投稿

質問紙健康調査票 THI に対する新総合尺度の特性と有効性

浅野 弘明（アサノ ヒロアキ）＊1　竹内 一夫（タケウチ カズオ）＊2　笹澤 吉明（ササザワ ヨシアキ）＊3
大谷 哲也（オオタニ テツヤ）＊4　小山 洋（コヤマ ヒロシ）＊5　鈴木 庄亮（スズキ ショウスケ）＊6

目的　質問紙健康調査票 THI（Total Health Index）は，妥当性や信頼性の検討が数多くなされ，様々な疫学調査で応用されるとともに，職場・地域・学校における健康増進活動にも利用されてきた。THI 調査に対するパソコン支援システムの開発を契機に，基準集団を見直し新基準集団を設定するとともに，従来の尺度に主成分分析を適用し構築した新総合尺度の利用を開始した。その後の調査で新総合尺度の有効性が確認できたので，死亡傾向との関連性も含め報告する。

方法　2003年に設定した新基準集団のデータを用い，「多愁訴，呼吸器，目と皮膚，口と肛門，消化器，直情径行，虚構性，情緒不安定，抑うつ，攻撃性，神経質，生活不規則」の12尺度に対し主成分分析を適用し，Ｔ１，Ｔ２の２主成分を導出した。必要な統計処理を行い，特徴を抽出するとともにその有効性を検証した。また，７年後の死亡・転出データに対し Cox の比例ハザードモデルを適用し，Ｔ１，Ｔ２と死亡傾向の関連性についても検討した。

結果　第１主成分Ｔ１は，全尺度の変動をよく吸収していた。特に，Ｔ１が５ptl（パーセンタイル値）未満あるいは95ptl 以上の場合，12尺度の個人変動はほぼ平均的パターンに限定され，健康状態を総合的に判定する指標として好ましい性質を持つことが確認された。さらに，死亡傾向とも統計的に有意な関連性が認められ，Ｔ１が中央値から95ptl まで上昇する（健康状態が悪くなる）と死亡リスクが1.4倍になることが判明した。これに対してＴ２は，１尺度並の情報しか有しておらず，さらに，死亡との関連も明確ではなかったが，心と体の健康バランスを示しており，Ｔ１を補足する指標として活用できることが示唆された。

考察・まとめ　パソコンを利用した支援システム「THI プラス」の開発を契機に，アドバイスシートの返却を開始した。その過程で，12尺度＋３傾向値を要約する総合尺度が必要となった。今回構築したＴ１は，総合尺度としてふさわしい性質を持つばかりでなく，身体表現性障害とも密接に関連しており，意義深い尺度になっていることが確認された。また，Ｔ２は従来の尺度・傾向値にはない特徴を有しており，これらと併用できることが示唆された。今回の知見を活用し，個人の心の健康対策や生活習慣病の予防に役立つ，より有効なアドバイスシステムを構築していきたいと考えている。

キーワード　THI，質問紙健康調査票，総合尺度，死亡リスク

Ⅰ　は　じ　め　に

東大式自記健康調査票 THI，Todai Health Index（2001年頃からの再検討により，多面的健康チェック票 THI，Total Health Index と改称）は，1974年に青木，鈴木，柳井ら[1)-3)]に

＊１京都府立医科大学医学部看護学科准教授　＊２埼玉大学教育学部教授
＊３琉球大学教育学部生涯健康教育コース助教授　＊４群馬大学大学院医学研究科生態情報学講座助手　＊５同教授
＊６群馬産業保健推進センター所長

より開発された質問紙健康調査票で，質問紙としての妥当性と信頼性の検討が数多くなされ[4)-8)]，様々な疫学調査で応用されてきた[9)-18)]。また，結果の返却や面談を併用し，職場・地域・学校における健康増進活動にも利用されており，その妥当性と有用性は広く認められている[19)-28)]。

THI 尺度得点を評価するためには，一定の基準集団を設定する必要がある[19)]。従来，開発時の1974年に設定した基準集団（都内某大手商社員）を利用してきたが，パソコンを用いた支援システムの開発[29)]を契機にその更新を計画し，1993年，群馬県内１市１村の40～69歳住民コホート集団（11,565名）に対して実施した疫学調査[30)-32)]（THI も含む）でのデータを用いて新基準集団を設定した[33)34)]。また，同時期に支援システムを利用し，アドバイスシートを対象者に返却する試みを開始した[34)]。この過程で，数多い尺度を要約できないかという要望が生じ，従来の12健康尺度を総合する指標が必要となった。そこで，多変量解析による総合尺度の構築を試みた。その後の調査で，新総合尺度の有効性が確認できたので，算出法や基本特性と合わせて報告する。

Ⅱ 方　　法

解析には，2003年に設定した新基準集団[33)]（前記コホート集団のうち，THI での未回答項目が５問以下であった者10,596名）のデータを用いた。また，コホート調査は現在も継続中であり，その後の死亡や転出状況が確認されている。これらデータを用いた死亡リスクと社会要因や健康要因との関連性の検証がすでにいくつか報告[30)-32)]されているが，今回は，2000年時点でのデータを用いて，死亡リスクと新総合尺度との関連性を検証した。

THI では，全130問から，尺度得点の計算に関与せず内容を自由に変更できる８つの質問を除いた122問の回答から，「多愁訴，呼吸器，目と皮膚，口と肛門，消化器，直情径行，情緒不安定，抑うつ，攻撃性，神経質，生活不規則性」と，その後加えた虚構性の計12尺度得点を求めることができる（各尺度は因子分析により構築されている）[1)-3)]。抑うつ尺度によりうつ病の判別診断が可能であり[9)]，また12尺度を用いて「心身症，神経症，統合失調症」の３疾病を判別する傾向値が算出される[1)-3)]。これらの得点は，身体的尺度では高くなるほど悪化していることを，精神的尺度においては高くなるほどその傾向が強くなることを示している[1)-3)]。

ここで，これら12尺度には内部相関[35)36)]が認められており[34)]，より少ない尺度に要約できるように思われた。また，アドバイスシートを利用する上で，総合的指標の必要性が痛感された。そこで，12尺度に主成分分析[37)]を適用し，総合尺度の構築を試みた。得られた主成分に対し必要な統計処理を行い，その特徴を抽出するとともに，有効性を検証した。さらに転出・死亡を含めたデータに，Cox の比例ハザードモデ

表１　新基準集団[1)]における THI 尺度の相関行列

	多愁訴	呼吸器	目と皮膚	口と肛門	消化器	直情径行	虚構性	情緒不安定	抑うつ	攻撃性	神経質	生活不規則
多愁訴		0.60	0.64	0.54	0.58	0.43	−0.30	0.55	0.55	−0.40	0.34	0.56
呼吸器	0.63		0.48	0.42	0.47	0.35	−0.22	0.38	0.39	−0.27	0.25	0.35
目と皮膚	0.66	0.50		0.46	0.46	0.37	−0.25	0.45	0.44	−0.31	0.30	0.42
口と肛門	0.56	0.44	0.48		0.44	0.34	−0.27	0.41	0.41	−0.31	0.21	0.42
消化器	0.61	0.47	0.47	0.46		0.37	−0.25	0.38	0.40	−0.26	0.25	0.44
直情径行	0.44	0.35	0.37	0.34	0.37		−0.48	0.58	0.53	−0.23	0.43	0.35
虚構性	−0.30	−0.21	−0.24	−0.26	−0.24	−0.49		−0.48	−0.44	0.28	−0.14	−0.29
情緒不安定	0.56	0.38	0.45	0.42	0.39	0.58	−0.48		0.68	−0.45	0.53	0.41
抑うつ	0.57	0.40	0.44	0.41	0.40	0.52	−0.43	0.68		−0.38	0.38	0.46
攻撃性	−0.42	−0.28	−0.32	−0.32	−0.28	−0.24	0.29	−0.45	−0.39		−0.30	−0.35
神経質	0.34	0.24	0.29	0.21	0.25	0.45	−0.15	0.52	0.37	−0.30		0.24
生活不規則性	0.58	0.37	0.44	0.43	0.46	0.36	−0.29	0.42	0.48	−0.36	0.24	

注　1)　群馬県１市１村住民（10,596名，1993年）
　　2)　相関係数はすべて統計的に1%有意
　　3)　上段は：Spearman の順位相関係数，下段は Pearson の積率相関係数

ル[38)-40)]を適用し，主成分と死亡傾向の関連性についても検討した。なお，計算には統計ソフト「パソコン版SPSS（12.0Ｊ）」を利用した。また，統計的有意性は危険率５％あるいは１％で判定した。

Ⅲ 結　　果

12健康尺度の，新基準集団における相関行列を表１に示す（下段はPearsonの積率相関，上段はSpearmanの順位相関）。相関係数の絶対値は0.14～0.68の範囲で変動しており，すべて統計的に有意（ｐ＜0.01）であった。これら12尺度に対し，Pearsonの積率相関行列を用いて主成分分析を適用した結果，固有値１以上の基準下で，第１主成分Ｔ１と第２主成分Ｔ２が得られた。以下，この主成分の特徴と有効性を示す。

表２　新基準集団[1)]でのTHI尺度得点相関行列に対する主成分分析適用結果

	第１主成分 Ｔ１	第２主成分 Ｔ２
因子負荷量		
多愁訴	0.84	0.29
呼吸器	0.66	0.36
目と皮膚	0.71	0.30
口と肛門	0.67	0.29
消化器	0.67	0.34
直情径行	0.68	-0.40
虚構性	-0.52	0.46
情緒不安定	0.79	-0.37
抑うつ	0.76	-0.23
攻撃性	-0.56	0.11
神経質	0.52	-0.38
生活不規則性	0.68	0.18
固有値	5.5	1.3
寄与率（%）	46.0	10.5

注　1)　群馬県１市１村住民（10,596名，1993年）

表３　新総合尺度Ｔ１，Ｔ２算出係数

	第１主成分 Ｔ１	第２主成分 Ｔ２
多愁訴	0.0228	0.0344
呼吸器	0.0340	0.0806
目と皮膚	0.0403	0.0751
口と肛門	0.0436	0.0844
消化器	0.0395	0.0880
直情径行	0.0305	-0.0795
虚構性	-0.0308	0.1187
情緒不安定	0.0272	-0.0562
抑うつ	0.0381	-0.0509
攻撃性	-0.0451	0.0384
神経質	0.0260	-0.0825
生活不規則性	0.0357	0.0405
定数	-4.1647	-4.2128

注　主成分得点＝Σ尺度得点×係数＋定数

（１）　総合尺度Ｔ１，Ｔ２の特徴

Ｔ１とＴ２の固有値，寄与率，因子負荷量を表２に示す。寄与率は，それぞれ，46.0%，10.5%であった。Ｔ１の因子負荷量がすべて絶対値が0.5以上になっているのに対し，Ｔ２ではすべて0.5未満になっており，Ｔ１が各尺度の変動をよく吸収していると思われた。

Ｔ１，Ｔ２の特徴を詳細に検討するために，表３に示した係数を用いてＴ１，Ｔ２得点を算出し，その分布を求めた。表４にＴ１，Ｔ２得点の男女別パーセンタイル値（20分位数，以下パーセンタイル値はptlと表記）を示す。次に，Ｔ１，Ｔ２に対し，総合尺度Ｔ１，Ｔ２も含めたすべての尺度・傾向値に対して適用している７段階判定区分，１＝極端に低い（５ptl未満），２＝かなり低い（５～10ptl），３＝やや低い（10～25ptl），４＝普通（25～75ptl），５＝やや高い（75～90ptl），６＝かなり高い（90～95ptl），７＝極端に高い（95ptl以上）別に，各尺度・傾向値の平均パーセンタイル値を求めた

表４　新基準集団[1)]における新総合尺度Ｔ１，Ｔ２の男女別分布（20分位数，平均値，標準偏差）

20分位	Ｔ１		Ｔ２	
	男性	女性	男性	女性
5	-1.489	-1.389	-1.579	-1.672
10	-1.260	-1.148	-1.185	-1.313
15	-1.106	-0.966	-0.928	-1.088
20	-0.963	-0.780	-0.732	-0.893
25	-0.835	-0.641	-0.566	-0.746
30	-0.696	-0.520	-0.423	-0.594
35	-0.567	-0.393	-0.285	-0.475
40	-0.414	-0.280	-0.166	-0.327
45	-0.297	-0.171	-0.057	-0.200
50	-0.182	-0.056	0.054	-0.082
55	-0.045	0.069	0.191	0.032
60	0.089	0.206	0.328	0.146
65	0.240	0.338	0.446	0.273
70	0.405	0.479	0.595	0.414
75	0.581	0.644	0.744	0.570
80	0.787	0.834	0.897	0.730
85	1.042	1.038	1.079	0.930
90	1.382	1.339	1.322	1.136
95	1.861	1.800	1.724	1.516
平均値	-0.046	0.044	0.085	-0.081
標準偏差	1.037	0.961	1.011	0.983

注　1)　群馬県１市１村住民（10,596名，1993年）

（表５）。さらに，アドバイスシートで利用している虚構性と統合失調症を除いた13尺度（傾向値）の変化を，アドバイスシートで用いているレーダーチャートとして示した（図１）。なお，図の簡明性に配慮し，攻撃性尺度に関しては反転したパーセンタイル値（100から引いた値）を用い（名称の先頭に(R)を付与），さらに，Ｔ２に関しては区分１，４，７のみ示した。

Ｔ１尺度の区分が上がるに従い，尺度得点が上昇し（レーダーチャートが外側に張り出し）ており，その上昇の仕方は尺度間でほぼ均一になっていた（虚構性と統合失調症では減少傾向が認められ，虚構性では図中の尺度と同様に一定傾向が認められるが，統合失調症は他の尺度ほど明瞭な傾向とはなっていない）。なお，図１は，平均値を用いたグラフであり，個人ごとにみた場合，グラフに凹凸が生じ，特に，Ｔ１の中間の区分３～５においては，変化の仕方は多様で，この図とはかなり異なったグラフも出現する。しかし，区分１や７の両端においては，個人ごとのグラフはほぼこの図に一致しており，Ｔ１判定区分のみで健康状態の判断が可能となり（１と７の場合），総合尺度として望ましい性質を持つことが確認された。

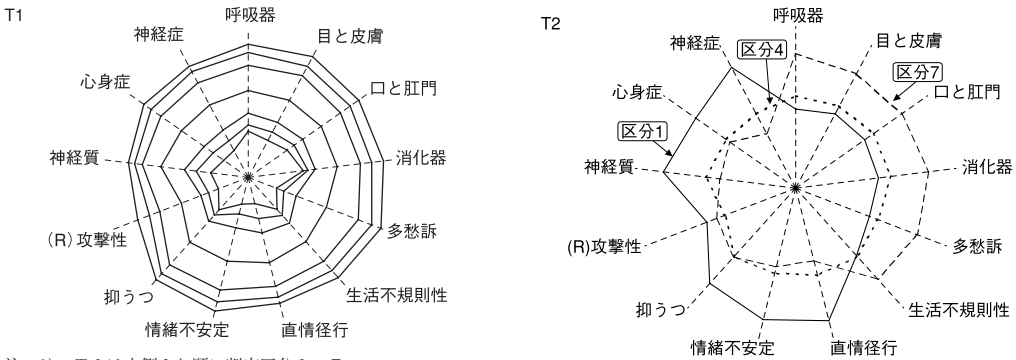
これに対し，Ｔ２では，ほとんどの尺度・傾向値で増加/減少傾向が認められたが，Ｔ１ほど規則的ではく，変動幅もＴ１よりかなり小さくなっていた。内容的には，区分１の群は，身体的健康状態は良好であるが心の悩みが大きく，区分７の群は，逆に，身体的健康状態は悪化しているが心の悩みは普通となっており，心と体の健康水準のアンバランス性を示す指標になっていると思われた。

表５　新総合尺度Ｔ１,Ｔ２の判定区分別平均パーセンタイル値

尺度		判定区分[1]						
		1	2	3	4	5	6	7
多愁訴	Ｔ１	12.4	18.3	28.1	51.9	77.2	87.8	94.9
	Ｔ２	44.0	45.7	47.4	50.1	57.3	65.1	78.7
呼吸器	Ｔ１	24.3	28.8	37.5	54.5	73.1	82.3	88.5
	Ｔ２	44.1	46.1	48.6	53.0	61.3	69.6	81.7
目と皮膚	Ｔ１	21.1	27.9	36.1	54.7	75.2	83.2	91.2
	Ｔ２	47.0	47.5	50.0	53.2	60.5	68.1	78.3
口と肛門	Ｔ１	25.6	31.6	38.9	56.0	73.4	82.0	89.6
	Ｔ２	47.6	49.6	50.8	54.5	61.3	68.5	78.4
消化器	Ｔ１	31.1	34.6	39.8	56.3	73.9	82.1	90.7
	Ｔ２	46.8	49.4	51.9	55.3	62.3	69.6	81.4
直情径行	Ｔ１	10.3	21.2	32.2	55.2	73.3	81.4	86.4
	Ｔ２	83.4	74.1	67.1	51.2	40.0	37.0	41.0
虚構性	Ｔ１	86.4	79.1	70.2	53.6	39.3	33.7	28.3
	Ｔ２	23.1	32.0	40.8	56.4	68.6	71.5	71.8
情緒不安定	Ｔ１	10.7	17.8	28.5	53.8	75.9	84.8	91.9
	Ｔ２	82.7	73.6	64.9	49.8	40.9	40.8	44.9
抑うつ	Ｔ１	22.4	27.3	33.8	54.6	77.0	85.9	91.9
	Ｔ２	77.4	69.1	62.4	52.5	48.4	49.0	53.3
攻撃性	Ｔ１	86.4	78.3	72.4	57.2	39.9	31.6	22.5
	Ｔ２	45.3	47.2	52.1	58.7	60.6	58.2	52.0
神経質	Ｔ１	18.1	28.9	37.8	55.3	69.3	74.9	79.5
	Ｔ２	80.9	73.1	65.6	51.8	41.3	40.2	42.1
生活不規則性	Ｔ１	21.9	27.7	35.7	53.8	73.6	83.0	89.7
	Ｔ２	51.9	52.8	50.5	52.5	56.9	62.1	73.5
心身症	Ｔ１	12.2	21.5	30.0	50.6	69.2	77.8	84.3
	Ｔ２	73.0	66.1	60.1	47.5	40.4	39.9	44.5
神経症	Ｔ１	12.5	20.6	29.5	50.8	69.2	78.6	83.4
	Ｔ２	83.2	74.4	64.8	47.6	35.5	32.2	32.4
統合失調症	Ｔ１	79.4	68.4	56.7	45.5	44.8	46.4	47.2
	Ｔ２	54.4	49.8	47.5	50.0	53.3	51.5	42.9

注　1)　１：５ptl 未満，２：５～10ptl，３；10～25ptl，４：25～75ptl，５：75～90ptl，６：90～95ptl，７：95ptl 以上

図１　新総合尺度Ｔ１，Ｔ２の判定区分にともなう平均パーセンタイル値の変化



注　1)　Ｔ１は内側より順に判定区分１→７
　　判定区分１：５ptl 未満，２：５～10ptl，３：10～25ptl，４：25～75ptl，５：75～90ptl，６：90～95ptl，７：95以上
　　2)　名称先頭に（R）付き尺度については，ptl を反転
　　3)　虚構性尺度と統合失調症傾向値は除外
　　4)　Ｔ２については区分１，４，７のみを図示

（２） 総合尺度Ｔ１，Ｔ２と死亡リスクとの関連

新基準集団において，調査開始から７年後の2000年10月時点で，469名（4.4%）の死亡と363名（3.4%）の転出を確認した。死亡と転出に対する，地区別・性別・年齢区分別の内訳を表６に示す。死亡，転出と地区，性別，年齢との関連を，単純クロス集計により検証した結果，死亡では性別（男6.2%，女2.8%）と年齢（40歳代1.5%，50歳代3.7%，60歳代8.4%）に，転出では地区（K村2.6%，Ｉ市3.5%）と年齢（40歳代5.0%，50歳代3.0%，60歳代2.1%）に統計的有意差（$p<0.01$）を認めた（χ^2検定）。

Ｔ１，Ｔ２と死亡との関連性を検証するために，個人ごとに算出した観察期間(月数)に対し，性別，年齢，地区と，Ｔ１，Ｔ２を説明変数としてCoxの比例ハザードモデルを適用した（転出は途中打ち切りとして処理）（表７）。性別，年齢，Ｔ１の係数は統計的に有意（$p<0.05$）であったが，地区とＴ２の係数は非有意（$p>0.05$）であった。また，この係数と全体でのパーセンタイル値を用い，Ｔ１，Ｔ２得点のリスク比とその95%信頼区間を求めた（表７）。Ｔ１に関しては，中央値（50ptl）を基準とした場合，95ptlにおいてリスク比が1.42と増加し，逆に，５ptlでは0.79に減少することが判明した。

なお，表７の結果は，Ｔ１，Ｔ２得点をそのまま用いており，死亡傾向との線形的な関連性が仮定されている。この線形性を確認するために，それぞれの５分位数により５段階に等分し，この分類に従ったダミー変数をＴ１，Ｔ２得点の代わりに用いてCoxの比例ハザードモデルを適用した。図２に分類に伴うβ係数の変化を示す（階級３を基準とし係数の差をグラフ化している）。Ｔ１では，ほぼ直線的に変化しており，曲線的な関連性を考慮する必要はないと思われた。また，リスク比に関しては，階級３（40～60ptl群）を基準にした場合，階級１，２，４，５で，それぞれ，0.78，0.99，1.11，1.32となり，表７とほぼ同じ傾向の値が得られた。これに対して，Ｔ２では線形的変

表６ 新基準集団[1]における７年後の地区別･性別･年齢別の死亡･転出者数

	K村		Ｉ市	
	男性	女性	男性	女性
40歳代	17＋30/ 910	14＋28/ 813	18＋71/ 948	6＋56/1,020
50歳代	33＋15/ 655	12＋14/ 658	57＋38/1,054	32＋40/1,220
60歳代	71＋ 9/ 534	22＋10/ 500	124＋18/1,097	63＋34/1,187

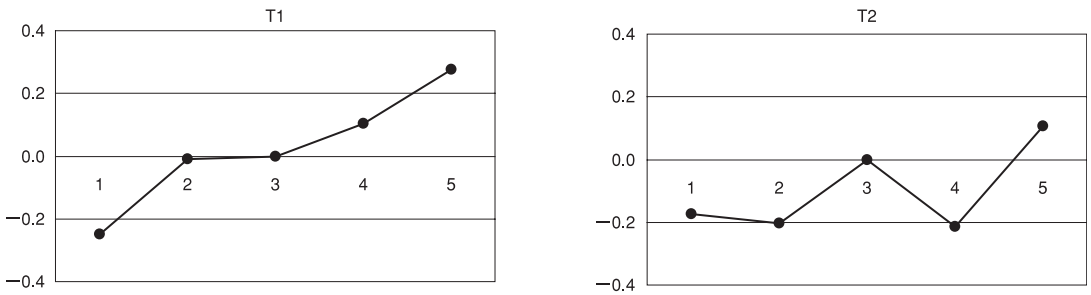
注 1) 群馬県１市１村住民（10,596名，1993年）
2) 死亡数＋転出数/母数

表７ 新基準集団[2]での7年後の死亡データに地区･性別･年齢と新総合尺度Ｔ1,Ｔ2を独立変数としCoxの比例ハザードモデルを適用した結果

	β係数	標準誤差	p	リスク比		95%信頼区間	
地区	0.166	0.105	0.116	Ｉ市/K村	1.18	0.96	1.45
性別	−0.855	0.099	0.000	女性/男性	0.43	0.35	0.52
年齢	0.094	0.006	0.000	10歳増加	2.57	2.26	2.91
Ｔ１	0.180	0.044	0.000	区分[1]：7/4	1.42	1.20	1.67
				区分 ：1/4	0.79	0.70	0.88
Ｔ２	0.072	0.045	0.106	区分 ：7/4	1.13	0.98	1.30
				区分 ：1/4	0.89	0.77	1.03

注 1) 区分４は中央値，区分７は95ptl，区分１は５ptl（いずれも全体でのパーセンタイル値（ptl））
2) 群馬県１市１村住民（10,596名，1993年）

図２ 新総合尺度Ｔ１・Ｔ２を分位数によりダミー変数化しCoxの比例ハザードモデルを適用した場合のβ係数の変化



注 1) パーセンタイル値により５等分し，Coxの比例ハザードモデルを適用
１（20ptl未満），２（20～40ptl），３（40～60ptl），４（60～80ptl），５（80ptl以上）
2) β係数は，３（40～60ptl）を基準としてその差をグラフ化

化は認められず変動幅も小さくなっていた。

Ⅳ 考　　察

わが国において，1998～2005年の８年連続で，自殺者がそれ以前の約５割増しの３万人を超える状況[41]が続いており，大きな社会問題となっている。このため，厚生労働省は，労働者の心の健康対策を推進するため，平成12年８月に「事業場における労働者の心の健康づくりのための指針」を策定し[42]その周知徹底を行い，さらに，平成18年にはその改定版も出している[43]。

THIは，自殺の一因となっている過重労働による心身の疲弊状態の測定に利用できる有用な道具の１つである[41]。著者らはTHIをさらに活用するために，THIプラスと名づけたパソコン処理システムを開発した[34)44)]。このシステムにより，データ管理の効率化がはかられたばかりでなく，図１に示したようなレーダーチャートを含んだ個票（アドバイスシート）の印刷が可能となり，きめ細かいサポートが行えるようになった[45]。これまでに，いくつかの職域において，個票の返却に合わせて専門医（著者の一部）による個別面談を実施した[45]。対象者の個票に対する評価はおおむね良好で，記載されている指標やアドバイスの妥当性に関しても一定の評価が得られた。また，面談を通じて，指標やアドバイスの有効性・妥当性を確認することができた[34)44)45)]。

特に，最近利用を開始した新総合尺度に関しては，Ｔ１区分が７の場合，「図１に示した平均プロフィールとほぼ同じチャートが得られ，面談においても多くの訴えがあり，身体的にも精神的にもかなり問題が多い」ことが，逆にＴ１区分が１の場合，「心身両面で健康的（いわゆる元気いっぱい）で運動もよく行いかつ社会参加にも意欲的である（なお，肥満や高脂血症などにより突然死の恐れあり）」ことが確認され[45]，Ｔ１尺度の有効性が確認できた。さらに，結果に示したように，死亡傾向との関連性が示唆されており，この面からも重要性が裏付けられたと考えている。

健康状態を把握するためには，12尺度を用いて多面的にみることも必要であるが，より少ない情報に要約する必要もある。従来，心身症や神経症の傾向値をこの目的で利用してきたが，今回作成したＴ１は，これらと高い相関をもつばかりでなく，他の尺度とも相関が高く，さらに，結果には示していないが，身体的健康尺度のみ，あるいは，精神的健康尺度のみで主成分分析を適用して得られたそれぞれの第１主成分とも，かなり高い相関を有しており，上記傾向値より望ましいことが明らかとなった。また，Ｔ１得点が高いことは，心身とも訴えの表現の多いことを意味している。訴えが多いということは，健康管理サービスの提供側と受益者とを結ぶ重要な契機となる。例えば，THI開発の下敷きとした，米国の軍人・軍属の健康管理の目的で開発されたコーネル医学指数（CMI）においては，当初，全195問中30問以上に「はい」と答えた者を問題ありとしていた[46)47)]。他方で，質問に逆らわず「はい」「そうです」と応答しがちな人がいることが心理学的に知られている[47)48)]。黙認性と名づけられたこのような傾向は，長年変わらないとも言われている[47)-49)]。性格的に「はい」と答えてしまうというだけであれば「はい」が多くても問題視する必要はないが，「はい」応答の多い人は受診率が高く，死亡リスクも高いことが判明[37)47)]しており，看過することはできない。従来，「多愁訴」尺度によりこの傾向を判定していたが，今回開発した総合尺度Ｔ１は，ICDやDSMで定義された身体表現性障害[50)51)]とも深く関係しており，心身の症状や訴えの多さを総合的に表す意義深い尺度となっている。

これに対してＴ２は，固有値が1.3，言い換えると尺度1.3個分の情報しか有しておらず，情報の要約という観点からは，重きをおくことはできない。さらに，表７や図２に示したように死亡との関連は薄く，他の12尺度あるいは３傾向値と同様に，Ｔ１を補足する情報として活用すべきであると思われた。実際，最近実施した，湯治の効果をTHIを用いて検討する調

査[45)52)]において，２泊３日と短期間であるが，対象者全体でＴ１の平均パーセンタイル値が58→50と統計的に有意（ｐ＜0.01）に減少した（健康的になった）ことや，親子での参加者の中に，娘（29歳）では，消化器が77→31，情緒不安定が89→37，抑うつが79→45に改善され，Ｔ１も87→53へと各パーセンタイル値が減少しリラックス効果が認められたが，母親（56歳）は娘の悩みを相談されたためか，Ｔ１のパーセンタイル値は70→75とそれほど変化しなかったが，情緒不安定，抑うつあるいは神経症が悪化を示し，Ｔ２が61→31に変化した（言いかえると身体症状はほとんど変わらず心の悩みのみが深くなった）事例が観察された[45)52)]。この例からも，Ｔ２はＴ１を補う指標として利用できると思われた。今後，このような事例を積み重ね，Ｔ１，Ｔ２を活用したアドバイスシステムを構築していきたいと考えている。

今回，死亡数が少ないため，地区や性別，年齢といった背景要因で層別した解析ができず，背景要因を含めたCoxの比例ハザードモデルの適用で分析を止めているが，コホート調査は現在も継続されており，今後，データを蓄積し今回の検証を補っていきたいとも考えている。

Ⅴ ま と め

東大式自記健康調査票THIを改訂し，手近のパソコンを用い簡単な操作で，個人ごとにグラフや健康アドバイスを含めた結果出力を可能とする「健康チェック票THIプラスシステム」を開発し利用を開始した。このシステムを本格利用していく上で，従来の指標を要約した総合的健康指標が必要となった。そこでTHIの12尺度に主成分分析を適用し要約を試みた。得られた第１主成分を，総合尺度Ｔ１と名づけた。Ｔ１は，内容的にも死亡リスクとの関係からも，総合的健康指標としてふさわしい尺度であることが確認された。また，第２主成分Ｔ２はＴ１を補足する指標として，従来の指標と併用して利用できることが示唆された。

今回の知見を活用し，個人の心の健康対策や生活習慣病の予防に役立つ，より有効なアドバイスシステムを構築していきたいと考えている。

文　　献

1）青木繁伸，鈴木庄亮，柳井晴夫．新しい質問紙健康調査票（THPI）作成のこころみ．行動計量学 1974；2：41-53.

2）鈴木庄亮，柳井晴夫，青木繁伸．新質問紙調査票THIの紹介．医学のあゆみ 1976；99(4)：217-25.

3）鈴木庄亮，河正子，青木繁伸，他．質問紙健康調査票THIによる神経症者，分裂病者などの判別診断の試み．行動計量学 1979；6(2)：28-38.

4）鈴木庄亮，青木繁伸，草刈淳子．コーネル医学指数と東大式健康調査票との関連についての基礎的検討．日本公衆衛生雑誌 1979；26(4)：161-8.

5）浅野弘明，永田久紀．東大式健康調査票THIの繰り返し調査における回答パタンの変動に関する基礎的報告．日本公衛誌 1984；31(2)：91-3.

6）浅野弘明．健康指標に関する基礎的研究－東大式健康調査票（THI）を中心として－．京府医大誌 1988；97(4)：433-42.

7）佐藤泰一，青木繁伸，鈴木庄亮，他．自覚症状などの加齢による変化－THIによる成人女性集団の断面調査から－．民族衛生 1990；56：26-46.

8）竹内一夫，青木繁伸，鈴木庄亮．質問紙健康調査票における翻訳の適切さについて－THIを例に－．日本公衆衛生雑誌 1993；40：653-9.

9）川田智之，久保田文雄，大西直樹，他．抑うつ状態評価のための簡易スクリーニングテストの有効性．産業医学 1992；34：576-7.

10）川田智之，鈴木庄亮．自記式健康調査票THIを用いた嫁と姑の心身の主観的健康レベルとその関連性．民族衛生 1990；56：9-17.

11）川田智之，鈴木庄亮，後閑容子，他．夫婦の加齢に伴う主観的健康レベルの変動とその関連性．民族衛生 1991；57：162-9.

12）川田智之，鈴木庄亮．２つの地域の男子勤務者とその妻の自覚症状に及ぼす喫煙と居住地の影響．民族衛生 1992；58：320-5.

13）Ohta A, Takeuchi K, Sasazawa Y, et al. Differences in lifestyle and perceived health in different occupations in a community. Journal of Occupational Health 1998；40：325-33.

14）鈴木庄亮，兜真徳，南正信，他．大阪国際空港周辺住民の自覚症状－昭和50年度移動住民検診の結果から．航空公害 1977；4(2)：1-5.

15）Takeuchi K, Roberts RE, Suzuki S. Depressive Symptoms among Japanese and American Adolescents. Psychiatry Research 1994：53：259-74.

16）沖縄県文化環境部．自覚的健康感（THI），航空機騒音による健康への影響に関する調査報告書．沖縄県，1999：55-68.

17）杉並区井草森公園周辺の環境問題に係わる健康調査委員会．井草森公園周辺の環境問題に係わる健康調査結果報告．東京都杉並区保健衛生部，1999.

18）成田空港周辺航空騒音健康管理調査委員会．航空機騒音健康影響調査結果について．成田空港周辺地域共生財団・KK アクト音響振動調査事務所，2003.
19）Suzuki S., Roberts RE.（eds.）Methods and Application in Mental Health Surveys: The Todai Health Index. The University of Tokyo Press, Tokyo，1991；1-308.
20）岸田孝弥，斉藤むら子，長谷川徹，他．質問紙健康調査法による中小企業の健康管理への応用．産業医学 1986；28：3-16.
21）青木繁伸，小川正行，鈴木庄亮．自動車交通騒音による住民「ストレス」測定の試み－質問紙健康調査票 THI の応用から－．ストレスと人間科学 1987；2：99-100.
22）本多正喜，城田陽子，金子鈴，他．自記式健康調査票 THI による生活パターンの位相差に関する研究．民族衛生 1994；60：85-98.
23）川田智之，鈴木庄亮，自覚症状等の職種別特徴－乳製品製造会社従業員の THI 尺度得点による分析－．民族衛生 1995；61(1)：25-32.
24）田村祐司，堀安高綾，鈴木庄亮．東京商船大学１年生における生活習慣と健康指標の関連性．東京商船大学研究報告 1995；45：63-79.
25）小川正行，福富博信，青木繁伸，他．質問紙健康調査票 THI による高校生運動選手の自覚的健康状態に関する研究．群馬大学教育学部紀要 1997；32：183-98.
26）小川正行，福富博信，金子直子，他．質問紙健康調査票 THI による高校生運動選手の自覚的健康状態に関する研究．群馬大学教育学部紀要 1998；33：151-65.
27）Tazima K, Takeuchi K, Suzuki S. Risk factors for liver dysfunction in middle aged men based on four year health examination data. Journal of Occupational Health 1998：40：339-44.
28）笹澤吉明，竹内一夫，太田晶子，他．地域の中高年者の運動習慣と心身の自覚症状等との関連．日本公衆衛生雑誌 1999；46(8)：624-37.
29）浅野弘明．健康調査データ処理ソフトの紹介．京府医大医短紀要 2002；11(2)：163-8.
30）Ohta A, Aoki S, Takeuchi K, et al. Lifestyle and sociodemographic risk factors for death among middle-aged and elderly residents in Japan from a five-year follow-up cohort study. J Epidemiol 2001：11：51-60.
31）Iwasaki M, Otani T, Ohta A, et al. Rural-urban differences in sociodemographic, social network and lifestyle factors related to mortality of middle-aged Japanese men from the Komo-Ise Cohort Study. J Epidemiol 2002：12：93-104.
32）Hayashi R, Iwasaki M, Otani T, et al. Body mass index and mortality in a middle-aged Japanese cohort. J Epidemiol 2005：15：70-7.
33）浅野弘明，竹内一夫，笹澤吉明，他．新基準集団における質問紙健康調査票 THI の尺度得点・傾向値のデータ分布．厚生の指標 2005：52(7)：1-7.
34）NPO 国際エコヘルス研究会編著．健康チェック票 THI プラス－利用・評価・基礎資料集．武田書店，2005：1-302.
35）芝祐順，渡部洋．統計的方法Ⅱ－推測．新曜社，1987：169-72.
36）S.チャタジー，B.プライス．回帰分析の実際．新曜社，1981：148-92.
37）杉山高一．多変量データ解析入門．朝倉書店，1988：1-172.
38）垂水共之，西脇二一，石田千代子，他．新版 SPSSX-Ⅱ解析編１．東洋経済新報社 1994：1-293.
39）前谷俊三．臨床生存分析－生存データと予後因子の解析．南江堂，1996：1-205.
40）浜島信之．多変量解析による臨床研究（第２版）．名古屋大学出版会，1995：1-214.
41）警察庁生活安全局地域課．平成17年中における自殺の概要資料．警察庁，2006.
42）厚生労働省労働基準局．事業場における労働者の心の健康づくりのための指針．平成12年８月９日付基発第522号.
43）厚生労働省労働基準局．事業場における労働者の心の健康の保持増進のための指針．平成18年３月3日付基発第0331002号.
44）鈴木庄亮．健康チェック票 THI プラス_03版の概要．武田書店（群馬産業保健推進センター &NPO 国際エコヘルス研究会），2005：1-24.
45）鈴木庄亮．健康チェック票 THI 事例集．群馬産業保健推進センター，2006.
46）Brodman, K. et al. The Cornell Medical Index-Health Questionnaire, III. the Evaluation of emotional disturbances. J Clin Psychol 1952；8：119-24.
47）鈴木庄亮，青木繁伸，柳井晴夫編著．THI ハンドブック－東大式自記健康調査のすすめ方．篠原出版，東京：1989；1-276.
48）肥田野直，柳井晴夫，塗師武，他．検査の尺度構成に関する方法論的研究．教育心理学研究 1971；19(1)：37-50.
49）鈴木庄亮，松尾英子，田中茂，他．CMI 応答の経年変化－同一集団５年間５回の実施例から．産業医学 1974；16：562-3.
50）WHO：The ICD-10 Classification of Mental and Behavioural Disorders. Clinical descriptions and diagnostic guidelines. WHO, Jeneva，1992.（融道男他監訳「ICD-10 精神および行動の障害」医学書院1993.）
51）American Psychiatric Association. DSM-IVR, Diagnostic and Statistical Manual for Mental Disorders, 4th revised edition. APA, Washington DC，1995.
52）鈴木庄亮．湯治の保健効果－健康チェック票 THI による測定－．NPO 法人国際エコヘルス研究会.