

受験産業依存型の進路指導に関する因果モデル構成の試み

大学入試センター 研究開発部 豊田 秀樹

1. 目的

進路決定に際し、生徒の適性を考慮する進路指導は重要である。しかし、現在の高等学校における進路指導に見られる適性の概念には、どちらかといえば「能力重視型」の傾向がある。現代の学力偏差値を重視した熾烈な入試選抜の状況下においては、「欲求」、「人格特性」、「価値観」、「興味」といった、生徒の「パーソナリティ」面での適性をも考慮した進路指導の実践は容易ではないということが高等学校における進路指導の実情であろう。

本研究では、能力中心の適性観が関連する指導様式として、受験産業依存型の進路指導を取り上げ、このタイプの指導をもたらす諸要因の特定および要因間の因果関係モデルの構成を目的とする。

Table 1. 分析で用いられた項目.

<u>構成概念 1 能力中心の適性観</u> (「適性」に以下の要因がどの程度含まれるか)	
V1	学力
V2	知能
V3	得意教科・科目
<u>構成概念 2 教科内受験対策</u>	
V4	教科指導内での受験対策の必要性
V5	教科指導内での受験対策の保護者側の要請の認知
V6	教科指導内での受験対策の生徒側の要請の認知
V7	高等学校が受験対策指導を行なうことに対する賛否
<u>構成概念 3 学歴志向</u>	
V8	「進学率の高い高校が良い高校である」という考え方への賛否
V9	人物の評価基準として学歴・学校歴という概念が存在することの是非
V10	「偏差値の高い学校への進学が将来有利」という考え方に対する賛否 (賛否の程度を一般の教師の立場から評定したもの)
<u>構成概念 4 受験産業の情報の利用</u>	
V11	一般に生徒が受験産業からの情報に依存することの是非
V12	一般に教師が受験産業からの情報を利用することの是非
<u>構成概念 5 偏差値に対する信頼</u>	
V13	校外模擬試験の偏差値結果の重視度
V14	模擬試験結果の合格可能性の重視度
V15	模擬試験結果の積極的利用の程度
V16	模擬試験結果に対する信頼度
V17	偏差値中心の進学指導の必要性
<u>構成概念 6 受験産業への依存</u>	
V18	生徒が進路決定の際に受験産業情報にどの程度依存しているか
V19	教師が進路指導の際に受験産業情報をどの程度利用しているか

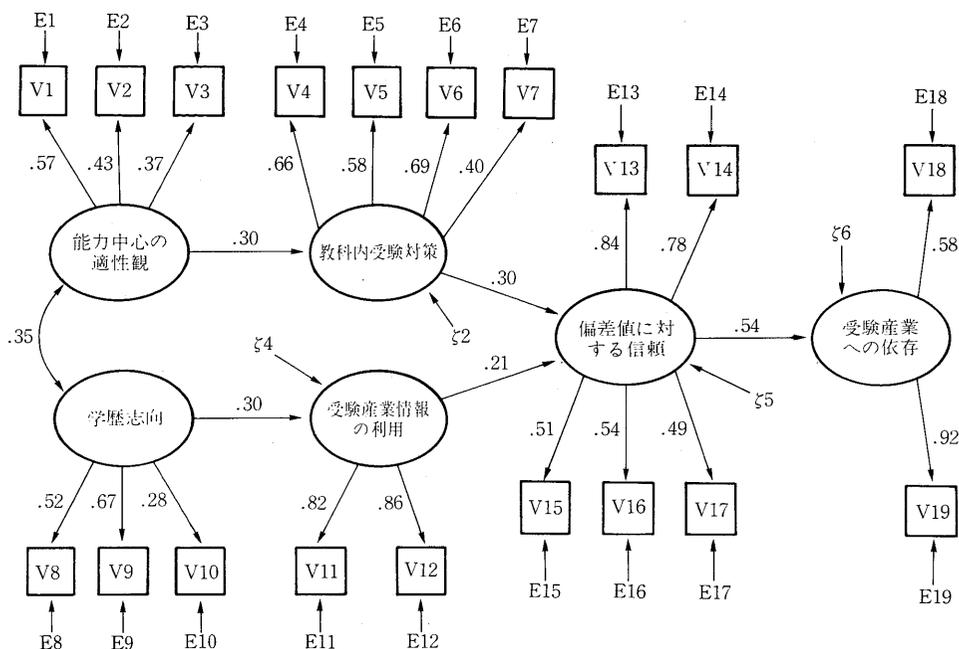


Fig. 1. 受験産業依存型の受験指導に関する因果モデルの分析結果.

2. 方法

本論文で扱うデータは、大学入試センター研究開発部が平成元年度に推進した「高等学校の進学指導における個性尊重に関する調査研究——偏差値を中心とした進学指導の改善を中心として——」というテーマに基づく共同研究プロジェクトの一環として、全国の高等学校約3500校の進路指導担当者を対象として行なわれた「高等学校における進学指導の実態に関する調査」と題する調査の結果の一部である(柳井 他(1991))。

調査対象 平成元年度において共通一次試験の志願者が1名以上あった全ての高等学校3619校、回答者は進学指導担当の教員1校1名とした。各高等学校に郵送した調査票に対し、原則として無記名で回答してもらった。

調査時期 調査票の発送；平成元年11月、調査票の回収；平成元年11月～平成2年1月

回収率 調査票発送校3619校のうち、回答のあった高校は2616校で、回収率は72.3%であった。

分析方法 目的の項で述べた「偏差値中心～受験産業依存」型の進学指導を規定する要因に関して予め設定した因果モデルの妥当性を、共分散構造分析(Jöreskog and Sörbom(1984))により検討する。Table 1は、分析で用いられた項目の内容を、当該項目群を規定していると想定される「構成概念」ごとに示したものである。項目はいずれも4段階の評定尺度による回答を求めたものである。

3. 結果と考察

モデルのGFI(Goodness of Fit Index; Jöreskog and Sörbom(1984))の値は0.95、AGFI(Adjusted Goodness of Fit Index)の値は0.93で、いずれも非常に高い値を示している。し

Table 2. モデル中の構成概念間の相関行列.

能力中心の適性観	1.00					
教科内受験対策	.30	1.00				
学歴志向	.35	.11	1.00			
受験産業情報の利用	.10	.03	.30	1.00		
偏差値に対する信頼	.11	.31	.10	.22	1.00	
受験産業への依存	.06	.17	.05	.12	.54	1.00

たがって、モデルとデータの適合度は十分高く、構成されたモデルは標本共分散行列をよく説明していると判断される。

Fig. 1 は、検討した因果関係を共分散構造モデルによって分析した結果であり、解釈を容易にするために、単方向の矢印には標準化された因果係数を、双方向の矢印には相関係数を付した。係数は全て帰無仮説ゼロの下で、統計的に有意なものである。E は想定した構成概念によって説明できない顕在変数の分散を生じさせる誤差の項であり、ζ は原因となる構成概念によって説明できない、結果となる構成概念の分散を生じさせる誤差の項である(豊田(1990))。また Table 2 に、構成概念間の相関行列を示す。

第1に、「偏差値に対する信頼」から「受験産業への依存」へのパス係数は0.54であり、前者は後者の強い規定要因になっていることが解る。すなわち、仮説どおり進路指導(進学指導)担当教諭の「偏差値の有用性を認め偏差値を重視した進学指導を行なう」という態度が、ひいては生徒教師を含めた学校全体の受験産業依存という実態(生徒側から見れば偏差値中心の進路選択が行なわれるという実態)の有力な規定要因であるといえよう。

本モデルでは、教師の「偏差値に対する信頼」を規定する要因群として、2筋のパスを設定しており、それぞれ1次的要因として「教師の認識および態度」に関する要因、2次的要因として適性の「認識・態度」から導かれる「学校側の対応様式や指導方針」に関する要因を想定している。一方のパス、すなわち「学歴・学校歴社会に対する認識→学校の方針」のパスにおいて「学歴志向」から「受験産業情報の利用」へのパス係数は0.30、後者から「偏差値に対する信頼」へのパス係数は0.21で、原因変数は結果変数の positive predictor になっている。もう一方の「適性に関する認識→学校の方針」のパスにおいて、「能力中心の適性観」から「教科内受験対策」へのパス係数は0.30、後者から「偏差値に対する信頼」へのパス係数は0.30で、やはり原因変数が結果変数の positive predictor になっている。

外生的潜在変数として設定した2つの構成概念、すなわち「能力中心の適性観」と「学歴志向」の間には0.35と中程度の相関が認められ、適性を能力中心に考える教師は、一方で学歴という概念の有用性を肯定する傾向があることがうかがわれる。両者の相関から、上記の2筋のパスは必ずしも独立ではない可能性も想定される。しかし、パスの設定されていない構成概念の全ての組み合わせにおいて、構成概念間相関は0.10~0.17の間にあり(Table 2 参照)、本モデルにおいて得られたパス係数(0.21~0.54)よりもいずれも小さい数値である。このことは、本モデルで設定されている「受験産業への依存」を規定する要因に関する2筋のパスの妥当性を示唆している。

なお、構成概念から各顕在変数への影響指数は、構成概念3→V10が0.28、構成概念1→V3が0.37である他は、いずれも0.40以上となっているので、構成概念と顕在変数は適切に対応しているといえよう。

以上の結果から、目的の項で説明した「偏差値重視～受験産業依存型の進路指導」を規定する要因に関する因果モデルの妥当性は十分検証されたと考えられる。

参 考 文 献

- Jöreskog, K.G. and Sörbom, D. (1984). *LISREL VI User's Guide: Analysis of Linear Structural Relationships by the Models of Maximum Likelihood*, National Education Resources, Chicago, Michigan.
- 豊田秀樹 (1990). 共分散構造の表現, 教育心理学研究, 38, 438-444.
- 柳井晴夫, 前川眞一, 豊田秀樹, 仙崎 武(1991). 高等学校における進学指導の実態に関する調査結果の分析, 大学入試センター研究紀要, 20, 93-166.

補助情報を用いた項目反応モデル

東京工業大学 工学部 繁 栲 算 男

1. 問題

項目反応理論 (item response theory, 項目応答理論とも言われる) は教育測定の文脈において発達した潜在変数モデル (latent variable model) である. このモデルは観測変数がカテゴリカルな場合の因子分析モデルに他ならないが, 項目反応理論は教育測定として実際に役に立つことを主眼とするために, 等質な項目群を前提とし, 最初から次元を仮定することが普通である. しかし, 項目や被験者の多次的記述が望ましい応用場面も数多くあると思われる. ここではその目的のために回転の不確定性等の問題を含む多因子によってではなく, 項目に対する正誤反応に加えて解答に対する自信度を補助情報として取り入れ, 確定した因子による記述を考える. 自信度を考慮することによって学習指導上有益な情報を取り出すことができることは既に指摘されている (下村 (1988)). 本報告の目的は, 「正答/誤答」と「自信あり/なし」という2つのカテゴリカルな基準変数に対して, 真の学力 (θ) と真の自信度 (η) という潜在変数を導入することによって, 学習者の真の能力や自信度の推定の精度を高め, 項目の特徴の見方を多彩にすることである.

2. モデル

項目 j に対して被験者 i が正答したかどうかを記録するダミー変数を x_{ij} (正答の場合 $x_{ij}=1$, 誤答の場合 $x_{ij}=0$), 自信があるかどうかを記録するダミー変数を y_{ij} (自信ありの場合 $y_{ij}=1$, 自信なしの場合 $y_{ij}=0$) とする. x_{ij} と y_{ij} の同時分布に対する確率模型がこの場合に必要モデルである. 個人 i の真の学力を θ_i , 真の自信度を η_i , 2つの潜在変数の相関係数を ρ_i とする. θ_i と η_i を所与とすると, $x_{ij}=1$ の確率は θ_i のみに依存する3母数ロジスティックモデル, $y_{ij}=1$ の確率は η_i のみに依存する2母数ロジスティックモデルであると想定する. すなわち,

$$p(x_{ij}=1 | \theta_i) = p_j(\theta_i) = c_j + \frac{1 - c_j}{1 + \exp(-Da_j(\theta_i - b_j))}$$

$$p(y_{ij}=1 | \eta_i) = p_j(\eta_i) = \frac{1}{1 + \exp(-Da_j(\eta_i - \beta_j))}$$

である (ここで, $D=1.7$). また, θ_i と η_i の事前分布は

$$p(\theta_i, \eta_i | \rho_i) = \frac{1}{2\pi\sqrt{1-\rho_i^2}} \cdot \exp\left\{-\frac{\theta_i^2 - 2\rho_i\theta_i\eta_i + \eta_i^2}{2(1-\rho_i^2)}\right\}$$