

語彙理解力尺度の研究 I*

—追跡データによる等化—

教育学部教育心理学研究室 芝 祐 順

東京学芸大学教育学部教育心理学教室 野 口 裕 之

Studies on Constructing a Scale for Word Meaning Comprehension

Sukeyori SHIBA and Hiroyuki NOGUCHI

To construct a broad-range scale for word meaning comprehension, we have studied various methods of equating scales obtained from different version of vocabulary test administered to different groups of subjects. In this report, we propose a new equating method which uses longitudinal data. We applied the method to a set of new data of vocabulary tests which had been administered to a panel of subjects once a year during last six years.

Parameter values of difficulty and discrimination of 315 items were estimated on the equated common scale.

I 研究の目的

語彙の発達的変化に関する尺度を、従来の語彙量の計量的方法とは異なる、語の意味の理解尺度として構成するのが本研究の目的である。これについては、すでにその基本的構想や仮尺度の作成、その他の問題点について報告した（芝、1978；野口、1981）。また、この尺度を利用した応用研究もいくつか報告されている（芝・野口・南風原、1978；芝・野口・大浜、1980；大浜、1982）。今回はこれまでの仮尺度の等化結果を検討し、その改善を試みるとともに、その改訂された尺度値にもとづく項目特性を報告する。

本研究では、テストなどによる測定のための統計的手法である潜在特性モデルをもちいて、語の意味理解力の尺度を構成するが、そのモデルについては先の報告（芝、1978）に述べてあるのでその詳細は省き、ここではそのモデルの語の意味理解力尺度化への応用について始めに簡単に説明しておく。

* 本研究は1982年度文部省科学研究費（特定研究（2）「言語能力の発達尺度の標準化に関する研究」：代表者 芝祐順）の補助を受けた。

本研究の計算には東京大学大型計算機センターを利用した。

一つ一つの語の意味の理解には、様々な深さがある。本研究では、その理解の程度を問うために選択枝形式のテスト項目がもちいられる。各テスト項目に正しく答えるには、それぞれの語について固有の理解の水準が要求される。被験者の行動には当然各種の誤差が伴うが、原理的には一定の水準以上の被験者は正しい選択枝を選び、一定の水準以下の者は誤答とされる選択枝を選ぶ。ところで、個々の語はそれぞれ固有の意味を持つもので、その意味の理解は他の語の意味の理解と関係の深い場合もあれば、ほとんど関係のない場合もある。しかし、各年齢にわたって多数の語の理解について実験的にその理解力の水準の間の相関関係を調べてみると、それぞれの間で高い相関を示すのが普通である。語の意味の理解力の発達などをあらわすために、個々の語の理解とは別に、語の意味の理解力の一般的水準をあらわす能力次元を想定し、これをあらわす尺度値によって個人の一般的理解力の水準を表現する。この一般的意味理解の能力をあらわす変数は、個々の語の意味理解の能力をあらわす変数と同じではないが、いずれの語の理解力とも高い相関関係にあるものである。このようなモデル（芝、1978）にもとづいて能力次元と各語の理解にもとづくテスト項目の正答率との関係をあらわしたのが、項目特性曲線である（図1）。図2の横軸が、語の意味理解の一般的能力

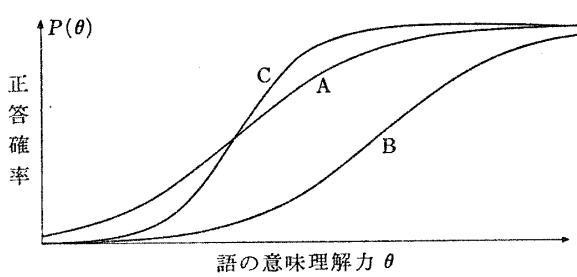


図1 項目特性曲線

の次元をあらわす変数 (θ) であり、縦軸は、各項目の正答確率をあらわす。各項目の正答確率は図1のように能力値 θ の関数としてあらわされている。この関数形を唯一に定める根拠はないが、これまで研究されてきた潜在特性理論に準じて正規分布関数

$$P(\theta) = \int_{-\infty}^{a(\theta-b)} \phi(t) dt \text{ 注1} \quad (1)$$

あるいはロジスティック関数

$$P(\theta) = \frac{1}{1 + \exp\{-1.7a(\theta-b)\}} \quad (2)$$

をもちいることとする注2。これらは、いずれも理解力をあらわす変数 θ の関数になっており、 a, b は項目の特性をあらわすパラメータである。 a は項目の識別力をあらわし、特性曲線の変曲点における勾配を定める。 b は項目の困難度をあらわし、特性曲線の位置（左右へのズレ）をあらわす。図1に表示したように、項目Aに比べると項目Bは困難度が高く、いわば難しい項目で任意の能力値 θ における正答率注3 が常に低い。また項目Cは困難度はほぼ同じであるが、識別力が高くなっている。そのため変曲点付近では能力値 θ の変化に対し、正答率の変化が項目Aの場合より大きい。

ところで、従来はテストの得点を以って能力の高低を表現することが多かったが、本モデルでは理解力尺度をこのような形で仮定するため、得点は用いられる項目の特性と集団の理解力(θ)の分布とから定まることになり、“得点”と“理解力”とを分離して取り扱うことが可能となる。このことによって、理解力が広い範囲にわたる

注1) $\phi(t)$ は、標準正規分布の密度関数。

注2) 両者はよく似た曲線を示すもので、その分布曲線の形の差異は実用上全く無視できる程度のものである。

注3) ここで“正答率”は θ の関数として、いわば特定の θ の値に対する正答確率をさしているのであって、いろいろな能力水準のものを含む一群の被験者全体における正答者の比率を指しているものではない。

注4) 各版はそれぞれが主たる測定対象とする学年の標準的な被験者群に対して実施された。これらの被験者群は、A 1 版に対するものから順に P 1 群、P 2 群、……、P 11 群と呼ばれる。

被験者群の理解力測定、比較が可能となるなどの利点が得られる。

われわれは、これまで小学校1年生程度から大学生に至るまでの発達的に異なる集団に対し、それぞれの理解力の測定に適した項目を含むテストを11版作製し、実施し注4、各項目の特性を推定してきた。そして版毎に得られた11の尺度を一つの共通尺度にするために等化(equating)を行なった。これによって、小学校1年生から大学生に至る発達的に広範囲の被験者の理解力を同一の尺度上において表現することが可能になった。

一方、1977年より被験者パネルの追跡的データを集めてきたが注5、今回このデータを利用し、従来の等化法について再検討をする。

II 潜在特性尺度の等化

A. 項目パラメータの推定と等化

項目 j のパラメータ a_j, b_j の値を推定するのに heuristic method と呼ばれる方法をもちいている。この方法は、 n 項目から構成されたテストを潜在特性値 θ が正規分布していると考えられる被験者集団に実施し、その結果得られた項目通過率 π_j と項目間相関行列を因子分析して得られる第1因子負荷 ρ_j をもちいて

$$a_j = \frac{\rho_j}{\sqrt{1 - \rho_j^2}} \quad (3)$$

$$b_j = \frac{-\Phi^{-1}(\pi_j)}{\rho_j} \quad (4)$$

により項目パラメータの推定値を求める方法である。ただし、 $\Phi^{-1}(\cdot)$ は標準正規分布の分布関数の逆関数である。そして、この方法で得られた a_j, b_j の推定値は潜在特性値 θ の分布が当該集団で標準正規分布するような尺度上の値として得られる。例えばB 6 版を小学校6年生の集団(P 6 群)に実施し、その結果から項目パラメータの値を heuristic method によって推定したとすると、その推定値は、この小学校6年生の集団の平均が0、標準偏差が1となるような尺度上の値として得られる。そうすると、B 1 版からU 2 版まで各版が対象とした被験者集団(P 1 群からU群)毎に別の尺度が得られることになる。そこで、各被験者集団毎に得られた尺度を共通の尺度に等化することが必要になる。

もし、項目パラメータの推定にもちいた被験者集団が等化された共通尺度上では潜在特性値が平均 l 、分散 k^2 の正規分布をするとするならば、個々の版を、それぞれの対象集団に実施して得られた推定値 \hat{a}_j, \hat{b}_j は

注5) 表1 (P. 36) 参照

$$a_j^* = \frac{1}{k} a_j \quad (5)$$

$$b_j^* = k b_j + l \quad (6)$$

によって共通尺度上の値 a_j^*, b_j^* に変換される(例えば野口, 1982 参照)。また、個別の尺度値 θ は,

$$\theta^* = k\theta + l \quad (7)$$

によって共通尺度上の値に変換される。

B. いくつかの等化法

(7)における等化のための係数 k, l の推定法には、(i) 項目の特性が尺度の変換に対して不変であることを利用する方法、(ii) 被験者の特性が尺度変換を行なっても不変であることを利用する方法の2つの方法がある。例えば、前者には芝(1978)の方法や Haebaara(1980)の方法、後者には野口(1982)の方法がある。

(i)の方法は、等化すべき2つの尺度の両者についてパラメータの値が推定されている項目が複数個存在する時にもちいられる。例えばB6版は小学校6年生の集団(P6群)に、B7版は中学校1年生の集団(J1群)にそれぞれ実施して項目パラメータの推定を行なっている。この時、B6版とB7版両者に共通に含まれる項目が16項目あり、これらの項目については項目パラメータの値が、P6群を基準とした尺度及びJ1群を基準とした尺度の両者について得られるので、この情報を利用して等化する。

いま、各尺度上における項目 j のパラメータ値を a_j, b_j 及び a_j^*, b_j^* ($j=1, 2, \dots, m$: m は両尺度上で項目パラメータ値が推定されている項目数)とする。

芝(1978)では、まずパラメータ a_j と a_j^* を用いて(5)式から係数 k の値を推定し、次にその結果得られた k の値及びパラメータ b_j と b_j^* とをもちいて(6)式から定数 l の値を推定する。具体的には、 m ポイント (a_j, a_j^*) を平面上にプロットし、原点を通る直線で各点からの距離の2乗和を最小とする直線、すなわち主軸を求め、その勾配の大きさをもって k の推定値 \hat{k} とする。すなわち

$$\alpha = \frac{2 \sum_{j=1}^m a_j a_j^*}{\sum_{j=1}^m (a_j^2 - a_j^{*2})} \quad (8)$$

として

$$\hat{k} = \frac{\sqrt{1+\alpha^2}-1}{\alpha} \quad (9)$$

で k を推定する。次に m ポイント (b_j, b_j^*) を平面上にプロットし、勾配の大きさ k が与えられているという条件

の下で各点からの距離の2乗和が最小となる直線を求め、その b^* -切片をもって l の推定値 \hat{l} とする。すなわち

$$\hat{l} = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m b_j - \hat{k} \left(\frac{1}{m} \sum_{j=1}^m b_j^* \right). \quad (10)$$

Haebaara(1980)は、等化されたパラメータによる項目特性曲線と基準にとった尺度上の項目特性曲線とのくい違いが最小となるような k, l を求めている。パラメータを明示するために $P_i(\theta)$ を $P(a_j, b_j; \theta)$ と表わすと、

$$\begin{aligned} Q = & \sum_{j=1}^m \int_{-\infty}^{+\infty} \left[P\left(\frac{1}{k} a_j, k b_j + l; k\theta + l\right) \right. \\ & \left. - P(a_j^*, b_j^*; k\theta + l) \right]^2 \cdot h_1(\theta) d\theta \\ & + \sum_{j=1}^m \int_{-\infty}^{+\infty} \left[P\left(a_j, b_j; \frac{1}{k}(\theta^* - l)\right) \right. \\ & \left. - P\left(ka_j^*, \frac{1}{k}(b_j^* - l); \frac{1}{k}(\theta^* - l)\right) \right]^2 \\ & \cdot h_2(\theta^*) d\theta^* \end{aligned} \quad (11)$$

を最小にする、 k, l を求めることがある。ここで $h_1(\theta)$, $h_2(\theta)$ は k, l とは独立な重み関数で、例えば標準正規分布などがもちいられる。実際の計算は数値計算によるが、Haebaara(1980b)のEQUATORというプログラムが利用できる。

芝(1978)の方法と Haebaara(1980)の方法は一見かなり異なったもののように思われるが、両者とも利用しているのは2つの尺度上で推定されている項目パラメータの値だけであり、その際もちいられる情報は全く等しい。芝(1978)がまず k の値を推定し、次いで l の値を推定しているのに対して、Haebaara(1980)は同時に推定している点で誤差が混入する機会が少ないものと思われるし、 k, l の値の計算過程も統計的に精緻化されている。しかしながら、複雑な数値計算が必要となるため簡便性という面では難点を含んでいる。いずれの方法にせよ、2つの尺度上で項目パラメータの値が推定されている項目数が、極めて少数である場合には得られる係数 k, l の値は誤差が大きくなってしまうので、その点に注意を要する。

(ii)の方法は、等化すべき2つの尺度の両方で潜在特性値が推定されている被験者(群)が存在する時にもちいられる。例えば、小学校6年生に対してB6版及びB7版の2版を実施したデータがあるとする。このとき、B6版から得られる被験者の理解力推定値は、先にP6群を基準とした尺度上の値として得られ、B7版からはJ1群を基準とした尺度上の値として得られる。しかしながら同一の被験者について測定したものであるから、これら2者は誤差を除くと尺度の原点と単位のとり方が

異なるだけである。この関係を逆に利用して係数 k, l を推定することができる。

いま、A, B という名称を持つ2つの版があり、それぞれ独立に分布の異なる被験者群から heuristic method をもちいて項目パラメータが推定されているものとする。このとき、特にパラメータ推定用の被験者群とは別に等化用の標本集団を選び、その被験者 N 人に対して A 版、B 版の両方を実施する。その結果、被験者 i について A 版からは $\hat{\theta}_i$ 、B 版からは $\hat{\theta}_i^*$ という 2 つの推定尺度値が得られる。この時、これらの間には、推定に誤差がなければ (7) 式の関係から

$$\hat{\theta}_i^* = k\hat{\theta}_i + l \quad (12)$$

という関係が成り立つはずであり、求めるべき未知数は係数 k, l の 2 つであるから、任意の 2 名の被験者 i, j について A, B 両版を実施し、 $\hat{\theta}_i, \hat{\theta}_i^*, \hat{\theta}_j, \hat{\theta}_j^*$ の値を得れば連立方程式を解いて k, l の値が求まる。

実際には $\hat{\theta}_i, \hat{\theta}_i^*$ ともに推定の誤差が含まれるため、 N 人分の推定値の組合せ $(\hat{\theta}_i, \hat{\theta}_i^*)$ を $\theta - \theta^*$ 平面上にプロットし、各点からの距離が最小となるような直線を求め、この直線の勾配の値と θ^* -切片の値をもって係数 k, l の推定値とする。 $\hat{\theta}_i$ ($i=1, 2, \dots, N$) の平均を $\bar{\theta}$ 、分散を $S_{\theta\theta}^2$ 、 $\hat{\theta}_i^*$ ($i=1, 2, \dots, N$) の平均を $\bar{\theta}^*$ 、分散を $S_{\theta\theta^*}^2$ さらに $\hat{\theta}_i$ と $\hat{\theta}_i^*$ ($i=1, 2, \dots, N$) の共分散を $S_{\theta\theta^*}$ とすると、係数 k, l の推定値は

$$K = \frac{2S_{\theta\theta^*}}{S_{\theta\theta}^2 - S_{\theta\theta^*}^2} \quad (13)$$

とすると

$$\hat{k} = \frac{-1 \pm \sqrt{1+K^2}}{K} \quad (14)$$

$$\hat{l} = \bar{\theta}^* - \hat{k}\bar{\theta} \quad (15)$$

で得られる。ただし複号は K の正負と同順。

野口 (1982) の方法は、各項目のパラメータ値を推定するのにもちいられる被験者集団と等化のための係数を求める際にもちいる被験者集団とが別の集団である点で芝 (1978), Haebara (1980) と大きく異なっている。しかも係数を推定するための集団は潜在特性値の散らばりが大きくなるように配慮しておけばよいだけで、その分布型については何ら考慮する必要はない。そのため、その被験者数は、項目パラメータ推定のために用いる被験者に比べてはるかに少數でよい。また、被験者をかなめとして等化のための係数を求めていたため、等化すべき 2 つの尺度の両方で項目パラメータ値が推定されている共通項目が皆無であっても等化が可能である。また、芝 (1978), Haebara (1980) の方法では、共通項目の数によって使える情報が限定されているが、野口 (1982)

では、被験者数さえ増やせば使える情報を多くできる点が特徴的である。

以上述べた 3 つの等化法は、いずれが最も良い推定値を与えるかという観点からの比較はあまり有効な議論とは言えない。むしろ、等化係数を推定するのが必要となる状況がどのような場合に、いずれの方法がもちい得るか、あるいは有効であるかについて、より綿密な検討が行なわれる必要がある。

C. 追跡データの利用

B. で述べた尺度等化の方法はいずれも 2 つの尺度を等化するための方法であった。ところが発達的なデータを扱う際には 3 つ以上の尺度について等化し、共通尺度化しておく必要が生じてくる。

I. において述べたように、幼児から成人期にわたる語彙理解力の発達を測定するための尺度としては 11 版が全て共通尺度上に位置づけられていなければならない。11 版の各尺度を等化するためには、B で述べた等化法の中からいざれかの方法を用いて、隣接版の尺度間における等化をくり返せばよい。例えば、B 7 版の尺度、すなわち J 1 群を基準とした尺度を共通尺度とすることにして、他の版の尺度、すなわち各版が測定対象とする学年の標準的な被験者群で語彙理解力分布の平均が 0.0、標準偏差が 1.0 となるように原点と単位とがとられた尺度をこれに等化する状況について考える。この時、B 6 版については B で述べた方法のいざれかによって共通尺度に等化できるが B 5 版以下の尺度及び B 9 版以上の版の尺度については直接 B 7 版の尺度に等化することができない。そこで B 5 版については、先ず B 6 版の P 6 群を基準とした尺度と等化し、それをさらに B 7 版の尺度と等化する。B 4 版以下についても順次同様の手続を経て B 7 版の尺度に等化する。B 9 版以上についても同様である。

一回の等化手続を実施する際に用いられる共通項目の数が必ずしも多くはないので、この偏りによる誤差の混入はまぬがれない。また複数回等化手続をくり返すことによって累積的な誤差を生ずる可能性もある。つまり、尺度にある種の歪みが生ずるかもしれないというのである。これらの誤差を修正するのに追跡データの情報を用いるのが本節で述べる“追跡データを利用した等化法”である。

先に述べた追跡データから、各学年における理解力の

注6) 図 2 の各点のうち、中学校 1 年生以降については、実線で示されているのが実測値、破線で示されているのが後に述べる補正值である。

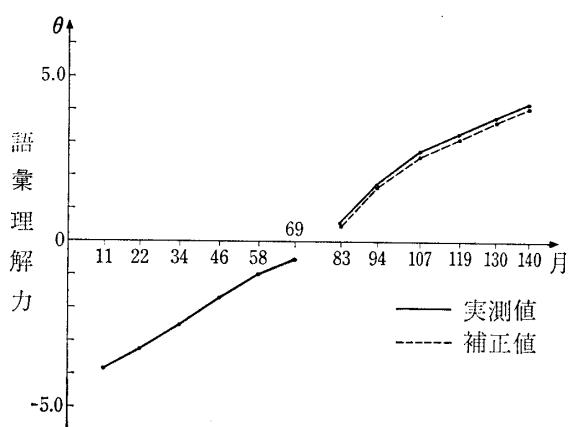


図 2-a 各学年毎の語彙理解力の平均

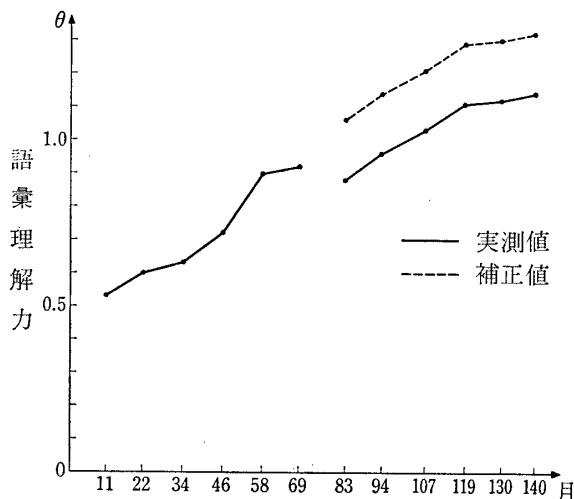


図 2-b 各学年毎の語彙理解力の標準偏差

推定値の平均値及び標準偏差の値を求めるとき図2のようになる^{注6)}。各学年の平均値(図2-a)は小学校1年生から高等学校3年生にかけて単調に増加し、しかもその増加の程度は両端で小さく、まん中付近で大きくなっている。これは各種の心理特性の発達曲線によく見られる形状である。もちろん各点を結んだ実線はややギクシャクしている。これは各点に含まれている様々な誤差のために生じたものと考えられる。この誤差には、測定の際に生じたものと尺度を等化する手続によって生じたものと考えられるが、集団についての平均値を用いているのであるから、測定の際に生じた偶然誤差は結果的にはほとんど無視でき、尺度を等化する手続から生じた系統的な誤差が大部分を占めているものと思われる。そこでこの系統誤差を修正するためには、各点について最小二乗的な意味で最もよくあてはまるような曲線を引き、それをもって発達の平均曲線とすればよい。そしてこの時、各点を縦軸方向にずらして、いまあてはめた曲線上に移動させた点の縦軸上の値が各学年の修正平均値にな

る。

あてはめるべき曲線は、発達曲線の形をよく反映するものであればどのようなものでもよいが、ここでは数学的に取り扱いが容易で、経済学などでも成長モデルによく用いられるロジスティック曲線

$$f(m) = \frac{K}{1 + \exp\{A(m-B)\}} + L \quad (16)$$

を用いることにする。ここで m は時間を表わす変数であり、 A, B, K, L は曲線形を定めるパラメータである。項目特性をあらわすロジスティック曲線(2)が0.0と1.0の間の値をとるのに対して、本研究では、上限と下限とが K, L いうパラメータによって規定され、上限は $K+L$ 、下限は L で与えられる。

次に各学年の標準偏差の変化について見ると(図2-b)、平均値の場合と同様に小学校1年生から高等学校3年生にかけて単調に増加し、しかもその増加の割合は両端で小さく、中央付近で大きくなっている。従って標準偏差についても平均値の場合と同様にその発達的変化を表わすのにロジスティック曲線をあてはめることにする。そして図2-bの各点を縦軸方向にずらして、いまあてはめた曲線上に移動させた点の縦軸の値が各学年の修正標準偏差になる。

ところで、ある被験者集団の理解力が尺度 θ 上で平均が0.0、標準偏差が1.0の分布をするとき、

$$\theta^* = k\theta + l \quad (17)$$

によって等化される尺度 θ^* 上では

$$E(\theta^*) = kE(\theta) + l = l \quad (18)$$

$$V(\theta^*) = k^2 V(\theta) = k^2 \quad (19)$$

から、平均 l 、標準偏差 k の分布をする。このことは等化後の尺度 θ^* 上における当該集団の平均値及び標準偏差の値が、それぞれ尺度 θ を尺度 θ^* に等化する係数 l 及び k に一致することを示している。従って、ロジスティック曲線をあてはめた結果得られた各学年の修正平均値及び修正標準偏差の値^{注7)}を係数に用いて、各学年で用いた版の尺度を共通尺度に等化することができる。

III 項目パラメータの計算

A. 本研究に用いられる資料

本研究に用いられる資料は大きくわけて2通りある。第1の資料は1976年実施された小学校1年生から大学生にいたる計7,269名の言葉の意味理解力テストの資料で

注7) 厳密にいようと、最尤推定値の分散は真の特性値の分散よりも若干大きくなる(Samejima, 1977)が、ここでは便宜的に両者がほぼ等しいとみなして論を進めた。

表1 追跡データの実施時期・実施した版及び人数

学年	実施時期	実施した版	人数
小学校1年生	1977. 3	B 1	362名
	2	B 2	395
	3	B 3	451
	4	B 4	425
	5	B 5	406
	6	B 6	424
中学校1年生	1977. 3	B 7	710
	2	B 8	705
	3	B 9	690
高等学校1年生	1980. 3	B 9	848
	2	B 10	791
	3	B 10	350

ある。これについては芝(1978)に報告されているのでその詳細は省く。第2の資料は本報告においてはじめて用いられるもので、1976年4月に東京都内の公立小学校に入学した児童362名及び1976年4月に東京都内の私立中学校に入学した生徒710名から得られたものである。これらの児童・生徒に対して、1981年12月まで毎年1回ずつ語彙理解力検査を実施した。各学年毎の実施時期・実施した版・被験者数は表1に示した通りである。これらの被験者のうちで小学生被験者としては、小学校6年間にわたり全ての学年で検査を受けたもの227名を用い、中学校・高等学校の被験者としては、中学校から高等学校2年生にわたる5年間の全ての学年で検査を受けたものの中から、男女比を考慮して227名を用いた。高等学校3年生については上記の中から207名の結果を用いた。

B. 追跡データを利用した等化

追跡データを利用した等化法を実行するための初期値

表2 芝(1978)の等化係数

版	k	l
A 1	.69	-3.67
A 2	.72	-3.32
A 3	.81	-2.58
A 4	.92	-1.66
A 5	.85	-1.05
A 6	1.00	- .41
J 1	1.00	0.00
J 2	1.39	1.84
S 1	1.09	3.33
S 2	1.10	3.99
U 2	1.74	5.89

表3 新しく編集された語彙理解力検査

版名	主たる測定対象	項目数	共通項目数
B 1	小学校1年生	34	
B 2	2	36	10
B 3	3	38	10
B 4	4	40	14
B 5	5	45	16
B 6	6	55	30
B 7	中学校前期	55	16
B 8	後期	58	18
B 9	高等学校前期	57	20
B 10	後期	55	19
B 11	大学生・成人	49	20

表4 各学年の語彙理解力推定値の平均および標準偏差(カッコ内は補正值)

学年	平均	標準偏差
小学校1年生	-3.83	.53
	-3.23	.60
	-2.54	.63
	-1.71	.72
	-.99	.90
	-.56	.92
中学校1年生	.58 (.43)	.88 (1.06)
	1.76 (1.61)	.96 (1.14)
	2.72 (2.57)	1.03 (1.21)
高等学校1年生	3.25 (3.10)	1.11 (1.29)
	3.75 (3.60)	1.12 (1.30)
	4.15 (4.00)	1.14 (1.32)

としては、第1の資料にもとづいて算出された共通尺度を用いる。この共通尺度はA 1版からU 2版にわたる全部で11の尺度を芝(1978)の方法によってJ 1版に等化して得たものであり、第一の資料の中学校1年生の語の意味理解力の分布の平均が0.0、標準偏差が1.0となるように尺度化されている。この時、各版毎に得られた等化係数の値は表2に示した通りであった。

ところで、語彙理解力検査はその後の研究の結果、一部の項目について版の間で入れ替えが行なわれたりして編集しなおされている。そして、新しい版は表3に示すようにやはり11版から構成されている。本研究の第2の資料はこの再編集された版を用いている。各項目のパラメータ値は、新たに編集された版毎に heuristic method で推定し、共通尺度に等化するという手続きはとらず、芝(1978)で共通尺度上の値として求められたものを、そのまま用いた。

次に、第2の資料にもとづいて、各被験者の各時期毎の理解力の推定値を、第1の資料による共通尺度上の値として求める。その際、各項目に対する反応を基にした最尤推定法を用いた。これを各学年毎に集計し、平均及び標準偏差を求めた結果は表4及び図2に示した通りである（図2で各学年の横軸には、小学校入学時を原点として、それからの月数をとっている）。

ここで注意を要するのは、小学校6年生までと中学1年生以上とでは異なる被験者群であり、全12学年にわたる追跡データとなっているのではないという点である。図2で、小学校6年生と中学校1年生との間が実線でつながっていないのは、このことを示している。また、図2によると、中学校1年生以降については小学校6年間の曲線を外挿したものよりも、平均がやや高く、標準偏差がやや低くなっている様子がうかがわれる。これは、中学校1年生以降は私立学校の生徒を被験者とため、公立学校と比べてある種の選抜効果が働いているためと考えられる。従ってこのデータを12年間の追跡データとして利用するためには、何らかの補正をする必要がある。

データを補正する方法はいくつか考えられるが、ここでは中学校1年生以降の各点を縦軸方向に一律に適当な値だけ移動することにした。これは選抜効果によって平均値はやや高く、標準偏差はやや小さくなっていることが予想されるからである。しかしながら、どの程度移動すればよいかについて、根拠となる情報を持ち合わせていない。そこで、中学校1年生以降の各点を適当な間隔で縦軸方向に一律に移動し、その都度ロジスティック曲線をあてはめ、その残差を計算する。そして、その残差が最小となる移動の幅をもって最適な移動幅とする^{注8)}。

まず、平均値の曲線については、負方向に0.15動かした時、残差が0.27で最小となった。従って、中学校1年生以降の平均値について各学年とも負方向に0.15移動したものをデータとし、これにロジスティック曲線をあてはめ、平均発達曲線とした。この時のパラメータ値は、

$$A = -0.0245$$

$$B = 75.4$$

$$K = 11.9$$

$$L = -5.74$$

であり、各学年毎の平均値（中学校1年生以降は補正後の値）と曲線のあてはめにより得られた修正平均値とはそれぞれ、表4及び表5に示した通りである。そして発

表5 各学年の語彙理解力推定値の修正後の平均および標準偏差

学年	修正平均値	修正標準偏差
小学校1年生	-3.73	.53
	-3.24	.58
	-2.61	.65
	-1.89	.74
	-1.09	.84
	-.31	.95
中学校1年生	.71	1.06
	1.49	1.14
	2.35	1.22
高等学校1年生	3.06	1.27
	3.63	1.30
	4.08	1.33

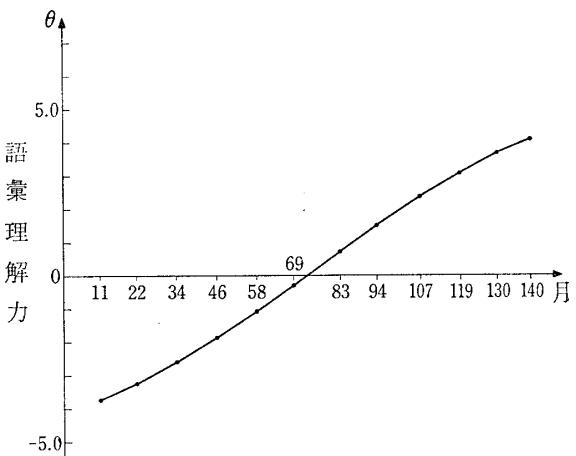


図3-a 各学年毎、あてはめにより得られた修正平均値

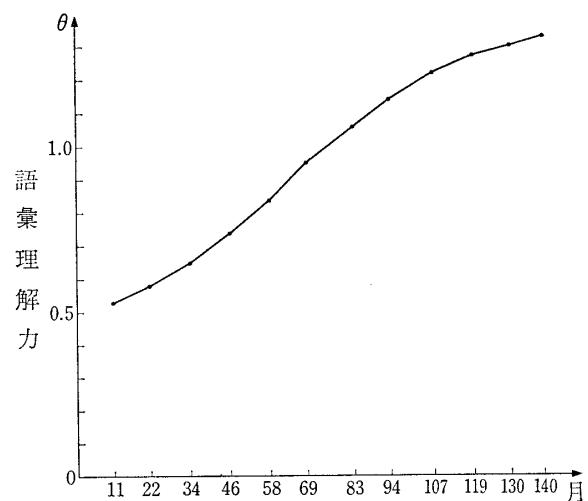


図3-b 各学年毎、あてはめにより得られた修正標準偏差

注8) ロジスティック曲線のあてはめ計算には、東京大学大型計算機センターのプログラムブレーリーに登録されている「最小二乗法標準プログラム SALS」を用いた。

達の平均曲線は図3-aに示したようになる。

次に、標準偏差の曲線については、正方向に0.18動かした時、残差が0.0060で最小となった。従って、中学校1年生以降の標準偏差については各学年とも正方向に0.18移動したものをデータとし、これにロジスティック曲線とした。この時のパラメータ値は、

$$A = -0.0373$$

$$B = 64.1$$

$$K = 0.964$$

$$L = 0.416$$

であり、各学年毎の標準偏差（中学校1年生以降は補正後の値）と曲線のあてはめにより得られた修正標準偏差とはそれぞれ表4及び表5に示した通りである。そして発達の標準偏差曲線は図3-bに示したようになる。

このようにして、追跡データに対してロジスティック曲線をあてはめることによって各学年毎に得られた修正平均値及び修正標準偏差の値をもとにして、(17)式を用いて各学年を基準とした尺度を共通尺度に等化することができるが、各項目のパラメータ a_j, b_j は、このようにして新しい共通尺度上の値で表わされる。その結果を付表に示しておく。ただし、実際には隣接した2版に共通に含まれる項目があり、これらについては等化手続を実施することによって、両版の各々から得られるパラメータ値の間でズレが生じてしまう。この場合には両者の平均的な値を求めて付表に示した。また、各パラメータ値は推定の精度を考慮して小数第1位までにまるめ、識別力パラメータについては最大値を1.0とした。

IV 共通尺度の利用

付表に示された項目群はそのパラメータ値が共通尺度上で表わされているため、この中から適当な項目を目的に合わせて選択して様々な場面で利用することが可能である。

例えば、芝(1978)のように測定対象をしぶった複数の版（いざれも普通のテストのように各版毎に項目が固定しているため、“項目固定型テスト”とよぶ）を構成し、各版によって得られた測定結果を相互に比較することができる。そのため、各年齢を対象とした版を作成しておけば、特定の被験者に対して継年に版を変えてくり返し測定することによって発達的変化の様子を見ることができる。さらに、多数の被験者から縦断的なデータを得ることによって発達的変化のタイプ分けをすることも可能になる。また、難易度の等しい2つの平行テストを構成しておけば、同じテストを再度用いることができない

状況においても相互に比較可能な測定値を得ることができる。

上のような項目固定型テストを用いるのとは別に、個人毎にできるだけ精度の良い測定をしようとする目的から、個人の理解力に合わせて最適な項目から成るテストを構成してゆくというやり方もある。そのためには、まず一項目実施してみて、当該被験者のその項目に対する反応を得た後でそれに基づいて次に実施する項目を決定するという手続を逐次くり返すことが必要になる。このようなテスト方式は“適応形テスト”と総称され、様々な実施方法が考えられている(野口, 1982b)。付表の項目群を項目プールとして用いることにより、この中から当該被験者に合わせて適切な項目を逐次取り出して適応形テストを実施することが可能になる。実施した項目が全く異なる被験者間でも比較可能な測定結果が得られるのは、項目パラメータが共通尺度上の値で表わされているからである。

このようなことは共通尺度の利用によって初めて可能となるわけであるが、共通尺度化の利点はこの他にもいろいろと考えられる(野口・芝・丹, 1983)。

引用文献

- Haebara, T. 1980 Equating Logistic Ability Scales by a Weighted Least Squares Method. Japanese Psychological Research, Vol. 22, No. 3 pp. 144-149
- Haebara, T. 1980b EQUATOR A FORTRAN IV Program for Equating Logistic Ability Scales by a Weighted Least Squares Method. Unpublished Paper.
- 野口 裕之 1981 新しいテスト理論に基づく語彙理解力検査. 心理測定ジャーナル Vol. 17, No. 3, pp. 2-8
- 野口 裕之 1982a 潜在特性モデルにおける新しい等化法. 東京学芸大学紀要 第1部門 教育科学 第33集 pp. 95-111
- 野口 裕之 1982b 新しいテスト方式——適応形テストについて. 人事試験研究 No. 103, pp. 8-14
- 野口 裕之・芝 祐順・丹 直利 1983 語彙理解力尺度の研究Ⅱ——項目固定版と適応形テストによる測定——東京学芸大学紀要 第1部門 教育科学 第34集 印刷中
- 大浜 幾久子 1982 在外日本人児童・生徒の日本語語彙理解力の発達——海外日本語補習授業校における調査研究——駒沢大学特別研究出版
- Samejima, F. 1977 A Method of Estimating Item Characteristic Functions Using the Maximum Likelihood Estimate of Ability. Psychometrika., Vol. 42, pp. 163-191
- 芝 祐順 1978 語彙理解尺度作成の試み. 東京大学教育学部紀要 第17巻 pp. 47-58
- 芝 祐順・野口 裕之・南風原 朝和 1978 語彙理解力測定のための多層適応形テスト 教育心理学研究 第26巻 第4号 pp. 229-238
- 芝 祐順・野口 裕之・大浜 幾久子 1980 多層適応形テストによる語彙理解力予備測定の効果. 東京大学教育学部紀要 第19巻 pp. 27-34

<謝辞>

本研究には、これまでの報告（芝，1978）に用いられたデータの他、新たに追跡的調査結果が利用されました。この調査に御協力下さった小学校、中学校、高等学校は下記のとおりです。御関係の先生方ならびに生徒の皆様に感謝します。

杉並区立桃井第二小学校

杉並区立西田小学校

杉並区立井荻小学校

共立女子中学校

共立女子高等学校

独協中学校

独協高等学校

また、資料の整理、計算には藤田倫子さん、竹内ひとみさんの御協力を得たことを感謝致します。

付表 語彙理解力尺度項目特性一覧表

(項目の欄には、実際のテスト項目の中で主題となっている語あるいは句のみを示してある)

No.	項目	b	a
1	つまむ	-4.7	1.0
2	そうぞうしい	-4.7	1.0
3	じつに	-4.7	0.9
4	むずむず	-4.7	0.8
5	はばたく	-4.6	1.0
6	きつい	-4.6	1.0
7	ふとい	-4.6	1.0
8	ひろい	-4.5	1.0
9	むずかしい	-4.5	1.0
10	気を失う	-4.5	0.9
11	とくい	-4.4	0.7
12	ひじ	-4.4	1.0
13	ぬかるみ	-4.4	1.0
14	こっそり	-4.4	1.0
15	整理する	-4.4	1.0
16	報告	-4.3	1.0
17	へる	-4.3	1.0
18	とっくに	-4.3	1.0
19	ほおぼる	-4.2	1.0
20	かしげる	-4.2	1.0
21	てづかみ	-4.2	1.0
22	成長する	-4.2	1.0
23	いっせいに	-4.2	1.0
24	同時に	-4.2	1.0
25	たば	-4.2	0.9
26	ぼろぼろ	-4.2	0.7
27	ただちに	-4.1	0.9
28	発見する	-4.1	0.9
29	いったん	-4.0	1.0
30	じみな	-4.0	1.0
31	冬ごもり	-4.0	0.9
32	当然の	-3.9	1.0
33	おびえる	-3.9	1.0
34	ペラペラ	-3.9	1.0
35	かんべんする	-3.9	0.9
36	厚い	-3.7	1.0
37	心がはずむ	-3.7	0.9
38	ようやく	-3.7	0.8
39	あおむけになる	-3.6	1.0
40	予定	-3.6	1.0
41	目標	-3.6	0.8
42	重要な	-3.5	0.9
43	手が足りない	-3.5	0.9
44	はらはらする	-3.5	0.8

No.	項目	b	a	No.	項目	b	a
45	にぶい	-3.5	0.8	91	しぶしぶ	-2.2	0.8
46	口を割る	-3.5	0.5	92	せきたてる	-2.2	0.8
47	逆らう	-3.4	1.0	93	いきをのむ	-2.2	0.6
48	ため息	-3.4	0.9	94	敏速な	-2.2	0.4
49	ずたずたに	-3.4	0.9	95	われをわすれる	-2.0	0.9
50	歯がたたない	-3.4	0.9	96	あらかじめ	-2.0	0.8
51	正々堂々と	-3.4	0.7	97	突風	-2.0	0.7
52	こらしめに	-3.3	1.0	98	時おり	-2.0	0.5
53	回復	-3.3	0.9	99	行く末	-2.0	0.4
54	陽気な	-3.3	0.9	100	だしぬけに	-1.9	0.8
55	すそ	-3.3	0.9	101	家路	-1.8	0.8
56	せいせいとする	-3.3	0.8	102	好天	-1.7	0.8
57	すごすご	-3.3	0.6	103	架空の	-1.7	0.8
58	想像する	-3.2	0.9	104	罪滅ぼし	-1.6	0.9
59	発明	-3.2	0.9	105	舗装道路	-1.6	0.8
60	鼻にかける	-3.2	0.7	106	無数の	-1.6	0.8
61	かがむ	-3.1	0.9	107	境内	-1.6	0.8
62	陰口	-3.1	0.8	108	軽蔑する	-1.6	0.6
63	いたわる	-3.1	0.7	109	宿命	-1.6	0.6
64	大目に見る	-3.0	0.9	110	水をさす	-1.5	0.7
65	たいらげる	-3.0	0.9	111	尾行	-1.5	0.7
66	わびる	-3.0	0.9	112	頭領	-1.5	0.7
67	息をころす	-3.0	0.8	113	心細い	-1.5	0.7
68	ひやひやする	-3.0	0.8	114	ほてる	-1.5	0.6
69	うきうき	-3.0	0.8	115	手まわしがいい	-1.5	0.4
70	すがすがしい	-2.9	0.9	116	気を配る	-1.4	0.8
71	じりじり	-2.9	0.9	117	急所	-1.4	0.5
72	合計する	-2.9	0.6	118	すこやかな	-1.4	0.3
73	欠点	-2.8	0.9	119	興味	-1.3	0.8
74	伝記	-2.8	0.8	120	われがちに	-1.3	0.8
75	さっそく	-2.7	0.9	121	日だまり	-1.3	0.7
76	ごたごた	-2.7	0.8	122	拡張	-1.3	0.5
77	白昼	-2.7	0.7	123	紛失	-1.2	0.9
78	だらだら	-2.7	0.7	124	あざ笑う	-1.2	0.8
79	おちおち	-2.6	0.7	125	発行する	-1.2	0.6
80	感動する	-2.5	0.9	126	私的な	-1.2	0.6
81	改良	-2.5	0.9	127	うちひしがれる	-1.2	0.4
82	各自	-2.5	0.9	128	専念	-1.1	0.9
83	面接	-2.5	0.8	129	解熱	-1.1	0.8
84	立ち往生する	-2.5	0.6	130	繁栄	-1.1	0.8
85	だぶつく	-2.4	0.8	131	どよめくたような	-1.1	0.7
86	保管	-2.3	0.8	132	竹を割つ	-1.1	0.6
87	合意	-2.3	0.8	133	屋外	-1.1	0.6
88	破約	-2.3	0.7	134	視察	-1.0	0.8
89	意見	-2.3	0.5	135	小心	-1.0	0.7
90	うようよ	-2.3	0.4	136	目をこらす	-1.0	0.5

No.	項目	b	a	No.	項目	b	a
137	要旨	-1.0	0.5	183	生返事	-0.1	0.4
138	発端	-0.9	0.8	184	敬意をはらう	0.0	0.6
139	うろたえる	-0.9	0.8	185	過言	0.0	0.6
140	軽率	-0.9	0.7	186	非番	0.0	0.4
141	矛盾	-0.9	0.6	187	残虐な	0.1	0.8
142	近況	-0.8	0.8	188	巻頭	0.1	0.7
143	ぬれぎぬ	-0.8	0.8	189	寛大	0.1	0.7
144	ひとりわ	-0.8	0.7	190	知れたもの	0.1	0.6
145	かたをならべる	-0.8	0.7	191	他界する	0.1	0.6
146	不覚	-0.8	0.6	192	なじる	0.1	0.6
147	はぼむ	-0.8	0.6	193	道程	0.1	0.6
148	断定する	-0.8	0.6	194	たくみに	0.1	0.5
149	会釈	-0.8	0.6	195	見え透く	0.1	0.5
150	観察	-0.8	0.5	196	視野の広い人	0.1	0.5
151	ひたむきに	-0.8	0.5	197	美名	0.1	0.5
152	安否	-0.7	0.8	198	はかりごと	0.1	0.3
153	いまいましい	-0.7	0.7	199	蛇足	0.2	0.7
154	おっくうがらずに	-0.7	0.7	200	もくろむ	0.2	0.7
155	文豪	-0.7	0.7	201	終日	0.3	0.7
156	しぶる	-0.7	0.6	202	うずくまる	0.3	0.5
157	堀出物	-0.7	0.6	203	肉筆	0.3	0.4
158	月並	-0.7	0.6	204	昨今	0.4	0.6
159	あくまでも	-0.7	0.5	205	温厚な	0.4	0.6
160	紀行	-0.7	0.4	206	晩夏	0.5	0.7
161	うでききの	-0.7	0.4	207	肩をもつ	0.5	0.6
162	黙認	-0.6	0.9	208	音きた	0.5	0.6
163	せわしい	-0.6	0.5	209	入念	0.5	0.5
164	かいいつまむ	-0.6	0.5	210	僻地	0.6	0.6
165	病勢	-0.6	0.5	211	火急	0.7	0.6
166	やさきに	-0.6	0.5	212	いえる	0.7	0.6
167	日和	-0.6	0.5	213	感服	0.7	0.4
168	御破算	-0.6	0.4	214	年配の	0.7	0.4
169	ののしる	-0.5	0.8	215	常套的	0.7	0.3
170	総勢	-0.5	0.8	216	有数の	0.8	0.5
171	きりつめる	-0.5	0.7	217	古参	0.8	0.4
172	会得	-0.5	0.5	218	不慮の	0.9	0.5
173	肉声	-0.5	0.5	219	雑踏	0.9	0.4
174	首をかしげる	-0.5	0.4	220	ふぜい	0.9	0.4
175	口実	-0.4	0.9	221	お茶をにごす	0.9	0.4
176	趣向をこらす	-0.4	0.8	222	過渡期	1.0	0.4
177	ふつつかな	-0.4	0.7	223	厚顔	1.0	0.3
178	父兄各位	-0.2	0.9	224	あなどる	1.1	0.6
179	故国	-0.2	0.4	225	当惑	1.1	0.6
180	服用	-0.1	0.8	226	こつぜんと	1.1	0.2
181	効能	-0.1	0.6	227	晩年	1.2	0.7
182	鼻をあかす	-0.1	0.6	228	気がめいる	1.2	0.5

No.	項目	b	a
229	奔走する	1.2	0.5
230	不毛	1.2	0.4
231	深手	1.3	0.6
232	抗弁	1.3	0.5
233	崇拜	1.3	0.5
234	兆候	1.5	0.8
235	説得する	1.5	0.8
236	私服をこやす	1.5	0.8
237	隠便に	1.5	0.5
238	まことしやかに	1.5	0.4
239	詳細に	1.6	0.5
240	うながす	1.7	0.8
241	博識	1.7	0.6
242	なおざりにする	1.7	0.4
243	排撃する	1.7	0.3
244	不和	1.8	0.5
245	如実に	1.8	0.4
246	かしましい	1.8	0.4
247	まくしたてる	1.8	0.4
248	かわきり	1.8	0.3
249	終生	1.9	0.5
250	うつつを抜かす	1.9	0.4
251	根拠	2.0	0.6
252	懸念	2.1	0.6
253	了見	2.1	0.5
254	任意に	2.1	0.3
255	画期的	2.2	0.6
256	いさめる	2.2	0.6
257	思ひたつ	2.2	0.3
258	地勢	2.3	0.4
259	傍観	2.3	0.4
260	強いる	2.4	0.9
261	課する	2.4	0.8
262	安堵	2.5	0.6
263	高尚	2.5	0.4
264	枯渇	2.5	0.4
265	いそしむ	2.5	0.3
266	心をゆする	2.6	0.6
267	唐突	2.8	0.5
268	往々にして	2.9	0.5
269	いてつく	3.0	0.8
270	弾劾	3.0	0.4
271	隔絶	3.0	0.4
272	全容	3.0	0.3
273	往年	3.0	0.3
274	破格の	3.0	0.3

No.	項目	b	a
275	活路	3.1	0.6
276	韋駄天	3.1	0.6
277	希有な	3.1	0.6
278	舌をまく	3.4	0.8
279	至難	3.4	0.7
280	懇意	3.4	0.6
281	難色を示した	3.4	0.5
282	仕打ち	3.4	0.5
283	多感	3.4	0.4
284	攝生	3.5	0.4
285	赤貧	3.6	0.4
286	悪態	3.6	0.4
287	固執	3.9	0.5
288	卓見	4.0	0.3
289	多岐	4.0	0.3
290	台頭	4.1	0.7
291	たわむ	4.1	0.5
292	交錯	4.1	0.4
293	増長	4.1	0.3
294	いざなう	4.2	0.5
295	連綿と	4.2	0.3
296	めでる	4.4	0.6
297	闊歩	4.4	0.5
298	功名	4.4	0.4
299	意匠	4.4	0.3
300	割愛	4.5	0.6
301	かすがい	4.5	0.4
302	そこばくの	4.5	0.4
303	いぶかる	4.5	0.3
304	大局	4.6	0.4
305	森羅万象	4.7	0.3
306	甚大な	5.0	0.7
307	おしなべて	5.0	0.5
308	うでに覚えがある	5.3	0.5
309	反目	5.4	0.5
310	あてこする	5.4	0.4
311	自弁	5.6	0.6
312	吝嗇	6.0	0.6
313	気のおけない	6.0	0.4
314	ひさぐ	6.1	0.7
315	捲土重来	7.0	0.2