

# キャリアを通じてみる学歴と 上層ホワイト到達の関係

——専門職と管理職の異質性を考慮して

## 麦山 亮太 Ryota MUGIYAMA

東京大学大学院人文社会系研究科 / 日本学術振興会  
mugiyama@g.ecc-u.tokyo.ac.jp

## 豊永 耕平 Kohei TOYONAGA

東京大学大学院教育学研究科 / 日本学術振興会  
k.toyonaga514@gmail.com

# 問題背景

# ライフコースを通じた格差の生成過程

異なる資源を有する人びとの間の社会経済的格差はいかにして生まれるのか？

## ライフコースの視点

- 到達階級を1時点の状態でなくキャリアの軌跡として捉え (Spilerman 1977; Kerckhoff 1993) その形状や変化・規定要因を分析する (Blau and Duncan 1967; Warren et al. 2002; Barone and Schizzerotto 2011; Schulz and Maas 2012; Manzoni et al. 2014).

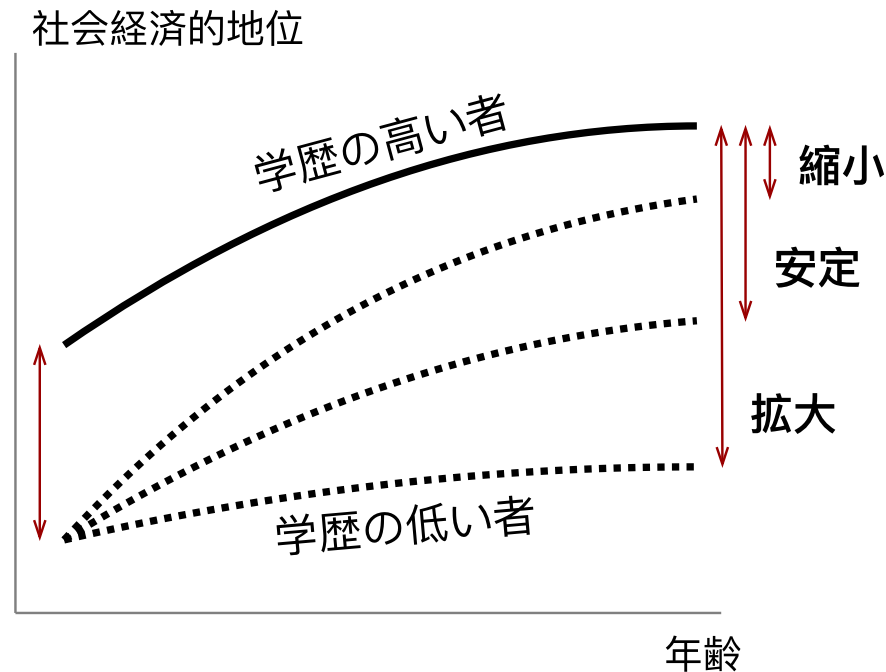
## 世代間移動における教育達成（学歴）の重要性

- 学歴は出身階級と到達階級の間を媒介する最も重要なメカニズム (Goldthorpe 2014).

# 学歴の影響はキャリアを通じていかに変化するのか

## 理論的予測

- **スクリーニング・シグナリング理論** (Arrow 1973; Spence 1973; Stiglitz 1975)  
学歴の効果はキャリアの後期で弱まる.
- **人的資本理論** (Becker 1964; Shaw 1984) ・ **資格主義** (Berg 1971; Collins 1979)  
学歴の効果はキャリアを通じて一定.



# 研究目的

## 本研究の視点

- 労働市場における選抜機会の構造が学歴と到達階級との関連の現われ方を左右する.
- **労働市場内での選抜期間が長い社会においては、キャリアの初期段階での学歴間格差は抑制され、後期で顕在化するのではないか？**

## 研究目的

日本を事例に、学歴と上層ホワイト到達との関連が年齢によっていかに変化するのかを検討することで、いかなる労働市場のもとでいかなる理論が適合するのかに関する示唆を得る.

# 専門職と管理職への分割

ひとくちに上層ホワイトといってもその内部は異質であり， 学歴との関係でみたとき， 理論の適用可能性はセクターや仕事の種類によって異なりうる (Jackson et al. 2005; Jackson 2007; Dörfler and van de Werfhorst 2009; Klein 2011; Bukodi and Goldthorpe 2011; Goldthorpe 2014).

上層ホワイト全体を（上下級）専門職と管理職という部分へと分割

基準	専門職	管理職
必要とされる技能	職業特殊の技能	非認知的な特性/ 企業特殊の技能
公的な教育資格が 必要とされる程度	大きい	小さい

# 専門職への入職機会と学歴

- 専門職への入職はフォーマルな教育機関を修了することで可能となることが多い（例：医者、教師、看護師）
- 理系大卒者は初職で技術職に入職しやすい (豊永 2018).
- キャリアの途上において、専門職従事者は企業間・企業内移動を経てもなお専門職に留まりやすい (Cheng and Kalleberg 1996).

**専門職到達における学歴間格差はキャリアを通じて安定的に推移するだろう。**

# 管理職への入職機会と学歴

- 企業内で勤続年数の長い従業員を優先的に選抜する。下級管理職から上級管理職へと徐々に時間をかけて選抜する (Ishida et al. 2002).

## 日本の大企業におけるケーススタディ

- 大学の学校ランクの影響は昇進のより遅い段階で顕在化する (竹内 1995; Ishida et al. 1997).
- 大卒者は高卒者よりも「キャリアの天井」 (Rosenbaum 1979) が高く (今田・平田 1995), 管理職への移動率も高い (佐藤 1988; 竹ノ下 2018; 豊永 2019)

**管理職到達における学歴間格差はキャリアの後半で拡大し、その傾向は上級管理職でより顕著だろう。**



# 方法

# データと分析対象

## データ

**社会階層と社会移動調査, 2005, 2015年** (SSM2005–2015)

## 分析対象

1936–1975年出生コーホートの男女。職業経歴データより25–49歳の各時点におけるパーソン・イヤーを作成し分析に使用。各時点で無業のパーソン・イヤーは分析から除外。

## サンプルサイズ

男性4,721 / 104,278, 女性4,942 / 76,132 (人数 / パーソンイヤー数)

# 従属変数

各年齢における到達階級. 階級分類はEGP class schemaによる  
(Erikson et al. 1979; Erikson & Goldthorpe 1992) .

(1) 上層ホワイト	(2) 専門管理を区別	(3) 上層下層を区別
Class I+II	Professional	Class I professional
		-----
		Class II professional
		-----
	Managerial	Class I managerial
		-----
		Class II managerial
		-----
Class III–VII		

\*SSM職業コードからEGP階級分類を作成するに際しては鹿又ほか（2008）に準拠した。

# 独立変数

- **学歴:** 25歳時点での対象者の学歴.

分類	男性	女性
中学	中学	中学
高校	高校	高校
短大高専	大学	短大高専
大学大学院	大学	大学

- **年齢:** 連続変数およびその2乗. 実値から25を引いた値を使用.
- **出生コホート:** 1936–45年, 1946–55年, 1956–65年, 1966–75年.
- **調査年:** 2005年, 2015年.
- **出身階級:** 15歳時の父親の仕事をもとに, I (上級サービス), II (下級サービス), III (事務販売), IVab (自営), IVc+VIIa (農業), V+VI (熟練マニュアル), VIIb (半熟練マニュアル), Absent (父不在) の8カテゴリを作成.

## ランダム効果線形確率モデル (Rabe-Hesketh and Skrondal 2012)

$$\Pr(Y_{it} = 1) = X_{it}\beta + Z_i\gamma + u_i + e_{it}$$

$$\text{ただし } u_i \sim N(0, \sigma_u^2), e_{it} \sim N(0, \sigma_e^2).$$

$i$ : 個人,  $t$ : 時点,  $u$ : 個人間誤差,  $e$ : 個人内誤差.

推定された係数は独立変数1ポイントの増加に対する従属変数の割合  
(各時点の有業者を分母とする) の増分を表す.

### Model 1

学歴, 年齢, 年齢2乗, 出身階級, 出身階級×年齢, 出身階級×  
年齢2乗, 出生コーホート, 調査年.

### Model 2

Model 1 + 学歴×年齢

### Model 3

Model 2 + 学歴×年齢2乗

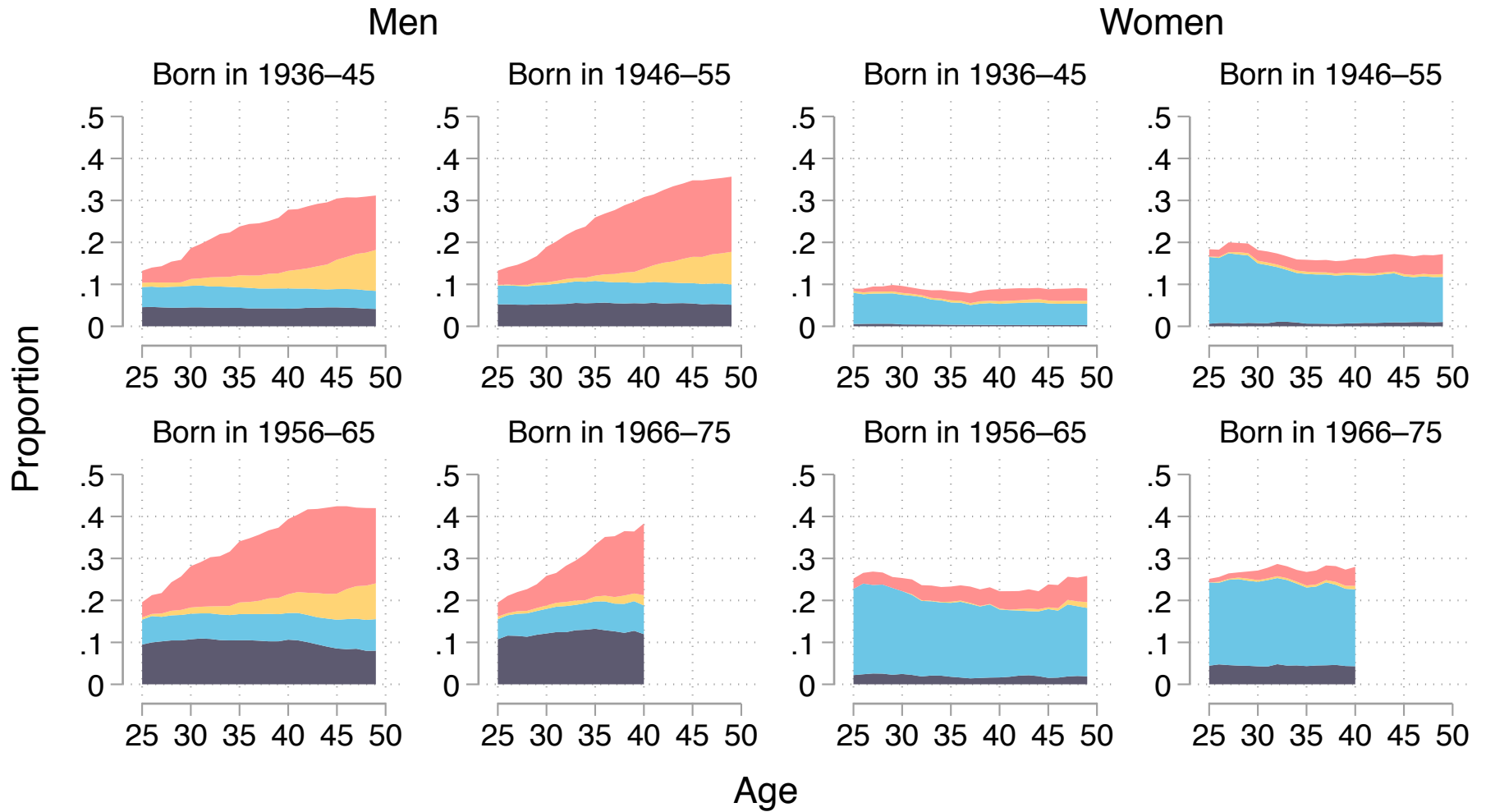
# 分析結果

# コーホート別にみた学歴の分布

男性	1936-45	1946-55	1956-65	1966-75	合計
中学	32.2	17.9	4.4	4.5	16.0
高校	48.8	55.2	60.3	61.5	55.9
短大高専*	0.8	1.5	1.2	1.4	1.2
大学*	18.3	25.3	34.2	32.5	26.9
N of persons	1300	1373	1034	1014	4721
女性	1936-45	1946-55	1956-65	1966-75	合計
中学	42.7	18.4	3.8	2.5	17.2
高校	51.7	66.3	65.0	58.7	60.6
短大高専	3.0	7.9	16.8	17.8	11.1
大学	2.8	7.4	14.4	20.9	11.1
N of persons	1212	1418	1151	1161	4942

\* この後の分析では両者を合併.

# コーホート・年齢別にみた上層ホワイト到達率とその内訳



- Class I, professional
- Class I, managerial
- Class II, professional
- Class II, managerial

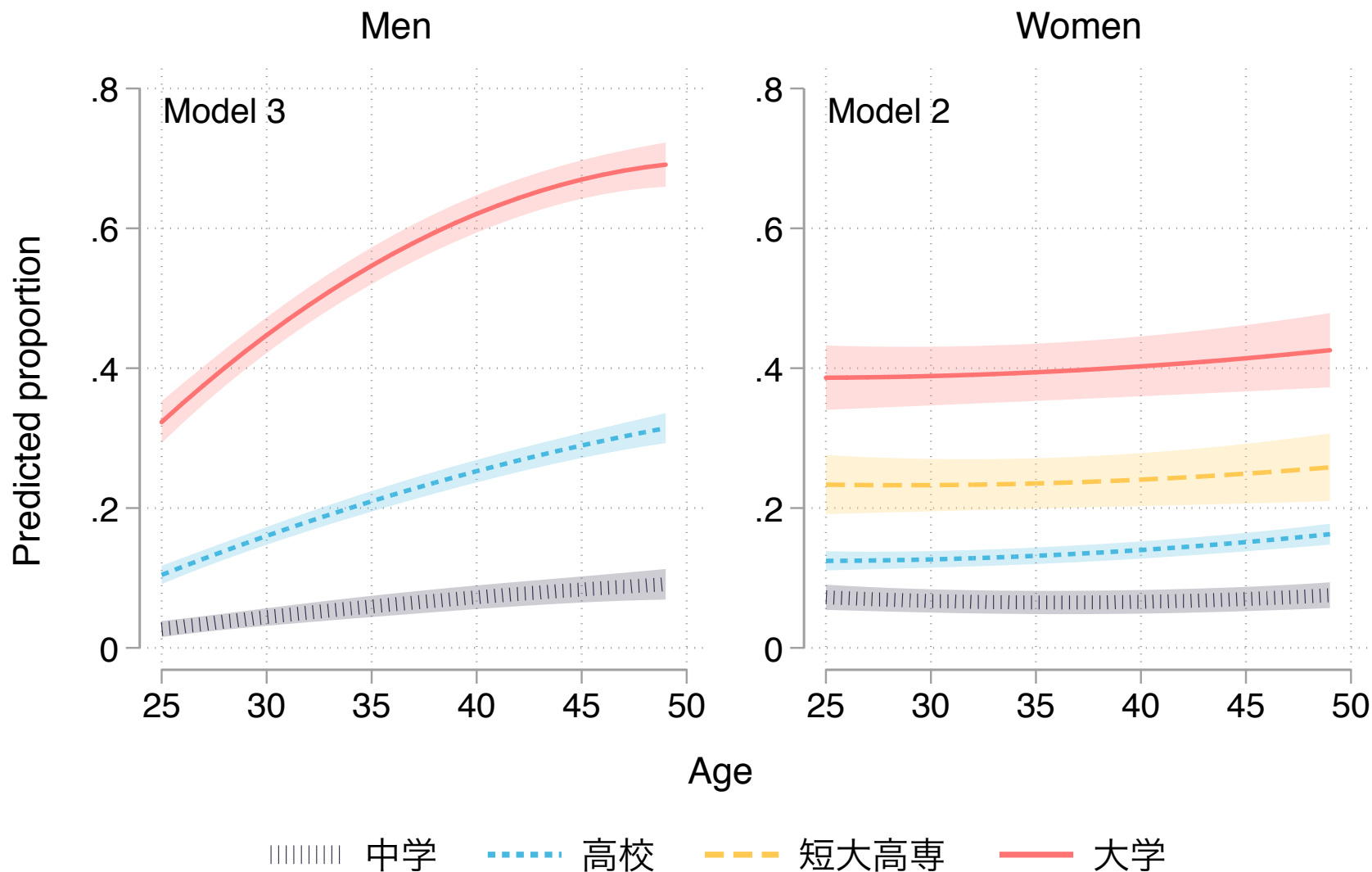


# 階級間移動表 | 各階級におけるキャリア途上での参入率

男性 t-1 → t	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
(1) Class I professional	98.55	0.21	0.59	0.33	0.07
(2) Class II professional	0.23	98.29	0.25	0.17	0.06
(3) Class I managerial	0.04	0.04	89.16	0.18	0.03
(4) Class II managerial	0.20	0.30	6.62	91.91	0.25
(5) Class III–VII	0.98	1.16	3.37	7.42	99.60
	7,055	5,327	3,202	12,539	71,434
女性 t-1 → t	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
(1) Class I professional	97.94	0.02		0.04	0.03
(2) Class II professional	0.72	98.36	0.27	0.48	0.28
(3) Class I managerial			93.15	0.04	0.00
(4) Class II managerial		0.02	1.92	92.68	0.09
(5) Class III–VII	1.34	1.60	4.66	6.75	99.59
	1,116	9,256	365	2,280	58,173

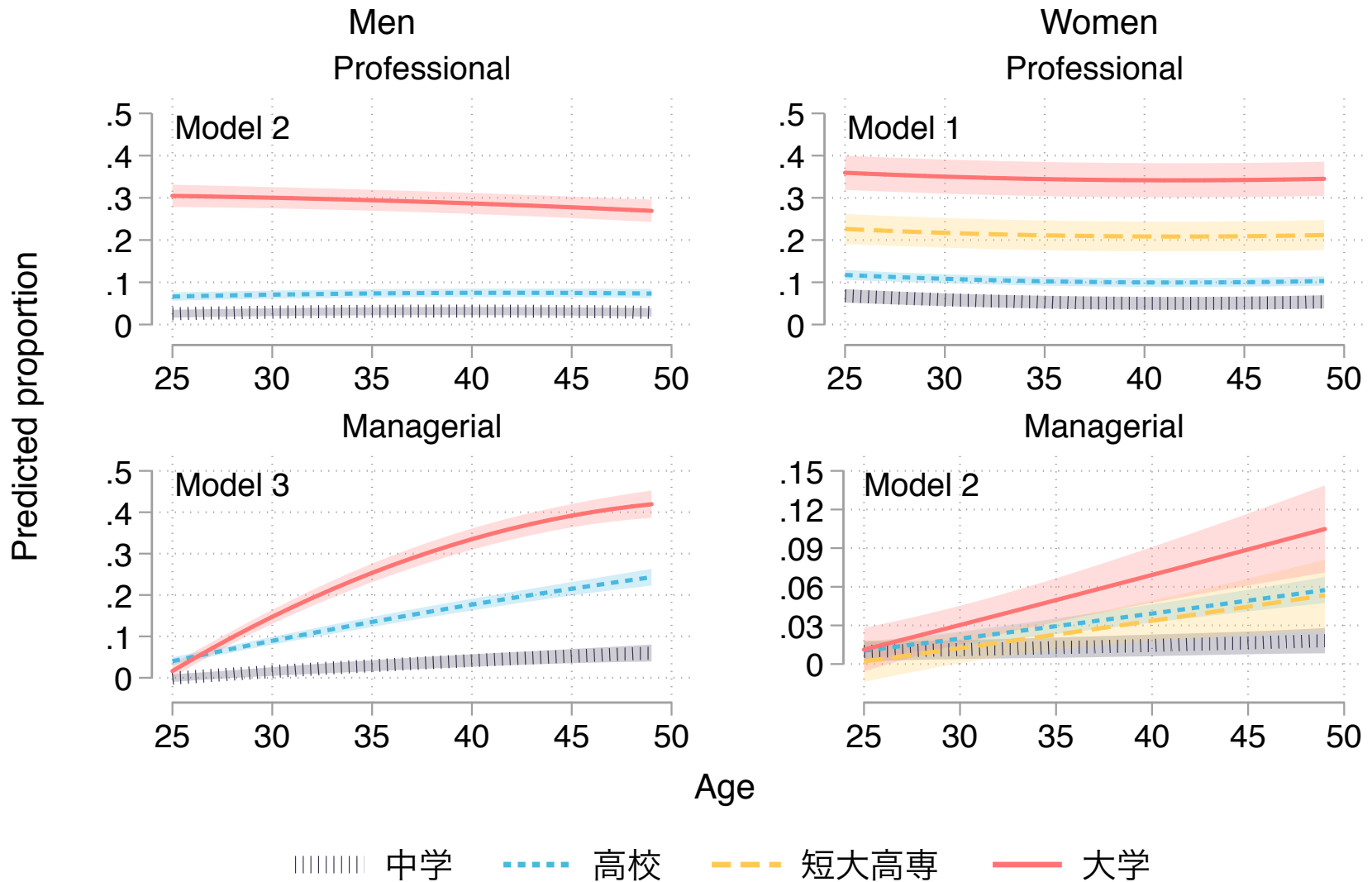
注) Nはパーソン・イヤー数, 値は列%を示す. 空白セルは1度も移動が発生していないセル.

# 年齢別にみた上層ホワイト到達における学歴間格差の推定



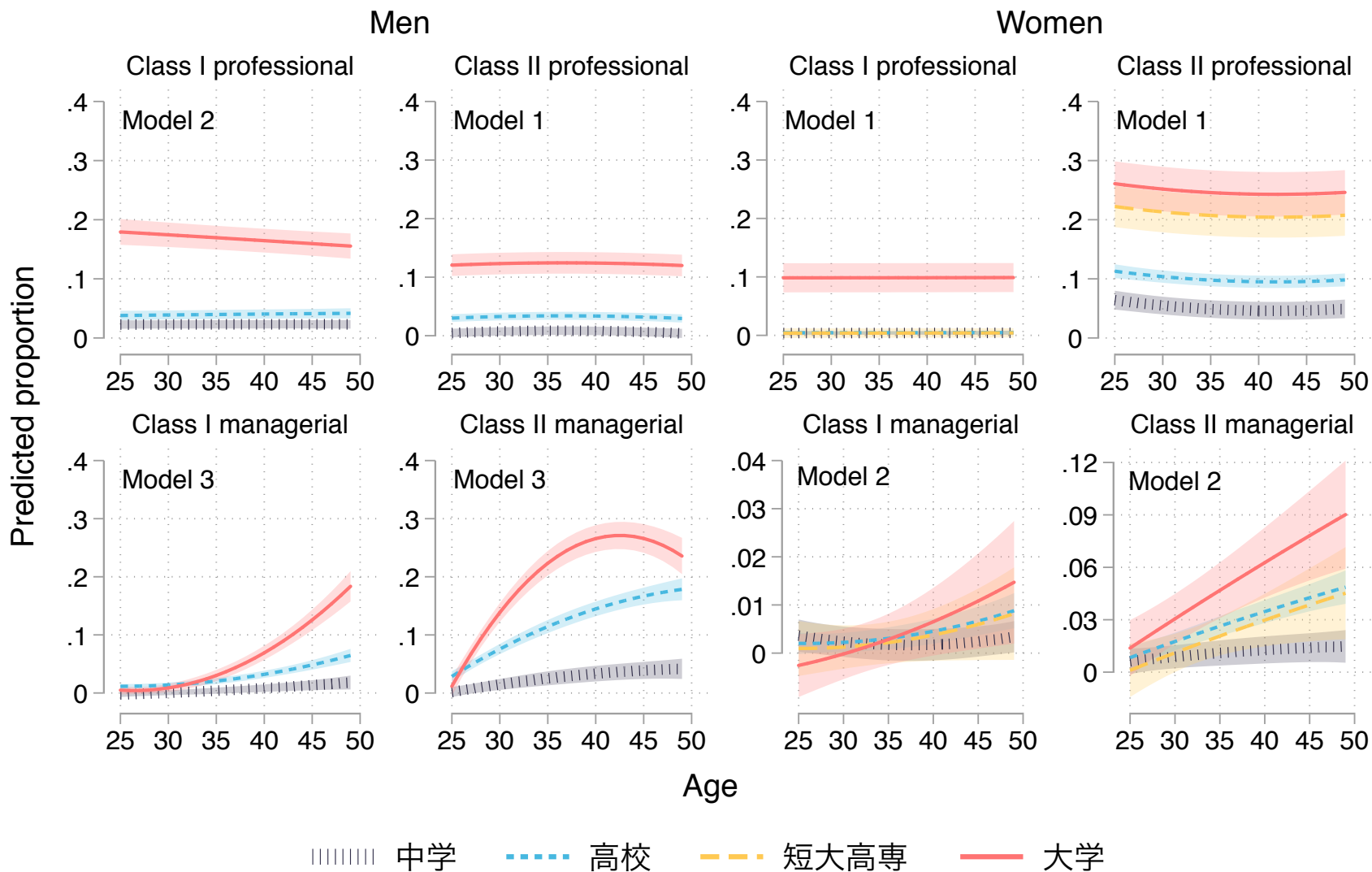
注) いずれも出身階級, 出身階級×年齢, 出身階級×年齢<sup>2</sup>乗, 出生コーホート, 調査年を統制済. 左上に示されたモデルより計算した予測確率および95%信頼区間を示している.

# 専門職と管理職へ分解



注) いずれも出身階級, 出身階級×年齢, 出身階級×年齢<sup>2</sup>乗, 出生コーホート, 調査年を統制済. 左上に示されたモデルより計算した予測確率および95%信頼区間を示している.

# さらに上級・下級へ分解



注) いずれも出身階級, 出身階級×年齢, 出身階級×年齢<sup>2</sup>乗, 出生コーホート, 調査年を統制済. 左上に示されたモデルより計算した予測確率および95%信頼区間を示している.

# 結論

# 結果の要約

上層ホワイト到達における**学歴差はキャリアを通じて拡大する**。  
具体的には、**管理職到達割合における学歴差がキャリアの後期において現れる**ことがその原因となっている。

	男性	女性
<b>上層ホワイト全体</b>	拡大	部分的に拡大 (中学 vs 高校)
-----		
分解		
<b>専門職</b>	上級専門職で わずかに縮小	安定
<b>管理職</b>	上級管理職で とくに拡大	下級管理職で 拡大

## 理論的含意

- 人的資本理論や資格主義の予測は専門職到達についてのみ適合的.
- 管理職への到達率の学歴差は代表的な理論では説明できない.  
労働市場に参入した時点ですでに移動機会の異なるトラックへと配分されている（格差が潜在している）のではないか.

## 本研究の貢献

- **学歴と到達階級の関連が異質なメカニズムのもとで生じている**ことを実証.
- ライフコースの視点に立ち、**学歴のリターンがいつ・どこで生じマクロな格差を帰結しているのか**を明らかにした.

本研究はJSPS科研費特別推進研究事業（課題番号JP25000001）に伴う成果の一つであり，2005年，2015年SSM調査データの使用にあたっては2015年SSM調査データ管理委員会の許可を得た。

本研究の分析内容の一部は第65回数理社会学会大会，東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター課題公募型共同研究「現代日本における格差・不平等の趨勢とメカニズムに関する研究」研究会，計量社会学研究会にて報告し，参加者の皆様より有益なコメントをいただいた。記して感謝申し上げます。