

メタ解析

いくつかの研究結果を統合する解析

林 邦彦・高木廣文

メタ解析

いくつかの研究結果を統合する解析

林 邦彦 HAYASHI Kunihiko

群馬大学医学部保健学科

高木廣文 TAKAGI Hirofumi

新潟大学医学部保健学科

食欲や性欲を通常の欲望とすれば、金欲はメタ欲望である。欲望を満たす可能性への欲望だからである。個々の具体的欲望は、それ自体を満たせばとりあえず消失する。欲望への欲望はそうはいかない¹⁾。

養老孟司

メタ解析とは

メタ解析 (meta-analysis) の meta とは超越を表す接頭語で、そのまま訳すと「超解析」といったところだろうか。メタ解析という語は、1976年に心理学者Glassによってつくられた。「解析の解析 (解析結果の統合解析)」を指し、それぞれの研究において実施される通常のデータ解析 (1次解析) や、研究データの再解析 (2次解析) と区別する語として、主に社会科学の分野で用いられた²⁾。1980年代の中ごろには、医学分野でもこの語が使われ始め、特にChalmersらが医療技術評価の観点から無作為化臨床試験の統合解析研究³⁾を盛んに行い、メタ解析の語を用いた。

メタ解析は、統合のための統計解析手法を表すだけでなく、既存の研究成果を点検・評価し、現時点で最も合理的な総括的評価を導く一連の手順を意味して使われることが多い。総括的評価手順を表す overview (概要), systematic review (系統的評価), quantitative review (定量的評価) といった

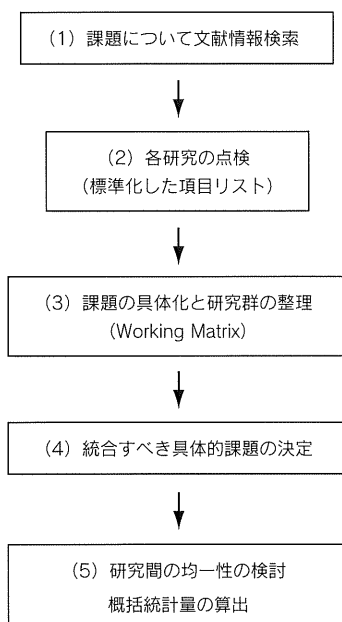
語と同じように用いられる。

メタ解析の一般的手順

メタ解析の一般的手順を①に示す。

まず、(1) 抱えている医学的課題について既存の研究成果を探す。多くの場合、文献データベース (たとえば、海外文献であれば「MEDLINE」、[EMBASE]、[Cochrane Library] など、国内文献であれば「JAPIC-DOC」、[JMEDICINE] など) を用いて文献を系統的に検索する。この検索で、すでにその医学的課題についてメタ解析による統合結果を報告している文献がみつければ、その時点での概括的評価がそこからわかる。また、そのようなメタ解析結果を受けて策定した治療法ガイドラインなどもみつかるかもしれない。しかし、概括した報告が見当たらないとか古い報告しかない場合には、原著論文とよばれる個々の研究結果の報告を探さなければならない。この際は、データベースで検索する文献のほか、各論文での引用文献なども網羅的に調べるなど、できるかぎり漏れがないように探す。

次に、(2) 検索した原著論文を実際に読んで、メタ解析の対象となる研究か否かを点検する。系統的な評価をするためには、点検項目をあらかじめ決めておく。無作為化臨床試験や観察的疫学研究について、多くの点検項目リストが提案されている。②は、



① メタ解析の一般的手順

実際に臨床試験のメタ解析⁴⁾で使用した点検項目リストの例である。これは前出のChalmersが率いていたハーバード大学医療技術評価グループが用いていたもので、各項目ともよいほうから悪いほうまでいくつかの選択肢が設けられている。この評価グループでは、2名の評価者が相談せずに各論文を読んで評価した。もし不一致の点があれば第三の評価者とともに協議決定する方式をとった。また、各評価者には、原著論文の著者などの情報は塗りつぶして隠し、治療法が判別できる記述にはA法とかB法といった表記に書き換えた論文コピーを渡して、評価者の好き嫌いや先入観で評価が変わらないように工夫していた。②をみると、統計学的事項がきわめて多く、研究の質を判断するには統計学の理解が不可欠であることがわかる。

各原著論文の点検を終えたら、次に、(3) 医学的課題をより具体的にするために、研究群の整理分類を行う。Working Matrixとよばれる作業用の表を作成して、評価した各研究を表のセルに書き込んで

著者：(ただし、論文評価者にはこの項はマスクする)
論文タイトル：
掲載雑誌名：
雑誌巻号、年：
医学統計家の関与：(a. 著者 b. 謝辞 c. なし)
研究実施国：
実施機関：(a. 1施設 b. 5施設以下の共同研究 c. 6施設以上の共同研究)
割付群ごとに：割付例数、解析対象例数
(割付例数－解析対象例数)／割付例数

研究計画

対象基準の記述、対象除外の記述、治療法の定義、試験治療法と対照治療法の類似性、盲検の方法、無作為割付の方法、患者における盲検性、治療効果評価者における盲検性、事前の例数設計計算、早期中止基準、盲検性の検証法、無作為化の検証法、治療法遵守の検証法、評価項目の信頼性 など

データ解析と記載内容

研究実施期間、治療法割付前の観察データの解析、治療法間の比較可能性、主要評価項目での解析、帰無仮説を棄却できない場合には事後的な検出力評価、信頼区間の算出、生命表解析・反復測定解析の適切な利用、回帰分析・相関分析の適切な利用、統計解析全体の質評価、解析での中止例の取り扱い、有害事象の解析 など

② メタ解析のための無作為化臨床試験の点検項目リスト例 (Hayashi K, Chalmers TC: Famotidine in the treatment of duodenal ulcer. Meta-analysis of randomized control trials. Gastroenterology International 1993; 6 (1): 19-25.⁴⁾より)

整理するのが便利である。③に、膝関節疾患における運動療法の無作為化比較試験を、Working Matrixで整理した模擬例を示す。運動療法といっても、エアロビクス、歩行、筋肉トレーニングなど様々な方法があり、また各研究で対照に設定した治療法も様々である。それらを妥当と考えられる分類に整理し直し、表のセルに該当する研究を書き込んでゆく(③の#は研究番号を示している)。

その結果、エアロビクスや歩行を無作為化比較試験で調べた研究の数は少なく、研究結果を統合することに意味がありそうなのは、通常ケアを対照に、視覚アナログ尺度もしくは歩行能力といった評価法で調べた筋肉トレーニングの研究群のセルだろう。このようにして、(4) Working Matrixから具体的課題を決定する。

(5) 同一の課題を、同一の評価法を用いて、同一

		対照群		
		通常のケアや教育	無治療	超音波治療
運動療法群	エアロビクス	#004 (VAS)	#002 (VAS)	#008 (VAS, WOMAC)
	歩行	#003 (WOMAC) #005 (VAS)		#012 (VAS, WOMAC)
	筋肉 トレーニング	#006 (VAS, WOMAC) #007 (VAS) #009 (VAS, WOMAC) #011 (VAS) #015 (WOMAC, SF) #017 (WOMAC) #018 (VAS, WOMAC)	#013 (VAS) #016 (VAS, WOMAC)	#001 (SF) #010 (VAS) #014 (VAS, WOMAC)

評価項目=ADL & QOL

(評価法)

VAS：日常生活動作ADLを視覚アナログ尺度 (Visual Analog Scales) で測定

WOMAC：歩行能力を時間または距離で測定

SF：生活の質QOLをSF36とよばれる調査票で測定

③ Working Matrix の模擬例

の対照と比較した研究群について、研究間の均一性の検討や統計量の統合といった総括的評価を導く解析を行う。そして、研究結果と総括評価の一覧表やグラフ表示によって、研究間のばらつきの様子や概括的指標の位置を示す。また、いくつか条件を変えてみても、得られた総括的評価の結果は変わらないことを確認する。

研究結果の統合

研究群のそれぞれの結果から、どのようにして概括的な結論を得ればよいのだろう。

A, B2つの治療法群があり、その効果は有効/無効と2分類で観察された 2×2 表 (④) を例にみよう。たとえば、(1) A 治療法群がB 治療法群に統計学的に有意に優る研究結果を○, 逆にB 治療法群のほうが統計学的に有意に優る研究結果を×, 統計学的に差はなかった研究結果は△に分類して、最も多い分類を概括的結論とする多数決方式、(2) あたかも、全部の研究データを1つの研究データであるかのようにプールして、 $\sum_k a_k / \sum_k x_k$, $\sum_k b_k / \sum_k y_k$ といったように、分母と分子をそれぞれ単純加算してし

まう単純併合方法、(3) 群間比較での p 値や検定統計量を併合する方式なども提案された⁵⁾。しかし、これらは、どんな研究も同じ重みでしか扱うことができない、研究間の変動がわからない、統計学的に有意か否かわからないなどの欠点をもつ。そのため、今では効果サイズ (effect size, 影響や作用の大きさのこと) を、定量的に併合する方法を用いるのが一般的である。

④の 2×2 表の例で、何が効果サイズとなるのだろうか。この場合、B群に対するA群の効果の指標には、両群での有効割合の比 $(a_k/x_k)/(b_k/y_k)$ やオ

ッズ比 $(a_k/c_k)/(b_k/d_k)$ といった比の指標と、両群での有効割合の差 $a_k/x_k - b_k/y_k$ という、大きく2種類の効果サイズがある。どちらの効果サイズも統合することができる。

比は、1.5倍効果があるといったように、個人が治療法を選択する際に応用しやすい反面、有効割合がA群で60%とB群で40%の場合も、A群で3%とB群で2%の場合も、同じ1.5倍である。有効割合の絶対的な大きさを加味したい場合には、効果サイズを差とすることも多い。差であれば、前者は20%であるが、後者ではたった1%の違いしかないのである。

第k研究	第k研究		計
	A群	B群	
有効例数	a_k	b_k	m_k
無効例数	c_k	d_k	n_k
計	x_k	y_k	N_k

④ 第k番目の研究での 2×2 表

オッズ比の併合

まず、オッズ比を効果サイズとして併合する方法をみてみよう。ここで、登場するのがマンテル・ヘンツェル法である。この名前はなんとこの連載で3度目の登場である。1回目は、連載5「交絡因子の影響を除く方法」⁶⁾において、交絡因子で層別化した2×2表の解析の場面で、2回目は、前回の連載15「生存時間解析法」⁷⁾において、時間区間を層とした死亡数の2×2表の解析の場面である。

今回は、それぞれの研究を層と考えれば、やはり同じように2×2表の解析ができる。④に示したセルや周辺の度数は、連載5と表記法をそろえた。今回は、後述するほかの併合法での記述と合わせるため、マンテル・ヘンツェル法による統合オッズ比をOR_{MH}、各研究でのオッズ比をOR_k、その分散を v_k 、分散の逆数を重み w_k として書き表わす²⁾。

$$OR_{MH} = \frac{\sum_k w_k OR_k}{\sum_k w_k} = \frac{\sum_k w_k (a_k d_k / b_k c_k)}{\sum_k w_k}$$

ただし、

$$w_k = \frac{1}{v_k} = \frac{b_k c_k}{N_k}$$

また、OR_{MH}の95%信頼区間は、

$$OR_{MH} \cdot \exp [\pm 1.96 \sqrt{v}]$$

となる*。応用例は、連載5にあるので確認してほしい。統合オッズ比の計算には、ほかにPeto法とよばれる方法もある。ただしこの方法は、A群とB群との例数が大きく異なると、偏った推定値となることが知られている。

* Robins らによる対数オッズの分散の計算法 (連載5を参照のこと)

$$v = \frac{1}{2} \left\{ \frac{\sum_k P_k R_k}{\sum_k R_k^2} + \frac{\sum_k (Q_k R_k + P_k S_k)}{\sum_k R_k \sum_k S_k} + \frac{\sum_k Q_k S_k}{\sum_k S_k^2} \right\}$$

ただし、

$$P_k = (a_k + d_k) / N_k, \quad Q_k = (b_k + c_k) / N_k, \quad R_k = a_k d_k / N_k, \quad S_k = b_k c_k / N_k$$

有効割合の比の併合

また、オッズ比ではなく有効割合の比を併合する方法として一般分散法 (general variance-based method) がある²⁾。統合した有効割合の比をRRとし (その対数変換をln RRで表す)、各研究での割合比の分散を v_k 、その逆数である重みを w_k として表わすと、

$$\ln RR = \frac{\sum_k [w_k \cdot \ln \{(a_k / x_k) / (b_k / y_k)\}]}{\sum_k w_k}$$

となる。ただし、

$$w_k = \frac{1}{v_k} = \frac{x_k y_k m_k}{n_k N_k}$$

lnRRが計算できたら、RR=exp (lnRR) と指数変換すれば、割合比が得られる。また、そのとき、RRの95%信頼区間は、

$$PR \cdot \exp [\pm 1.96 \sqrt{1 / \sum_k w_k}]$$

である。この方法を用いた例題を⑤に示す⁸⁾。この例では、点検・評価した研究は、臨床試験のみならず観察的疫学研究をも対象としている。年齢で調整したリスク比が記載されていた7つの研究について、統合したリスク比を算出したものである。

この研究での課題のように、治療法の長期的な効果を調べるには、臨床試験が実施困難なことも多く、課題に関する臨床試験の情報がないか、きわめて少ないことは決してまれではない。

実際、当時検索された臨床試験は規模が小さな1試験 (Nachtigallら) のみで、大腸がん発生2例とホルモン補充療法の大腸がんへの影響については不明である。そこで、臨床試験だけでなく、女性集団を対象に介入を行わずに観察した大規模な観察的疫学研究 (多くは前向きコホート研究) の結果も検索すると、すべての観察的疫学研究で大腸がんの減少が示されていたが、必ずしも統計学的に有意な減少と

研究名 (論文著者)	研究デザイン	大腸がん 例数	年齢調整した リスク比*
Sturgeon ら	前向き 追跡期間10年	89**	0.4(0.2~1.0)
Folsom ら	前向き 追跡期間6年	293***	0.67(0.43~1.04)
Paganini-Hill	前向き 追跡期間14年	247	0.66(0.45~0.99)
Troisi ら	前向き 平均追跡期間7.7年	301	0.78(0.55~1.1)
Nachtigall ら	臨床試験 追跡期間10年	2***	1.0(0.1~16)
Grodstein ら	前向き 追跡期間14年	470	0.62(0.49~0.79)
Kampman ら	ケース・コントロール 集団ベース	815 ***	0.67(0.53~0.84)
統合リスク比			0.66(0.59~0.74)

* 未使用者に対するホルモン補充療法現使用者のリスク, ** 結腸がん死亡, *** 結腸がん

⑤ リスク比(RR)の統合の例: ホルモン補充療法と大腸がんの疫学研究のメタ解析 (Grodstein F, Newcomb PA, Stampfer MJ: Postmenopausal hormone therapy and the risk of colorectal cancer: A review and meta-analysis. American Journal of Medicine 1999; 106: 574-582.⁸⁾ より一部改変)

はいえない研究もあった。

それら各研究を注意深く点検し、統合可能性を十分にチェックした後に、7研究の結果を併合すると、統合リスク比は0.66 (95%信頼区間は0.59~0.74) となり、ホルモン補充療法の利用者では未使用者に比べ、大腸がんのリスクは0.66 倍で統計学的に有意に低くなっていることが示された (⑤の最下段)。

有効割合の差の併合

次に、有効割合の差を効果サイズとして併合する方法をみってみる。先ほどの有効割合比での一般分散法を、割合差に応用したものである。統合した有効割合の差をRD とし、各研究での差とその分散 v_k 、分散の逆数である重み w_k を用いて書き表すと、

$$RD = \frac{\sum_k \{w_k (a_k/x_k - b_k/y_k)\}}{\sum_k w_k}$$

ただし、

$$w_k = \frac{1}{v_k} = \frac{x_k y_k N_k}{m_k n_k}$$

また、RD の95 %信頼区間は、

$$RD \pm 1.96 \sqrt{1/\sum_k w_k}$$

となる²⁾。

十二指腸潰瘍治療でのH₂拮抗薬の比較を例に、効果サイズを割合差としたメタ解析の結果を⑥に示す⁴⁾。

左図でのファモチジンとシメチジンとの5つの臨床比較試験では、いずれも同じような有効割合の差を示しているが、いずれの試験も単独では統計学的に有意ではない (95 %信頼区間はいずれも0をまたいでいる)。併合すると、その信頼区間が狭くなり、95 %信頼下

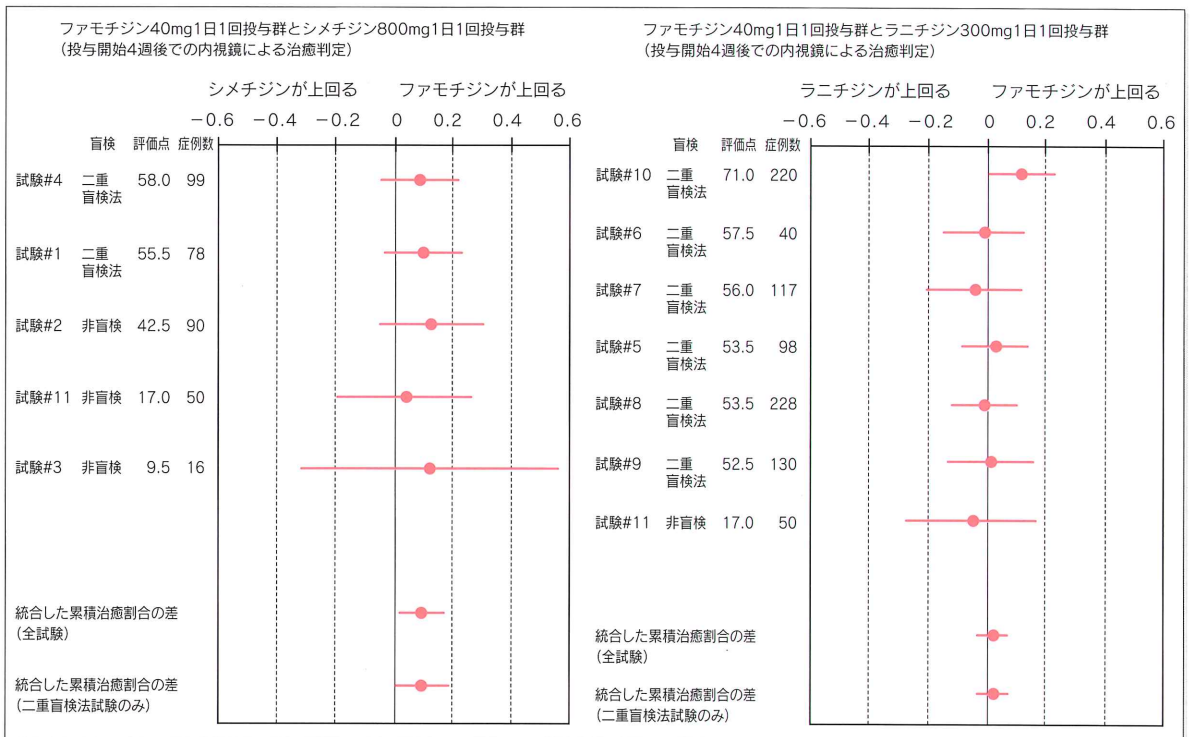
限は0を上回った。全試験の統合でも、二重盲検試験のみの統合でも、その結果は変わらなかった。

一方、ファモチジンとラニチジンの7つの臨床試験の例 (右図) では、試験によってはファモチジンが上回ったり、ラニチジンが上回ったりしている。しかし、全試験での統合も、二重盲検試験のみでの統合も、統合した有効割合差はほとんど0であり、統計学的に有意な差は認められなかった。

このように、オッズ比、リスク比、リスク差など、様々な効果サイズについて統合の方法がある。しかし、研究間であまりにも効果サイズがばらついているときには、そもそも効果サイズを全体で統合しようとは思わないだろう。それよりも、なぜ研究間でそんなに大きな違いが出るのかを探索すべきである。研究間の効果サイズに大きなばらつきがないか、その均一性を調べる方法として、Breslow-Day 検定などがある。

固定効果モデルと 変量効果モデル

前述の比や差の統合の式において、効果サイズの分散の項は各研究内の分散を加えたものになっている



⑥ 累積治癒割合の差の統合の例：十二指腸潰瘍におけるH₂受容体拮抗薬の比較 (Hayashi K, Chalmers TC : Famotidine in the treatment of duodenal ulcer. Meta-analysis of randomized control trials. Gastroenterology International 1993 ; 6 (1) : 19-25.⁴⁾より)

る。こういった併合の方法を、固定効果モデル (fixed effects model) とよぶ。それに対して、研究内のばらつきのみならず、研究間のばらつきも加味しようとするのが (研究間の変動は偶然にランダムにばらつくと考える)、変量効果モデル (random effect model) である。

このモデルでは、研究間変動を加えるので固定効果モデルに比べると全変動が大きく推定されるため、保守的な結果となる (検定であれば若干有意になりにくくなり、95%信頼区間は少し幅の広いものとなる)。研究間変動を考えるので、得られた総括評価の結果は一般化しやすいといえるが、数試験しかない研究群での併合には適していないだろう。オッズ比の併合を例に、変量効果モデル (DerSimonian-Laird法) をみても、統合オッズ比OR_{DL}とすると、

$$\ln OR_{DL} = \frac{\sum_k w_k^* \cdot \ln OR_k}{\sum_k w_k^*}$$

となる。ただし、ここでの重み w_k^* は、研究内の分散と研究間の分散を加えた分散の逆数となる。つまり、

$$w_k^* = \frac{1}{v_k + D}$$

である。分母の v_k は研究内分散を、 D は研究間の分散を表している。

$$v_k = \frac{N_k}{b_k \cdot c_k}$$

$$D = \frac{\{Q - (K-1)\} \cdot \sum_k w_k}{(\sum_k w_k)^2 - \sum_k (w_k^2)}$$

ただし、 Q は、前述のマンテル・ヘンツェル法での

統合対数オッズ比 OR_{MH} と、各研究の対数オッズ OR_k との差の合計

$$Q = \sum (\ln OR_k - \ln OR_{MH})$$

を、 K は研究の数を表す。

メタ解析の限界と注意点

メタ解析は、各自の課題や意思決定におけるエビデンスの整理や利用の観点からは、きわめて有用な手段といえる。しかし、メタ解析の実施や結果の解釈にあたっては、多くの限界と注意点がある。

まず、メタ解析では既存の研究結果を対象にするが、その課題について世界で行われたすべての研究結果が、論文などで公表されるわけではない。いや一部のみが公表されていると考えたほうがよい。

一般に、統計学的に有意差が見出されたほうが、そうでない研究よりも論文として雑誌に載りやすいだろうし、研究者も既存の知識と異なるような結果（世間があつというような結果）を好んで論文として発表するだろう。このように、論文として公表される結果は、世の中の研究全体からみると偏ったものかもしれない（出版バイアス）。

また、論文から探し出すことができた研究すべてが、決して同じ品質ではないだろう。各研究論文を点検して、研究デザインやバイアス排除の方法などを、十分にチェックしないといけない。質が異なる研究が出てきたときは、全体での統合だけでなく、ある研究デザインだけで統合したり、異質と思われる研究を除いてみるなど、いろいろと条件を変え、それでも同じ統合結果が得られるかまで十分に検討しなくてはならない。

メタ解析のもととなる各研究の点検・評価をおろそかにすると、玉石混淆もしくは石だけの研究群を

もとに統合解析することになり、いかに統計学的に工夫した手法を用いても、めためた解析⁹⁾と批判されるだろう。

また、Working Matrixなどを上手に利用して自分の具体的課題や仮説を明確にしないと、りんごとみかんを一緒にしたような解析となる。まったく同じ課題を同じ方法で実施した研究というのは、そうはないだろう。いずれも、少しずつ特徴が違うのが普通である。それらをきちんと整理して、何が併合可能な課題か、何がまだ研究されていない課題なのかを、十分に見きわめる必要がある。

そして最後に、メタ解析の結果をあまりに過信してはいけない。メタ解析は、あくまで解析時点での総括的評価である。時間が経ち、新たな情報が追加されれば、総括的評価も変わるだろう。

また、欧米での研究結果を、無批判に日本人に一般化するのに抵抗があるように、得られた総括的評価の解釈や一般化では、結果を適用しようとする集団や個人のもつ特性を十分に考慮しないといけない。こうした集団の特性ごとにメタ解析を行うと、実は適用したい集団での研究自体がなされていないことに気づく。このような場合には、利用できるエビデンスを待つ（それもいつになるかわからない）という受身の態度ではなく、未解決の課題に対して、自らが調査研究しエビデンスを得るといった積極的な態度も必要であろう。

特に、本連載を読み続けてきた読者の多くは、そういうエビデンスを提供する立場であり、またその能力をもっている（そうでないと、なかなかこの文章までたどりつかない）。既存の研究結果を統合するためだけでなく、「エビデンスが足りない課題は何か」といった視点で研究結果を整理する方法としても、ぜひメタ解析を活用してもらいたい。

文献

- 1) 養老孟司：まともな人。中公新書。中央公論新社；2003.
- 2) Petitti DB：Meta-analysis, decision analysis, and cost-effectiveness analysis. - Methods for quantitative synthesis in medicine. Oxford University Press；1994.
- 3) Sacks HS, Berrier J, Reitman D, Ancona-Berk VA, Chalmers TC：Meta-analysis of randomized controlled trials. N Engl J Med 1987；316：450-455.
- 4) Hayashi K, Chalmers TC：Famotidine in the treatment of duodenal ulcer. Meta-analysis of randomized control trials. Gastroenterology International 1993；6（1）：19-25.
- 5) Hedges LV, Olkin I：Statistical methods for meta-analysis. Academic Press INC；1985.
- 6) 高木廣文，林邦彦：交絡因子の影響を除く方法。EB NURSING 2002；2（1）：94-100.
- 7) 林邦彦，高木廣文：生存時間解析法——一度起こると元に戻らない事象の解析。EB NURSING 2004；4（3）：92-98.
- 8) Grodstein F, Newcomb PA, Stampfer MJ：Postmenopausal hormone therapy and the risk of colorectal cancer：A review and meta-analysis. American Journal of Medicine 1999；106：574-582.
- 9) 佐久間昭：与太と統計学。橋広計，藤田利治，佐藤俊哉編：これからの臨床試験。朝倉出版；1999. p.159-173.

INFORMATION

第24回 日本看護科学学会学術集会

日時：12月4日(土)，5日(日)

会場：東京国際フォーラム

テーマ：少子高齢社会における看護の責務とは；理論と実践の統合をめざして

プログラム：【第1日】会長講演「患者・病弱者のアドボカシーと看護の責務：高齢者虐待の予防と研究支援ネットワークづくりを中心に」(高崎絹子)，教育講演「家族看護アセスメント尺度の開発と研究プロセス：20年の看護研究の歩みを通して」(Patricia G. Archbold)，シンポジウムⅠ「エビデンスとなる看護研究とは」，一般演題，交流集会【第2日】シンポジウムⅡ「今，看護の現場では何が起きているのか」，シンポジウムⅢ 理事会企画「日本看護科学学会が育ててきた知の体系とその特徴」，市民フォーラム「ライフサイクルにおける健康課題—子ども虐待，DV，高齢者虐待の現状を通して」，一般演題，交流集会

参加費：会員 10,000円(10月1日以降 12,000円)，非会員 12,000円

参加申込先：〒113-0033 文京区本郷3-28-10 柏屋ビル6F(株)コンベンションアカデミア内(太縄・小島・名川)

TEL：03-5805-5261，FAX：03-3815-2028

E-mail：jans24@coac.co.jp

事務局：〒113-8519 文京区湯島1-5-45 東京医科歯科大学大学院保健衛生学研究科(阿部・澤田)
FAX：03-5803-0280

第36回 聖路加看護大学セミナー

日時：2005年1月8日(土)9：30～16：45

会場：聖路加看護大学 アリス・C・セントジョン メモリアルホール

テーマ：リスクマネジメント教育；看護の質の向上と組織の変革

講師：Marna K.Flaherty-Robb，嶋森好子，井部俊子(同時通訳あり)

定員：350名(車椅子・盲導犬可)

参加費：事前申込み 10,000円(当日席がある場合は 11,000円)一旦納入された参加費は返却いたしません。

参加申込：青色の振込取扱票を使用し，住所，氏名(ふりがなを明記)，TEL，FAX，E-mailなどの連絡先を記入し，参加費(昼食をお申込みの方はお弁当代 1,000円も加算)をお振込みください。当方で参加費を受領した時点で参加申込の受付が終了したことになります。振込金領収書が参加証となりますので，当日忘れずにご持参ください。

振込先：郵便振込口座番号：00180-3-403506，加入者氏名：聖路加看護大学

締切：2004年12月10日(金)。以降は当日席の有無を直接お問い合わせください。

問い合わせ先：〒104-0044 東京都中央区明石町10-1 聖路加看護大学公開講座委員会

FAX：03-5565-1626

E-mail：kokaikaiza@slcn.ac.jp