

生活習慣病の定量的家族歴評価法の開発

(分担研究：健康的なライフスタイルの確立に関する研究)

齋藤友博*、南里清一郎**、齋藤郁夫**

【要約】 高校生の家族のアンケート調査から家族の性・年齢別生活習慣病既往割合を算出し、さらに性・年齢の既往割合への影響をロジスティック解析で求めたところ無視できない大きさであり、性・年齢の制御の必要性が示された。また1年間隔の二度の家族歴調査の再現性を検討したところ、回答の不一致割合は高血圧、高脂血症では5～6%だったが、虚血性心疾患、脳卒中、糖尿病では2～3%で再現性はよかった。家族の性・年齢を考慮した定量的評価法を開発し、高校生の動脈指数と家族歴の値との関係をみたところ、有意差をもってハイリスク高校生が把握でき、従来の評価法より優れていた。

見出し語：家族歴、性、年齢、既往歴、生活習慣病、リスク

1. 研究目的

小児期からの生活習慣病予防の重要性は広く認識され、WHOも推奨している。大別して、全小児を対象に予防教育を中心に据えるものと、ハイリスク小児に対して教育と介入を行うものに2分される。後者ではハイリスク小児の把握が問題となるが、小児期には成人期のような有力な予後要因がないこともあり家族歴が最も重要な因子とされる。そこで、リスク因子として家族の生活習慣病既往歴の評価が行われているが、種々の問題がある。家族歴評価上最も大きな問題点は家族の性・年齢が考慮されない、あるいは考慮されても不十分であるものが多い点である。生活習慣病の発症率、有病率は性別、年齢によって大きく異なるので、家族の性・年齢を考慮しなければ正しい評価と言えないことは容易に分かる。

これまで家族の性・年齢を考慮しない評価がどの程度問題になるのか論じた研究はない。また、生活習慣病の家族歴はアンケートや面接調査で得る場合が多いが、その妥当性を論じたものも少ない。そこで本研究では、家族の性・年齢を考慮しないとどの程度評価を歪める可能性があるかを検討し、アンケートによる家族歴調査の再現性を調査した。あわせて、家族の性・年齢を考慮した家族歴の定量的評価法を新たに考案し、その方法が従来の家族歴評価法に比べて優れていることを検証した。

*国立小児病院小児医療研究センター・環境疫学 (Environmental Epidemiology, National Children's Medical Research Center) **慶應義塾大学・保健管理センター (Health Center, Keio University)

2. 性・年齢の生活習慣病既往割合への影響

1) 対象と方法

K男子高2年生全員を対象に、生活習慣病である高血圧、狭心症、心筋梗塞、脳卒中、糖尿病、高脂血症の家族歴アンケート調査を実施した。高校生の両親、祖父母、おじおばについて、現在または死亡年齢、各生活習慣病の有無と10歳区分発症年代を尋ねた。4年間で3145名の高校生が対象となり、2316名から回答を得た(回答率73.6%)。記載された24915名の家族のうち必要な情報が得られた家族を以下の解析の対象とした。対象となったのは疾患により多少異なるがいずれも記載された家族の95%以上であった。

次いで各家族員を性別に現在または死亡年齢によって10歳区分とし、各10歳区分毎に既往ありの割合を算出した。10歳区分の代表年齢としてはその中央の値すなわち50歳代では55歳とした。30歳代は生活習慣病発症家族が少ないため40歳代と、80歳代以上は対象家族が少ないため70歳代と統合した。これらの年代層の代表年齢は人数による加重平均を用いた。なお、30歳未満は対象から除いている。

次にこの性・年齢別既往割合を基に性別・年齢別既往割合 p を算出して、次に示す回帰式を作成した：

$$\log(p/(1-p)) = \text{intercept} + b(\text{性}) + c(\text{年齢})$$

年齢は各区分代表年齢である。SAS解析ソフトの Logistic procedure を用いて各年齢区分の人数を Weight として b , c を求め、その95%信頼限界を得た。性と年齢の交互作用も入れた解析を行った。なお、狭心症と心筋梗塞は虚血性心疾患として統一した。いずれかの発症があれば虚血性心疾患既往ありとして扱った。

2) 結果

表1にロジスティック解析から得た各疾患の性、年齢差から生ずる既往の割合のオッズ比を示す。性のオッズ比は男は女の何倍既往割合が高いかを示している。例えば44~55歳層の虚血性心疾患の性のオッズ比1.98は、この年齢層では虚血性心疾患の既往割合は男は女の1.98倍であることを示している。その95%信頼区間が1を含んでいないので $p < 0.05$ で統計的に有意であることが分かる。年齢と性の交互作用を含めたロジスティック解析では、疾患により交互作用が $p < 0.05$ で有意となる年齢層もあったので、年齢のオッズ比は男女別々に求めた。年齢のオッズ比は年齢が1歳上がるとオッズ比倍その既往割合が増えることを意味している。例えば44~55歳層の男では年齢が1歳上がればその既往割合が1.12倍増えることを意味し、 y 歳の違いでは $(1.12)^y$ の y 乗の違いとなる。

いずれの疾患でも65歳以上の高年齢層になると年齢のオッズ比は小さくなっている。性のオッズ比もその傾向があるが、高血圧では1以下で女の既往割合の方が高くなった。全年齢層のオッズ比は各年齢層のオッズ比の平均のようなものと考えることができる。

結論として、いずれの疾患でも家族の性の違いによる既往割合への影響は大きく、高齢層では必ずしも大きくないものの、年齢の違いによる既往割合の違いも大きいことが示された。

3. 家族歴アンケート調査の再現性の検討

1) 対象と方法

家族歴はアンケート調査によることが多いが、その妥当性を検証することが必要である。妥当性

には正確度(Accuracy)と精密度(Precision)がある。前者は得られた家族歴が正しいか否かで、後者は調査毎に同じ結果が得られるか否かである。本研究では後者の精密度すなわちアンケート調査による家族歴調査の再現性を検討した。

K男子高2年生全員を対象に2の研究と同じ家族歴のアンケート調査を実施した。調査票は各クラスで配布され、自宅へ持ち帰って記入してもらった。約1年後の3年生時に全く同様に調査を実施した。3年生の調査時まで新たに対象疾患を発症した家族がありえるので、3年生時の調査で新たに既往ありとなった家族員については、それが昨年1年の発症であるかを尋ね直した。2回の調査を比較検討し、各家族員それぞれについて各調査項目への回答の不一致数と割合を算出した。

2) 結果

2年生時での調査票配布対象者数は752人で、回答数は606人、3年生時ではそれぞれ777人と598人であった。2、3年生時調査の双方で回答が得られたことが確認できたのは438人であり、これらを対象に不一致数と割合を算出した。割合算出の分母は両親、祖父母では438人、おじおばでは3年生時の各続柄の人数とした。

表2に高血圧、心筋梗塞、狭心症、脳卒中、糖尿病、高脂血症について、各続柄別に既往の有無と10歳区分発症年代の不一致割合を示す。実数は紙面がなく省略した。

高血圧既往歴では発症年代の不一致が高く、祖父より祖母でやや高い。母親では低い。おじおばでは既往歴ありの者が少ないためもあり、発症年代の不一致は少ない。心筋梗塞では父方祖父で発症年代の不一致も含め割合がやや高いが、そのほ

かの続柄では高くない。狭心症では心筋梗塞よりやや不一致が多いが、全体からみた割合は高くない。おじおばでは既往者が少ないことにもよるが、発症年代の一致はなく、全体の割合も低い脳卒中では父方祖父でありなし間の不一致がやや高いが、発症年代の相違などそのほかの不一致は低い。糖尿病では発症年代の不一致が祖父母でやや多く、ありなしの不一致も母親以外にやや多い。おばよりおじで不一致がやや多い。高脂血症ではありなし間の不一致がすべての続柄で多く、不明、無記入の絡んだ不一致も多い。

4. 性、年齢を考慮した家族歴の定量的評価

1) 対象と方法

繁用される評価法は、家族に既往者があればリスクありとする方法、家族に一定年齢未満での発症の既往者があればリスクありとする方法などである。しかし、前者の評価法では家族の性、年齢が全く考慮されず、後者でも性別の考慮はなく、年齢も一定年齢未満、以上の年齢層内での考慮はなく、不十分である。性、年齢を考慮した方法もあるが、性、年齢別の発生率に基づく各家族の発生者数の期待値を必要とするため、そのデータが得難いこともあり、考案者以外にはほとんど利用されない。そこで、家族の性、年齢を定量的に組み入れた比較的簡単な家族歴評価法を開発し、その有用性を検討した。

上記2、3の研究と同じ家族歴アンケート用紙にて家族歴を得るとともに、対象高校生の総、HDLコレステロールを測定し、 $[(\text{総コレステロール} - \text{HDLコレステロール}) \div \text{HDLコレステロール}]$ により高校生の動脈硬化指数を算出した。この解析では対象高校生は2393名で、最終的にデータ不備家族を除いた1584名の高校生とその

家族17,127人が解析に用いられた。2と同様のロジスティック解析により、虚血性心疾患について性、年齢のオッズ比を得た。得られた性のオッズ比1.60(95%信頼区間:1.44~1.85)は年齢のオッズ比1.06(95%信頼区間:1.06~1.07)の8乗(整数)に最も近く8歳相当となる。各家族についてリスク値を $(30/\text{リスク年齢})^4$ で算出するが、リスク年齢は10歳区分の発症年齢であり、未発症の場合は現在または死亡年齢である。年齢別既往割合は年齢の4乗に最も近かったので4乗とした。女性家族の場合はこれらのリスク年齢から8歳を減じることによって家族の性を定量的に制御した。最終的なリスク年齢が30未満の場合は30とした。家族のリスク値は両親の値は2倍し、おじおばを父母方別に2人相当に補正し、祖父母値を加えて12で除した。解析はSASによった。

2) 結果

表3に高校生の動脈硬化指数と家族歴リスク値の関連を示す。家族歴リスク値が高い程、動脈硬化指数が90パーセント以上の高校生の割合が高かった。50パーセントで2分割するとオッズ比は1.50(95%信頼区間:1.07~2.10)と有意となった($p < 0.05$)。最低4分位と最高4分位では1.84(95%信頼区間:1.15~2.96)となった。従来の既往の有無をリスクとする方法(表4)や、一定年齢未満での発症をリスクとする方法(表5)でも高校生の動脈硬化指数との関連をみたが、いずれも有意差をもって90パーセント以上のハイリスク者を把握することはできなかった。表4、表5この解析では対象家族は1675であった。今回提示した比較的簡便な新しい定量的方法は、ハイリスク者の把握能にも優れており十分利用可

能と考えられた。

5. 結論

家族の性・年齢の違いが生活習慣病の既往割合に与える影響は無視できない程大きいといえる。従って、生活習慣病の家族歴の評価では何らかの方法で家族の性・年齢をコントロールする必要があるといえる。本研究で提案した定量的家族歴評価法は、従来の評価法に比べてハイリスク小児の把握という点で優れていると言える結果が得られた。しかも特別の外部データも不要で定量的であるため、多くの場面での利用が可能である。アンケートによる家族歴調査の再現性は高血圧、高脂血症ではやや悪いものの、虚血性心疾患、脳卒中、糖尿病ではそれほど悪くなく、これらの疾患ではさほど問題とならないといえた。

表1 年齢層別性・年齢のオッズ比

年齢層		虚血性心疾患	高血圧	脳卒中	糖尿病
44	性	1.98(1.51-2.59)	1.72(1.50-1.98)	1.84(1.31-2.58)	3.04(2.39-3.87)
～	年 男	1.12(1.09-1.16)	1.07(1.06-1.09)	1.15(1.10-1.19)	1.08(1.06-1.10)
55歳	年齢 女	1.11(1.07-1.16)	1.14(1.12-1.17)	1.14(1.08-1.20)	1.11(1.07-1.16)
55	性	2.40(1.92-3.00)	1.14(1.00-1.29)	2.62(2.00-3.44)	2.24(1.82-2.76)
～	年 男	1.11(1.08-1.14)	1.07(1.05-1.09)	1.12(1.09-1.16)	1.06(1.04-1.09)
65歳	年齢 女	1.09(1.05-1.13)	1.09(1.07-1.11)	1.07(1.02-1.12)	1.09(1.05-1.13)
65	性	1.58(1.37-1.83)	0.77(0.68-0.86)	2.66(2.19-3.23)	1.69(1.46-1.97)
～	年 男	1.01(0.99-1.02)	1.00(0.99-1.01)	1.00(0.99-1.02)	1.01(1.00-1.03)
95歳	年齢 女	1.06(1.04-1.09)	1.03(1.02-1.04)	1.03(1.00-1.06)	1.03(1.01-1.05)
全年齢	性	1.60(1.41-1.81)	1.01(0.94-1.10)	2.25(1.91-2.66)	1.97(1.74-2.23)
	年齢	1.06(1.06-1.07)	1.06(1.05-1.06)	1.06(1.06-1.07)	1.05(1.04-1.05)

(95%信頼限界)

表2. 成人病既往と10歳区分発症年代の再現性

		父方					母方				
		父	祖父	祖母	おじ	おば	母	祖父	祖母	おじ	おば
高血圧	発症年代の相違	3.2	5.7	8.5	0.8	0.4	0.2	7.1	8.5	1.5	0.6
	発症なし→あり	1.6	5.3	4.6	1.7	1.4	1.1	5.0	4.8	2.2	1.8
	あり→なし	3.2	4.1	3.7	2.5	1.4	0.5	3.7	4.1	1.9	1.3
	その他	1.8	5.0	4.4	2.5	1.8	1.1	1.8	4.4	2.4	1.5
心筋梗塞	発症年代の相違	0.2	2.5	0.7	0.0	0.0	0.0	0.7	0.3	0.0	0.0
	発症なし→あり	0.0	3.2	1.4	0.6	0.2	0.0	1.4	0.9	0.6	0.0
	あり→なし	0.5	2.7	0.7	0.2	0.0	0.0	1.1	0.7	0.4	0.4
	その他	1.4	2.6	2.5	1.5	1.4	1.1	1.6	0.9	2.6	0.9
狭心症	発症年代の相違	0.0	1.8	0.9	0.0	0.0	0.0	2.1	1.1	0.0	0.0
	発症なし→あり	1.4	1.6	1.4	0.2	0.2	0.0	2.3	1.4	0.6	0.4
	あり→なし	0.2	1.8	2.1	0.2	0.6	0.0	2.5	2.1	1.3	0.0
	その他	1.4	2.6	1.8	1.7	1.6	1.1	1.9	0.7	2.4	0.9

表2 (続き) . 成人病既往と10歳区分発症年代の再現性

脳	発症年代の相違	0.0	0.5	0.2	0.0	0.0	0.0	0.9	0.0	0.2	0.0
卒	発症なし→あり	0.2	3.4	1.4	0.0	0.0	0.0	0.7	1.6	0.2	0.0
中	あり→なし	0.2	3.0	1.4	0.0	0.0	0.2	1.4	0.2	0.4	0.2
	その他	1.4	2.3	1.4	1.5	1.0	1.1	1.3	0.9	2.6	0.9
糖	発症年代の相違	0.5	4.3	2.3	0.8	0.2	0.0	3.0	1.4	0.4	0.2
尿	発症なし→あり	1.4	1.4	1.6	0.2	0.2	0.0	1.1	0.9	1.3	0.2
病	あり→なし	0.7	1.8	0.9	0.4	0.0	0.2	0.8	0.2	0.6	0.0
	その他	1.4	3.7	1.4	2.3	1.4	1.1	2.0	0.9	2.6	0.7
高	発症年代の相違	2.3	1.4	1.8	0.0	0.2	0.2	0.9	1.8	0.2	0.2
脂	発症なし→あり	4.1	2.1	2.7	1.3	0.2	2.7	2.1	3.2	0.9	1.3
血	あり→なし	4.8	2.3	2.3	2.7	2.0	1.1	2.5	5.7	2.4	1.3
症	その他	2.5	6.2	5.2	3.6	3.6	1.8	5.8	4.6	5.6	2.0

その他：不明←→〔有、無〕；無記入←→〔有、無〕

表3 動脈硬化指数と家族歴リスク値

		家族歴リスク値 (25パーセント毎)				
高校生	人数	~25	~50	~75	~100	
動脈	<90	1427	366	361	356	344
硬化	パーセント	(26%)	(25%)	(25%)	(24%)	
指数	>90	157	30	35	40	52
	パーセント	(19%)	(22%)	(26%)	(33%)	

カイ2乗検定 p=0.056

表4 動脈硬化指数と家族歴リスク点

		家族歴リスク点 定性法*				
高校生	人数	0	1	2	≥3	
動脈	<90	1509	1004	345	120	40
硬化	パーセント	(67%)	(23%)	(8%)	(3%)	
指数	>90	166	103	40	14	9
	パーセント	(62%)	(24%)	(8%)	(5%)	

*：親に既往あれば2点、祖父母にあれば1点。

カイ2乗検定：p>0.05 (どこで分割しても)

表4 動脈硬化指数と家族歴リスク点

		家族歴リスク点 半定量法#				
高校生	人数	0	1	2	≥3	
動脈	<90	1509	1279	179	39	12
硬化	パーセント	(85%)	(12%)	(3%)	(1%)	
指数	>90	166	133	25	6	2
	パーセント	(80%)	(15%)	(4%)	(1%)	

*：親、祖父母、おじおばに60歳未満で既往あれば1点。

カイ2乗検定：p>0.05 (どこで分割しても)



検索用テキスト OCR(光学的文字認識)ソフト使用

論文の一部ですが、認識率の関係で誤字が含まれる場合があります



【要約】高校生の家族のアンケート調査から家族の性・年齢別生活習慣病既往割合を算出し、さらに性・年齢の既往割合への影響をロジスティック解析で求めたところ無視できない大きさであり、性・年齢の制御の必要性が示された。また1年間隔の二度の家族歴調査の再現性を検討したところ、回答の不一致割合は高血圧、高脂血症では5~6%だったが、虚血性心疾患、脳卒中、糖尿病では2~3%で再現性はよかった。家族の性・年齢を考慮した定量的評価法を開発し、高校生の動脈指数と家族歴の値との関係をみたところ、有意差をもってハイリスク高校生が把握でき、従来の評価法より優れていた。