

広島大学 高等教育研究開発センター 大学論集  
第44集 (2012年度) 2013年3月発行：1-17

# 大規模学生調査から学習成果と学習時間の構造を掴む

—横断的・時系列的分析—

藤 村 正 司



# 大規模学生調査から学習成果と学習時間の構造を掴む

## —横断的・時系列的分析—

藤村正司\*

### 1. はじめに

「全国大学生調査」は、127大学（国立30，公立18，私立79），288学部，48,233人の学生が参加したわが国で最大規模の学生調査である（東京大学大学院大学経営・政策研究センター，2007）。また，「全国高校生調査」は，全国ランダムサンプリングによる高校3年生4,000人（男女各2,000）からなるデータセットであり，その3次にわたる追跡調査は大学進学後の個人内の変化を観察することができる。二つの大規模調査は，教育の機会均等の実態と選抜機能が弱まった学生の学びの実態と大学教育の効果の関連を明らかにし，わが国の高等教育の「質」保証とグランドデザイン策定のために実施されたものである。

本稿のねらいは，(1)「全国大学生調査」を用いて，大衆化の影響に晒されている私立大学人文・社会科学学部を対象に個人属性，大学の組織的文脈，アウトカムの三つの関連がどのようなパターンになっているのか視認すること，そしてどのような授業経験や学び方，授業への取り組みがアウトカム獲得に成功しているのか明らかにすること，(2)「全国高校生調査」のパネルデータを用いて学習時間の規定要因，及び個人内の学習時間の変化を検証することにある。

このような大規模調査を必要とする背景には，二つの理由がある。第1は，マス型高等教育の質保証に向けた世界的な趨勢である。その質保証の担い手を，バートン・クラークの三つの権威にしたがえば，政府による直接的な規制，市場による大学ランキングや大学案内，そして大学自身による自己規制で整理できる（羽田，2004，13頁；Dill & Beerkens, 2010, p.8）。しかし，今日，無視できないアクターとして追加すべきは，専門的権威を持つ非営利団体（JABEE, TOEFL），わけてもOECDやEUなどの超国家機関による‘ソフトな統治’である。むしろ，OECDやEU自体は，政府のような強い法的権限はもたないものの，宣言，勧告，ガイドライン，白書，コンサルタント，国際比較指標の開発，そしてコンベンションなどのボランティアな情報提供を通じて加盟国・非加盟国の教育政策に対して認知的な統治を行っている（Marcussen, 2004）。

中教審答申『学士課程教育の再構築に向けて』（平成20年12月24日）は，大学学部・学科による縦割り教学経営に対する根強い不信感を表明したが，国境を越えた‘ソフトな統治’に親和的であり，主体的な学びの転換を促した『新たな未来を築くための大学教育の質転換に向けて』（平成24年8月28日）もその延長線上にある。大学は，教育課程の体系化，単位制度の実質化，到達度目標

---

\* 広島大学高等教育研究開発センター長／教授

の明確化による教育方法の改善,そして厳格な成績評価による外形的整備やモニタリングを通じて標準化,可視化,そして学校化の波に晒されている。しかし,そのことは社会に埋め込まれたマス型高等教育が,社会的有用性とユーザーフレンドリーさを備えた制度として,合理化に向けた規制を必要としているとも言える(Ramirez, 2006)。ただし,そうした規制の発生源が政府ではなく,グローバルな世界文化にあるというのが,新制度派社会学の主張である(Lechner & Boli, 2005; Meyer, 2002)。

第2は,アメリカのカレッジ・インパクト研究の影響である。詳細なレビューは山内と武内に譲るが(山内, 2004; 武内, 2008),アメリカで機関研究が盛んであるのは,1950年代から急激な学生増により自大学の管理運営を調整する必要性が生まれたこと,連邦制により高等教育については集権的な文部行政の管轄下になかったこと,西欧や日本に比べて大学に付与された強いチャーター(我々は誰で,誰が卒業生か)や階層的構造を持たなかったこと,したがってリベラルエデュケーションの意味を定義する権威をもたなかったことにある(Meyer, 1972)。アメリカのカレッジは,弱いチャーターと大学への多大な投資のなかで,職業教育を別にしてリベラルエデュケーションは常にアイデンティティの問題を抱えていた。社会調査の伝統がこのアイデンティティ問題をアカデミックな研究テーマとして取り上げたが,外部ではなく学生の態度や価値に求めなければならなかったのである。実際,カレッジ・インパクト研究は,心理学者T.ニューカムによるベニントンカレッジ女子学生と卒業生の態度変容研究を嚆矢として膨大な研究の蓄積がある。大学の「エクセレンス」を,名声や資源に求める伝統的な見方から知識やパーソナリティの付加価値として捉えたA.アスチン,1970年代に火を噴いた大学教育過剰論や資格社会論に対する反批判として大学教育の個人的・社会的有効性を唱えたH.ボーエン,そして2500余りの論文等をレビューしたE.パスカレラらである(Astin, 1977; Bowen, 1977; Pascarella & Terenzini, 2005)。

そのパスカレラらが膨大なレビューから見いだしたのは,90年代以降のカレッジ・インパクト研究に「静かな革命」が進行していることであった(Pascarella & Terenzini, 2005, p.645)。教員中心のテーチャングやカリキュラム編成から学生志向のラーニングへの変化がそれである。学生の主体的な関わりなしには効果的な学習成果は得られない,大学教育は双方向的でホリスティックな性格を持つと捉えたのである。90年代のそうした変化の背景には,従来の教員中心の指導法では対応できない新世代の民族的・文化的多様性がある(Antonio & Muniz, 2007, p.272)。

ところで,わが国では少子化,大学入試の多様化,それと連動した高校教育の多様化と個性化,そして選抜機能の低下が,大学の求める学力水準と学習意欲に欠ける高校生を入学させた。加えて,大学の人材育成に対する企業の不信感とアウトカム=説明責任を重視するニュー・ガバナンスの普及が,二つの『答申』の「動機の語彙」である。大学は学生にどのような付加価値を付けたか,どのような教授=学習過程が学習成果や学習時間に影響を及ぼすのか。こうした古くから指摘されてきた課題のエビデンスを得るために大学コンソーシアムが結成され,大学教育システムの内部に立ち入った大規模調査が実施されたのである(金子, 2010; 山田, 2012)。大学は,学生に何か付加価値をつけたことを明示しなければいけない圧力にさらされていると言ってよい。

## 2. 先行研究と分析課題

大規模調査の利点は、学部間・大学間レベルで学習成果が比較可能になる点にある。「全国大学生調査」を利用した先行研究に限ってみれば、調査に参加した自校データの個性や特徴を知るために全国データと比較した浦田、国立大学社会科学系学部を抽出して大学間・学部間比較を行った朴澤がある（浦田，2009；朴澤，2009，2010，2011）。ベンチマーキングとして当該大学と比較対象になる他大学のデータを共有できるのが、大規模調査の利点である。他方、63大学104学部の17,542サンプルを用いて学習成果の規定要因を推計し、エンゲージメントの有効性を確認した小方、選抜性の低い私立大学社会科学系6学部を比較した谷村、経済学部10大学と工学部12大学を対象に授業関連学習時間と学習成果の規定要因分析した両角、そして社会科学系6大学と工学系6大学の能動的学習や授業外学習時間を比較分析した小方の分析がある（小方，2008；谷村，2009；両角，2009；小方，2012）。研究関心と比較対象に応じて多様な分析が可能になるが、総じて学生配慮型、双方向型学習の授業経験や学生の主体的な取り組みが、学習時間や学習成果にプラスの影響を与えていることが明らかにされている。

本稿では、ベンチマークを意識した新たな大学・学部間比較は行わない。個別大学・学部をアドホックに比較することよりも、全国の大学・学部から抽出した母集団に関心がある。また、特定の理論なり仮説を検証するというスタンスにも立たない。少なくない理論研究からすれば、学生の社会化やチャーター・モデルなどを検証することが可能である。しかし、まずはアスチンの開発したIEOモデルに対応する質問項目がどのような位置関係になっているのか、マス型高等教育の受け皿になっている私立大学人文・社会系学部を取り上げて「学びの空間」がどのような軸によって構成されているのか、探索的に探ることを第1の課題とする。

第2は、その私立大学文系学部中に在籍する学生の成績を従属変数とする規定要因の推計を階層線形モデルで行う。学生は学部や大学にネストされて同じ環境のなかで生活するから、学部ごとに似通った集団が形成されているはずである。この場合、データの独立性を前提とするOLS推計は、標準誤差を過小評価しやすい。階層線形モデルは、切片と傾きに確率的に変化するパラメータを追加してバイアスを減少させることで、よりよい予測を行うことができる。また、アウトカムにおける全分散の各レベルへの分解や、クロスレベルの交互作用、つまり個人レベルにおける効果が学部によってどのように変化するかなどの情報を得ることができる（Ethington, 1997; 村澤, 2011; Cheslock & Rios-Aguilar, 2011; 山田, 2012）。アウトカム指標として成績を用いるのは、満足度他の「学習有効性認識」を被説明変数として階層線形モデルで分析した結果、いずれも級内相関が2%程度で実質的な級内相関はないと判断したこと。今一つは、国際的に4年標準卒業率の高い日本の大学の成績評価の有り様を見ることができると考えたからである。

第3は、「全国高校生調査」の追跡調査から、国公立を含めた大学1年生、2年生、そして4年生について学習時間のパネル分析を行う。パネルデータだから個人の入学前の属性は一定であり、階差をとることで個人の属性や観察されない異質性を排除できる。さらに、3時点の学習時間は個人にネストしているから、成長カーブモデルによる分析によって時間の推移が個人内の学習時間の変

化にどのような影響を与えているかを純粹に捉えることができる。

### 3. 学習成果の横断的分析

#### (1) 多重対応分析

本項で、私立大学文系大学・学部の「学びの空間」を視覚化する。表1に、分析で用いる35のカテゴリ変数とその比率を示した。表1で、私立大学人文・社会学系サンプル12,726人の特徴を概観しておく。高大接続の点から言えば、全体の64%が推薦入試によって現在の大学に合格した学生である。親学歴は4割が両親非大卒で、いわゆるファースト・ジェネレーションである。高3時代の家庭学習時間は、1時間未満が全体の4割を占める反面、逆に4時間以上も2割はいる。組織的文脈については、全体の8割が偏差値50未満の学部にも所属し、専任教員一人当たりの学生数37.4人が全体の4割を占める。また、授業経験を見ると、出席重視や中間課題などの管理型授業経験者が9割を占める反面、TAによる補助やコメント付きのレポートが返却される経験をした学生は3割にとどまる。

授業に対する取り組みは、良い成績を取ろうと努力しているが、予習・復習した上で授業に臨む学生は3割以下である。また、授業に対する取り組みや大学での学び方は受動的であり、授業は自由選択を希望する者が多い。授業外では、1週間のアルバイト時間が11時間を越える学生が全体の4割以上を占める反面、授業の課題等にかかる勉強時間については週5時間以下の者が全体の7割を越えている。

表1 多重対応分析に用いるカテゴリ変数

(I) 個人属性		(E) 大学環境：組織的文脈		(O) 学習成果・成績・大学生生活全般の満足	
性別	%	学部偏差値	%	学習有効性認識（役立っている）	%
(1) 女性	44.9	(1) 39以下	31.5	(1) 専門分野での知識理解	63.7
(2) 男性	55.1	(2) 40-49	46.8	(2) 専門分野の基礎となる理論的理解	61.3
現在の学年	%	(3) 50以上	21.7	(3) 幅広い知識	60.5
(1) 1年次	30.8	学部ST比	%	(4) 将来の職業に関連する知識技能	56.8
(2) 2年次	25.1	(1) 19.3以下	10.7	(5) 分析的・批判的思考力	53.7
(3) 3年次	26.5	(2) 19.4-29.6	25.2	(6) 問題発見・解決力	50.9
(4) 4年次	17.6	(3) 29.7-37.3	23.3	(7) 論理的に文章を書く力	49.9
現在の大学に入学した際	%	(4) 37.4以上	40.8	(8) 分かりやすく話す力	46.6
(1) 推薦入試	64.2	(E) 大学環境：教授学習過程	%	(9) 外国語の力	43.5
(2) 一般入試	36.8	授業経験（あった）	%	成績「優」の割合	%
志望順位	%	(1) 出席が重視される	90.6	(1) 2割以下	32.5
(1) 第1志望	56.0	(2) 最終試験以外に中間課題が出される	88.0	(2) 3-4割	27.3
(2) 第2志望以下	44.0	(3) 理解しやすいように工夫されている	63.8	(3) 5-6割	17.0
両親学歴	%	(4) 授業内容に興味がわく工夫されている	58.3	(4) 7割以上	23.2
(1) 両親大卒	57.8	(5) 授業中に自分の意見を述べる	36.6	大学生生活全般満足	%
(2) 両親非大卒	42.2	(6) グループワークに参加機会がある	35.7	(1) 不満	10.6
高3時の1日の勉強時間	%	(7) TAなど補助的指導	29.9	(2) やや不満	22.5
(1) 0時間	22.8	(8) 適切なコメントが付いて課題が返却	27.3	(3) やや満足	49.2
(2) 1時間程度	17.5	授業に対する取り組み（当てはまる）	%	(4) 満足	17.7
(3) 2時間程度	19.6	(1) なるべく良い成績をとる努力	80.2	授業外経験：1週間のアルバイト時間	%
(4) 3時間程度	19.0	(2) 議論に積極的に参加する	45.0	(1) 0時間	29.0
(5) 4時間以上	21.1	(3) 先生に質問・相談する	39.8	(2) 1-5時間	13.3
注：両親大卒：いずれかが大卒も含む。		(4) 必要な予習・復習した上で授業に臨む	28.6	(3) 6-10時間	13.1
		大学での学び方（当てはまる）	%	(4) 11時間以上	44.6
		(1) 授業の意義を教えてほしい	63.8	N=12,726	
		(2) 授業取りは必修がいい	33.7	私立33大学人文社会科学系48学部	
		1週間の授業の課題・準備・復習時間(%)	%	(Min. 67~Max. 774人)	
		(1) 0時間	17.3		
		(2) 1-5時間	56.2		
		(3) 6-10時間	13.8		
		(4) 11時間以上	12.7		

図1に、表1の個人属性(I)と大学環境(E)の26アイテム、64カテゴリ変数を投入し、多重対応分析を行った結果を示した。多重対応分析は、順序尺度・名義尺度に関わりなく複数のクロス表を集約し、視覚的に捉える利点がある。分析の第1ステップとして、学生の属性(I)と大学教育の環境(E)に関わるアイテムのパターンを描き、個別項目間の位置関係とどのようなカテゴリが2つの軸に寄与しているのか視認する。第2ステップとして、2次元空間上に追加変数としてアウトカムに関するアイテムを射影する手続きを行う。この方法により、IEOのトライアングルの構造を視覚化できる(古田, 2010)。

多重クロス表を作成するため、投入したサンプルの多くが脱落し、有効ケースは8,020人である。次元数は38(64-26)になるが、ここでは単純化のために2次元の結果を示す。記号(+)は「経験があった」、「当てはまる」、(-)は「経験がなかった」、「当てはまらない」を表す(4件法を2件法に分類)。第1軸( $\lambda=0.149$ , 42.1%)に寄与するアイテムは、授業経験(斜体)と取り組みについての意識である。第1軸の右側には肯定的、左側にはネガティブなカテゴリが位置している。同様に、第1軸上には「大学での学習時間」が左から右に沿って描かれている。ただし、第1軸に最も寄与するのは、「学部ST比19.3以下」である。

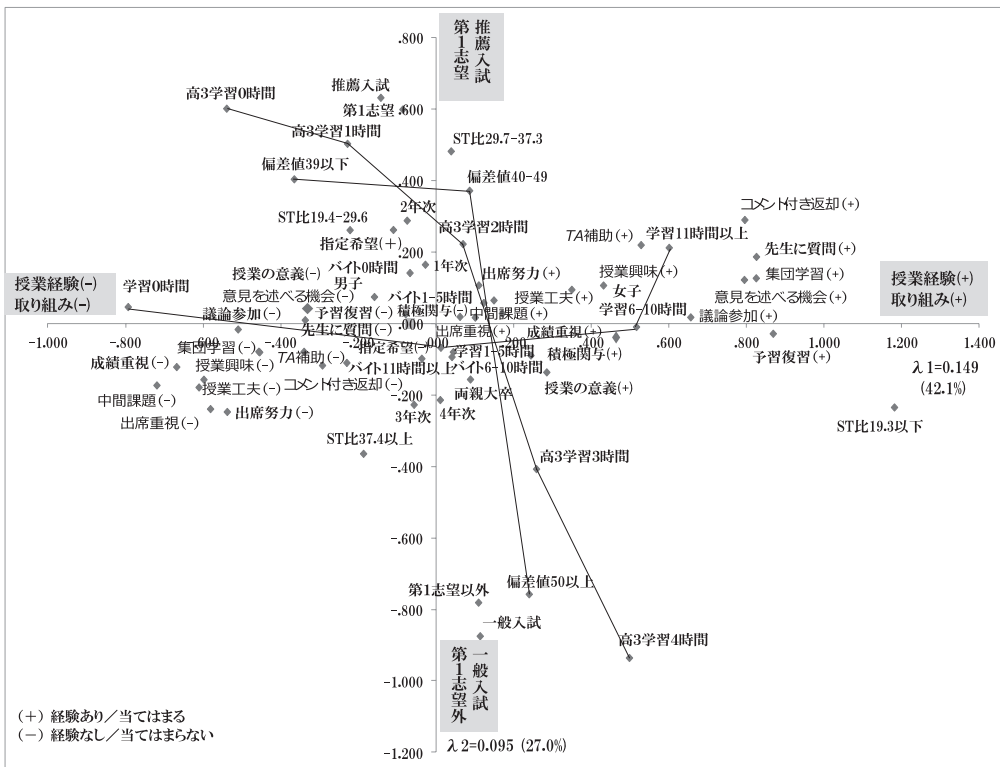


図1 私立大学人文・社会系の個人属性(I)・教育環境(E)の布置

しかし、「学部ST比」の他のカテゴリは、第2軸の上側にプロットされているから、判別度が高いというわけではない。第2軸( $\lambda=0.095$ , 27.0%)への寄与が大きいのは、大学と高校の接続に



関わるアイテムである。第2軸の上側に「推薦入試」と「第1志望」が、下側に「一般入試」と「第1志望以外」が位置している。同様に、「高3学習時間」と「学部偏差値」も第2軸に寄与するアイテムである。これを要するに、私立文系の「学びの空間」は、教授＝学習経験と高大接続の二つの軸によって枠組みが構築されているのである。

図2に、2軸を固定して三つのアウトカム変数（学習有効性、成績「優」の割合、大学生生活全般の満足度）を追加変数として射影した結果を示した。図1と図2を重ねて位置関係を確認すれば、アウトカム変数が第1軸に取り込まれていることがわかる。第1軸の右側には、学習成果「有効である」(+), 左側には「有効でない」(-) が位置している。「成績「優」の割合」と「大学生生活全般の満足度」は、カテゴリーの順序に従って折れ線で結んでいるが、ともに第1軸に沿って単調に延びている。第1軸の左側は、大学生生活全般に不満、成績「優」の割合が低く、そして授業の有効性も低いカテゴリーによって特徴づけられる<sup>1)</sup>。結果は示さないが、国立大学13工学部や研究大学についても、多重対応分析を行うと、授業体験・取り組みとアウトカム変数の間に同様の関係が視認できる。入学後の授業経験や学生の主体的取り組み、つまり教員と学生の相互作用は、分野や大学ランクを超えた「学びの空間」を構成していることを示唆する。

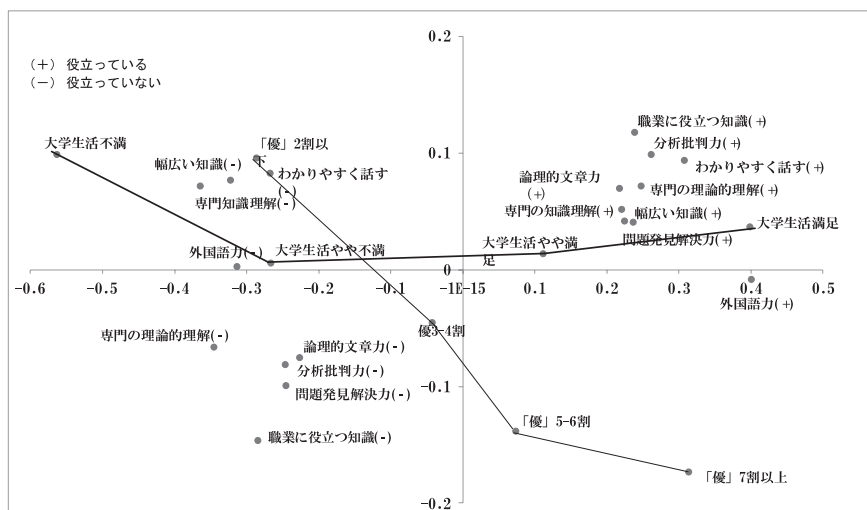


図2 学習有効性認識・成績「優」・大学生生活満足度(O)の布置

## (2) 階層線形モデルによる分析

多重対応分析は、あくまで因果関係を想定しない記述的な分析である。同じ私立大学人文・社会学部でも学部の特徴によって異なるアウトカムが生みだされるのか、階層線形モデルによって検討してみよう。個人レベルの被説明変数は、表1から認知的なアウトカムとして成績「優」の割合を用いる。説明変数は、性、現在の学年、高大接続情報として高3時代の一日の家庭学習時間と推薦入試ダミー、1週間の授業準備時間数、アルバイト時間数、そして(不)本意就学の影響を見るため、「授業と関心」を示す質問「大学での授業はやりたいことに密接に関わっている」を用いる。個人レベルの変数はすべて中心化することで、学部内の相対的位置(学部内効果)が把握できるよ



うにした。学部レベルの変数は、偏差値とST比の他、授業との関わりについて個人とは独立した学部全体としての文脈効果を捉えるため「授業と関連」の学部平均値を用いる。有効ケースは、30大学・44学部（min.54人～max.386人）の7,058人である。パラメータは、44学部をサンプルとして、1,100を超える私立大学人文・社会科学系学部を母集団と仮定した推計結果である。

表2が階層線形モデルによる推計結果である。まず、学生の成績「優」の割合のばらつきが学部内・学部間で存在するのか、モデル1（ANOVAモデル）から検討する。「優」の割合の平均値は41.3%。残差と切片の分散は有意だから、成績「優」の割合の平均値は学部によって異なると言える。級内相関は $0.104=0.670/(0.670+5.771)$ 。分散の10%程度は、学部の違いによって説明される。

モデル2は、44学部内の個人レベルの平均回帰係数を示している。学部内で女性であるほど、上級学年であるほど、高3時代の家庭学習時間が長いほど、そして「授業と自分の関心」が一致している本意学生ほど、「優」の割合は高くなる。他の条件を一定としてもなお、上級学年で「優」の割合が高くなる理由の一つは、ゼミ所属により教員と人間関係ができるからであろう。しかし、推薦入試で合格した学生は、他の条件を一定としてもなお、「優」の割合が有意に低い。アルバイト時間も同様のマイナスの有意な係数をもつ。ここで、個人レベルで説明される成績「優」の分散を求めると $0.076=(5.771-5.330)/5.771$ となり、7.6%程度学部内の成績「優」の分散が減じることがわかる。

表2 私立大学人文・社会系の成績「優」の割合に及ぼす影響：階層線形分析

固定効果	model1		model2		model3		model4		model5	
	b	(s.e.)	b	(s.e.)	b	(s.e.)	b	(s.e.)	b	(s.e.)
切片	4.128 ***	0.128	4.085 ***	0.126	-1.897	1.467	-1.899	1.467	-1.879	1.472
女性(center)			1.071 ***	0.072	1.080 ***	0.072	1.075 ***	0.072	1.085 ***	0.072
現在の学年(center)			0.227 ***	0.045	0.260 ***	0.031	0.259 ***	0.031	0.263 ***	0.031
高3学習時間(center)			0.145 ***	0.022	0.145 ***	0.022	0.144 ***	0.022	0.632 **	0.203
推薦入試(center)			-0.154 *	0.063	-0.150 *	0.063	-1.194 **	0.414	-0.142 *	0.063
授業準備時間(center)			0.016 **	0.005	0.002 **	0.005	0.015 **	0.005	0.015 *	0.005
アルバイト時間(center)			-0.011 ***	0.003	-0.010 **	0.003	-0.010 ***	0.003	-0.011 ***	0.003
授業と関心(center)			0.405 ***	0.035	0.405 ***	0.035	0.403 ***	0.035	0.400 ***	0.035
<学部レベル>										
学部偏差値					0.040 *	0.002	0.004 *	0.020	0.004 *	0.002
ST比					-0.004	0.009	-0.004	0.009	-0.004	0.009
授業と関心(Mean)					1.807 **	0.594	1.806 **	0.594	1.808 **	0.596
<クロスレベル交互作用>										
推薦入試×学部偏差値							0.024 *	0.009		
高3勉強時間×学部偏差値									-0.011 *	0.004
ランダム効果(Var)										
個人レベル残差	5.771 ***	0.099	5.330 ***	0.092	5.319 ***	0.092	5.314 ***	0.092	5.282 ***	0.091
切片	0.670 ***	0.155	0.646 ***	0.149	0.448 ***	0.116	0.448 ***	0.111	0.452 ***	0.111
高3学習時間									0.016 *	0.007
BIC	31,356		30,842		30,838		30,834		30,828	

有意水準：\*p<5%，\*\*p<1%，\*\*\*p<0.1%。授業と関心：大学での授業はやりたいたいことに密接に関わっている（件法）

次いで、モデル3は学部効果（レベル2）を見ている。学部偏差値と「授業と関心」の学部平均値は、ともに有意な係数を持つ。学生個人の優の割合は、学部全体として授業の関心の高い学部ほど高くなるのである。ST比は有意ではないが、符号条件がマイナスだから教員一人当たりの学生数の大きい学部では成績「優」の割合が減じる傾向にある。モデル4に、推薦入試と学部偏差値のクロスレベルの交互作用項を加えた結果を示した。推薦入試の成績に及ぼすマイナスの影響が、学部

ランクによって異なるかどうか見るためである。係数の符号条件はプラスで、統計的に有意である。推薦入試で偏差値の高い学部へ送り込まれてくる学生は成績が良く、ランクの低い学部へ入学した学生の成績はふるわない。学力向上の観点から、近年、推薦入試枠を見直す傾向にあるが、一律的な見直しはアドミッション・ポリシーを損なうことを示す結果である。

モデル5では、高3学習時間と学部偏差値のクロスレベルの交互作用の効果を示した。係数の符号条件は、マイナスで有意である。高3時代に受験勉強に取り組んできた学生が、ランクの高い私立人文・社会系学部へ入学すると成績が低くなりやすいと考えられる。逆に、ランクの低い学部へ入学すると成績が高くなるという結果である。前者は選抜システムによるアスピレーションの冷却、後者は学習習慣による再加熱と大学側の成績「優」の底上げとの相乗効果として解釈できる。

いずれにせよ、同じ高3学習時間でも入学する学部によって成績評価が異なるのである。さらに、モデル5では、高3学習時間の影響が学部によって異なるかを確認するために、ランダム係数モデルの結果も示した。高3学習時間の分散は有意であり、学習習慣が成績に及ぼす影響は学部によって有意に異なると言える。高3学習時間の係数について95%の信頼区間を求めると、 $0.632 \pm 1.96 \times (0.016)^{1/2} = 0.385 \sim 0.879$ となる (Raudenbush & Bryk, 2002, p.78)。学部による違いは、決して小さいとは言えない。

## 4. 学習時間の時系列的分析

### (1) パネルデータによる3時点のクロスセクショナル分析

この節では、「全国高校生調査」(2005～2010)の追跡調査からパネルデータを作成し、学習時間について個人内の変化を見る。ここで学習時間とは、1週間の「授業準備・復習時間」と「授業以外の学習時間」の合計である。「全国高校生調査」(2005年11月：高校3年次)の追跡調査は、卒業後1年目(2006年11月)、卒業2年目(2008年1月)、そして卒業4年後(2009年12月)に実施された。3回の追跡調査から、538人の大学生(国公立90人、私立448人)パネルデータを作成することができる(浪人は除外)。パネルデータを利用して大学生の生活時間から学習時間の変化を探ってみよう。

表3に、大学生パネル538人の3時点の記述統計と学習時間を被説明変数としたOLS推計の結果を示した。記述統計をみれば、4年次の平均授業時間は1年次の3分の1まで減少するが、平均学習時間はむしろ増えている。これは、「授業準備・復習時間」は4年次で減少するが、「授業以外の学習時間」が増えているからである<sup>1)</sup>。OLS推計を見ると、なるほど授業時間数は3時点とも統計的に有意な係数をもつ。授業があるから予習・復習するが、興味深いのは授業時間数が少なくなる4年次で大きな回帰係数が得られることである。これは、4年で授業時間数の個人間のばらつきが小さくなり、(授業以外の)学習時間のそれが大きくなるからである。他の変数を統制してもなお、授業時間が1時間増えると30分学習時間が増加する。

次いで、アルバイト時間は2年次と4年次でマイナスの有意な係数を持ち、4年次で効果が大きい。同様に、入学前の個人の属性として高3勉強時間も、3時点で有意な係数を持っている。ここで、4年次について学習時間に卒論研究の時間を加えると、平均で17.7時間(SD15.8)になる。第7列で、

卒論を加えた学習時間を被説明変数とすると、高3学習時間が統計的に0.1%水準で有意かつ大きな係数を持つことがわかる。通常の学習時間のみならず、研究活動を含む学習に対しては高校での学びの慣性力が有意な影響をもつことを示す結果である。同時に、アルバイト時間数も4年次で大きな係数をもつ。4年次の調査時期が12月だから、卒論とアルバイトに追われるタイトな生活を送っていることを予想させる。

表3 大学生の生活時間からみた学習時間の規定要因（パネルデータ）

	1年次		2年次		4年次		4年次(卒論含む)		1年次		2年次		4年次	
	b	(s.e.)	b	(s.e.)	b	(s.e.)	b	(s.e.)	mean	SD	mean	SD	mean	SD
授業時間数	0.221 ***	0.033	0.269 ***	0.039	0.501 ***	0.059	0.464 ***	0.091	19.2	8.0	18.5	8.3	6.7	7.3
アルバイト時間数	-0.010	0.022	-0.072 *	0.028	-0.095 **	0.036	-0.244 ***	0.055	14.0	11.8	15.2	11.4	15.3	12.0
サークル時間数	-0.007	0.023	-0.039	0.028	0.019	0.045	0.090	0.061	9.9	11.5	8.9	11.3	5.3	9.6
高3勉強時間数	0.053 *	0.024	0.066 *	0.029	0.065	0.040	0.234 ***	0.156	< 学習時間 >					
定数	1.827 *	0.786	3.383 ***	0.979	5.334 ***	1.045	15.297 ***	1.605	6.7	6.3	7.9	7.7	8.4	10.7
Adj.R <sup>2</sup>	0.084				0.097		0.102							
N	538				538		538							

有意水準：\*p<5%、\*\*p<1%、\*\*\*p<0.1%。b：非標準化回帰係数  
高3勉強時間数は、1週間に換算。

ところで、学習時間は個人間で異なるが、個人内でも変化すると考えられる。個人内の学習時間の変化を捉える第1ステップとして、1階の階差方程式に最小自乗法を適用する（Allison, 2009）。追跡調査は3時点を観測しているから、前半と後半で2つの階差方程式を作ることができる。表4に、階差方程式の推計値を示した。まず、授業時間数の差は依然として学習時間の差に有意な係数をもつ。アルバイト時間数の差は、2年次から4年次、サークル時間数差は1年次から2年次で有意である。このことはアルバイト時間数の差が1年次から2年次、サークル時間数差が2年次から4年次で影響を与えていないのではなく、それらの効果が各時点で同じであったことを示す。切片は、2時点について授業時間数他の変化がなかった学生に対して1年次（2年次）から2年次（4年次）の学習時間の変化の推定値を示しているが、いずれの階差方程式でも有意な係数をもつ。

5列に、二つのデータを結合した1,076人の結果を示した。推計値が3時点で変化しないという前提で、両者を区分するため方程式ダミー変数を加えた推計値である<sup>2)</sup>。結合データでは、係数は1列と2列の中間の値を持つ。切片（U2-U1）と方程式ダミーは、ともにプラスで有意である。この結果は、他の条件を一定としてもなお、2年次から4年次の方が1年次から2年次よりも（授業以外の）学習時間が増加していることを示す。

表4 大学生の学習時間1階差の推計値（パネルデータ）

	1年次～2年次		2年次～4年次		結合データ	
	b	(s.e.)	b	(s.e.)	b	(s.e.)
授業時間数	0.150 ***	0.031	0.262 ***	0.047	0.209 ***	0.029
アルバイト時間数	-0.024	0.024	-0.074 *	0.035	-0.051 *	0.021
サークル時間数	0.055 *	0.027	-0.032	0.042	0.011	0.025
方程式ダミー					1.440 *	0.663
定数	1.458 ***	0.321	3.408 ***	0.746	1.488 ***	0.415
Adj.R <sup>2</sup>	0.041		0.053		0.053	
N	538		538		1,076	

有意水準：\*p<5%、\*\*p<1%、\*\*\*p<0.1%。方程式ダミー-2年次～4年次=1,1年次～2年次=0

## (2) 個人成長カーブモデル

本項では、個人内の学習時間の変化を捉える第2のステップとして、パネルデータをロング形式に加工し、成長カーブモデルで検証する。成長カーブモデルは、大学入学後の学習時間（レベル1）が個人（レベル2）に入れ子になった階層線形モデルと相同である。ランダム係数モデルにより、個人内・個人間の学習時間の変化を捉えることができる。レベル1では、i君の時点tの1週間の学習時間  $Y_{ti}$  は、切片  $\pi_{0i}$ 、個人の成長軌跡  $\pi_{1i}$  とランダム誤差  $\epsilon_{ti}$  によって決定されると考える ( $Y_{ti} = \pi_{0i} + \pi_{1i} \cdot \text{time}_i + \epsilon_{ti}$ )。傾きのパラメータ  $\pi_{1i}$  は、1年単位の変化率を示す。時系列データでは、レベル1の誤差の共分散構造は近接した観測値ほど相関が大きくなるから、一次自己回帰を選択すべきだが、観測値が3時点しかないため情報統計量 BIC を参照して誤差分散が異質で独立を前提とする「対角」共分散マトリクスを採用した<sup>3)</sup>。また、階差方程式と同様に個人内の変化に関心がある場合、個人属性は考えなくてもよいが、成長カーブモデルの利点は、個人内の学習時間の変化（傾き）が、不変の個人属性＝初期条件によって説明できる点にある。ここでは、学習習慣の影響を見るため、入学後の学習時間の個人差に影響を及ぼす初期値として高3勉強時間を投入する。加えて、時間と共に個人内で変動する要因として表4の授業時間とアルバイト時間を投入する。3時点の線形時間変数  $\text{time}$  は、0, 1, 2とコード化する。

表5に、成長カーブモデルの推計結果を示した。モデル1は、予測変数のないヌルモデルの結果である。3時点の平均でみると、学習時間の変動の18.6% [(13.385/(13.385+58.417))] が個人間で説明される。ロー (rho) は、すべての連続した二つの学習時間の測定値の相関である。0.141は、それほど大きい相関とは言えないが、統計的に有意である。3時点にわたる一週間の学習時間の全平均値は、7.6時間である。モデル2で、学習時間の固定効果とランダム効果を示した。1年次から4年次にわたる学習時間の個人内・平均成長率は0.85時間であり、しかも個人内・個人間で有意に変化していることがわかる。ただし、計測時点が同じインターバルでない。そこで、モデル3で二つのダミー変数によって学習時間の個人内成長軌跡を見た。モデルの適合度は改善され、4年次で週当たり1.7時間ほど学習時間が増えるが、個人間のばらつきも大きい。

表5 大学生の学習時間の成長カーブモデル

固定効果	model1		model2		model3		model4		model5		model6 (卒論含む)	
	推定値	(s.e.)	推定値	(s.e.)	推定値	(s.e.)	推定値	(s.e.)	推定値	(s.e.)	推定値	(s.e.)
切片	7.633 ***	0.261	6.804 ***	0.270	6.658 ***	0.269	1.583 ***	0.647	1.815 ***	0.603	2.126 ***	0.624
time			0.848 ***	0.241			2.371 ***	0.273				
time2年ダミー					1.270 ***	0.327			1.486 ***	0.323	1.470 ***	0.316
time4年ダミー					1.697 ***	0.473			4.697 ***	0.539	14.823 ***	0.734
高3勉強時間数(不変)							0.059 **	0.021	0.058 **	0.021	0.068 **	0.218
授業時間(変動)							0.239 ***	0.022	0.236 **	0.022	0.212 ***	0.228
アルバイト時間(変動)							-0.051 **	0.016	-0.042 **	0.015	-0.043 **	0.016
<b>変量効果</b>												
AR1 対角	58.417 ***	3.875	39.270 ***	2.823	22.642 ***	3.909	39.026 ***	2.783	24.000 ***	4.041	22.634 ***	5.920
AR1 rho	0.141 **	0.059	-0.066	0.065	0.184	0.158	-0.039	0.064	0.219	0.146	0.206	0.220
Var(切片)	13.385 ***	3.620	12.691 ***	2.817	16.285 **	4.011	8.198 **	2.645	11.515 ***	4.031	14.010 *	3.181
Var(time)			11.640 ***	1.470			10.271 ***	1.318				
Var(time2年ダミー)					20.480 ***	3.928			18.482 ***	3.646	17.388 ***	2.156
Var(time4年ダミー)					76.750 ***	6.855			69.386 ***	6.373	202.041 ***	14.346
BIC	11,390		11,298		11,181		11,192		11,078		11,536	

有意水準：\*p<5%, \*\*p<1%, \*\*\*p<0.1%.

モデル4とモデル5は、高校3年の勉強時間と授業時間とアルバイト時間の固定効果を見たモデルである。三つの追加変数は予想した符号条件を示し、3時点にわたって統計的に有意な係数を持つ。高3時代の学習時間は、他の変数を一定としてもなお、入学後の学習時間の増加に寄与している。また、追加変数を調整すると、モデル4では平均時間成長率は週2.4時間になる。モデル5の4年次ゲームを見ると、1年次に比べて週4.7時間ほど学習時間が増加する。モデル6は、学習時間に卒論研究に費やす時間を加えて推計した結果である。4年次ゲームの係数は、週14.8時間と飛躍的に増加し、かつ個人間のばらつきが著しく増加していることが分かる。

## 5. おわりに

本稿では、まず大衆化の受け皿になっている私立大学文系学部の学びの空間、成績、そして学習時間の構造を探るために、「全国大学生調査」を用いつつ横断的分析を試みた。具体的には、多重対応分析を適用して私立大学文系の「学びの空間」をIEOモデルに対応させて探索的に記述し、次いでアウトカムとしての成績「優」と学習時間の規定要因について階層線形モデルを用いて分析を行った。ただし、個別大学のベンチマークには立ち入らず、サンプルよりも母集団にウエイトを置いた。分析を通じて明らかになったことは、以下2点である。

第1は、私立大学文系学部の「学びの空間」が、授業経験・取り組みと高大接続の二つの軸から構成されていること、この二つの軸にアウトカム指標の学習有効性、成績「優」の割合、そして大学生活満足度を重ねると、授業経験・取り組みの軸に吸収されることである。常識的な分析結果かもしれないが、従来ブラックボックスであった大学教育サービスの実態が、教員と学生の相互依存関係＝結合生産物（矢野、1988）であることがデータで確認された意義は大きい。課題は、両者を結びける仕掛けと実践である。二つの大学審議会『答申』は、そのことを大学に課している。

第2は、私立大学文系44学部を対象に、学習成果の指標として成績「優」のヌルモデルにより級内相関を求めると、全体の分散の10%が学部の違いで説明されることである。この10%を抛り所に、階層線形モデルによる分析を行うと、固定効果では推薦入試で合格した学生の成績「優」の割合が低くなること、さらに推薦入試と学部偏差値のクロスレベル交互作用の符号条件はプラスで、統計的に有意であった。このことから、推薦入試で偏差値の高い学部に入學した学生は成績が良く、ランクの低い学部に入學した学生の成績はふるわないと言える。学びの第2軸に寄与する選抜方法であるが、推薦入試を見直す必要に迫られているのはランクの低い大学・学部である。

次いで、高校生パネルデータを用いて以下の2点を明らかにした。第1は、3時点のクロスセクショナル分析から、入学時の高3時の勉強時間が有意に入学後の学習時間を高めていることである。日本の大学生の学習時間の短いことは周知のことであるが、高3学習時間の慣性力は、1年次、2年次、4年次の学習時間のみならず、卒論を含む学習時間に及んでいる。学び習慣説を支持するこの結果は、高校教育に対して「家庭学習時間ゼロからの脱却」を求めるものである。ただし、学習時間のばらつきは4年次で著しく、アルバイトが負の影響を与えていることは否めない。もっとも、学習という個人の動機づけが大きく作用する行動を把握するには、時間とともに変動する意識変数を投入す



べきであるが、「追跡調査」には3時点について同じ質問項目がない。2時点の分析だが、「やりたいことがみつからない」、「将来の進路が固まってきた」などの意識変数が、学習時間に対してそれぞれマイナスとプラスの符号条件で統計的に有意な係数をもつことを指摘しておく。

第2は、個人内の学習時間の変化を成長カーブモデルで捉えると、学習時間の個人内変化は、時間の逓増関数であることである。そして、個人内の学習時間の推移の度合いも高校3年次の家庭学習時間によって異なり、高3学習時間は入学後の学習時間の改善に寄与していると言ってよい。

4万人を越える学生が協力した「全国大学生調査」と「全国高校生調査」の追跡調査は、研究者の関心と切り口に依じて多様な分析が可能である。大学教育の質的転換と説明責任に応えるためにも、入れ子とパネルデータの利点を生かして教育効果の文脈を引き出す必要がある。本稿はその一事例である。

## 【付記】

データは、平成17～平成21年度科学研究費・学術創成による「全国大学生調査」と「全国高校生調査」（東京大学大学院大学経営・政策研究センター）を使用した。記して謝意を表したい。

## 【注】

- 1) その他の学習時間は、1年で週1.9時間、2年2.5時間、4年で4.5時間と増加するが、授業準備時間は、1年で週4.7時間、2年5.4時間と増加するが、4年で3.9時間まで減少する。
- 2) 結合した OLS の推計値は不偏であるべきだが、二つの階差方程式は  $\varepsilon_2$  を共有するから誤差項の  $\varepsilon_2 - \varepsilon_1$  と  $\varepsilon_3 - \varepsilon_2$  はマイナス相関を持つ。従って、標準誤差の推計値はバイアスの可能性がある (Allison, 2009, p.14)。
- 3) 利用した統計ソフトは SPSS である。変量効果で対角、反復効果で一次自己相関を指定した。

## 【参考文献】

- 浦田広朗 (2009) 「『全国大学生調査』からみた麗澤大学の学生と教育」『麗澤学際ジャーナル』第17巻 (1), 1-11頁。
- 小方直幸 (2008) 「学生のエンゲージメントと大学教育のアウトカム」『高等教育研究』第11集, 45-64頁。
- 小方直幸 (2012) 「学生調査を用いた教育改善に向けた理論的フレームワークの構築」東北大学高等教育開発推進センター『教育・学習過程の検証と大学教育改革』東北大学出版会, 47-62頁。
- 金子元久 (2007) 『大学の教育力』筑摩書房。
- 金子元久 (2012) 「大学教育と学生の成長」『名古屋高等教育研究』(名古屋大学高等教育研究センター) 第12号, 211-236頁。

- 武内清 (2008) 「学生文化の実態と大学教育」『高等教育研究』(日本高等教育学会編) 第11集, 7-22頁。
- 谷村英洋 (2009) 「大学生の学習時間分析—授業と学習時間の関連性」『大学教育学会誌』第31巻 (2), 128-135頁。
- 羽田貴史 (2004) 「大学組織の変容と質的保証に関する考察」広島大学高等教育研究開発センター編『高等教育システムにおけるガバナンスの変容』(COE 研究シリーズ8), 1-18頁。
- 古田和久 (2010) 「大学教育の効果と学習成果」『クオリティ・エデュケーション』第3号, 59-75頁。
- 朴澤泰男 (2009) 「一橋大学における学生の時間使用: 「全国大学生調査」を用いた研究ノート (1)」『一橋大学・大学教育研究開発センター年報』73-86頁。
- 朴澤泰男 (2010) 「一橋大学の教育条件と授業の効力: 「全国大学生調査」を用いた研究ノート (2)」『一橋大学・大学教育研究開発センター年報』25-37頁。
- 朴澤泰男 (2011) 「一橋大学における学生の能力形成と学業成績: 「全国大学生調査」を用いた研究ノート (3)」『一橋大学・大学教育研究開発センター年報』49-62頁。
- 村澤崇昌 (2011) 「マルチレベル SEM による大学教育の効果の再分析」『九州大学教育社会学研究集録』第12号, 19-32頁。
- 両角亜希子 (2009) 「大学生の学習行動の大学間比較」『東京大学大学院教育学研究科紀要』第49巻, 191-206頁。
- 矢野真和 (1988) 「大学教育のサービスモデル」喜多村和之編『大学教育とは何か』玉川大学出版部, 105-114頁。
- 山内乾史 (2004) 『現代大学教育論』東信堂。
- 山田礼子 (2012) 『学士課程教育の質的保証へむけて』東信堂。
- Allison, P. (2009). *Fixed Effects Regression Models*, Sage.
- Antonio, A. & Muniz, M. (2007). The Sociology of Diversity. In P. Gumpert, (Ed.), *Sociology of Higher Education* (pp. 266-294). Baltimore: The Johns Hopkins University Press .
- Astin, A. (1977). *Assessment for Excellence*, New York : Macmillan Publishing Company.
- Bowen, H. (1977). *Investment in Learning*, San Francisco : Jossey-Bass Publishers.
- Brunsson, N. & Jacobsson, B. (Eds.) (2000). *A World of Standards*, Oxford: Oxford University Press.
- Cheslock, J. & Rios-Aguilar, C. (2011). Multilevel Analysis in Higher Education Research: A Multidisciplinary Approach. In J. Smart, & M. Paulsen (Eds.), *Higher Education: Handbook of Theory and Research* (pp.85-124). New York : Springer.
- Dill, D. & Beerkens, M. (Eds.) (2010). *Public Policy for Academic Quality*, Dordrecht : Springer.
- Ethington, C. (1997). A Hierarchical Linear Modeling Approach to Studying College Effects. In J. Smart, (Ed.), *Higher Education: Handbook of Theory and Research*, 12, (pp. 165-194). New York: Agathon Press.
- Lechner, F. & Boli, J (2005). *World Culture: Origins and Consequences*, Oxford: Blackwell Publishing.
- Meyer, J. (1972). The Effects of the Institutionalization of Colleges in Society. In K. Feldman (Ed.), *Readings in the Social Psychology of Higher Education* (pp. 109-126). New York: Pergamon Press.



- Meyer, J. (2002). Globalization and the Expansion of the Spread of Management Ideas. In Sahlin-Andersson & Engwall, L. (Eds.), *The Expansion of Management Knowledge* (pp.33-46). Stanford :Stanford University Press.
- Marcussen, M. (2004). OECD Governance through Soft Law. In Morth, U (Ed.), *Soft Law In Governance And Regulation: An Interdisciplinary Analysis* (pp.103-128). Northampton: Edward Elger.
- Pascarella, E & Terenzini, P. (2005). *How College Affects Students*, San Francisco: Jossey-Bass.
- Raudenbush, S. & Bryk, A. (2002). *Hierarchical Linear Models*, Thousand Oaks: Sage Publication.
- Ramirez, F. (2006). The rationalization of universities. In Djelic, M. & Sahlin-Andersson, K. *Transnational Governance* (pp.225-244). Cambridge : Cambridge University Press.

# The Structure of Learning Outcome and Learning Time in Japanese Students: Cross-sectional and Longitudinal Analyses

Masashi FUJIMURA \*

A growing body of literature suggests that given the trend toward universal access to higher education in Japan, learning outcomes, learning time and learner-centered assessment should be the focus of university reform. However, the context of educational services is still a black box and the relationship between student characteristics, college environments and college outcomes has not been systematically examined.

Using data from the National Students Survey in 2010 and National High School Students Survey in 2005-2010 (CRUMP) for 8,032 students enrolled in human and social science departments of 127 private institutions, we initially applied multiple correspondence analysis to visualize the IEO (input-environment-output) triangle. Secondly, the context of ratio of 'excellence' was examined using multilevel modeling in which students are "nested" each department. Thirdly, we applied growth curve modeling to longitudinal data to investigate level1 variability within individual growth trajectories of learning time.

Major findings are as follows: 1) The IE geometry consisted of two axes. Learning-related categories contributed to axis1 and an articulation between of high school and college, such as admission based on recommendation or examination characterized Axis 2. Organized along the two axes, we found that cognitive outcomes such as critical thinking and problem solving ability overlap axis1. 2) Ten percent of the variance in ratio of 'excellence' is explained by level 2 (between departments). Moreover, cross-level interaction of department ranking and recommendation admission shows a positive effect on the ratio of 'excellence', meaning that students who enrolled in high ranking private universities by recommendation subsequently earned good grades (vice versa). 3) Regarding growth rate of learning time at the individual level, we conclude that the average linear growth rate is 1 hour over three data points and varies among individuals. In conclusion, possibilities and implications of the national student survey for college impact researchers are discussed.

---

\* Director and Professor, Research Institute for Higher Education (R.I.H.E.), Hiroshima University