

# 職業世襲

## ——長期無業・失業，人的ネットワーク，幸福度への影響

参鍋 篤司

(早稲田大学助教)

本稿では、増加する孤立（長期）無業者の背景にあるものとして、父親から息子への職業世襲の影響を実証的に検討した。SSM データからは、戦後職業世襲率が低下してきたことがわかった。JGSS データからは、世襲者は①非正規労働者になりにくく、自営業者・経営者になりやすい（ベースは正社員）、②長期無業・失業を経験しにくい、③友人関係満足度が高く、居住地域に対する愛着を感じやすい、④孤立（長期）無業度が低くなる、ことがわかった。また一般に、⑤長期無業・失業は、人的ネットワークを損なう傾向にある、⑥長期失業の経験は後の人生における幸福度へマイナスの影響を及ぼす一方で、男性の場合、友人との会食頻度は幸福度への影響はないが、女性の場合、会食頻度が高まれば幸福度は有意に高まる、ことなどが分かった。

### 目次

- I はじめに
- II 職業世襲と所得——変遷と現状
- III 職業世襲と長期無業・失業，人的ネットワーク
- IV 職業世襲と孤立（長期）無業度
- V 孤立（長期）無業度と幸福度
- VI さいごに

### I はじめに

玄田（2013）『孤立無業（SNEP）』が刊行されたのち、いくつかの書籍が出版されている（工藤・西田 2014；関水・藤原 2013）。それらに共通するメッセージとしては、経済学的観点——即ち労働供給の意思決定を合理的な人間の選択という観点から説明する立場——からは、長期にわたり非労働力化している人々の在り様をうまく記述することはできず、家族以外の友人を中心とするコミュニティに所属し、人間関係を維持・構築しているかどうか（人的ネットワークを重視したソーシャル・キャピタルを保有しているかどうか）という社会学

的観点をも加味した視点から、現代の無業を分析していかなければならない、という支援に携わる現場の実感をも含めた声であった。

これらのデータ分析・事例研究からは、仕事を持つことと、友人関係をはじめとする社会的人間関係を保つことは社会生活における両輪であり、どちらかが毀損されれば、もう片方を正常な形に保つことが難しくなる、という現代社会の姿が浮かび上がってくる。

しかし、玄田（2013）も指摘しているように、こうした長期失業・無業とソーシャル・キャピタルの関係、及びこれらに及ぼす諸要因についての社会科学研究はまだ始まったばかりである。

本稿では、こうした背景を踏まえて、SNEP 等の増加や、他人とのつながり（地縁等）の希薄化（橘木 2010）の背景にあるものを探る実証的研究の試みの一つとして、父親職業の世襲の影響について、主として JGSS（日本版総合的社会調査）データを、そして副として SSM（社会階層と社会移動全国調査）データを用いた実証分析を行う。

本稿での結論を先取りすると、

- 父親と同じ職業<sup>1)</sup>を選ぶ人(世襲者)の割合は、戦後から2000年ごろにかけて減少してきた
- 世襲者は、非正規労働者になりやすく、自営業者・経営者になりやすい(ベースは正社員)
- 世襲者は、長期無業・長期失業を経験しにくい
- 世襲者は、友人関係満足度が高く、居住地域に対する愛着を感じやすい
- 長期無業・失業は、人的ネットワークを損なう傾向にある
- 長期無業・失業の経験はのちの人生における幸福度へマイナスの影響を及ぼす。一方で、男性の場合、友人との会食頻度は幸福度への影響はないが、女性の場合、会食頻度が高まれば幸福度は有意に高まる

という結果を得た。

本稿において使用するデータは、上述したようにJGSSとSSMである。双方のデータとも社会科学者により、それらをもとに非常に多くの論文が書かれていること、及び紙幅の都合により、本稿における記述統計は最小限度に留める。これらのデータを用いた記述統計や諸論文は、大阪商業大学JGSS研究センター(<http://jgss.daishodai.ac.jp/>)、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(<http://ssjda.iss.u-tokyo.ac.jp/joint/JGSS/>)、大阪大学「質問紙法にもとづく社会調査データベース」(<http://srdq.hus.osaka-u.ac.jp/>)等から多くの情報を得ることができるので、それらを参照されたい。

また、本稿で用いた分析では、労働供給についてのサンプル・セレクションの問題があるので、最後の表7を除き、分析対象はすべての図・表で男性のみであることに注意されたい。また、本稿で用いるJGSSからの諸変数は、継続調査がなされているものについてはすべての調査年度(2000～2010年(除く2004, 2007, 2009年))のものをプールして用いている。

## II 職業世襲と所得——変遷と現状

### 1 職業世襲と所得

参鍋(2014)では、2000～2010年(除く2004, 2007, 2009年)のJGSSデータをプールしたものをを用いて、調査時点での本人職業と15歳時点での父親の職業が一致する人を世襲者とし、一致しない人を非世襲者と呼び<sup>2)</sup>、世襲者と非世襲者の年間所得に差のあること(世襲者の方が非世襲者よりも平均すると所得が高いこと)を示している。

本稿においても、世襲あるいは世襲者、世襲ダミーという言葉を用いるときは、この定義に従う。全男性サンプルにおける世襲の効果のATE(Average Treatment Effect)を、Doubly Robust Estimator<sup>3)</sup>により計測したところ、およそ50万円ほどの年間所得の違いが計測されている。また、長男ダミーやきょうだい数を操作変数とした推計も行っている。

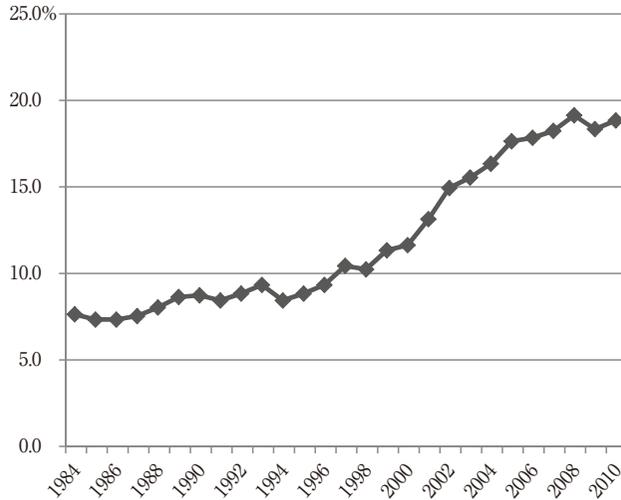
一方、JGSSと同様に世襲者・非世襲者を定義した世襲ダミー変数(世襲者の場合は1を、非世襲者の場合は0をとる変数)を説明変数とし、年間賃金所得を被説明変数とするSSMデータ(1955～2005年にわたる、10年間隔のデータ)を用いたOLS分析においては、2005年度のみ、世襲ダミーの効果は有意に正であった。同様の定式化に基づいた、JGSSデータを用いたOLS分析を行ったところ、世襲ダミーはやはり正の効果を示していた<sup>4)</sup>。

以上の結果から、世襲者の所得の方が高くなったのは、2000年代に入ってから現象ではないかと推量されるだろう。

では、何故このような現象が起こっているのだろうか。

図1は、男性の労働者に占める非正規労働者の割合の時系列の変化を示したものである。よく知られているように、2000年代に入るところあたりから、その比率は急激に上昇している。太田(2010)は、2000年ごろの時期において、若年者にとってのいわゆる「良い」仕事が大きく減少したことを示しており、低所得の男性非正規労働者が増加したことを示している。そして、世襲者は、非正規労働者になりにくいのである。故に、こうした

図1 男性非正規労働者の増加



出所：『労働力調査』より著者作成

影響を免れたので、世襲者-非世襲者の相対的な賃金水準が変化したと考えられる。ここで、そのことについて確認をしておくために、多項ロジット分析を行う。

被説明変数は、回答者の現在の就業形態を示しており、1. 経営者・役員、2. 常時雇用の一般従事者・役職なし、常時雇用の一般従事者・役職はわからない、3. 常時雇用の一般従事者・職長・班長・組長、常時雇用の一般従事者・係長・係長相当職、4. 常時雇用の一般従事者・課長・課長相当職、常時雇用の一般従事者・部長・部長相当職、5. 臨時雇用・パート・アルバイト、派遣社員、内職、6. 自営業主・自由業者、家族従業者、と分類している。説明変数は、世襲ダミー及び、父親の就業形態（先ほどの回答者におけるそれと同様の分類に、無職、父親はいなかった、の二つのカテゴリーを加えた）を示している。

表1は、その結果を示したものである。なお、サンプルは男性に限っている。世襲者は、経営者・自営業者に有意になりやすく、また非正規労働者になりやすいことを示している。

非正規労働者は、景気動向により真っ先に解雇・雇止めされる傾向があり、失業状態を経験しやすいと言えるだろう。また、失業状態に陥れば、職歴等の問題から、非正規労働者の失業期間が長期

化してしまうリスクもあるだろう。これらの点については、後に言及する、世襲者は長期無業・失業を経験しにくいという事実と関わっている。

世襲者の賃金の方が高くなる第2の理由として、世襲される職業（職種）が変わってきている、という理由が考えられるだろう。それほど儲からない職業が継がれなくなっている一方で、所得の高い職業が安定的に継がれ、その所得が高くなっていることが考えられる。

図2は、平均所得の点で対照的である、経営者と農林水産業の世襲率の変化について示したものである。ここで、各職業別に世襲の問題を考える際に、区別が必要になる世襲率の二つについて述べておく。本稿では世襲率Ⅰ、世襲率Ⅱと呼ぶものであるが、世襲率Ⅰは、父親の職業がどれぐらい受け継がれたのか、を示したものである。世襲率Ⅱは、職業別に、世襲者がどれぐらいいるのか、を示したものである。一般に、社会学分野では親の職業がどれぐらい受け継がれたか、を示す概念を流出と呼び、現在の職業において、世襲者がどれぐらいいるのか、を示す概念を流入、と呼ぶ（佐藤 2000）。

つまり、農業を例にとれば、親の仕事（≒農業）を継ぐ人はどんどん少なくなっているが、農業をやっている人はほとんど世襲、つまり、農業をやっ

表 1 世襲及び父親の就業形態の、子の就業形態への影響（多項ロジット）

	経営者	係長級	部課長級	非正規	自営・家族
世襲	1.009*** (0.240)	-0.245 (0.261)	-0.121 (0.257)	-0.950** (0.455)	2.320*** (0.177)
父：経営者	2.282*** (0.304)	0.298 (0.333)	0.362 (0.357)	0.873** (0.445)	0.225 (0.383)
父：係長級	-0.0617 (0.349)	0.736*** (0.210)	0.593** (0.230)	0.351 (0.328)	-0.391 (0.360)
父：部課長級	0.222 (0.291)	0.528*** (0.204)	0.805*** (0.202)	0.366 (0.327)	-0.283 (0.323)
父：非正規	-0.117 (0.734)	0.430 (0.417)	-0.665 (0.625)	0.634 (0.569)	-0.132 (0.607)
父：自営・家族	-0.0734 (0.197)	0.0929 (0.142)	-0.00376 (0.155)	0.0975 (0.183)	0.486*** (0.160)
父：無職	-0.349 (0.896)	-1.434 (1.113)	0.405 (0.554)	-0.942 (0.931)	-0.299 (0.648)
父：不在	0.147 (0.306)	0.148 (0.244)	0.207 (0.253)	0.103 (0.278)	0.752*** (0.229)
中退経験	0.775** (0.321)	-0.523 (0.360)	-0.980** (0.497)	-0.191 (0.446)	0.798** (0.320)
結婚	0.741*** (0.270)	0.892*** (0.173)	1.283*** (0.231)	-0.637*** (0.164)	0.233 (0.177)
年齢	0.104*** (0.00767)	-0.000506 (0.00462)	0.0454*** (0.00522)	0.0834*** (0.00767)	0.0908*** (0.00597)
大卒	0.443*** (0.167)	0.113 (0.129)	0.614*** (0.133)	0.151 (0.191)	0.000989 (0.149)
年間所得	0.00215*** (0.000185)	0.00105*** (0.000161)	0.00174*** (0.000161)	-0.00218*** (0.000387)	0.000654*** (0.000193)
大都市	0.236 (0.239)	0.129 (0.178)	0.137 (0.195)	0.110 (0.237)	0.160 (0.188)
小都市	0.188 (0.184)	-0.0244 (0.141)	0.168 (0.151)	0.0187 (0.180)	0.0485 (0.141)
Constant	-9.531*** (0.510)	-2.542*** (0.255)	-5.942*** (0.323)	-4.011*** (0.482)	-6.512*** (0.370)
Observations	3,248	3,248	3,248	3,248	3,248
Pseudo R2	0.191	0.191	0.191	0.191	0.191
Log likelihood	-4351	-4351	-4351	-4351	-4351

注：1) 括弧内は、頑健標準偏差である。有意水準は \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1  
2) 被説明変数、及び父親の就業形態のベースは、平社員級

ている人の父親はほとんど100%農家、ということを示している。

ここから、緩やかではあるものの、経営者の世襲率はI、IIともに上昇を続けている一方、農林水産業の世襲率Iは低下を続けてきたこと、そして世襲率IIはほぼ100%水準で推移してきたことがわかる。こうした傾向により、世襲者の所得が相対的に高くなってきたことが推量されよう。

また、職業全体での世襲率の経年変化について

示したものが、表2である。

ここから、世襲をする人の割合が、2000年ごろに至るまで一貫して低下してきていることが窺える<sup>5)</sup>。その背景には、経済成長に伴って様々な新しい職種が生まれ、地方から都市への移動が起こったり、といった背景があったと考えられる。また、上述した農業の世襲が減ったことに加えて、自営業者の減少もあったと考えられるだろう(玄田・神林2001)。

図2 農業と経営者の世襲率の変化

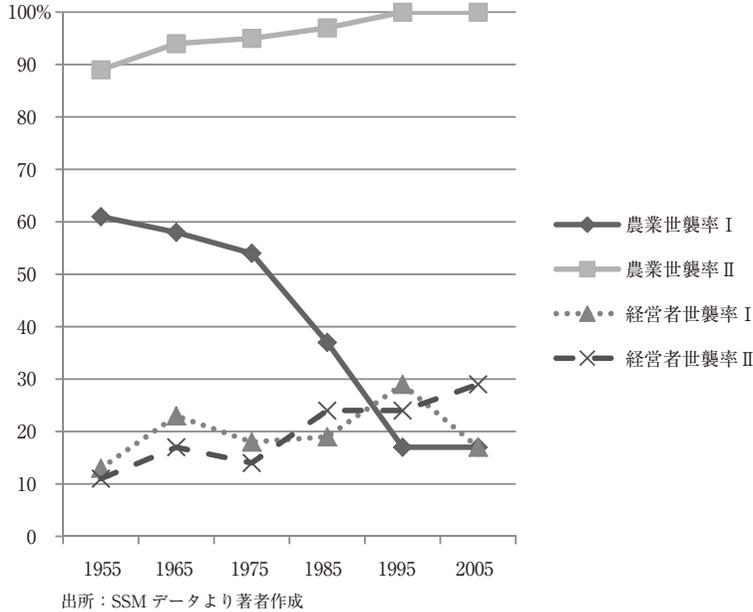


表2 全体サンプルにおける世襲率の経年変化

	SSM		JGSS
1955	43%		
1965	24%		
1975	18%		
1985	12%		
1995	7%		
2005	10%	2000-2010	10%

出所：SSM, JGSS データより著者作成

## 2 職業世襲についての既存研究

親の職業と子の職業についての社会学的研究は、階層移動研究としての膨大な蓄積がある。一般的に、ホワイトカラー上層・下層、ブルーカラー上層・下層といった様に、社会階層を想定し、世代間での移動の開放性についての研究を行うことが中心であったと捉えられよう（例えば、石田・三輪 2011 を参照されたい）。また、所得移動については、佐藤・吉田（2007）があげられる。

本稿では、主に具体的な職業上の世襲に着目しているところが、そうした文脈との違いであり、経済学的視点からの議論であると言えよう。一方で、経済学の文脈からも、世代間の階層移動の研究はより活発に行われるようになってきており、

その代表的な研究が Long and Ferrie (2013) である。それまでの世代間の階層移動の研究においては、主に 20 世紀におけるそれに分析の焦点が向けられており、先進国において Social Mobility には大きな変動がなかった、とする見解が一般的であった。しかし、分析の時間軸をより長く、19 世紀アメリカにまで拡大すれば、19 世紀のアメリカにおける開放性は、1970 年代以後のそれと比較すれば、非常に高かったことが示されている。

職業世襲に関する、経済学の既存研究について簡単にまとめた。世襲が行われるのは世界的に共通して観察される事実であり、日本に限ったことではない。それには、親の側による物的資本（土地・企業・その他設備等の資本）の贈与の動機があげられるが、それにとどまらず、職業世襲により、（特殊）人的資本を継承したり、あるいは高めたり、ブランド価値を継承したり、取引先を含む人的ネットワークを受け継ぐことができる、といった経済的メリットを享受することが可能である、というインセンティブも指摘されよう。

これらの職業世襲を社会的に見て、望ましいかどうかを議論することは難しい。職業が世襲されることにより、親世代までに培った伝統が暗黙

知(野中・遠山・平田 2010)として人的資本となり継承されることは社会的に望ましいことであると言えよう。一方で、技術進歩等で生まれた新しい産業へ人々の移動を促すことを阻害したり、nepotism(縁故主義, 身内びいき)が蔓延し、他のその仕事につきたいと考える能力の高い人々と比べ、それほど能力の高くない人々が親の影響によりその仕事に就く、ということになれば、それらは社会的損失であり、不公平でもあると言えよう。即ち、nepotismは、職業世襲におけるマイナス面を最も強く示す現象であるということができらる。

世襲についての経済学的な観点からの既存研究としては、Laband氏とLentz氏による一連の共同研究が第一にあげられよう。Laband and Lentz(1983)では、農場経営者の子供は、親と同じ農業で働く傾向を指摘しており、物的資本(土地・耕作地)及び農業従事者としての人的資本が継承されるということを指摘している。Lentz and Laband(1990)は、企業経営者の約半数ほどは親の代から受け継いだ二世経営者であることを指摘し、ブランド価値、物的・人的資本を継承することができることを示している。Laband and Lentz(1990)は、野球選手の子供が野球選手となった場合、親と同じポジションでプレーしていることが多く、人的資本が継承されている可能性を示唆している。Laband and Lentz(1985)では、政治家の子供が政治家となった場合は、平均的に親よりも選挙に強いことを示しており、ブランド価値継承と人的資本継承がなされることを指摘している。Laband and Lentz(1992)は、弁護士の子供は弁護士の親から法律知識等を伝えられることで、弁護士になりやすく、また収入も、その他の非世襲弁護士と比べて高くなる傾向を指摘している。

一方、コネの問題として、Lentz and Laband(1989)は、ある米国のメディカル・スクールにおいては、医師の子供は、多少点数が足りなくても、メディカル・スクールへの入学が許可されていたことを見出しており、これをnepotismとしている。Groothuis and Groothuis(2008)は、NASCARというアメリカの車のレースにおけ

るnepotismについて分析をしている。また、Scoppa(2009)は、イタリアにおける公務員の仕事の有利さを紹介し、親が公務員である場合に、その子供が公務員となる確率は、他の条件をコントロールしても44%以上高まることを示しており、これがnepotismによるものであることを様々な証拠を用いて示している。

また、一般に、Hellerstein and Morrill(2011)、Ermish and Francesconi(2002)、Carmichael(2000)、Di Pietro and Urwin(2003)、Corak and Piraino(2010)は、親と子供の職業選択の間には様々な形(同じ職業に就く傾向、同じ会社に入るといった傾向、同じような職業威信の仕事に就く傾向等)での相関があり、先進諸国においても職業選択における、機会の平等が完全に担保されているという状況にはないことを指摘しており、親の職業上のステータスが、子供の労働市場における職業選択に影響を与えることを指摘している。

そして、特に、「親が自営業であると、子供も自営業になりやすい」という点についての既存研究が多いことは重要なポイントである(Dunn and Holtz-Eakin 2000)。いわゆるファミリー・ビジネスに関するトピックであり、大企業においても観察される現象である(Pérez-González 2006; Bennedsen et al. 2007)。ファミリー・ビジネスとそのパフォーマンスについて詳しくは、斎藤(2008)を参照されたい。

### Ⅲ 職業世襲と長期無業・失業、人的ネットワーク

#### 1 職業世襲が低減する心理的コスト及び様々なリスク

失業が長期間にわたれば<sup>6)</sup>、それはのちの職業人生において大きなマイナスとなることはよく知られた事実であろう。採用面接における空白期間の長さは障害となることはよく知られた事実であるし、また、そうした無業期間が若年において生じたならば、本来ならば人的資本を成長させていたであろう大きな機会費用を発生させることになり、社会的にもきわめて大きな問題となることか

ら、いわゆるニート・フリーター問題、近年では孤立無業（SNEP）問題として様々な形で概念化・定式化され、注目されてきたと言えよう（玄田・曲沼 2004; 小杉 2003; 小杉編 2005; 玄田 2013）。

本稿において、世襲の及ぼす長期間無業・失業経験への影響を検討する。父親の職業を継ぐことができる、という状況は、仕事をしないことにより発生する人的資本の毀損を免れるだけでなく、仕事をするという状態から長期離脱することで、再び社会参加することが難しくなるという心理的リスクを低減することができる、と予想できる。

また、家業に従事する、あるいは親の仕事を手伝う、といった就業形態は、履歴書の作成や採用面接に臨むこと、見知らぬ人々と会話をして自分を売り込むこと等々の、心理的ハードルが高いこと（あるいは一大決心を要すること）を、回避できるだろう。つまり、親との関係が悪くなければ、比較的気軽に働きだすことが可能であると予想され、失業状態・無業状態に陥っても、すぐに就業できることが予想される。また、子供の性格や能力などを親はある程度把握することができるので、適切に仕事上の役割を割り振ることもできよう。また、働いている上で生じる様々な問題について気軽に報告・相談することができるなど、働く上でのメリットもあろう。

しかし、職業世襲の及ぼす様々な影響についての経済学的分析はまだほとんど蓄積がない、といっていよう。

本節では、以上のような問題意識の下で、職業

世襲者が、それまでの人生の中で長期にわたる失業・無業を避けることができていたのかどうかについて計量的に分析する。

## 2 職業世襲と長期無業・失業

長期無業・失業については、JGSSでは2000年、2001年において質問がなされている。卒業後の未就労年数を尋ねる項目と、その未就労期間のうち、求職していた期間を尋ねたものが利用でき、長期にわたる無業期間について知ることができる。まず、長期無業者及び長期失業者についての変数を作成する<sup>7)</sup>。長期無業者については、最終学校卒業後、無業期間がない場合は0、そして1年未満の無業期間がある場合は1、1～3年未満の場合は2、3～5年未満は3、5～10年未満は4、10年以上は5とする。

次に、長期失業者についてのデータとしては、最終学校卒業後、無業期間がない場合は0、そして1年未満の失業期間がある場合は1、1～3年未満の失業期間の場合は2、3～5年未満の失業期間は3、5～10年未満の失業期間は4、10年以上の失業期間は5とする。表3は、世襲者と非世襲者との間で、これらの無業・失業期間に差があるのかどうかについて記したクロス表である。

表3において、サンプルは、現在時点で何らかの仕事をしている男性に限られたものである<sup>8)</sup>。結果からは、明らかに世襲者の無業期間及び求職期間が短いことがわかり、先ほどの予想と整合的であることがわかる<sup>9)</sup>。

表3 世襲の長期無業・失業期間への影響

	無業期間						Total	サンプル数
	無業期間無	1年未満	1～3年未満	3～5年未満	5～10年未満	10年以上		
非世襲	75.4%	16.1%	5.8%	1.5%	0.9%	0.3%	100%	1718
世襲	91.1%	6.1%	2.4%	0%	0.5%	0%	100%	213
Total	77.2%	15.0%	5.4%	1.4%	0.8%	0.3%	100%	1931
独立性のカイ二乗検定    カイ二乗値 26.97    有意確率 0.000								

	失業期間						Total	サンプル数
	失業期間無	1年未満	1～3年未満	3～5年未満	5～10年未満	10年以上		
非世襲	80.2%	16.1%	2.6%	0.6%	0.4%	0.1%	100%	1617
世襲	95.6%	3.5%	1%	0%	0%	0%	100%	203
Total	81.9%	15.0%	2.4%	0.5%	0.4%	0.1%	100%	1820
独立性のカイ二乗検定    カイ二乗値 29.168    有意確率 0.000								

### 3 ソーシャル・キャピタル

ソーシャル・キャピタルについての社会科学的分析は今もなお活発に行われ続けている。本稿ではそれらすべてを網羅することはできないので、いくつかの代表的な著作を上げるにとどめる。稲葉ほか(2014)は、社会科学の様々な分野における、ソーシャル・キャピタル研究の現在について紹介している。入山(2012)は、経営学におけるソーシャル・キャピタル研究の流れを分かりやすく整理して紹介している。また、地位達成・階層分化におけるネットワークの影響については、Lin (2001)が詳しい。現在のソーシャル・キャピタル研究隆盛のもととなったPutnam (1993, 2000)からは経済成長とソーシャル・キャピタルの関係について等の示唆を得ることができよう。そして職探しについての弱い紐帯の重要性を指摘し、すでに古典化している著作がGranovetter (1995)であり、その日本における研究事例のひとつが玄田 (2001)である。

また、ソーシャル・キャピタルを対象とした実証分析の実際としては、内閣府 (2003) が参考に

なる。ソーシャル・キャピタルを指数化するに当たり、「つきあい・交流指数」「信頼指数」「社会参加指数」の三点を中心に計測している。

### 4 職業世襲と人的ネットワーク

本稿では、孤立と無業・失業との関係を見るうえで、人的ネットワークの影響を見ることが重要であるので、付き合い・交流に関連する項目に着目する。JGSSにおいて、長期無業・失業と人的ネットワークの関係を調べるにあたっては、以下の様な質問項目(「友人との会食の頻度」「友人関係満足度」「現在の居住地域への愛着度」)が利用できる。職業世襲と、これら人的ネットワークについてのソーシャル・キャピタル関連の諸変数とのクロス表を検討したのが、表4である。

世襲と友人との会食の頻度の関連を見たものでは、両者には有意な差はない。一方、世襲者は非世襲者と比べて、より強く現在の居住地に愛着を感じていることがわかる<sup>10)</sup>。親と同じ職業についているので、親の代から居住し続けることで、地域における絆が長年かけて醸成されていると考えられる<sup>11)</sup>。そうした地縁の形成が、地域の人々

表4 世襲と人的ネットワーク

	友人との会食の頻度							Total	サンプル数
	全くなし	年に1回程度	年に数回	月に1回程度	週に1回程度	週に数回	ほとんど毎日		
非世襲	8.3%	7.7%	33.5%	29.9%	13.8%	6.1%	0.7%	100%	7,070
世襲	8.8%	6.9%	36.8%	28.6%	13.5%	4.5%	0.8%	100%	969
Total	8.4%	7.6%	33.9%	29.8%	13.8%	6.0%	0.7%	100%	8,039

独立性のカイ二乗検定 カイ二乗値 8.3339 有意確率 0.215

	現在の居住地域への愛着				Total	サンプル数
	愛着を感じていない	どちらかというとな愛着を感じていない	どちらかというとな愛着を感じている	愛着を感じている		
非世襲	2.5%	11.1%	49.0%	37.4%	100%	516
世襲	3.3%	2.2%	38.9%	55.6%	100%	90
Total	2.6%	9.7%	47.5%	40.1%	100%	606

独立性のカイ二乗検定 カイ二乗値 14.2774 有意確率 0.003

	友人関係満足度					Total	サンプル数
	不満		↔		満足		
非世襲	1.4%	7.6%	42.9%	29.8%	18.2%	100%	8,090
世襲	1.2%	5.4%	38.4%	31.9%	23.1%	100%	1,102
Total	1.4%	7.4%	42.4%	30.1%	18.8%	100%	9,192

独立性のカイ二乗検定 カイ二乗値 24.9075 有意確率 0.000

との人的ネットワークを形成しているさまも容易に想像することができる。

地縁は相互扶助的な共同体を形成し、治安の維持やこども、お年寄りへの目配り、その他様々なメリットをもたらすものであり、世襲者がそうした地縁を形成する担い手の一人となっている可能性を指摘できるだろう。もっとも、そうした共同体への愛着や郷土愛が、職業世襲という選択をもたらしているのかもしれない、そうした因果関係については今後の研究課題となろう。また、世襲の方が、友人関係により満足している傾向が読み取れ、上のロジックと同様の推論が成り立つだろう。

#### 5 長期無業・失業とソーシャル・キャピタル

次に、過去の長期無業・失業経験と、現在の友人との会食頻度の関係についてみてみよう。長期無業経験については、先ほど用いた変数について、無業経験なし、1年未満の無業・失業経験あり、1年以上の無業経験ありの三段階に分けたものを用いている。結果を示した表5からは、長期間の無業経験は、友人との会食を持たなくなる傾向をもたらすことがわかる<sup>12)</sup>。特に、長期無業経験者は、まったく友人と会食機会を持たない傾向がわかる。こうした傾向は、長期間に及ぶ無業期間が、友人とのつながりを断ち切ってしまう可能性と、友人とのつながりを持たない人が一度失業してしまうと、その失業期間が長期化してしまう、という二つの可能性を示していると考えられるだろう。この点は、今後の研究においてパネルデータ等を用いた研究において詳細に調べられることが望ましいだろう。

#### IV 職業世襲と孤立（長期）無業度

本節では、職業世襲が及ぼす、孤立（長期）無業への因果的な影響について検討する。上述したように、既存研究や現場の声としては、無業状態と人的ネットワークは相互に依存しており、それらを一体として扱うことの意義が大きいことから、長期無業・失業、および友人との会食頻度、友人関係満足度を用いて主成分分析を行い、「孤立（長期）無業度指数」を作成し、その指数に与える諸変数の影響、特に職業世襲の影響に着目する。職業世襲という選択に及ぼす操作変数として、長男であるかどうかを示すダミー変数、あるいは兄、弟、姉、妹の数を用いて、職業世襲の孤立（長期）無業度への因果的効果を確認したい。

長期無業及び長期失業については、表3で用いた変数を用いる。これら二つの変数と、友人との会食頻度、友人関係満足度の4変数について主成分分析を行った。そして4変数をz化した上で、それら変数と第一主成分の固有ベクトルをそれぞれ掛け合わせ、合成尺度を構成し、それらを孤立（長期）無業度とした<sup>13)</sup>。孤立（長期）無業度の平均値は-0.37、標準偏差は1.2、最大値は5.06、最小値は-1.91であり、高いほど孤立し、長期無業・長期失業を経験することを示している。

この孤立（長期）無業度を被説明変数とし、世襲の因果的効果を確認したものが、表6である。

長男ダミーを操作変数としたケースにおいては2SLSを行った結果を示したもので(列(3))、列(4)は、兄、弟、姉、妹の数を操作変数とし、two-step GMMを行っている結果を示したものである。

表5 無業期間と友人との会食頻度

	友人との会食の頻度							Total	サンプル数
	全くなし	年に1回程度	年に数回	月に1回程度	週に1回程度	週に数回	ほとんど毎日		
無業経験なし	6.5%	7.2%	34.8%	28.9%	15.6%	6.3%	0.7%	100%	1,492
一年未満の無業経験	9.2%	8.1%	36.4%	25.2%	14.3%	5.6%	1.1%	100%	357
一年以上の無業経験	22.6%	9.8%	31.7%	23.0%	8.3%	3.7%	0.9%	100%	540
Total	10.6%	8.0%	34.3%	27.0%	13.7%	5.6%	0.8%	100%	2,389

独立性のカイ二乗検定 カイ二乗値 129.1084 有意確率 0.000

表6 世襲の及ぼす孤立（長期）無業度への影響

	(1)	(2)	(3)	(4)
	世襲		孤立（長期）無業度	
世襲			-1.347*	-1.517**
			(0.735)	(0.655)
長男	0.0721*			
	(0.0395)			
兄の数		-0.0347*		
		(0.0207)		
弟の数		-0.00730		
		(0.00931)		
姉の数		5.82e-05		
		(0.00956)		
妹の数		0.0217**		
		(0.00915)		
勤続年数	0.000350*	0.000358*	-0.000381	-0.000337
	(0.000209)	(0.000216)	(0.000270)	(0.000250)
職業威信スコア	-0.00187	-0.00176	-0.0117***	-0.0121***
	(0.00158)	(0.00157)	(0.00313)	(0.00296)
中退経験	-0.00682	-0.00728	0.552**	0.625***
	(0.0413)	(0.0426)	(0.229)	(0.215)
結婚	-0.0500**	-0.0469**	-0.133*	-0.132*
	(0.0197)	(0.0199)	(0.0757)	(0.0749)
年齢	0.00286	0.00272	0.00782***	0.00780***
	(0.00216)	(0.00211)	(0.00272)	(0.00231)
大卒	-0.0193	-0.0205	-0.0706*	-0.0747*
	(0.0177)	(0.0170)	(0.0425)	(0.0420)
年間世帯収入	6.55e-05***	6.45e-05***	-0.000143**	-0.000125**
	(2.08e-05)	(2.10e-05)	(5.76e-05)	(5.64e-05)
大都市	-0.00568	-0.00679	0.0337	0.0141
	(0.0231)	(0.0233)	(0.0566)	(0.0559)
小都市	0.0263	0.0276	-0.0270	-0.0402
	(0.0284)	(0.0278)	(0.0488)	(0.0456)
父親自営	0.101*	0.101*	0.0589	0.0558
	(0.0583)	(0.0590)	(0.0777)	(0.0719)
Constant	-0.0356	0.0206	-0.246	-0.218
	(0.0841)	(0.0636)	(0.190)	(0.178)
Observations	1,279	1,273	1,279	1,273
R-squared	0.083	0.086		

注：1) 括弧内は、クラスター・ロバストな標準偏差である。

有意水準は \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

2) クラスターは、回答者の職種であり、その数は138である

なお、列(1)についての操作変数のF検定の結果は3.33で、有意確率は0.07であり、列(2)では2.45であり、有意確率は0.0488であった。また、列(4)におけるHansen J statistic (over-identification test of all instruments) についての有意確率は0.843であった。

操作変数については、伝統的なイエ制度の継承者として、出生順位が重要となることを利用しつつ、教育水準（大卒ダミー、中退経験）等をコン

トロールした上で、出生順位が求職活動の成果や、友人との会食頻度に影響を及ぼすことはないであろう、という想定を行っている。

世襲は負の効果を示しており、今まで見たクロス表分析の結果と整合的である。

長男ダミーを操作変数とした分析においては、単調性の条件が成立すると仮定すれば、長男でなければ継いでいなかったが、長男であったので継いだ (compliers) 人々の、局所的平均処置効

果 (LATE) を示す。ただし、本稿では操作変数の適格性を担保するために、操作変数以外の説明変数を加えているので、covariate-specific LATE となっており、結果の解釈は直感的には必ずしも出来ないことに注意が必要である (Angrist and Pischke 2008)。

その他の説明変数の影響については、職業別の職業威信度 (1995 年度の SSM 調査より得られたものを用いている)、結婚ダミー、世帯年収、大卒ダミーがマイナスとなっており、これらは孤立 (長

期) 無業度を低下させる。一方、中退経験、年齢は孤立 (長期) 無業度を高める方向への効果がある。

## V 孤立 (長期) 無業度と幸福度

最後に、簡単に孤立 (長期) 無業度と幸福度の関係について確認しておきたい。先ほどの孤立 (長期) 無業度を説明変数とし、生活全般の満足度 (1: 不幸せ~5: 幸せ、元データの順序を逆転したもの)

表 7 孤立 (長期) 無業と幸福度

	(1)	(2)	(3)	(4)
	男性		女性	
孤立(長期)無業度	-0.309*** (0.0646)		-0.216*** (0.0609)	
友人との会食頻度		0.0677 (0.0464)		0.212*** (0.0543)
長期失業経験		-0.204*** (0.0766)		-0.161** (0.0817)
世襲	0.0635 (0.163)	0.150 (0.159)	0.531* (0.282)	0.504* (0.277)
中退経験	0.0552 (0.290)	0.00398 (0.288)	0.0623 (0.590)	-0.0305 (0.587)
結婚	1.491*** (0.154)	1.508*** (0.154)	1.035*** (0.186)	1.063*** (0.184)
年齢	-0.0929*** (0.0258)	-0.0874*** (0.0256)	-0.140*** (0.0331)	-0.130*** (0.0332)
年齢二乗	0.000823*** (0.000261)	0.000732*** (0.000258)	0.00150*** (0.000341)	0.00139*** (0.000342)
大卒	0.0625 (0.107)	0.0672 (0.107)	0.305 (0.187)	0.336* (0.188)
世帯所得	0.000333** (0.000138)	0.000426*** (0.000138)	0.000333** (0.000155)	0.000327** (0.000152)
大都市	0.218 (0.159)	0.215 (0.158)	-0.166 (0.215)	-0.361* (0.217)
小都市	0.0549 (0.121)	0.0569 (0.120)	-0.0617 (0.173)	-0.111 (0.171)
Cut1	-5.699*** (0.662)	-5.367*** (0.692)	-6.456*** (0.759)	-5.707*** (0.809)
Cut2	-3.711*** (0.615)	-3.535*** (0.647)	-4.864*** (0.726)	-4.088*** (0.780)
Cut3	-1.204** (0.592)	-1.105* (0.624)	-2.639*** (0.695)	-1.837** (0.755)
Cut4	0.396 (0.592)	0.481 (0.624)	-1.207* (0.688)	-0.411 (0.751)
Observations	1,435	1,454	781	795
Pseudo R2	0.0476	0.0436	0.0360	0.0380
Log likelihood	-1737	-1781	-978.1	-993.6

注：括弧内は、頑健標準偏差である。有意水準は \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

を被説明変数とした順序ロジット分析を行った。

また、孤立（長期）無業度を構成する諸変数のうち、長期失業の変数と友人との会食頻度を用いた分析も行った。なお、この表でのみ、女性サンプルを用いた分析結果も掲載している。表7の結果からは、孤立（長期）無業度の高まりは、有意に幸福度を引き下げていることがわかる。友人が多いことが、男女問わず高い幸福度につながる傾向は Hintikka et al. (2000) 等により報告されているが、ここでは、会食頻度について、結果が男女により異なっている点が注目されよう。

男性では有意な影響を及ぼしていない一方で、女性では1%水準で有意である。ここから、女性は人的ネットワークから直接効用を得られることに対して、男性はそこから直接効用を得る効果は弱い。こうした理由により、男性はより孤立化しやすくなる傾向が読み取れるだろう。またこうした孤立化傾向が、失業期間を長期化させる恐れもあると考えられる。

長期失業については、大竹 (2004)、佐野・大竹 (2007) と同様、失業経験は過去のものであっても、現在の幸福度を引き下げることがわかる。

世襲の効果は、女性のみが有意となっている。上述したように、世襲者は自営業者であることが多く、Kawaguchi (2008) が指摘するように、自営業を営む者は仕事を行う上での内発的動機付けにとって重要な自律性を確保することができ、仕事満足度も高くなる傾向にある。しかし結果として男性では非有意、女性では有意となっており、男性は自律的な働き方の幸福度への影響が弱い可能性もある。しかし、これにはサンプル・セレクションの問題があると考えられる。即ち、女性の方が就業機会に恵まれないために、働くことができることそのものの効果が反映されている可能性が高く、これらの点についても今後の研究課題といえるであろう。

## VI さ い ご に

SNEPが増加する背景には、おそらく社会経済構造の変化、あるいは情報通信技術等のテクノロジーの進化があると考えられる。本稿は、増加す

る SNEP、あるいは無縁社会化する日本の背景にある、社会経済構造の変化を探るささやかな試みの一つである。

また、職業世襲はどのような理由で行われ、どのように行われ、そしてどのような結果を伴うものであるのか。戦後、減少してきた職業世襲は、日本の経済社会にどのようなインパクトを与えてきたのか。本稿は、そうした問いに対して、そのとば口に立ったものにすぎないことは言うまでもないだろう。

無業に関する概念としての NEET は、批判にさらされることもあった（本田・内藤・後藤 2006）。労働研究上の概念が、再帰的に社会に受容され、しかも無業者一般への批判となって社会に表れたことは今後の教訓となるだろう。しかし、柄谷 (1987) で述べられているように、人は自分に非常に近いけれども、微妙に異なる人を差別するのである。

現代日本でいつ陥るかもしれない状態を体現した人々が実際に数多く存在することを、漠然と気づいてはいた人々に明示的に示したことで、人々の不安が高まり、無業者へのバッシングへと変わったのではないか。つまりそれだけ、（孤立する）無業者というのは潜在的には普遍的存在であることの証左であるといえよう。

結局のところ、間違ったイメージ、情報、偏見が社会にフィードバックしていくことを防ぐためには、孤立あるいは無業における研究蓄積を重ね、社会に還元していく他ないのだろう。

### 付記

日本版 General Social Surveys (JGSS) は、大阪商業大学 JGSS 研究センター（文部科学大臣認定日本版総合的社会調査共同研究拠点）が、東京大学社会科学研究所の協力を受けて実施している研究プロジェクトである。二次分析にあたり、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 SSJ データアーカイブから個票データの提供を受けた。また SSM 調査の二次分析使用にあたって、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 SSJ データアーカイブから「[1955年 SSM 調査, 1965年 SSM 調査, 1975年 SSM 調査, 1985年 SSM 調査, 1995年 SSM 調査, 2005年 SSM 調査] (2005SSM 研究会データ管理委員会)」の個票データの提供を受けた。以上記して感謝申し上げます。また、本稿は、早稲田大学特別研究課題 B の援助を受けた成果の一部である。これもまた記して感謝申し上げます。

1) JGSS データでは、回答者の現在の職種は xxjob, 15 歳時

- 点での父親の職種は ppjbx15 とコードされているものを職業として用いている。
- 2) SSM データにおいては、父親の主な職業という質問項目がある場合は、それを用いている。
  - 3) この推計手法の下では、傾向スコアを計算する諸共変数、あるいは結果変数を説明する諸説明変数、どちらかの定式化が正しければ、因果効果の一致推定量を得ることができることが知られている (Bang and Robins 2005; 星野 2009)。
  - 4) SSM データでは、Doubly Robust Estimator による推計は、サンプルサイズが小さいため実行できず、OLS 推計を行っている。
  - 5) ただし、SSM データにおける職業分類は、1955～1985 年までのものと、1995、2005 年度の区分で変化していることに注意が必要である。JGSS の職業区分は、1995 年、2005 年度の SSM のそれと同様である。
  - 6) 長期失業についての日本における研究としては、篠崎 (2004) があげられる。
  - 7) 長期無業については sznowork を、長期失業については szfindjb を用いており、分からない、あるいは未回答の場合については用いていない。
  - 8) 具体的には、先週一週間で何かしら仕事をした、あるいはする予定であったが事情によりしなかった人を、現在仕事をしているものとして定義している。
  - 9) 将来の失業可能性について尋ねた項目においても、世襲者の方が、失業する可能性がかなり低いと答えている。
  - 10) 居住地域への愛着と同様、居住地域へ継続して住むことを希望する度合いについても、世襲者の方が継続希望者は多い。
  - 11) 実際、世襲は、非世襲者と比べて、15 歳時点での居住都道府県と、回答時点での居住都道府県が同じである確率が高いことを確かめることができる。
  - 12) また、友人関係満足度も、長期無業経験者は低くなる。長期無業と居住地域への愛着は調査年度が異なるため調べられない。
  - 13) 具体的には、 $0.6786 * \text{無業期間} + 0.6765 * \text{失業期間} - 0.2267 * \text{会食頻度} - 0.1748 * \text{友人関係満足度}$ 、とした (変数は z 化されたものを用いている)。

## 参考文献

- 石田浩・三輪哲 (2011) 「社会移動の趨勢と比較」石田浩・近藤博之・中尾啓子編『現代の階層社会 (2)』東京大学出版会。
- 稲葉陽二・大守隆・金光淳・近藤克則・辻中豊・露口健司・山内直人・吉野諒三著 (2014) 『ソーシャル・キャピタル——「きずな」の科学とは何か』ミネルヴァ書房。
- 入山章栄 (2012) 『世界の経営学者はいま何を考えているのか』英治出版。
- 太田聰一 (2010) 『若年者就業の経済学』日本経済新聞出版社。
- 大竹文雄 (2004) 「失業と幸福度」『日本労働研究雑誌』No. 528, pp.59-68。
- 柄谷行人 (1987) 『ダイアローグ I』第三文明社。
- 工藤啓・西田亮介 (2014) 『無業社会——働くことができない若者たちの未来』朝日新聞出版。
- 玄田有史 (2001) 『仕事のなかの曖昧な不安——揺れる若年の現在』中央公論新社。
- (2013) 『孤立無業 (SNEP)』日本経済新聞出版社。
- ・神林龍 (2001) 「自営業減少と創業支援」猪木武徳・大竹文雄編『雇用政策の経済分析』東京大学出版会。
- ・曲沼美恵 (2004) 『ニート——フリーターでもなく失業者でもなく』幻冬舎。
- 小杉礼子 (2003) 『フリーターという生き方』勁草書房。
- 編 (2005) 『フリーターとニート』勁草書房。
- 斎藤卓爾 (2008) 「日本のファミリー企業」早稲田大学 21 世紀 COE 叢書 企業社会の変容と法創造 第 8 巻『企業統治分析のフロンティア』日本評論社。
- 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。
- 佐藤嘉倫・吉田崇 (2007) 「貧困の世代間連鎖の実証研究——所得移動の観点から」『日本労働研究雑誌』No. 563, pp.75-83。
- 佐野晋平・大竹文雄 (2007) 「労働と幸福度」『日本労働研究雑誌』No. 558, pp.5-18。
- 参鍋篤司 (2014) 「世襲格差社会化のテーゼ」早稲田大学高等研究所 Discussion Paper。
- 篠崎武久 (2004) 「日本の長期失業者について——時系列変化・特性・地域」『日本労働研究雑誌』No. 528, pp.4-18。
- 関水徹平・藤原宏美 (2013) 『果てしない孤独——独身・無職者のリアル』扶桑社。
- 橘木俊詔 (2010) 『無縁社会の正体——血縁・地縁・社縁はいかに崩壊したか』PHP 研究所。
- 内閣府国民生活局 (2003) 『平成 14 年度 内閣府委託調査 ソーシャル・キャピタル：豊かな人間関係と市民活動の好循環を求めて』。
- 野中郁次郎・遠山亮子・平田透 (2010) 『流れを経営する——持続的イノベーション企業の動態理論』東洋経済新報社。
- 星野崇宏 (2009) 『調査観察データの統計科学——因果推論・選択バイアス・データ融合』岩波書店。
- 本田由紀・内藤朝雄・後藤和智 (2006) 『「ニート」って言うな!』光文社。
- Angrist, J.D. and Pischke, J.S. (2008) *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, Princeton University Press.
- Bang, H. and Robins, J.M. (2005) "Doubly Robust Estimation in Missing Data and Causal Inference Models," *Biometrics*, Vol. 61, pp.962-972.
- Bennedsen, M., Nielsen, K.M., Pérez-González, F. and Wolfenzon, D. (2007) "Inside the Family Firm: The Role of Families in Succession Decisions and Performance," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.122, pp.647-691.
- Carmichael, F. (2000) "Intergenerational Mobility and Occupational status in Britain," *Applied Economics Letters* Vol.7, pp.391-396.
- Corak, M. and Piraino, P. (2010) "Intergenerational Earnings Mobility and the Inheritance of Employers," *IZA Discussion Paper*, No.4876.
- Di Pietro, G. and Urwin, P. (2003) "Intergenerational Mobility and Occupational Status in Italy," *Applied Economics Letters* Vol.10, pp.793-797.
- Dunn, T. and Holtz-Eakin, D. (2000) "Financial Capital, Human Capital and the Transition to Self-employment: Evidence from Intergenerational Links," *Journal of Labor Economics* Vol.18, pp.282-305.
- Ermish, J. and Francesconi, M. (2002) "Intergenerational Mobility in Britain: New evidence from BHPS," Centre for Household, Income, Labour and Demographic Economics Working Paper.
- Granovetter, M. (1995) *Getting a Job: A Study of Contacts and Careers*, Second Edition, University of Chicago Press (『転職——ネットワークとキャリアの研究』渡辺深訳, ミネルヴァ

- 書房, 1998 年)
- Groothuis, P.A. and Groothuis, J.D. (2008) "Nepotism or Family Tradition? A Study of NASCAR Drivers," *Journal of Sports Economics*, Vol. 9 (3), pp.250-265.
- Hellerstein, J. and Morrill, M. (2011) "Dads and Daughters: The Changing Impact of Fathers on Women's Occupational Choices," *Journal of Human Resources*, Vol.46 (2), pp.333-372.
- Hintikka, J., Koskela, T., Kontula, O., Koskela, K., and Viinamäki, H. (2000) "Men, women and friends: Are There Differences in Relation to Mental Wellbeing?" *Quality of Life Research*, Vol.9, pp.841-845.
- Kawaguchi, D. (2008) "Self-Employment Rents : Evidence from Job Satisfaction Scores," *Hitotsubashi Journal of Economics*, Vol.49 (1), pp. 35-45.
- Laband, D. N., and Lentz, B. F. (1983) "Occupational Inheritance in Agriculture," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.65, pp.311-314.
- and —— (1985) "Favorite Sons: Intergenerational Wealth Transfers among Politicians," *Economic Inquiry*, Vol.23, pp. 395-414.
- and —— (1990) "Family Tradition in Professional Baseball : An Economic Interpretation," In B. L. Goff and R. D. Tollison (Eds.), *Sportometrics* (pp. 265-275) Texas A&M University Press.
- and —— (1992) "Self-recruitment in the Legal Profession," *Journal of Labor Economics*, Vol.10 (2), pp.182-201.
- Lentz, B., and Laband, D. (1989) " Why so Many Children of Doctors Become Doctors: Nepotism vs. Human Capital Transfers," *Journal of Human Resources*, Vol.3, pp. 396-413.
- and —— (1990) "Entrepreneurial Success and Occupational Inheritance among Proprietors," *Canadian Journal of Economics*, Vol.23, pp.563-579.
- Lin, Nan (2001) *Social Capital: A Theory of Social Structure and Action*, Cambridge University Press. (『ソーシャル・キャピタル——社会構造と行為の理論』筒井淳也・石田光規・桜井政成・三輪哲・土岐智賀子訳, ミネルヴァ書房, 2008 年)
- Long, J. and Ferrie, J. (2013) "Intergenerational Occupational Mobility in Great Britain and the United States Since 1850," *American Economic Review* Vol.103 (4), pp. 1109-1137.
- Perez-Gonzalez, F. (2006) "Inherited Control and Firm Performance," *American Economic Review*, Vol.96, pp.1559-1588.
- Putnam, R.D. (1993) *Making Democracy Work: Civic Traditions in Modern Italy*, Princeton University Press. 『哲学する民主主義——伝統と改革の市民的構造』(河田潤一訳, 2001 年, NTT 出版)
- (2000) *Bowling Alone: The Collapse and Revival of American Community*, Simon & Schuster. (『孤独なボウリング——米国コミュニティの崩壊と再生』柴内康文訳, 2006 年, 柏書房)
- Scoppa, V. (2009) "Intergenerational Transfers of Public Sector Jobs: A Shred of Evidence on Nepotism," *Public Choice*, Springer, Vol. 141 (1-2), pp. 167-188.

さんなべ・あつし 早稲田大学高等研究所助教。最近の主な論文に「企業内賃金分散・仕事満足度・企業業績」(共著, 2008 年)『日本経済研究』No.58, pp.38-55。労働経済学専攻。