

歯科疫学統計
- 第5報 傾向 (トレンド) 分析の基礎 その2 -
瀧口 徹

A review of oral epidemiological statistics
- Part V : The bases of Trend Analysis 2nd follow-up review -
Toru Takiguchi

キーワード: ティック回帰分析、相互比較性

はじめに

前報 (第4報)¹⁾ ではトレンド (傾向) 分析を扱った。本分析は統計学の世界では珍しく目的と手法が多義的で利用に際して混乱し易いため便宜的にトレンド (傾向) 分析を

1. 時系列データの不規則変動を除去して傾向の把握と予測性に重点を置いた分析
2. 最適回帰曲線算出に重点を置いた分析
3. 時系列データの類型化に重点を置いた分析
4. 量-反応的要因分析に重点を置いた分析の4種類に類型化して解説した。今回このうち医学統計の中で最も利用する機会が多いと思われる4. について分析法を追加し補足することとした。特に、コ克蘭・アーミテージ検定 (CA trend)、拡張マンテル検定 (ME trend) についてそれぞれ幾つかの使用事例を図表で紹介し利用の際の理解と便を図ることとした。

1) 事例のプロフィール

(1) 要介護度と味覚の関係

味覚と要介護度の関係をみるため某老人ホームの60歳以上の入居者180名を対象とし、6段階の要介護度判定 (平成11年5月時点の判定表使用) と味覚およびそれに関係すると思われる喫煙、飲酒習慣について聞き取り調査²⁾ を行ったデータを事例1とした。

(2) 事例2~4としてCA trend、事例5, 6としてME trendの事例を示した。

2) 分析法

下記の2つの分析法と関連分析との用途の違いを比較する。

1. コ克蘭・アーミテージ検定(トレンド検定)
Cochran-Armitage trend analysis (CA-trend)
 2. 拡張マンテル (トレンド) 検定
Mantel extension trend analysis (ME-trend)
- 関連分析
- a. χ^2 検定
 - b. 単相関分析
 - c. マンテル・ヘンツェル検定
Mantel Haenszel test
 - d. 分散分析
 - e. 共分散分析
 - f. 多重ロジスティック回帰分析

【著者連絡先】

〒341-0003 埼玉県三郷市彦成3-86
深井保健科学研究所
主席研究員 瀧口 徹
TEL&FAX : 048-957-3315
E-mail : taki8020@mth.biglobe.ne.jp

CA-trendとME-trendとの違いは前者は単層で2値（1×2表）の線形トレンド（傾向）分析、後者は多層で2値（m×2表）の線形トレンド分析であることである。上記分類a.の χ^2 検定とCA-trendとME-trendとはいずれもカテゴリーデータの分析法であるが違いは χ^2 検定¹⁾はm×n表において出現頻度の凹凸の有意性をみる検定であり、右肩上がりや右肩下がりを検証するトレンド検定ではないことである。b.の単相関分析はCA-trendに類似しており、いずれも相関係数をトレンド判定に使用しているが前者は一般に連続変量同士の分析であるが後者はカテゴリー同士の分析である。また前者は個々のデータが回帰直線上にいかにか近接した分布かを数量化しているのに対し、後者は増減傾向の直線性の検定でありm×2表の χ^2 検定の変形である。c.のMantel-haenszel分析とME-trend分析との違いは前者は異なる年齢群などの複数の2×2表の統合のための分析であるがトレンド検定ではない。

事例1：要介護度と味覚の減退

要介護度が高いと味覚が減退するというトレンド（傾向）に関する仮説検定を行う目的で表1に10歳刻み3群の年齢区分、6段階の要介護度を便宜的に3群に分け、味覚の減退の有無を示した。なお、便宜的に男女は（有意差が無いため）本表では区分していない。これを3次元棒グラフで表示すると図1となる。手前の色の濃い棒が右肩上がりになっているかどうかであるが例数の少なさも手伝って仮説の視覚的確認は微妙なところである。そこで各年齢群について χ^2 検定、CA-trend、年齢を統合してME-trendを行った。検定はエクセルのアドインソフト、エクセル統計2006 for Windows用いて行い結果を表2に示す。検定した仮説は要介護度が上がると（味覚が敏感化、あるいは鈍感化いずれかに有意に変化するという、方向性を問わない変化のみに注目しているのではなく）味覚が低下するという仮説なので片側検定を採用した。結果は60-69歳で線形傾向（linear trend）が高度に有意であるが、70-79歳は有意でなく、80歳以上ではp=0.076で有意水準に近い傾向が見られた。年齢の層を調整したME-trendではp=0.0112と高度に近い水準で有意であった。これをもって60歳以上の成人の要介護度が高くなると味覚が低下する傾向が有意であることが確認された。ここで、この解析結果は比較する群間で

表1 要介護施設における要介護度、年齢群別味覚の低下出現数（率）

a) 年齢群別実数				
	要介護度	味覚の減退		計
		あり	なし	
60-69歳	要介護度0	2	13	15
	要介護度1	0	6	6
	要介護度2以上	13	10	23
70-79歳	要介護度0	6	18	24
	要介護度1	11	19	30
	要介護度2以上	12	24	36
80歳以上	要介護度0	0	5	5
	要介護度1	7	8	15
	要介護度2以上	13	13	26
計		64	116	180

b) 年齢群別%				
	要介護度	味覚の減退(%)		計 %
		あり	なし	
60-69歳	要介護度0	13.3	86.7	100.0
	要介護度1	0.0	100.0	100.0
	要介護度2以上	56.5	43.5	100.0
70-79歳	要介護度0	25.0	75.0	100.0
	要介護度1	36.7	63.3	100.0
	要介護度2以上	33.3	66.7	100.0
80歳以上	要介護度0	0.0	100.0	100.0
	要介護度1	46.7	53.3	100.0
	要介護度2以上	50.0	50.0	100.0
計		35.6	64.4	100.0

c) 年齢合計%				
	要介護度	味覚の減退		計
		あり%	なし%	
	要介護度0	18.2	81.8	100.0
	要介護度1	35.3	64.7	100.0
	要介護度2以上	44.7	55.3	100.0

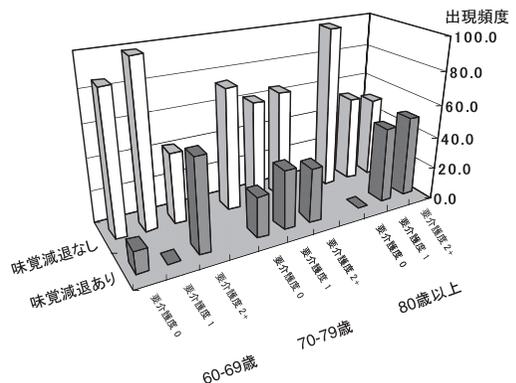


図1 年齢群別要介護度と味覚の減退との関係

表2 年齢群別要介護度と味覚減退の関連トレンド検定

年齢	d. f	トレンド検定	統計量	値	片側/両側	p	判定
60-69歳	2	カイ2乗検定	χ^2	11.1302		0.0038	**
		コクラン・アーミテージ検定	z	2.9816	片側	0.0014	**
		コクラン・アーミテージ検定	z		両側	0.0029	**
70-79歳	2	カイ2乗検定	χ^2	2.4202		0.6489	
		コクラン・アーミテージ検定	z	0.5553	片側	0.2894	
		コクラン・アーミテージ検定	z		両側	0.5787	
80歳以上	2	カイ2乗検定	χ^2	4.3583		0.1131	
		コクラン・アーミテージ検定	z	1.4297	片側	0.0764	
		コクラン・アーミテージ検定	z		両側	0.1528	
	1	拡張マンテル検定	線形傾向統計量	6.4398		0.0112	*

注)

コクラン・アーミテージ検定 : Cochran-Armitage trend analysis: 単層線形トレンド検定

拡張マンテル検定 : Mantel extension trend analysis: 多層線形トレンド検定

相互比較性 (comparability) が保証されているのであろうか。すなわち交絡因子 (confounding factor) として例えば性差、および喫煙、飲酒の習慣については比較する群間で常にバランスよく分布しているだろうか。この問題は臨床疫学においては介入疫学研究におけるRCT法が暴露 (実験) 群と対照群を決めるに当たり最も科学的で厳密な配置法とされている。この方法は対象者の配置を乱数表等を用いて行うため既知のみならず未知の交絡因子をも制御できる利点³⁾がある。この最も特徴的な長所を図2³⁾に模式的に示す。図2において左側の天秤では暴露群と対照群が見かけ上差が無く釣り合っているが、実は交絡因子(背景因子)

f₀のみは偶然に両方の皿に均等に載っていて結果の歪みに係わっていないのだが、f₁~f₃はいずれか片方に偏って載って結果を歪めている。この結果「要因Fの差無し」という誤った結論を導く。一方、図2の右に示すRCT法の場合「無作為配置によって既知、未知にかかわらず交絡因子が均等に配置される結果要因Fの真の効果 (影響) が検出される」、これがRCT法がgold standardとして推奨される所以である。本要介護度と味覚の調査データは言うまでもなく断面データであってRCT法ではない。すなわち厳密には結果を歪める交絡因子の存在を否定できない。可能性として味覚が減退する群に喫煙者や飲酒者が多く味覚低下を助長しているかも知れない。あるいはその逆に味覚が減退する群には飲酒者、喫煙者が少なく要介護度の味覚に対する真の影響を薄めているかも知れない。このため使われる方法が多重ロジスティック回帰分析 (MLRA) である。

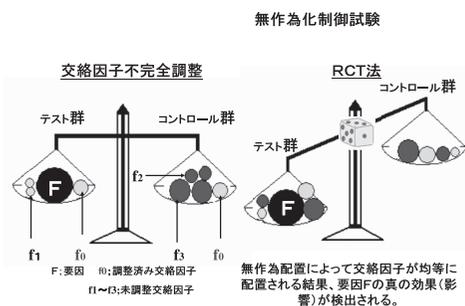


図2 RCT法 : Randomized Controlled Trial

表3はME-trendと同じく年齢3群、要介護度3群をカテゴリーの説明変数としてMLRAで味覚の減退の有無との関連をみたものである。年齢の影響は60-69歳との比較で70-79歳、80歳以上の群との間に有意の差はなかった。一方、要介護度0と要介護度1の間がp=0.0835で有意水準に近く、要介護度2との間はp=0.0062で高度に有意で

あり、表2のCA-trend、ME-trend結果と似ているようで異なった結果を示す。表2の場合は3つの年齢群ごとに要介護度と味覚の減退の間にトレンドがあるかを年齢という層別に検証しているのに対し、表3のMLRAは要介護度を調整（影響を数学的に無くして）年齢群間で味覚の減退があるかどうかを検証し、また年齢の影響を調整し（影響を数学的に無くして）要介護度間で味覚の減退が異なっているかを検証している。このように多層のクロス集計表において層別に行うCA trendによるトレンド検定とMLRA検定とは検証しているものが異なるので解釈時に注意する必要がある。MLRAを用いて年齢群別に要介護度と味覚の減退の関係を検証したい場合はやはり年齢群別に3回MLRAを行う必要がある。一方、表2の最終結果であるME trendの結果は年齢の影響を取り除いて要介護度と味覚の減退との関係がp=0.0112

で線形トレンドがあることを示しており、この結果とMLRAの要介護度全体のp=0.0228は対応している。表4は独立変数として性差、喫および飲酒習慣を入れて全変数法で求めたMLRA結果である。性差、喫煙および飲酒習慣のいずれも有意でなく要介護度0と要介護度の間がp=0.0077、全体でp=0.0268であり、CA-trend、ME-trendおよび年齢、要介護度のみでみたMLRAと同様の結果を示した。しかしながらここで表5をみていただきたい。この表は6次元表、すなわち性別、年齢群別、飲酒習慣別、喫煙習慣別、要介護度別および味覚減退の有無の出現数である。この表は理論的には例えば、男性で60-69歳代で、飲酒習慣が無く、喫煙習慣が無い場合の要介護度別の味覚減退の有無を比較できる。しかしMLRAは性差、飲酒習慣および喫煙習慣の影響は無いという結果を示している。このうち性差は例数の点で相互比

表3 多重ロジスティック回帰分析

目的変数: 味覚減退の有無
説明変数: 年齢3区分、要介護度3区分

要因	係数:B	S.E.	Wald	df	p: 有意性	EXP(B)	オッズ比95.0% 信頼区間	
						オッズ比	下限	上限
年齢			.6771	2	.7128			
70-79歳	-.0939	.4077	.0531	1	.8178	.9103	.4094	2.0241
80歳以上	.2208	.4539	.2365	1	.6267	1.2470	.5122	3.0358
要介護度			7.5626	2	.0228			
要介護度1	.8624	.4983	2.9955	1	.0835	2.3689	.8921	6.2905
要介護度2	1.2398	.4528	7.4973	1	.0062	3.4550	1.4224	8.3920
定数	-.7379	.1870	15.5751	1	.0001	.4781		

表4 多重ロジスティック回帰分析

目的変数: 味覚減退の有無
説明変数: 年齢3区分、要介護度3区分、性別2区分、喫煙2区分、飲酒2区分

要因	B: 係数	S.E.	Wald	df	p: 有意性	Exp(B)	オッズ比95.0% 信頼区間	
						オッズ比	下限	上限
年齢			.8313	2	.6599			
70-79歳	-.2124	.4180	.2583	1	.6113	.8086	.3564	1.8345
80歳以上	.1329	.4619	.0827	1	.7736	1.1421	.4619	2.8239
要介護度			7.3731	2	.0251			
要介護度1	.8069	.5052	2.5504	1	.1103	2.2409	.8324	6.0322
要介護度2	1.2383	.4609	7.2177	1	.0072	3.4498	1.3978	8.5142
性	.3193	.4595	.4828	1	.4872	1.3761	.5592	3.3865
飲酒	-.4926	.6216	.6282	1	.4280	.6110	.1807	2.0660
喫煙	.2202	.6540	.1133	1	.7364	1.2463	.3459	4.4910
定数	-.7948	.2105	14.2560	1	.0002	.4517		

較性を保っているが飲酒習慣および喫煙習慣の相互比較性はどうか。表5をみると例数が不十分のため至る所に空白がある。特に女性の飲酒習慣あり、かつ喫煙ありは3年代区分でわずか1名しか該当者がいない。少なくとも女性の飲酒習慣と喫煙習慣の影響は全く判定不能である。実際には男性のみの解析をしても飲酒習慣と喫煙習慣の影響は有意ではないが、女性のみで解析すると表6に示すようにオッズ比 (OR) とその95%信頼区間 (CI) がそれぞれOR : 0.0009, CI : 0.0000 ~ 1.465 × 10²⁸ OR ; 1554736.4 CI : 0.0000 ~ 2.103⁻ × 10³⁶ と異常なオッズ比と異常な親愛区間となりこれら2つの要因の女性のみを対象とするモデルへの導入は不適切であることがわかる。このように多重クロス集計で空白が多い場合は該当例数の著しい不均衡のため相互比較性が確保できない変数(要因)が発生する場合がありますのでこの場合はモデルを構成する変数にはできない。また男女一緒にした表4の場合でも全ての要

因の有意性を判定していると考えのではなく飲酒、喫煙については交絡因子を調整しているのみだと考える方が妥当である。事例1の場合、性差は要因として有意でないが、飲酒習慣と喫煙習慣は要因かどうかを判定するには適さないデータであり、性、年齢、要介護度別の味覚減退モデル解析の交絡因子として補助的に調整に用いたと考えるのが妥当である。別な言い方をすれば特に女性に関して飲酒習慣と喫煙習慣の味覚への影響をみるためには何倍も大きいサンプルが必要である。

どのように相互比較性を確保するか

相互比較性 (comparability) の確保とは、結果に影響を与える背景因子が群間で不均等に分布し比較する群間で交絡因子として作用しないよう調整 (阻止) することである。疫学的に交絡因子を調整して相互比較性を確保するには表7³⁾ に示すように①マッチング：Matching、②RCT：Randomized Controlled Trial)、③対象者限定：

表5 例数が少ない場合の多次元クロス集計表解析の問題点

<男>			要介護度(0)		要介護度(1)		要介護度(2+)		
			味覚減退(-)	味覚減退(+)	味覚減退(-)	味覚減退(+)	味覚減退(-)	味覚減退(+)	
60-69歳	飲酒(-)	喫煙(-)	2		1		1	3	
		喫煙(+)	1	1	1				
	飲酒(+)	喫煙(-)	1					1	
		喫煙(+)	3	1	3		5	4	
70-79歳	飲酒(-)	喫煙(-)	5		4	1	3		
		喫煙(+)	2	1	1	1	3		
	飲酒(+)	喫煙(-)					2		
		喫煙(+)	6	2	2	1	6	3	
80歳以上	飲酒(-)	喫煙(-)	1					5	
		喫煙(+)							
	飲酒(+)	喫煙(-)							
		喫煙(+)	2		4	2	5	1	
			要介護度(0)		要介護度(1)		要介護度(2+)		
			味覚減退(-)	味覚減退(+)	味覚減退(-)	味覚減退(+)	味覚減退(-)	味覚減退(+)	
<女>	60-69歳	飲酒(-)		6		1		3	5
		喫煙(+)							
	飲酒(+)	喫煙(-)					1		
		喫煙(+)							
70-79歳	飲酒(-)	喫煙(-)	5	3	12	8	10	9	
		喫煙(+)							
	飲酒(+)	喫煙(-)							
		喫煙(+)							
80歳以上	飲酒(-)	喫煙(-)	2		4	5	8	6	
		喫煙(+)							
	飲酒(+)	喫煙(-)							
		喫煙(+)						1	

— 6次元クロス集計表 —

表6 多重ロジスティック回帰分析

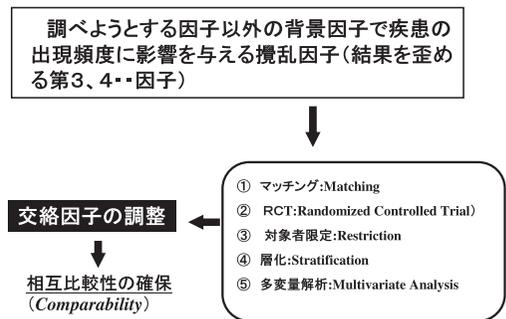
層:性別
 目的変数:味覚減退の有無
 説明変数:年齢3区分、要介護度3区分、喫煙2区分、飲酒2区分

要因	B: 係数	S.E.	Wald	df	p: 有意性	Exp(B) オッズ比	オッズ比95.0% 信頼区間	
							下限	上限
年齢			2.5643	2	.2774			
70-79歳	-.7454	.5651	1.7401	1	.1871	.4745	.1568	1.4364
80歳以上	.1260	.6295	.0401	1	.8413	1.1343	.3303	3.8952
要介護度			3.8669	2	.1447			
要介護度1	.3124	.7289	1.1837	1	.6682	1.3667	.3275	5.7037
要介護度2	1.0977	.6079	3.2605	1	.0710	2.9974	.9105	9.8678
飲酒	-.5414	.6714	.6503	1	.4200	.5819	.1561	2.1696
喫煙	.1259	.6863	.0337	1	.8544	1.1342	.2955	4.3538
定数	-.9126	.2835	10.3627	1	.0013	.4015		

要因	B: 係数	S.E.	Wald	df	p: 有意性	Exp(B) オッズ比	オッズ比95.0% 信頼区間	
							下限	上限
年齢			.1068	2	.9480			
70-79歳	.2176	.6743	.1041	1	.7469	1.2431	.3315	4.6610
80歳以上	.1466	.7270	.0407	1	.8402	1.1579	.2785	4.8144
要介護度			3.7162	2	.1560			
要介護度1	1.1392	.7674	2.2037	1	.1377	3.1241	.6943	14.0580
要介護度2	1.3968	.7247	3.7154	1	.0539	4.0424	.9768	16.7293
飲酒	-7.0019	36.6620	.0365	1	.8485	.0009	.0000	1.465E+28
喫煙	14.2568	51.8459	.0756	1	.7833	1554736.4	.0000	2.103E+50
定数	2.9975	18.3311	.0267	1	.8701	20.0364		

Restriction、④層化：Stratification、および⑤多変量解析：Multivariate Analysisの5法がある。このうち②は調査前に行う方法であり、①、③、④は事前にも事後にも行われる。⑤は事後的（解析時）に行う方法である。一般に相互比較性は事前に行うことが望ましい。その理由は事後的に十分な相互比較性が確保できるかの保証が無いからである。しかし相互比較性が確保されている場合でも集団の特性を意識すべき場合がある。例えば表7の②RCT法は図2に示すようにランダムに群を設定するので既知の交絡因子のみならず未知の交絡因子も調整し相互比較性を確保する優れた方法である。しかし、例えばある食事成分のガン予防性や心疾患予防性を確認する研究の場合、交絡因子である喫煙、飲酒の習慣者は均等に群間に分布しているためその影響が均等に作用しているため結果を歪めていないのである。すなわち比較する群間から影響を完全に排除しているのではないので発ガン性や心疾患誘発性は比較する群間で均等に一定のレベルまで高まっている集団を用い

表7 交絡因子 (Confounding Factor) とは？



た解析である。ME trendもMLRAも（共）分散分析も同様な方法で相互比較性を確保している。これを調査開始時あるいは解析時に③の対象者限定や④の層化によって非喫煙、非飲酒群のみの比較にすれば喫煙と飲酒の影響を完全に排除することができる。この説得力ある単純比較ができることが③、④の方法の優れた点である。

必要サンプル (標本) 数

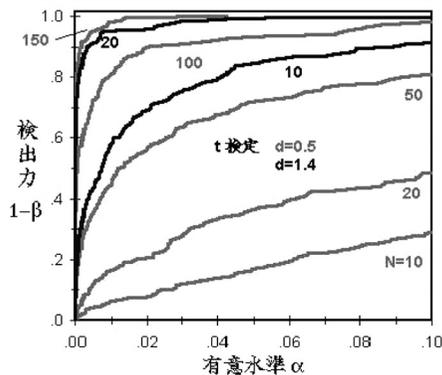
ここで必要サンプル (標本) 数の問題に触れておきたい。図3Web⁰¹⁾ は有意水準と検出力と例数の相互関係を示している。統計検定において一般的に使われる有意水準 α は、母集団に実際は差が無いのに (同一母集団なのに) 差があると誤る危険率 (第1種の誤り) を示し、 β はその逆に母集団に実際は差が有るのに差無しとする危険率 (第2種の誤り) を示している。そして $1 - \beta$ は検出力を示し、母集団に差がある場合を見逃さず検出することができる確率指標である。図3において母集団の平均値の差 d が 0.5 から 1.4 に広がった場合、また例数 N が 10、20、50、および 100 と増加することに伴い検出力 ($1 - \beta$) は上昇する。ここで注意すべきは有意水準 α と検出力との関係である。図3より各曲線が α が 0.01 より小さくなると急激に減少することが見て取れる。一般に統計検定において有意水準 α は可能な限り小さいのが好ましいと考えられている。しかしそれは観察された差が偶然ではなく、本当に母集団に差があるために生じたことをより確実に主張したい場合である。

一方、母集団に差はなく、観察された差は全く

の偶然だと主張したい場合はどうであろうか。

例えば観測値が正規分布やポアソン分布等の統計分布かどうかを検定する場合である。この場合に関して図3が注意を喚起しているのは (標本数が非常に大きい場合を除いて)、有意水準を過度に低く設定してしまうと、検出力が低下して母集団に差がないという結論を導きやすくなってしまいうことである。 $P < 0.01$ あるいは $p < 0.001$ という高水準の α を用いるより $p < 0.10$ 程度の検出力でみた方がかえって母集団に差があるということを検出し易い、つまりより差があることに対してより厳しい判定ができることを意味している。

次に、必要な標本数の求め方⁴⁾ を表8の1と2に示す。これらは疫学調査法別の必要最低標本数の求め片を示している。必要標本数は一義的に決まるのではなく有意水準 α 、検出力 ($1 - \beta$)、患者対照研究、コホート研究の場合は (累積) 罹患率、相対危険度等をパラメータとする計算式によって求められる。これらはいずれも同数の2群の関係で示しているが多くの水準による多数の組み合わせの場合、検出したい最低条件で求めた必要標本数 \times 群数が大まかな必要標本数になる。



α : 第1種の誤り (過誤) ほんとうは母集団に差が無いのに (同一母集団なのに) 差ありとする事の誤りの確率 (危険率)
 β : 第2種の誤り (過誤) ほんとうは母集団に差が有るのに差無しとする事の誤りの確率
 $1 - \beta$: 検出力 本当は差があるのに見逃してしまう可能性 (β) をどれだけ低く抑えられるかの確率

図の出典: http://sci.kj.yamagata-u.ac.jp/~columbo/Stat/Easy/power_N.html

図3 検出力に影響する母平均の差、有意水準、標本数の関係

拡張マンテル検定か多重ロジスティック回帰分析か
 実際の現場ではME trendかMLRAかというトレンド解析法の選択の問題は問題になることが多いと思われる。前者は(クロス集計表で表現される)2層~5層程度の比較的少数のカテゴリーされた交絡因子の調整による1要因のトレンド検定である。時に非喫煙者のみのような対象者限定の

方法を併用することもある。この検定の場合、結果は用いた層以外の交絡因子は影響が無いという前提、すなわち相互比較性が成り立つという前提で結果の解釈をする。一方後者MLRAは変数増減法等を用いて有意あるいは有意水準に近い要因を選び出した最終安定モデルを提示する。前者と後者の違いは前者(ME trend)はあくまでも1要

表8 比較検定に必要なデータ数の決定
 (表8の1)

I. 2群の平均値の差の検定

必要パラメータ

n: 1つの標本の必要な大きさ

$Z_{\alpha/2}$: 正規分布の上側面積 $\alpha/2$ 点の値

Z_{β} : 正規分布の上側面積 β 点の値

検出力0.90なら $\beta=0.10$ $Z_{\beta}=1.28$

検出力0.95なら $\beta=0.05$ $Z_{\beta}=1.64$

σ : (仮定する)母集団の標準偏差

δ : 検出したい実際の平均値の差の大きさ

公式

$n > 2(Z_{\alpha/2} + Z_{\beta})\sigma / \delta)^2$ **両側検定**

有意水準5%の場合 $\alpha=0.05$ $Z_{\alpha/2}=1.96$

有意水準1%の場合 $\alpha=0.01$ $Z_{\alpha/2}=2.58$

$n > 2(Z_{\alpha} + Z_{\beta})\sigma / \delta)^2$ **片側検定**

有意水準5%の場合 $\alpha=0.05$ $Z_{\alpha}=1.64$

有意水準1%の場合 $\alpha=0.01$ $Z_{\alpha}=2.33$

例

1 2群の体重の差が5Kgで有意水準5%(両側検定)で検出力90%(β)で検出する場合母集団の標準偏差は4Kgと仮定すると

$$n > 2 \times ((1.96 + 1.28) \times 4/5)^2 = 13.44 \rightarrow \text{1群当たり14例以上とする}$$

2 2群の体重の差が2Kgで有意水準5%(両側検定)で検出力90%(β)で検出する場合母集団の標準偏差は4Kgと仮定すると

$$n > 2 \times ((1.96 + 1.28) \times 4/2)^2 = 83.98 \rightarrow \text{1群当たり84例以上とする}$$

3 2群の体重の差が2Kgで有意水準1%(両側検定)で検出力95%(β)で検出する場合母集団の標準偏差は4Kgと仮定すると

$$n > 2 \times ((2.58 + 1.64) \times 4/2)^2 = 142.47 \rightarrow \text{1群当たり143例以上とする}$$

(表8の2)

II. 割合(%)の差の検定

n: 1つの標本の必要な大きさ

<疫学調査法>

$$\pi: (\pi_1 + \pi_2)/2$$

2群の割合

π_1 : 一方の群(母集団)の割合(有病率)

π_2 : 他方の群(母集団)の割合(有病率)

患者対照研究

π_1 : 対照(母集団)の暴露者の割合

π_2 : 患者(母集団)の暴露者の割合

π_2 の代わりに相対危険Rを推定する場合は $\pi_2 = \pi_1 R / (1 - \pi_1 + \pi_1 R)$

コホート研究

π_1 : 非暴露群(母集団)の累積罹患率

π_2 : 暴露群(母集団)の累積罹患率

π_2 の代わりに相対危険Rを推定する場合は $\pi_2 = \pi_1 R$

$$\delta: |\pi_1 - \pi_2|$$

例

1 施設高齢者の一般の(対照の)味覚障害率が7%で、要介護度が高い集団(ADLが低い集団)の味覚障害危険度の相対危険度が2以上であるとき、有意水準5%(片側検定)で検出力90%($\beta=0.10$)する場合

$$\pi_1=0.07 \quad \pi_2=0.07 \times 2 / (1-0.07+0.07 \times 2)=0.1308 \quad \delta = |\pi_1 - \pi_2| = 0.0608$$

$$n = (0.07 + 0.1308) / 2 = 0.1004$$

$$n > 2 \times 0.1004 \times (1 - 0.1004) \times ((1.64 + 1.28) / 0.0608)^2 = 416.65$$

nは417例以上(患者対照群それぞれの群)

因の影響のトレンド性を検定するがMLRAは最初の時点で必ずしも1要因のトレンド性にこだわらないで、最終的に複数の有意もしくはそれに近い水準から構成される複数要因モデルを確定する方法である。前者と比して少ないサンプル数で行われることが多い。ここで解釈上注意すべきは交絡因子を否定された場合でも、例数が極端に少ないことに起因したことがあることを確認しておく必要がある。この場合MLRAは例数が極端に少ない場合その因子が交絡因子か否かの判定には役立たないが少なくとも本データでは交絡因子として働かないのだから相互比較性を確保するという意味では有効である。従ってサンプル数が50～100等比較的少ない例数で多数の要因を用いて行うMLRAは要因系が明確になっていないか、仮説にもなっていない場合の探索的調査を行う場合や大規模調査に先立って主たる交絡因子を確定しておく予備調査として優れている。

また、解析時にMLRAを性別に、あるいは年齢群別に複数回行うか、性別も年齢群も全て説明変数としていっぺんに解析するかの是非については諸説がある。著者の提案する方法として、MLRAと層別解析との組み合わせは集団における

生物学的な(身長、体重、血圧等)あるいは社会経済的(収入等)な連続分布図が存在するかどうかで振り分けると扱いやすい。すなわち男女は連続した分布ではないので分けた方が解釈しやすい。一方、年齢は連続した分布(便宜的に年齢群に分けているだけ)なので分けない方が解釈しやすい。しかし、小児と高齢者のみを一緒にして解析するという事は連続した分布にはならないのでそれぞれ分けて解析するのが解釈を間違えない。人種の違いも連続分布にならないので分けて解析すると理解し易い等である。

表9にCA-trendとME-trendおよびMLRAの統計学的特徴と類似した分析法との適用の違いを示す。CA-trendは単項目の調査(断面、コホート調査)のトレンド(傾向)検定に適用されるのに対しME-trendは目的とする項目および交絡因子(confounding factor)の可能性のある比較的少数の項目による中、大規模調査(断面、コホート)のトレンド(傾向)検定に適用される。変数が多数あり、かつ詳細な個人票がある場合、表9に示すようにME-trendと比べてカテゴリー指標を用いたMLRAがより解析の柔軟性が高い。しかしME-trendは多層クロス集計表(例えば表5のよう

表9 コ克蘭・アーミテージ検定と拡張マンテル検定の統計学的特徴と類似分析との違い

	変数の性質			検定対象の事象	特性
	説明変数	目的変数	表の呼称		
1 コ克蘭・アーミテージ検定	単層、多値カテゴリー	2値カテゴリー	m × 2表	線形トレンド(傾向)	単項目の調査(断面、コホート調査)向き 集計表データのみで適用可
2 拡張マンテル検定	多層、多値カテゴリー	2値カテゴリー	多層m × 2表	線形トレンド(傾向)	小項目の中、大規模調査(断面、コホート調査)向き 集計表のみで適用可
<関連分析> 3 χ^2 検定	多値カテゴリー	多値カテゴリー	m × n表	水準間の凹凸	
4 単相関分析	連続量	連続量		線形トレンド(傾向)	スピアマンの積率相関係数: r 連続量 ピアソン相関係数: ρ 順序尺度 (連続量扱い)
5 分散分析	連続量(random factor) または多値テゴリー(ficed factor)	連続量(分散が計算可能な数値)		水準間の凹凸、交互作用の検出	ケンドール相関係数: τ 順位情報 R.A. Fisher が開発した多要因の調整理論の基本
6 共分散分析	連続量(random factor) または多値テゴリー(ficed factor)	連続量(分散が計算可能な数値)		水準間の凹凸、交互作用の検出	共変量を用いると分散分析より検出精度が高い
7 多重ロジスチック回帰分析	連続量 または多値テゴリー	2値カテゴリー		非線形トレンド(傾向) 累積正規分布に近似したロジスチック分布	説明変数としてカテゴリー変数を利用すると直線、J型、U型(凸型)、逆U型(凹型)分布を検出可

な) が可能なデータのみで適用が可能であり、複数の地域または施設等を対象として数千～数10万という大規模で長期間に渡る疫学調査のように比較的簡単な集計表を共有することが現実的な場合に向けた解析といえる。つまり個人レコードが無くとも集計表のみのデータに適用可能である。大規模、長期間の調査の例として後述する表12.13を参照願いたい。

1. コクラン・アーミテージ検定（トレンド検定）

事例2：米国高齢女性の乳ガン術後補助化学療法の併用率の年次推移⁴⁾ (表10)

米国において1991年から1999年にかけて乳ガンの手術を受けた65歳以上の高齢女性41,390人の術後補助化学療法（Adjuvant Chemotherapy）の併用率の推移をCA-trendでおこなった。その結果 $p < 0.0001$ で高度に有意であった。このことは本併用療法の予後が良いため専門医療機関における受け入れが年々増加していることを示している。

事例3：米国小児科学会発表の出生10,000人当たりの4つの代表的先天性疾患の発症数の年次推移⁵⁾ (図4)

米国小児科学会発表の出生10,000人当たりの4先天性疾患の発症数の年次推移はCA-trendによって疾患により傾向が大きく異なることがわかった。すなわち、神経管閉鎖不全症は $p < 0.0001$ で減少傾向、四肢減形成も $p = 0.0349$ で減少傾向、しかし口唇口蓋裂は $p = 0.8408$ で不変、先天性心疾患は $p < 0.0001$ で増加傾向であった。

事例4：台湾の40歳以上の成人における年齢群別タイプ胆石症患者の発現傾向⁶⁾ (表11、図5)

台湾の40歳以上の男女2,386人の成人健康診査において胆石症患者の発現傾向はCA-trendによって高齢年齢群ほど直線的に高くなる傾向が高度に有意であった。

表10 コクラン・アーミテージ検定（トレンド検定）の事例⁵⁾

- 米国高齢女性の乳ガン術後補助化学療法(Adjuvant Chemotherapy)の併用率の年次推移 -

Year of Diagnosis	No. of Breast Cancer Patients	Received Adjuvant Chemotherapy*	
		No. of Patients	%
1991	4,186	311	7.43
1992	5,046	433	8.58
1993	4,750	406	8.55
1994	4,660	441	9.46
1995	4,657	451	9.68
1996	4,486	454	10.12
1997	4,544	568	12.50
1998	4,499	692	15.38
1999	4,562	744	16.31
Total	41,390	4,500	10.87

*Cochran-Armitage trend test, $P < .0001$.

結果:乳ガン術後補助化学療法の併用率は経年的に直線的に増加している

— 米国小児科学会発表の出生10,000人当たりの下記4先天性疾患の発症数の年次推移 —

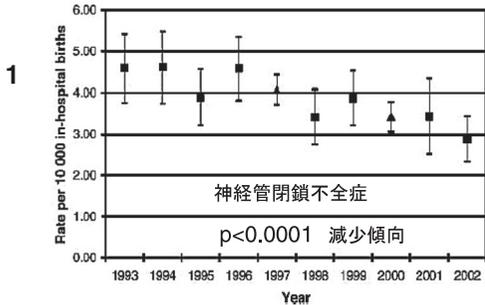


FIGURE 1
Estimates of newborn hospitalization rates for NTDs in the United States, 1993–2002. Source: HCUP, NIS, years 1993–1996, 1998–1999, and 2001–2002; KID, years 1997 and 2000. Error bars, 95% CIs. Cochran-Armitage trend test, 2-tailed: $z = 15.64$; $P < .0001$ (decrease).

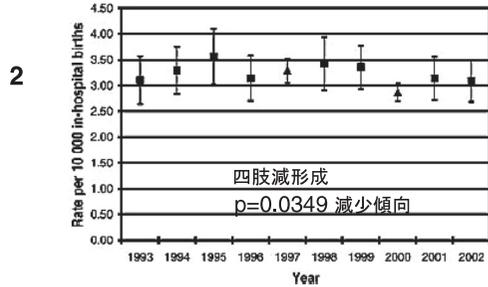


FIGURE 2
Estimates of newborn hospitalization rates for limb-reduction defects in the United States, 1993–2002. Source: HCUP, NIS, years 1993–1996, 1998–1999, and 2001–2002; KID, years 1997 and 2000. Error bars, 95% CIs. Cochran-Armitage trend test, 2-tailed: $z = 2.11$; $P = .0349$ (decrease).

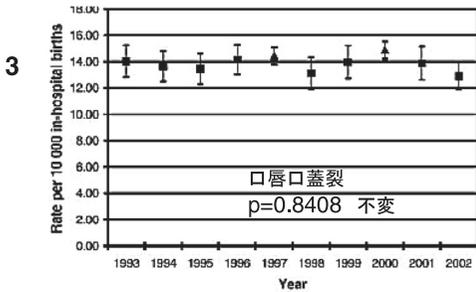


FIGURE 3
Estimates of newborn hospitalization rates for orofacial clefts in the United States, 1993–2002. Source: HCUP, NIS, years 1993–1996, 1998–1999, and 2001–2002; KID, years 1997 and 2000. Error bars, 95% CIs. Cochran-Armitage trend test, 2-tailed: $z = 0.20$; $P = .8408$ (no change).

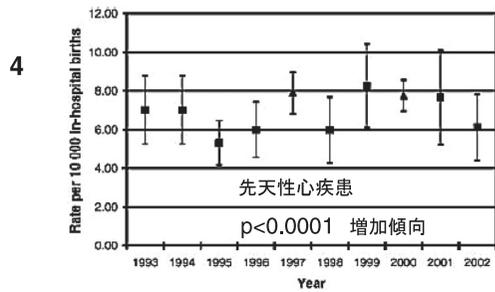


FIGURE 4
Estimates of newborn hospitalization rates for conotruncal heart defects in the United States, 1993–2002. Source: HCUP, NIS, years 1993–1996, 1998–1999, and 2001–2002; KID, years 1997 and 2000. Error bars, 95% CIs. Cochran-Armitage trend test, 2-tailed: $z = -5.48$; $P < .0001$ (increase).

図4 コクラン・アーミテージ検定（トレンド検定）の事例⁶⁾
— 米国小児科学会発表の出生10,000人当たりの下記4先天性疾患の発症数の年次推移 —

結果：米国小児科学会発表の出生10,000人当たりの4先天性疾患の発症数の年次推移は下記に示すとおり疾患により傾向が大きく異なることがわかった。

- Figure 1. NTDs (Neural Tube Defects)： 神経管閉鎖不全症 $p < 0.0001$ 減少傾向
- Figure 2. limb-reduction defects： 四肢減形成 $p = 0.0349$ 減少傾向
- Figure 3. Orofacial clefts： 口唇口蓋裂 $p = 0.8408$ 不変
- Figure 4. Conotruncal heart defects： 先天性心疾患 $p < 0.0001$ 増加傾向

2. 拡張マンテル検定（トレンド検定）

事例5：BMIと相対危険度（全死亡原因）の16年間のコホート調査⁷⁾（表12）

米国マサチューセッツの登録看護師35–55歳121,700人対象として16年間のコホート調査によりBMIの高い群ほど全死亡原因の相対危険度が直線的に高くなる傾向がME-trendによって高度に有意であった。この傾向はME-trendによって喫煙、飲酒、飽和脂肪酸摂取、および身体活動状況

で調整しても同様に高度に有意であった。併せてこのように例数が多い場合は、例えば飲酒ありでかつ喫煙ありの群と飲酒なしでかつ喫煙なしの群間でBMIの多寡と死亡との影響を比較できる。

事例6：米国女性の12年間のコホート調査による喫煙状況の非インシュリン依存性糖尿病発症のリスク度分析⁸⁾（表13）

上記事例5と同じ対象のME-trendによって35-

表11 台湾の40歳以上の成人における年齢群別タイプ別胆石症患者の発現傾向
 コクラン・アーミテージ検定（トレンド検定）の事例⁷⁾

Variable	Gallstone disease			
	Total screened number	Single stone prevalence number (%)	Multiple stones prevalence number (%)	Cholecystectomy prevalence number (%)
Gender	被験者数	単1胆石	複数胆石	胆嚢摘出術
Male	1235	21 (1.7)	21 (1.7)	17 (1.4)
Female	1151	19 (1.7)	34 (3.0)	14 (1.2)
P-value for χ^2 -test		0.95	0.04	0.76
Age				
<40	745	4 (0.5)	5 (0.7)	2 (0.3)
40-49	723	6 (0.8)	7 (1.0)	6 (0.8)
50-59	504	11 (2.2)	21 (4.2)	8 (1.6)
60-69	252	7 (2.8)	17 (6.8)	6 (2.4)
70+	162	12 (7.4)	5 (3.1)	9 (5.6)
P-value for Cochran-Armitage trend test		<0.0001	<0.0001	<0.0001
Total	2386	40 (1.7)	55 (2.3)	31 (1.3)

55歳米国成人女性の12年間のコホート調査により喫煙状況に応じて非インシュリン依存性の糖尿病の相対危険度が高くなる傾向がME-trendによって高度に有意であった。この傾向はME-trendによって年齢、BMI、家族の糖尿病歴、閉経、閉経後ホルモン利用、経口避妊、飲酒、および日常身体活動で調整しても同様に高度に有意であった。

おわりに

今回はコクラン・アーミテージ検定および拡張マンテル検定をテーマにトレンド（傾向）分析を扱った第4報補足した。両分析ともその必要性に比して分析ソフトが完備されてるとは言い難い状況にある。例えば2008年9月末の時点で代表的統計ソフトであるSPSS、STATAには収載されていないがSAS、そして今回利用したExcelのアドインソフトとしては収載されている。このように必ずしも統計ソフトにおいて利用が一般化していない理由は定かでないがコンピュータの進化とともにカテゴリ変数の利用が可能となり利用の簡便

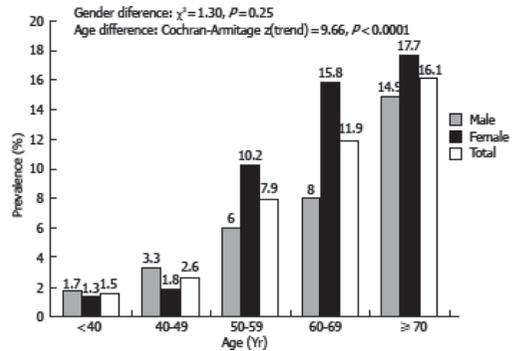


Figure 1 Gender- and age-specific prevalence of all types of gallstone disease among 2386 Chinese subjects.

図5

結果：胆石症患者の発現傾向は高齢年齢群ほど直線的に高くなる傾向が高度に有意であった。

性が飛躍的に向上したことによる多重ロジスティック回帰分析の多用途性と万能性が背景にあるように思われる。しかしながら本稿で解説したように調査計画時点と解析時点において単一要因モデルを想定し少数の交絡因子の調整で説明するか、複数の時に複雑な要因モデルを想定とすることの選択は先行研究で得られたエビデンスに基づく（臨床）疫学的理由と必要標本数等の統計学的理由により半ば自動的に決まる。いずれにせよ調査あるいは解析に先立って相互比較性を意識した調査モデル、解析モデル設定が肝要である。ちなみに、本稿事例1の日常生活動作能力と味覚の減退の関係の解明研究の場合は体系的な先行研究がほとんど無く、従って主たる交絡因子が絞り込めずMLRA主体の解析の段階である。

本稿を通して少なくとも χ^2 検定、マンテル・ヘンツェル分析、分散分析、相関分析、多重ロジスティック回帰分析やとの適用の違いが更に明確になれば幸いである。

謝辞：本総説を執筆するにあたり各段階でご指導いただいた歯科疫学研究会の顧問である重松逸造、蓑輪眞澄、高江洲義矩、境 脩、

表12 BMIと相対危険度（全死亡原因）の16年間のコホート調査
 -米国マサチューセッツの登録看護師121,700人対象-
 拡張マンテル検定（トレンド検定）の事例1⁸⁾

—米国マサチューセッツの登録看護師121,700人対象—

Table 1. Body-Mass Index and Relative Risk of Death from All Causes among Women Who Were 30 to 55 Years of Age in 1976 and Were Followed from 1976 through 1992.*

VARIABLE	BODY-MASS INDEX							P FOR TREND
	<19.0	19.0-21.9	22.0-24.9	25.0-26.9	27.0-28.9	29.0-31.9	≥32.0	
No. of women	14,771	31,992	36,187	12,558	7,394	6,825	5,468	
Mean weight — lb (kg)	113 (51)	125 (56)	138 (63)	154 (70)	165 (75)	178 (81)	210 (95)	
Mean BMI	18.7	21.1	23.4	25.9	27.9	30.3	35.8	
All women								
No. of deaths	577	1,054	1,392	512	385	413	393	
Person-years of follow-up	230,899	501,081	565,551	196,254	114,883	105,803	84,522	
Age-adjusted RR†	1.0	0.8	0.8	0.7	0.9	1.1	1.3	0.001
Multivariate RR‡	1.0	0.8	0.8	0.8	1.0	1.2	1.5	<0.001
95% CI	—	0.7-0.9	0.7-0.9	0.7-0.9	0.9-1.1	1.0-1.3	1.3-1.7	
Women who never smoked								
No. of deaths	111	297	439	175	146	174	157	
Person-years of follow-up	87,278	205,336	245,772	89,728	54,720	52,019	42,640	
Age-adjusted RR†	1.0	1.0	1.1	1.1	1.4	1.8	1.9	<0.001
Multivariate RR‡	1.0	1.0	1.1	1.1	1.4	1.7	1.9	<0.001
95% CI	—	0.8-1.3	0.9-1.3	0.8-1.3	1.1-1.8	1.4-2.2	1.5-2.5	
Women who never smoked and had recently had stable weight§								
No. of deaths	46	136	172	56	42	46	33	
Person-years of follow-up	42,765	96,096	95,084	27,491	15,181	12,581	8,812	
Age-adjusted RR†	1.0	1.2	1.3	1.2	1.5	2.1	2.2	<0.001
Multivariate RR‡	1.0	1.2	1.2	1.3	1.6	2.1	2.2	<0.001
95% CI	—	0.8-1.6	0.9-1.7	0.9-1.9	1.1-2.5	1.4-3.2	1.4-3.4	

*The body-mass index (BMI) was defined as the weight in kilograms divided by the square of the height in meters. RR denotes relative risk (as compared with the leanest women), and CI confidence interval.

†Adjusted for age in five-year categories.

‡Adjusted for age in five-year categories, smoking (never, former, or current [1 to 14, 15 to 24, or ≥25 cigarettes per day]), menopausal status, oral-contraceptive and postmenopausal hormone use (never, past, or current), and parental history of myocardial infarction before the age of 60 (yes or no).

§Limited to women with stable weight (weight change <4 kg [8.8 lb]) from 1976 to 1980 and excluding the first four years of follow-up.

¶Adjusted for all the variables in the above multivariate model, plus alcohol intake (in five categories), saturated-fat intake (in quintiles), and physical activity (in five categories).

BMIと相対危険度（全死亡原因）の16年間のコホート調査
 -米国マサチューセッツの登録看護師121,700人対象-
 拡張マンテル検定

結果：米国成人女性の16年間のコホート調査によりBMIの高い群ほど全死亡原因の相対危険度が直線的に高くなる傾向が高度に有意であった。この傾向は喫煙、飲酒、飽和脂肪酸摂取、身体活動状況で調整しても同様に高度に有意であった。

層別解析

1) 年齢区分、BMI 7区分→p<0.001

非喫煙群のみ 年齢区分、BMI 7区分→p<0.001

非喫煙群でかつ体重変動安定群 年齢区分、BMI 7区分→p<0.001

多変量解析

5層 年齢区分、飲酒、飽和脂肪酸摂取、日常身体活動、BMI 7区分→p<0.001

伊藤学而、佐々木英忠の各先生に深謝申し上げます。さらに貴重なご助言をいただいた深井穂博同研究会会長をはじめとする幹事の方々に感謝申し上げます。

参照 Web-site (2008/10/1 現在)

Web01) <http://www.chiringi.or.jp/soft/rakurakutoukei.pdf> :
 見て分かる統計学入門

表13 米国女性の12年間のコホート調査による喫煙状況の非インシュリン依存性糖尿病発症のリスク度分析
対象：35-55歳 121,700人看護師⁹⁾
拡張マンテル検定(トレンド検定)の事例2

	Nonsmokers	Ex-smokers	Current Smokers			P Trend ^d
			1-14 Cig/Day	15-24 Cig/Day	25 or More Cig/Day	
発症者数	1 021	713	198	225	201	
人年	558 957	350 798	106 404	166 028	105 402	
全症例	All cases					
年齢調整	1.0 (Reference)	1.07 (0.98, 1.18)	0.73 (0.61, 0.88)	0.82 (0.71, 0.94)	1.08 (0.92, 1.25)	.001
年齢+BMI調整	1.0 (Reference)	1.13 (1.02, 1.25)	0.99 (0.81, 1.20)	1.28 (1.09, 1.50)	1.37 (1.16, 1.62)	.005
典型例のみ対象	1.0 (Reference)	1.10 (1.00, 1.20)	0.95 (0.78, 1.20)	1.19 (0.99, 1.43)	1.42 (1.18, 1.72)	.001
年齢+BMI調整	1.0 (Reference)	1.20 (1.06, 1.35)	0.92 (0.72, 1.18)	1.37 (1.14, 1.66)	1.41 (1.15, 1.72)	.005
多要因調整	1.0 (Reference)	1.17 (1.02, 1.35)	0.90 (0.68, 1.19)	1.20 (0.96, 1.50)	1.49 (1.19, 1.87)	.005

*Sample was of registered nurses, 30 to 55 years of age and free from cardiovascular disease, cancer, and diabetes at baseline.
^bThe test for trend is calculated across increasing categories of smoking for current smokers only.
^cThirty-five cases had missing smoking information in 1976 and were excluded from person-month analysis for the first follow-up period.
^dThis includes only incident cases diagnosed after the return of the 1980 follow-up questionnaire (n = 1578 cases and n = 1112 for symptomatic cases only).
 Multivariate analysis controlling for age (5-year age groups), body mass index (kilocalories), family history of diabetes, menopause, postmenopausal hormone use (never, past, current), oral contraceptive use (never, past, current), alcohol (0, 0.1-4.9, 5.0-14.9, 15.0-24.9, 25+ g/day), and physical activity (0, 1, 2, 3, 4+ physical activity episodes/week).
^eThirty-one cases had missing smoking information in 1976 and were excluded from person-month analysis for the first follow-up period.

結果：米国成人女性の12年間のコホート調査により喫煙状況に応じて非インシュリン依存性の糖尿病の相対危険度が高くなる傾向が高度に有意であった。この傾向は年齢、BMI、家族の糖尿病歴、閉経、閉経後ホルモン利用、経口避妊、飲酒、日常身体活動で調整しても同様に高度に有意であった。

結果：米国成人女性の12年間のコホート調査により喫煙状況に応じて非インシュリン依存性の糖尿病の相対危険度が高くなる傾向が高度に有意であった。この傾向は年齢、BMI、家族の糖尿病歴、閉経、閉経後ホルモン利用、経口避妊、飲酒、日常身体活動で調整しても同様に高度に有意であった。

文 献

- 1) 瀧口 徹:歯科疫学統計 -第4報 傾向(トレンド)分析の基礎-, Health Science and Health Care, No 1 vol 6 : 53-67, 2006.
- 2) Toru Takiguchi, Yoshiaki Yamada, Geethani Kandaudahewa, et al: The effect of ADL quality on sense of deliciousness and sense of taste in nursing homes in Sri Lanka, The Bulletin of Fukai Health Science and Health Care, No 1 vol 7 : 4-17, 2007.
- 3) 瀧口 徹: EBMのための(臨床)疫学・統計学的基礎(2) -第2章 疫学の基礎:流行病の法則性を見つけ予防する, 障害者歯科学雑誌, 23巻: 89-98, 2002.
- 4) 柳川 洋: 疫学マニュアル, 南山堂, 東京, 第5版, 1996, 124-125頁.
- 5) Sharon H, Giordano, Shigang Duran, Yong-Fang Kuo, et al: Use and Outcomes of Adjuvant Chemotherapy in Older Women With Breast Cancer, J Clin oncol, 24 : 2750-2756, 2006.
- 6) James M.Robbins, John M.Tilford, T.M.Bird, et al: Hospitalization of Newborns With Flate-Sensitive Birth Defects Before and After Fortification of Foods With Folic Acid, PEDEATRICS, 118 : 906-915, 2006.
- 7) Chi-Ming Liu, Tao-Hsin Tung, Pesus Chou, et al: Clinical correlation of gallstone disease in a Chinese population in Taiwan: Experience at Cheng Hsin General Hospital, World J Gastroenterol, 12 : 1281-1286, 2006.
- 8) Joann E. Manson, Walter G. Wilter, Meir J. Stampfer, et al: Body weight and mortality among women, The New England Journal of Medicine, 333 : 677-685, 1995.
- 9) Eric B. Rimm, Joann E. Manson, Meir J. Stampfer, et al: Cigarette Smoking and the Risk of Diabetes in Women, American Journal of Public Health, 83 : 211-214, 1993.

A review of oral epidemiological statistics

– Part V : The bases of Trend Analysis 2nd follow-up review –

Toru Takiguchi

(Fukai Institute of Health Science)

Key words : Trend Analysis, Cochran-Armitage (trend) test, Mantel extension (trend) test, Multiple Logistic Regression Analysis, Comparability

Abstract: In the fourth review, trend analysis was carefully dealt with. This analysis is very rare case in terms of the purposes and statistical methods are polysemous. Therefore some perplexity may ensue in using this method. Hence, trend analysis was interpreted in relation to the four view points noted below in summing up the analysis.

The analysis, which accentuates:

1. both, on the assessment of the trend and the prediction of the near future by means of eliminating the fluctuations.
2. on the calculation of the regression curve which is best fitted to the actual data.
3. on the classification of the time series data.
4. on the analyses of factors which indicate the dose-response relationship.

In this 2nd follow-up review, I focused on the No.4 topics and gave a supplementary explanation because opportunities to deal with the analyses belonging to this classification. Especially, several case studies using Cochran-Armitage trend analysis and Mantel extension trend analysis both of which are at the core of trend analyses using categorical data were discussed.

Health Science and Health Care 8 (1) : 19 – 33, 2008