

日本社会における英語の教育機会の構造とその変容 —英語力格差の統計的分析を通して—

寺 沢 拓 敬

キーワード：英語の教育機会 英語力の格差 社会階層 授業時数 計量社会学

要 旨

本論文の目的は、日本社会における英語教育機会の構造とその世代推移を、英語力の格差という観点から明らかにすることである。2つの仮説、すなわち「英語教育機会の階層性」仮説（社会的属性によって英語力には差が生じるか）および「英語の授業時数と格差」仮説（授業時数の削減は英語力格差を拡大させるか）を分析課題として設定し、これらを社会調査データ（JGSS-2002 および JGSS-2003）の統計的分析によって検証した。分析の結果、これらの仮説はほぼ支持された。まず、旧学制から現在に至るまで、英語力は学習者の背後の社会的属性によって左右されていることがわかった。また、英語の授業時数の増減と社会的属性による英語力格差の度合いの間には密接な関係があることが示された。以上の結果を踏まえて、今後、英語教育機会をめぐる政策的あるいは学問的な議論はいかにあるべきかを議論した。

1. はじめに

近年、いわゆる「格差社会論」の隆盛に伴い、日本国内の様々な格差に対して注目が集まっている。教育格差もその例外ではなく、学力格差や教育機会・進学機会の格差・不平等に関して活発な議論が行われている。ただ、「教育と格差」「教育と不平等」という問題は決して新しいテーマではなく、戦後から現在に至るまで、教育学研究や社会学研究の中心的な位置を占めている。90年代以降の著作に限っても、多くの教育学者・社会学者によって（e.g. Ishida 1993、荻谷 1995, 2001、小林 2008）、学力や進学機会の格差が、本人の能力や努力では変更不可能あるいは変更困難な諸条件（例えば、親の学歴や職業、家庭の収入）を反映している面があることが実証されている。

1.1. 英語教育機会における「階層的視点」

では、このような教育格差は、英語教育・英語学習の領域においても確認できるだろうか。結論的に述べれば、その可能性は高いと言える。実際、すでに実証研究が存在するし（寺沢

2009、注2を参照)、常識的に考えても「英語力」と「教科学力」は重なる部分が多いと考えられ、したがって、英語力の有無や高低にも、社会的属性が反映されていることは十分考えられる。

しかしながら、実際の英語教育に関する議論には、教育機会の問題に言及していながらも、社会的属性に対する配慮、いわば階層的視座を欠いているものが見られる。例えば、Sasaki (2008) は、1945 年の敗戦を契機に「英語教育の大衆化 (the mass popularization of EFL education)」が始まり、ほとんどすべての人々に英語を学ぶ機会が与えられたと指摘している (Sasaki 2008: 67)。太田 (1995) にも同様に、戦前に英語は「一部の数少ないエリートが学ぶもの (p.224)」だったが、戦後、国民のすべてが学ぶ機会を得たとする記述がある。このような時代の切り取り方・描き方は、形式面・制度面に注目する限定的を射たものだが、前述の英語力と社会的属性の関係を考慮すれば、その不十分さも同時に露呈する。というのも、形式上は一様に与えられた機会であっても、それを有効に利用できた階層とそうでない階層が存在していた可能性が十分想定できるからである。この想定を「英語教育機会の階層性」仮説と呼び、この仮説の検証を本論文のひとつ目の分析課題としたい (詳しくは、1.4 で再度述べる)。

1.2. 英語教育機会の格差と政策

ところで、教育格差は、社会の底部に根を下ろした静的な構造物ではない。むしろ、様々な社会政策や教育政策などの政治的要因によって拡大あるいは縮小したり、変質を遂げたりする。この点を例証する最も代表的なものが、いわゆる「ゆとり教育」と称される一連の教育改革と、それが及ぼした影響である。例えば、荻谷 (2001) が明らかにしているように、近年の児童生徒間の学力格差・学習意欲の階層差は、新学力観の導入、授業時数の縮小、学習項目の削減などといった「ゆとり教育」政策によって生み出された面がある。

これと同様に、英語教育の分野においても、政策と教育格差を関連づけた議論が存在する。その代表は、英語の授業時数と格差の問題である。例えば、江利川 (2008) は、98 年度告示の学習指導要領における英語授業時数「週 3 時間」への削減を、不平等・格差の拡大と結び付けて批判的に論及している (江利川 2008: 51-53)。また、80 年代前半にも同様の議論が存在する。77 年に告示された学習指導要領によって公立中学校での英語の授業時間が週 3 時間に決定されたことに端を発し、反対運動が盛り上がったが、その反対理由のひとつに「格差拡大」があった¹。つまり、学校の授業時数が少なくなることで、学校外教育の重要性が相対的に大きくなり、いきおい学校外教育条件において不利な立場にある生徒 (地方・農村の生徒や塾に通っていない生徒など) により深刻な影響を及ぼすという議論である。このような主張の前提にある推論を「英語の授業時数と格差」仮説と名付け、この仮説の検証をふたつ目の分析課題としたい。

1.3. 英語教育機会の格差、英語力の格差

では、過去の英語教育機会の様態を明らかにするにはどうしたら良いだろうか。ひとつの方策として、例えば歴史資料やオーラルヒストリーなどに基づいた、いわば「教育機会」史的なアプローチが考えられる。このような手法は、教育機会の具体的有り様を描ける点で有効だが、資料・語りの代表性や信頼性など客観性の面では問題が多いと言える。本論文は、この分野における先行研究が寡少である現状を鑑み、まずはより客観的な記述が必要と考え、計量社会学・社会統計学の代表的手法である、各種統計に顕れた「結果の平等／不平等」に注目する手法をとる。

この手法は、社会的属性を異にする人々の間の「結果の平等／不平等」を精査することで、それ以前の段階での社会的属性間の「機会の平等／不平等」を判断する方法である（この点の方法論的根拠については、佐藤（2000:167-172）に詳しい）。本論文の内容に即して言えば、例えば親の学歴や家庭の収入などにより英語力の配分状況に差が生じているかどうか（結果の平等／不平等）を調べることによって、それ以前の段階において「英語力を獲得するための機会」に社会グループ間で差があったか否かを検討する方法である。この「英語力を獲得するための機会」は、次に述べるような点から、広い意味での「英語教育機会」と同義であると言える。

ここで「広い意味で」と述べたのは、「英語力を獲得するための機会」は必ずしも形式的な意味での教育機会（例えば、学校教育で全国一律的に保障される教育条件）だけに限定されるわけではないからである。多くの教育社会学研究（e.g. プルデュー 1990、荻谷 2001、小林 2008）が実証してきたように、生徒の能力（学力や言語能力など）やその前提となる学習態度（意欲や目的意識など）、あるいは進学に対するアスピレーションなどは、たとえ形式的な条件が同一であっても、出身階層や出身地、あるいは性別など社会的属性を色濃く反映する。したがって、黒崎（1989）や堀尾（1992）も指摘しているとおり、形式的条件の均等化を越えて、学習者の背後にある社会的属性の差異をも考慮することが、実質的な「教育の平等／不平等」を検討するための必要条件と言えるのである。英語教育機会についても同様で、例えば、英語学習に投資する経済的余裕の相違や、英語学習への態度を左右する家庭の文化的意識の違い、あるいは英語学習に関する情報の多寡など、社会的属性が反映していると考えられる要因も、英語教育機会の範疇に含める必要がある。

以上の議論を踏まえて、本論文では、特に断らない限り「英語教育機会」という語は、「広い意味での英語教育機会」という意味で使うことにし、制度的・形式的な面のみに注目した「狭い意味での英語教育機会」とは明確に区別する。つまり、「広い意味での英語教育機会」とは、「社会グループ間の英語力の平等／不平等を引き起こす諸条件の総称」である。「格差」に関して同様で、例えば、英語力の有無／高低が社会的属性によって（部分的にせよ）規定されている状態は、「英語教育機会に格差があった」ことを意味するし、その反対に、英語力が社会的属性によって左右されていなければ、「格差がなかった」と言えるのである。以上の方法論的根拠に基づき、英語力の配分状況の検討を通じて、英語教育機会の実態を明らかにする。

1.4. 分析課題の設定

1.3 の議論を踏まえ、1.1 と 1.2 で提示した (1)「英語教育機会の階層性」仮説および (2)「英語の授業時数と格差」仮説を、「英語力」という観点から具体的な分析課題の形で言い換えるとつぎようになる。

- (1) 英語力には、学習者の社会的属性による量的な差異が存在するか？もしそうならば、それはどのような特徴を有し、どのように推移しているか？
- (2) 指導要領の改訂による英語の授業時数の変化と、社会的属性に起因する英語力格差の度合いとの間には、何らかの関係が存在するか？

先行研究には、社会的属性に起因する英語力格差を実証したものは存在するものの（寺沢 2009）、具体的な政策・制度的変更との関係に配慮した分析が行われているわけではない²。したがって、本論文では、基本的には寺沢（2009）の枠組みを用いつつも、「教育制度・教育政策の変更」という観点を新たに取り入れることで、上記のふたつの分析課題を検証したい。

本論文の構成は次の通りである。まず 2 節において、分析枠組みおよび分析に用いる変数を定義する。3 節で、分析に用いるデータについて説明を行う。続く 4 節では、属性と英語力という 2 変数の関係を中心にみていくことで、前述の分析課題を検討する。5 節では、4 節で扱った変数すべてを考慮に入れた総合的な影響を分析しながら、分析課題を再度検証する。最後に 6 節で、結果の考察を含め、結論としたい。

2. 方法

まず、分析枠組みの概略から説明する。本論文では、社会的属性に関する変数（以下、簡潔に「属性変数」と呼ぶ）を原因変数（独立変数・説明変数）として、結果変数（従属変数・目的変数）である個人の英語力との関係を検討する。この枠組みに基づき、社会調査データを量的に解析する。

第 1 表 世代の区分と各世代の特徴

	出生年	中学校入学時 中2時点	学制(学習指導要領)	英語授業時数	高等教育平均進学率 (18歳時、%)*	
					4年制大学	
世代Ⅰ	1913-33	1925-45	旧制中学		3.0 **	
世代Ⅱ	1934-43	1946-55	1948-57 新制中学	5	10.5	8.4
世代Ⅲ	1944-57	1958-71	新制(1958年度施行指導要領)	3	23.3	17.0
世代Ⅳ	1958-66	1972-80	新制(1972年度施行指導要領)	4	37.0	25.9
世代Ⅴ	1967-78	1981-92	新制(1981年度施行指導要領)	3	39.2	27.1

(* 出所: 文部省(1962)『日本の成長と教育』および 文部(科学)省『学校基本調査』、** 1935年時点の進学率)

また、制度的・政策的変更と英語教育機会の関係を検討するために、第1表のような世代区分を採用する。学制および英語の授業時数に従って、全サンプルを5つの世代に分ける。なお、世代Ⅲ以前では高等教育ことに4年制大学への進学率が低かったこと、そして、世代Ⅱにおいて入試に英語を課さない高校が多かった点は分析の際に注意を要する。もうひとつ注意すべきことは、この世代区分はあくまで公立中学が前提であるにもかかわらず、4節以降の分析には、使用するデータの性質上(3節参照)、私立中学経験者も含めざるを得ない点である。しかしながら、私立中学在籍者の全体に占める割合は戦後一貫して数%程度で推移しており、分析サンプル中もっとも若い1978年出生世代でさえ4.1%(1992年、14歳時)である(文部省『学校基本調査』各年度版より)。したがって、全体的に見ればその影響はわずかであると考えられる。また、私立中学在籍率の高い東京都(1992年、17.7%)や京都府(同、7.0%)であっても少数派には違いない。なお、念のため、在籍率の高い東京都・神奈川県・京都府・大阪府に15歳のころ居住していたサンプルを除外して分析したが、4節以降の分析結果に大きな相違は見られなかった。

本論文が分析対象とする属性変数は大別すると、家庭の文化的要因(親の教育意識を含む)、家庭の経済的要因、生育地域に関する地理的要因、ジェンダー的要因の4種類に分けられる。いずれも、学力格差や進学格差を取り扱った先行研究の主題に据えられているものである。以上の4要因を社会調査データのどの質問項目で代表させるかは、3節第3表を参照されたい。最後に、実際の分析にはすべて統計ソフト(R 2.7.1)を利用したことを付言しておく。

3. データ・変数

データは、「日本版総合的社会調査」(Japanese General Social Surveys)の2002年版、および2003年版のA票を用いる(以下、「JGSS-2002」「JGSS-2003」と略記する)。その概要は第2表の通りである³⁾。

第2表 JGSS-2002、JGSS-2003 データの概要

	JGSS-2002	JGSS-2003(A票)
調査実施時期	2002年10月下旬～11月下旬	2003年10月下旬～11月下旬
母集団	調査年9月1日時点で全国に居住する満20～89歳の男女個人	
標本数	5,000	3,578
調査地点数	341 地点	489 地点
抽出方法	層化2段無作為抽出法	
抽出台帳	選挙人名簿	
アタック総数	5,354ケース	4,039ケース
有効回収数	2,953ケース	1,957ケース
回収率(正規対象のみ)	62.3%	55.0%

JGSS データの最大の長所は、そのデータが、厳密かつ大規模な調査に基づいて収集された点である。20 代から 80 代の日本人を対象に厳密な無作為抽出によって多数の標本が抽出されており、日本社会の構造を分析するのに適したデータだと言えるだろう（英語教育に関する既存の統計調査には、物理的・経済的・倫理的な理由などから無作為抽出が行われていないものが多く、したがってその結果を、「日本人」という母集団に一般化するのが困難なことが多い）。特に 2002 年版と 2003 年版には、「英語力」に関する質問項目が含まれるので、本論文の分析課題に最も適している。一方、本データの短所は、設問の多くが主観的な自己評価に基づいている点であり⁴、特に本論文の中心をなす「英語力」に関しては、客観的指標を用いてデータがとられているわけではないことである。したがって、結果の解釈には次のような慎重な基準が必要である。すなわち、データによって示されるものは、厳密に言えば「英語力の自己評価に属性間で差があるか否か」に過ぎないので、その差がある程度大きなものであることが明らかになって初めて、実態レベルでも差があった—自己評価に実態が反映されている—と解釈すべきだろう⁵。

また、2 節で提示した 4 種の属性変数は、第 3 表のような設問によって代表させることとする。

第 3 表 検討対象の変数と質問項目の対応関係

検討対象の変数		JGSS の質問項目
属性要因	家庭の文化的要因・教育意識	父親の最終学歴
		母親の最終学歴
		15歳の頃の父親の職業
	家庭の経済的要因	15歳の頃の世帯収入レベル(5段階)
	地理的要因(生育地域)	15歳の頃の居住都市規模(大都市／中都市／その他の市／町村) 15歳の頃の居住地域(農村／非農村)
	ジェンダー的要因	性別
英語力		英会話力(*) 英語読解力(*)

(* 具体的な設問内容については、4 節第 4 表を参照)

4. 英語力の配分状況とその世代推移

4.1. 分析方法

本節では、まず英語教育機会がどのような属性の人に配分されているかを「英語ができるか否か」という観点から素描したい。ここでの主眼は、「英語ができる人」と「できない人」を分かつ属性を明らかにすることである。ここで問題となるのは「英語ができる人」をどう定義するかである。JGSS の英語力に関する設問は表 4 表のように 5 段階の尺度が用いられているが、この設問を基にすると、次のような「英語ができる人」の定義が考えられる⁶。

第4表 英語力に関する設問

英会話力	1. 日常生活や仕事の英会話が、充分できる 2. 日常生活や仕事の英会話は、なんとかできる程度 3. 道をたずねたり、レストランで注文できる程度 4. あいさつができる程度 5. ほとんど話せない
英語読解力	1. 英語の本や新聞が、スラスラ読める 2. 英語の本や新聞を、なんとか読める 3. 短い英語の文章なら読める 4. 簡単な英単語ならわかる 5. ほとんど読めない

(A) 英会話力による分類 (1) : 英会話力「1 + 2 = あり」および「3 + 4 + 5 = なし」

(B) 英会話力による分類 (2) : 英会話力「1 + 2 + 3 = あり」および「4 + 5 = なし」

(C) 読解力による分類 (1) : 読解力「1 + 2 = あり」および「3 + 4 + 5 = なし」

(D) 読解力による分類 (2) : 読解力「1 + 2 + 3 = あり」および「4 + 5 = なし」

一般的には、英会話力・英語読解力いずれも4および5に該当する回答者は、「英語ができる人」と呼ばれないであろう。したがって、3と答えた回答者をどちらに含めるかが問題となるが、3を含めない「保守的」な基準（上記 (A) (C)）と、3を含める「寛大」な基準（上記 (B) (D)）がとりあえず考えられる。ただし、「寛大」な基準は、主観的判断に基づくデータを分析する上では危険が大きい。なぜなら、「英語ができる」の分類のな

第5表 「英語ができる人」の定義

		英語読解力				
		1	2	3	4	5
英会話力	1	英語ができる N = 141			できない N = 54	
	2					
	3	できない N = 88			できない N = 4591	
	4					
	5					

かに、実際には「英語ができる」と言われないようなレベルの回答者も混じる可能性が高くなるからである。ここでは「保守的」な基準の (A) (C) を採用しておくことが安全だろう。

また、英会話力・英語読解力の設問をそれぞれ単独で使うよりも、それらを統合したほうが、上述の危険性をより回避しやすくなる。つまり、第5表のように、「英語読解力」「英会話力」いずれも「1 あるいは 2」と答えた回答者を「英語ができる」と定義するのである。以上から本節の分析では第5表のような定義に基づき分析を行う。なお、念のため (A) (B) (C) (D) の定義に基づく分析も行ってみたが、本節の最後 (4.3) に述べる考察と矛盾した結果は示されなかった。

4.2. 属性ごとの「英語ができる人」の分布

それでは、属性ごとに「英語ができる人」の割合を見てみよう。第6表は、「英語ができる人」

の割合を、世代別・属性別に示したものであり、第1図から第5図は属性ごとの世代推移を図示したものである（各属性のコード化方法については以下で詳述する）。属性ごとの分布に注目すると、「英語ができる人」の背後にどのような属性があるかが明らかとなる。第6表を一見してわかるのは、高等教育を経験した親を持つ人、父親の職業が専門職や管理職だった人、世帯収入レベルが比較的高い家庭の出身者、大都市で育った人々が、「英語ができる」という自己認識を持ちやすいことである。これらの属性に関しては、ほぼ全世代を通じて95%水準で有意な関係が確認できる。一方、居住地域（農村／非農村）および性別は、戦前～終戦直後出生世代ではそれぞれ「非農村居住」「男性」が有利だったが、世代が若くなるにつれて有意な関係が見られなくなっている。

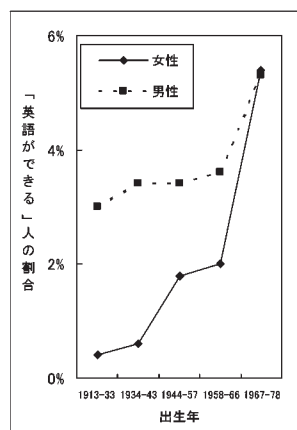
それでは属性ごとに見ていこう。まずは性別だが、第1図が示すように、女性のパーセンテージが急激に増えており、世代Ⅴでは男性に追いついている（N値および差の有意性については第6表を参照）。この結果から、戦後、英語教育機会のジェンダー格差は、「英語ができる」女性の増加により、漸次的に解消されてきたことをうかがい知ることができる。なお、性別以外の変数ではこのような「大きな格差→格差の縮小→同水準」という傾向は見られない。こうした点から、英語力とジェンダーの間の関係には、他の属性変数とは異なる要因が働いていることが示唆される。

次に、父親および母親の学歴による影響を見ていこう。なお、ここでは、高等教育・中等教育・義務教育という区切りを用いているが、これは旧学制での学校区分と新学制のそれとの連続性を確保するためである。第2図が示すとおり、「英語が

第6表 「英語ができる」人の割合、属性・世代別

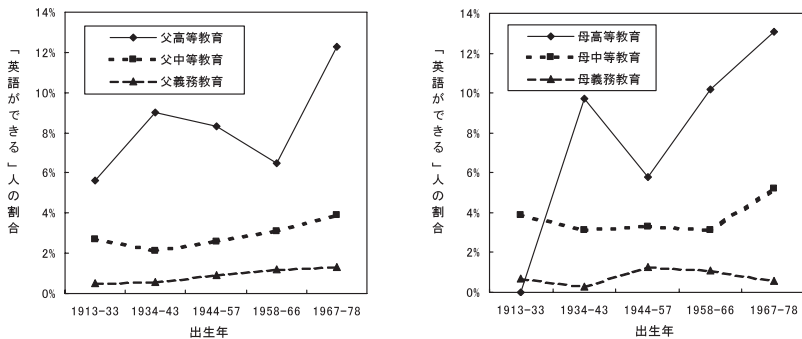
		I. 1913-33	II. 1934-43	III. 1944-57	IV. 1958-66	V. 1967-78	全世代
父最終学歴	高等教育 (N)	5.6% (54)	9.0% (89)	8.3% (168)	6.5% (108)	12.3% (155)	8.9% (574)
	中等教育 (N)	2.7% (255)	2.1% (328)	2.6% (544)	3.1% (293)	3.9% (337)	2.8% (1757)
	義務教育 (N)	0.5% (378)	0.6% (335)	0.9% (349)	1.2% (160)	1.3% (159)	0.8% (1381)
母最終学歴	高等教育 (N)	0.0% (7)	9.7% (31)	5.8% (69)	10.2% (49)	13.1% (99)	9.8% (255)
	中等教育 (N)	3.9% (259)	3.1% (381)	3.3% (630)	3.1% (351)	5.2% (406)	3.7% (2027)
	義務教育 (N)	0.7% (422)	0.3% (360)	1.3% (381)	1.1% (174)	0.6% (158)	0.8% (1495)
15歳時父親職業	専門・管理 (N)	5.3% (76)	10.8% (93)	7.5% (134)	7.9% (101)	13.0% (123)	9.1% (527)
	ホワイトカラー (N)	3.0% (135)	2.1% (143)	3.2% (279)	2.1% (145)	3.9% (181)	2.9% (883)
	ブルーカラー (N)	0.6% (168)	0.9% (213)	2.3% (396)	0.8% (257)	3.8% (320)	1.9% (1354)
	農業 (N)	0.5% (385)	0.3% (343)	0.9% (335)	3.2% (93)	0.0% (55)	0.7% (1211)
	上層(平均より多い+平均より多い) (N)	5.4% (167)	2.8% (145)	6.2% (194)	5.8% (103)	10.3% (156)	6.1% (765)
世帯収入レベル	中層(ほぼ平均) (N)	0.5% (389)	3.4% (356)	2.7% (547)	2.4% (330)	5.0% (400)	2.8% (2022)
	下層(平均より少ない+平均より少ない) (N)	0.9% (331)	0.7% (454)	1.1% (558)	1.8% (225)	2.7% (186)	1.1% (1754)
	大都市 (N)	6.2% (129)	4.0% (125)	6.9% (175)	6.9% (102)	11.9% (118)	7.1% (649)
居住1都市5市規模	中都市 (N)	2.6% (156)	3.0% (198)	4.0% (298)	4.1% (170)	6.4% (220)	4.1% (1042)
	その他の市 (N)	0.0% (157)	1.4% (214)	2.1% (329)	0.5% (187)	2.3% (215)	1.5% (1102)
	町村 (N)	0.2% (437)	1.2% (408)	0.6% (479)	1.5% (203)	4.3% (188)	1.2% (1715)
	農村部 (N)	0.2% (547)	0.6% (527)	1.0% (629)	1.2% (255)	2.9% (208)	0.9% (2166)
居住1住地5地域	非農村部 (N)	3.6% (345)	3.7% (425)	4.0% (661)	3.6% (405)	6.2% (520)	4.3% (2422)
	女性 (N)	0.4% (515)	0.6% (507)	1.8% (705)	2.0% (395)	5.4% (389)	1.9% (2540)
性別	男性 (N)	3.0% (401)	3.4% (466)	3.4% (610)	3.6% (276)	5.3% (356)	3.7% (2109)
	全体 (N)	1.5% (917)	2.0% (973)	2.6% (1322)	2.7% (676)	5.4% (761)	2.7% (4649)

- 表中上段は、「英語ができる人」の割合(%)、下段は「できない人」も含めた総数(N)
- 網掛け部分は、「英語ができる人」の割合と各属性の間に有意な関係が見られた世代(フィッシャーの正確確率検定、両側、95%水準)



第1図 男女別

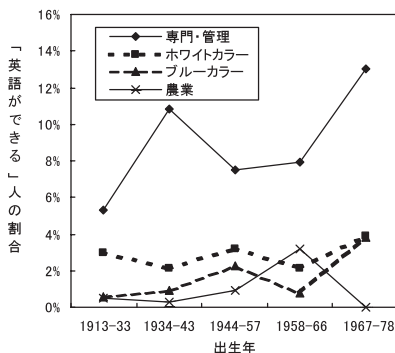
できる人」の割合は、父母の学歴が「高等教育 > 中等教育 > 義務教育」の順に小さくなっていることがわかる（母親学歴の世代Ⅰはこの例外だが、これはこの世代の高等教育経験者のサンプル数が極端に少ないことに起因していると考えられる）。この結果は、父母の学歴の高さによって、英語の学習機会が左右されていることを示唆している。



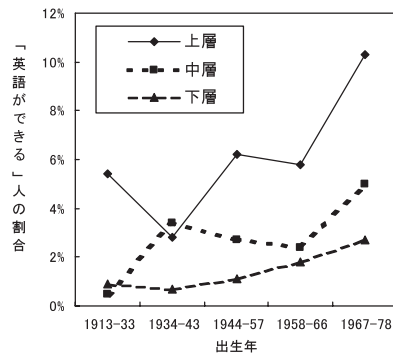
第2図 父母学歴別（左：父親、右：母親）

父親の職業も、父母の学歴と同様に家庭の文化的環境を左右すると考えられる属性のひとつだが、その推移は若干複雑である（第3図参照）。専門職あるいは管理職の父を持つ人に「英語ができる」と回答する傾向があることは全世代を通じて共通だが、それ以外の職業、つまりホワイトカラー職・ブルーカラー職・農業の間には、一貫した上下関係は見いだせない。

第4図は、家庭の経済力の指標と考えられる「15歳のころの世帯収入レベル」という5段階の質問項目を、上層（平均よりかなり多い+平均より多い）、中層（ほぼ平均）、そして下層（平均より少ない+平均よりかなり少ない）という3段階にわけて図示したものである。一部例外はあるものの、「英語ができる人」の割合にも「上層 > 中層 > 下層」という上下関係が見て取れる。

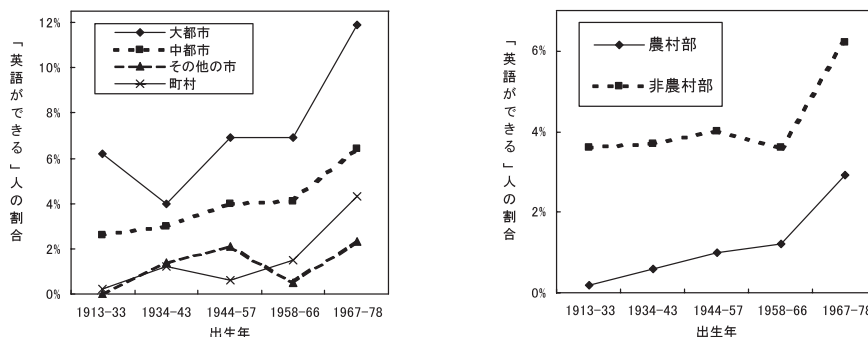


第3図 父親職業別



第4図 世帯収入レベル別

第5図は、生育地域に注目したものである。全体的な傾向として、いずれの地域でも、若い世代になるにつれて、パーセンテージが上昇していることがわかる。しかしながら、世代が若くなったとしても、「大都市 > 中都市 > その他の市・町村」あるいは「非農村 > 農村」という上下関係は維持されている。この結果から、生育地域も英語力の自己認識に大きな影響を及ぼしていることがわかる。



第5図 生育地域別 (左：都市規模、右：農村居住の有無)

4.3. 格差の度合い

以上から社会的属性と英語力の自己認識の関係が明らかになった。たしかにこの結果は主観的評価に基づいたものに過ぎないが、3節で議論したように、その格差の度合いを検討し、ある程度の大きな格差が認められれば、実態レベルでも英語力格差が存在していたと推測できる。そこで、格差の度合いを示す指標である「オッズ比」を用いて、各世代と英語力格差の関係を再度検討してみたい。オッズ比とは、2群の生起確率の差を倍数で表現する指標のことである。「0.0 ~ ∞ (無限大)」の間で値をとり、格差が全く存在しなければ「1.0 (倍)」となる⁷。

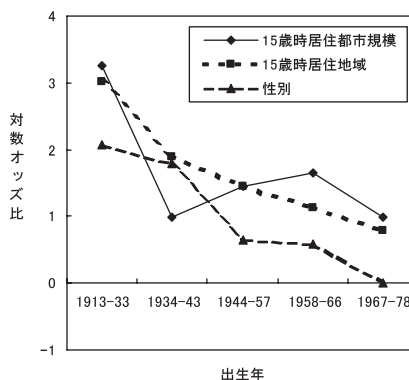
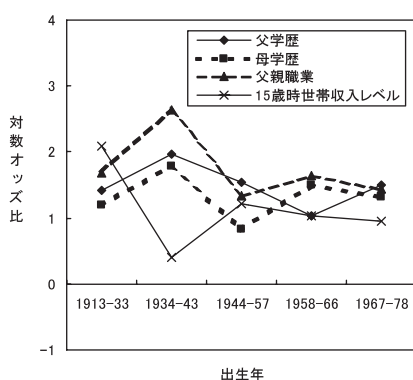
第6表および第1図～第5図を参考に各属性変数を2値の変数に再コード化し、オッズ比を算出した。第7表はその数値 (オッズ比および、その90%信頼区間⁸) であり、第6図はこの対数オッズ比を属性変数ごとに図示したものである。一見して、性別を除くすべての変数において、数倍の格差が認められ、その格差の大きさは世代Ⅴに至っても維持されていることがわかる。

この結果から、分析課題 (1) 「英語教育機会の階層性」について考えると、実態レベルでも社会的属性による「英語ができる人」の分布に偏りが存在していた可能性が読み取れる。しかも、そうした偏りが近年になって解消している明確な傾向も見出せない。1.2 で取り上げた Sasaki (2008) や太田 (1995) の「戦前の英語教育＝エリートのため」「戦後の英語教育＝大衆のため」という理解は、たしかに制度的な側面に注目する限りは真である。しかし、結果的に属性間で英語力の差が生じたという事実は、与えられた機会を適切に活かし英

第7表 オッズ比の世代推移

		I	II	III	IV	V
父学歴	OR	4.1	7.2	4.7	2.8	4.5
高等教育vs.未満	90%CI	1.3 ~ 12.5	3.2 ~ 16.3	2.5 ~ 8.6	1.2 ~ 6.3	2.5 ~ 8.1
母学歴	OR	3.3	6.0	2.3	4.5	3.7
高等教育vs.未満	90%CI	0.3 ~ 38.1	2.0 ~ 18.0	0.9 ~ 5.8	1.8 ~ 11.0	2.0 ~ 6.8
父親職業	OR	5.4	13.9	3.8	5.2	4.2
専門管理vs.その他の職業	90%CI	1.9 ~ 15.5	5.8 ~ 33.2	2.0 ~ 7.3	2.3 ~ 12.2	2.4 ~ 7.6
15歳時世帯収入レベル	OR	8.1	1.5	3.4	2.8	2.6
上層vs.中下層	90%CI	3.2 ~ 20.6	0.6 ~ 3.8	1.8 ~ 6.3	1.2 ~ 6.5	1.5 ~ 4.4
15歳時居住都市規模	OR	26.1	2.7	4.3	5.2	2.7
大中都市vs.その他の都市・町村	90%CI	4.7 ~ 145.0	1.2 ~ 5.9	2.3 ~ 8.0	2.0 ~ 13.4	1.5 ~ 4.8
15歳時居住地域	OR	20.6	6.6	4.3	3.1	2.2
非農村vs.農村	90%CI	3.7 ~ 114.2	2.3 ~ 18.7	2.0 ~ 9.0	1.1 ~ 8.9	1.1 ~ 4.7
性別	OR	7.9	6.0	1.9	1.8	1.0
男性vs.女性	90%CI	2.2 ~ 28.0	2.1 ~ 16.9	1.1 ~ 3.5	0.8 ~ 4.1	0.6 ~ 1.7

(OR:オッズ比 90%CI:90%信頼区間(下限～上限))



第6図 属性変数ごとの格差の度合い(対数オッズ比「0倍」=格差なし)

語力獲得につなげていくことができた階層と、そのような機会をうまく利用できなかった階層が存在したことを意味している。したがって、「英語教育の大衆化」と述べる際には、「大衆」という語で指示される対象が実際にはどの階層の人々なのかという点も考慮しなければならない。

次に、分析課題(2)「授業時数と英語教育機会の格差」について検討したい。もし授業時数の減少が格差拡大に結びつくならば、世代Ⅲや世代Ⅴのオッズ比が大きくなっていないといけない。しかしながら、第7表および第6図からは、そうした傾向は見いだせない。ここではひとまず、授業時数と英語力格差の間に関係は見いだせないとしておこう(なお、各属性の影響力を総合的に分析すると、こうした関係性が見出せるようになる。詳しくは5節を参照)。

5. 社会的属性の影響のメカニズム

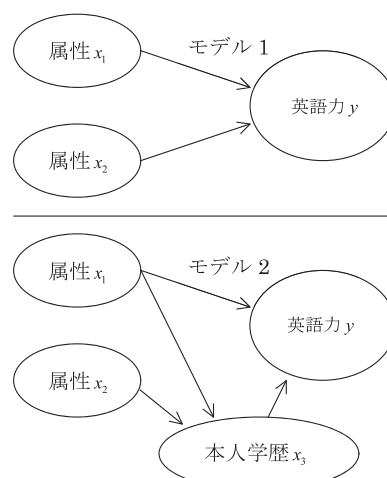
4 節では、属性ごとの「英語ができる人」の分布およびオッズ比により各分析課題を検討したが、この手法はあくまで個々の変数と英語力の関係、つまり 2 変数間の関係を見ているに過ぎない。しかし現実的には、様々な属性変数が同時に英語力へ影響を与えていると考えるべきである。したがって、各変数の総合的な影響力および固有の影響力を検討するには、複数の変数を投入し、なおかつ他の変数の影響力を統制することができる分析手法が必要となる。本節では、その手法の一つである重回帰分析⁹を用いて分析を進める。

5.1. 理論モデル

まず、重回帰分析の前提となる理論モデルについて考えてみたい。まず、4 節で取り扱った属性変数すべてを原因変数に、英語力を結果変数にしたモデルを検討する（モデル 1）。つまりこのモデルによって英語力が説明される度合いが、本論文で取り扱う属性変数の総合的な影響であると言える。次に、モデル 1 に「本人の学歴」を投入したモデルについても検討する（モデル 2）。「本人の学歴」は、親の学歴・職業や生育地域などと違い、本人の努力次第で変更可能な要因である。しかし、本人の学歴が、例えば父母の学歴や家庭の経済レベルなど様々な社会的属性によってある程度規定されていることもまた事実であり（cf. Ishida 1993, 荻谷 1995, 2001、小林 2008）、それと同時に本人学歴と英語力の間の相関関係も容易に想像可能である（実際、杉田（2004）によって既に実証されている）。つまり、「本人の学歴」は、原因変数である「社会的属性」と結果変数である「英語力」の間を媒介する変数である可能性が高い（このような影響のプロセスを、これ以降、「本人学歴を経由した間接的影響」と表現する）。

モデル 1 とモデル 2 の関係を模式的に示したものが第 7 図である。この図において矢印は「有意な影響力がある」ことを意味する。モデル 1 において属性 x_1 と属性 x_2 はともに英語力 y に有意な影響を及ぼしているとする。

一方、モデル 2 において本人学歴 x_3 を投入したところ、図のように、属性 x_2 から英語力 y への直接的な影響が消失した場合には、属性 x_2 の英語力への影響は本人学歴を経由した間接的影響であったといえることができる。その一方、属性 x_1 から英語力 y への直接的な影響は依然維持されているので、この場合には、直接・間接いずれの影響も存在するということになる。



第 7 図 理論モデル

5.2. 変数の再コード化方法

分析に先立ち、各変数を第8表のように再コード化する。ここでは、説明を要すると思われる変数について若干補足しておく。まず、父母の学歴は、父親と母親の修学年数を主成分分析¹⁰にかけ、その第1主成分（データの分散の90%が説明される）を用いる（第9表参照）。このような手法をとった理由は、父親と母親の教育年数には強い相関（ $r = 0.80$, 95%信頼区間: 0.79 ~ 0.81）があり、両者をともに投入すると影響力が相殺されてしまうため、父母の学歴を反映していると考えられる「家庭の教育的意識」の影響を解釈するのが困難になってしまう

からである。なお、父親、母親いずれかの教育年数、あるいはその両方を投入した場合でも、父母学歴以外の変数の係数に大きな変動は見られなかったことは確認済みである。また、社会的属性と英語力を媒介する「本人学歴」に関しては、表のように本人の最終学歴のダミー変数を用いる。なお、「短大・高専ダミー」のみ新学制が前提となっている点は、結果の解釈の際に注意が必要だろう。最後に、英語力については、4節と同様に、より信頼性の高い強固な指標にするために英会話力と英語読解力を統合する。具体的には、英会話力と英語読解力の第1主成分の主成分得点を用いる。英会話力と英語読解力には強い相関があり（ $r = 0.77$, 95%信頼区間: 0.76 ~ 0.78）、分析の結果、第1主成分ではデータの分散の88%が説明されることがわかったので、この手法を用いることの妥当性は高いと言えるだろう（第9表参照）。

第8表 再コード化方法

変数		再コード化方法
社会的属性	父母の学歴	父母教育年数の第1主成分
	15歳の頃の父親の職業	専門・管理=1、その他=0
	15歳の頃の世帯収入レベル	回答(5段階)をそのまま投入
	15歳の頃の居住都市規模	大都市(ダミー変数*) 中都市(ダミー変数*) その他の市・町・村(ダミー変数*、基準)
	15歳の頃の居住地域	非農村居住=1、農村居住=0
	性別	男性=1、女性=0
媒介変数	本人の学歴	高等教育 短大・高専(新制のみ) 中等教育 義務教育(基準)
		そのまま投入
	年齢	そのまま投入
英語力		英会話力と英語読解力の第1主成分

(* ダミー変数とは、名義尺度の変数を便宜的に「1/0」の2値変数に変換したものを)

第9表 主成分分析の結果

父教育年数×母教育年数				英会話力×英語読解力			
分析結果(相関行列使用)				分析結果(相関行列使用)			
	第1主成分	第2主成分			第1主成分	第2主成分	
標準偏差	1.34	0.45		標準偏差	1.33	0.48	
寄与率	0.90	0.10		寄与率	0.88	0.12	
累積寄与率	0.90	1.00		累積寄与率	0.88	1.00	
因子負荷量				因子負荷量			
	第1主成分	第2主成分			第1主成分	第2主成分	
父教育年数	0.71	-0.71		英会話力	0.71	-0.71	
母教育年数	0.71	0.71		英語読解力	0.71	0.71	

5.3. 分析結果

では分析結果を見てみよう。第10表は、前述のモデルに基づいて世代ごとに重回帰分析

を行った結果である。まず注目すべきは、モデル 1 の調整済み R2 乗値の推移である。調整済み R2 乗値は、データのすべてのばらつきが当該のモデルによってどれだけ説明されるかを表す基準であり（例えば世代 I のモデル 1 ($R^2 = 0.18$) では、社会的属性によって英語力の変動の 18% が説明される）、その世代推移を比較することで、社会的属性による英語力格差の総合的な度合いがどのように変化したかが明らかとなる。

第 10 表 英語力の規定要因（重回帰分析）

	I. 1913-33		II. 1934-43		III. 1944-57		IV. 1958-66		V. 1967-78	
	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2
年齢	-0.04	-0.07	-0.03	-0.04	-0.10	-0.04	0.05	0.03	-0.01	0.00
父母教育年数(第1主成分)	0.15 **	0.05	0.24 ***	0.07	0.16 ***	0.00	0.19 ***	0.09	0.28 ***	0.14 **
15歳時父職・専門管理ダミー	0.09 *	0.06	0.14 ***	0.07 *	0.06	0.00	0.11 *	0.06	0.08	0.05
15歳時世帯収入レベル	0.12 **	0.10 **	0.11 **	0.05	0.10 **	0.05	0.08	0.06	0.13 **	0.09 *
15歳時居住都市規模										
大都市	0.10 *	0.06	0.06	0.02	0.09 **	0.07 *	0.12 *	0.08	0.15 **	0.05
中都市	0.09 *	0.06	0.02	0.00	0.04	0.01	0.08	0.07	0.05	0.03
その他の市・町・村(基準)										
15歳時非農村居住(ダミー)	0.08	0.09 *	0.14 **	0.10 **	0.12 ***	0.08 *	-0.03	-0.04	-0.01	0.00
男性(ダミー変数)	0.23 ***	0.17 ***	0.15 ***	0.07 *	0.06	-0.05	0.09 *	-0.01	-0.02	-0.11 **
本人の最終学歴										
高等教育		0.34 ***		0.50 ***		0.55 ***		0.49 ***		0.57 ***
短大・高専(新制のみ)		0.06		0.16 ***		0.29 ***		0.22 *		0.15
中等教育		0.08		0.10 **		0.20 ***		0.11		0.13
義務教育(基準)										
調整済みR2乗	0.18	0.25	0.23	0.38	0.13	0.26	0.10	0.21	0.16	0.31
F値	17.6 ***	19.7 ***	26.8 ***	39.3 ***	18.2 ***	31.1 ***	7.6 ***	12.8 ***	15.3 ***	25.0 ***
N	621	619	687	685	959	956	496	496	582	582

(数値は標準化係数ベータ、*** p < .001, ** p < .01, * p < .05)

第 10 表を見ると、調整済み R2 乗値が比較的高い世代は、戦前から終戦直後に中等教育を経験した世代 I・世代 II、および最若年世代の世代 V である。一方、比較的小さいのは世代 IV である。詳しく見てみると、世代 III から世代 IV に移ると R2 乗値が比較的低下するが、世代 V になると再び上昇する。この「高 → 低 → 高」という変動は、授業時数の増減と負の相関関係が見いだせる。この結果は、分析課題 (2) の「英語授業時数と格差」仮説の有力な傍証のひとつとなるだろう。

ただし、この相関関係は因果関係を意味するわけではない。世代 IV の R2 乗値が低下した真の原因は、英語の授業時数の増加というより、世代 IV が他の世代にくらべて教育全般にわたって社会的属性の影響を受けにくっただけかもしれない。しかし、以下のように各世代の進学機会格差について検討してみると、このような可能性は低いことがわかる。「英語力」に代えて「本人の教育年数」を結果変数にした重回帰分析の結果、その R2 乗値に注目すると、世代 I から世代 V にかけては、0.35 → 0.32 → 0.33 → 0.19 → 0.25 という具合に推移しており、概略的には「社会的属性の学歴への影響が大きい世代 I、世代 II、世代 III」と「相対的に小さい世代 IV、世代 V」といった図式で理解できる。つまり、重要な分岐点は世代 III と世代 IV の間にあるのである。学歴と英語力を完全に同列に扱うことはできないが、学歴格差

の面から見れば、世代Ⅳが世代Ⅲや世代Ⅴに比べて特段に社会的属性の影響を受けにくかった世代であるという解釈は採りづらい。

では、その内実はどうなっているだろうか。1.2 で見たように、80 年代初めの「週3 時間」反対運動では、授業時数の削減によって、学校外の教育条件にアクセスできない層の生徒が不利益を被ると論じられていた。具体的には、通塾格差の問題（塾に通っている生徒とそうでない生徒の間の不平等）、そして地域格差の問題（都市部と地方の生徒の間の不平等）である（e.g. 朝日新聞 1980, 1981）。こうした懸念が、データによって裏付けられているかどうかを確かめるために、第 10 表の標準化係数¹¹に注目する。授業時数が削減された世代Ⅴでは、世代Ⅳに比べて、モデル 1 の父母の学歴の係数が大きく上昇しており、15 歳時世帯収入の係数もやや上昇し、有意な影響を示している。地域的な影響に関しては、世代Ⅴの大都市居住ダミーに有意な影響が認められるものの、その係数は世代Ⅳと比べて大きなものではない。また、非農村居住ダミーには有意な影響そのものが認められない。以上を併せて考えると、世代Ⅳ・世代Ⅴ間の授業時数減による格差拡大は、地域格差によるというよりも、家庭の文化的・経済的な状況によって左右される通塾・非通塾という要因と関係が深いと推察できる。

この点をさらに詳しく検討するために、英語力と通塾経験の関係の世代推移を確認してみたい。JGSS-2002 には、小学校・中学校時代の半年間以上の学習塾・家庭教師・通信教育の経験を尋ねる設問がある（JGSS-2003 には未収）。通塾と同等の意味を持つと考えられる家庭教師や通信教育をまとめて「学校外学習経験」としたうえで、この経験の有無を独立変数に、3 節で用いた「英語ができる／できない」という基準を結果変数にしたクロス表を作成し、その関係の強さ（オッズ比）の推移を世代Ⅳと世代Ⅴで比較する。

第 11 表 学校外学習経験×英語力（世代別）

		全サンプル		高等教育経験者のみ	
		通塾／家庭教師／通信教育の経験		通塾／家庭教師／通信教育の経験	
		なし	あり	なし	あり
世代Ⅳ	英語ができない	198 (51%)	189 (49%)	66 (38%)	107 (62%)
	英語ができる	4 (36%)	7 (64%)	4 (36%)	7 (64%)
		$\chi^2 = 0.4$, OR = 1.8 (90%CI: 0.6 ~ 5.2)		$\chi^2 = 0.04$, OR = 1.1 (90%CI: 0.4 ~ 3.1)	
世代Ⅴ	英語ができない	128 (29%)	307 (71%)	37 (18.5%)	163 (81.5%)
	英語ができる	2 (8%)	23 (92%)	2 (9%)	21 (91%)
		$\chi^2 = 4.3^*$, OR = 4.8 (90%CI: 1.4 ~ 16.3)		$\chi^2 = 0.8$, OR = 2.4 (90%CI: 0.7 ~ 8.3)	

(*:5%水準で有意 OR:オッズ比 90%CI:90%信頼区間(下限～上限))

まず全サンプルを対象に分析したクロス表（第 11 表、左側）では、世代Ⅴになるとオッズ比が大きく上昇しており、「週3 反対運動」で示されていた懸念のとおり、学校外教育の経験と英語力獲得の結びつきがいっそう強まったことがわかる。そして、世代Ⅴのほうが大きなオッズ比を示すことは、本人学歴を「高等教育以上」にコントロールしたとしても変

わらない¹²（第 11 表、右側）。以上の分析から、世代Ⅴでは、英語力獲得における学校外教育経験の比重が高まったことが示された。これは、授業時数と社会的属性に起因する英語力格差の拡大の関係を裏付ける傍証のひとつだと言える。

次に、分析課題（1）「英語教育機会の階層性」を再度検討してみたい。特に、1.1 で批判的に論及した「新学制導入によってすべての人が英語教育の機会を得た」という命題を中心に検討するため、世代Ⅰと世代Ⅱの相違に注目する（戦前から現代までのマクロな推移に関する考察は寺沢（2009）参照）。モデル 1 の係数を見る限り世代Ⅱで影響力が大きく減少・あるいは消失している変数は中都市居住ダミーと男性ダミーのみであり、それ以外には消失傾向は見られない。この結果が示唆するのは、新学制によりすべての生徒に英語を学ぶ機会が形式的には与えられたにも関わらず、「英語力」を獲得する機会という面から見れば依然、社会的属性に起因する格差が存在していたことである。

次に、世代ⅠおよびⅡのモデル 1 とモデル 2 を比較すると、どちらの世代でも非農村居住ダミーを除くすべての変数で、モデル 2 の係数が大きく減少している。また、世代Ⅰでは高等教育ダミーが、世代Ⅱでは高等教育ダミー・短大高専ダミー・中等教育ダミーに有意な影響が見られる。こうした結果から、どちらの世代でも、親の学歴や経済力、あるいは大都市での生育など、社会的属性に関する要因が、進学機会を媒介することで、英語力の格差を生み出したと解釈することができる（詳細は省略するが、世代Ⅲについても同様のことが言える）。

以上からわかることは、旧学制世代における英語力の階層差の多くは高等教育機関に進学できる層とできない層の間の格差を反映したものであり、同様に、新学制世代における英語力の階層差の多くも上級学校への進学機会の格差によって生じたという点である。つまり、英語力の階層差が生ずる構造には、学制変更以前も以降も、進学機会の格差を媒介して生じているという点で違いはないのである（しかも、その度合いは縮小していない）。したがって、新学制導入により「すべての人が英語の教育機会を得た」という命題は、あくまで制度面に限定した記述であると理解すべきであると言える。「英語力を獲得する機会」という観点から見れば格差は依然として残存していたのである。

なお、英語力の階層差がすべて、進学機会を介して生じているわけではないことは付け加えておきたい。本人の学歴を同一にしたとしても依然有意な影響力を維持する変数が確認できるからである。例えば非農村居住ダミーはその典型で、農村環境による英語学習の面での不利さは、本人学歴を統制したとしても大して変化がない。この結果は、農村環境それ自体が、例えば英語学習に関する諸条件や情報、あるいはその必要性に対する認知、学習の動機付けなどの面で、不利な要因だったことが推察できる。

6. まとめと考察

ここで、以上の分析で得られた結果をまとめて考察としたい。まず、ひとつめの分析課題

をめぐる「英語教育機会の階層性」仮説は明確に支持されたと見えよう。戦後、新学制が導入され、形式的には日本国民のほぼ全員に英語教育が提供された後も、依然として、その機会を適切に利用し英語力向上につなげることができた階層とそうではない階層の格差が維持されてきたのである。極端な地域格差やジェンダー格差に関しては、徐々に解消していく傾向が見られたが、家庭の文化的要因や経済的要因に起因する格差は厳然と残存しているのである。

また、もうひとつの分析課題である「英語授業時数と英語力の格差」についても、その関係性を示唆するような結果が得られた。ただし、本研究結果は、授業時数の増減と英語力格差の度合いの相関関係を3つの世代の比較に基づいて示しただけなので、因果関係は含意していない。したがって、例えば世代Ⅴにおける英語力の階層差の拡大をすべて授業時数減に帰するのは慎重になるべきである。教授法や視聴覚機器などの教育環境の変化、あるいは指導要領の内容の変化など、英語教育をとりまく様々な要因が複合的に影響を及ぼしている可能性があるからである。しかしながら、学校外教育経験の格差が英語力の格差拡大に寄与した面があるという5.3の結果を考慮するならば、授業時数が特に重要な要因であった可能性は高いと言える。学校外教育の比重を高め、社会的属性に起因する格差を拡大させる要因としてもっとも可能性が高いもののひとつが、授業時数であると言えるからである。この問題は、今後、1993年度施行の学習指導要領（週4時間）や、2002年度施行の学習指導要領（週3時間）のもと中学校教育を経験した世代の英語力を調査することで、より明確にする必要がある。

ところで、近年、英語力の有無によって就職や昇進、収入などの面で格差が生じる可能性に注目が集まっている（e.g. アエラ 2003）。事実、英語力が賃金や社会的地位と密接な関係にあることを示す先行研究はすでにいくつか存在する（e.g. 松繁 2002、西村ほか 2003、Kano 2005）。これが事実だとすれば、社会的属性に起因する英語教育機会の格差によって、新たな社会経済的格差が生み出される恐れがある。この点を真剣に考えるならば、現存する英語教育機会の格差に対し、具体的な対応をとる必要があるだろう。

その対応策としてまず考えられるのは、本研究結果に即して言うならば、授業時数の確保である。5.3の分析で明らかになったように、英語の授業時数の減少により、学校外教育の比重が相対的に高まり、そのような教育条件にアクセスできない階層の子どもはますます不利になることが予想される。また、本論文では分析を加えることができなかったが、私立中学・高校に通う生徒と公立学校の生徒の間の格差も重要である。私立学校の多くが公立に比べて多くの英語の授業時数を確保しており、私立学校へのアクセス機会の格差が、英語力の格差をさらに増大させることは容易に想像できる。

同時に、社会的属性に起因する英語力格差の背後に進学機会格差があるという5.3の結果を考慮すれば、英語学力を含めた学力一般への社会的属性の影響を小さくしていくことが、進学機会格差を縮小し、ひいては英語力格差を解消していく現実的な方策のひとつとなるだ

ろう。これについては、例えば、菊谷（2001）、志水（2005）、川口（2006）、川口・前馬（2007）らが提唱している、「基礎学力の徹底」「学力の低い生徒の底上げ」によって階層的な影響を最小限にしようとするアプローチが参考になる。

そして、その大前提として、英語教育の実践・研究・政策などあらゆる面において「社会的属性による英語教育機会の格差」に対する意識が高められる必要がある。近年の小学校への英語導入の議論においても、格差の問題は、小学校間の教育条件の差の問題に矮小化されてきた（cf. 寺沢 2009）。80 年代の「週 3 反対」運動においても同様に、通塾／非通塾の差が前面に押し出される一方、その通塾格差がどのような社会的出自に起因しているかは議論の後景に退いてしまっていた。このように、英語教育に関する議論では学習者の社会的属性があまり重視されない傾向があると言えるが、近年注目を集めている日本社会の不平等化という指摘（e.g. 佐藤 2000）を深刻に受け止めるならば、この視座はますます重要になると言えるだろう。

以上、本論文は英語教育機会のマクロな格差を計量社会的な面から実証することができたが、社会調査データを用いたため、その詳細なメカニズムを十分に描き出せなかった面はある。今後この点を明らかにするために、客観的な英語力の指標や、英語学習の様々な条件を考慮した独自の英語教育機会の調査研究が必要となるだろう。また、本来、教育機会の問題は多元的なアプローチを要するテーマである。本研究結果も例外ではなく、教育学・歴史学・政治学・哲学など様々な視点から再検証される必要がある。多面的な分析を今後の課題としたい。

注

- 1) 詳細は、80 年代前半の英語教育雑誌において数多くの特集が組まれているので参照されたい（e.g. 大修館『英語教育』1981 年 3 月号）。
- 2) 寺沢（2009）では、社会的属性に起因する英語力の格差、およびその世代推移が検討されているが、各世代は 10 年ごとに機械的に区切られており、制度改革・政策変更と格差がどのような関係にあるかを読み取るのは困難である。
- 3) 第 2 表のサンプル数と次節以降の分析における N 値が合わない場合があるが、データのなかに不完全な状態で回収された回答（欠損値）が含まれているためである。本分析は、すべてリストワイズ（欠損値を除外する）によって処理したためこのようなずれが生じている。
- 4) とはいえ、設問はすべて、多くの専門家（社会調査論・社会統計学など）の議論に基づいて作成されており、また、実際の調査も厳密な手順に従って行われているので、その信頼性は高く、実際にこのデータに基づいた英語教育研究もすでに行われている（e.g. 杉田 2004, 小磯 2006, 2008）。なお、データに関する詳細は、JGSS のウェブサイト

(<http://jgss.daishodai.ac.jp>) を参照。

- 5) 本論文は前述のとおり、「日本人の英語力の正確な把握」を意図しているのではなく、「英語力の分布に属性間で偏りがあるか否か」つまり「社会グループ間の差」を問題にしている。つまり、英語力の自己認識の「大きな差」から、「実際の英語力の差」の有無を推測しようとするものである。こうした分析課題を考慮するなら、「自己評価」の設問の問題性は相対的に低いと言えるだろう。
- 6) さらに別の定義として、英会話力・英語読解力それぞれに関して1に該当する回答者だけを「英語ができる」と定義する方法がある。この基準はもっとも保守的で信頼性が高いものと考えられるが、「できる」に該当するサンプル数が極端に少なくなり、意味fulな分析が不可能になるので、本論文では採用しない。
- 7) オッズ比は、 2×2 表の度数がそれぞれ a_{11} , a_{12} , a_{21} , a_{22} のとき、 $OR = \frac{a_{11}/a_{12}}{a_{21}/a_{22}} = \frac{a_{11}a_{22}}{a_{12}a_{21}}$ のように「各セルの比」のさらに比をとることで求められる。
- 8) オッズ比の90%信頼区間とは、母集団におけるオッズ比が90%の確率でどの範囲に入るかを示す指標である。もし格差の不在を意味する「1.0 (倍)」が信頼区間の外にある場合、「母集団において格差は存在しない」という帰無仮説を90%水準で棄却できる。なお、慣例的に用いられるのは「95%信頼区間」だが、「英語ができる人」の絶対数が極端に少ないことを考慮してより寛大な基準である「90%信頼区間」を採用した。なお、95%水準で見ても、第7表の大半の項目には有意な格差が見られたことを付け加えておく。
- 9) 重回帰分析は、 i 個の原因変数 $x_1, x_2, \dots, x_i$ によって、1 個の結果変数 y の値を推定する重回帰式 $\langle y = b_0 + b_1 \cdot x_1 + b_2 \cdot x_2 + \dots + b_i \cdot x_i \rangle$ (b_0 は定数項、 $b_1, b_2, \dots, b_i$ はそれぞれの回帰係数) を求める手法である。
- 10) 主成分分析は、複数の変数間の共分散を少数の合成変数で説明する手法である。極力データ情報の損失が少なくなる形で (具体的には、ばらつき (分散) が最小になるように)、最も説明力の高い少数の変数に合成する。
- 11) 標準化係数は、回帰係数を標準化したもので、他の要因を同一にした上でのその変数固有の影響力を意味する (プラスの値で正の影響、マイナスで負の影響、ゼロの場合は影響力なし)。その絶対値の大きさ (理論的には -1.0 から 1.0 の間で値を取る) を比較することで、影響力の強さを比較できる。
- 12) ただし、カイ2乗検定では世代 V にも有意な関係が見られないので、慎重な解釈が必要である。

Acknowledgement

日本版 General Social Surveys (JGSS) は、大阪商業大学比較地域研究所が、文部科学省から学術フロンティア推進拠点としての指定を受けて (1999-2003 年度)、東京大学社会科学研究所と共同で実施している研究プロジェクトである (研究代表: 谷岡一郎・仁田道夫、

代表幹事：佐藤博樹・岩井紀子、事務局長：大澤美苗）。東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センター SSJ データアーカイブがデータの作成に協力している。

参考文献

- アエラ（2003）「会社の英語」『アエラ』2003年6月30日号 10-13
- 朝日新聞（1980）「なぜ減らす中学英語 3 時間制に不安と批判の投書：教育のひろば」12 月 21 日、朝刊
- 朝日新聞（1981）「ムチャ英語週三時間『ゆとり』が縛る 教研集会、苦悩の報告」1 月 15 日、朝刊
- 江利川春雄（2008）『日本人は英語をどう学んできたか ―英語教育の社会文化史』研究社
- 太田雄三（1995）『英語と日本人』講談社
- 荻谷剛彦（1995）『大衆教育社会のゆくえ―学歴主義と平等神話の戦後史』中央公論社
- 荻谷剛彦（2001）『階層化日本と教育危機―不平等再生産から意欲格差社会』有信堂高文社
- 川口俊明（2006）「学力格差と『学校の効果』：小学校の学力テスト分析から」『教育學研究』第 73 号 350-362
- 川口俊明・前馬優策（2007）「学力格差を縮小する学校」『教育社会学研究』第 80 号 187-206
- 黒崎勲（1989）『教育と不平等 ―現代アメリカ教育制度研究―』新曜社
- 小磯かをる（2006）「英語学習経験と英語使用が日本人の英語力に及ぼす影響― JGSS のデータ分析を基に」『日本英語コミュニケーション学会紀要』15 巻 1 号 141-149
- 小磯かをる（2008）「英語力習得への道 ―英語学習経験と現在の英語使用―」谷岡一郎・仁田道夫・岩井紀子（編）『日本人の意識と行動 日本版総合的社会調査 JGSS による分析』東京大学出版会 369-381
- 小林雅之（2008）『進学格差 ―深刻化する教育費負担』筑摩書房
- 佐藤俊樹（2000）『不平等社会日本―さよなら総中流』中央公論新社
- 志水宏吉（2005）『学力を育てる』岩波書店
- 杉田陽出（2004）「英語の学習経験が日本人の英会話力に及ぼす効果：JGSS-2002 のデータから」大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所編『日本版 General Social Surveys 研究論文集（3）―JGSS で見た日本人の意識と行動』大阪商業大学比較地域研究所 45-57
- 寺沢拓敬（2009）「社会環境・家庭環境が日本人の英語力に与える影響―JGSS-2002・2003 の 2 次分析を通して」大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所編『日本版 General Social Surveys 研究論文集（8）―JGSS で見た日本人の意識と行動』大阪商業大学比較地域研究所 107-120
- 西村和雄・平田純一・八木匡・浦坂純子（2003）「基礎科目学習の所得形成への影響」伊藤隆敏・

西村和雄編『教育改革の経済学（シリーズ現代経済研究 22）』（pp.29-44）日本経済新聞社
ブルデュー, P. (石井洋二郎訳) (1990)『ディスタンクシオン (1) (2)』藤原書店
堀尾輝久 (1992)『現代教育の思想と構造』岩波書店
松繁寿和 (2002)「社会科学系大卒者の英語能力と経済的地位」『教育社会学研究』71 巻
111-129

Ishida, H. (1993). *Social mobility in contemporary Japan: Educational credentials, class and the labour market in a cross-national perspective*. Stanford: Stanford University Press.

Kano, S. (2005). English divide has begun: Estimating causal effects of English proficiency on earnings for Japanese domestic workers (Discussion paper new series; no. 2005-2). Sakai: School of Economics, Osaka Prefecture University.

Sasaki, M. (2008). The 150-year history of English language assessment in Japanese education. *Language Testing*, 25 (1), 63-83.

(東京大学大学院博士課程)

**Structure and Change in Educational Opportunities of
English Learning in Japan:
Through statistical analysis of disparities of
English proficiency**

TERASAWA Takunori

[Keywords] educational opportunities of English learning, gaps in English skills, social stratification, number of classes per week, quantitative sociology

This paper aims at revealing how educational opportunities of English language learning (i.e. disparities of English proficiency among different social groups) in Japan have changed. Two working hypotheses are tested by statistical analysis of the data of JGSS-2002 and JGSS-2003; (1) “English proficiency is influenced by learners’ social background” and (2) “less hours of English classes increase the disparities of English proficiency among students with a different social background.” These hypotheses are firmly supported by the results of the current study. As for (1), it is revealed that there is a significant influence of learners’ social background on English proficiency in every generation. As for (2), the results show a close relationship between the degree of the disparities and the number of hours of English classes. Based on these findings, this paper discusses how to deal with inequalities of English education in Japan.

(Graduate School of Arts and Sciences [doctoral course], University of Tokyo)