

## 総合学科設置（コンプリヘンシブ・カリキュラム）が高等学校生徒 の中退行動に与えた影響の計量分析\*

荒木 宏子\*\*

### 〈要旨〉

総合学科は、普通教育と職業教育を総合的に施す学科として 1994 年に制度化され、現高等学校教育改革の中心的施策として、その設置が全国的に進められている。総合学科の誕生により、現在の日本の高等学校教育においては、普通科・専門（職業）学科によるトラッキング・カリキュラム教育と、総合学科によるコンプリヘンシブ・カリキュラム教育の共存状態が生まれている。総合学科は既存の学科に比べ、生徒のニーズと教育内容とのマッチングに優れたカリキュラムを提供し、生徒の教育達成度向上を促すことが期待される。本論文は、総合学科設置がそれら政策目標の一つである、生徒の中途退学抑制（学校定着）に及ぼした影響について、計量経済学的検証を行う初めての試みである。具体的には、異なるカリキュラム制度の混在する現在の状況を利用し、総合学科設置によるコンプリヘンシブ・カリキュラムの運営が生徒の中途退学行動に及ぼした影響について、1988 年から 2006 年における東北・北陸地方 8 県の学校・学科・学年レベルのパネルデータを用いて、最小二乗法や固定効果・変量効果モデル等の手法により推計を行った。分析の結果、公立高校においては総合学科制度が生徒の中途退学行動を大きく抑制する効果が確認されたが、私立高校においてはその効果を確認することができなかった。

JEL Classification Number: H75, I28, I29

Key Words: 総合学科、高校中退、トラッキング

---

\* 本論文の執筆にあたり、赤林英夫教授、太田聰一教授、土居丈朗教授から多大なるご指導を頂きました。また、平成 21 年 10 月の日本経済学会秋季大会および平成 22 年 3 月の関西労働研究会でのセミナー参加者、安田宏樹氏、菅桂太氏、三好向洋氏から貴重なコメントを頂戴し、さらに、2 名の匿名レフェリーから数多くのご助言をいただきました。ここに深謝申し上げます。ただし、本論文における見解は筆者個人によるものであり、その誤りの全ても筆者に帰するものであります。

\*\*慶應義塾大学大学院経済学研究科博士課程。hiroco.araki@gmail.com

## **Does the Comprehensive curriculum prevent high school dropout in Japan?**

By Hiroko ARAKI

### **Abstract**

In 1994, a new academic track combining both vocational and academic courses was introduced to Japanese high schools. The system, termed Sōgō-Gakka, has since been expanded to schools nationwide as the centerpiece of current secondary school educational reforms. Before its introduction, Japanese high school applicants had to select either an academic or a vocational track, which would set the course for their future career and life. In contrast to traditional academic and vocational tracks, the sōgō-gakka curriculum covers a wide variety of academic and vocational subjects and is designed to provide an education that meets the individual needs of contemporary students and it is expected to improve students' achievement. The adoption of sōgō-gakka has created a situation in Japanese high school education where both traditional academic/vocation tracking and comprehensive school tracks coexist. For this reason, contemporary Japanese high schools offer an excellent opportunity to study the impact of a tracking versus a comprehensive education on student achievement. In this study, I estimate the comprehensive curriculum's preventative effect on dropout using school-track level (academic, vocational or sōgō-gakka) panel data covering all high schools in northern Japan, controlling for initial academic ability of students entering the schools and unobservable school-track effects. The results suggest that the adoption of sōgō-gakka comprehensive tracks is particularly effective in preventing dropout among public high school students.

JEL Classification Number; H75, I28, I29

Keywords: tracking, comprehensive schools, high school dropout

## 1. はじめに

本論文は、現高等学校教育改革の中心的施策である総合学科設置事業が、高等学校生徒の教育達成度（中退抑制）に及ぼした影響を計量経済学的に検証するものである。

現行の高等学校教育改革は、平成3年4月の中央教育審議会答申<sup>1</sup>に形作られた。同答申は、戦直後の新制高校発足時より大きな変化無く維持され続けている当時の高校教育システムとその画一的な教育内容が、社会の変化や多様化する生徒の特性・ニーズに対応できていないことに触れ、結果として中途退学や学校不適応が増加しているという見解を明らかにした。これを受け、次代の教育は生徒や社会の実態に対応可能な制度や教育内容を持つ必要があり、その中心的施策として「現在の普通科と職業学科に大別されている学科区分を見直し、普通科と職業学科とを総合するような新たな学科を設置することが適当」として、ここに総合学科設置事業が始まった。

平成6年度に7校からスタートした総合学科は、平成20年度には国公立合わせて334校（全高等学校の約6%）に拡大し、新たな学科制度は全国に定着しつつある。総合学科の設置により、現在の日本の高等学校教育においては、普通科・職業学科のトラッキング<sup>2</sup>・カリキュラムと、総合学科のコンプリヘンシブ（総合的）・カリキュラムの共存状態が生まれている。答申の指摘するように、旧来の普通科・職業学科の2学科制には、生徒のニーズと選択した学科における教育内容との間にミスマッチが生まれる可能性がある。なぜなら、高校全入時代を迎えた今日においては、多くの生徒が自らの特性や進路・興味の不明確なまま、単に入学試験時点での偏差値の序列によって入学する学校学科を決定してしまうからである。しかし、従来の普通・職業学科の2学科制においては、各学科で施される教育内容と異なる進路希望を持った生徒（普通科在籍の就職志望生徒、職業学科在籍の進学志望生徒）のニーズに対応した教育を行うことは総じて難しく、また、入学後の転校・編入等のミスマッチを解消する手段も乏しい。このような状況が、高校中退や学校不適応の増加へ何らかの影響を及ぼした可能性が十分に考えられる。文部科学省の事由別中退者数推移統計によれば、進路変更および学校生活・学業不適応、すなわちミスマッチを理由に高校を去る生徒の比率は、この20年でおおよそ二倍に増えている<sup>3</sup>。

総合学科が既存の学科に比べ、生徒と教育内容のマッチングに優れた効果を発揮し、期待される政策効果を実現しているかどうかを検証するにあたり、異なるタイプの学科システムが混在する現在の状況は、またとない好機である。しかし、総合学科設置開始より十数年を経た今日にいたるまで、その施策が生徒の中途退学・進路状況・学力などに与えた影響について、客観的数値データを用いて統計的検証が行われた様子は筆者の知る限りない。

<sup>1</sup> 中央教育審議会第29回答申「新しい時代に対応する教育の諸制度の改革について」。

<sup>2</sup> tracking（あるいはstreaming, ability grouping）とは、何らかの能力・特性・学習達成度によって生徒をグループ化し、それぞれに異なる属性の教育を施すシステムを指す。

<sup>3</sup> 「平成18年度 生徒指導上の諸問題」文部科学省(2007)を参照のこと。

本論文は、総合学科設置によるコンプリヘンシブ・カリキュラム教育の運営が、その政策課題の一つである生徒の中退抑制にどのような影響を与えたかについて、1988年から2006年における東北・北陸地方8県の全ての全日制高等学校を網羅する学校・学科・学年レベルのパネルデータを用いて計量分析を行う<sup>4</sup>。具体的には、各年の学科・学年別生徒数変遷から算出した中途退学率を被説明変数とし、総合学科であることが、その学科の中途退学率に与えた影響を推計し、政策効果を検証する。

近年、日本の高等学校中途退学率は経年で2.0%前後を推移しており、アメリカなどの諸外国に比して低水準であるとの認識も強いが、実数としては、本論文の分析対象期間である昭和63年度から平成18年度において、年平均9400人以上もの中途退学者が発生している。文部科学省は平成8年に、平成5年度中に高等学校を中途退学した元生徒16651人(同年度全中退者の18%)に中退理由やその後の進路状況についてのアンケート調査を行っているが、中退後約3年を経過した調査時点において、就職も就学もしていない元生徒の割合は37.4%に上る(無職7.3%・不明30.1%)<sup>5</sup>。この割合を母集団に当てはめれば、平成5年の中途退学者のうち、平成8年に35000人以上の元生徒が非就職・非就学状態にあり、この人数は同年の長期完全失業者数の約8%に当たる<sup>6</sup>。仮にこの進路状況が経年で続くものとするれば、失業者のかなりの割合を、高等学校中退者が占めている可能性がある。高橋・玄田(2004)は、高校中退者は卒業者に比べ、「高校中退」という負のシグナルによって、本人の認知能力や就業志向とは無関係に明らかに正社員就職への機会を奪われている、と指摘している。高校中退は教育行政の問題であるだけでなく、若年失業という労働行政の課題に通ずる重要な問題である。

本論文の構成は以下の通りである。まず、2節では総合学科設置事業の現状、総合学科制度の内容について整理し、期待される政策効果を確認する。3節では、国内外における学科システムと教育達成度に関わる既存研究を紹介しながら、これら既存研究が直面してきた分析上の諸問題と、これに対する本論文の取り組みについて述べる。4節では、本分析におけるモデルと利用データ及び分析手法についての詳細を述べる。5節は、分析結果とその検証である。分析の結果、公立高校においては、総合学科制度が生徒の中途退学を大きく抑制する効果が確認されたが、私立高校においてはその効果を確認することができなかった。

<sup>4</sup> 本論文推計の被説明変数である生徒の中途退学率は、共立通信(秋田県)発行『高等学校情報』『高等学校名鑑』(県・年度別発行)記載の高等学校在籍生徒数をもとに算出した。同資料は、東北・北陸・北関東地方の一部県について年次発行されているが、このうち、経年に渡るバックナンバーを入手できた8県(青森、岩手、宮城、秋田、山形、福島、新潟、富山)のデータを用いて分析を行った。

<sup>5</sup> 「高等学校中途退学者進路状況等調査報告」文部省(1998)を参照のこと。

<sup>6</sup> 「労働力調査特別調査報告 平成8年2月」総務庁統計局(1998)より。

## 2. 総合学科設置事業と設置校の現状

### 2.1. 総合学科制度

総合学科<sup>7</sup>は、普通科目と専門科目（職業科目）のいずれにも偏らない多種多様な選択科目を持ち、さらに、生徒が主体的に履修科目の大半（必要卒業単位のおよそ半数以上）を選択することができる、従来学科とは全く異なるカリキュラムを持つコンプリヘンシブな学科制度である。選択科目は各校が独自に設置するため、その内容や数は各校の設置経緯（前身学科など）に大きく依存するが、大部分の設置校は100科目前後の選択科目を開設している（岡田（2005））。

選択科目は、生徒が習得したい分野に関わる科目を体系的に選択することができるよう、「系列」と呼ばれる科目群にグループ化される。しかし「系列」はあくまで、生徒が質の高いカリキュラムを構成するための指標であり、職業学科のように、一定の系列内で履修必要単位を束縛されることはなく、さらに原則として学年による履修科目の制限もない。よって生徒は自らの意思によって、全く異なる系列に属する多様な科目を履修することが可能であり、実際にこのような履修形態を選ぶ生徒も多い。

このように、多様な選択肢から生徒が自身の裁量によって履修科目を決定するというシステムは、教育の質を維持するという観点からは大きな危険もはらんでいる。つまり、生徒が今後の進路等に有用ではない形で履修科目を決定してしまう危険である。これを防ぐために、総合学科においては、「産業社会と人間」という総合的学習科目の履修を原則1年時に義務付けている。同科目では従来の進路指導を拡充し、職業体験や見学、社会人講師を招いての講義、自身のライフプランの作成などを通して、生徒が卒業後の進路や職業選択を見据えた科目決定を行うためのガイダンスを行っている。

総合学科制度が効率的に機能し、生徒が自らの適性と能力と興味に見合ったカリキュラムを構成することができるならば、中途退学や学校不適応は減少、就職・進学状況も改善することが期待される。

また、次節に記載するように、総合学科設置校は、その多様な選択科目の設置・運営に際し教員の加配や施設の建設・改修等、何らかの投資を必要とする（佐藤（1995））<sup>8</sup>。本稿における総合学科設置の効果とは、新たに設置されたコンプリヘンシブ・カリキュラムの「運営」が生徒の中退率に与えた効果であり、そこには、その運営のために投下されたこれら資本の効果も含まれることを言及したい。

<sup>7</sup> 「普通教育及び専門教育を選択履修を旨として総合的に施す学科」（高等学校学習指導要領第5条第3号）。

<sup>8</sup> 佐藤（1995）は、平成6年度（初年度）設立の全公立総合学科設置校に訪問調査を行い、その施設・設備整備の状況等を詳細に記録している。それによれば、調査した全設置校において何らかの施設や設備の建築または改修が行われたほか、ほぼ全ての設置校において、数名程度の教員加配が行われたことも記録されている。

## 2.2. 総合学科設置校の前身

現在のところ、総合学科設置校の大半は、既存の高校の学科改編や統廃合などの再編によって誕生したものである。中でも、職業学科をその前身に持つ設置校は全体の7割を占める。

その最大の原因はおそらく、多種多様な選択科目を設置するための財政的負担に係るものであろう。普通科単学科の既存校が、職業科目を含めた100前後の科目を開講するために、職業教育を提供する人員を配し、設備を整えるには莫大な費用を要する。菊地(1997)は、総合学科の設置について、「県の財政当局を説得するには、『既存の施設・設備を活用する』ことが前提」であると述べているが、この指摘は初期の設置校に「普通科+職業学科」の併設校や統廃合が多かった事実にも合致する。また、現在の設置校の内、公立高校が9割を占める状況も経済的事由に帰するところが大きい。さらに、改革以前に志願者の減少や偏差値低迷、中退増加などの問題をより深刻に抱えていたのは、普通科進学校ではなく、主に中堅以下の職業学科校であり、これら問題の解決に迫られた高校がいち早く総合学科の設置に踏み出した背景も存在する(岡部(2005)、菊地(1997)、寺田(1995))。

つまり、総合学科は、さまざまな能力の生徒が属する、あるいは、さまざまな前身学科・運営組織を持つあらゆる学校にまんべんなく普及した制度ではないことが明らかである。このような生徒の能力バイアスの可能性は、総合学科設置後の変化を含め、分析にあたり十分に留意すべき問題である。

## 3. 既存研究

### 3.1. 国内既存研究

日本においては、アメリカなどの諸外国に比べ、教育政策の計量経済学的分析に必要となるデータ等の情報公開がきわめて限定的であり、実証分析を裏付けとする教育政策評価はいまだ数少ない(小塩・妹尾(2006))。本論文のテーマである総合学科制度に関わる分析についても、その大部分は各校の設置経緯や運営状況をまとめた事例研究である。少数ではあるが、生徒や教師へ施策内容に対する満足度などを問うアンケート調査を行い、その回答を政策効果として検証する研究も存在するが(小河内(1996)、南本(2007)、文部科学省(2000))、利用されるデータや手法に統計的問題があり、全国規模で拡充が進む同制度に対し、実証分析による政策評価が蓄積されているとは言い難い。

国内既存研究に共通する問題点として次の二点があげられる。まず、各「施策内容」がどのような「効果」を生み出したのか、という因果関係の考察自体が欠如している点である。既存の調査研究においては、総合学科の教育成果に対し好意的な見解が多数示されているが、果たしてそれが「総合学科制度」によってもたらされたものなのか、あるいは、単に総合学科に優秀で意欲ある生徒が集まったことによるのか、という論点が欠如してい



る。現行改革の中心的事業としてスタートした総合学科校は、その立地や入試制度などにおいて好条件の下に設置された学校が多い。学区においては、ほぼ全ての設置校において全県一区制であり、また推薦制度もきわめて独自性があり充実しているなど、導入初期の一部地域においては他科に比して明らかに条件が恵まれていた。本研究の分析対象である8県においても、分析期間(1989年～2006年)の全期間あるいは大部分の期間において、普通科には通学区域制限が存在したのに対し、職業学科及び総合学科の学区は全県一円であった<sup>9</sup>。このような状況を考慮すると、総合学科の教育効果を分析するにあたり生徒の既存能力等のコントロールは極めて重要な留意点である。

次に、教育成果の指標として利用されるほぼ全てのデータが、生徒や教員の「満足度」などの主観的指標であり、さらにその大部分が高等学校現場で生徒や教師に配布され回収されたものであるため、その回答が客観的な教育達成度を正確に反映しているのかどうかについても議論の余地がある。

### 3.2. 諸外国の学科制度研究とその問題点

これに対し、米国をはじめ諸外国においては、学科・カリキュラム制度の違いが教育達成度に及ぼす影響について数多くの実証研究が行われており、その中心的テーマとして繰り返されてきた議論が、いわゆるトラッキングのもたらす教育の効率性と不平等をめぐる問題である。

日本をはじめ(日本の普通・職業学科制度はトラッキング・システムとして国内外に認知されている)、ほぼ全ての先進諸国は中等教育以降に何らかの形でトラッキングを導入しているが、その開始年齢など、各国の学科制度デザインは多様である。例えば、伝統的に徒弟制度に下支えされた職業教育が盛んな東欧諸国やオランダでは、基本的に中等教育入学段階である10歳前後において最初のトラッキングが行われ、生徒は観察された能力や特性に従って、アカデミックな教育を施される学校か、職業教育を施される学校などへグループ分けされる。現在は日本と同じく前期中等教育段階においてはコンプリヘンシブな学科制度が実施されているイギリスや北欧諸国も、かつては前期中等教育段階においてストリーミングと称される同様のグループ分けが行われていた。これに対しアメリカでは、中等教育の全段階において、一部の例外を除きほぼ全ての高等学校はコンプリヘンシブ・スクールであり、日本の総合学科のように学校内に様々な教育内容のコースが存在する。総合学科との相違点は、科目選択に関して学校内部でトラッキングが行われる点である。

このような国際間の学科制度デザインの相違は、PISAなどの国際学力テストの結果を受け、その制度の是非についてさまざまな議論を巻き起こしてきた。教育社会学者をはじめ、

---

<sup>9</sup> 青森県は2004年度まで(6学区)、岩手県は全分析期間(8学区)、宮城県は全分析期間(8地区→5地区(学区は14であるが、実質5地区(2000年度以前は8地区)に通学可能))、秋田県は2004年度まで(3学区)、山形県は全分析期間(3学区)、福島県は全分析期間(8学区)、新潟県は全分析期間(10学区→8学区)、富山県は全分析期間(4学区)に渡り、普通科には通学区域制限が存在した。職業学科及び総合学科においては、全県とも全分析期間に渡り通学区域は県下一円と定められていた。

コンプリヘンシブ教育の支持者は、トラッキングによる教育の機会不平等は、とりわけ低層グループに配置された生徒の教育達成度や将来賃金の上昇を阻害し、社会階層化を推し進めるものである、といった主張を繰り返してきた。総じて言えば、第二次大戦後のヨーロッパ諸国における潮流は、この主張を支持する方向へ政策が動いており、トラッキングの開始年齢を遅らせ、よりコンプリヘンシブな学科制度の導入が進められている。

しかしその一方で、一部の保護者や学校関係者を含むトラッキング支持者の間では、様々な能力の生徒が混在するコンプリヘンシブな学科においては、ピア効果<sup>10</sup>の観点からも教育効果の効率性が阻害されるのではないか、という懸念を示す声もいまだ根強い。

これら議論を検証すべく数多くの実証研究が蓄積されているが、その結果も一様ではない。(とりわけ低年齢における)トラッキングが低層グループに配置された生徒の教育達成度を阻害し、教育の不平等を拡大する、という結論を導く研究は多く(Argys *et al.* (1996)、Hanushek and Woessmann (2005)、Schuetz *et al.* (2008))、近年の欧米におけるコンプリヘンシブ化を後押ししてきた。その一方で、トラッキングは低層グループ生徒の教育達成度を向上させるという結論を導いた研究(Figlio and Page (2002))もある。

既存研究が多様化・複雑化している要因として、主に二つの問題があげられる。

第一に、トラッキングに限らず、通常、教育政策は一国全体での導入・改革が行われるため、政策グループに対する比較対象グループの設定が難しい。

既存研究においては、異なるトラックに配置された生徒の教育達成度の比較や、在学生徒と中退生徒の教育達成度の比較(Natriello *et al.* (1989))などが行われているが、これらはいずれも共通のトラッキング制度内部における各トラックの教育達成度の比較であり、トラッキング制度そのものの効果を検証できていない。また、コンプリヘンシブ・スクール内でトラッキングが行われるアメリカにおいては、一見、国内にトラッキングを行っている高校と行っていない高校が共存するため、その比較検証も複数行われている。しかし、Figlio and Page (2002)によれば、トラッキングを行っているという発表のない高校の中でも、実際にはほとんどの学校で能力別クラス編成が何らかの形で行われており、実態を正確に反映した研究は少ないようである。

また、各国の制度差を比較することも容易ではない。各国間には、学科制度の相違以上に、他の教育制度や社会環境、生徒や家庭に関わるあらゆる差異が存在するからである。

第二の問題として、教育達成度に影響を与える諸要因を正確に把握し、これを厳密にコントロールすることが非常に難しいため、政策対象グループの持つ内生性やセレクションバイアスを除去することが困難である。既存研究においてしばしば用いられるのは、DID法(Hanushek and Woessmann (2005)、Waldinger (2007))や、Value added モデル(Pischke and Manning (2006))など、観測できない特性を除去する手法である。Pischke and Manning (2006)はセレクションバイアスの除去について非常に細かな手順を踏んで考察しており、

<sup>10</sup> 厳密に言うならば、ピア効果の形状によりその効果の発現は異なる。コンプリヘンシブ教育を支持する研究者らによれば、ピア効果は非線形であり、能力の高い生徒は何も失わず、能力の低い生徒は能力の高い生徒の存在により学力を高める刺激を得ると主張されている。



中等教育の効果を計測するにあたり、中等教育開始時の生徒のテストスコアには、生徒の生来能力や家庭背景、初等教育のインプットなど、生徒の教育達成度を決定する様々な特性が包含されているため、これをコントロールすることがきわめて効果的であることが示されている。

### 3.3. 既存研究における問題点を踏まえて

既存研究の抱える諸問題に対し、本研究は我が国の高校学科制度の現状とデータの特徴を利用し、次のようなアプローチによってその解決に取り組む。

まず、第一の問題に対しては、現在の日本の高校教育は、総合学科の誕生により、普通科・職業学科のトラッキング・カリキュラムと総合学科のコンプリヘンシブ・カリキュラムの共存状態が生まれており、両制度を比較検証する状況が整っている<sup>11</sup>。さらに、本論文で用いるデータは、東北・北陸地方の8県における、原則全ての高等学校の全学科（普通・職業・総合）を含むデータセットであり、限定的な学校調査においてしばしば発生するサンプルセレクションの問題もある程度回避できる。

次に、第二の問題については、Pischke and Manning (2006) の手法に倣い、各学科教育を受ける直前の能力指標として、各学科の入学試験段階における偏差値をコントロールする。入学試験偏差値は高校入学を目指すほぼ全ての中学生徒がその学力到達度の指標として用いる数値であり、その学科に入学する生徒の既存能力や家庭背景・初等教育など、教育達成度を決定する様々な特性をある程度含むものとする。

しかし、もちろん偏差値は「中途退学傾向のない優秀な生徒」の特性を完全に表わすものではない。そこで、本論文では、総合学科以外の学校学科を分析対象とし、近隣に総合学科が設置されたことで中途退学率が上昇したかどうかについても検証を行う。このような傾向が確認された場合、仮に総合学科設置校において中途退学率減少が確認されても、生徒の既存能力の上昇による内生性を完全には否定できない。このように段階的な分析を試みることで、総合学科の教育効果についてより厳密な検証を試みる。

さらに、国内の隣接地域内に比較対象グループが共存する本研究は、国際間における学科制度の比較研究等に比べれば、生徒や地域の特性のばらつきも小さいことが予想される。

---

<sup>11</sup> イギリスにおいても、1960年代、70年代の教育改革期に、現在の日本と同様、ストーリーミング・スクールとコンプリヘンシブ・スクールが混在していた時期がある。Pischke and Manning(2006)などは、この間の両システムに属する生徒の教育達成度を比較している。

<sup>12</sup> 総合学科をコンプリヘンシブと定義することについては、その入学段階で、他の2学科同様に入学選抜が行われることを踏まえれば、異論の余地もあると認識している。しかし、日本の普通、専門学科をはじめ、諸外国のトラッキング・スクール、アメリカのコンプリヘンシブ・スクール内部における各トラックに至るまで、一度配置されるとトラックを外れること以外にカリキュラム変更の余地がほとんど無いこれら諸学科に対し、日本の総合学科は入学から卒業までの間、生徒は自らの意思によって学習内容の大半を決定・変更することができ、多様な分野にまたがる科目を履修する生徒も多い。このような点において、総合学科はコンプリヘンシブ・カリキュラムとして機能しているものと定義した。

## 4. モデルとデータ

### 4.1. 基本モデル

まず、Pischke and Manning(2006)の推計モデルに倣い、後期中等教育における総合学科教育  $C_{kit}$  (コンプリヘンシブ・カリキュラム教育) の運営が、生徒の中途退学行動  $Y_{kijt}$  (教育達成度指標) に与える影響を表した回帰モデルを、次の(1)式とする。

$$Y_{kijt} = \alpha + \beta C_{kit} + \phi A_{kit} + \eta_{kijt} \quad \dots (1)$$

被説明変数  $Y_{kijt}$  は、 $k$  県の高校学科  $i$  の  $j$  学年の生徒が、 $t$  年度から翌年度までの一年間に退学する比率を表し、説明変数  $C_{kit}$  は、 $k$  県の高校学科  $i$  が  $t$  年度に総合学科であることを示すダミー変数である。さらに、 $t$  年度に  $k$  県  $i$  高校学科に入学する生徒の、中等教育を受ける直前の平均的能力指標 ( $i$  学科の  $t$  年度入学試験偏差値)  $A_{kit}$  をコントロールする。 $A_{kit}$  には、生徒の既存能力や家庭背景、初等教育のインプットなど、生徒の教育達成度を決定する様々な特性を含むものと仮定する。 $\alpha$  は定数項、 $\eta_{kijt}$  は誤差項である。

さらに、本分析データの記述統計 (表 4-1、表 4-2) 及び公式統計によれば、私立は公立より中退率が高く、とりわけ私立総合学科の中退率がきわめて高い傾向が確認できるため、その影響をコントロールした(2)式を推計モデルとして用いる。

$$Y_{kijt} = \alpha + \beta C_{kit} + \delta C_{kit} P_{ki} + \phi P_{ki} + \phi A_{kit} + \gamma_j + \mu_{kt} + \nu_{ki} + \varepsilon_{kijt} \quad \dots (2)$$

$P_{ki}$  は、 $k$  県の高校学科  $i$  が私立であることを示すダミー変数であり、「総合学科であること」 $C$  が「退学率」 $Y$  に与える影響について公私立別にその影響を検証するため、両ダミーの交叉項  $C_{kit} P_{ki}$  をモデルに加える。 $\gamma_j$  は学年固有の効果、 $\mu_{kt}$  は県固有・年度固有の効果、 $\nu_{ki}$  は県  $k$  の高校学科  $i$  固有の観測できない効果、 $\alpha$  は定数項、 $\varepsilon_{kijt}$  は誤差項である。

さて、高校学科  $i$  の入学生徒の平均的能力  $A_{kit}$  を投入するだけでは、中途退学へ影響を及ぼすと考えられる生徒の特性を完全に制御できるとは言えない。そこで、総合学科以外の学科 (総合学科に改編する以前の前身学科を含む) について、(3)式による分析を行う。

$$Y_{kijt} = \pi + \theta D_{kit} + \rho P_{ki} + \sigma A_{kit} + \tilde{\gamma}_j + \tilde{\mu}_{kt} + \tilde{\nu}_{ki} + \tilde{\varepsilon}_{kijt} \quad \dots (3)$$

$Y_{kijt}$  は同様に、 $k$  県の総合学科以外の学校学科  $i$  の  $j$  学年の生徒が、 $t$  年度から翌年度までの一年間に退学する比率を表す。説明変数  $D_{kit}$  は、 $t$  年度における  $k$  県の高校学科  $i$  から、「一番近い県内総合学科設置校」への距離を示す。また (2) と同じく、 $P_{ki}$  は私立ダミー、 $A_{kit}$  は  $t$  年度に  $k$  県  $i$  高校学科に入学してくる生徒の平均的能力指標、 $\tilde{\gamma}_j$  は学年固有の効果、 $\tilde{\mu}_{kt}$  は県固有・年度固有の観測できない効果、 $\tilde{\nu}_{ki}$  は県  $k$  の高校学科  $i$  の固有の観測で

きない効果、そして $\pi$ は定数項、 $\tilde{\varepsilon}_{kijt}$ は誤差項である。近隣に総合学科が設置されることで、中途退学傾向のない生徒がそちらに奪われる傾向があるならば、 $\theta$ はマイナスを示すことになる。

#### 4.2. データの出所と各変数の定義

本分析で用いたデータと、具体的な変数の定義について順に説明する。

表4-1 データ概要（年度・公私立・学科種別の在籍生徒数及び学科数）

		普通公立	普通私立	職業公立	職業私立	総合公立	総合私立
1988	生徒数	26904	3922	14146	1290	—	—
	学科数	43	5	79	5	—	—
	学科数(偏差値有)	—	—	—	—	—	—
1989	生徒数	64767	14247	31858	12157	—	—
	学科数	109	28	205	51	—	—
	学科数(偏差値有)	—	—	—	—	—	—
1990	生徒数	162369	37252	89025	23873	—	—
	学科数	267	58	507	99	—	—
	学科数(偏差値有)	186	36	319	49	—	—
1995	生徒数	201282	55635	112400	22923	968	—
	学科数	361	81	683	109	4	—
	学科数(偏差値有)	288	54	542	57	2	—
2000	生徒数	235596	77566	121509	20923	11999	1084
	学科数	456	118	784	103	24	3
	学科数(偏差値有)	406	108	711	89	21	1
2001	生徒数	230192	74754	117860	19994	13579	1130
	学科数	455	119	791	101	29	4
	学科数(偏差値有)	401	108	713	91	26	3
2002	生徒数	222125	71126	112919	18509	15483	1183
	学科数	450	117	778	95	34	4
	学科数(偏差値有)	398	108	685	90	30	4
2003	生徒数	213036	68692	106947	17225	18283	1287
	学科数	443	119	765	98	38	5
	学科数(偏差値有)	395	109	673	92	33	4
2004	生徒数	205158	68340	101574	16082	21238	1320
	学科数	440	120	736	93	43	5
	学科数(偏差値有)	391	112	659	90	37	4
2005	生徒数	195928	65896	96330	14903	23057	1536
	学科数	437	120	694	94	45	5
	学科数(偏差値有)	—	—	—	—	—	—
2006	生徒数	128220	41025	58022	8378	15598	1588
	学科数	295	78	397	56	31	4
	学科数(偏差値有)	—	—	—	—	—	—

出所： 共立通信『高等学校情報』『高等学校名鑑』(各県・各年度版)、リクルート『高等学校総覧』(各年度版)

注)「普通」は普通科、「職業」は職業学科、「総合」は総合学科を示す。

##### (a) 被説明変数 $Y_{kijt}$ ：高等学校生徒中途退学率

本論文の推計における生徒の中途退学率は、共立通信発行『高等学校情報』『高等学校名鑑』(県・年度別発行)記載の高等学校在籍生徒数をもとに算出した。同資料には、青森、岩手、秋田、宮城、山形、福島、新潟、富山の8県における、全高等学校の各年度の学科別、学年別の在籍生徒数が記録されている。本研究の分析対象は、上記8県における全日制課程の全ての公立私立高等学校である<sup>13</sup>。この資料において、明らかな生徒数データの

<sup>13</sup> 本論文における公立高等学校とは、県立、市立、組合立による高等学校の総称である。なお、分析対象

欠損や誤植が判明した箇所については、リクルート発行の『高等学校総覧』各年度版をもとに、数値を修正、補完した。最終的に、8都道府県にわたり、最大17年度分のデータセットを構築した。表4-1は、本分析で用いるデータの概要(年度・公私立・学科種別の在籍生徒数及び学科数(サンプル数))を示したものである。データの欠損を除けば、分析対象グループである総合学科と、比較グループである総合学科以外の学校学科を全て含むデータであり、サンプルセレクションの問題をある程度回避することができる<sup>14</sup>。

このデータセットを用いて、学科別学年別在籍者数を経年で追跡することができる。本論文の学科別中途退学率は、当該年度の1・2学年在籍生徒数合計の翌年度における減少率として次のように定義する。

$$1 \cdot 2 \text{ 学年平均退学率} = 1 - (\text{翌年度 } 2 \cdot 3 \text{ 学年生徒数計} / \text{当該年度 } 1 \cdot 2 \text{ 学年生徒数計})$$

また、結果表の掲載は割愛したが、本研究においては学科別の、1学年生徒、2学年生徒それぞれの翌年度における減少率も上式と同様に算出し、これをプールした「単学年退学率」を被説明変数とする分析も行っている。単学年退学率ではなく1・2学年平均退学率を重視する理由は、データから直接観測することのできない原級留め置き(留年)の影響を軽減するためである。本論文における中退率の定義は、上記のとおり原級留め置き率をゼロと仮定している。しかし、「生徒指導上の諸問題」(文部科学省)によれば、2008年における全国の原級留め置き率は、全日制普通科1年生で0.6%、2年生で0.3%、専門(職業)学科1年生で0.7%、2年生で0.4%、総合学科1年生で0.7%、2年生で0.2%であり、概算で対応する学年の中退率の2割程度に当たる。そこで、本研究では2年生から2年生への原級留め置きの影響を受けない「1・2学年平均退学率」を用いることで、原級留め置きを無視することによる計測バイアスを軽減する<sup>15</sup>。

表4-2は、本分析データにおける、上記定義による1・2学年平均退学率(及び偏差値)の公私立・学科種別記述統計をまとめている。全ての学科において、私立は公立に比べ退学率が高い傾向にあり、とりわけ、私立総合学科において高い退学率が観測されることなどは、文部科学省の公式統計における全国的な退学率の特徴に合致する。分析期間の平均によれば、公私立共に、普通科の退学率は職業学科よりも低い。また、公立総合学科の退

---

県に全日制国立高等学校は存在しない。高等専門学校、定時制高等学校、通信制課程高等学校は分析対象に含まれていない。

<sup>14</sup> ただし、偏差値データについては一部県においてサンプルに偏りがあり、セレクションバイアスを完全に解決できているとは言えない。また、県によってデータの取得できた年度は異なる。1997年度から2005年度までは全8県をカバーしている。詳細は筆者まで。

<sup>15</sup> なお、原級留め置きが多ければ、本分析の定義による退学率は負の値を取る。実際に、2.3%のサンプルについて算出退学率が負の値になり、これらは、値をゼロに置き換えている。「1・2学年平均退学率」を被説明変数とする推計結果と、「単学年退学率」を被説明変数とする推計結果とを比べた結果、いずれの係数の大きさ、有意性ともにほとんど同一であった。従って、本研究においては原級留め置きを無視することによるバイアスは極めて小さいと考えられる。また、被説明変数を対数変換した推計も行ったが、主要な変数において、本論文の推計と頑健な結果を得た。

学率は職業学科だけでなく、普通科のそれも下回る一方、私立総合学科の退学率は、私立普通科・職業学科の退学率を大きく上回っている。

表4-2 本分析データにおける1・2学年平均退学率及び偏差値(%)

年度		公立			私立		
		普通公立	職業公立	総合公立	普通私立	職業私立	総合私立
1989	1・2学年退学率(平均(%))	0.617%	2.600%	—	5.071%	6.825%	—
	(標準偏差)	15.13	8.357	—	6.343	5.431	—
	偏差値(平均)	—	—	—	—	—	—
	(標準偏差)	—	—	—	—	—	—
1991	1・2学年退学率(平均(%))	2.056%	2.662%	—	4.746%	6.283%	—
	(標準偏差)	2.123	3.261	—	5.602	4.792	—
	偏差値(平均)	50.842	44.391	—	45	40.178	—
	(標準偏差)	8.771	5.896	—	7.274	5.242	—
1993	1・2学年退学率(平均(%))	0.976%	2.538%	—	0.661%	4.021%	—
	(標準偏差)	10.572	6.083	—	20.381	13.276	—
	偏差値(平均)	50.968	44.495	—	45.163	40.555	—
	(標準偏差)	8.771	5.872	—	7.152	5.099	—
1995	1・2学年退学率(平均(%))	1.732%	2.181%	2.711%	3.787%	6.301%	—
	(標準偏差)	7.698	10.264	1.822	3.579	4.301	—
	偏差値(平均)	50.96	44.246	44.903	45.985	40.572	—
	(標準偏差)	8.591	5.614	5.43	8.152	5.484	—
1997	1・2学年退学率(平均(%))	1.894%	3.809%	2.245%	4.879%	6.814%	6.026%
	(標準偏差)	11.316	9.99	1.229	4.108	4.439	1.232
	偏差値(平均)	51.027	44.717	45.129	46.421	40.299	37
	(標準偏差)	8.816	5.707	6.622	7.973	4.01	9.899
1999	1・2学年退学率(平均(%))	2.814%	4.422%	2.080%	5.690%	7.529%	9.260%
	(標準偏差)	3.813	4.751	21.962	4.602	5.852	2.012
	偏差値(平均)	50.792	44.438	45.143	46.409	39.362	37.5
	(標準偏差)	8.686	5.809	5.499	7.926	5.094	10.607
2001	1・2学年退学率(平均(%))	3.184%	3.476%	2.404%	4.854%	6.176%	8.213%
	(標準偏差)	6.157	5.387	1.72	4.651	5.315	4.263
	偏差値(平均)	51.347	44.769	46.559	46.709	40.172	37.667
	(標準偏差)	8.975	5.775	5.94	7.119	4.52	7.506
2003	1・2学年退学率(平均(%))	2.786%	2.963%	1.914%	4.080%	4.981%	6.954%
	(標準偏差)	3.295	3.544	1.868	10.487	8.446	3.383
	偏差値(平均)	51.38	44.623	46.886	46.059	40.215	37
	(標準偏差)	8.957	5.804	5.768	7.122	4.66	6.272
2005	1・2学年退学率(平均(%))	3.146%	3.282%	2.025%	4.685%	6.978%	8.434%
	(標準偏差)	3.618	3.635	2.066	4.284	4.86	3.412
	偏差値(平均)	—	—	—	—	—	—
	(標準偏差)	—	—	—	—	—	—
全年	1・2学年退学率(平均(%))	<b>2.528%</b>	<b>3.207%</b>	<b>1.799%</b>	<b>4.327%</b>	<b>5.677%</b>	<b>7.837%</b>
	(標準偏差)	<b>6.981</b>	<b>7.324</b>	<b>6.428</b>	<b>8.847</b>	<b>10.095</b>	<b>3.627</b>
	偏差値(平均)	<b>50.873</b>	<b>44.448</b>	<b>45.228</b>	<b>46.005</b>	<b>40.165</b>	<b>38.919</b>
	(標準偏差)	<b>8.811</b>	<b>5.782</b>	<b>5.83</b>	<b>7.467</b>	<b>4.877</b>	<b>5.908</b>

出所：共立通信『高等学校情報』『高等学校名鑑』(各県・各年度版)、リクルート『高等学校総覧』(各年度版)

注) 退学率の単位は%。「普通」は普通科、「職業」は職業学科、「総合」は総合学科を示す。

#### (b) 入学生徒の平均能力指標：A<sub>kit</sub>

本分析においては、t年度にk県i校学科に入学してくる生徒の平均的能力を示すA<sub>kit</sub>に、関塾発行の『全国高校・中学偏差値総覧』各年度版に記載された各校の入学試験偏差値データを利用した<sup>16</sup>。このデータは平成元年度から平成16年度までをカバーしており、また、表4-1にも示したように、全学校学科の偏差値をカバーしていない。偏差値データ

<sup>16</sup> 全国基準値による偏差値データである。



の欠損が多いのは青森県であり、都市部の学校学科についてのデータに限られるが、他県については大部分の学校学科をカバーしている<sup>17</sup>。表 4-2 に示すように、公私立共に、普通科の偏差値は他科に比べ高い。総合学科については、公立総合学科の偏差値が、公立職業学科の偏差値を経年で上回る一方、私立総合学科の偏差値は私立職業学科の偏差値よりも低いことが分かる。

(c) 総合学科ダミー :  $C_{kit}$

k 県の学校学科 i が t 年度に総合学科である場合、 $C_{kit}$  は 1 を、それ以外の学科である場合には 0 を取る。各校、各年度の学科に関する情報は『高等学校情報』『高等学校名鑑』から取得し、総合学科設置については文部科学省の公式発表においてその変遷を確認した。

(d) 私立ダミー :  $P_{ki}$

k 県の学校 (学科) i が私立校である場合、 $P_{ki}$  は 1 を、公立である場合には 0 を取る。

(e) 最も近い総合学科設置校への距離<sup>18</sup> :  $D_{kit}$

(3) 式における  $D_{kit}$  は、t 年度における k 県 i 校学科から、一番近い県内総合学科設置校への距離を示す。t 年度において k 県に総合学科設置校が存在しない場合には、 $D_{kit}$  は欠損となる。 $D_{kit}$  は次のように計算した。まず、国土地理院発行の数値地図から各学校の緯度経度を求め<sup>19</sup>、さらに同院の測量方法に準拠した算出方法によって、その緯度経度から県内全ての各学校間の距離を算出した<sup>20</sup>。その中から年度ごとに、各校から、その年度に存在する県内で最も近い総合学科設置校への距離を  $D_{kit}$  とした (表 4-3)。

<sup>17</sup> 偏差値サンプルの偏りを考慮するため、青森県を除くサンプルによる分析も行ったが、主要な結果に差異はなかった。

<sup>18</sup> 各学校の隣接度 (生徒の学校選択においてライバル校となり得る可能性の度合い) を示す代理変数として、交通機関の利便性などを加味せず、単純な各校間の地表面距離を用いることについては、異論の余地もあることを認識しているが、現時点においては、実際の生徒の交通手段、経路、通学時間を特定するデータを得ることができなかった。また、本分析対象の大部分の地域は、交通網の発達した大都市圏などと比べれば交通経路のバリエーションが少なく、隣接地域内の交通経路は限定される可能性が高い。つまり、ある学校にアクセス (通学) できる生徒群は、距離的に近い場所にある他の学校にもアクセス (通学) できる可能性が高いと仮定し、これを分析に用いた。

<sup>19</sup> 古くに廃校した学校、または近年新設した学校に関する緯度経度データは『数値地図』からは入手できなかったため、これら高校については『高等学校情報』『高等学校名鑑』の住所をもとに、GoogleMap を用いた緯度経度算出プログラム (<http://www.geocoding.jp/>) を用いてこれを補完した。同プログラムは WGS84 座標系を利用しているため、入手した緯度経度は、国土地理院の測量基準である ITRF94 系に変換した。変換計算は飛田 (2002) を参照した。

<sup>20</sup> 付録 1 参照。

表4-3 県内で最も近い総合学科校までの距離（単位；Km）

		青森	岩手	宮城	秋田	山形	福島	新潟	富山
1994	平均値	-	50.168	-	-	-	-	-	-
	標準偏差	-	32.495	-	-	-	-	-	-
	最大値	-	144.161	-	-	-	-	-	-
	最小値	-	0	-	-	-	-	-	-
1995	平均値	-	50.168	26.608	67.352	54.062	-	65.541	17.307
	標準偏差	-	32.495	22.163	41.658	34.471	-	31.065	9.806
	最大値	-	144.161	90.073	124.567	109.017	-	168.031	49.519
	最小値	-	0	0	0	0	-	0	0
1996	平均値	42.928	50.168	26.608	52.546	54.062	35.978	60.408	17.307
	標準偏差	17.593	32.495	22.163	38.535	34.471	18.505	35.631	9.806
	最大値	102.671	144.161	90.073	124.190	109.017	90.651	168.031	49.519
	最小値	0	0	0	0	0	0	0	0
1998	平均値	39.447	30.910	16.757	26.894	47.540	25.988	33.192	13.226
	標準偏差	16.690	24.704	13.349	17.400	33.401	16.827	22.529	6.593
	最大値	99.851	96.028	61.944	63.205	98.590	90.651	123.773	34.682
	最小値	0	0	0	0	0	0	0	0
2000	平均値	23.060	30.910	13.271	26.894	21.361	25.988	33.192	13.226
	標準偏差	13.895	24.704	8.066	17.400	18.168	16.827	22.529	6.593
	最大値	76.194	96.028	35.438	63.205	66.194	90.651	123.773	34.682
	最小値	0	0	0	0	0	0	0	0
2002	平均値	20.901	30.910	12.348	23.355	21.361	11.537	23.238	11.345
	標準偏差	12.413	24.704	7.321	18.709	18.168	8.468	14.896	7.461
	最大値	55.659	96.028	35.438	63.205	66.194	55.766	48.917	34.682
	最小値	0	0	0	0	0	0	0	0
2004	平均値	15.601	21.046	11.220	23.355	12.445	11.202	15.286	11.345
	標準偏差	13.034	21.724	8.172	18.709	8.414	8.410	8.726	7.461
	最大値	45.541	69.213	35.438	63.205	45.091	55.766	46.419	34.682
	最小値	0	0	0	0	0	0	0	0
2006	平均値	15.407	19.185	11.220	23.355	12.445	11.202	13.029	11.345
	標準偏差	12.925	21.459	8.172	18.709	8.414	8.410	7.016	7.461
	最大値	41.931	69.213	35.438	63.205	45.091	55.766	32.678	34.682
	最小値	0	0	0	0	0	0	0	0

出所：共立通信『高等学校情報』『高等学校名鑑』、国土地理院『数値地図』をもとに筆者作成  
注)距離の単位はキロメートル

(f) その他のコントロール変数： $\gamma_j, \mu_{ki}, \nu_{ki}, \tilde{\gamma}_j, \tilde{\mu}_{ki}, \tilde{\nu}_{ki}$  他

$\gamma_j, \tilde{\gamma}_j$  は学年固有の効果であるが、本分析では単学年退学率を被説明変数とする推計において、被説明変数が1学年退学率である場合には、1年生であることを示すダミーを投入している。公式統計においても、公私立全学科を通して常に1年時の退学率が最も高い傾向が確認されるため、この影響をコントロールする。

$\mu_{ki}, \tilde{\mu}_{ki}$  は県固有・年度固有の観測できない効果であり、各分析に県ダミー、年度ダミーとその交叉項を投入し、その影響を除去している。

$\nu_{ki}, \tilde{\nu}_{ki}$  はk県のi校学科固有の観測できない効果であるが、本論文では固定効果・変量効果モデルを用いてその影響をコントロールしている。先述の通り、多くの総合学科は、学科統合など既存学科の改編により設置されているが、本分析では被説明変数である中途退学率を各学科の生徒数変遷から算出しているため、このような改編学科について改編前後の中退率を算出しその変遷を検証するには、新学科と前身学科のサンプルを結合させる必要がある。本分析では、学科統合（複数校合併を含む）による総合学科について、当該学科の設置前の全ての前身学科の生徒数を合計したサンプルを作り、これを設置後の総合学科サンプルに結合した。また、この前身学科合計サンプルに対応する偏差値として、各

前身学科偏差値の加重平均値を設定した。

また、 $\varepsilon_{kijt}, \tilde{\varepsilon}_{kijt}$  については、同一地域内の各学科間の中退率に何らかの相関が存在する可能性を考慮し、県グループでクラスタリングを行ったロバストな標準誤差を求め、全ての推計を行った。

この他に、実際の推計には普通科ダミーを投入し、学科の種別（普通科または職業学科）による観測できない様々な特性が、生徒の中退行動に与える影響をコントロールした。また、生徒の経済的事由による退学の存在<sup>21</sup>に考慮して、「一人当たり県民所得（「県民経済計算」（内閣府））」・「有効求人倍率（「職業安定業務統計」（労働省職業安定局））」・「人口10万人当たり生活保護人員数（「社会福祉行政業務報告」（厚生労働省））」といった経済的指標<sup>22</sup>を用いた推計をモデル（2）（3）双方について行ったが、分析の結果、主要な係数について、県・年度ダミーを用いた推計結果とほぼ同一の結果が出たため、掲載は割愛する。

## 5. 分析結果

表5-1は、被説明変数に1・2学年平均退学率を用い、総合学科であることが中途退学率に与える影響について、公立職業学科をベースラインとして推計した結果である。

総合学科設置が中途退学率へ与える影響について、コラム(1)・コラム(3)・コラム(5)では「総合学科ダミー」と「私立ダミー×総合学科ダミー」を用い、コラム(2)・コラム(4)・コラム(6)では時間経過による設置効果の変化を考慮したダミー変数（総合学科設立1年目・2年目・3年目以降を示すダミーと、その私立との交叉項）を用いて分析を行っている。コラム(1)・コラム(2)は最小二乗法による推計であり、コラム(3)・コラム(4)は学科固有の効果を固定効果モデルでコントロールした結果、コラム(5)・コラム(6)は学科固有の効果を変量効果モデルでコントロールした結果である。OLS、変量効果モデルによる推計においては県及び年度固有の効果とその交叉効果を、固定効果モデルによる推計においては年度の効果と県と年度の交叉効果をコントロールしている。また、標準誤差については県グループでクラスタリングを行っている。なお、固定効果モデルと変量効果モデルの選定についてハウスマン検定を行ったが、固定効果モデルによる結果コラム(3)・コラム(4)が採択された<sup>23</sup>。

<sup>21</sup> 「平成18年度 生徒指導上の諸問題」（文部科学省(2007)）によれば、「経済的事由」を理由とする退学は退学者全体の3.3%、「家庭の事情」による退学は退学者退学は全体の4.5%を占める（公私立計）。

<sup>22</sup> 生徒の経済的状況をより正確にコントロールするためには、授業料負担を表す変数を分析に加えるべきと認識しているが、現時点では分析対象地域の私立高校授業料について過年度分のデータを入手することが不可能であったため、今後の課題としたい。

<sup>23</sup> 表5-1における各推計モデルの選定に関する検定結果は次の通りである。まず、最小二乗法モデルと固定効果モデル（(1)と(3)及び(2)と(4)）の選択について、固定効果モデルにおける学科固有効果  $\nu_{ki}$  が全て等しい（ $\nu_1 = \nu_2 = \dots = \nu_N$ ）ことを帰無仮説としたF検定を行ったが、F検定統計量はいずれも7.14（ $\text{Prob} > F = 0.0000$ ）で帰無仮説は棄却され、固定効果モデルが採択された。次に、最小二乗法モデルと変量効果モデル（(1)と(5)及び(2)と(6)）の選択について、学科固有効果の分散  $\text{Var}(\nu_{ki})$  がゼロであること

表5-1 総合学科設置が中途退学率に与えた影響

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
分析手法	OLS	OLS	FE	FE	RE	RE
偏差値	-0.206 (0.018)**	-0.206 (0.018)**	0.006 (0.024)	0.007 (0.025)	-0.172 (0.022)**	-0.171 (0.022)**
総合学科ダミー	-0.011 (0.003)**		-0.017 (0.004)**		-0.013 (0.003)**	
私立 x 総合学科	0.018 (0.009)		0.005 (0.006)		0.012 (0.006)*	
総合設立1年目		-0.011 (0.005)		-0.014 (0.006)*		-0.012 (0.005)*
総合設立2年目		-0.013 (0.005)*		-0.014 (0.005)*		-0.013 (0.004)**
総合設立3年目以降		-0.011 (0.003)**		-0.020 (0.004)**		-0.013 (0.003)**
私立総合設立1年目		0.014 (0.012)		-0.006 (0.009)		0.001 (0.011)
私立総合設立2年目		0.035 (0.014)*		0.021 (0.006)**		0.029 (0.009)**
私立総合設立 3年目以降		0.015 (0.009)		0.004 (0.009)		0.011 (0.007)
私立ダミー	0.022 (0.006)**	0.022 (0.006)**			0.019 (0.007)**	0.019 (0.007)**
普通科	0.004 (0.001)*	0.004 (0.001)*			0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
私立x普通科	-0.015 (0.002)**	-0.015 (0.002)**			-0.009 (0.004)*	-0.009 (0.004)*
年ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes
県ダミー	yes	yes	-	-	yes	yes
年 x 県ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes
N	12943	12943	12943	12943	12943	12943
R <sup>2</sup>	0.31	0.31	0.03	0.03	0.03	0.03

\* significant at 5%; \*\* significant at 1%

注) 被説明変数は1・2学年平均退学率。偏差値の単位は百。

FEは学科ごとの固定効果を考慮した推計、REは学科ごとの変量効果を考慮した推計である。

すべての分析において、括弧内は県グループでクラスタリングしたロバストな標準誤差である。

を帰無仮説とした、Breusch and Pagan ラグランジュ乗数法検定を行ったが、 $\chi^2$  検定統計量はそれぞれ 7324.46、7324.28 (いずれも  $\text{Prob} > \chi^2 = 0.0000$ ) で、帰無仮説は棄却され、変量効果モデルが採択された。また本文記載の通り、固定効果モデルと変量効果モデル ((3)と(5)及び(4)と(6)) の選定について、説明変数と学科固有の効果との無相関を帰無仮説としたハウスマン検定を行ったが、ハウスマン検定量 (自由度 76、79 の  $\chi^2$  統計検定量) はそれぞれ 346.03、515.44 (いずれも  $\text{Prob} > \chi^2 = 0.0000$ ) で、固定効果モデルが採択された。(筒井・平井・秋吉・水落・坂本・福田 (2007))。

OLS 推計においては、偏差値は有意に退学率にマイナスの影響を与えており、偏差値の高い高校学科ほど中退率が低い傾向が観察される。ハウスマン検定においては採択されなかったが、変量効果モデルにおいても、ほぼ同様の結果が出ている。その効果も大きく、偏差値が1標準偏差単位分上昇すれば、退学率は約1.5%減少するという結果が導かれた。ただし、検定で採択された固定効果モデルによる推計においては有意な結果が得られず、係数の値も非常に小さくなるが、大部分の学科は分析期間を通して偏差値にほとんど変動がないため、偏差値の影響も固定効果に吸収されてしまった可能性が考えられる。

「総合学科ダミー」及び時間経過を考慮した総合学科ダミーは、いずれの分析においてもほぼ全て有意にマイナスであり、公立高校における総合学科設置は、生徒の既存学力の高低に関わらず(偏差値をコントロールしても)、その中途退学を抑制する効果を持つという結果が示された。

一方、私立校における総合学科設置の効果については、時間推移を考慮したダミー変数において、設立2年目ダミーの係数はいずれの分析においても有意にプラスの結果が示された。しかし、「私立ダミー×総合学科ダミー」は、係数の符号はプラスであるが(検定で採択されなかったRE推計を除き)有意な結果は得られず、1年目ダミー、3年目ダミーについても、いずれも有意な結果を得ることはできなかった。つまり、私立総合学科校においては、公立と同様の中退抑制効果は観察されず、また、一部の年度において、公式統計及び本分析データの記述統計(表4-2)と同様、この学校群に属する生徒の中退率の高さが確認されたが、年度を通して同様の傾向を有意に確認することはできなかった。

また、OLS及び変量効果分析においては、「私立ダミー」は有意にプラス、「私立×普通科ダミー」は有意にマイナスであり、私立は公立よりも中退率が高く、中でも私立職業学科は普通科に比して中退率が高い傾向が確認された。これは本データの記述統計や公式統計に整合的である。さらに、記述統計による分析においては、公立においても普通科の退学率は職業学科よりも低いことが確認されたが、偏差値をコントロールした回帰分析においては、同様の傾向が確認できなかった。

次に表5-2は、9ページの(3)式に示したモデルを用いて総合学科設置がそれ以外の高等学校の中途退学へ与えた影響を、1・2学年平均退学率を被説明変数として検証した結果である。

最小二乗法による分析がコラム(1)、学科固有效果を固定効果としてコントロールした分析がコラム(2)、変量効果としてコントロールした分析がコラム(3)である。OLS、変量効果モデルによる推計においては県及び年度固有の効果とその交叉効果を、固定効果モデルによる推計においては年度の効果と県と年度の交叉効果をコントロールしている。サンプルは「総合学科以外の学科(総合学科設置以前の前身学科を含む)」である。また、分析対象校の学科種別による影響差を考慮するため、普通科ダミー(及び各変数との交叉項)を投入している。標準誤差は県グループでクラスタリングを行ったロバストな標準誤差である。表5-1と同様、固定効果モデルと変量効果モデルの選定についてハウスマン検定を行った



が、固定効果モデルによる結果コラム(2)が採択された<sup>24</sup>。

「最も近い総合学科設置校への距離」と、その「私立ダミー」「普通科ダミー」との交叉項が中途退学率へ及ぼす影響について、いずれの分析においても有意な結果は得られなかった。よって、総合学科以外の学校学科の中退率が、近隣に総合学科が設置されることで変化する傾向は観察されず、中退傾向の弱い優秀な生徒が総合学科設置校を選好している傾向を本分析からは確認できない。また、表 5-1 の結果と同じく、OLS 及び変量効果分析においては、偏差値は有意に中退率を抑制し、私立は公立よりも中退率が高く、中でも私立職業学科の中退率が普通科に比べ高い傾向が確認された。

以上より、総合学科設置が生徒の中途退学行動に与える影響について、次のように考察する。

まず、公立高校においては、総合学科設置は、生徒の既存能力（偏差値）の高低に関わらず、その中途退学を抑制する効果を持つことが示唆される。表 5-1 によれば、その効果の大きさは、公立総合学科校は同偏差値レベルの公立職業学科校に比べ、およそ 1.1%から 1.7%も中退率が低いという結果が導き出された。本分析におけるサンプルの分析期間中の 1・2 学年平均中退率は、公立普通科で約 2.5%、公立職業学科で約 3.2%であり（表 4-2）、公立総合学科設置は大幅に生徒の中退行動を抑制する効果を持つと言えよう。

これに対し私立高校においては、総合学科設置が中途退学を抑制する効果を観察することはできず（逆に中途退学率の高い傾向が一部分析において表れている）、公立校と同様の政策効果を確認することはできなかった。この理由の一つとして、私立高校は公立高校に比べ、相対的に高い授業料など、カリキュラム以外に生徒の中退行動に強い影響を及ぼす要因が存在する可能性があるため、結果として、総合学科へのカリキュラム改編の影響が、公立に比べ、より限定的なものになったと考えられる。

さらに、総合学科以外の高等学校においては、近隣に総合学科が設置されることで、その退学率に何らかの影響があるという結果は観察されなかった。よって、本論文においては、総合学科の中退抑制効果について、そもそも中退傾向のない優秀な生徒が総合学科を選好することによるセレクションバイアスの影響を、推計から確認することはできなかった。

---

<sup>24</sup> 表 5-2 においても、表 5-1 と同じく各推計モデルの選択に関して以下の検定結果を得た。まず、最小二乗法モデルと固定効果モデルの選択についての F 検定は、F 検定統計量=7.08 (Prob>F=0.0000) で、固定効果モデルが採択された。次に、最小二乗法モデルと変量効果モデルの選択についての Breusch and Pagan ラグランジュ乗数法検定は、 $\chi^2$  検定統計量=7052.73 (Prob> $\chi^2$ =0.0000) で変量効果モデルが採択された。最後に本文記載の通り、固定効果モデルと変量効果モデルの選定についてのハウスマン検定は、ハウスマン検定量（自由度 77 の  $\chi^2$  統計検定量）=336.06 (Prob> $\chi^2$ =0.0000) で、固定効果モデルが採択された（筒井・平井・秋吉・水落・坂本・福田（2007））。

表5-2 総合学科設置が同一県内他校の中途退学率に与えた影響

	(1)	(2)	(3)
分析手法	OLS	FE	RE
偏差値	-0.208 (0.018)**	0.013 (0.031)	-0.175 (0.023)**
最も近い総合学科設置校への距離	0.106 (0.087)	-0.013 (0.044)	0.010 (0.051)
私立 x 距離	-0.402 (0.353)	0.089 (0.183)	-0.059 (0.190)
普通科 x 距離	-0.061 (0.051)	-0.017 (0.045)	-0.027 (0.035)
私立 x 普通科 x 距離	0.160 (0.189)	-0.022 (0.174)	0.016 (0.156)
私立ダミー	0.030 (0.005)**	0.000 (0.000)	0.019 (0.005)**
普通科ダミー	0.005 (0.002)*	0.000 (0.000)	0.001 (0.001)
私立 x 普通	-0.017 (0.004)**	0.000 (0.000)	-0.008 (0.005)
年ダミー	yes	yes	yes
県ダミー	yes	-	yes
年 X 県ダミー	yes	yes	yes
N	12487	12487	12487
R <sup>2</sup>	0.32	0.03	0.03

\* significant at 5%; \*\* significant at 1%

注) 被説明変数は1・2学年平均退学率。偏差値の単位は百。距離の単位は千km。FEは学科ごとの固定効果を考慮した推計、REは学科ごとの変量効果を考慮した推計である。すべての分析において、括弧内は県グループでクラスターリングしたロバストな標準誤差である。サンプルは各年度における総合学科以外の全高校全学科である。

## 6. むすび

本論文は、現高等学校教育改革の中心的施策である総合学科設置事業が、その改革課題の一つである生徒の学校定着の改善に及ぼした影響について、我が国ではじめて定量的検証による政策評価を試みた研究である。

分析対象となった東北・北陸地方の8県においては、公立高校における総合学科設置が生徒の学校定着を大きく改善する効果が確認されたが、私立高校においてはその効果を確認することができなかった。また、総合学科の中退抑制効果について、それが潜在的に中退傾向のない生徒が総合学科へ移動したことに起因する可能性は、本分析の推計からは確認できなかった。

以上のように、本論文においては、特に公立高校において総合学科制度におけるコンプ

リヘンシブ・カリキュラムの運営は生徒の中退行動を抑制する教育効果を持つという結論を得た。当然ながら、これは東北・北陸の一部地域に限定した分析結果でしかなく、同時に、学校定着はカリキュラム制度のもたらす教育達成度向上の一側面に過ぎない。よって、本論文は全国規模で拡充が進められている同事業の政策評価としては部分的、限定的考察を与えるものである。

最後に、本論文は、政策の決定プロセスや費用対効果、さらに他の政策変化の可能性を考慮していない、という点についても留保が必要である。例えば、本論文においては、偏差値（高校入学生徒の学力指標）の向上も中退抑制要因として大きな効果を持つ可能性が示唆されたが、総合学科においてコンプリヘンシブ・カリキュラムを運営する政策は、単純に偏差値を向上させるカリキュラムを運営する代替策に比べ、費用対効果の観点から、その効率性が大きく劣る可能性もある。当該政策の意義をより総合的に評価するためには、費用対効果も含めて代替的な政策と比較検証することも、今後の重要な課題であろう。

行政評価の重要性が叫ばれる今日こそ、今や 15 万人以上の生徒を抱える学科制度の教育効果について、実証分析に基づく客観的評価がより一層求められる。政策に有用な知見を得るべく、今後も更なる検証が必要である。

#### 参考文献

- 岡部善平『高校生の選択制カリキュラムへの適応過程』風間書房 2005.
- 小河内修一「高等学校総合学科に関する実証的研究—その設置目的の効果の分析—」『兵庫教育大学現代学校経営研究』1996, 9, pp.65-77.
- 小塩隆士・妹尾渉「日本の教育経済学：実証分析の展望と課題」ESRI Discussion Paper Series 69, 2006.
- 菊地栄治『『総合学科』の初期評価』『教育と情報』1995, No.449, pp. 46-49.
- 菊地栄治『高校教育改革の総合的研究』多賀出版 1997.
- 佐藤全「高等学校における学科編成・履修システムの改善に関する総合的研究」（平成 6 年度科学研究費補助金（総合研究A）研究成果報告書）1995.
- 総合学科研究会『『総合学科』の解説と事例—高等学校教育の新たなる展開のために—』ぎょうせい 1997.
- 総合学科の今後の在り方に関する調査研究協力者会議『総合学科の今後の在り方について—個性と創造の時代に応える総合学科の充実施策—』文部科学省 2000.
- 高橋陽子・玄田有史「中学卒・高校中退と労働市場」『東京大学 社会科学研究』2004, 55(2), pp.29-30.
- 寺田盛紀「高等学校総合学科の教育課程と進路選択教育・職業教育の様態に関する実証的研究—設置 2 年目の状況に関する資料調査と若干の聞き取り調査に即して—」『名古屋大学教育学部紀要』1995, 42(2), pp.121-135.

筒井淳也・平井裕久・秋吉美都・水落正明・坂本和靖・福田亘孝『Stata で計量経済学入門』ミネルヴァ書房 2007.

飛田幹男『世界測地系と座標変換』社団法人日本測量協会 2002.

南本長穂「総合学科における教育の現状と課題：高校長を対象とした調査結果から」『関西学院大学教職教育研究センター紀要』2007, Vol.12, pp.1-24.

文部省初等中等教育局高等学校課「高等学校中途退学者の進路状況等調査報告」1998.

Argys, Laura M., Daniel I. Rees, and Dominic J. Brewer “Detracking America’s Schools: Equality at Zero Cost?” *Journal of Policy Analysis and Management*, 1996, 15(4), pp.623-645.

Figlio, David N. and Marianne E. Page “School Choice and the Distributional Effects of Ability Tracking: Does Separation Increase Inequality?” *Journal of Urban Economics*, 2002, 51, pp.497-514.

Hanushek, Eric A. and Ludger Woessmann “Does Educational Tracking Affect Performance and Inequality? Differences-in-Differences Evidence across Countries”, *Economic Journal*, 2006, 116(510), pp.C63-C76.

Natriello, Gary, Aaron M. Pallas and Karl Alexander “On the Right Track? Curriculum and Academic Achievement”, 1989, *American Sociology of Education*, 62(2), pp.109-118.

Pischke, Jorn-Steffen and Manning, Alan “Comprehensive versus Selective Schooling in England in Wales: What Do We Know?” NBER Working Paper, 2006, No.12176.

Schutz, Gabriela, Heinrich W. Ursprung and Ludger Woessmann “Education Policy and Equality of Opportunity”, *KYKLOS*, 2008, 61(2), pp.279-308.

Waldinger, Fabian “Does Ability Tracking Exacerbate the Role of Family Background for Students’ Test Scores?” mimeographed, London School of Economics, 2007.

## 付録 1 : 2 地点間の距離の計算方法

2 地点間の距離は、2 点間の測地線長として次のように算出した。まず、数値地図 25000 (国土地理院) 記載の各校の緯度経度を下記(1)の計算方法により平面直角座標に変換し、さらに(2)の計算方法を用いて測地線長を算出した。いずれも国土交通省国土地理院の測地測量基準に準拠した測地系 (世界測地系、ITRF 座標系) に基づき計算を行った。(1)・(2)は国土地理院測地部の公開する測量計算式である。

(<http://vldb.gsi.go.jp/sokuchi/surveycalc/main.html>)。

(1)緯度経度から平面直角座標 x,y を求める計算

a) x 座標

$$x = \left\{ (S - S_0) + \frac{1}{2} N \cos^2 \varphi \cdot t \cdot (\Delta\lambda)^2 + \frac{1}{24} N \cos^4 \varphi \cdot t (5 - t^2 + 9\eta^2 + 4\eta^4) (\Delta\lambda)^4 \right.$$

$$-\frac{1}{720}N \cos^6 \varphi \cdot t(-61 + 58t^2 - t^4 - 270\eta^2 + 330t^2\eta^2)(\Delta\lambda)^6$$

$$-\frac{1}{40320}N \cos^8 \varphi \cdot t(-1385 + 3111t^2 - 543t^4 - t^6)(\Delta\lambda)^8 \Big\} \cdot m^0$$

b) y 座標

$$y = \left\{ N \cos \varphi \cdot \Delta\lambda - \frac{1}{6}N \cos^3 \varphi(-1 + t^2 - \eta^2)(\Delta\lambda)^3 + \frac{1}{120}N \cos^5 \varphi(-5 + 18t^2 - t^4 - 14\eta^2 + 58t^2\eta^2)(\Delta\lambda)^5 - \frac{1}{5040}N \cos^7 \varphi(-61 + 479t^2 - 179t^4 + t^6)(\Delta\lambda)^7 \right\} \cdot m^0$$

$\Delta\lambda = \lambda - \lambda_0$  (東方を正にとる)、 $\eta^2 = e'^2 \cos^2 \varphi$ ,  $t = \tan \varphi$

$$N = \frac{a}{W} = \frac{c}{V}$$

$$W = \sqrt{1 - e^2 \sin^2 \varphi}, \quad V = \sqrt{1 + e'^2 \cos^2 \varphi}$$

$$e = \sqrt{\frac{a^2 - b^2}{a^2}} = \sqrt{2f - f^2} = \sqrt{\frac{2F - 1}{F}} \quad e' = \sqrt{\frac{a^2 - b^2}{b^2}} = \frac{\sqrt{2\frac{1}{f} - 1}}{\frac{1}{f} - 1} = \frac{\sqrt{2F - 1}}{F - 1}$$

$$b = a(1 - f), \quad c = \frac{a^2}{b}, \quad f = \frac{a - b}{a} = 1 - \sqrt{1 - e^2} = \frac{1}{F} = \frac{1}{298.257222101}$$

ただし、

- x : 求める x 座標
- y : 求める y 座標
- $\varphi$  : 緯度
- $\lambda$  : 経度
- $\lambda_0$  : 座標系の原点の経度
- $m_0$  : 座標系の原点における縮尺係数 (=0.9999)
- $m_0$  : 座標 (x, y) の点における縮尺係数
- $S_0$  : 赤道から座標系の原点の緯度  $\varphi_0$  までの子午線弧長
- S : 赤道から緯度  $\varphi$  までの子午線弧長
- N : 卯酉線曲率半径
- e : 第一離心率
- $e^t$  : 第二離心率
- a : 長半径 (=6378137m)



- b : 短半径
- c : 極での曲率半径
- f : 扁平率
- F : 逆扁平率

とする。

(2)2点の平面直角座標  $x, y$  から測地線長を求める計算

測地線長

$$S = \frac{\sqrt{(x_2 - x_1)^2 + (y_2 - y_1)^2}}{\frac{s}{S}}$$

$$\frac{s}{S} = m_0 \left\{ 1 + \frac{1}{6R_0^2 m_0^2} (y_1^2 + y_1 y_2 + y_2^2) \right\}$$

$$R_0 = \frac{a\sqrt{1-e^2}}{(1-e^2 \sin^2 \varphi_0)}$$

ただし、

- S : 測地線長
- $x_1$  : 測点1のx座標
- $y^1$  : 測点1のy座標
- $x^2$  : 測点2のx座標
- $y^2$  : 測点2のy座標
- $R^0$  : 平均曲率半径 (引数は $\varphi_0$ )
- $\varphi^0$  : 座標系の原点の緯度(注)
- $m^0$  : 座標系の原点における縮尺係数 (=0.9999)
- e : 第一離心率
- a : 長半径 (=6378137m)

とする。

注)座標系の原点の緯度は、平成14年国土交通省告示第9号による平面直角座標系に従う。