

学歴-職業間関連の世代間変化の要因分解

—ジニ分離指数と Shapley 分解によるアプローチ*¹—

林川 友貴

(東京大学大学院・日本学術振興会)

学歴間の社会的不平等の解明において、所得・賃金に着目することの多い経済学的研究と比して、社会階層論においては職業的収益に焦点を当てて研究を進めてきた。そこで本研究では、1955年 SSM 調査から 2015 年 SSM 調査までの累積データを用いて、1910 年代生まれから 1960 年代生まれまでの 10 年刻みの 6 つの出生コホートについて、45 歳時点での学歴-職業関連の強さの推移を確認し、さらに学歴-職業関連コホート間の違いがどのような要因によりもたらされたかを分析した。

具体的な分析方法としては、(1) ジニ分離指数 (Gini Segregation Index, GSI) により各世代の学歴-職業間関連の強さを把握したうえで、(2) ゲーム理論における Shapley 分解を応用した手法により ①学歴の周辺分布、②初職時点での職業の周辺分布、③初職時→45 歳時の職業の周辺分布の世代内変動、④初職時点での内的関連、⑤初職時→45 歳時の内的関連の世代内変動、の 5 つの要素に分解する、という 2 段階の手続きをとった。

主な分析知見は、次の 3 つである。第一に、GSI により大卒/非大卒間の職業分離の世代間変化を分析したところ、1910 年代生から 1930 年代生までは閉鎖化傾向にあったがそれ以降は平等化が進んだ。第二に、世代間の GSI の変化は主に周辺分布よりも内的関連の変動により説明され、さらに内的関連の説明力は新しいコホートほど高くなる。第三に世代内移動による内的関連の変動による「揺り戻し効果」が学歴-職業関連の長期的な安定性に寄与している。

キーワード：学歴-職業間関連、ジニ分離指数、Shapley 分解

1. 問題設定——学歴と職業の結びつきの変化をどう捉えるべきか

本論では、職歴の詳細な把握と幅広い時代・世代にわたるデータの蓄積という SSM 調査データのもつ強みをいかし、学歴と職業の関連の強さの世代間変化を、世代内移動が世代間格差の形成に果たした寄与分を把握しうるような新たな方法によって分析していく。この分析により、従来は初職や現職といった一時点での学歴-職業間関連をコホート間で比較することによってのみなされていた学歴-職業間関連の世代間変動の分析を、よりダイナミックに、しかも職業構成や学歴構成などの周辺分布の変化をも考慮したかたちで、描き出すことが可能となる。

学歴主義や受験競争について研究の変遷をレビューした本田・平沢 (2007) によれば、日本国内において 1950 年代頃からすでに「学歴別身分秩序」「学閥」「学歴主義」といったトピ

¹ 本研究は、JSPS 科研費 JP25000001 の助成を受けたものです。

ックについての議論は豊富になされており、それを素地として 70 年代後半から 80 年代半ばにかけては多くの教育社会学者により「学歴社会」に関する研究・著作が発表された。当該時期の「学歴社会」論は、「学歴社会」が存在するからこそ学歴獲得競争としての「受験競争」が社会に全域化する形で発生しているという認識²をもとに、「個々人の修了した教育段階や学校歴に応じて、就職先企業規模、企業内昇進の可能性、賃金などにいかなる相違が生じているか」（本田・平沢 2007:6）を精査することによって成立していた。本田・平沢（2007）はこのような学歴の収益を測定するような研究潮流が、1980 年代に国際比較研究（たとえば石田（1989））により日本が国際的にみて特別に学歴の経済的・職業的収益が高い社会ではないと指摘されたことにより下火になったと結論づけているが、その後（とくに 2000 年代後半以降）学歴の収益が再び上昇トレンドに転じていることを指摘するような研究（濱中 2013, 島 2014 など）が登場してきたこともあり、職業や所得・賃金における学歴間格差の生成メカニズムをふたたび問い直すような研究²がまた多く登場しつつある。

従属変数ではなく独立変数、到達階層ではなく不平等の生成因としての学歴を捉えるさい、経済学とは異なった社会学の特徴として指摘できるのが、所得・収入・賃金といった経済的指標よりも職業的地位達成指標によって収益を測定する点である（近藤 2017:87-88）。また最終的な指標として賃金や所得を用いるさいも、学歴の総効果のうちどれだけを職業的地位への割り当てを介した効果（allocative effect）であるのかが問題にされることとなる（Liu and Grusky: 2013）。

まさに本論の分析の対象も、学歴がどれだけ職業的地位を規定するのか、という学歴-職業間関連にある。解きたいのは、学歴と職業の結びつきの強さが世代によってどう変化してきたのか、という実に単純な問いである。しかし一見簡単そうに見えるこの問題は、考えれば考えるほどに複雑な構造をもち、ややもすると、素朴な測り方では「そもそも何を測っているのか」ということがわからなくなりがちな性質を有している。順を追って、この単純かつ複雑な問いを実証分析に落とし込んでいく上での障害を説明していこう。

第一の問題は、周辺分布との独立性の問題である。「学歴によって職業が規定されている」あるいは「学歴と職業との間に関連がある」という状態はどのように定義され、どのような指標によって測られるべきだろうか。各職業における学歴別労働力の占有率であろうか。あるいは学歴別にみた職業比率であろうか。さらにいえば、異なる世代や時代の間での比較に

² このような研究の流れとして着目すべきなのが、スキル偏向的技術変化（Skill-Biased Technical Change, SBTC と略される）に焦点をあてた研究群である。日本にさきがけて 1980 年代から学歴の収益が再上昇トレンドに転じたアメリカにおいては、高学歴労働力の供給増大を上回る高学歴労働量需要の増大がコンピュータ化をはじめとした技術進歩によってもたらされていることが、学歴間格差の拡大の要因であるという分析視角を提示するような研究が多く蓄積されてきている（Autor et al. 2003, Goldin and Katz 2008 など）。日本国内においても、櫻井（2011）など SBTC 論にもとづいた実証研究が蓄積されつつある。

耐えうるために指標が備えるべき性質とは何であろうか。

現実には観察される労働市場における学歴と職業との対応は、①どの学歴をもった者がどれほどいるか（＝学歴の周辺分布）、②どの職業がどれほど市場に存在しているか（＝職業の周辺分布）、そしてそれら2つの周辺分布を与件として、③学歴と職業の各カテゴリがどのようにマッチングされているか、という三要素によって成り立っている。

われわれが実際に、ある時点のある社会のある集団を対象として、学歴と職業との対応関係をとらえようとするとき、多くの場合は学歴×職業の二重クロス表を作成し各セルの分布を確認することになる。対数線形モデルに関する初歩的な説明（例えば太郎丸（2005）など）を想起すればわかりやすいが、二重クロス表に関する各セルの相対頻度は前述の三要素のどれとも独立ではありえない。行の周辺分布（＝行効果）・列の周辺分布（列効果）・行列関連の強さ（＝交互作用効果）、の全てが掛け合わされた結果として眼前の分布が実現している、という考え方が必要となる。学歴-職業間関連の分析の文脈でいえば、行の周辺分布とは高学歴化とともに変動する労働者の学歴構成であり、列の周辺分布とは産業変化に呼応して変動する職業構造である。各々、労働市場における供給サイド／需要サイドに対応する。そして行列関連の強さは、労働市場における需給のマッチングメカニズムを表すものといっただろう。

この観察される関連にはこの三要素が反映されているため、時代間・世代間での比較可能な教育-職業関連の指標を作成するのは容易ではない。先ほど挙げた例でいえば、職業別に学歴構成比を比較する方法では、職業構成（列効果）の変化の影響は受けないものの学歴構成（行効果）の変化の影響と関連の強さ（行列関連効果）の変化の影響とが混在してしまうし、また学歴別の職業構成比率を比較する方法では、逆に学歴構成の変化の影響（行効果）は受けないものの職業構成の変化（列効果）と関連の強さの変化（行列関連効果）の影響とが混在してしまう。また、一般に行と列双方の周辺分布から影響をうけない関連指標としてはオッズ比がしばしば用いられる³が、じつはオッズ比も周辺分布によって意味するところが大きく変わりうる指標なのは近藤（2001）が指摘している通りである。近藤（1987:137）の言葉を借りれば、「全体の変動を需要側の条件変化と供給側の条件変化とに対応させて記述できなければ」学歴の職業規定力の変化を正当に評価することはできない。

第二の問題は、世代内移動をどのように捉えるかという問題であり、この問題に正面から取り組むことが本論の独自性の一定部分をなす。例えば学歴-職業関連の強さを45歳時点での職業変数を用いて測り、それを世代間で比較するとしよう。ある世代C1に比して別の世代C2のほうがより学歴-職業関連が強かったとする。この結果からC2のほうがC1よりも40歳時点でより学歴による職域分離が進んでいる、ということはわかるものの、各世代が40

³ 対数線形モデルの行列関連効果もつまるところオッズ比の大小を表すものである。

歳に至るまでのキャリアにまで考察を深めるとするのならば、この同一の結果をもたらす複数のシナリオが存在することまで勘案しなければならないだろう。

たとえば世代内移動による学歴-職業関連への影響がほとんどないと仮定する場合、初職時点で学歴-職業関連は $C1 < C2$ の関係にありそれ 45 歳時点に至るまで維持されている、ということになる。逆に、初職時点では学歴-職業関連の強さは $C1 \geq C2$ でありながら、世代内移動（企業内昇進や転職市場を介した職業移動など）における学歴間格差が $C2$ においてより大きかったがゆえ、初職時点での関係が逆転して 45 歳時点での学歴-職業関連が $C1 < C2$ となるようなケースも考えられる。

この問題は、日本社会における学歴の効果を考えるうえで非常に重要だと思われる。なぜならば日本企業においては、入社後数年間はあまり同期間で処遇の差を付けずむしろ一斉昇進の形をとるが、3-4 回目の選抜タイミングから徐々に能力評価による差が顕在化するようなキャリアパターンが多く見られるからである（竹内 1995: 165-173）。また、過剰学歴の発生と解消についての国際比較研究（Verhaest and Van del Velden 2013）においても、他の先進諸国と比して日本社会は入職直後に大卒者が非大卒者相当の学歴に就く過剰学歴の発生率が非常に高いだけでなく、その後 5 年間でほとんどその過剰学歴が解消されないという点で特異であることが指摘されている。したがって、学歴-職業関連の世代差の形成プロセスを詳らかにするうえで、世代内移動がどれだけ初職時点での学歴間の職業分離を拡大したか／しなかったか、そして最終的な学歴-職業間関連の強さへの世代内移動の貢献の大小が世代によってどのように異なっているか、ということデータをから描き出さなければならない。

以上、(1) 周辺分布との独立性の問題、(2) 世代内移動の測定の問題、の 2 つを学歴-職業関連の世代間変化をとらえるうえで重要な問題として指摘した。これらの問題は単体でも容易には克服し難いものであるが、さらにやっかいなのは 2 つの問題が独立ではなくむしろ相互に絡み合っさらなる実証上の難題を生み出す点にある。学歴-職業関連の世代間変化について、周辺分布による影響も考慮したうえでカテゴリ間の結びつきの強さの変動を捉えようとすると、まず周辺分布の影響に関しては、学歴分布の世代差の影響と職業分布の世代差の変化とを捉える必要があるが、学歴は（少なくとも労働市場参入後の学歴の追加取得が例外的である日本社会を対象とする際は）個人の職業的キャリアの中で変動することは考え難いものの、職業の周辺分布に関しては初職時点の分布と、その後の X 歳時点での周辺分布は当然異なる。経済状況の変化や技術進歩などの労働需要側要因、あるいは雇用主側が年齢に応じて割り当てる役割を変容させることによって、同一年齢集団に対して用意されているポジションの職業構成が変化するためである。また、周辺分布を統制したうえでのカテゴリ間の関連（内的関連）の変化についても、世代内移動の観点を組み込んで分析する場合、(1) スタートラインである初職時点での内的関連の強さ、(2) 初職から X 歳にいたるまでの内的関連の強さの世代内変動、の 2 つの要素が学歴-職業間関連に与える影響を識別して分析する必要

がある。

すなわち、(1) 周辺分布との独立性の問題、(2) 世代内移動の測定の問題、の双方の問題に対処しつつ学歴-職業間関連の世代間変化を捉えるためには、各世代の学歴-職業関連の強さを何らかの指標によって測定したうえで、その世代間変動を①学歴の周辺分布、②初職時点での職業の周辺分布、③初職時→X歳時の職業の周辺分布の世代内変動、④初職時点での内的関連、⑤初職時→X歳時の内的関連の世代内変動、の5つの要素に分解する必要がある。

2. 方法

本章では、本論において用いる計量手法を解説する。まず前提知識として、2.1 節においては各世代の学歴-職業間関連の強さを測る指標となるジニ分離指数について、2.2 節において Shapley 分解について説明する。それらをふまえて 2.3 節では、ジニ分離指数の世代間の Shapley 分解を、世代内移動を把捉できるような形に拡張する。

2.1 ジニ分離指数

本論では、ジニ分離指数 (Gini Segregation Index, 以下 GSI と略記) を用いて各世代 (生年コホート) における学歴-職業間関連を捉える。以下、Deustch et al. (1994) や近藤 (2017) に則して説明を GSI について説明していく。

ジニ分離指数は、「所得分配に適用される通常のジニ係数を人種、性別、学歴などの属性を資源に見立てて適用した」(近藤 2017: 89) 指標であり、人種や性別などによる職業的不平等・職域分離等を評価する際に用いられるものである。数式ではいくつかの表現があり、近藤 (2017:89) では、以下のような表現が紹介されている (一部表記改変)。

$$GSI = \frac{1}{H_{sum}L_{sum}} \sum_{i=2}^k (H_i \sum_{j=1}^{i-1} L_j - L_i \sum_{j=1}^{i-1} H_j)$$

ここで H_i, L_i ($i = 1, 2, \dots, k$) は職業 i における大卒者数、非大卒者数を表す (H_{sum}, L_{sum} は大卒/非大卒それぞれの総就業者数)。 i は大卒比 (H_i/L_i) の低い順になっている。

このように計算された GSI は全職業において大卒比が等しいときに最小値 0 をとり、逆に大卒者と非大卒者が混在して就業する職業が皆無であり全職業において大卒者か非大卒者いずれかしか存在しない場合には最大値 1 をとる。

また、上式とは別にいわゆる G-matrix (Silber 1989:108) を用いた計算方法もあり、こちらのほうが直感的であり各プログラムで実装しやすい。G-matrix とは、対角成分が 0、上三角成分が 1、下三角成分が -1 となるような正方行列のことである。すなわち、

$$G = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 1 & \dots & 1 \\ -1 & 0 & 1 & \dots & 1 \\ -1 & -1 & 0 & \dots & 1 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ -1 & -1 & -1 & \dots & 0 \end{pmatrix}$$

となるような行列である。以下のように、大卒／非大卒者の絶対数ではなく、相対シェアを表すベクトルを定義すると、

$$H = \begin{pmatrix} \frac{H_1}{H_{sum}} & \frac{H_2}{H_{sum}} & \dots & \frac{H_k}{H_{sum}} \end{pmatrix} \quad L = \begin{pmatrix} \frac{L_1}{L_{sum}} & \frac{L_2}{L_{sum}} & \dots & \frac{L_k}{L_{sum}} \end{pmatrix}$$

GSI は以下のように簡単に表すことができる⁴ (Deutsch et al.1994: 136)。

$$GSI = LGH' \quad (H'はHの転置)$$

GSI は属性変数 (本論では学歴) の分布によって値が変動しないという望ましい特性をもつ (近藤 2017: 98-99) ため、学歴水準が違う時点・世代間での比較を行うための指標として適切だといえるだろう。

2.2 Shapley 分解

本節では、GSI の世代間変動を要因分解するために用いる手法である Shapley 分解について、Sastre and Trannoy (2002) に準拠して説明する。Shapley 分解とは、ゲーム理論において多人数協力ゲームの報酬の分配基準として用いられる Shapley value⁵に基づいた分解法であり、プレイヤー間の協力によって得られた報酬の分配を、各プレイヤーの貢献度合いを評価することにより行うものである。ここで各プレイヤーの貢献度合いは、(1) 複数人による最終的な協力状態に到達するうえで考えられうるすべての協力順序を考え、(2) 各協力ケースにおける個人の限界貢献を、その協力ケースが現れる確率によって重み付け平均する、という 2 段階の手順を適用することによって得られる (Sastre and Trannoy 2002: 53)。

単純な例をだして説明しよう。3 人のプレイヤー A,B,C が協力した状態 {A,B,C} において、プレイヤー A が獲得すべき報酬はいくらだろうか。プレイヤーの協力集合の報酬を評価する関数を $v()$ とすると、 $v(\{A,B,C\})$ のうち A の分配分は Shapley の分配ルールではどれだけになるのだろうか。

まず、協力集合 {A,B,C} ができあがる過程で A がどのタイミングで協力するかについて全ての場合を把握する (手順 1)。ありうるのは、① A がはじめに協力する場合 (空集合 $\{\}$ → {A})、② A が 2 番目のプレイヤーとして B に協力する場合 ({B} → {A,B})、③ A が 2 番目のプレイヤーとして C に協力する場合 ({C} → {A,C})、④ A が最後に協力する場合 ({B,C} → {A,B,C})、の全 4 通りである。

各場合について A の限界貢献は、①が $v(\{A\})$ 、②が $v(\{A,B\}) - v(\{B\})$ 、③が $v(\{A,C\}) - v(\{C\})$ 、

⁴ ちなみに、G-matrix はジニ係数を計算するときにも用いられる。L の代わりに各個人の人口に対する比を表すベクトルを、H の代わりに所得シェアを表すベクトルを用いればよい (Silber 1989:108)

⁵ 日本語文献においてはしばしば「シャープレイ値」と表記される。

④が $v(\{A, B, C\}) - v(\{B, C\})$ である。さらに A 以外のプレイヤーの登場する順序について考えると、場合②および③は 1 通りしかあり得ない（②は $B \rightarrow A \rightarrow C$ 、③は $C \rightarrow A \rightarrow B$ ）が、①と④に関しては B, C の登場順序が 2 通りずつありえる（①は $A \rightarrow B \rightarrow C$ と $A \rightarrow C \rightarrow B$ 、④は $B \rightarrow C \rightarrow A$ と $C \rightarrow B \rightarrow A$ ）。したがって、協力集合 $\{A, B, C\}$ がもたらす報酬のうち Shapley 分解による A への分配分 $Sh_A(\{A, B, C\}, v)$ は以下のように限界効用の確率重み付き平均として求められる。

$$Sh_A(\{A, B, C\}, v) = \frac{2}{6}v(\{A\}) + \frac{1}{6}(v(\{A, B\}) - v(\{B\})) + \frac{1}{6}(v(\{A, C\}) - v(\{C\})) + \frac{2}{6}(v(\{A, B, C\}) - v(\{B, C\}))$$

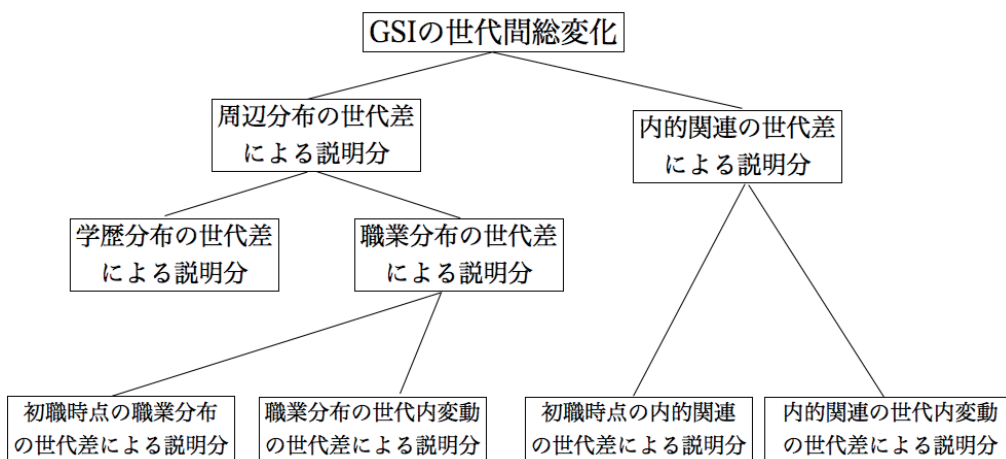
より一般には、Shapley 分解は以下のような式で表現される (Sastre and Trannoy 2002: 55-56)。

$$Sh_i(N, v) = \sum_{S \subset N, i \in S} \frac{(s-1)!(n-1)!}{n!} [v(S) - v(S \setminus \{i\})]$$

ここで、N はプレイヤー集合、S は可能部分集合、i は寄与分の評価対象となるプレイヤー、そして n, s は N, S それぞれの要素数である。このように計算された Shapley 分解は内部整合性 ($\sum_{i \in N} Sh_i(N, v) \equiv v(N)$) の充足や各プレイヤーの寄与分の解釈のしやすさという点できわめてすぐれており、不平等の研究においても、 $v()$ を不平等度を表す関数とし、N を不平等を生み出す諸要因の集合としたうえで、分析に用いられる (同: 53)。

また、概念構成上あるいは分析の目的上、N を構成する要素を互いに完全に独立ではなく、近いもの同士でグルーピングしたい場合もある。例えば本論の場合 GSI の世代間総変化を、学歴分布・初職時点の職業分布・職業分布の世代内変化・初職時の内的関連・内的関連の世代間変化、の 5 つの要素の世代差によって分解していくことになるが、これらはまず (1) GSI の全変化を周辺分布の世代差による部分と内的関連の世代差による部分に二分したのちに、(2) 周辺分布の世代差を学歴の分布の世代差と職業分布の世代差に二分し、さらに (3) 世代内で変動しうる職業分布と内的関連についてはそれぞれ初職時点での分布の世代差と世代内変化の大きさの世代差に分解する、といった階層的な区分を有している (図 1)

図 1 : GSI の世代間変化の構成要素



このようなネスト構造が要素間に想定される場合、Nested-Shapley 法を用いた Shapley 分解を使用が推奨される⁶ (Satres and Trannoy 2002:64-66)。Nested-Shapley 法は、まず上位の分類を1つの要素とみなしたうえで Shapley 分解を適用し (between stage)、そのうえで分類内において再び Shapley 分解を適用して各要素の貢献の内訳を求める (within stage) という二段階の手続きによる Shapley 分解法である (詳細な数式表現は Sastre and Trannoy (2002:65) を参照されたい)。本論においても、この Nested-Shapley 法を用いて GSI の世代間変動の分解を行う。

2.3 世代内変動を考慮したジニ分離指数の Shapley 分解法

ここに至ってようやく、本論で用いる手法を説明することができる。

GSI の時点間変化に対して Shapley 分解を適用することで、学歴-職業関連の変動を分析した先駆的な研究である近藤 (2017) では、Deutsch et al. (2009) に則り、学歴-職業関連を示す GSI の時点間変動を、学歴分布の変化・職業分布の変化・内的関連の変化の3つの変化それぞれによる Shapley 分解を行なっている。

2つの(二重)クロス表があるとき、周辺分布(学歴・職業変数の分布)は一方のクロス表の分布を維持したままで、内的関連についてはもう一方のクロス表と一致するように各セルの分布を変化させる手法として繰り返し比例調整法(近藤 1987 など)がある⁷。この方法を用いれば、周辺分布と内的関連のあらゆる組み合わせについて、セル分布を求めることができる。

世代1と世代2のクロス表それぞれから算出される GSI の差を検討する時、世代1のクロス表の(1)行(学歴)の周辺分布、(2)列(職業)の周辺分布、(3)周辺分布を統制したうえでの内的関連、の3つの要素の値をすべて世代2のクロス表から求められる値に置き換えてしまえば、繰り返し比例調整法で推定されたセル分布は世代2のクロス表に一致する。この3つの要素をどのような順番で置き換えていくかについてすべての場合を考え、各ケースにおける(3要素それぞれに対応した)GSIの限界変化を出現確率によって重み付き平均す

⁶ 通常の Shapley 分解法の難点の1つは「集計レベルからの独立性」を充足しないことにある。図1を例にとって説明すると、GSIの世代間総変化を分解するうえで、[1]周辺分布の世代差による説明分・内的関連の世代差による説明の2つに分解、[2]学歴分布の世代差による説明分・職業分布の世代差による説明分・内的関連の世代差による説明分の3つに分解、という2通りのやり方で分解したときに、[2]における学歴分布の世代差による説明分と職業分布の世代差による説明分の和は、[1]における周辺分布の世代差による説明分と一致しないのである。この問題を克服し各要素の寄与度が集計レベルに影響されることなく測定できる方法としては Owen 法と Nested-Shapley 法があるが、Sastre and Trannoy (2002: 65-75) の検証では Nested-Shapley 法がより望ましいことが示されている。

⁷ 同一の結果をもたらすいくつかの方法についての詳しいレビューは Little and Wu (1991) がわかりやすい。

れば Shapley 分解が得られる。具体的には、以下のようになる（近藤 2017: 99⁸）。

$$\text{周辺分布の変化効果： } C_{\Delta m} = \frac{1}{2} \{ (G_{1.22} - G_{1.11}) + (G_{2.22} - G_{2.11}) \} = C_r + C_c$$

$$\text{行変化効果： } C_r = \frac{1}{4} \{ (G_{1.21} - G_{1.11}) + (G_{1.22} - G_{1.12}) + (G_{2.21} - G_{2.11}) + (G_{2.22} - G_{2.12}) \}$$

$$\text{列変化効果： } C_c = \frac{1}{4} \{ (G_{1.12} - G_{1.11}) + (G_{1.22} - G_{1.21}) + (G_{2.12} - G_{2.11}) + (G_{2.22} - G_{2.21}) \}$$

$$\text{内的関連の変化効果： } C_{\Delta is} = \frac{1}{2} \{ (G_{2.11} - G_{1.11}) + (G_{2.22} - G_{1.22}) \}$$

ここで $G_{a.bc}$ は、a 期の内的関連、b 期の行周辺分布、c 期の列周辺分布をもつクロス表から算出された GSI の値である。周辺分布の変化を分解したものが行変化効果・列変化効果であり、これは厳密には Nested-Shapley 分解である。

本論ではこの定式化に、世代内移動の視点を組み込む。すなわち、コホート a1 の初職時点の内的関連、コホート a2 の内的関連構造の世代内変動、コホート b の学歴周辺分布、コホート c1 の初職時点の職業の周辺分布、コホート c2 の職業構造の遷移構造をもつクロス表から算出された GSI の値を $G_{a_1 a_2 \cdot b \cdot c_1 c_2}$ と表すとすると、Nested-Shapley 分解の適用により、世代間の GSI の総変動における 5 つの要素の寄与分が以下のようになることが容易に得られる。

学歴分布の世代差による効果：

$$C_{\Delta E} = \frac{1}{4} \{ (G_{22.2.22} - G_{22.1.22}) + (G_{22.2.11} - G_{22.1.11}) + (G_{11.2.22} - G_{11.1.22}) + (G_{11.2.11} - G_{11.1.11}) \}$$

初職時点での職業分布の世代差による効果：

$$C_{O_0} = \frac{1}{8} \{ (G_{22.2.22} - G_{22.2.12}) + (G_{22.2.21} - G_{22.2.11}) + (G_{11.2.22} - G_{11.2.12}) + (G_{11.2.21} - G_{11.2.11}) \\ + (G_{22.1.22} - G_{22.1.12}) + (G_{22.1.21} - G_{22.1.11}) + (G_{11.1.22} - G_{11.1.12}) + (G_{11.1.21} - G_{11.1.11}) \}$$

職業分布の遷移構造の世代差による効果：

$$C_{\Delta O} = \frac{1}{8} \{ (G_{22.2.22} - G_{22.2.21}) + (G_{22.2.12} - G_{22.2.11}) + (G_{11.2.22} - G_{11.2.21}) + (G_{11.2.12} - G_{11.2.11}) \\ + (G_{22.1.22} - G_{22.1.21}) + (G_{22.1.12} - G_{22.1.11}) + (G_{11.1.22} - G_{11.1.21}) + (G_{11.1.12} - G_{11.1.11}) \}$$

初職時点の内的関連の世代差による効果：

$$C_{R_0} = \frac{1}{4} \{ (G_{22.2.22} - G_{12.2.22}) + (G_{21.2.22} - G_{11.2.22}) + (G_{22.1.11} - G_{12.1.11}) + (G_{21.1.11} - G_{11.1.11}) \}$$

内的関連の世代内変動の世代差による効果：

⁸ 表記の統一上、近藤（2017: 99）の Shapley 分解の式から行・列・関連を表す添字を若干修正している

$$C_{\Delta R} = \frac{1}{4} \{ (G_{22.2.22} - G_{21.2.22}) + (G_{12.2.22} - G_{11.2.22}) + (G_{22.1.11} - G_{21.1.11}) + (G_{12.1.11} - G_{11.1.11}) \}$$

そして当然ながら、(GSI の世代間総変動) = $G_{22.2.22} - G_{11.1.11} = C_{\Delta E} + C_{O_0} + C_{\Delta O} + C_{R_0} + C_{\Delta R}$ が成立する。

このように Shapley 分解の式そのものは比較的容易に得ることができるが、実際の分析上の問題として、 $G_{a_1 a_2 \cdot b \cdot c_1 c_2}$ を以下に計算するのかという点が実用上の問題となる。近藤 (2017) のように、3 要素 (行変化効果・列変化効果・内的関連の変化効果) による分解を考える場合は、 $G_{a \cdot bc}$ は b 期の行周辺分布と c 期の列周辺分布を単純に掛け合わせた行と列が独立なクロス表を作り出したうえで、反復比例調整法などで a 期の内的関連に一致させてやればよい。しかし、コホート a1 の初職時点の内的関連、コホート a2 の内的関連構造の世代内変動、コホート b の学歴周辺分布、コホート c1 の初職時点の職業の周辺分布、コホート c2 の職業構造の世代内変動をもつクロス表を得る方法は自明ではないだろう。

本論の分析では、この問題に以下のような手続きによって解決を与えている。第一に、分解を構成する 5 つの要素については、以下のように把握する。まず周辺分布について、学歴構成については (特に日本のように労働市場参入後の学歴再取得が稀な社会においては) 各個人の職業経歴上不変であると考えられるので、最終学歴の分布をそのまま用いる。次に、職業構成については、初職時点での周辺分布に関しては当該コホートの職業分布を用いる。周辺分布の初職時→45 歳時の変動については、遷移行列により把握する。すなわち、分析対象となる各コホートについて、行変数として初職を、列変数として 45 歳職をとり、各セルの度数を各行の合計度数で割ると、遷移確率の行列が得られる。これは当該コホートにおける、各職業カテゴリ間で世代内移動によって生じた流出入量を表している。

そして内的関連についてであるが、(対数) オッズ比とその差分によって表現する。まず、初職時点での学歴-職業間の内的関連の強さについては、各職業カテゴリのうち、もっとも大卒比 (H_i/L_i) が低いカテゴリを基準 (=分母) とした場合のオッズ比のベクトルによって把握する。次に、内的関連の世代内変動については、(1) 初職と同様の方法で 45 歳時点での内的関連の強さを表すオッズ比のベクトルを得たのちに、(2) 45 歳時点でのオッズ比のベクトルを対数化したベクトルから、初職時点でのオッズ比のベクトルを対数化したものを引く。この対数オッズ比の差のベクトルを内的関連の世代内変動とする⁹。

第二に、GSI の 5 つの構成要素からクロス表のセル分布を算出する手続きは、以下の通りである。まず行 (学歴) の周辺分布に関しては、3 要素による分解時と同様に、基準となる世代 (世代 b) のクロス表と同一の分布をそのまま用いればよい。次に列 (職業) の周辺分

⁹ なぜオッズ比の差ではなく対数オッズ比の差を用いるかについては、対数線形モデルとの関連を考えるとわかりやすい (2次元のクロス表に対して対数線形モデルの飽和モデルを適用した際の行列関連パラメータは、対数オッズ比の 1/4 に一致する)。

布に関しては、以下のような手続きによって算出する。世代 c_1 の初職時点の職業分布と、世代 c_2 の職業構造の世代内変動をもとに列の周辺分布を得る場合、世代 c_1 のクロス表から得た初職の周辺分布ベクトルに、 c_2 期のクロス表から得た職業遷移行列をかけることで、世代 c_1 同様の初職分布からスタートして世代 c_2 同様の世代内変動を経た場合に実現される列周辺分布を得ることができる。内的関連については、世代 a_1 の初職時点での内的関連を表す対数オッズ比のベクトルと世代 a_2 の内的関連の世代内変動を表す対数オッズ比のベクトルの和を計算し、さらに指数をとることで、対数オッズ比の和ベクトルを通常のオッズ比のベクトルに戻す。あとは反復比例調整法用に、このオッズ比を実現するクロス表を生成すればよい¹⁰。

上記の手続きにより、(A) 世代 b_2 の学歴を反映した行周辺分布・世代 c_1 の初職分布と世代 c_2 の職業遷移構造を掛け合わせた列周辺分布をもったクロス表と (B) 初職時点で世代 a_1 の内的関連をもち、その後世代 a_2 と同様の内的関連の世代内変動を経験した場合に実現される内的関連の強さをもつクロス表、の2つが得られる。あとはシンプルな三要素による分解の場合と同様に反復比例調整法を適用することで、5 要素の値の各々を任意の世代と一致させた場合の GSI の値 $G_{a_1 a_2 \cdot b \cdot c_1 c_2}$ が得られる。あとは、上述の Nested-Shapley 法による分解式に各 $G_{a_1 a_2 \cdot b \cdot c_1 c_2}$ を代入すれば、GSI の世代間変動に対する 5 要素それぞれの寄与分が算出できるのである。

3. 分析

3.1 使用データと変数の設定

本論で用いるのは 1955 年から 2015 年まで、全 7 回の SSM 調査の累積データである。本論の分析の目的が長期的趨勢の把握にあり、女性のデータが 1985 年以降しかないこともあり、分析の対象とするのは男性のみとする。

比較の単位は生年コホートである。1910 年代（1910 年～1919 年生まれ）を最も古いコホートとして 1960 年代生まれ（1960 年～1969 年生まれ）まで 10 年刻みで 6 つの生年コホートを比較していく。それより新しいコホートを対象としないのは、職業的地位の学歴間格差の生成における世代内移動の効果を捉えることも目的とする本分析では、初職だけではなくある程度の職業的キャリアを経た時点での職業変数も必要となり、本論ではそのような変数として 45 歳時の職業を用いるからである（最新の 2015 年調査でも、1971 年以降生まれの回答者は 45 歳に達していない）。

¹⁰ 同一のオッズ比を実現するクロス表（行列）は無数に存在する（反復比例調整法の適用上はすべて等価である）が、最も単純なのは、低い学歴の度数を表す行の値をすべて 1 とし、高学歴側の値をそのままオッズ比とするような行列である。

表 1：使用変数の記述統計

| 生年コホート | 最終学歴 | | | |
|-----------|-------------|-------------|-------------|------------|
| | 中卒以下 | 高卒 | 短期 高等教育卒 | 大卒 |
| 1910-1919 | 853(68.9%) | 244(19.7%) | 86(6.9%) | 55(4.4%) |
| 1920-1929 | 1276(61.4%) | 508(24.4%) | 160(7.7%) | 134(6.4%) |
| 1930-1939 | 1415(47.7%) | 1068(36.0%) | 61(2.1%) | 422(14.2%) |
| 1940-1949 | 1028(29.3%) | 1700(48.4%) | 70(2.0%) | 716(20.4%) |
| 1950-1959 | 345(14.2%) | 1291(53.2%) | 66(2.7%) | 723(29.8%) |
| 1960-1969 | 70(4.7%) | 802(54.2%) | 42(2.8%) | 567(38.3%) |

| 生年コホート | 初職 (SSM8分類) | | | | | | | |
|-----------|-------------|----------|------------|------------|------------|------------|-----------|------------|
| | 専門 | 管理 | 事務 | 販売 | 熟練 | 半熟練 | 非熟練 | 農林 |
| 1910-1919 | 79(6.5%) | 8(0.7%) | 178(14.6%) | 149(12.2%) | 251(20.5%) | 108(8.8%) | 54(4.4%) | 396(32.4%) |
| 1920-1929 | 199(9.7%) | 18(0.9%) | 349(17.1%) | 142(6.9%) | 363(17.8%) | 311(15.2%) | 108(5.3%) | 555(27.1%) |
| 1930-1939 | 215(7.4%) | 18(0.6%) | 501(17.3%) | 330(11.4%) | 622(21.4%) | 438(15.1%) | 172(5.9%) | 606(20.9%) |
| 1940-1949 | 311(9.1%) | 17(0.5%) | 679(19.8%) | 464(13.6%) | 888(25.9%) | 603(17.6%) | 198(5.8%) | 263(7.7%) |
| 1950-1959 | 275(11.9%) | 10(0.4%) | 479(20.7%) | 344(14.9%) | 634(27.4%) | 352(15.2%) | 123(5.3%) | 93(4.0%) |
| 1960-1969 | 242(17.5%) | 5(0.4%) | 278(20.1%) | 241(17.5%) | 336(24.3%) | 176(12.7%) | 76(5.5%) | 27(2.0%) |

| 生年コホート | 45歳時職 (SSM8分類) | | | | | | | |
|-----------|----------------|------------|------------|------------|------------|------------|----------|------------|
| | 専門 | 管理 | 事務 | 販売 | 熟練 | 半熟練 | 非熟練 | 農林 |
| 1910-1919 | 51(6.6%) | 75(9.7%) | 92(11.9%) | 79(10.3%) | 141(18.3%) | 87(11.3%) | 49(6.4%) | 196(25.5%) |
| 1920-1929 | 80(7.7%) | 115(11.1%) | 139(13.4%) | 105(10.1%) | 161(15.5%) | 151(14.6%) | 68(6.6%) | 217(20.9%) |
| 1930-1939 | 101(7.4%) | 184(13.4%) | 166(12.1%) | 172(12.6%) | 319(23.3%) | 225(16.4%) | 72(5.3%) | 131(9.6%) |
| 1940-1949 | 176(9.6%) | 308(16.8%) | 246(13.4%) | 202(11.0%) | 429(23.4%) | 318(17.4%) | 84(4.6%) | 69(3.8%) |
| 1950-1959 | 167(13.4%) | 201(16.1%) | 182(14.6%) | 133(10.7%) | 274(22.0%) | 196(15.7%) | 50(4.0%) | 43(3.5%) |
| 1960-1969 | 105(17.6%) | 107(18.0%) | 79(13.3%) | 63(10.6%) | 128(21.5%) | 77(12.9%) | 25(4.2%) | 12(2.0%) |

数値は度数、カッコ内は割合。欠損のため各変数の合計度数は一致しない。

学歴に関しては、「中卒以下」「高卒」「短期高等教育卒」「大卒」の4区分をつくり¹¹、そのうえで分析ごとに必要な形でカテゴリを統合したり、あるいは比較対象となる2区分のみ選択したりしている。

職業に関しては「専門」「管理」「事務」「販売」「熟練」「半熟練」「非熟練」「農林」のいわゆるSSM8分類を用いている。職歴データから、学卒後はじめて就いた職業と45歳時点での職業の職業コードを8分類にリコードした¹²。

各変数の記述統計は、表1に示す通りである。

3.2 各生年コホートのGSIの確認

GSIの世代間変化の要因分解に入る前に、GSIの世代間推移を確認しておく。表2は、比較対象となる学歴の組の5パターン(大卒 vs 非大卒、大卒 vs 高卒、大卒 vs 短期高等教育卒、大卒 vs 中卒以下、高卒 vs 中卒以下)について、初職時点と45歳職時点でのGSIの世代別変

¹¹ 「中卒以下」は新制中学校のほかに、旧制尋常小学校・旧制高等小学校の卒業者を、「高卒」は新制高校のほかに、旧制中学校・旧制実業学校・旧制師範学校・旧制高等女学校の卒業者を、「短期高等教育卒」には新制短大・新制高専のほかに、旧制高校・旧制高専・旧制専門学校・旧制高等師範学校の卒業者を、「大卒」には新制大学・新制大学のほかに、旧制大学の卒業者を含めている。

¹² 1985年調査以前と1995年調査以後では管理職の定義基準にズレがあるため、1995年以降のデータに関しては、コードブックを参照して1985年以前の基準に合わせた管理職の設定をしている。

化をまとめたものである。ここで「非大卒」は「短期高等教育卒」「高卒」「中卒以下」の合併カテゴリである。

表 2 : GSI の推移

| 生年コホート | 大卒 vs 非大卒 | | 大卒 vs 高卒 | | 大卒 vs 短期高等教育卒 | |
|-----------|------------|---------|------------|---------|---------------|---------|
| | 初職時点 | 45歳職時点 | 初職時点 | 45歳職時点 | 初職時点 | 45歳職時点 |
| 1910-1919 | 0.76906 | 0.71076 | 0.47031 | 0.37874 | 0.33135 | 0.38764 |
| 1920-1929 | 0.63298 | 0.72893 | 0.45284 | 0.57440 | 0.18048 | 0.22018 |
| 1930-1939 | 0.78353 | 0.74197 | 0.67362 | 0.63502 | 0.33036 | 0.25672 |
| 1940-1949 | 0.64483 | 0.64182 | 0.56194 | 0.56106 | 0.46676 | 0.28101 |
| 1950-1959 | 0.59109 | 0.62481 | 0.55455 | 0.58911 | 0.47920 | 0.45312 |
| 1960-1969 | 0.60057 | 0.59307 | 0.60363 | 0.59086 | 0.39172 | 0.42230 |
| 生年コホート | 大卒 vs 中卒以下 | | 高卒 vs 中卒以下 | | | |
| | 初職時点 | 45歳職時点 | 初職時点 | 45歳職時点 | | |
| 1910-1919 | 0.91455 | 0.86132 | 0.50851 | 0.59151 | | |
| 1920-1929 | 0.78356 | 0.85972 | 0.43763 | 0.41007 | | |
| 1930-1939 | 0.91617 | 0.86919 | 0.39409 | 0.40314 | | |
| 1940-1949 | 0.83843 | 0.83372 | 0.36846 | 0.42694 | | |
| 1950-1959 | 0.81731 | 0.83210 | 0.42316 | 0.40222 | | |
| 1960-1969 | 0.80507 | 0.80795 | 0.37464 | 0.35868 | | |

この表を眺めるだけでも、いくつかの興味深い趨勢が浮かび上がってくる。非大卒者との対比でとらえると、45歳時点でのGSIの値は減少してきており、大卒者の位置は下落しているように見える。具体的には、1910-1919年生まれコホートから1930-1939年生まれまでは0.7以上の値で横ばい（漸増）であるが、1940年代生まれのコホートから急に0.1ほど下がり、その後漸増となっている。

さらに、非大卒に含まれる学歴カテゴリを個別に取り出して大卒者との職業分離について見てみると、当然のことながら「中卒以下」カテゴリとの分離がもっとも大きく、45歳時点のGSIは（漸減傾向にあるものの）一貫して0.80以上を維持している。高卒者との対比に目を移すと、1910年代生まれにおいては45歳時点でのGSIが0.4に達していなかったのが、1920年代生まれのコホートになると一気に0.2近く上がり、その後は0.6前後を維持している。また、（そもそもケース数が少ないため参考程度ではあるが）短期高等教育卒業生との職業分離の度合いはさらに低い水準で推移している。高卒者と中卒者との間の比較については、GSIは世代を下るにつれ低下傾向にあり、高卒-中卒間での職域分離があいまいになってきていることがわかる。米国では大卒労働者の供給増大とともに、高卒労働者と中卒労働者との代替性が高くなったが（Goldin and Katz 2008）、日本においても同様のトレンドが確認される。

さらにこの表からは、世代内移動の影響が無視できず、さらにその影響は世代によって異なっていることも読み取れる。最も顕著なのが、1910年代生と1920年代生まれとの比較である。大卒者と非大卒者との区分に基づくGSI値をみると、45歳時点のGSIではほぼ横ばい（0.711→0.729）であるが、初職時点での学歴-職業関連は大きく下落している（0.769→0.633）。1910年代生まれにおいては世代内移動が平等化を促進するような作用をもっていたが、逆に

1920 年代生まれでは世代内移動が学歴による職業的閉鎖を強化するような結果となっている。この 1910 年代生まれと 1920 年代生まれの世代内移動の対照的な関係は、大卒者 vs 高卒者の比較や、大卒者 vs 中卒者の比較においても確認されている。1930 年代生まれになるとまたやや揺り戻しがあり世代内移動により GSI が低下するようなトレンドが大卒 vs 非大卒、大卒 vs 高卒、大卒 vs 中卒の各層において確認できるものの、1940 年代生まれ以降のコホートでは、世代内移動による大きな GSI の変動はなく安定化していることがみてとれる。

3.3 GSI の世代間変化の Shapley 分解

それでは実際に、GSI の世代間変化がどのような要因によって説明されるのか、Nested-Shapley 法による要因分解法を適用してみよう。

まず大卒者と非大卒者間の職業分離を GSI で捉えた場合の、世代間変化の Shapley 分解の結果が表 3 であり、それを滝グラフ (waterfall chart) によって図示したのが図 2 である。1960 年から 2010 年までの国勢調査を用いて GSI の時代変化の要因分解を行なった近藤 (2017 : 96-97) の分析¹³では、時代を下るにつれて周辺分布の変化よりも内的関連の変化が GSI の変化を説明する割合が高くなることが指摘されていたが、今回の分析結果もそれと符合する。

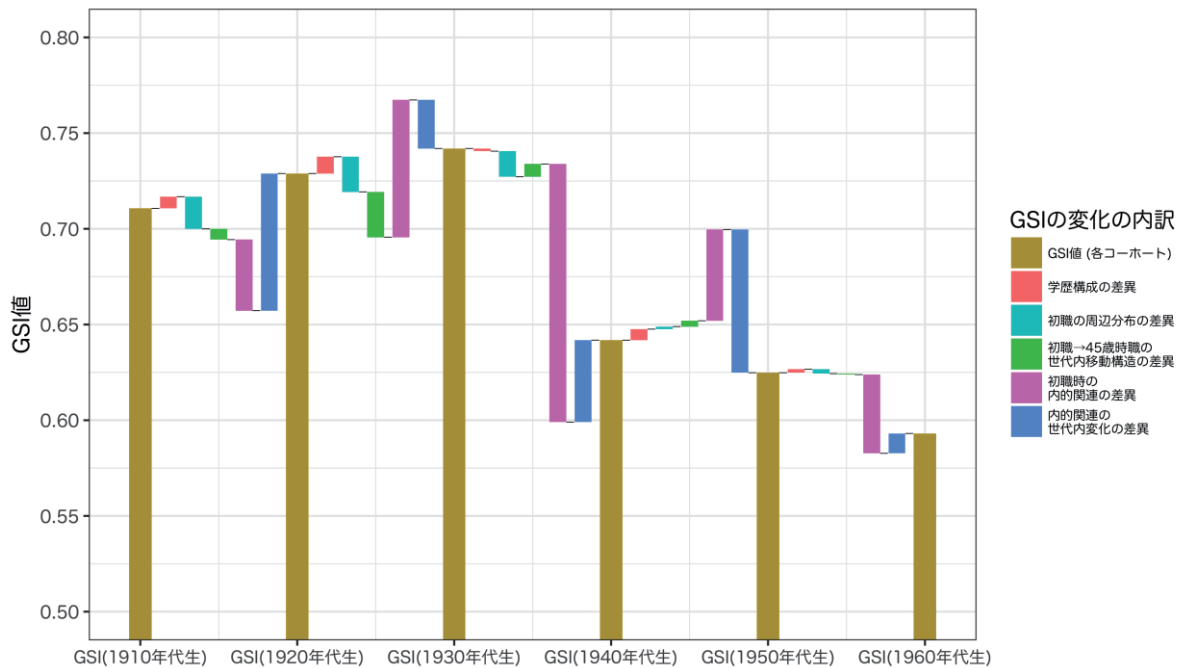
周辺分布の変化は、1910 年代生まれから 1930 年代生まれまでの GSI の世代間変化については一定程度の割合を説明するものの、図 2 を一瞥して理解できるように、1930 年代生まれ以降のコホート間の GSI の世代間変化にはほとんど寄与していない。とくに学歴構成の世代

¹³ 近藤 (2017) の分析について少し説明を加えておくと、近藤の分析の目的は本論とは違い (世代間変化ではなく) 時代変化をとらえることにある。それゆえ、近藤の要因分解においては、年齢・性別の分布を統制したうえでの学歴-職業間関連を GSI によって捉え、それを行変化効果・列変化効果・内的関連の変化効果、の 3 要素に分解している。いっぽう本論の主目的は世代間の比較にあるので、比較軸が近藤とは異なるが、それでも趨勢に関するいくつかの分析知見が近藤の知見と重なる点はそれ自体非常に示唆的だといえる。

表 3 : GSI の世代間変動の Shapley 分解の結果 (大卒 vs 非大卒)

| 対象コホート | 変化前 GSI | 変化後 GSI | GSI 総変動 | | | | | |
|-----------------------|----------------|----------------|----------------|--------------|--------------------|----------------|--------------|--------------------|
| 1910-1919 ⇒ 1920-1929 | 0.71068 | 0.72888 | 0.01820 | | | | | |
| 1920-1929 ⇒ 1930-1939 | 0.72888 | 0.74194 | 0.01306 | | | | | |
| 1930-1939 ⇒ 1940-1949 | 0.74194 | 0.64182 | -0.10012 | | | | | |
| 1940-1949 ⇒ 1950-1959 | 0.64182 | 0.62481 | -0.01702 | | | | | |
| 1950-1959 ⇒ 1960-1969 | 0.62481 | 0.59307 | -0.03173 | | | | | |
| 対象コホート | 周辺分布の世代差による寄与分 | | | | | 内的関連の世代差による寄与分 | | |
| | 計 | 学歴分布の世代差による寄与分 | 職業分布の世代差による寄与分 | | | 計 | 初職時点の世代差の寄与分 | 内的関連の世代内変動の世代差の寄与分 |
| | | | 計 | 初職時点の世代差の寄与分 | 職業構造の世代内変動の世代差の寄与分 | | | |
| 1910-1919 ⇒ 1920-1929 | -0.01632 | 0.00610 | -0.02242 | -0.01682 | -0.00560 | 0.03452 | -0.03710 | 0.07162 |
| 1920-1929 ⇒ 1930-1939 | -0.03326 | 0.00877 | -0.04204 | -0.01838 | -0.02366 | 0.04633 | 0.07170 | -0.02537 |
| 1930-1939 ⇒ 1940-1949 | -0.00808 | -0.00139 | -0.00669 | -0.01333 | 0.00663 | -0.09204 | -0.13483 | 0.04279 |
| 1940-1949 ⇒ 1950-1959 | 0.01014 | 0.00577 | 0.00437 | 0.00131 | 0.00305 | -0.02716 | 0.04764 | -0.07480 |
| 1950-1959 ⇒ 1960-1969 | -0.00097 | 0.00184 | -0.00281 | -0.00231 | -0.00050 | -0.03076 | -0.04111 | 0.01035 |

図 2 : GSI の Shapley 分解図 (大卒/非大卒比較)



間変化の影響力は、少なくとも大卒 vs 非大卒という区分によって学歴間職業を捉えた場合にはほぼ無視してよいレベルだといえる。職業分布の変動については、学歴と比べれば相対的に効果は大きいものの、やはりほとんどのコホート間変化において内的関連の規定力のほうが支配的であるといえる。ただし、1920 年代生まれと 1930 年代生まれとの間の変化については、職業分布の変動¹⁴が GSI を下げる（平等化方向）一定程度の作用を及ぼしていたこと

¹⁴ 具体的には、(1) 学歴内相対シェアの大卒/非大卒差が比較的小さい「販売」職の割合が増大したこと、(2) 非大卒者が圧倒的な割合を占めていた「農林」職の割合が減少したこと、の 2 点が、学歴間平等化に寄与したと思われる。

が図からもうかがえる。1920年代生まれは第二次世界大戦の戦中あるいは前後に労働市場に参入していった世代であり、1930年代生まれはその多くが高度経済成長期の前半期に働き始めた世代であると考え、この時期については就業構造の変動という外的ショックがそれ自体で一定の効果をもっていたと考えられるだろう。

いっぽう内的関連の変化効果は、どのコホート間変化をとってみても説明割合が大きく、GSIの世代間変化を説明するうえでの主要因であるといってもよいだろう。これは、時代を下るにつれて内的関連の説明力が高くなるという近藤（2017）の分析知見とも整合的な結果である。初職時点での内的関連の世代差・内的関連の世代内変動の世代差を合わせた内的関連の世代差は、周辺分布の世代差のもつ効果に比してはるかに大きな効果を有している。

ここでさらに、内的関連の効果を構成する二つの要素、すなわち初職時点の内的関連の世代差の効果と内的関連の世代内変動による効果とを識別して着目してみよう。すると、どのコホート間の変化への影響についても、初職時点の内的関連の世代差が与える効果とは別方向に内的関連の世代内変動による効果が作用していることがわかる。すなわち、世代内移動が学歴-職業関連を一定の水準に保つ一種の調整弁として働いているのである。このような動きは、幅広い年代からの回答を蓄積しているだけでなく、各個人の職業経歴について詳細な情報をもつSSM調査データだからこそ描き出せたものである。

表4：GSIの世代間変動のShapley分解の結果（大卒 vs 高卒）

| 対象コホート | 変化前 | 変化後 | GSI | | | | | |
|-----------------------|----------------|----------------|----------------|--------------|--------------------|----------------|--------------|--------------------|
| | GSI | GSI | 総変動 | | | | | |
| 1910-1919 ⇒ 1920-1929 | 0.37805 | 0.57420 | 0.19615 | | | | | |
| 1920-1929 ⇒ 1930-1939 | 0.57420 | 0.63496 | 0.06076 | | | | | |
| 1930-1939 ⇒ 1940-1949 | 0.63496 | 0.56106 | -0.07390 | | | | | |
| 1940-1949 ⇒ 1950-1959 | 0.56106 | 0.58911 | 0.02805 | | | | | |
| 1950-1959 ⇒ 1960-1969 | 0.58911 | 0.59086 | 0.00175 | | | | | |
| 対象コホート | 周辺分布の世代差による寄与分 | | | | | 内的関連の世代差による寄与分 | | |
| | 計 | 学歴分布の世代差による寄与分 | 職業分布の世代差による寄与分 | | | 計 | 初職時点の世代差の寄与分 | 内的関連の世代内変動の世代差の寄与分 |
| | | | 計 | 初職時点の世代差の寄与分 | 職業構造の世代内変動の世代差の寄与分 | | | |
| 1910-1919 ⇒ 1920-1929 | 0.05116 | 0.00244 | 0.04872 | 0.01703 | 0.03168 | 0.14499 | 0.13998 | 0.00501 |
| 1920-1929 ⇒ 1930-1939 | -0.02024 | 0.00325 | -0.02349 | -0.01788 | -0.00560 | 0.08100 | 0.10961 | -0.02861 |
| 1930-1939 ⇒ 1940-1949 | 0.00373 | -0.00149 | 0.00522 | -0.01187 | 0.01710 | -0.07763 | -0.15116 | 0.07353 |
| 1940-1949 ⇒ 1950-1959 | 0.02847 | 0.00311 | 0.02536 | 0.01015 | 0.01521 | -0.00042 | 0.05218 | -0.05260 |
| 1950-1959 ⇒ 1960-1969 | 0.00839 | -0.00237 | 0.01077 | 0.00487 | 0.00589 | -0.00664 | -0.00089 | -0.00575 |

まず大卒／非大卒間の格差を分析対象としたのは、GSIという指標が2つの集団間の比較に用いられるという手法上の理由のほかに、主たる先行研究である近藤（2017）において大卒／非大卒という区分がなされていたことに因るが、今回の分析対象に、高校進学率が上昇する前の世代が含まれていることを勘案しても、中卒・高卒を合併して分析することによって見えないものがあるはずで、個別の学歴を取り出して分析する必要があるだろう。

図 3: GSI の Shapley 分解図 (大卒/高卒比較)

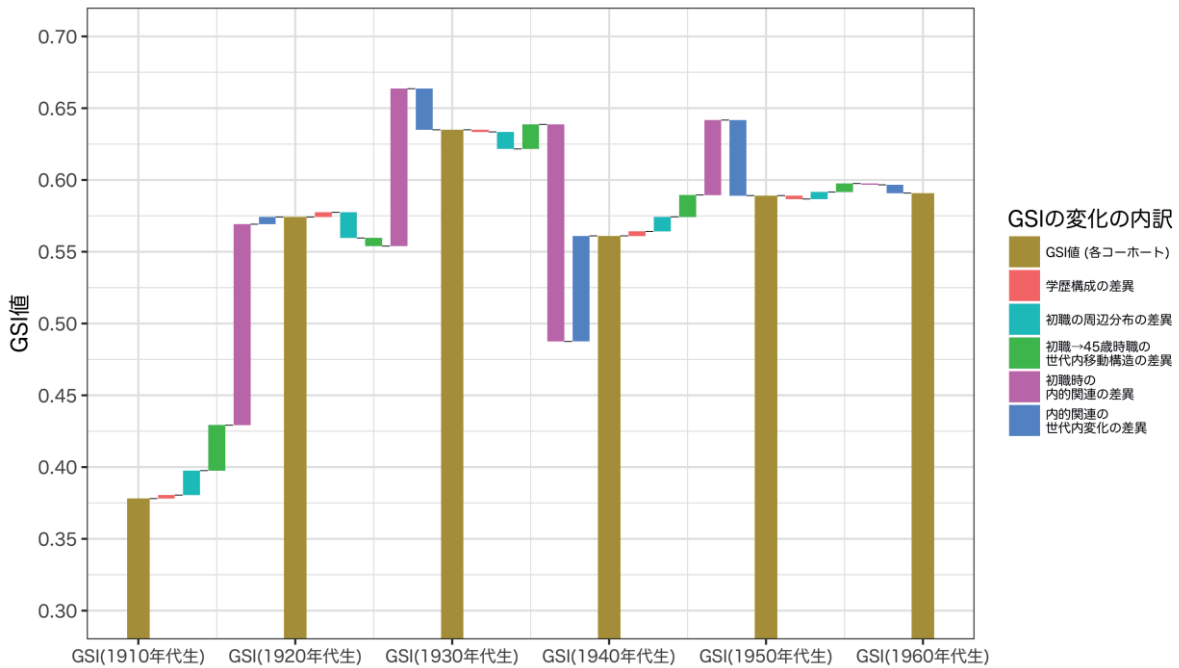


表 4・図 3 は分析対象ケースを大卒者と高卒者に絞った場合の GSI の世代間変化の Shapley 分解の結果である。大卒/非大卒間比較とはやや様相が異なっており、1940 年代生まれのコホート以降の下降トレンドは大卒/高卒者間比較においては確認されない。1910 年代生まれから 1920 年代生まれへの GSI の上昇は著しく、その上昇幅の大部分を初職時点での内的関連の世代差が説明している。1910 年代生まれが労働市場に参入した戦中期から 1920 年代生まれが労働市場に参入した戦時期に至るまでに、学卒後の「大卒者向け」の進路が高卒者の進路と明確に区別された形で急速に整備されていったと見てよい¹⁵。この入口時点での内的関連の強化が、その後世代内移動による調整を受けていないこともこの時期の変化として特筆に値する。このような変化のトレンドは次の 10 年の世代間変化においても基調として維持されている（ただし 1920 年代生まれから 1930 年代生まれへの変化においては、若干の世代内移動による調整が働いている）。

翻って 1940 年代生まれのコホートについては、初職時点での内的関連の変化はむしろ大きく GSI を低下させる方向で働いている。この年代は、大学進学率に関しては 15% を突破していわゆる「マス段階」に突入し、より幅広い職種への大卒者の参入が進んだ時期である。いっぽうで、高卒者の就職に関しては、1946 年生まれまでは高校進学率の「上昇前期」にあたり、安定してホワイトカラー職への参入が可能であった時期にあっている（香川・相澤 2006 : 288）ことを考えれば、初職時点での内的関連の変化が大卒者/高卒者間の平等化に寄

¹⁵ この時期の変化の約 1/4 (=0.0487/0.196) を職業分布の変化が説明していることも、大卒者と高卒者のいずれかに特化して採用するような職業が増える形で構造変動が起きたことを示している。

与していることも納得できる。その後の内的関連の世代内変動が格差拡大方向に揺り戻しの効果を有しているのは、高校進学率上昇前期の高卒者達は初職時点での職業構成を維持し続けた（香川・相澤 2006：289）いっぽうで、大卒者は企業内昇進等を通して上昇移動したからだと推測される。また 1940 年代生まれから 1950 年代への世代間変化では逆に、初職時点の内的関連の変化は GSI の上昇（＝不平等の拡大）に寄与し、内的関連の世代間変動が GSI の低下に寄与している。これも、このコホートの多数を占める高校進学率上昇後期（1947-56 年生まれに該当）は、入職時点では上昇前期に比してホワイトカラー率が減少しブルーカラー率が増大したものの、その後のキャリアにおいて専門職や事務職への「巻き返し」移動を達成した世代である（同：288-290）ことを鑑みれば了解できる。それ以後の 10 年間においては、GSI は安定している。

以上確認してきたように、大卒／非大卒者間で比較する場合と大卒／高卒者間の比較をする場合とでは、職業分離の相貌が異なった形で捉えられる。大卒／高卒者間の職業分離が図 3 のようなトレンド（GSI は漸増＝若干の不平等化）を辿っているのにも関わらず、大卒／非大卒者間の比較だと 1940 年代以降 GSI が低下しているのは、高校進学率の上昇により、非大卒者内における中卒者（表 2 から確認できるように GSI が常に 0.8 以上）割合が低下し、中卒者に比べれば大卒者との職業分離の度合いの低い（1920 年生まれ以降おおよそ GSI は 0.55～0.65 の範囲で推移）高卒者の占める割合が高くなったことによるものだと推測できる¹⁶。

4. 結論

4.1. 分析から得られたインプリケーション

本論では SSM 調査の累積データを用いて、学歴-職業関連の世代間変化がどのような要因によってもたらされたのかを、各世代の学歴-職業間関連をジニ分離指数（GSI）で表し、そして GSI の世代間変化を Nested-Shapley 法により要因分解することにより分析した。

その結果、以下のようなことが明らかとなった。第一は、長期的趨勢についてである。大卒／非大卒間の対比で捉えた場合の職業分離の度合いは 1940 年代生まれ以降のコホートにおいて低下している（＝学歴-職業関連が弱まっている）が、より限定的に大卒／高卒間の職業分離について分析すると、1940 年代生まれ以降においても職業分離の度合いは少しずつ強まっている。高卒者を基準として大卒者の職業的収益を測定するとすれば、その収益は比較的最近のコホートにおいても減少していない。第二は、周辺分布の変化と内的関連の変化の

¹⁶ 比較の軸が異なることには留意が必要だが、近藤による GSI の内的カテゴリー分解の結果からも「かつては大卒と中卒の比較が全体の分離度を定める最大の要因となっていたが（中略）中卒に代わり高卒が学歴-職業関連の中心を担うようになっている」（近藤 2017: 94）という結果が報告されている。

相対的な役割の重要性についてである。Shapley 分解の結果から明らかとなったのは、学歴や職業の周辺分布の変動ではなく、周辺度数を統制したうえでのカテゴリ間の結び付き方、すなわち内的関連の変化が学歴による職業分離の主因であるということである。さらに、内的関連による GSI の世代間変化の説明割合は新しいコホートになるほど大きくなっていった。

第三は、世代内移動の役割についてである。すでに述べた通り学歴-職業関連の世代間変動の主役は内的関連であるが、(特に大卒／非大卒の対比で捉えた場合) 初職時点での内的関連の変動が学歴-職業間関連を前世代の水準から大きく動かすような効果を持つ場合、世代内移動によって内的関連が逆方向に変動することで揺り戻しが起き、結果として学歴-職業関連が安定化するような傾向が世代を超えて本論の分析で確認された。なぜこのような動きが起こるかについては、別途細かい分析が必要であり別稿で検討すべき課題となるが、今後の研究への足がかりとして 1 つの仮説を提示しておきたい。それは、高学歴労働力における年齢間代替性の不完全さがこのような揺り戻し効果に繋がっているのではないかというアイディアである。

野呂・大竹(2006)は、高卒労働者は高い年齢間代替性をもつて、大卒労働者に関しては年齢間代替性が不完全であることを示している。すなわち、高卒労働者に関しては、中高年の労働者を若年労働者によって穴埋めすることが可能であるが、大卒労働者に関しては、中高年層と若年層との間の代替性が成立しないため、一方の穴を他方の投入によって補うことはできない。このことと、世代内移動による学歴-職業関連の揺り戻し効果を、以下のように関連付けて考えることができる。仮に、大卒の中高年労働者に期待される役割(例えば経営中枢におけるマネジメント)は、非大卒労働者はもちろん若年層の大卒労働者によっても担うことのできないものであり、しかもその役割への需要量は外的環境によってあまり左右されないものだとする。一方で若年層の大卒労働力への相対需要量は技術進歩や景気循環などの外的要因に比較的左右されやすいとすれば、入職時(初職時点)での世代間変動における大きな波は、大卒労働者が若年から中高年にキャリアを重ねていくうちに(企業内昇進や転職などの)世代内移動を通じて、中高年大卒労働者への需要と対応した一定の水準の収斂していくこととなる。もちろん今述べたようなストーリーはあくまでも無数に考えられるうちの 1 つの仮説にすぎないが、このような可能性を含め、本論の分析が描き出した学歴-職業関連の世代間変動／維持における世代内移動の役割を解き明かすことは、日本社会における学歴の収益の生成メカニズムの一助となりうるだろう。

4.2 学歴の収益を測定する困難と、要因分解という方途

最後に本筋からはやや外れるが、学歴の職業的収益を測定し、さらに収益の生成メカニズムを解き明かそうとするような研究群に関して、本論でおこなったような要因分解が一つのヒントとなりうるのではないかという提案を行いたい。

佐藤（2017）など多くの文献で指摘されているように、近年の社会科学においては傾向スコア法や潜在結果モデルなどの発展を背景とした統計的因果推論の普及がひとつのトレンドとなっている。学歴の収益に関する研究もその例外ではなく、たとえば Brand and Xie（2010）においては、学歴取得が経済的収益にもたらす因果的効果に関して、処置割り当て以前の個人の異質性と、処置効果自体の異質性の双方に目が行き届いた精緻な分析が傾向スコアマッチング法を用いて行われている。

因果プロセスを明示した上で他の変数による交絡を取り除き、処置変数の（見せかけでない）真の効果を測定するよう研究潮流が学歴の収益に関する研究に対して有益な示唆を提供することは、Brand and Xie の研究によっても示されていることではある。しかし一方で、（たびたび非巡回有向グラフで表現されるような）因果プロセスを特定するようなアプローチは、学歴のもたらす経済的・職業的収益を長期的かつマクロな観点で捉えるという目的に必ずしも適しないのではなかろうか¹⁷。

この点に関しては、近藤（2014）などにおいて紹介されているブルデューの「構造的因果」概念が有益な視座を提供してくれる。例えば学歴が職業的地位に与える影響を考えるさい、学歴が職業的達成に効果を及ぼす経路は無数に存在しうる。ある社会においてある因果経路が学歴-職業間関連を生み出す主要経路である場合、たとえ何らかの方法によってその主要経路を遮断したとしても、別の因果経路による媒介が強化されることで学歴-職業間関連が従来水準に維持される、といったことが実際には観察される。

「X-Y 関連は両者に関連をもつ多数の要因群の集積結果として存立し、個々の要因メカニズムは歴史的、社会的文脈によって与えられ、その相対的な重要性を変え」るが、そこでは「個々の要因メカニズムを生成し、時と場所を超えて X-Y 関連を安定的に維持するように働くメタ・メカニズムの存在」（近藤 2014: 5）がある、という形で因果を捉えるような見方が「構造的因果」論の考え方である。

学歴の経済的・職業的収益のメカニズムも、このように考えるほうが、納得がいきやすいだろう。ヨーロッパ諸国における学歴の収益の生成メカニズムの違いを分析した Di Stasio et al.（2016）では、教育システムの構造や労使協調などの制度的条件により、当該社会において、人的資本モデル、社会的閉鎖モデル、待ち行列モデルのいずれの理論が学歴の収益の生成メカニズムをうまく適合するかが異なることを示している。国際比較をするまでもなく、

¹⁷ また潜在結果モデルの枠組みを採用する多くの研究においては、対象となる集団全体における処置パターンによって処置効果の大きさが影響を受けないという SUTVA（stable unit treatment value assumption）の仮定がおかれている（Morgan and Winship 2015:48-52）が、独立変数としての学歴はこの仮定を充足していないと思われる。高学歴化にともなう収益の減少を、学歴を「位置財」として捉えるような視角から実証するような研究（Ortiz and Jorge Rodriguez-Menés 2016）の存在は、そのような見方を裏付けている。学歴の収益の研究に統計的因果推論の枠組みがそぐわない理由は、このような処置変数としての学歴の性質にも求められる。

日本という1つの社会のなかにおいても、各モデルにおいて想定されているような因果経路が混じり合い相殺しあった形で、学歴の収益が生成されているだろう。

本論で用いた要因分解というアプローチは、想定する因果経路を明示しないという意味ではある種の精緻さが欠如しているかもしれないが、並存する様々なメカニズムが混在して作用した結果としての、社会レベルでの学歴の職業的収益を捉える方法として有用ではなかろうか。

かつて竹内啓（1971：104-105）は、「統計的認識は、対象となる集団現象を、本質的に同種なものの集まりと見なして、集団現象を一定の標識の集まりに帰着させる。しかもその標識の変動を、偶然的なものゝ集団全体に作用する必然的なものゝ和に分解して考えることにより、いわば帰納的分析をある意味でもっとも形式的な、しかし同時に徹底したかたちで行なうことになる」と述べた。本論の提示した GSI の世代間変化の Shapley 分解というアプローチは、まさにこのような意図を実現せんとするものであり、実社会における学歴-職業関連を生み出す「集団全体に作用する必然的なもの」を炙り出すような試みであるといえよう。

[文献]

- Autor, David H., Lawrence F. Katz and Alan B. Krueger. 1998. "Computing Inequality: Have Computers Changed the Labor Market?". *The Quarterly Journal of Economics*. 113(4):1169-1214.
- Brand, Jennie E. and Yu Xie. 2010. "Who Benefits Most from College?: Evidence for Negative Selection in Heterogeneous Economic Returns to Higher Education." *American Sociological Review*. 75(2): 273-302.
- Deutsch, Joseph, Yves Flückiger and Jacques Sliber. 1994. "Measuring Occupational Segregation". *Journal of Econometrics*. 61:133-146.
- Deutsch, Joseph, Yves Flückiger and Jacques Sliber. 2009. "Analyzing Changes in Occupational Segregation: The Case of Switzerland (1970-2000)". *Occupational and Residential Segregation Research on Economic Inequality*. 17:171-202.
- Di Stasio, Valentina, Thijs Bol and Herman G. van de Werfhorst. 2016. "What Makes Education Positional? Institutions, Overeducation and the Competition for Job". *Research in Social Stratification and Mobility*. 43:53-63
- Goldin, Claudia and Lawrence F. Katz. 2008. *The Race between Education and Technology*, Harvard University Press.
- 濱中淳子. 2013. 『検証・学歴の効用』勁草書房.
- 本田由紀・平沢和司. 2007. 「学歴社会・受験競争 序論」本田由紀・平沢和司編『リーディングス 日本の教育と社会 第2巻 学歴社会・受験競争』日本図書センター：3-16.
- 石田浩. 1989. 「学歴と社会経済的地位の達成：日米英国際比較研究」『社会学評論』

40(3):252-266.

- 香川めい・相澤真一. 2006. 「戦後日本における高卒学歴の意味の変遷：教育拡大過程前後の主観的期待と客観的効用の継時的布置連関」『教育社会学研究』78：279-301.
- 近藤博之. 1987. 「高学歴化と職業的地位の配分：就業構造の時点間分析」『教育社会学研究』42：137-149.
- 近藤博之. 2001. 「オッズ比の変化をどう読むか」『理論と方法』16(2):245-252.
- 近藤博之. 2014. 「ハビトゥス概念を用いた因果の探求」『理論と方法』29(1):1-15.
- 近藤博之. 2017. 「ジニ分離指数を用いた学歴-職業関連の分析」『大阪大学大学院人間科学研究科紀要』43:85-102.
- Little, Roderick J. A. and Mei-Miau Wu. 1991. “Models for Contingency Tables with Known Margins When Target and Sampled Populations Differ”. *Journal of the American Statistical Association*. 86(413):87-95.
- Liu, Yujia and David B. Grusky. 2013. “The Payoff to Skill in the Third Industrial Revolution”. *American Journal of Sociology*. 118(5):1330-1374.
- Morgan, Stephen L. and Christopher Winship. 2015. *Counterfactuals and Causal Inference Methods and Principles for Social Research : Second Edition*. Cambridge University Press.
- 野呂沙織・大竹文雄. 2006. 「年齢間労働代替性と学歴間賃金格差」『日本労働研究雑誌』550：51-66.
- Ortiz, Luis and Jorge Rodriguez-Menés. 2016. "The Positional Value of Education and its Effect on General and Technical Fields of Education: Educational Expansion and Occupation Returns to Education in Spain. *European Sociological Review*. 32(2):216-237.
- 櫻井宏二郎. 2011. 『市場の力と日本の労働経済：技術進歩、グローバル化と格差』東京大学出版会.
- Sastre, Mercedes and Alain Trannoy. 2002. “Shapley Inequality Decomposition by Factor Components : Some Methodological Issues”. Patrick Moyes, Christian Seidl, and Anthony Shorrocks(eds.). *Inequalities: Theory, Experiments and Applications, Journal of Economics*, supplement 9:51-89.
- 佐藤俊樹. 2017. 「データを計量する 社会を推論する：「新たな」手法が見せる社会科学と社会」『社会学評論』68(3):404-423.
- 島一則. 2014. 「大学教育投資の経済効果」『季刊 個人金融』2014 年春：2-14.
- Silber, Jacques. 1989. “Factor Components, Population Subgroups and The Computation of the Gini Index of Inequality”. *Review of Economics and Statistics*. 71:107-105.
- 竹内啓. 1971. 『社会科学における数と量』東京大学出版会.
- 竹内洋. 1995. 『日本のメリトクラシー：構造と心性』東京大学出版会.

太郎丸博. 2005. 『人文・社会科学のためのカテゴリーカル・データ解析入門』ナカニシヤ出版.

Verhaest , Dieter and Rolf Van der Velden. 2013. "Cross-country Differences in Graduate Overeducation". *European Sociological Review*. 29(3):642-653.

A New Approach to Decomposition of Inter-generational Changes of Occupational Segregation by Education: An Analysis Combining Gini-segregation Index and Shapley Decomposition

Yuki Hayashikawa

(The University of Tokyo / Japan Society of for the Promotion of Science)

This article proposes a new method of measuring occupational returns to education. This novel approach is a combination of Gini-segregation indices (GSI) and Nested-Shapley decomposition that allows us to estimate the extent to which five factors (1. marginal distribution of education, 2. marginal distribution of first occupation, 3. intra-generational distributional change of occupation, 4. interaction effects of education and first occupation, and 5. intra-generational change of interaction effect of education and occupation) contribute to inter-generational GSI changes. We applied the method to merged all-series SSM data and sought to decompose the inter-generational GSI changes from the cohort born in the 1910s to those born in the 1960s.

Results revealed that first, the GSI values that reflect occupational segregation between university graduates and non-graduates decreased after the cohort born in the 1940s. Second, the inter-generational GSI changes are primarily attributed not to marginal distributional change of education or occupation but to the interaction effects of education and occupation, and these have a higher proportion in the recent changes. Last, intra-generational changes of the interaction effects play the role of stabilizers, attenuating the interaction effects of education and first occupation.

Key words: occupational return to education, Gini-segregation indices, Shapley decomposition