本医師 No. 3 は米国の 3 人の医師よりは明らかに高く、他の 3 人よりは明らかに低く、他の 2 人とは同程度にじん肺分類したことが y_m (1980 ILO 標準) の関数として示されている。読影者 27 人の任意のすべての組み合わせ(351 対)における密度分類の変動を一度に見渡せるようにするため Fig. 9 左下のごとく 2 者一対の Δy_m 曲線の平均を計算した。一人の医師対他の 26 人の間で 26 個の Δy_m の平均が得られる。Fig. 9 右上下に、27 人ごと、国ごとのその結果を箱ひげ図で比較した。

3. 境界密度の特定と 1980ILO 標準との偏りの定量

0型か1型以上かの判断を医師がどの密度で行ったかを2.8③に示す方法で特定する。すなわち、Fig10のごとく各読影者の $P(\theta)-y_n$ の関係を求め $P(\theta)=0.5$ に対応する y_n を読影者が0型と1型を分けた密度とする。次に1型と2型を分ける境界密度を求める。すなわち、1型以下の12階尺度分類密度を0に、2型以上のそれを1に置換し、IRT計算を実行する。1型以下か2型以上か判断する時の $P_n(\theta)-y_n$ の関係を求めこれに対して2.7(5)式に相当するILO標準を表す実験式を立てる。Fig.10のごとく $P(\theta)-y_n$ の関係を求め $P(\theta)=0.5$ の時の y_n を1型と2型の境界密度とする。2型と3型の境界密度も同様の手順で求める。Fig.11にMajor categoryの境界密度の期待値(縦軸):3.50、6.50、9.50対日本、米国、欧州の平均境界密度を横軸にプロットした結果を示す。折れ線は境界密度間隔が等間隔でないこと、対角線との隔たりは読影者の分類密度と1980ILO標準の偏りを表す。

D 考察

1. 理論モデルのパラメータの意味

本報で提案したCEモデルは、読影者が0か1か決断する時の葛藤が確信度0~1の間で平衡に達した時、確信度 f_n がじん肺画像に撮像されたじん肺陰影密度 t を変数とするロジスティック関数(1)で表さ

れるとしたものである。一方、IRTモデルは、読影者が「1」判断する確率、すなわち、項目(読影者)特性曲線の縦軸: $P(\theta)$ が被じん肺分類画像の潜在特性値 θ ;横軸の関数である2パラメータ・ロジスティックモデル(2)式で表されるとしたものである。特性曲線は読影者の数だけ計算される。両モデルの対応から θ は読影者がじん肺分類の対象とした各症例のじん肺密度 t :S/N(ダスト量)に比例するパラメータと推察される。すなわち、 θ が小さいほどじん肺密度は12階尺度で「1」の側に、 θ が大きいほど「12」の側に分類される特性をもつ。 θ と対応する $P(\theta)$ は何を意味するか。複数読影者の平均の特性曲線の場合と1読影者の特性曲線の場合とで解釈が異なる。前者は潜在特性値 θ をもつじん肺症例に対して「1」と判断した読影者の割合を、後者は読影者が「1」かもしれないと確信する度合いを表すと考えられる。Fig.6下段に示されるごとく日本、米国、欧州医師の平均項目特性曲線は観測値である各症例の1,0判断の平均 $t_{n0,1}$ と比較的よく適合した。この事実は、 $P(\theta)$ が特性値 θ の被じん肺分類画像に対する「1」判断率:複数読影者中何人が「1」と判断したか表すことを裏付けたものである。Fig.7左:27人の平均項目曲線 $P_n(\theta)-y_n$ に示されるILO1型標準写真(赤丸)は0型か1型以上かの判断において27人中約80%が「1:1型以上」、20%が「0:0型」とし、残りの標準写真(赤丸)はほぼ全員が「1:1型以上」と判断したことを表している。

2. 本法の特長

最近の従来法は Fig. 2(3)に示す 2 者の分類密度の一致の評価結果でもってアナログからデジタルの標準に切り替えることを目指しているようにみえる。⁹⁾ それに対して本分析法は Fig. 2(1)、(2)の関係を対象とし、2 者の分類密度の差を ILO 標準(物差し)に照らして定量評価することを基本とする。Fig. 2(3)の結果は付随的に必要ならいつでも分析し提出できる。

観測値をベースにした分析結果は対象症例の偏りに依存する傾向があるが、Fig. 8に示したごとく本法は大きな統計変動を含む観測値の中にある医師全体および医師個人の系統的な「偏りの傾向」を理論モデルに基づいて 12 階尺度の全体にわたって推測する。Fig. 10、11 に示したごとく医師の分類密度および国情に基づいて設定された各国標準写真の確定密度や複数専門家による読影実験用画像の確定密度を国際的原器である 1980ILO 標準密度の関数として求める。これより Fig. 9のごとく 2 者の分類密度の差が算出され比較される。さらに Fig. 11 に示した通り、分類カテゴリの境界をどの密度で分けているかを医師ごと、国別に特定する。その結果、日本の医師は欧米医師より 0 型と 1 型の境界をやや低めの密度で分けていること、従って結果的に 12 階尺度全体で平均 0.5-1.0 程度高めに分類していることが明らかにされた。これらの知見は以前の報告^{3,4,5)}を裏付けており、本法の妥当性を示すものである。本分析法はじん肺診断の基本に則った方法であると考えられる。

3. 今後の課題

方法論をさらに拡充する必要がある。最も基礎的で具体的な課題は Table 1 で示した 1, 0 データ配列の最適化を理論的、実験的に検討することである。また、ILO 標準と確定密度とのトレーサビリティを明らかにするため確定密度を仮の標準に据えた時と ILO 標準を用いたときの分類密度評価結果の異同を評価する方法論を確立する必要がある。さらに、本報で使われたデータは医師 27 人が 106 枚の胸部 X 線写真を読影するという大規模なものであった。研究や教育のため通常行われる比較的小規模な実験データに対しても応用可能かどうか一般性を検証する必要がある。

E. 結論

1980 年 ILO 標準写真選定実験データが示す読影傾向全体を ILO 標準写真と同じようにじん肺密度分類評価用の「標準」と見做し、医師が 0 型か 1 型以上か等じん肺分類カテゴリ境界で 0, 1 判断した時の ILO 標準との偏りを検出する新しい方法：CE-IRT モデル分析法を提案した。本法を 1980ILO 実験で得られたじん肺分類データに応用し、観測値の統計的ばらつきの中に埋没して肉眼では観察が容易でないか認められても定量が困難なじん肺密度分類の医師間変動を滑らかな傾向として顕在化できることを示した。また、じん肺密度カテゴリ間の医師内変動を最大にする医師個人のカテゴリ境界密度を特定し 1980ILO 標準とのじん肺分類密度の偏りが

定量できることを確認した。

謝辞

CE モデルの考案およびその応用に関して長年にわたり共同研究を賜った故福田信男先生(放医研臨床研究部)、じん肺診断についてご指導ご教示賜った故野辺地篤郎先生(聖路加国際病院)、本報の基となるじん肺分類研究の機会とご支援をいただいた中央労働災害防止協会 PXQ 委員会、全衛連、厚生省がん研究助成金長谷川班、安曇プロジェクト、新潟大一富士通共同研究ほか、関連の多くの施設・皆様に感謝する。

F. 参考文献

1) The ILO international classification of radiographs of pneumoconioses (Revised Edition 2000), Occupational safety and health series NO. 22 (Rev. 2000), ILO Publications: 2000 年版じん肺 X 線写真国際分類使用のガイドライン、監訳者: 日下幸則、相澤好治、志田寿夫他、保健文化社、2003. 11. 10

2) 日下幸則、松本 徹、志田寿夫他: じん肺におけるエックス線デジタル撮影画像活用のための基礎的検討(標準写真関連研究のレビューと標準作り・読影結果評価法の考察)、厚生労働科学研究費補助金労働安全衛生総合研究事業「じん肺健康診断におけるエックス線デジタル撮影画像の活用に関する研究」平成 19 年度総括・分担研究報告書(主任研究者 村田喜代史)、

平成 20 年 3 月、28-65, 2008

3) Y. Kusaka, T. Matsumoto, T. Shida et al: Diagnostic Variation in ILO standard films (rev.80) for the diagnosis of pneumoconiosis, 厚生労働科学研究費補助金労働安全衛生総合研究事業「じん肺健康診断におけるエックス線デジタル撮影画像の活用に関する研究」平成 19 年度総括・分担研究報告書

(主任研究者 村田喜代史)、平成 20 年 3 月、58-65, 2008

4) 細田 裕、松本 徹、野辺地篤郎: じん肺標準写真の歴史、臨床放射線、36(2):195-203, 1991

5) Y. Hosoda: 57-70, 2003, (Eds.)

Y. Kusaka, K. G. Hering, J. E. Parker: International classification of HRCT for Occupational and environmental respiratory diseases, Springer-Verlag Tokyo

6) 芝 祐順: 項目反応理論—基礎と応用、初版、東京: 東大出版会; 1991

7) M. F. Zimowski, E. Muraki, R. J. Mislavy et al.: BILOG-MG3: Scientific Software, 2007

8) 菊地賢一: VBA を用いた BILOGMG 3.0 を利用するための Excel ワークブックの開発、日本テスト学会第 2 回大会発表論文抄録集、2004. 8. 28

9) 厚生労働科学研究費補助金労働安全衛生総合研究事業「じん肺健康診断におけるエックス線デジタル撮影画像の活用に関する研究」平成 19 年度総括・分担研究報告書(主任研究者 村田喜代史)、平成 20 年 3 月

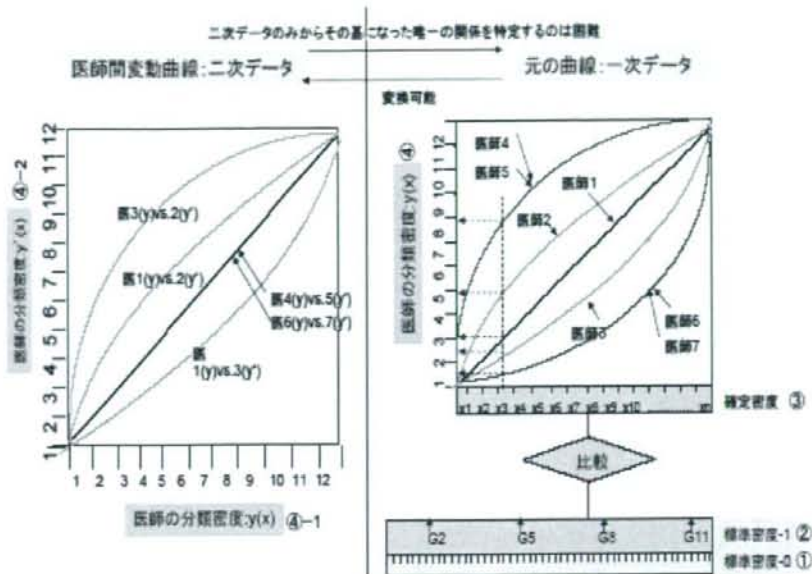


Fig. 1 分析に關するデータ一覧

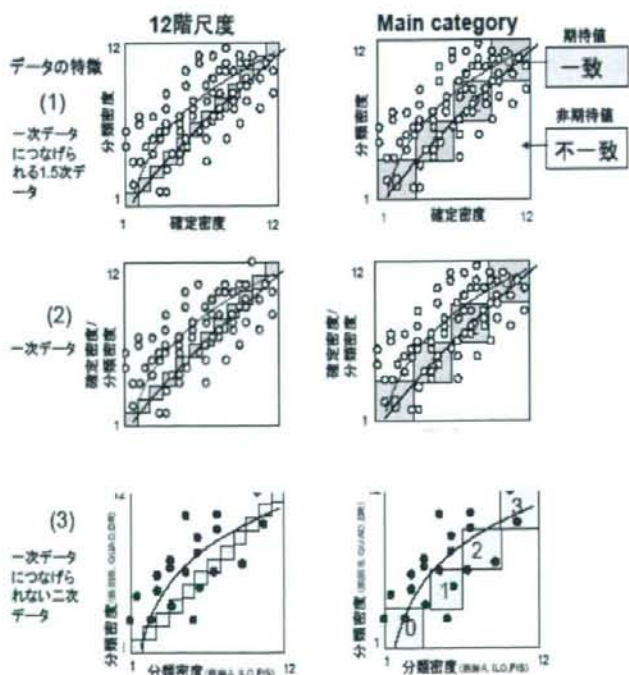


Fig. 2 分析対象となる二人の医師のじん肺分類密度対応の基本形態

FILM	READER	ALL JAPAN USA EUROPE																																
		JAPAN									USA									EUROPE														
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	50	50	50	50		
FILM QUALITY		2	1	1	2	1	1	2	1	1	1	2	1	2	2	2	2	2	2	2	2	1	2	1	2	1	1	1						
ROUNDED OPAC: TYPE																																		
PROF		1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1		
ZONES: DR		X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X		
ZONES: NL		X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X		
ZONES: RR		X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X		
ZONES: RL		X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X		
ZONES: LF		X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X		
ZONES: LL		X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X		
IRREG: OPAC: TYPE																																		
PROF		2	2																															
ZONES: DR																																		
ZONES: NL																																		
ZONES: RR																																		
ZONES: RL																																		
ZONES: LF																																		
ZONES: LL																																		
COORDIN: PROF		1	2																															
ALL (JAPAN, USA, EUROPE) PROF		11	11	11	10	11	10	11	11	10	11	10	11	12	9	11	11	10	10	8	0	12	9	11	8	11	11	11	10	10	10	10	10	
		1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	
		0.50	0.50	0.50	0.50	0.50	0.50	0.50	0.50	0.50	0.50	0.50	0.50	0.50	0.50	0.50	0.50	0.50	0.50	0.50	0.50	0.50	0.50	0.50	0.50	0.50	0.50	0.50	0.50	0.50	0.50	0.50	0.50	

Fig.5 1980ILO 標準選定実験データ:候補写真 No.1 に対する 27 人の医師のじん肺分類結果
 [Reader No.1-9(Japanese), No.10-17(American), No.18-27(European)]

Table 1 各読影者の IRT 入力データと出力データ
 (1)入力 (2) 出力

Shape	Assessment	Image	Reader 1	Reader 2	...	Reader 27	#	p1 (#)	p2 (#)	...	p27 (#)
Rounded	12point scale	Image 1	0	0	1	0	#1	p1 (#1)	p2 (#1)	...	p27 (#1)
		Image 2	1	1	1	1	#2	p1 (#2)	p2 (#2)	...	p27 (#2)
		Image106	0	1	1	1	#106	p1 (#106)	p2 (#106)	...	p27 (#106)
Irregular	12point scale	As above	0	0	1	0	As above	As above	As above	...	As above
		As above	0	0	1	0	As above	As above	As above	...	As above
		As above	1	0	0	0	As above	As above	As above	...	As above
Max.	12point scale	As above	0	0	0	0	As above	As above	As above	...	As above
		As above	0	0	1	1	As above	As above	As above	...	As above
		As above	0	0	1	1	As above	As above	As above	...	As above

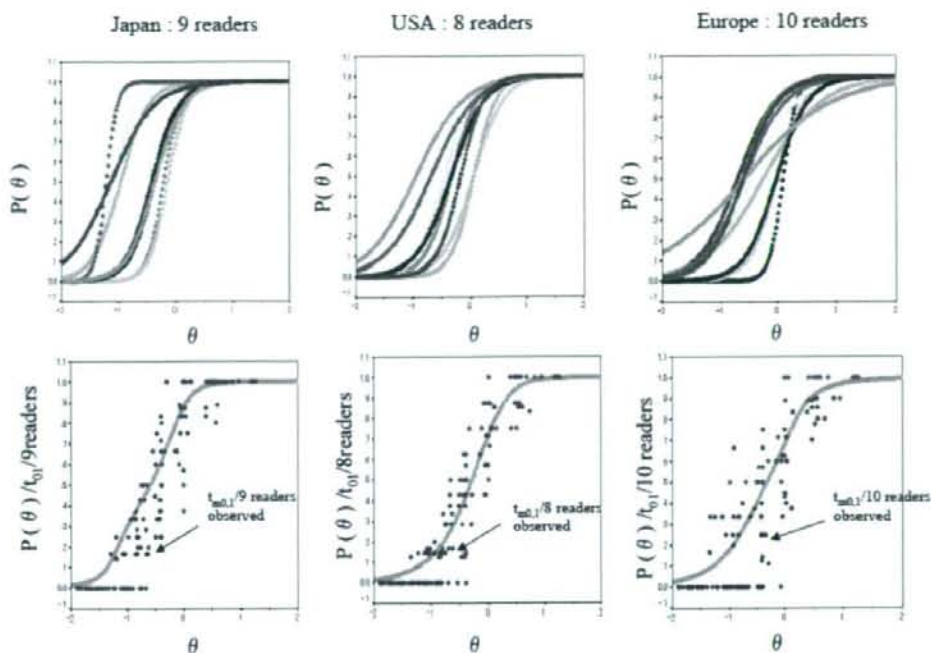


Fig.6 IRT モデル計算結果、上段：医師個人の $P(\theta)$ 曲線、下段：日本、米国、欧州医師の平均 $P(\theta)$ 曲線と 1,0 データの平均との対応

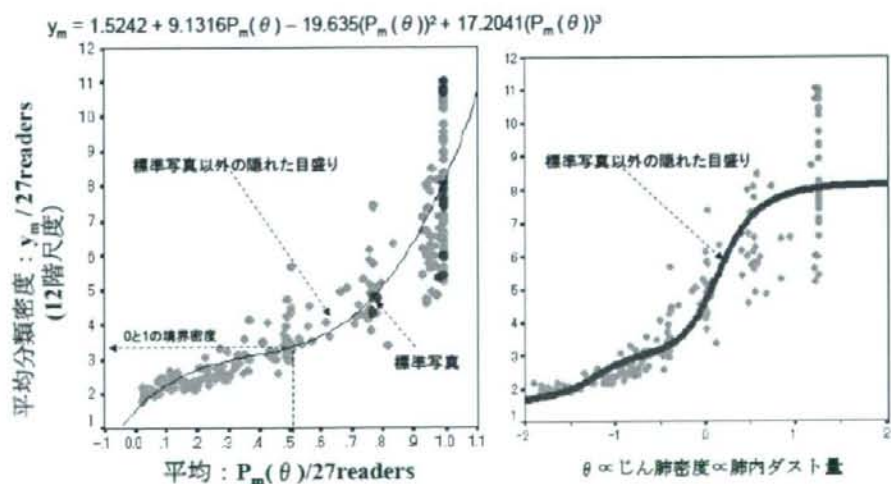


Fig.7 0 型か 1 型以上か密度分類する時の 1980ILO 標準： $P_m(\theta) - y_m/\theta$

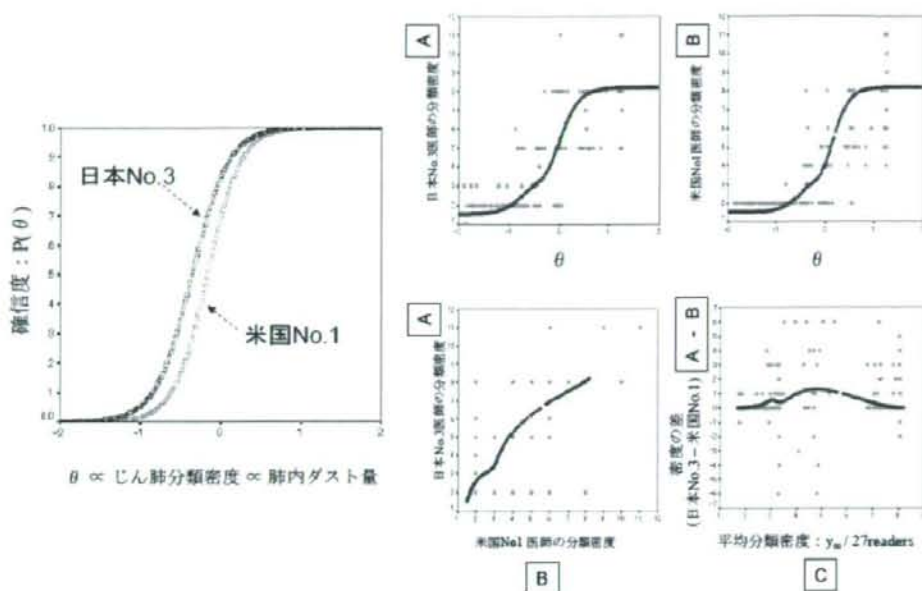


Fig. 8 0型か1型以上か判断の医師間変動:[A-B対C]を得る分析の流れ (図の説明は本文参照)

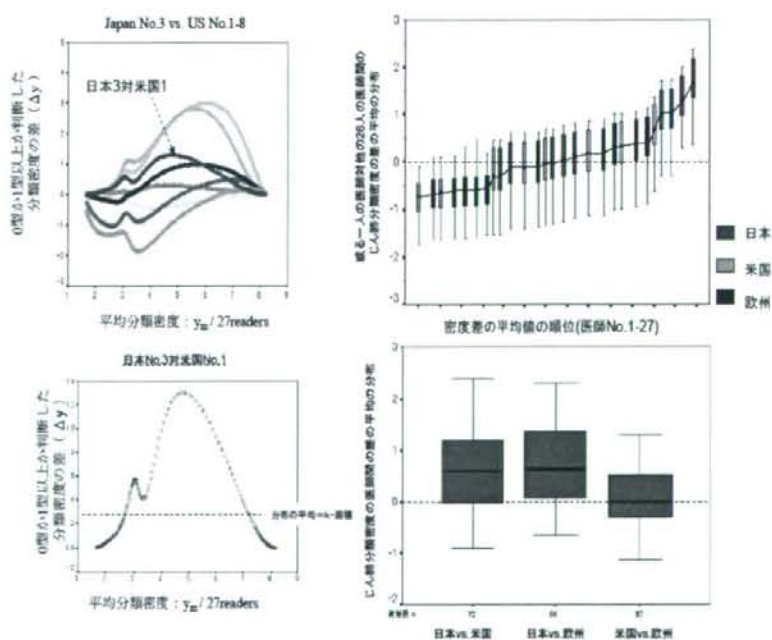
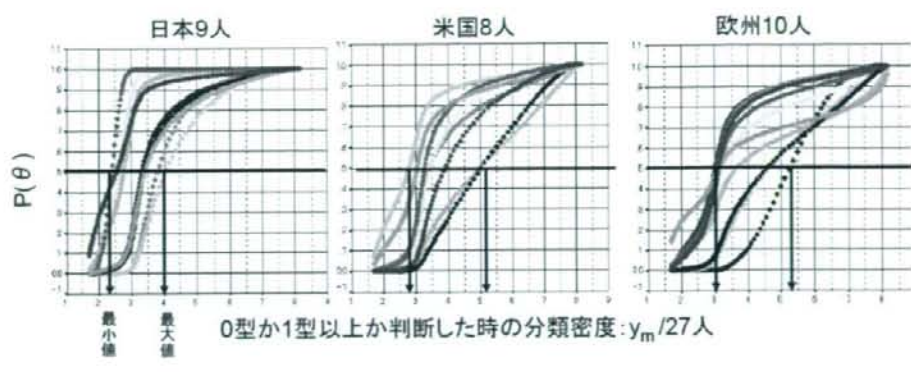


Fig. 9 27人の任意の二人の分類密度の医師間変動(図の説明は本文参照)



No.	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	国全体
日本:	2.55	2.64	2.77	3.31	3.39	3.41	3.80	3.89	4.02		3.11
米国:	2.79	3.04	3.04	3.11	3.27	3.45	3.47	5.02			3.54
欧州:	3.02	3.09	3.11	3.12	3.12	3.24	3.66	4.56	4.67	5.27	3.47
全体:											3.32
期待値:											3.50

Fig.10 0型か1型以上かを判断する境界密度の推定(国別医師ごとの変動)

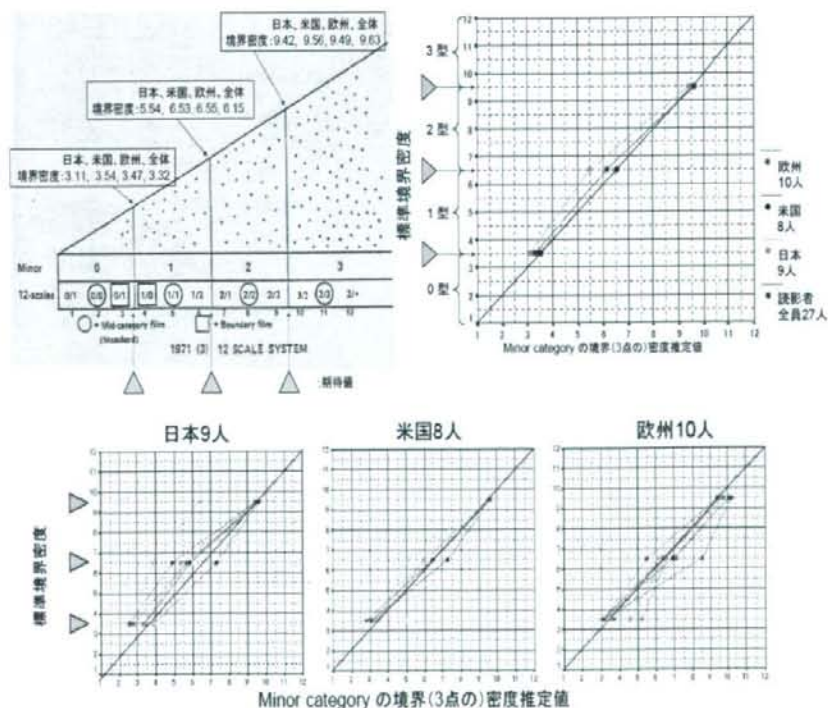


Fig.11 推定境界密度および間隔および1980ILO標準との偏りの国別、個人間変動

神奈川県予防医学協会におけるじん肺症例収集
-じん肺健康診断におけるX線デジタル撮影画像の活用-

研究協力者：田中利彦（神奈川県予防医学協会）

研究要旨：

神奈川県予防医学協会では、1996年4月から2008年12月までの期間に、CT検診グループ、精検グループ及びじん肺、アスベスト検診グループ合わせて、男女約25000例、初回例約12000例、じん肺アスベスト関係例約1000例が検査された。

検診例からの肺癌発見例が少なく、発見肺がんの標準化発見比は1.0、検診前手術例を加えても1.7であった。標準化発見比が低かったことに関する因子に関しては今後の課題である。

A.研究目的

近年X線撮影は、従来のスクリーンフィルムシステム（SFS）からDR化（CR、FPD）に移行しつつある。じん肺検査もこの変換を余儀なくされようとしている。じん肺検診（じん肺法じん肺（PC）、特化則アスベスト肺（Asb）を含む）を撮影している検診機関についても約半数がすでに撮影のDR化を進めている。全機関のDR化も、そう遠くはないだろう。DR化に対して厚生労働省は各デジタルフィルムの撮影規準を示し、この規準に適合することを条件にDRの利用を許可した。これらの規準が決定的なものでなく、今回、村田班における、じん肺例のDR撮影の基準の策定のため、従来撮影してきた症例の収集を依頼された。じん肺例の収集に当たり、検診機関ではじん肺例の最終決定に組織検査すら不能であることから、診

断の裏づけに、少なくともCTまでは必要と考え、症例の収集の目標として、XP（SFS）CR、DR、とCT撮影の揃う例とした。

B.研究方法

1996年4月から当協会では肺検診を開始している。対象は、CT検診による早期肺がん発見が主目的だが、X線検診からの精検例、外部医療機関からの精検例、2003年からは、じん肺精検例、石綿新法発効からは石綿検診例、さらに、昨年からは、環境省依頼の横浜市地域石綿リスク調査が加わった。

じん肺関係の検査からの、じん肺の発見は当然だが、がん検診グループからも、じん肺例が発見された。各例ともX線にCTが追加された形となっているので、これも加えた。

C. 研究結果

収集したじん肺例は、協会が1996年4月低線量CT検診開始当初から肺がん発見を目的に受診したグループと、じん肺関係検査からのものである。じん肺関係以外には、じん肺例は少ないが、CT検査を受診し発見された例もあり調査例に入れた。その詳細は肺がん検診が、ACC(対がん会員)、Dock(一般ドック)、LCS(非会員CT検診)、Exm.1(X線検診後精検)、Exm.2(外部依頼精検)であり、じん肺例は、(じん肺検査)、Asb(アスベスト検査)YAs、(環境省委託、横浜市石綿リスク調査)等である。

各区分の男女の受診件数、人数(初回)とその比、発見されたPC、Asb及びこれの初回例との比を第1表A、Bに示した。なお女性(B表)はじん肺が少なかったので一部まとめて集計したところもある。各区分の、初回例と、発見されたじん肺例の性、5才階級別分布は、第1図A、Bに示した。第2表には今回収集したじん肺例の作業歴を示した。

じん肺例から肺がんが4例、リンホーム1例が発見された。肺がんについての標準化発見比を算出した。また、じん肺検診前にすでに肺がんと手術を受けていた例もあり、この例も加えた標準化発見比も併せ合併症として第3表に示した。

D. 考察

検診のうち、ACC以下肺がん検診グループはセルフセレクション・バイアスがあるものの、疾患に関してはバック・グラウンドとみなすことができる。即ち、3群は 第1表

A、Bに示すように、じん肺、石綿などが含まれていた。全人口に対する就業率が関与するので京浜地区であることに注目していた。

R. Doll の引用した Higginson 或いは Wynder によれば、男性6-4%、女性2%と報告されている。日本における労働者就業状況から見ても、横浜が製造業主体で、その就業率が製造業は30%である事から考えても、検診グループの発症率が8-2%というのは Doll 報告と近似する値と考えられる。Exm.1 は、当協会X線検診精検例で事業所が含まれているので当然高率であった。外部医療機関からの精検例も事業所近傍地区は多く無関係なところは少なかった。このグループはCT室にて面接している関係で、住所、作業歴などが他のグループより明らかで、この事は胸部CT学会でも報告した。京浜地区は、工業地域なので石綿関係が多かった。じん肺例は茅ヶ崎、湯河原の硅肺(石工に一括してある)が目立った(第2表)。第1図ABにCT検査初診例の性別5才階級別の図と、発見されたじん肺、アスベスト関連疾患の性別5才階級別の図を掲げた。Bにおいて、ピークと全体が高齢に偏っていた。また、Bについては、肺がんの予測発見数(第3表)は4で発見数4例から標準化発見比は1.0、検診前手術例3例を加えると発見数7例で標準化発見比は1.7であった。発見症例は案外少なく、全例が現在のところ第1期症例である。この原因として、すでに進行している例は検診を受けられなかった可能性があり、発見数が少ないのはそのためかもしれない、今後その経過を見たい。

E. 結論

神奈川県予防医学協会では、1996年4月から2008年12月までの期間に、CT検診グループ、精検グループ及びじん肺、アスベスト検診グループ合わせて、男女約25000例、初回例約12000例、じん肺アスベスト関係例約1000例が検査された。

検診例からの肺癌発見例が少なく、発見肺がんの標準化発見比は1.0、検診前手術例を加えても1.7であった。標準化発見比が低かったことに関与する因子に関しては今後の課題である。

F. 参考文献

1. 森永 謙二 編、職業性石綿ばく露と石綿関連疾患。三信図書 東京 2002.
2. Irving J Selikoff, Douglas H. K. Lee ; Asbestos and Disease Academic Press. New York. 1978.
3. 村田喜代史、上甲 剛、池添 潤平；胸部のCT 第2版；メディカルサイエンス・インターナショナル、東京 2006.
4. 審良 正則 ；アスベスト関連疾患の画像診断；日本胸部臨床 65(5):414-424, 2006.
5. 海老原 勇 ；アスベスト関連中皮腫の現状；日本胸部臨床 65(5):349-442, 2006.
6. Richard Doll, Richard Peto ；The Causes of Cancer ； 1981, Oxford University Press, Oxford 1981.
7. 西井研治 他. 住民を対象とした胸部CT検診での胸膜プラークの検討；胸部CT検診 13(2), 133-137, 2006.
8. 神奈川県産業保健情報；No42. 2008.
9. 田中利彦 他；横浜市内における低線量CT検診と依頼精検のじん肺、及びアスベストシスについて；第15回日本CT検診学会 2008. 学会誌投稿中.

第1表A CT検査グループ別受診件数、
人数とじん肺等発見数と発見率(男性)

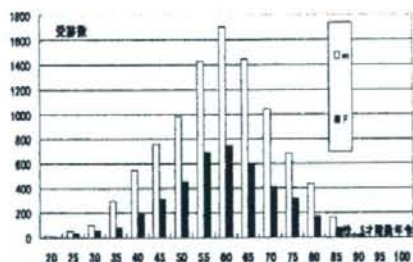
1996Apr.-2008Dec.

M	ACC	Dock	LCS	Ex1	Ex2	PC	Aab	YAs	Total
Exam Fr	2875	8889	1759	1960	2499	1187	775	128	20082
Exam P	473	3871	1081	1327	1797	476	490	183	9418
Pr/P	16%	41%	62%	68%	72%	40%	59%	90%	47%
PC	8	24	7	39	8	200	34	0	318
Aab	22	85	20	88	101	171	263	23	757
All PC	31	89	27	107	107	371	318	23	1078
Pr/PC	7%	2%	2%	8%	8%	78%	69%	20%	11%

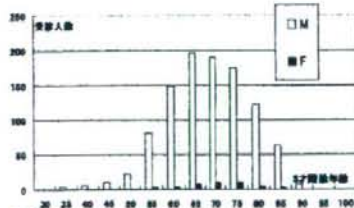
第1表B CT検査グループ別受診件数、
人数のじん肺等と発見数と発見率(女性)

1996Apr.-2008Dec.

F	ACC	Dock	LCS	Ex1	Ex2	PC	Aab	YAs	Total
Exam Fr	877	874	874	923	1187	44	34	93	4708
Exam P	141	455	455	823	528	33	26	80	2799
Pr/P	21%	52%	52%	67%	40%	75%	76%	97%	49%
PC				1051	1089				169
Aab				1	1				2
All PC				8	11				19
Pr/PC				10	12				21
Pr/PC				1%	1%				14%



第1図A CT検査初診例の性5才階級



第1図B PC/Asbest 関連疾患の性年齢階級分布
1996Apr.-2008Dec.

第2表 じん肺、石棉例の作業

	主作業	副作業	計	就業年数	例数	
1	石工	32	1.0	33	1	11
2	溶接	18		18	5	35
3	石綿	387	14	401	10	47
4	研削	28		28	20	145
5	溶接	4	3	7	30	176
6	溶接	52	20	72	40	152
7	各種	108	1	109	80	84
8	溶接	12		12	80	8
9	溶接	5		5		

第3表 合併症

- ・ 肺結核 活動性例=0 Y型のみ
- ・ 肺悪性腫瘍 肺がん: 4例 3例Op, 1例Folter, Maltoma: 1例 Op (B-Cell-Lymphoma)
- ・ 肺がん発見数 4.0 (予後不明)
- ・ 肺がん発見比 1.0
- ・ 4例の作業履歴 Aabe:18y, Aabe:30y, Aabe:3y, Job, Cotam:0 Aabe:20y
- ・ 平均発見年齢: 肺がん3例:3例の作業履歴, PC, 30y, Aab:15y, 30y
- ・ 肺がん発見数 7.0
- ・ 肺がん発見比 1.0
- ・ 腎臓:石工:30 肺結核:Aab, 30y