

WIAS Discussion Paper No.2014-004

世襲格差社会化のテーゼ  
**Thesis on the widening gap between job inheritors and non-inheritors**

October 2, 2014

参鍋 篤司 (早稲田大学高等研究所)

Atsushi SANNABE  
*Waseda Institute for Advanced Study,  
Waseda University, Tokyo, Japan*



1-6-1 Nishiwaseda, Shinjuku-ku, Tokyo 169-8050, Japan  
Tel: 03-5286-2460 ; Fax: 03-5286-2470

## 要約

本稿においては、二つの二極化が日本の労働市場において生じつつあることを、1955年から2005年のSSMデータ(社会階層と社会移動全国調査)と、2000年から2010年度にかけて行われたJGSSデータ(日本版総合的社会調査)を用いて、実証的に示すことを目的としている。第一の二極化は、親の職業を世襲するものと、世襲しない者との間に所得格差が生じつつあることである。そしてもう一つの二極化とは、親の職業を世襲する率の高い職業群の中でも、労働集約的職業を継いだグループと、資本集約的な職業や高度専門的な職業を継いだグループとの間にある所得格差を指している。

## 目次

はじめに

1. テーゼⅠ：世襲者と非世襲者との所得格差
2. テーゼⅡ：高度専門職・資本集約的職業群と労働集約的職業群における世襲の影響の差異について
3. 操作変数による世襲効果の推計と世襲の意思決定について

結語

はじめに

Piketty(2014)がベストセラーとなったことは記憶に新しい。資産が増殖し、成長していくスピードが、経済成長のスピードよりもはるかに速いので、富める者はますます富み、そうした資産が子供へ受け継がれていくことになる。その結果として、現在の資本主義は、世襲貴族制のようなものとなりつつあることに警鐘を鳴らす内容となっている。しかし、ピケティ氏が認めているように、一般的な所得の格差拡大は、資産による収入の格差拡大だけで説明されるわけではなく、やはり労働により得られた賃金による格差が、依然としてその主要な部分を占めているのである。

そして、本稿では、日本において職業を世襲することにより、所得の格差が生まれつつあることを実証的に示す。本稿の構成は、以下の様になっている：

第一節では、まず、父親の職業を世襲した男性と、世襲していない男性との間に、所得の格差が生じつつあることを示す。そうした格差は、おそらく2000年ごろから生じるようになった。そうした背景についての考察も含めて、SSM、JGSS 両データを用いた分析を行っている。

第二節では、世襲における二極化について考察する。親の職業を世襲する率の高い職業群の中でも、労働集約的職業を継いだグループと、資本集約的職業や高度専門的職業を継いだグループとの間には大きな所得格差があることを示す。

第三節では、職業世襲の因果的な影響について、長男ダミーを中心とする操作変数法による推計について検討する。

最後に、結論を述べる。

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、職業世襲に関する既存研究のサーベイについては、参鍋(2014)を参照されたい。

## 1. テーゼ I : 世襲者と非世襲者との所得格差

最初の二極化は、世襲するものとししないものとの間に、所得格差が生じつつあることについて指摘する。なお本稿において「世襲」と呼ぶものの定義は、主に 15 歳時点での父親の職業が、調査時点での回答者（以下、断りのない限り、男性に限る）の職業と一致しているものを指す<sup>1</sup>。なお、SSM データにおいて、15 歳時点での職業とは異なり、父親の主な職業について尋ねた調査がある場合は、それを用いている。JGSS データにおいて用いられている職業分類では、その職業数はおよそ 190 ほどになる。以下、世襲についてのデータは、上述の定義に当てはまる場合は 1 をとり、同じ職業でなければ 0 となる二値変数である。

表 1 は、この世襲が全サンプルの中でどのように変化しているのかについて、示したものである。1955 年から 2005 年度まで傾向的に低下を続けてきたことがわかる<sup>2</sup>。1995 年度はその値は 7%まで低下しているが、2005 年度では 10%となり、その値は JGSS データの値と一致しており、近年は 10%程度で推移していると考えられる。こうした世襲率の低下の背景には、主に農林水産業を継ぐ者が減ってきたことが大きく、小売店主等の後継者等が減ってきたことが背景にあると考えられ、戦後の経済成長と職業構成の変化によるものと考えられる。

表 1 世襲率の経年的変化

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

出所：SSM データおよび JGSS より著者作成

さて、世襲したものとしていない者との所得には、どのような差があったのだろうか。

<sup>1</sup> 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 ppjbxx15 とコードされているものを職業として用いている。

<sup>2</sup> 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 年度の区分と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。

表2は、1955年から2005年度までのSSMデータを用いて、賃金関数を回帰分析した結果である。賃金所得は調査時点での昨年度一年間の収入について尋ねたもので、具体的な所得を尋ねた1965年度を除き、各収入カテゴリーの中央値を年収として用いている<sup>3</sup>。

表2 世襲の年間個人所得への影響 (OLS 推計)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	SSM						JGSS
	1955	1965	1975	1985	1995	2005	2000-2010
<b>世襲</b>	<b>0.35</b>	<b>8.76</b>	<b>7.19</b>	<b>32.04</b>	<b>-2.93</b>	<b>22.24*</b>	<b>29.99*</b>
	(2.48)	(7.87)	(7.88)	(27.80)	(74.85)	(13.24)	(17.31)
<b>年齢</b>	0.35***	1.01**	1.36**	3.71***	3.36**	2.52***	1.30
	(0.07)	(0.41)	(0.66)	(1.12)	(1.56)	(0.70)	(0.95)
<b>大卒</b>	8.19**	14.74**	33.50**	120.0***	137.0***	105.8***	123.7***
	(3.18)	(5.81)	(14.03)	(36.49)	(30.14)	(21.05)	(23.61)
<b>結婚</b>	7.60***	17.39***	64.71***	137.8***	221.0***	153.8***	190.7***
	(1.30)	(4.36)	(5.03)	(11.06)	(26.75)	(15.51)	(9.57)

\*括弧内は頑健標準誤差

\*:10%, \*\*:5%, \*\*\*:1%水準で有意

1995年度に至るまで、世襲の係数値は非有意であったものが、2005年度において10%水準であるものの有意となっている。また、2000年度から2010年度までの調査をプールしたものをを用いたJGSSデータでもその係数値は有意となっている。また、JGSSデータでは多くのサンプルが使用可能であるため、単純な重回帰分析を超えた二値変数の賃金に対する効果を推計することが可能となる。具体的には、賃金関数における諸説明変数（年齢、大卒ダミー、結婚ダミー、居住地域規模ダミー（大都市・農村地区、基準値は中規模都市）、勤務先組織規模ダミー、現在の勤務先での勤続年数）と、世襲の決定に関する説明変数（上の説明変数に加えて、長男であるかどうかについてのダミー変数、あるいは兄、弟、姉、妹の数をを用いたもの。世襲の決定と長男との関係についてはのちに言及する。）の二種の諸共変量について推計することで、Doubly Robust Estimatorを推計した。

この推計手法の下では、傾向スコアを計算する諸共変量、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））。

しかし、結局のところ、傾向スコアを計算する際に、強く無視できる割り当て条件（星野(2009)）が成立していなければ、因果的な効果を識別することは難しいことに注意が必要であることに変わりはない。

<sup>3</sup> 所得をこのように定義したことと、2000年代には物価水準の変動がほとんどなかったことから、賃金水準を実質化することは不必要であると考え実施していない。

また、マッチングによる推計(Nonparametric Propensity Score Matching Method)も行った。具体的には、Local linear regression matching の手法 (Heckman,Ichimura and Todd(1997)) による推計を行っている。

さて、その結果は、表 3 に示されている<sup>4</sup>。

表 3 世襲の所得への効果 (ATE)

	(1)	(2)	(3)	(4)
ATE	53.4***	66.0***	61.9***	70.9***
(1 vs 0)	(19.8)	(21.8)	(20.2)	(20.2)
N	6214	5339	6214	5339

括弧内は標準誤差

\*:10%, \*\*:5%, \*\*\*:1%水準で有意

(3),(4)はブートストラップ(50 回)により推計

1 vs 0 では、1 が世襲ダミーが 1 をとり、0 では 0 をとることを示している。また、列(1)及び(3)では、長男ダミーを用い、(2)、(4)では、兄、弟、姉、妹の数を用いている<sup>5</sup>。Doubly Robust Estimation による結果が列(1)(2)であり、Nonparametric Propensity Score Matching Method による結果が、列(3)(4)である。

結果より、世襲することにより、平均的に年間 53~71 万円ほどの差が生じていることがわかる。

ではなぜ、こうした現象が観察されるようになったのだろうか。大きくいって二つほどであると推測される。

第一に、先ほどの表で示したように、戦後の趨勢的な世襲率の低下が示すように、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。

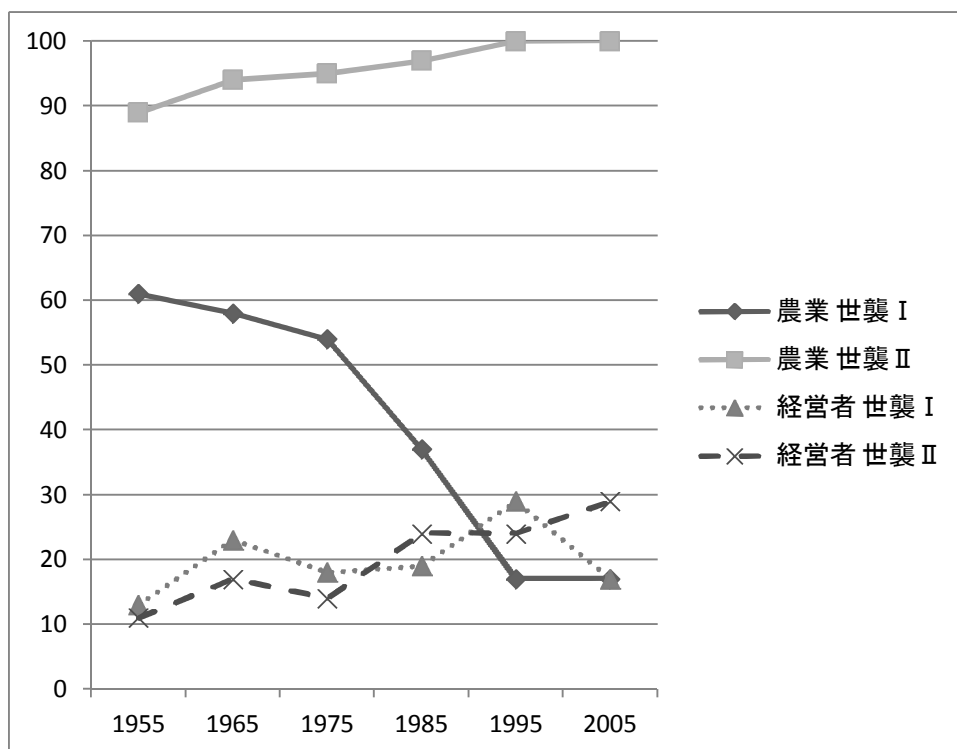
図 1 は、所得の点で対照的と考えられる、経営者と農林水産業の世襲率の変化について示したものである。ここで、各職業別に世襲の問題を考える際に、区別が必要になる世襲の二つについて述べておく。本稿では世襲率Ⅰ、世襲率Ⅱと呼ぶものであるが、世襲率Ⅰは、父親の職業がどれぐらい受け継がれたのか、を示したものである。世襲率Ⅱは、職業別に、世襲者がどれぐらいいるのか、を示したものである。一般に、社会学分野では親の職業がどれぐらい受け継がれたか、を示す概念を流出と呼び、現在の職業において、世襲者がどれぐらいいるのか、を示す概念を流入、と呼ぶ (佐藤、2000)。つまり、農業を例に

<sup>4</sup> 列(1)と比較して(2)では、弟や姉、妹の数に対する未回答数が多く、サンプル数に差が生じている。また、世襲に対する共変量は、賃金関数における共変量に加えて、それぞれ長男ダミー、きょうだいの数を用いている。

<sup>5</sup> c 統計量は列(1)、(2)共に、0.78 である。因果性について詳しくは、後の操作変数における議論を参照されたい。

とれば、親の仕事を継ぐ人は減り続ける一方で、農業をやっている人のほとんどは世襲、つまり、農業者の父親はほとんど 100%が農家であることを示している。

図 1 農業および経営者の世襲率の変化（縦軸は%）



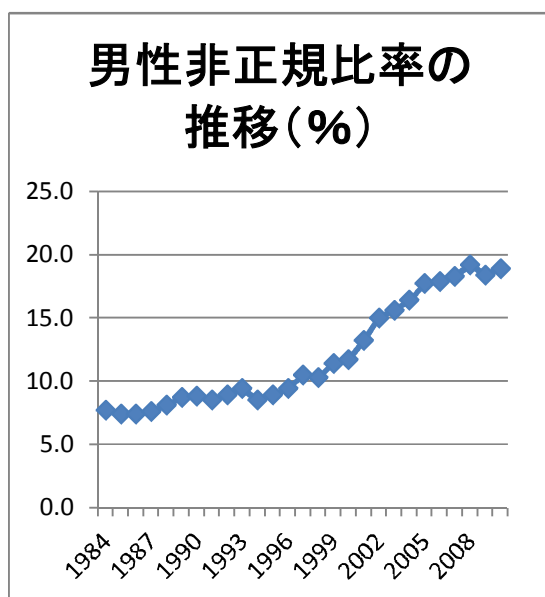
出所：SSM データより、著者作成

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。こうした経緯から、世襲者の所得が相対的に高くなってきたことがわかる。

第二に、世襲者は非正規労働者になりにくい（参鍋(2014)）ことと、男性非正規労働者の激増である。近年、特に 2000 年代に入って以後、非正規労働者の激増により、雇用環境は悪化している。男性非正規労働者の劇的な増加については、図 2 を参照されたい。零細な自営業と比較して、正規社員の平均的な所得の高さは世間的に認知されてきた問題であったが、しかし非正規労働者の増加により、自営業者の平均所得における有利性が高まっていることが原因となり、世襲者の相対的な所得の高さにつながっていると考えられる。また、非正規労働者の増加と関連していることであるが、技術進歩、特に情報技術の進歩の問題があげられよう。情報技術の進歩は、中間的、あるいは比較的 low-skilled な層の仕事の需要を減らし、それらの人々の所得を低下させる傾向を持った(Acemoglu(2002))。このことも、世襲されることの多い伝統的な仕事との相対的な賃金所得の変化をもたらした可

能性がある。しかし、Card and DiNardo(2002)が議論しているように、90年代においてすでに、情報技術が所得格差拡大に及ぼす影響は低下しているため、日本においては、そうした影響は2000年ごろまでにすでに潜在的に存在していたが、非正規労働者についての規制の緩和という事態により、その所得への影響が、非正規労働者の拡大という形で顕著となったと解釈もできよう。非正規労働者は、有用な職業訓練を受けられる機会に乏しく、世襲者の人的資本との格差が生じつつあるとも解釈できよう。

図2 男性非正規労働者割合の推移



出所：労働力調査より著者作成

## 2. テーゼⅡ：高度専門職・資本集約的職業群と労働集約的職業群における世襲の影響の差異について

前節までは、世襲した人と、世襲しなかったものの間に、(平均的には)格差が生じつつあることについて指摘した。今節では、世襲したものの間にある格差について検討する。

それは言い換えれば、世襲というものの効果の heterogeneity について検討することを意味する。

表4は、職業別に、世襲率Iが高いものから順に上から並べたものを示している。細かな職業分類のままでは直観的な理解、あるいは大局的な把握が難しいので、職業分類は25に再分類している。25の再分類とその内訳については、補論表において示しているのを参照されたい。本稿における職業を大別した場合では、一番高い世襲率Iを示すものは歯科医師であり、42%を示している。歯科医師の父親に生まれた男子は、およそ42%が歯科医師となることを示しており、次いで高いのは医師であり、39%となっている。これ



らは平均収入が 1000 万円を超える高収入な職業である。

表 4 職業分類別世襲率及び平均所得

	世襲 I (%)	世襲 II (%)	年間収入(万円)
歯科医師	42	53	1147
医師	39	36	1317
宗教	38	59	377
和のものづくり	29	20	391
一般事務	23	18	563
機関運転・労務作業	21	17	383
サービス	20	12	302
機械組立修理製造	19	14	456
販売員	18	9	512
農林水産業	16	94	372
飲食店	16	11	397
エンジニア	16	4	608
医療関係	14	6	485
研究者	13	9	759
小売・卸売店主	12	34	536
会社役員	11	9	1147
ガラス金属セラミック	11	19	455
繊維・紙・木材	10	21	373
教員	10	8	541
運輸・通信	10	9	392
文藝・アート・芸能	9	5	566
法律・会計・税	9	4	946
その他生産従事者	8	6	433
保安公務	8	6	482
管理的公職	3	4	806

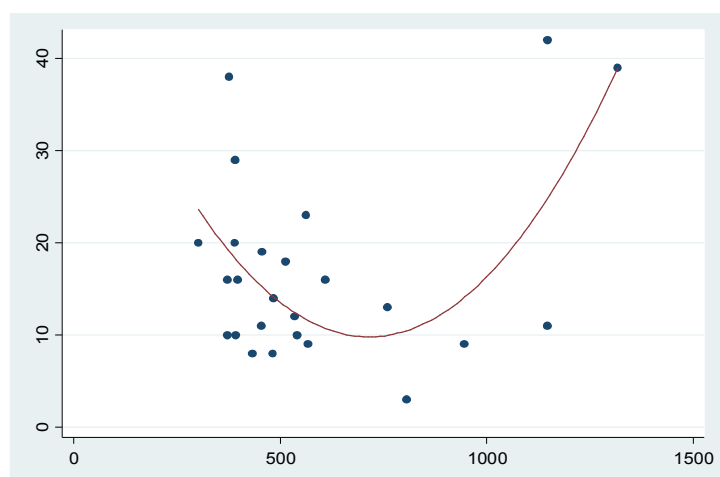
出所：JGSS より著者作成

その一方で、3位は宗教家であり、4位は和のものづくりとなっている。これらの職業は比較的高い世襲率 I を示す一方で、その平均所得は 300 万円台となっており、1位、2位との所得格差は大きい。

図 3 は、先ほどの表 4 を、図示したものであり、世襲率 I と、各職業分類における平均所得との関係についてプロットしたものである。

図 3 が示しているのは、世襲の二極化である。所得が比較的低いエリアにおいて、高い世襲率 I を示すものと、所得が高いエリアにおいて、高い世襲率 I を示すものがある。そして、中所得層では、世襲率 I はかなり低くなっている。こうした所得と世襲率 I との U 字型の関係が観察される。

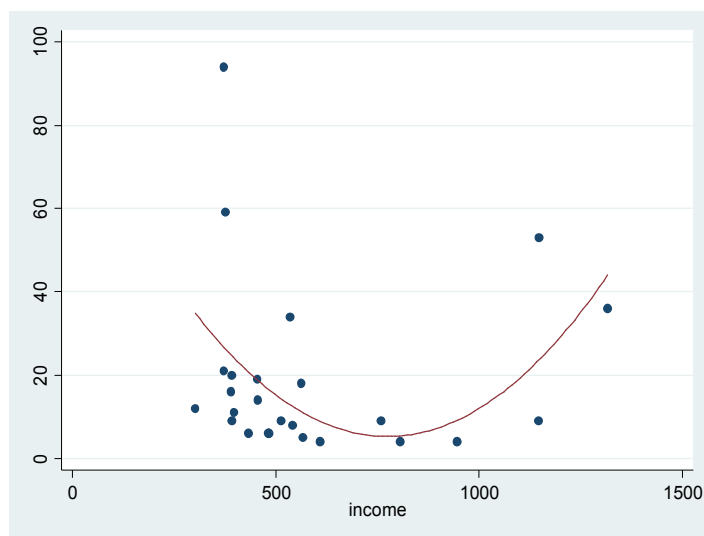
図3 年間平均所得と世襲率ⅠのU字型の関係



縦軸:世襲率Ⅰ (%) 横軸:年間収入(万円)  
出典:JGSSデータより著者作成

また、世襲率Ⅱと所得の関係も同様に、U字型の関係がみられる(図4)。

図4 年間平均所得と世襲率ⅡのU字型の関係



縦軸:世襲率Ⅱ (%) 横軸:年間収入(万円) 出典:JGSSデータより著者作成

では、何故こうしたU字型が観察されるのか。第一に、所得階層別に、世襲の効果が異なっている可能性が考えられる。即ち、比較的所得低層と、高所得層には、世襲には経済的なメリットのあることが考えられる一方で、中間所得層では、こうした経済的メリットが存在しない、という説明である。

この仮説について検討したものが表 5 である。男性サンプルにおけるメディアン 400 万円以下の層と、400-1000 万円の中間的な層、そして上位 5%所得層（1000 万円以上）の三つの階層において、それぞれ世襲のもたらす経済的メリットについて推計した結果を示している。

ここでは、先ほどの全体サンプルにおける世襲の効果の推計と同様に、Doubly Robust Estimator により、ATE(Average Treatment Effect)を推計している<sup>6</sup>。

表 5

世襲の効果: 年収別	ATE	
	長男	きょうだい
1000万円以上	209万円***	195万円***
400万円以上～1000万円未満	0	0
400万円未満	23万円***	22万円***
***:1%水準で有意 **:5%水準で有意		

表 5 から分かるように、高所得層には、世襲の効果が 200 万円程度あるのに比べ、中間層には世襲のメリットはない。そして、低所得層では、20 万円程度ではあるが、経済的メリットが存在していることがわかる。ここから、U字型の形状がある程度説明できるだろう。

では、そうした経済的メリットが、どこからきているのか。経済学的には、世襲のメリットには、以下の様な理由が考えられる。

第一に、そして最も重要と考えられるのは、物的・金銭的資本の継承である。つまり、不動産や企業組織、建物等とそれにかかわる設備等を受け継ぐことにより、それらの生み出す所得収入を職業収入として享受できるというメリットがある。

第二に、人的資本の形成・継承である。親と共に過ごすことによって、職業固有の人的資本が継承される。例えば、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。

また、伝統的ものづくりなどにおいては、親の下で修業をすることにより、高い技能や伝統的な技能、ノウハウが継承されていると考えることができるだろう。こうした技能は人的資本となり、収入を高くする効果がある。

<sup>6</sup> ここでは、表 3 と異なり、サンプル数の制限により **over-lapping assumption** の問題が生じるため産業分類を説明変数として用いていない。また、長男は世襲の選択に対する共変量として長男ダミーを、きょうだいは兄、弟、姉、妹の数を共変量とした場合の推計であることを示している。

参鍋(2014)は、職業を世襲した人は、長期にわたる失業を経験する確率が低いことを示している。こうした点も、人的資本の形成という意味において有利である。

第三に、人的ネットワーク、取引先、お得意先などの可視化はできないが、資産として機能するものを継承する、というメリットがある。

第四に、これも可視化はできないが、ブランド価値を継承・利用することができる。長く営業をしている企業や仕事を受け継ぐことにより、社会的信用という資産を得ることができる。これにより、潜在的な顧客を獲得したり、銀行との取引等の資金調達においても有利となるといえるだろう。

第五に、ネポティズムがある。給料が高く、経営環境が安定的している産業で働く人にとっては、そうした職業を子供に継がせるメリットがあり、自分の仕事上の影響力を行使して、子供に継がせる（就業させる）ことにより、子供はそのメリットを享受できる機会を得ることができる。

その他、職業世襲のもたらす非金銭的メリットについては、参鍋(2014)を参照されたい。

Piketty(2014)が示すように、資本収益率は一般的に経済成長率を上回る。つまり、世襲のメリットの一番目に挙げた、物的・金銭的資本の継承は一般的に重要な役割を果たす。

そして、資本集約的な職種においては、物的・金融的資本の継承はより重要な役割を果たすであろう。経済において、何らかの形での借入れ制約の状況がある場合には（多額の固定額的な投資が必要となるような教育・起業等の状況において）、それは世代間の所得・富のダイナミクスの動態に重要な役割を果たす (Galor and Zeira(1993)、Banerjee and Newman(1993)、Aghion and Bolton(1997)、Piketty(1997))。

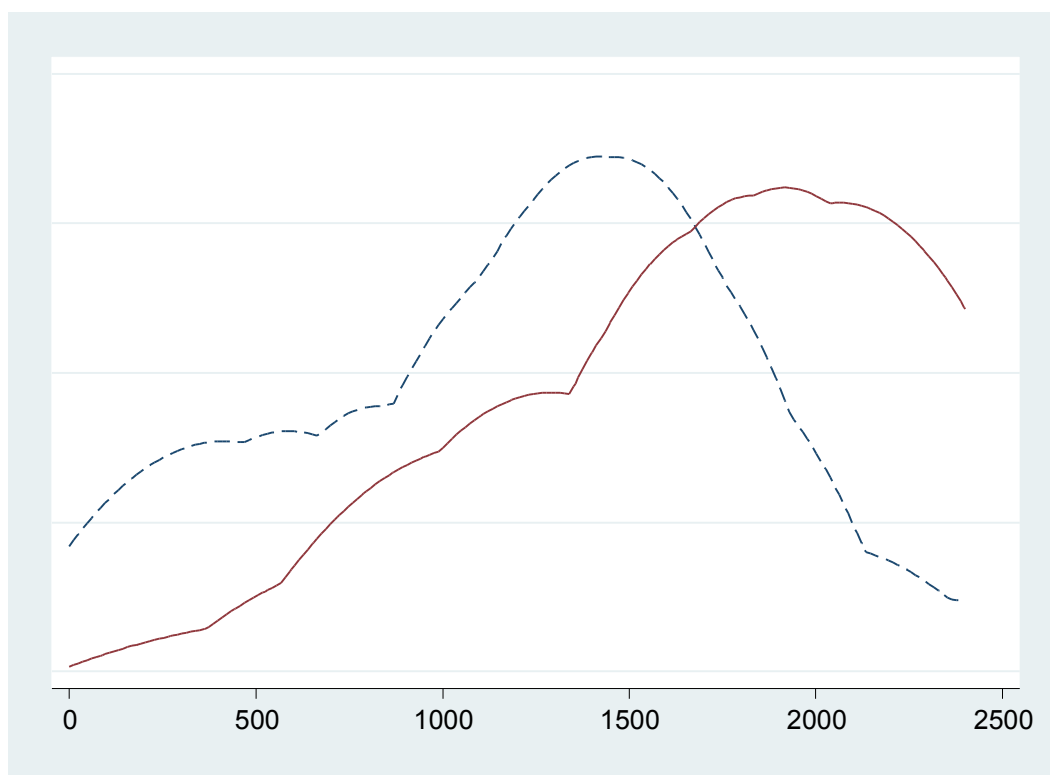
例えば、医師の場合、医学部に入学するための教育費や、個人経営の医院を経営するといった教育、開業について、世襲者は圧倒的に有利である。このことについて、JGSS データを用いて確認する。サンプルを医師に限定し、父親が医師であれば1、医師でなければ0とするダミー変数を用いる。1であれば世襲者と呼び、0であれば非世襲者と呼ぶ。

世襲者の年間平均所得は1625万円であり、非世襲者は1219万円である。両者の平均所得についてのt検定の結果は、片側検定における10%水準で有意に差がある。

ここで、非世襲者がもし世襲者であったら（非世襲者の父親がもし医師であったら）、という想定では、非世襲者である医師の所得分布がどう異なってくるのか、仮想的な状況を検討してみよう<sup>7</sup>。図5は、DiNardo, Fortain and Lemieux(1996)による、上述の仮想的状況を図示したものである。なお、ロジット分析においては、年齢、大卒ダミー、結婚ダミー、居住地域規模ダミー（大都市・農村地区、基準値は中規模都市）、勤続年数、長男であるかどうかについてのダミー変数を用いている。

<sup>7</sup> この推計は部分均衡的なものであることに注意が必要であろう。

図5 DiNrdo, Fortain and Lemieux(1996)による仮想的な推計結果



縦軸：各所得における割合 横軸：年間所得  
 破線：非世襲者である医師の所得分布  
 実線：仮想的な所得の分布

非世襲者がもし世襲者であったら、1500万円以上の年収に達する人々が非常に多くなることを見て取れる。また、職業を経営者に限定し、世襲者を父親も経営者であれば世襲者、そうでなければ非世襲者としても、医師と同様の結果が得られる(世襲者の平均所得は1486万円、非世襲者は1118万円。t検定の結果は、片側検定における5%水準で有意)。

JGSSデータでは、父親と息子の職業が同じか異なるかについての情報のみを得られており、実際に開業医としての地位を継承し、同じ医院を継いだかどうかは確認することはできないのだが、森・後藤(2012)の文献調査によれば、医師間での所得格差について、勤務医か開業医であるかの要因は極めて大きいことから、世襲者・非世襲者の所得格差は、人的資本の継承からくる違いではなく、医院の継承がその差の淵源となっていると考えてよいだろう。このように、資本集約的職業における世襲の効果は、かなり大きいものと見なせよう。

サンプルを医師に限定し、世襲者と非世襲者の所得格差について検討することは、即ち、先ほどの世襲率Ⅱの概念に相当する。一方の、世襲率Ⅰに相当する場合、父親が医師であ

る場合にサンプルを限定し、その息子も医師であれば1、医師になっていなければ0とする二つのグループ間での所得格差を見ることができる。こちらの場合も、世襲の方がより所得の大きいことがわかる。医師の場合、世襲者は1625万円、非世襲者は1150万円、会社役員の場合、世襲者は1486万円、非世襲者は673万円となっている。

一方、労働集約的である農業と和のものづくり、宗教家についてみてみよう。

農業従事者にサンプルを限った場合、農業従事者における世襲者の平均所得は、373万円、非世襲者は357万円となっており、両者に有意な差は見られない。また、和のものづくりの場合、世襲者は335万円、非世襲者は406万円となっている。なお、宗教家の場合、世襲者は382万円、非世襲者は371万円となっており、これら三つのケース全てで有意な差はない。これらの職業は労働集約的な職業であると考えられるが、世襲者はその人的資本の生産性に有利性を認めることはできない。

これは、Baumol and Bowen(1968)が提起した、ボーモル病と呼ばれる現象そのものと捉えることができよう。弦楽四重奏を演奏するために必要な人の数は何百年たっても同じである。また、冠婚葬祭等の儀礼的な場において必要とされる人の数も同じであり、伝統的につくられる漆塗りの器をつくるスピードも変わらない。即ち、生産性の上昇がそれほど期待できない職種であることから、人的資本の継承がなされるとは言っても、前世代の技能レベルに追い付き、それを維持することが主眼となる職業群においては、世襲の経済的メリットは一般的に言ってそれほど高くはないと考えられる（その例外的な事例が、歌舞伎などの世界で観察される）。

一方、世襲率Ⅱに対応する、父親の職業が農業従事者である人にサンプルを限定し、世襲者と非世襲者の所得を比較すると、世襲者は373万円、非世襲者は472万円となる。和のものづくりでは、世襲者は335万円、非世襲者は401万円である。また、宗教家では、世襲者が382万円、非世襲者は574万円である。和のものづくりを除いて、片側検定で農業は1%水準で、宗教家では10%水準で有意な差があり、世襲者の方が、所得が低くなっている傾向がわかる。

これらの職業群の父親のもとに生まれた人々の場合、大学を出るなどして、ホワイトカラー雇用上層等へ世代間での移転が起こることが多いことがわかる。

つまり、低所得層において世襲がわずかなりとも所得の面において有利である状況は、上層へ移動しなかったグループにおいて、非正規職業群との相対的な所得の比較をすれば、こうした伝統的な職業群の有利さが認められるようになった、と考えられる。

### 3 操作変数による世襲効果の推計と世襲の意思決定について

本節では、今までの強く無視できる割り当て条件を仮定した、ATE(Average Treatment Effect)推計から離れ、世襲の操作変数として、主に長男であることを用いることで、より因果性にフォーカスした分析を行う。即ち、LATE(Local Average Treatment Effect)及び

Covariate-specific LATE の推計を中心に行う。世襲の所得への効果は、人によりかなり異なることが想定できる。政策評価の文脈で言い換えれば、プログラム参加 (=世襲) の効果は各人により異なり、そうした情報を基に意思決定がなされると考えられるケースもある。従って、IV 推計の結果を ATE と見なすことは現実的に難しくなる。

さて、長男であることは、世襲するという職業選択の意思決定に、どのような影響を及ぼしてきたのか。SSM データを用いて、長男であることが世襲決定に及ぼしてきた影響を、プロビット分析における限界効果の変化を通じて見てみよう。

表 6 長男の世襲への限界効果

1955	1965	1975	1995	2005	JGSS
10%***	7%***	9%***	6%***	3%**	2%**

注：\*\*\*は 1%水準で有意、\*\*は 5%水準で有意であることを示している

：サンプルは男性に限られる

：長男ダミー以外の説明変数は、年齢、所得、大卒ダミー、結婚ダミー、都道府県ダミー、現職の産業ダミーである

表 6 では、1955 年から長男であることが有意な影響を及ぼしてきたことを示している。1955 年ではその効果がおおよそ 10%であった。即ち、長男であることで、他の条件を一定として、世襲する確率が 10%程度高まることを示している。その効果は時代を経るに従い、だんだん弱くなっている。2005 年では 3%となり、JGSS データでは、2%となっている。その限界効果はかなり弱まりつつあるものの、依然として統計的に有意な、世襲の予測因子であることが示されている。こうした効果の弱まりの背景としては、男子が仕事を継ぐという規範意識そのものの弱まりや、少子化の進行で、後を継ぐ者が長男であるという出生順位を気にしていられなくなってきた、といったような背景が考えられる。

次に、世襲の効果を、長男であることを操作変数とした推計により、LATE として推計する。ここで、よく知られたことであるが、LATE の直観的意義について簡単に説明しておく<sup>8</sup>。

$$Y_i = \alpha + \theta D_i + \epsilon_i \quad (1)$$

ここで、Y はアウトカム (ここでは年間賃金)、D は世襲か否かを表す二値変数である。D について誤差項との相関がない場合、 $\theta$  は D の Causal Effect (ATE) を示している。次に、操作変数 (Z、ここでは長男か否かを表す二値変数) を用いた推計を行う。

<sup>8</sup> 以下、LATE について詳しくは、Angrist and Pischke (2008)を参照されたい。

$$D_i = \gamma + \varphi Z_i + u_i \quad (2)$$

これにより、2SLS推計を行う。なお、こうして得られた推計量は、以下の式(3)の様に表現できることが知られており、

$$\theta^{iv} = \frac{E[Y_i | Z_i=1] - E[Y_i | Z_i=0]}{E[D_i | Z_i=1] - E[D_i | Z_i=0]} \quad (3)$$

これは、Wald Estimator と呼ばれるものと一致する。

そして、本稿での LATE は、長男でなければ親の職業を継いでいなかったが、長男であったので継いだ、という仮想的な母集団における、世襲の所得への影響を示している。そしてこの時、単調性の仮定が満たされていることが必要であり、それは長男でなければ継いでいたが、長男なので継がない、といった行動をとる仮想的グループ (defiers) が存在しない、ということの意味している。

JGSS データより得られた LATE は、以下の表 7 に示されている。

結果として、825 万円という、かなり大きな額が計測されている。

しかしここで注意しなければならないのは、操作変数としての適格性 (特に、Excursion Restriction) についてである。このように、長男であることが First Stage において有意に作用していることが確認でき、いわゆる weak instrument が引き起こす問題についてある程度はクリアしていると考えられるだろう。しかし一方で、賃金関数における誤差項と長男ダミーとが、他の共変量をコントロールした上で相関を持たないことも要求される。言い換えれば、長男であることが稼得能力を高めるうえで、有利に働く可能性があるかどうかという問題に言い換えられる。



表 7 LATE 推計

被説明変数	世襲	所得
長男	0.0203*** (0.00714)	
世襲		824.8* (479.1)
定数項	0.102*** (0.00488)	406.5*** (53.81)
Observations	7,777	7,777
R-squared	0.001	
Test of excluded instruments:		
F( 1, 7775) =	8.05	
Prob > F =	0.0046	
Robust standard errors in parentheses		
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1		

稼得能力としては、IQ 等で計測される知的水準が、出生順で異なるかどうかという問題がある。先行研究としては、Retherford and Sewell (1991)、Rodgers et al.(2000)は、出生順位は知能と無関係であるという結論を得ている。また、Hauser and Sewell(1985)は、出生順位は教育水準に影響を及ぼさないことを見出している。対して、ノルウェイでのデータを用いた Kristensen and Bjerkedal(2007)は、長子と次に生まれたこどもの間に、平均約 2 の IQ 差があることを見出している。また、Björklund et al.(2010)は、父親と息子たちの世代間での IQ の相関係数と、兄弟間での相関係数とでは、兄弟間での相関係数の方が大きいことを見出し、家庭環境の与える IQ への大きさを論じている。また、Härkönen(2014)は、出生順位の高い男子ほど（つまり長男ほど）大学へ進学することを確認している。

このように、出生順位が知能水準等に影響を及ぼすかどうかについては確定的な結論が得られていないうえ、差があるとしてもわずかなものであり、教育水準（大卒かどうか）を共変量としてコントロールすれば、経済的アウトカムに影響を及ぼすとは考えにくい<sup>9</sup>。

また、長男であるかどうかを、採用時や昇進時に調査する企業はほとんどない。あるいは顧客として何かモノやサービスを購入したりするうえで、取引先の間が長男かどうかを気にする企業や個人もまたほとんどいないといってよいだろう。そうした意味で、一般的に見て長男であるかどうかは労働市場におけるアウトプットに対して意味を持たないと想定は自然である。

その一方で、先ほど見たように、長男であることは、一族・家系・家族の伝統を守る、という点で、最初に生まれた男子ということから、世襲をすることが非経済的領域（家族

<sup>9</sup> Mantell(2011)による取材記事に対して、親子間の知能遺伝に対する実証研究を行っている Sandra Black 氏は、このようなわずかな差は、教育水準を考慮すれば所得等への効果は消えてしまうと述べている。

関係・親戚関係・地縁関係等)から要請をされ、また自己もそう認識をする可能性が高い。

以上から、長男であることを操作変数とすることの正当性を本稿では主張し、これを主要な操作変数として用いることとする。

もともと、教育等の関連変数を共変量として含むことにより、LATE は covariates-specific LATE となり、直感的な解釈が難しくなってしまうことにも注意が必要であろう (Angrist and Pischke(2008),pp.175-181)。

また、長男であること、あるいは一人っ子であることが、個人の性格特性へ影響を及ぼしている可能性は考えられる。弟や妹がいることで、面倒を見たり、チューターとしての役割を果たしたりすることで、高収入につながる性格特性を獲得する、といった可能性である。しかし、そうした証拠はほとんど見つかっていない。Hartshorne et al. (2009)は、長子は長子同士、末子は末子同士でカップルになりやすいことを見出しているものの、Ernst and Angst(1985)は、きわめて広範にわたる既存研究についての調査を行った結果、出生順位と個人のパーソナリティには関連がないと結論付けている<sup>10</sup>。また、Jefferson et al. (1998)は、個人の性格特性を表すものとして最も代表的なビッグ・ファイブと、出生順位との間には相関がないことを見出している。こうした点も、長男ダミーの操作変数としての適格性を証していると言えよう。

さて、表 8 は、First Stage 及び Second Stage における推計結果を示したものである。各所得階層において、中間所得層を除き、長男の効果は正に有意であることを示している。

二段階目の推計は、世襲の効果を示したものである。400～1000 万円の層、400 万円以下の層ともにその効果は有意ではない。一方で、1000 万円以上の層では、その効果は 10% 水準であるとはいえ有意であり、1000 万円程度とかなり大きな額となっている<sup>11</sup>。こうした高所得層における世襲は、上述したように典型的には開業医や企業経営者の跡を継ぐ、ということになる。そうした層においては、医院や企業を丸ごと継ぐことになり、そうした資産が生み出す所得がかなり大きくなる可能性を示している。

つまり、高所得を得る能力のある人々が、資産を継承することにより、自己の能力との相乗効果により、さらに大きな所得を得ることができるようになることを示していると考えられる。

---

<sup>10</sup>実際、本稿において用いた JGSS を用いた推計においても、所得を被説明変数として、説明変数を勤続年数、年齢、結婚、居住地域規模 (農村、大都市、ベースは中規模都市)、所属組織規模、そして教育に関する変数である大卒ダミーを加えたものに、長男ダミーをさらに加えて OLS 推計を行っても、長男ダミーの係数は非有意であった (p 値は 0.21)。

<sup>11</sup> なお、2SLS ではなく、OLS により世襲の効果を推計した場合、1000 万円以下のカテゴリーではその効果は有意ではなく、1000 万円以上のカテゴリーでは、係数値は 164 となっている (10%有意)。

表 8 所得階層別にみた、世襲の所得への効果 (2SLS)

被説明変数	世襲(First Stage)				所得(Second Stage)			
	400万円未満	400万円以上 1000万円未満	1000万円以上	全サンプル	400万円未満	400万円以上 1000万円未満	1000万円以上	全サンプル
世襲					213.5 (154.6)	315.5 (413.3)	979.1* (534.5)	537.0 (436.5)
長男	0.0339** (0.0143)	0.0175 (0.0113)	0.0668** (0.0258)	0.0267*** (0.00959)				
勤続年数	8.24e-05 (0.000104)	5.26e-05 (7.35e-05)	3.26e-05 (9.21e-05)	6.51e-05 (6.64e-05)	-0.00912 (0.0418)	0.0581 (0.0466)	-0.272* (0.140)	0.111** (0.0537)
年齢	0.000660 (0.00133)	0.000412 (0.000720)	0.000694 (0.00166)	0.000688 (0.00105)	-1.572*** (0.389)	3.980*** (0.467)	9.740*** (2.373)	1.857 (1.330)
大卒	-0.00534 (0.0176)	-0.00680 (0.0151)	-0.0562 (0.0458)	-0.0104 (0.0144)	-16.93** (7.421)	47.48*** (8.885)	41.34 (52.90)	135.2*** (20.94)
結婚	0.00481 (0.0180)	0.00891 (0.00790)	-0.0568 (0.0873)	0.00397 (0.0107)	35.11*** (7.307)	63.34*** (8.013)	126.0 (127.4)	183.1*** (14.83)
農村地区	-0.0126 (0.0266)	-0.00480 (0.0108)	-0.0620 (0.0412)	-0.0114 (0.0119)	3.252 (7.656)	-9.536 (9.046)	75.03 (47.52)	14.76 (12.64)
大都市	0.0375 (0.0236)	0.0248** (0.00978)	-0.00758 (0.0311)	0.0275** (0.0133)	-0.542 (9.072)	-35.09*** (12.90)	60.39 (53.84)	-61.09*** (16.18)
定数	0.0614 (0.0372)	0.0520 (0.0364)	0.117 (0.128)	0.0528 (0.0326)	209.6*** (18.76)	330.6*** (32.27)	479.3*** (181.4)	125.3* (73.24)
所属組織規模ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Observations	2,220	3,616	378	6,214	2,220	3,616	378	6,214
R-squared	0.147	0.078	0.120	0.109				
Test of excluded instruments:	F(1,135)=5.59	F(1,155)=2.40	F(1, 70)=6.70	F(1,170)=7.74				
Cluster-Robust standard errors in parentheses(clusterは職業カテゴリー)								
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1								

## 結語

日本では、少子高齢化が非常に進んでいる現状にある。

こうした状況下では、少数の人々が、より大きな一人あたりの資産を継承していくことになり、Piketty(2014)の指摘する状況が、日本においてもより顕著になっていく可能性がある。そしてそれは、職業継承においても同様の傾向をもたらすであろう。世襲財産および世襲職業がもたらす格差の問題は、今後より先鋭化していくと考えられる。

一方、本稿では言及しなかった、探求すべき課題もまた多い。今後は女性も労働市場における存在感を増していくと考えられるが、女性に対する世襲の影響はどうなっているのか、そうしてどうなっていくのか。世襲のメリット・デメリットは、各職業別に、具体的にどのような経路に従って発生するのか、等々である。親の職業が子の職業選択及び所得等へもたらす影響とはどのようなものか、というより広範な問いに対する探究も始まったばかりである。

補表 職業分類一覧

研究者	自然科学系研究者	人文科学系研究者	大学教員						
エンジニア	機械・電気・化学技術者	建築・土木技術者	農林技術者	情報処理技術者	その他の技師・技術者				
医師	医師								
歯科医師	歯科医師								
その他医療関係	薬剤師	助産婦	保健婦	栄養士	看護婦・看護士	あん摩・はり・きゅう師・柔道整復師	その他の保健医療従事者	獣医師	社会福祉事業専門職員
法律・税・会計	裁判官、検察官、弁護士	その他の法務従事者	公認会計士、税理士	不動産鑑定士	経営コンサルタント				
教員	幼稚園教員	小学校教員	中学校教員	高等学校教員	盲・ろう・養護学校教員	その他の教員	保母、保父	個人教師	
宗教	宗教家								
文芸・アート・芸能	文芸家、著述家	記者、編集者	彫刻家、画家、工芸美術家	デザイナー	写真家、カメラマン	音楽家（個人に教授するものを除く）	俳優、舞踊家、演芸家（個人に教授するものを除く）	アナウンサー（ラジオ、テレビ）	
管理的公職者	国会議員	地方議員	その他の法人・団体の役員	会社・団体等の管理職員	駅長、区長	郵便局長、電報・電話局長	その他の管理的職業従事者		
一般事務	総務・企画事務員	受付・案内事務員	出荷・受荷事務員	営業・販売事務員	その他の一般事務員	会計事務員	郵便・通信事務員	集金人	その他の外勤事務従事者
	運輸事務員	速記者、タイピスト、キーパンチャー	電子計算機等操作員	図書館司書	その他の専門的・技術的職業従事者				
店主	小売店主	卸売店主							
販売員	販売店員	行商人、呼売人、露天商	再生資源卸売人・回収人	商品仲立人	外交員（保険、不動産を除く）	保険代理人・外交員	不動産仲買人・売買人	質屋店主・店員	その他の販売類似職業従事者
サービス	女中、家政婦、家事サービス職業従事者	理容師、美容師	クリーニング職、洗張職	給仕係	スチュワード、スチュワード	接客社交係	娯楽場等の接客員	旅行・観光案内人	その他の個人サービス職業従事者
	下宿・アパートの管理人、舎監、寮母	ファッションモデル	その他のサービス職業従事者						旅館主人・番頭、ホテル支配人
保安公務	自衛官	警察官、海上保安官、鉄道公安員	消防員	看守、守衛、監視員	その他の保安職業従事者	旧職業軍人			
農林水産	農耕・養蚕作業	畜産作業	林業作業	その他の農林業作業	漁業作業	漁船の船長・航海士・機関長・機関士			
運輸・通信	電車・機関車運転士	自動車運転者	船長・航海士（漁船を除く）、水先人	船舶機関長・機関士（漁船を除く）	航空機操縦士、航空士、航空機関士	車掌	鉄道員	船員	その他の運輸従事者
	有線通信士	電話交換手	郵便・電報外務員	その他の通信従事者					無線通信士、無線技術士
採掘・ガラス・金属・セラミック	採鉱員、採炭員	石切出作者	その他の採掘作業	陶磁器工、総付作者	石工	ガラス・セメント製品製造業者	その他の窯業・土石製品製造業者	製鉄工、製鋼工、精錬工	鋳物工、鍛造工、金属材料製造業者
	金属工作機械工、めっき工、金属加工業者	鉄工、板金工	金属溶接工						化学製品製造業者

補表続き

機械組立・修理・製造工	一般機械組立工・修理工	電気機械器具組立工・修理工	自動車組立工・整備工	鉄道車両組立工・修理工	船舶ぎ装工(他に分類されない)	航空機組立工・整備工	自転車組立工・修理工	その他の輸送機械組立・修理作業	時計組立工・修理工	光学機械・精密機械器具組立工・修理工	
	精穀工、製粉工	パン・菓子・めん類・豆腐製造工	味噌・醤油・缶詰食品・乳製品製造工、飲料品製造業者	たばこ製造工	酒類製造工						
繊維・紙・木材	製糸業者	織布工、紡織業者	漂白工、染色工	洋服・和服仕立職	縫製工、裁断工	製材工、木工	指物職、家具職、建具職	船大工	おけ職、木・竹・草・つる製品製造業者	製紙工、紙器製造工、パルプ・紙・紙製品製造業者	
	印刷・製本業者	ゴム・プラスチック製品製造業者	くつ製造工・修理工、かわ・かわ製品製造業者								
和のものづくり	塗装工、画工、看板工	漆塗師、まき絵師	表具師、内張工	和がさ・ちようちん・うちわ職	貴金属・宝石・甲角等細工	印判師					
その他生産従事者	洋傘組立工	かばん・袋物製造工	がん具製造工	製図工、現図工	映写技士	その他の技能工・生産工程業者					
定置機関連運転・労務作業	映写技士	その他の技能工・生産工程業者	汽かん士、汽かん火夫	起重機・建設機械運転業者	現場監督、その他の建設業者	倉庫夫、仲仕	発電員、変電員	電気工事・電話工事業者	土木・建築請負師	左官、とび	れんが積工、配管工
	畳職	土工、道路工夫	鉄道線路工夫			運搬労務者	清掃員	植木職、造園師		その他の労務業者	
会社役員	会社役員										
飲食店	料理人	バーテンダー									

謝辞

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。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。

参考文献

- Acemoglu, D.(2002) “Technical Change, Inequality, and the Labor Market,” *Journal of Economic Literature*, Vol. 40, No. 1, pp. 7-72.
- Aghion, P. and Bolton, P. (1997) “A trickle-down theory of growth and development with debt overhang,” *Review of Economic Studies*, Vol.64, No. 2, pp.151 – 172.
- 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.
- Banerjee, A.V. and Newman, A. (1993) “Occupational choice and the process of development,” *Journal of Political Economy*, Vol.101, No. 2, pp.274 – 298.
- Baumol, W.J. and Bowen, W.G. (1968) *Performing Arts - The Economic Dilemma*, The MIT Press.
- Björklund, A., Karin, H.E. and Jäntti, M. (2010) “IQ and Family Background: Are Associations Strong or Weak?” *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, Vol. 10, No.1, pp.1-14.
- Card, D. and DiNardo, J.E. (2002) "Skill-Biased Technological Change and Rising Wage Inequality: Some Problems and Puzzles," *Journal of Labor Economics*, vol. 20, No.4, pp. 733-783.
- DiNardo, J., Fortin, N. and Lemieux, T. (1996) "Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach," *Econometrica*, vol. 64, No.5, pp.1001-44.
- Ernst, C. and Angst, J. (1985) *Birth Order : Its influence on Personality*, Springer.
- Galor, O., and Zeira, J. (1993) “Income distribution and macroeconomics,” *Review of Economic Studies*, Vol.60, No.1, pp. 35 – 52.
- Härkönen, J. (2014) “Birth Order Effects on Educational Attainment and Educational Transitions in West Germany,” *European Sociological Review*, Vol.30, No.2, pp.166-179.
- Hartshorne, J.K., Salem-Hartshorne, N. and Hartshorne, T. S. (2009) “Birth Order Effects in the Formation of Long-Term Relationships,” *Journal of Individual Psychology*, Vol. 65, No.2, p156.
- Hauser R.M., and Sewell W.H. (1985) “Birth order and educational attainment in full sibships,” *American Educational Research Journal*, Vol.22, pp.1-23.
- Heckman, J.J., Ichimura, H. and Todd, P. (1998) “Matching as an Econometric Evaluation Estimator,” *Review of Economic Studies*, Vol.65, pp. 261-294.
- Jefferson, Tyrone Jr., Herbst, J.H. and McCrae, R. R. (1998) “Associations between

Birth Order and Personality Traits: Evidence from Self-Reports and Observer Ratings,” *Journal of Research in Personality*, Vol.32, No.4, pp.498–509.

Kristensen, P. and Bjerkedal, T. (2007) “Explaining the Relation Between Birth Order and Intelligence,” *Science*, 22, Vol. 316 no. 5832 p. 1717

Laband, D. N. and Lentz, B. F. (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.

Mantell, R. (2011) “How birth order can affect your job, salary,” *Market Watch*.  
(<http://www.marketwatch.com/story/how-birth-order-can-affect-your-job-salary-2011-09-23>)

Piketty, T. (1997) “The dynamics of wealth distribution and the interest rate with credit rationing,” *Review of Economic Studies*, Vol.64, No.2, pp.173 – 189.

Piketty, T. (2014) *Capital in the Twenty-First Century*, Belknap Press of Harvard University.

Retherford R.D. and Sewell W.H. (1991) “Birth order and intelligence: further tests of the confluence model,” *American Sociological Review*, Vol.56, pp.141-158.

Rodgers J.L., Cleveland, H.H., van den Oord, E. and Rowe, D.C. “Resolving the Debate over Birth Order, Family Size, and Intelligence,” *American Psychologist*, Vol.55, No.6, pp.599-612.

佐藤俊樹(2000)『不平等社会日本』中央公論新社

参鍋篤司(2014)「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」*日本労働研究雑誌*、近刊

星野崇宏 (2009)『調査観察データの統計科学』岩波書店

森剛司・後藤励(2012)『日本のお医者さん研究』東洋経済新報社