《原 著》

“期待年令”による健康診断成績評価の試み

佐々木 陽 横 内 峻
堀 内 成 人 大 森 清 彦*

人間ドックなどにおける多種目の検査による健康診断成績の評価の方法の一つとして“期待年令”（いわゆる“生物学的年令”）を利用することを試みた。

対象として大阪府立成人病センター人間ドック入院者中から、各種検査において明らかな異常を認めない男子425名を用いた。まず約90種類の検査項目のうちから24項目を選んで年令に対する偏相関係数を求め、その結果からさらに10項目を選定し、次のような年令に対する重回帰式を得た。

期待年令 = $74.140 + 0.108$ 〔最大血圧〕 -0.266 〔一秒率〕 $+0.158$ 〔クンケル反応〕 $+0.032$ 〔コレステロール〕 $+0.040$ 〔GTT 2h〕 -0.083 〔GFR〕 -0.034 〔RBC〕 -0.261 〔網状赤血数〕 $+6.234$ 〔Scheie As〕 $+0.244$ 〔聴力損失〕

正常群159例についてこの回帰式によって期待年令を求めると、その平均は56.57才となり、実年令との差の分散は21.35となった。しかし個々の症例については、かなり差の大きいものもみられた。

次に肝障害、糖尿病、冠硬化、高血圧などの症例について、この計算式で期待年令を求めると、実年令より5～8才高くなり、とくに合併症を伴う高血圧でその差は約10才に達し、疾患を期待年令という形で表現することができた。

最後に糖尿病、肝障害、高コレステロール血症、高血圧の模擬的症例を設定し、期待年令式の個人における診断能力について検討した。その結果、検査所見の軽度の変化でも期待年令にきわめて鋭敏に反映されることが認められた。

はじめに

いわゆる人間ドックなど多種目の検査による健康診断が広く行われるようになってきたが、その検査成績の評価については種々の診断上の問題が提起される。すなわち従来は得られた個々の検査成績ごとに、一律に“正常範囲”を設定し、これにはいないものを異常とするのが通例である。しかし周知のように各種検査値のうちの多くのものが、加齢とともに変化するので、このような方法からでは、その値が年令相応の“老化”を表現しているのか、あるいは病的な異常であるのか、その判断に苦しむことがしばしばである。したがって年令に応じた

各種検査の正常値の設定が必要とされるのであり、千田ら^{1,4)}は、とくに向老期以後の健康診断の判定基準について詳細に論じている。

第2の問題として、このような年代別の判定基準によって個々の検査所見についての判定は得られても、その個人についての一元的な評価、すなわち総合診断については別に考えなければならない。もちろん、この総合診断は直感的な判断に頼らざるを得ないが、明らかな疾患を除けば年令相当の変化であるかどうか、すなわち“老化”がどの程度進んでいるかということを判断の目安としている。

ところで最近老化度を知るために多変量解析論の手法によって“生物学的年令”を推測しようとする試みが古川ら²⁾によって報告されているが、我々も人間ドックにおける検査成績の総合判定の一つの方法としてその利用

* A. Sasaki, T. Yokouchi, N. Horiuchi, K. Omori : 大阪府立成人病センター：大阪市東成区中道1丁目。
受付：1970年7月29日。

を試みた。すなわち年齢と各種検査の測定値が相関するという性質を利用して、逆に現実の適切に選ばれた多数の測定値から多重回帰式によってその測定値に対応すべき年齢（検査成績から期待されるという意味で、以下“期待年齢”ということにする）を客観的に推測しようとするものであり、多種目の検査成績がスカラー量として表現されるので一種の総合判定として利用することが可能である。もちろん、複雑な生理現象をこのような簡単な数学的モデルに還元してしまうこと、また検査自身の再現性あるいは個人差も考慮する必要があるなど問題となる点も少なくないと思われるが、総合診断の計量化への一つのアプローチであり、検査成績のより客観的な評価へとつながるものと考え、そこでとくに日常のドック診療に利用できるようにルチーンに行われている検査項目のみを用いて、できるだけ fitness のよいモデルの設定を試み、その際単に老化度の推測にとどまらず、ドックでしばしば認められる成人病に関連の深い極く軽度の異常所見をも鋭敏に捕捉して、これを期待年齢として表現しよう、とくに留意した。

対象および方法

回帰係数を得るための標本として、大阪府立成人病センターの人間ドック入院者を用いた。当センターにおいては、人間ドック病歴の電子計算機による管理システムが著者らにより開発されており、問診も含めた全病歴が磁気テープに格納されている。その詳細は別稿⁶⁾にゆずるが、図 1 a および b に示すような病歴コーディング・

シートを用いて、検査成績をカードにキーパンチし、入力する方法をとっている。

このようにして得られた病歴データ、約 3,000 例のうちから、表 1 のような基準で明らかな疾患または異常値を示すものを除き、また標準体重³⁾に比して、 $\pm 10\%$ 以上の肥満またははいそうのないもので男子のみ 425 例を選んだ。ただし当センターの人間ドックでは、腎クリアランス・テストを行うコース (B コース) と PSP を行うコース (A コース) とがあるが、今回は前者のみを用いた。この他期待年齢の計算式の早期診断能を実例で評価するために人間ドック入院者全員の中から高血圧、冠硬化、肝障害、糖尿病、高コレステロール血症などのものを適宜選択した。

成 績

1. 期待年齢計算式の設定

まず人間ドックにおける検査約 90 項目について、年齢別の分布ならびに年齢に対する回帰を個別に検討し、まず第 1 段階としてこのうちから年齢に対してなんらかの相関関係をもつと考えられた 24 項目を選定した。この 24 項目の年齢に対する偏相関係数を求めると表 2 のようになる。表中 * 印を付した 16 項目が 5% 水準で F-test が有意であった。今回はこれらの 16 項目ならびにそれ以外に適当と考えられた項目の中から 10 項目を選び、次のような線型モデルを設定し、年齢に対する多重回帰係数を求めると、表 3 に示すような結果を得た。

表 1. 対象者選定基準

血 圧	<180/100 mmHg	コレステロール	<300 mg/dl
心電図 安静時	著変なし	尿 酸	<8.0 mg/dl
負 荷	— ±	GTT 空腹時値	<120 mg/dl
胸部 X 線	著変なし	1 時間値	<220 mg/dl
比 肺 活 量	$\geq 60\%$	2 時間値	<160 mg/dl
1 秒 率	$\geq 60\%$	3 時間値	<120 mg/dl
消化器 X 線	著変なし	尿 蛋 白	$\leq \pm$
血清総蛋白	≥ 5.0 g/dl	尿沈渣 赤血球	<10
クンケル反応	≤ 16 u	R P F	≥ 300 ml/min
チモール混濁反応	≤ 5	G F R	≥ 60 ml/min
コバルト反応	$\leq R 5$	赤 血 球 数	≥ 380 万
黄疸指数	<10	ヘモグロビン	$\geq 70\%$
B S P	<15%	白血球数	3,000~9,000
アルカリフォスファターゼ	<7.0 u	Scheie HT	<II
GOT/GPT	<80 u	Scheie AS	<II

病歴コーディング・シート

大阪府立成人病センター
総合精密検査

氏名フリガナ

M T S
男 1 3 5
女 2 4 6

* カードコード 0.1 ドックカルテNo. 個人識別 No.

氏名 性別 1 男 2 女 生年月日 年号 45 年 月 49 日 M 明治
T 大正
S 昭和

ドック入院年月日 外来カルテNo. X 線 No.

病氣入院カルテNo. 主治医コード

* カードコード 0.2 ドックカルテNo.

住所

* カードコード 0.3 ドックカルテNo.

身体計測 身長 cm 体重 kg

血圧 最大 最小 mmHg

心電図 バリスト

28	心臓	不整	期外	AV	BBB	拡大	ST	T	心臓	増悪	40	
1	正常	頻動	細動	上室	完全	右室	左室	高度	平坦	前側	その他	一
2	除脈	粗動	心室	不完全	左室	右室	中等	逆性	逆性	後下	±	±
3	他							軽度	高度			9 せず

正常移行異常 度数を記入 9 せず

胸部 X 線

正	大動脈	石灰化	左室肥大	右室肥大	心臓	その他
常	延長	化	大	大	大	他

正	肺	結核	その他の陰影	肋膜肥厚	縦隔増大	肺動脈	手	肺	その他
常	陰影	核	陰	厚	増大	動脈	術	門	他

呼吸機能 FVC FEV1.0 MEFR

* カードコード 0.4 ドックカルテNo. ヒスタ 0 せず 1 した

検便 胃液

虫卵 0: 陰性 1: 陽性

消化器 X 線

正	胃	潰瘍	ポリープ	下	その	正	潰瘍	球部	その	正	潰瘍	結核	形	収縮	その	正	下	延長	けいれん	弛緩	ポリープ	胃	腸	通過	指示	
常	ん	痛	痕	ブ	他	常	ん	痛	形	他	常	ん	痛	石	置	他	常	ん	痛	長	緩	ブ	他	腸	過	0 なし 1 要

0 該当所見なし 1 あり 2 疑

肝機能 血清総蛋白 C C F B S P クンケル反応 コバルト反応 CCF: 0-, ±, 1+, 3+以上, 9 せず

図 1-a

* カードコード 0, 5, ドックカルテNo. 03 09

蛋白・糖 0 1 2 3
 ウロビリノーゲン 正常 減 少 増 加
 赤血球・白血球 0 1~4 5~9 10以上
 円 柱 なし ヒアリン 顆 粒 その他

臨床酵素 GOT 10 12 u GPT 13 15 u アルカリ
 血液化学 コレステロール 19 21 mg/dl 尿酸 22 24 mg/dl フォスファターゼ 16 18 u

糖負荷試験 血糖 25 36 mg/dl
 尿糖 37 48 g/dl 空腹時 1時間 2時間 3時間 48 尿糖 trace 000
 < 03 002

検 尿 49 54
 蛋白 糖 ニンジ 赤血球 白血球 円柱

クリアランス RPF 55 57 ml GFR 58 60 ml PSP 61 %

濃 縮 力 63 74
 I II III

* カードコード 0, 6, ドックカルテNo. 03 09 g/dl %

臨床血液 赤血球数 10 12 $\times 10^4$ 血色素量 13 18
 色素指数 19 21 白血球数 22 26 ヘマトクリット 27 %
 平均赤血球容積 29 31 μ^3 血小板数 32 37 網状赤血球 38 %

白血球分類

病 菌 的 肥	I	II	III	IV	V	好 酸 球	好 基 礎 球	単 球	大	中	小	形 細 胞
	好	中	球						リン	パ	球	質 胞
40	42					52	54	56	58			65

梅毒血清反応 66 Wa.R. ガラス板
 血液型 68 ABO Rh
 血 沈 70 73 1時間 2時間
 C R P 74

0 1 2 3
 Wa.R. ガラス板 陰性 陽性
 ABO 陰性 陽性
 Rh 陰性 陽性
 CRP ー ー ー ー

* カードコード 0, 7, ドックカルテNo. 03 09

遠距離視力 10 13 近距離視力 14 17
 右 左 右 左

色 神 18
 0 正常 1 色弱 2 色盲

眼 底

狭 不 出 白 浮 H 反 走 管 陰 A 血 白 黄 K
細 登 血 斑 腫 T 射 行 経 伏 S 栓 鞘 斑 W
19 24 29 33

眼 内 圧 34 41 mmHg 右 左
 眼底血圧 42 47 51 mmHg

最大	最小	最大	最小
右	左	右	左

* カードコード 0, 8, ドックカルテNo. 03 09

聴 力 右 O 10 16 22 30
 左 X 31 125 250 37 500 1000 43 2000 4000 8000 51

前 立 腺 52 0 正常 1 肥大 2 悪性疑 3 悪性 4 その他 9 せず
 婦人科細胞診 53 PC度数を記入 9 せず

脳 波 54 0 正常 1 境界域 2 異常

図 1-b

表 2. 年令に対する偏相関係数

最大血圧	.195947*	尿酸	-.038277
最小血圧	-.027791	GTT 1 h	.001257
比肺活量	-.225835*	GTT 2 h	.055275
1 秒率	-.393715*	R P F	-.059093
総蛋白	-.095409*	G F R	-.140475*
クンケル反応	.150888*	赤血球数	-.301690*
黄疸指数	-.101667*	ヘマトリット	-.065037
B S P	.135134*	血尿枚数	-.211803*
G O T	-.005156	網状赤血球数	-.138744*
G P T	-.096705*	Scheie HT	.077574
アルカリフォ スファターゼ	.095005*	Scheie AS	.534861*
コレステロール	.299684*	聴力	.397247*

表 3. 重回帰係数

最大血圧	.108022
1 秒率	-.265825
クンケル反応	.157668
コレステロール	.032290
GTT 2 h	.040210
G F R	-.083143
赤血球数	-.034266
網状赤血球数	-.261653
Scheie AS	6.233988
聴力	.244275
常数項	74.140310

$$Y = \sum_{i=1}^k b_i X_i + e$$

Y: 年令

b_i : 多重回帰係数 } ($i=1, \dots, k$)

X_i : 検査測定値

これらの項目を選定するのには何度も試行錯誤を繰返し、その結果もっとも良好な推測値の得られた表3の10項目となったのであるが、その選択についての基本的な考え方は次のとおりである。

すなわち期待年令の計算式は、総合診断という目的から次の二つの機能をもつ項から構成することを考慮した。その第1は加齢による生理的な変化を表現する項で、とくになんらの疾病異常のない“健康者”の期待年令を適確に算定することを目ざし、したがってなるべく加齢による変化の大きい項目をとりあげた。第2は多少でも病的な変化があれば、これを鋭敏にとらえて、期待年令に反映せうするような項であり、このためできるだけ各検

査項目を広くカバーできるよう項目の選定に留意した。

しかしながら“老化”ということと“病的”ということは概念的に区別しえても、実際にはその区別は判然としない。したがってこの二つの機能をそれぞれ別々の項として線型モデルを構成するということとはできないが、第1の項に属する項目としては最大血圧、1秒率、GFR、赤血球数、網状赤血球数、聴力などであり、第2の項のためのものとしては最大血圧、クンケル、コレステロール、GTT 2時間値、GFR、眼底動脈硬化性所見などがあげられよう。

2. 期待年令と実年令の比較

次に以上の10項目を用いて医師の総合診断によって正常と判断された40才以上の男子、159例について期待年令を計算し、実年令と対比したのが図2である。

図 2. 期待年令と実年令の比較

期待年令の平均は 56.32 才となり、実年令との差の分散は 21.35 となる。いま実年令と期待年令とがよく一致する例を例示すると表4のようになる。表に示すように検査成績に多少の変動があっても、これらは相殺されて全体として実年令に近い期待年令が得られており、検査成績からみる限り、比較的バランスのとれた健康状態であるという印象をうける。

次に期待年令と実年令が一致しない例について検討するために全ドック入院例について期待年令を計算し、期待年令が実年令を下廻る例を表5に、その逆の場合を表6に示した。期待年令が実年令を下廻る場合(表5)は、表中にアンダーラインを付したように年令に対して明ら

表 4. 期待年令と実年令がほぼ一致した例

項 目	Case No.								
	149	66	214	8	302	109	61	166	26
最 大 血 圧	97	114	140	126	110	126	134	164	130
1 秒 率	80	83	85	70	77	75	94	76	75
クンケル反応	10	2	6	4	8	6	14	4	8
コレステロール	170	185	143	196	213	212	207	203	188
GTT 2 h	98	100	96	62	104	93	119	117	115
G F R	134	94	92	116	97	95	92	77	70
赤 血 球 数	461	513	487	542	491	514	439	493	435
網状赤血球数	17	21	5	7	1	11	5	10	12
Scheie AS	0	0	0	0	0	I	I	I	I
聴 力	0	0	0	10	5	5	5	15	25
実 年 令	42	42	49	51	54	58	61	68	69
期 待 年 令	42.97	43.81	50.45	50.99	53.95	58.41	60.76	67.53	68.68

表 5. 期待年令が実年令より著しく低い例

項 目	Case No.								
	283	226	69	196	58	255	101	146	349
最 大 血 圧	114	110	112	116	100	120	115	146	174
1 秒 率	77	76	82	73	77	82	83	76	73
クンケル反応	10	6	4	2	6	6	4	4	4
コレステロール	212	219	225	206	196	180	215	182	176
GTT 2 h	89	74	130	82	114	103	112	112	85
G F R	120	135	87	111	63	74	100	86	77
赤 血 球 数	482	540	535	496	505	457	442	536	440
網状赤血球数	11	12	18	12	11	5	17	8	7
Scheie AS	0	0	0	0	0	I	0	I	I
聴 力	5	— 5	0	— 10	11	— 10	25	5	15
実 年 令	58	50	58	54	60	66	62	70	76
期 待 年 令	49.84	42.72	47.29	45.72	53.36	56.88	54.77	60.75	69.85

かに良好な数値の検査項目が2～3項目以上みられ、印象としては一般の同年令のものより若年者に近い所見である。とくに眼底所見、GTT 2時間値、血圧などが期待年令の低下に大きな役割を果しているようである。

これに対して、期待年令が実年令を上回っている例(表6)では、二、三の検査項目に表中アンダーラインを付したように平均的な数値よりも悪い値のものが現れており、GFR、GTT 2時間値、血圧、眼底所見、聴力、赤血球数などの影響が大きいようである。以上要するに、

回帰式によって現実の検査成績から計算された期待年令は臨床的経験に基く直感的な判断とかなりよく一致するものといえる。

3. 疾患群における期待年令——診断的能力の評価

次に期待年令がさきに述べたように軽度の異常のある場合、これをどのようにとらえ、期待年令に反映することができるか、すなわち診断的能力の評価を試みた。すなわちドック入院中から表7の基準によって肝障害 109例、糖尿病 105例、冠硬化 123例、高血圧 216例、高血

表 6. 期待年令が実年令より著しく高い例

項 目	Case No.								
	228	73	46	10	281	320	81	114	359
最 大 血 圧	116	110	150	130	146	120	170	164	124
1 秒 率	82	92	76	71	78	73	77	70	79
クンケル反応	6	4	4	8	4	8	8	4	4
コレステロール	244	180	180	173	212	184	189	198	232
GTT 2hr	71	105	127	136	59	121	107	100	52
G F R	86	103	130	120	77	65	104	92	93
赤 血 球 数	507	399	418	441	449	432	418	456	430
網状赤血球数	8	11	9	8	8	11	24	8	8
Scheie AS	I	I	I	I	I	I	I	II	II
聴 力	10	5	5	15	20	30	60	25	55
実 年 令	42	42	43	48	52	53	56	57	60
期 待 年 令	58.61	54.57	61.66	65.21	66.26	70.24	75.34	77.50	78.09

表 7. 疾病群の選択基準

肝 障 害	
Kunkel 反応	14 u 以上
TTT	4 u "
Cobalt 反応	R 5 "
糖 尿 病	
GTT 空腹時値	120 mg/dl 以上
1 時間値	200 "
2 時間値	160 "
3 時間値	120 "
冠 硬 化	
ST	中等度以上降下
T	平低・二相性・逆転
負荷心電図	陽 性
高 血 圧	
最大血圧	150 mmHg 以上
最小血圧	90 "
高血圧に伴う合併症	
心電図	左室肥大
RPF	350 cc/mm 未満
GFR	70 "
PSP	25%未満
眼底 Scheie AS	II 以上
高コレステロール血症	
コレステロール	250 mg/dl 以上

表 8. 各種疾患の実年令と期待年令

疾 患	例数	実年令	期待年令	差
肝 障 害	109	55.61	61.22	5.62
糖 尿 病	105	59.02	66.18	7.16
冠 硬 化	123	59.89	66.90	7.01
高 血 圧	216	58.37	67.05	8.68
合併症を伴う高血圧	121	61.30	71.32	10.03
高コレステロール血症	53	57.08	64.47	7.39

てその期待年令と実年令とを比較した。その結果を表 8 に示す。すなわち肝障害群では 5.62 才とその差は比較的少ないが、糖尿病群では 7.16 才、高血圧群では 8.68 才、それぞれ期待年令が実年令を上回わり、さらに合併症を伴う高血圧群ではその差が 10.03 才にも達している。また冠硬化群、高コレステロール血症群では、実年令よりそれぞれ 7.01 才および 7.39 才高くなっている。

前掲の基準からみても明らかなように、ここで取り上げた症例は、合併症を伴う高血圧を除いては比較的軽症なものばかりであるが、それにもかかわらず、これらの疾患群の期待年令の平均は明らかに実年令の平均よりも高い。これは期待年令が軽度の異常所見に対しても敏感に反応しうることを示すものであり、したがって異常の早期診断に応用しうる可能性を示すものといえよう。

4. 疾病の進展と期待年令——模擬的な症例における実験

そこで次に個々の症例において検査成績が変動すれば、

圧で心、腎、眼底に合併症を伴うもの 121 例、ならびに高コレステロール血症 53 例をえらび、それぞれについ

表 9. 模擬的症例における期待年令 (1)

項 目	正常例	軽症糖尿病			合併症を伴う糖尿病					
		No. 1	No. 2	No. 3	No. 1	No. 2	No. 3	No. 4	No. 5	No. 6
最大血圧	130	130	130	130	160	160	160	160	160	160
1 秒 率	90	90	90	90	90	90	90	90	90	90
クンケル反応	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4
コレステロール	160	160	160	160	160	260	260	260	260	260
GTT 2h	80	120	160	200	200	200	200	200	200	200
GFR	110	110	110	110	110	110	110	110	80	80
赤血球数	550	550	550	550	550	550	550	550	550	550
網状赤血球数	8	8	8	8	8	8	8	8	8	8
Scheie AS	0	0	0	0	0	0	I	II	I	II
聴 力	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
実 年 令	43	43	43	43	43	43	43	43	43	43
期 待 年 令	43.19	44.80	46.40	48.01	51.25	54.48	60.72	66.95	63.21	69.44

表 10. 模擬的症例における期待年令 (2)

項 目	正常例	肝 障 害		高コレステロール 血症	高 血 圧					
		No. 1	No. 2		No. 1	No. 2	No. 3	No. 4	No. 5	No. 6
最大血圧	130	130	130	130	160	160	160	180	180	180
1 秒 率	90	90	90	90	90	90	90	90	90	90
クンケル反応	4	14	18	4	4	4	4	4	4	4
コレステロール	160	160	160	300	160	160	160	160	160	160
GTT 2h	80	80	80	80	80	80	80	80	80	80
GFR	110	110	110	110	110	110	80	80	60	60
赤血球数	550	550	550	550	550	550	550	550	550	550
網状赤血球数	8	8	8	8	8	8	8	8	8	8
Scheie AS	0	0	0	0	0	II	II	II	II	III
聴 力	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
実 年 令	43	43	40	43	43	43	43	43	43	43
期 待 年 令	43.19	44.76	45.93	47.71	46.43	58.96	61.39	63.55	65.21	71.45

それが期待年令にどのように反映されるか、すなわち個人の健康診断ないしは疾病の早期診断への利用という観点から、期待年令の指標性を模擬的な症例について検討した。

まず、表9の最左欄に示すような、年令43才の標準的なモデルを各検査項目の年令分布の分析に基づいて設定するとその期待年令は43.19才となる。いまこのモデルが糖尿病に漸次移行していくと仮定し、最初 GTT 2時間値のみ 120 mg/dl, 160 mg/dl, 200 mg/dl と順次

上昇させると、期待年令はそれぞれ 44.80 才, 46.40 才, 48.01 才と血糖値への上昇だけで約5才の差がでてくる。次にこのような比較的軽度の糖尿病の状態に、さらに血管障害が合併した場合を想定した。すなわち血圧が160 mmHg になると期待年令 51.25 才、コレステロールが 260 mg/dl となると 54.48 才、眼底動脈硬化性変化 (Scheie AS) が I 度になれば 60.72 才、同じく II 度になれば 66.95 才となる。この後の2つの場合、GFR が 80 に下って軽度の腎障害が加わると、それぞれ Scheie

I の場合 63.21 才, Scheie II の場合 69.44 才となる。以上の結果からみて個人を対象とした場合には, 糖尿病ならびにそれに関連した変化が極めて鋭敏に期待年令に反映されているのがみられる。

同じような試みを肝機能検査異常, 高コレステロール血症, 高血圧について行ったのが表 10 で, たとえば標準となったモデルから血圧が 160 mmHg に上がると, 期待年令は 46.43 才, これに眼底動脈硬化性変化が II となると 58.96 才というように各検査成績の変化によって著明に期待年令が加算されるのがみられる。

考 案

いわゆる人間ドックなどにおける総合診断の実際の手順を考えてみると, まず全検査所見を通じてなんらかの病的異常所見がみられるかどうかということに着目し, もしなければその検査成績が同年輩のものに比してどうであるか, すなわち老化現象が進んでいるかどうかという観点から総合的に判断が下されることになる。今回の我々の試みは, その判断の一つの標準となるものを現実の検査成績から多変量解析の手法によって, 期待年令という形で求めようとしたにほかならない。

いま, 人間の老化現象の進み方を考えてみると, 各臓器によって一様でなく, 種々のパターンを示すものであり, その意味では各項に臓器の所見をわりあてた線型モデルとしての多重回帰式は老化現象を表現するのに, まず妥当なモデルということができよう。しかし, 一般に検査成績はかなり個人差のあるものであり, 経時的に変動することも少なくない。これらはすべて実年令と期待年令との間の誤差(ずれ)として表現されることになり, この方式ではさけられない点である。

そこで期待年令の計算式にどのような項目をえらぶかということになるが, これは簡単には決めがたい問題である。理論的にはできるだけ変動が少なく, しかも年令との関連性の深いものをえらぶべきであるが, とくに老化ということを予備力の減少という機能面からの認識にたてば, できるだけ負荷試験的なものを多く取り入れる必要があると思われる。また多重回帰式というモデルの性質上, 検査値が一方向だけの変化(上昇または下降)で意味をもつような項目に限るべきであり, 検査値の上昇あるいは下降が, ともに意味をもつような検査は不適当であることも留意する必要がある。

結局, 年令との相関関係を基礎に, 試行錯誤を繰り返して, もっともよい結果の得られるような項目を取捨選

択する以外に適当な方法があるとは思われない。古川らは腎機能, 肺活量, 眼調節能がとくに有用であったと述べているが, 我々の場合は聴力, GFR, 1 秒率, 赤血球数などが, パラメーターとして良好であるように思われる。

それでは, 次にこのようにして得られた回帰式の適合性をどのように評価するかという問題がある。期待年令計算の趣旨からすれば日常臨床経験に照らしてえられた直感的な判断と統計的な処理の結果とが合致すればよいわけであり, そのため今回は臨床医が, 経験的に正常と判断したものについて実年令と期待年令を比較することによってその適合性を判断した。しかしここに得られた期待年令がその個人の真の老化度を再現しているかどうかは, その予後から判断すべきであり, 今後 follow すべき問題である。

ま と め

いわゆる人間ドックなどにおける健康診断成績の総合的な評価の方法として, 期待年令を利用することを試みた。

1) 大阪府立成人病センターの人間ドック入院者から一定基準によって選ばれた 40 才以上の男子 425 例を対象に多変量解析の手法を用いて期待年令の計算式を求めた。

2) この式を用いて, 医師により正常と判断された 159 例について期待年令を計算し実年令と比較すると, 差の分散は 21.35 となった。

3) 次に軽度の異常を示す場合, 期待年令にそれがどのように反映されるかをみるために肝障害, 糖尿病, 冠硬化, 高血圧, 高コレステロール血症の各群について, 実年令と期待年令とを比較した。その結果, 肝障害群, 糖尿病群, 冠硬化群, 高コレステロール血症群では, 実年令よりも期待年令が 5~7 才高く, さらに高血圧群では期待年令が 8~10 才高くなり, 疾病異常の早期診断法として利用しうることが認められた。

4) さらに個々の症例についての疾病の進展が期待年令にどのような影響を与えるかをみるため標準的なモデルを設定し, これが模擬的に糖尿病, 高血圧等の状態になった場合の期待年令を計算した。その結果, 個々の症例においても, その変化が軽症であっても, 鋭敏に期待年令に反映されることがみられた。

文 献 1) 千田信行：人間ドックより観た生理学的
 年令測定法, 老年病 6 (Suppl.) : 89, 1960. 2) 古川
 俊之ほか：多変量理論による老年者の生物学的年令推定.
 高令医学 6 : 1, 1968. 3) 箕輪真一ほか：成人の標準
 体重に関する研究, 日医事新報 (No. 1988) : 24, 1962.
 4) 千田信行：向老期以後における健康診断の判定基準

について, 日老医誌 7 : 147, 1970. 5) 佐々木陽ほ
 か：“期待年令”による健康診断成績評価の試み, 第9
 回日本 ME 学会大会予稿集, 1970, p. 42. 6) 佐々
 木陽ほか：電子計算機による人間ドック病歴管理システ
 ム—MEDICA II, 医用電子と生体工学(印刷中).

Abstract

“Expected Age” Used in Evaluating Results of Multiple Health Examination

Akira Sasaki, M. D., Takashi Yokouchi, M. S.,
 Naruto Horiuchi, M. D. and Kiyohiko Omori, M. D.*

As an approach to general evaluation of results of multiple health examination, “expected age” was employed. The expected age, which is the so-called “biological age”, is a hypothetical parameter computed mathematically on the basis of actual test results.

The subjects observed were 425 apparently healthy males who were admitted to the Osaka Prefectural Center for Adult Diseases for health examination.

Out of more than 90 routine tests, 10 tests were finally selected on a partial correlation analysis and a trial-and-error method. The multiple regression coefficients of these tests on age were estimated and a numerical formula for the expected age was established.

The formula was applied to 159 normal subjects aged 40 years and over. The mean expected age was 56.32

years and the variance of the difference between the expected age and the calendar age was 21.35

Then, the expected ages computed on a group basis of cases with diseases, hypertension, hepatic dysfunction, diabetes mellitus, coronary insufficiency and hypercholesteremia, were compared with calendar ages. The mean expected age was 5-8 years older than the mean calendar age, and in the hypertensives with complications, the difference exceeded 10 years.

In order to evaluate a diagnostic practicability of the formula on an individual basis, cases of hypertension, diabetes mellitus, etc. were numerically set up and the formula was applied to them. The expected age thus computed indicated formula's high sensitivity in detecting even mild abnormalities.

*

*

*

*

* Center for Adult Diseases, Osaka : Minami 1 chome,
 Nakamichi, Higashinari-ku, Osaka, Japan.