

論 文

## 持続的成長に向けての人的資本政策の役割\*

川口 大司\*\*

### <要旨>

少子高齢化が進む中でも持続的成長を維持する手段として、一人一人の生産性を高める人的資本政策の役割に注目が集まっている。人的資本の蓄積は人生を通じて行われるもので、ライフサイクル初期の人的資本蓄積がのちの人的資本蓄積にも影響を与えることを近年の研究は強調している。これらの問題意識を背景として、本論文は主として日本における人的資本の蓄積と利用に関連する実証研究を概観する。概観の結果、ライフサイクルの様々な段階において人的資本蓄積機会の不平等が存在し、その不平等の大きさは主として家庭環境の違いに起因するが、教育政策も無視できない影響を与えることが明らかになった。また人的資本蓄積機会の不平等が所得の不平等に大きな影響を与えることも明らかになった。

JEL Classification Number : I24, I28, J24

Key Words : 人的資本、所得、不平等

---

\* 本稿は内閣府「平成 27 年度経済の好循環と日本経済再生に向けた国際共同研究」の一環として作成されたものである。報告会における指定討論者の田中隆一氏（東京大学）ならびに出席者からのコメントが論文の内容を改善するにあたり大変に有益であった。記して感謝したい。

\*\*川口 大司：東京大学大学院経済学研究科教授

## The Role of Human Capital Policy for Sustainable Growth

By Daiji KAWAGUCHI

### **Abstract**

Human capital policies attract much attention from policy makers of Japan as a way to sustain economic growth in face of shrinking working age population. Human capital is accumulated throughout a life and recent studies emphasize that early-stage human capital accumulation affects the subsequent human capital accumulation. In light of development of the literature, this paper reviews empirical papers on human capital accumulation and its use from Japan throughout a lifecycle. The literature demonstrates that there exists significant inequality in the opportunity for human capital accumulation in each life stage that translates into earnings inequality. The literature also points to the non-negligible impact of human capital policy, along with a significant impact of family background, on human capital formation.

JEL Classification Number: I24, I28, J24

Key Words: Human capital, life cycle, education, inequality, Japan

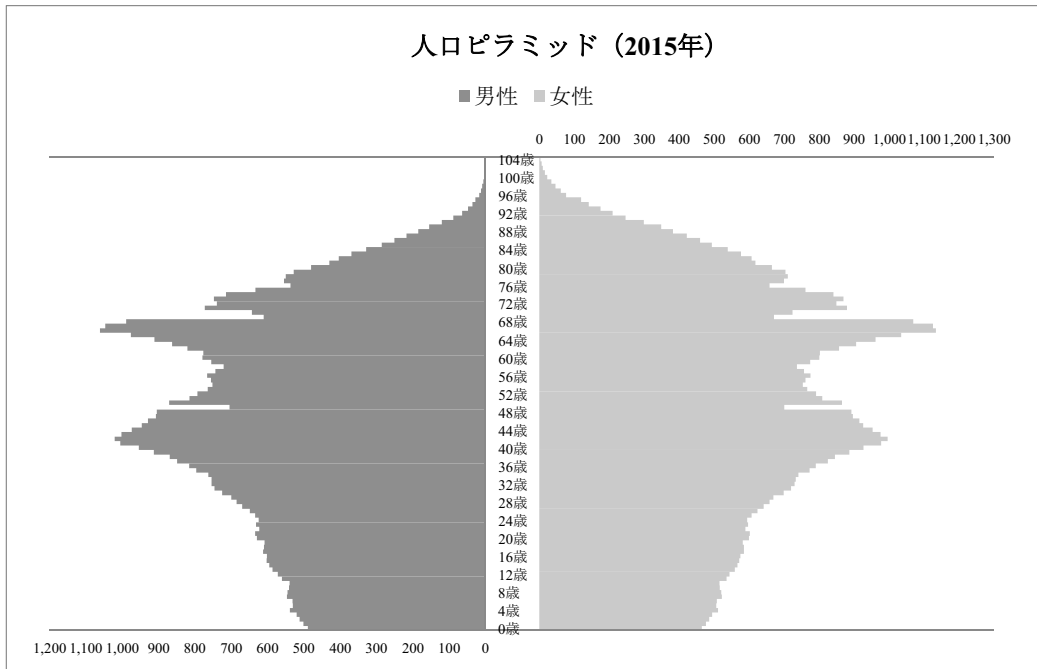
## 1. はじめに

人口の高齢化が進む中で高齢者人口を現役世代人口で除した従属人口比率が高まることが予測されている。図表1には国立社会保障人口問題研究所による2015年時点が、図表2には2050年時点の年齢別人口構成がまとめられている。これを見ると2050年においては最大規模を誇る年齢層は76歳であり、高齢者が人口に占める比率が急増していくことがよくわかる。この人口の高齢化は経済社会の在り方に様々な影響を与えるが、最も端的にその影響が表れるのは年金財政である。日本の現行の社会保障制度は現役人口から高齢者人口への移転を前提とする賦課制度になっているため、人口の高齢化は社会保障の担い手が減少する一方で社会保障を受ける人々が増えることを意味する。仮に15歳から65歳の「現役世代」が66歳以上の「高齢者」を支えると考えると、2015年時点で現役1人が高齢者0.41人を支える状態だったものが、2050年には現役1人が高齢者0.71人を支えることになる。そのため、現行の社会保障制度を前提にすれば、早晩日本は深刻な財政危機に見舞われることが予想される (Imrohroglu, Kitao and Yamada, 2016)。この問題を解決するためには、少子化対策と並行して、女性や高齢者がその潜在能力を發揮できるよう就業率や正社員比率を向上させる改革が必要になるとともに、現役世代の一人当たりの潜在能力を引き上げるような政策が重要になる。

労働者一人一人の生産性を決定する要因として重要なのが人的資本である。人的資本とは教育、職業訓練、健康維持活動といった投資活動を通じて人間に蓄積され、労働者としての生産性を高めたり、健康状態を向上させたり、高度な文化を消費することの喜びを増したりすることで個人の生活の質を向上させるものである。生産性向上の切り札として人工知能などに代表される情報通信技術の進歩に期待が集まりつつあるが、新しい技術はそれを使いこなす高い人的資本を持った労働者と組み合わせることを通じて初めて高い生産性を發揮することになることが多く、特定の産業で起こる急速な技術進歩はその産業に高い人的資本を持つものを引き寄せる傾向がある (Mincer and Higuchi, 1988)。そのため、技術が進歩し、その技術そのものは安価に共有可能なものであったとしても、適切な人的資本が伴わなければ生産性の向上を図ることが難しく、人的資本政策の重要性は揺るがない。

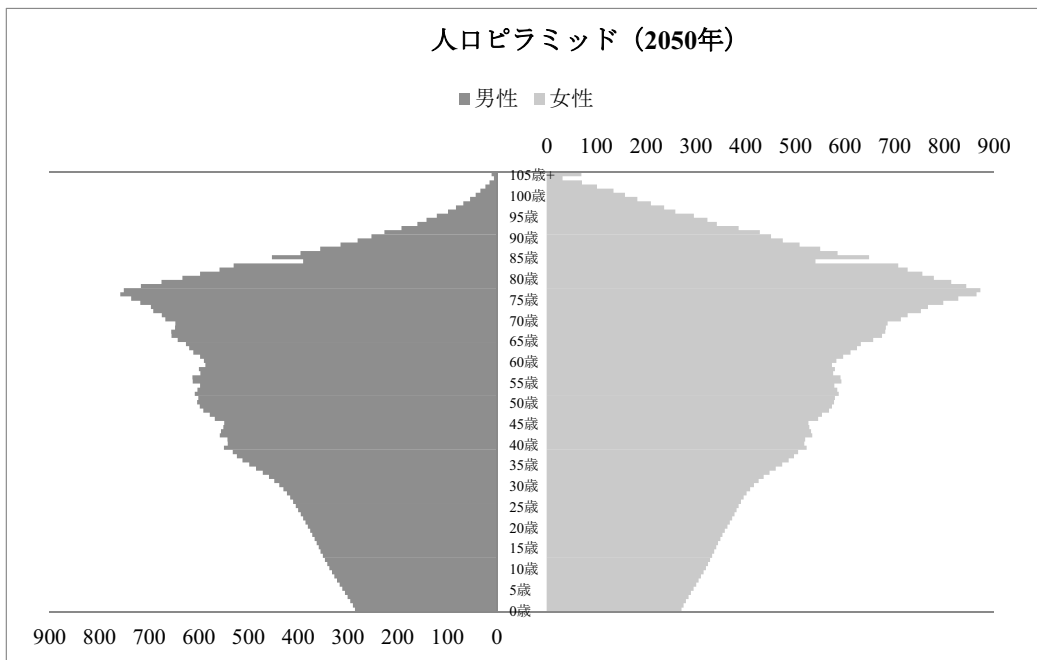
人的資本政策は所得分配の決定要因としても重要である。情報通信技術に代表される技術革新や近隣アジア諸国の経済成長、輸送費の低下、関税の撤廃あるいは引き下げに伴う経済活動のグローバル化は、高技能労働者への需要を増加させる一方で、低技能労働者への需要を減少させている。高技能労働者と低技能労働者の供給に変化がなければ、需要構造の変化は高技能労働者と低技能労働者の賃金格差を拡大させる。事実、アメリカ、イギリス、カナダといったアングロサクソン諸国では技術進歩や経済活動のグローバル化を背景として、大卒労働者への需要が伸びる中で、大卒労働者の供給が伸び悩み大卒労働者と高卒労働者の間の賃金格差が大幅に拡大し、1980年代以降にこれらの諸国で観察された賃金格差の拡大を説明することが明らかになっている (Card and Lemieux, 2002; Autor, Katz

図表 1 2015 年時点の年齢別人口構成



出典：国立社会保障人口問題研究所 男女年齢各歳別人口：出生中位（死亡中位）推計

図表 2 2050 年時点の年齢別人口構成



出典：国立社会保障人口問題研究所 男女年齢各歳別人口：出生中位（死亡中位）推計

and Keaney, 2008)。一方で、日本では同時期に大卒労働者の供給が大幅に拡大した結果、大卒労働者と高卒労働者との賃金格差は安定的に推移し経済全体の賃金格差もそれほど広がらなかった(Kawaguchi and Mori, 2016)。

このように経済成長と所得分配の決定要因として重要な役割を果たす人的資本について、本研究ではまず人的資本と経済成長の関係についてマクロ経済学の分野でどのような知見が得られているかを概観する。そのうえで、日本における人的資本蓄積に関する既存の分析を、ライフサイクルを通じた人的資本蓄積という観点から選択的に展望する。近年の経済分析の進展は、人的資本蓄積の過程には個人間の異質性が大きく、その異質性はライフサイクルの初期段階から大きいことを明らかにしている。これらの研究によれば、人生のある時点における人的資本投資の効果は、それまで獲得した人的資本の量に依存するため、ライフサイクル初期における人的資本量の多寡は、累積的過程を経て大きな人的資本量の異質性につながっていく。本研究では人的資本蓄積を累積的な過程であるにとらえて、各ライフステージにおける人的資本蓄積の多寡がどのように決定され、さらにそれが次期以降の人的資本蓄積にどのような影響を与えるかを概観する。次いで蓄積された人的資本が労働市場においてどのように活用され、賃金にどのように影響を与えるのかを概観し、さらに人的資本の分布の仕方が賃金格差に与える影響に注目しながら既存研究を展望する。なお、人的資本は労働者としての技能のほか健康状態も含めて考えるのが一般的であるが、本稿では一部の例外を除いて健康状態についての研究は対象外とする。

## 2. 人的資本と成長

人的資本が経済成長を促進するかについては様々な議論があるが、これまでの研究でわかってきたのは一国の人的資本水準の測定の仕方で、人的資本と経済成長の関係に関する結論が大きく変化することである。マクロ経済学者によるクロスカントリーデータを用いた研究の嚆矢となった Barro (1991) は、労働者の平均的な教育年数を人的資本の代理指標として用いて、初期時点の人的資本の高さがその後の成長率を高めることを明らかにした。後続の Benhabib and Spiegel (1994), Barro and Sala-i-Martin (1995) や Sala-i-Martin (1997) といった研究も、初期時点の教育水準がその後の経済成長率を高めることをクロスカントリーデータを用いて示した。一方で、これらの研究結果が初期時点の平均教育水準とその後の経済成長率の相関関係を因果関係として解釈していることに対して、Bils and Klenow (2000) は、初期時点の教育水準が高い国は一人当たり労働供給が増える傾向にあったことや、成長促進的な経済制度などを持つ傾向があることなど、省略変数バイアス (omitted variable bias) の影響が大きいことを指摘する。また、理論的にも将来の成長を予測させる要因があるとき、人々は長い教育年数を選ぶことも指摘しており、このような省略変数バイアスが生じうる理論的背景も明確にしている。彼らによれば、教育水準と経済成長の高い相関関係の 2/3 以上はこれらの省略変数バイアスによってもたらされている。教育水準

が経済成長に与える影響はマクロ経済学者による初期の研究が示唆するほど自明ではないことが明らかになった点は注目に値する。

Bils and Klenow (2000) に対する直接的な反論とはなっていないものの、人的資本が経済成長を促進するかを検証する上で、人的資本をどのように測定するかが重要であることを近年の Hanushek と Woessmann による一連の研究は明らかにしている。彼らの研究は、教育によって形成される人的資本を標準的なテストスコアで測られた認知能力をもって代理させると、人的資本の高さがその後の経済成長に大きな影響を与えることを明らかにしている (Hanushek and Woessmann, 2008; Hanushek and Woessmann, 2012; Hanushek 2013)。これらの研究成果をもとに森川 (2015) は人的資本政策が今後の日本の経済成長を決定する上で数量的に重要な政策であると位置づけている。これらの研究は日本の経済成長の実証研究においても、テストスコアなどの良質な人的資本指標を用いた研究を行っていくことが重要であることを物語っている。

### 3. 人的資本の形成と労働市場における活用

人的資本は家庭教育、学校教育さらには職場訓練や職業経験を通じて形成されていくものである。すなわちライフサイクルの中で人的資本は形成されるわけであるが、その個人差が発生する最初の段階として、最近の研究は母胎内の環境にまで遡れることを明らかにしている。この節ではライフサイクルに沿って、人的資本がどのように形成されるかを概観し、形成された人的資本が労働市場でどのように評価されるかを概観していこう。

#### 3-1 幼児期・小児期における環境が人的資本形成に与える影響

##### 出生時体重の決定とその後の成長に対する影響

広義の人的資本には健康状態も含まれるが、この広義の人的資本形成は、母胎内で始まり出生時には人的資本量に個人差が生まれているとする考え方がある。母胎内の環境を集約する指標として出生時体重が用いられることが多い。医学分野における研究によると、母胎内での栄養状態が遺伝子修飾を変えることを通じて発現形質に影響を与えるというエピジェネティクスを通じて、出生後の糖尿病など特定疾患への罹患確率が変わってくるということが明らかになっている。また、経済学における研究も進んでおり、出生時体重が学歴達成や労働市場における就業状態の決定に影響を与えていることが明らかになっている (Almond and Currie, 2011)。新生児の出生時体重は標準的には 3000g 前後であるが、これらの研究は 2500g 以下の低体重出生、中でもとりわけ 1500g 以下の出生がその後の疾病罹患確率を上げたり、学歴達成を下げたり、就業率や賃金の低下をもたらしたりすることを明らかにしている。

出生時体重の決定や出生時体重のその後の発達への影響の分析は日本においては緒に就いたばかりであるが、川口・野口 (2012)、川口・野口 (2014)、Nakamuro, Uzuki and Inui

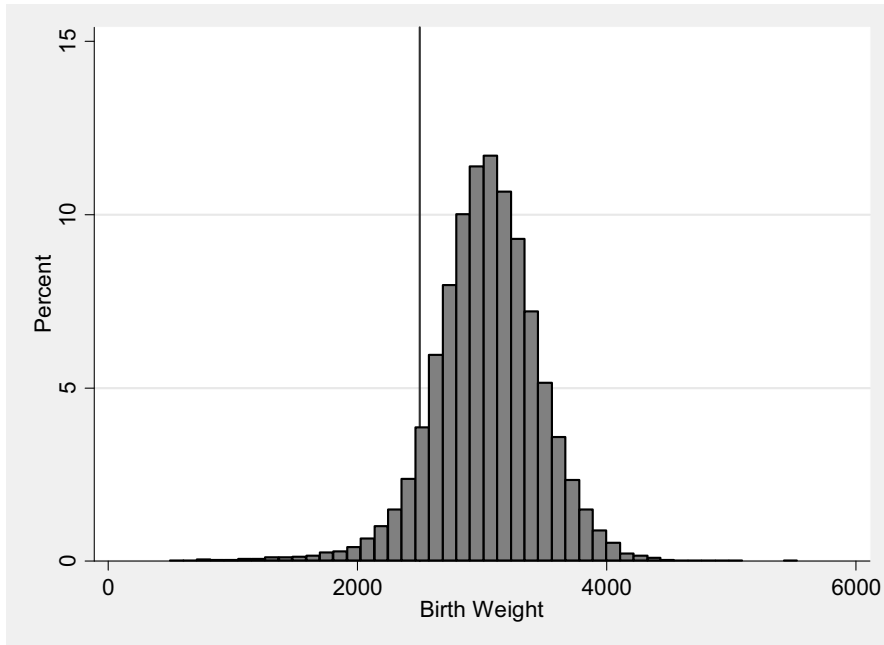
(2013)といった研究が蓄積されてきている。これらの研究を概観することを通じて諸外国で得られている一般的な結果との共通点や相違点を明らかにしてみよう。

川口・野口(2012)は厚生労働省「人口動態調査・出生票」の1990年、1995年、2000年、2005年の個票を用いて新生児平均体重の分布変化を分析した。分析の結果、医学者によってすでに指摘されてきた出生時体重の時系列的低下を確認した。さらに、女兒であること、懐妊期間が短いこと、第1子であること、母親の年齢が高いこと、母親もしくは父親が外国人でないこと、父親が無職であること、といった諸要因が新生児の出生時の体重の減少につながるということが明らかになった。1990年から2005年にかけて新生児の平均体重は3,084gから3,027gまで57g減少しているが、妊娠期間の短期化、少産化による第1子確率の増加、母の高齢化、国籍の多様化、職業分布の変化といった要因で説明できる変化は4割未満にとどまることが明らかになった。したがって、新生児平均体重減少の6割強は、他の要因によって引き起こされていることが示唆される。

川口・野口(2014)は厚生労働省「人口動態調査・出生票」よりも詳しい情報を含む厚生労働省「21世紀出生児縦断調査」の新生児のパネルをもちいて、2500g未満で生まれる低体重出生がどのような社会経済的な背景より発生するかを分析し、さらに低体重出生がその後の児童の発達にどのような影響を与えているかを2歳半時点、6歳半時点の発達・行動指標を用いて分析した。2001年に生まれた全国おおよそ約4万7千人を追跡した新生児のパネルを分析した結果、母親の喫煙、出産1年前の母親のフルタイム就業が低体重出産をもたらすことが明らかになった。図表3には新生児の体重の分布が示されている。平均体重は3037gであり、低体重出生といわれる2500g以下で生まれるものが8.3%ほどいることが図表4の記述統計量を見るとわかる。低体重出生の帰結についてであるが、2500g未満で生まれることは2歳半時点での発達を遅らせていることが明らかになった。その一方で6歳半時点での発達指標に対する影響は統計的には認められなかった。

図表5は出生時体重の決定を親の社会経済的諸変数に回帰した結果である。平均値回帰であるOLSの結果と並んで分位点回帰の結果と2500g以下で出生する低体重出生の発生をプロビット回帰した結果も示してある。この結果は母親の高年齢化は出生児体重の平均値には影響を与えないものの、ばらつきを増やすことを示している。また母親が高学歴であると出生体重の平均値には統計的に影響を与えないものの、ばらつきを減少させることを示している。これは学歴が高い女性ほど出産前の医師による指導などに従い3000g前後での出産を目指すよう行動するためであるといえるかもしれない。また、母親の喫煙は出生児体重を下げるということが明らかになっている。これは欧米で広く知られた結果が日本でも確認できることを示している。加えて母親が出産1年前にフルタイム就業やパートタイム就業していることが、出生時の体重を減少させていることについては注意が必要である。データでは観察できない世帯恒常所得の低さが母親の就業状態と相関を持つ可能性は排除できず、直ちに因果推論を行うことには慎重でなければならないが、母親の就業が母体にストレスを与えたり、産前指導を受ける機会の減少をもたらしたりしている可能性もあり、

図表 3：出生体重の分布、2001 年、男女計



注：垂直線は 2500g を指す。

出典：川口・野口（2013）

図表 4：新生児の両親の社会経済的属性、出生体重別

変数	全新生児	2500g 未満	2500g 以上
女兒	0.48	0.53	0.48
母親 年齢	30.00 (4.33)	30.40 (4.44)	30.05 (4.32)
母親 高専・短大卒	0.42	0.41	0.42
母親 四大卒以上	0.14	0.14	0.14
母親 喫煙	0.15	0.17	0.15
出産 1 年前母親フルタイム	0.32	0.36	0.32
出産 1 年前母親パートタイム	0.17	0.19	0.17
出産 1 年前母親自営業	0.04	0.04	0.04
父親 年齢	32.21 (5.47)	32.63 (5.66)	32.17 (5.45)
父親 高専・短大卒	0.16	0.15	0.16
父親 四大卒以上	0.37	0.36	0.37
父親 喫煙	0.62	0.63	0.62
世帯年収	5,718,256 (3,734,725)	5,766,596 (3,500,098)	5,713,890 (3,755,205)
サンプルサイズ	40,121	3,323	36,798

注：カッコ内は標準偏差。

出典：川口・野口（2013）



図表 5：両親の社会経済的背景による出生体重の決定と低体重出生の決定

	平均値	10%	25%	50%	75%	90%	2500g
		タイル	タイル	タイル	タイル	タイル	未満
女兒	-76.70 (4.27)	-54.05 (8.36)	-69.54 (6.57)	-86.97 (4.89)	-90.84 (5.75)	-93.18 (7.26)	0.0168 (0.0027)
母親 年齢	-0.31 (0.70)	-2.81 (1.46)	-0.92 (0.85)	-0.56 (0.95)	1.19 (1.04)	2.98 (0.85)	0.0013 (0.0004)
母親 高専・ 短大卒	-6.10 (4.92)	8.99 (6.74)	-2.05 (4.80)	-0.06 (5.02)	-10.29 (6.57)	-22.76 (9.00)	-0.0038 (0.0031)
母親 四大卒以上	-9.00 (7.32)	7.23 (14.79)	-14.90 (7.92)	3.79 (9.35)	-23.08 (8.67)	-33.66 (12.15)	-0.0062 (0.0045)
母親 喫煙	-38.83 (6.30)	-24.71 (11.80)	-41.11 (9.22)	-29.14 (5.42)	-38.32 (8.70)	-44.53 (8.53)	0.0100 (0.0042)
出産1年前 母親フルタイム	-43.35 (5.19)	-64.48 (9.11)	-42.36 (5.35)	-36.61 (4.52)	-32.76 (4.99)	-43.63 (6.98)	0.0244 (0.0036)
出産1年前 母親パートタイム	-28.36 (6.08)	-49.97 (11.24)	-27.03 (8.87)	-22.15 (5.68)	-21.11 (7.37)	-15.42 (8.46)	0.0204 (0.0043)
出産1年前 母親自営業	0.14 (10.92)	-28.00 (22.25)	3.58 (11.44)	-5.51 (13.90)	16.59 (13.61)	22.74 (22.22)	0.0125 (0.0076)
父親 年齢	0.42 (0.55)	-2.71 (1.06)	-0.61 (0.53)	1.24 (0.68)	1.97 (0.87)	3.16 (0.93)	0.0010 (0.0003)
父親 高専・ 短大卒	13.77 (6.33)	28.55 (9.61)	7.75 (6.52)	7.96 (6.81)	7.81 (6.83)	17.71 (12.30)	-0.0086 (0.0039)
父親 四大卒以上	6.83 (5.45)	3.17 (9.15)	11.46 (5.97)	0.50 (7.04)	-1.59 (7.49)	-0.82 (8.03)	-0.0030 (0.0035)
父親 喫煙	2.12 (4.71)	-4.53 (10.01)	-0.29 (4.78)	1.22 (6.06)	4.25 (7.60)	13.48 (8.11)	0.0012 (0.0030)
世帯年収（対数値）	-1.40 (4.07)	19.51 (7.95)	3.59 (4.64)	-2.54 (4.63)	-10.22 (4.34)	-18.23 (5.76)	-0.0052 (0.0025)
定数項	3,113.99 (59.62)	2,470.32 (114.51)	2,839.62 (69.85)	3,122.31 (65.55)	3,424.87 (71.27)	3,703.92 (84.78)	-
決定係数	0.01	-	-	-	-	-	-

注：サンプルサイズは40,121。OLS、分位回帰とProbit推定の推定係数。かっこ内は標準誤差。  
 プロビット推定の結果については、各変数の限界効果を説明変数の平均値で評価したものを報告している。

出典：川口・野口（2013）

今後、因果関係の識別に向けたさらなる研究が必要であることを示唆している。

### 3-2 出生日の人生への影響

出生日は出生時に決まるがこれも人的資本の蓄積に影響を与え、その後の人生に影響を与えることが明らかになっている。日本をはじめとする多くの国において学校への入学タイミングは出生日によって定義されているため、一つの学年の中で実年齢がほぼ1歳違う児童がともに学ぶことになる。義務教育である小学校が始まるのは6歳であるため、この1歳の違いが発達に与える影響は無視しえないほど大きく、この時期の学びの度合いの違いが生涯にわたって影響を及ぼすためである。このような効果を相対年齢効果といい、各国でその大きさの推定が行われている (Bedard and Dhuey, 2006 など)。

日本の場合、義務教育は6歳の誕生日を迎えた後の4月1日に小学校に入学することより始まる。日本法は誕生した日の午前12時をもって誕生日を迎えると定義しているため、4月1日に生まれたものは6歳ちょうどで小学校に入学することになるが、4月2日に生まれたものは6歳の誕生日を迎えた次の年の4月1日に小学校に入学することになるため、7歳に1日欠ける満年齢で小学校に入学する。つまり同じ学年に所属する児童の中で4月2日生まれが最も実年齢が高く、4月1日生まれが最も実年齢が低い。同一の学年に属する児童の中に実質的には1歳の年齢差があると、相対的に年齢の低い児童は発達度合いが低く学習面でハンディキャップを抱える可能性がある。もともと年齢が上がるにつれて1歳の年齢差は実年齢に比べて相対的に小さくなっていくため、そのハンディキャップは年齢が上がるにつれて解消していくとも考えられる。そのため相対年齢差の影響がどの程度の年齢まで残るのかを調べるのは重要な実証的課題であるといえる。

Kawaguchi (2011) は相対年齢が学業成績や就業・所得に与える影響を分析した。小学4年生と中学2年生を対象にした国際標準テストのTIMSSを使い、児童の数学の成績の決定を回帰分析した結果が図表6に報告されている。この推定結果は、親の学歴や居住地域を制御したうえで、小学4年男児の1-3月生まれは4-6月生まれに比べて偏差値が1.86低いこと、女兒に関しては2.22低いことを示している。また、中学2年男児で1-3月生まれは4-6月生まれに比べて偏差値が1.13低いこと、女兒に関しては1.59低いことを示している。これらの結果はいわゆる早生まれの児童が同じ学年の中でハンディキャップを負っていることを示唆しており、学年が上がるにしたがってその不利は解消していくものの消失はしないことを示唆している。

Kawaguchi (2011) はさらに総務省「就業構造基本調査」を用いて、誕生月が最終学歴や就業・所得にあたる影響を推定している。2002年のデータに基づいて、当時30歳から34歳であった1968年4月から1972年3月に生まれた男性を分析の対象とし、最終学歴や就業・所得に対して生まれ月が与える影響を回帰分析した結果が図表7である。この結果によれば、1-3月生まれは4-6月生まれに比べて4年制大学を卒業する確率が2.7%ポイント低いなどの理由で、平均的に0.13年教育年数が短い。そしてこの教育年数の短さは1-3

月生まれは4-6月生まれに比べて3.9%時間当たり賃金が低いことにつながっている。

図表6：生まれつきと算数・数学のテストスコアの関係

被説明変数：偏差値化された数学のテストスコア

分析サンプル：TIMSS2003の小学4年生と中学2年生

	(1)	(2)	(3)	(4)
学年	小学4年生		中学2年生	
性別	男児	女児	男児	女児
7-9月	-0.49 (0.62)	-0.33 (0.59)	0.36 (0.53)	-0.02 (0.55)
10-12月	-1.56 (0.68)	-1.52 (0.62)	-0.34 (0.50)	-0.65 (0.58)
1-3月	-1.86 (0.60)	-2.22 (0.63)	-1.13 (0.55)	-1.59 (0.54)
N	2453	2479	4558	4514
R-squared	0.09	0.07	0.11	0.16

注：カッコ内は学校内での誤差相関に対して頑健な標準誤差。次の変数が追加的な説明変数として含まれている：母親と父親の教育年数のカテゴリーダミー変数（欠損地を示すカテゴリーを含む）、地域を示すダミー、家庭の蔵書数のカテゴリーダミー、家庭におけるPC保有を示すダミー、世帯員数を示す連続変数。小学4年生に関しては2003年2月に調査が行われたため1992年4月以降に生まれたものをサンプルに含めた。学校数は150である。中学2年生に関しては2003年2月または3月に調査が行われたため、1988年4月以降に生まれたものをサンプルに含めた。学校数は144である。

出典：Kawaguchi（2011）

図表7：生まれつきと最終学歴・就業・所得の関係

サンプル：2002年に30-34歳の男性（1968年4月から1972年3月に出生）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被説明変数	教育年数	教育年数 12年以上	教育年数 14年以上	教育年数 16年以上	就業	年収の自然対数値
7-9月生まれ	0.05 (0.04)	0.000 (0.005)	0.012 (0.009)	0.013 (0.008)	-0.000 (0.004)	-0.005 (0.010)
10-12月生まれ	-0.03 (0.04)	0.001 (0.005)	-0.004 (0.009)	-0.011 (0.008)	0.001 (0.004)	-0.018 (0.010)
1-3月生まれ	-0.13 (0.04)	-0.008 (0.005)	-0.023 (0.008)	-0.027 (0.008)	-0.002 (0.004)	-0.039 (0.010)
定数項	13.20 (0.04)	0.908 (0.005)	0.429 (0.008)	0.309 (0.008)	0.935 (0.004)	5.945 (0.009)
N	26716	26716	26716	26716	26716	24627
決定係数	0.00	0.000	0.001	0.001	0.000	0.008

注：すべてのモデルに1969年から1972年生まれダミーを含む。不均一分散に対して頑健な標準誤差がカッコ内に報告されている。

出典：Kawaguchi（2011）

Shigeoka (2015) は Kawaguchi (2011) の誕生日はランダムに選択されているという仮定に疑問を呈し、特に4月1日から4月2日の学年の選択に影響を与えるタイミングでは出生タイミングの操作が起こっている可能性を指摘した。厚生労働省「人口動態調査」出生票には出生時刻が時の単位まで記録されており、Shigeoka (2015) は個票データを用いて出生タイミングの分布を詳細に分析した。この分析によるとおよそ1,800名の出生が早生まれになってしまう4月1日までの1週間から、4月2日以降の1週間に人為的に移されているという。特に帝王切開で生まれる子供のタイミングがずれていることを発見しており、出生タイミングが親によって選択されていることを示唆している。どのような親が出生タイミングをずらしているかをPISA 2003を用いて分析しているが、3月生まれの子供の父親よりも4月生まれの子供の父親のほうがホワイトカラーである確率が有意に高いことを発見している。この発見は、教育熱心な親が、子の学校での学習が有利になるように出生タイミングを選んでいることを示唆しており、家庭環境が子の学業達成に影響を与える経路の一つとなっていることを示している。

### 3-3 家庭や学校の環境が初等中等教育における学力決定に与える影響

親の経済状態が子の将来の経済状態を決めるという格差の世代間連鎖に注目が集まって久しい。特に貧困世帯の子供が十分な教育を受けられないなどの問題を解消するため、政府は2013年6月23日に「子どもの貧困対策の推進に関する法律」を成立させ、数々の対策に乗り出している。

親の経済状況と子供の経済状況が世代を超えて連鎖していく主要なメカニズムの一つとして、親の教育水準と子の教育水準が強い相関関係を持つことが挙げられる。大卒の親の子供が大学に行きやすいという教育水準の親子間の相関は、どのようなデータで見てもはっきりしているが、この相関関係を生じさせるメカニズムに関しては数々の仮説がある。その中でも、親の学歴が高いことが高所得をもたらし、そのことが教育投資の資金制約を解消することを通じて子の学歴を高めるという流動性制約を通じる経路と、親の学歴が高いことが子を学習に向かわせる家庭環境を作り出し、子の学歴を高めるという学習環境を通じる経路を分けて考えることが政策を考える上では重要である。流動性制約が親子の学歴相関の主因であるならば、親の所得に応じた奨学金の付与などによって親子の学歴相関を和らげることが期待できる一方で、学習環境が主因であるならば、奨学金政策は親子の学歴相関を和らげることに貢献しないであろう。

子の学力形成に家庭環境が大きな影響を及ぼすことに関しては Hojo and Oshio (2012) が日本を含む東アジア五か国の Trends in International Mathematics and Science Study (TIMSS) のマイクロデータを用いて明らかにしている。14歳を対象にして行われた数学の試験の標準化されたスコアを被説明変数として、本人の性別や父母の学歴、家庭にある蔵書数で代理される家庭環境、学校制度、クラスサイズなどの教育資源を説明変数として回帰分析を行っている。日本における結果は、家庭環境などの本人を取り巻く環境を示す

変数群を説明変数から取り除くと決定係数が 75%ほど低下することを明らかにしており、生徒の学力が相当程度家庭環境などで決まっていることを明らかにしている。もっともこの強い相関が流動性制約によるものなのか、学習環境の効果によるものなのかは明らかではない。

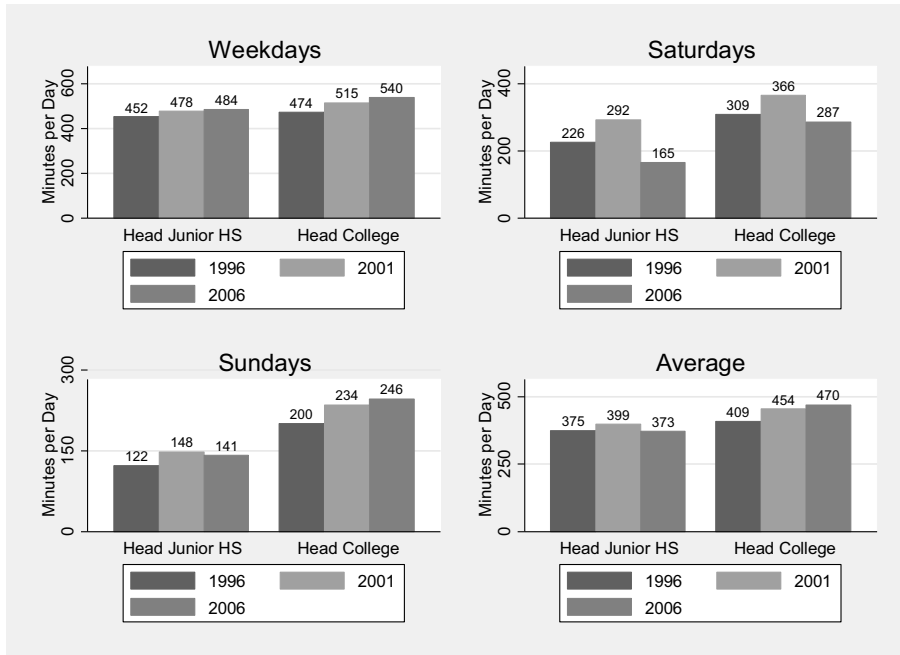
家庭環境が学力形成をはじめとする子の発達に強い影響を与える経路には様々な経路が考えられるが、Matsuoka, Nakamuro and Inui (2015a) は 21 世紀新生児縦断調査を用いて、親の教育水準が高いと子の通塾、音楽教室への参加、スポーツ教室への参加といった習い事への参加確率が上がり、そのことが問題行動の発生確率を低下させることを示している。また、Matsuoka, Nakamuro and Inui (2015b) は教育水準の高い親は子の勉強時間を確保するように行動し、結果として親の教育水準と子の学習時間が正の相関を持つようになることを同じく 21 世紀新生児縦断調査を用いて示している。これらの研究結果は親子の学歴相関の少なからぬ部分が学習環境を通じたものであることを示唆している。

Kawaguchi (2016) は教育水準が高い親は教育環境を整えるため、子が長い時間勉強するというメカニズムに着目し、義務教育の時間の多寡が親の社会階層ごとに見た子の学習時間に与える影響を推定している。10 歳以上の男女を対象に 5 年に一度、時間利用を尋ねる調査である総務省『社会生活基本調査』の 2001 年と 2006 年の調査を用いて、中学三年生の時間利用を分析した。分析の結果は図表 8 に掲載されているとおりであるが、2006 年の時点で中学校三年生は、世帯主が大卒だと 7 時間 50 分勉強していたが、世帯主が中卒だと 1 日当たり 6 時間 13 分しか勉強しておらず、世帯主大卒に比べて 21%勉強時間が短かった。この勉強時間の世帯主学歴差は 2001 年には 13%にとどまっていたために、この勉強時間の階層差は拡大したといえる。2001 年と 2006 年の間に何があったかを考えるうえで着目すべきは 2002 年に学校週休二日制が完全施行され、第 2・第 4 土曜日に加えてすべての土曜日が休みとなったことだ。学校の休みが増えたとき、大卒の親は塾通いをさせたりして子の勉強時間を確保するようにしたが、中卒の親はそのまま子供の勉強時間を減少させてしまった。その証拠に親の学歴ごとの勉強時間格差が特に拡大したのは土曜日で、中でも新たに休日となった土曜日であった。この勉強時間の親の学歴間格差の拡大は高校 1 年生を対象としたテスト (PISA) の格差拡大にもつながっており、勉強時間の格差が学力差につながることも明らかになった。この研究結果は義務教育の密度を上げることで子の学力が家庭環境に依存する度合いを低減させることができることを示している。

このように親の教育水準に代表される家庭環境が子供の時間利用に影響を与えることを通じて人的資本形成に影響を与えることが明らかになりつつある。さらに重要であるのは親が子供と関わる時間に関する研究であろう。米国では Bianchi (2000) が女性の社会進出に伴い就業時間が伸びているにもかかわらず、親が子と過ごす時間はそれほど変化していないことを報告している。また、Guryan, Hurst and Kearney (2008) は高学歴女性は就業時間が長いものの、家事時間や余暇時間を削り、子供と過ごす時間を長く取る傾向があることを報告している。著者の知る限りでは親が子供と過ごす時間についての研究は日本で

は進んでいないように見える。総務省「社会生活基本調査」には誰と時間を過ごしたかを記録する欄もあるため、データの利用の仕方を工夫すれば親と子が共に過ごしている時間を特定できると思われる。この種の研究は今後の課題であるといえよう。

図表 8：社会経済的背景と中学 3 年生の学習時間（1 日当たり分）、1996、2001、2006



注：サンプリングウェイトを考慮して平均値を計算。学習時間には調べ物の時間を含む。  
 出典：Kawaguchi (2016)

### 3-4 家庭環境が高等教育進学や就業・所得に与える影響

親の学歴や所得をはじめとする家庭環境が子の進学行動に与える影響の分析は教育社会学における主要な研究関心であり多くの研究が蓄積されてきた。特に出身階層と社会経済諸変数の間の交互関係を分析した研究は数多い。例を挙げれば、きょうだい数の影響を論じた平沢・片瀬 (2008)、性別の影響を論じた相澤 (2008)、親の職業の影響を論じた小川・田中 (1979)、地元大学へのアクセスを論じた藤村 (2009) などがある。吉川 (2009) は出身階層と学歴達成の関係を包括的に論じた書籍である。

これらの研究は社会階層の世代間移動の実態をとらえることを主要な目的とする SSM 調査 (社会階層と社会移動全国調査, The national survey of Social Stratification and social Mobility) を用いて行われることが多いが、ここでは高橋 (2016) の結果を紹介しよう。高橋 (2016) の研究は 1975 年、1995 年 (本調査 A)、2005 年の SSM 調査をプールし、1942 年から 1995 年に生まれた男女をサンプルにした分析を行った。本人の学歴達成を父と母の学歴達成に回帰するのが一般的に用いられる推定モデルであるが、この推定モデルに生ま

れ年と15歳時点の居住都道府県に関するそれぞれの固定効果を許すことで、全国に共通する時系列的な教育資源の変化や、各都道府県に固有の教育資源の異質性を制御したうえで、家庭環境が学歴達成に与える影響を推定している点が既存の研究に比べて新しい。図表9は男性の高校卒業と（高校を卒業したものをサンプルにした）大学卒業を結果変数としたロジット回帰係数の限界効果が報告されている。これによると父親の教育年数が1年延びると高校卒業確率は1.7パーセンテージポイント高まり、母親の教育年数が1年延びると2.7パーセンテージポイント高まることがわかる。サンプルにおける本人高校卒業確率は85.8%であるため、平均値と比べて親の教育年数が高校卒業確率に大きな影響を与えていることがわかる。この結果は父親の職業を制御してもほとんど変わらない。父親の職業は世帯所得の代理指標でもあり、これを制御しても親学歴の効果がほぼ変化しなかったことは親の学歴が子の学習環境に影響を与えることを通じてこの学歴達成に影響を与えていることを示唆する。その一方で、きょうだいの数が増えると高校を卒業する確率が下がることも明らかになっており、世帯の資源制約がこの学歴達成に影響を与えていることも明らかになった。第3列目と4列目の大学・短大卒業ダミーを被説明変数とした結果はより係数が大きくなっており、父親の教育年数が1年延びると大学卒業確率は3.3%上昇する。同様に母親の教育年数が1年延びると3.1%上昇する。これらの計算結果より両親がともに高卒の者に比べると両親が大卒の者はおよそ25パーセンテージポイント大卒確率が高いことになる。大学卒業学歴が43.9であることを考えると非常に大きな影響だといえよう。図表10には女性の推定結果が報告されている。全般的に男性と似通った結果が得られているが、母親の教育年数が高校卒業確率に与える影響が男性よりも大きくなっている点が特徴的である。

Tanaka (2008) は母親の就業が子の学歴達成に与える影響を、サーベイ調査である Japan General Social Survey の2000-2003と2005の5年分のデータを用いて分析した。分析結果は父親と母親の教育年数と15歳時点の所得階層の高さが教育年数を伸ばす要因として作用し、きょうだい数と農村部居住が教育年数を引き下げる要因と作用することを明らかにしており、既存の研究結果を確認する形になっている。これら要因を制御したうえで、母親の就業はフルタイム・パートタイム・自営業の別を問わず、一般的には男女を問わず子の教育年数を短くするように作用することが明らかになった。これらは母親が就業することによって子育てにそそぐ時間が短くなることによって、人的資本形成が抑制される傾向があると因果関係として読み解くことも可能であるし、母親の就業が家計の恒常所得の効果を代理していると解釈することも可能である。Tanaka (2008) のユニークな発見は母親のフルタイム就業は女子の教育年数には負の影響を与えていない点である。これは母親のフルタイム就業が女子にとってはロールモデルとして機能するため、女子の教育年数を伸ばすように作用し、ネットではあたかも影響がないかのような結果が得られるためであるとしている。

図表 9：家庭要因が学歴に与える影響（ロジット係数の限界効果）－男性全体

被説明変数：	高校卒業ダミー		大学・短期大学卒業ダミー	
	(1)	(2)	(3)	(4)
父親教育年数	0.017 (0.004)	0.016 (0.004)	0.033 (0.004)	0.031 (0.004)
母親教育年数	0.027 (0.005)	0.026 (0.005)	0.034 (0.005)	0.032 (0.005)
兄・姉数	-0.011 (0.004)	-0.009 (0.004)	-0.033 (0.008)	-0.030 (0.008)
弟・妹数	-0.032 (0.006)	-0.032 (0.006)	-0.052 (0.012)	-0.051 (0.012)
父職(経営者・役員)ダミー		0.117 (0.047)		0.097 (0.033)
父職(自営業主・自由業者)ダミー		-0.018 (0.014)		-0.056 (0.020)
父職(家族従業者)ダミー		-0.081 (0.044)		-0.074 (0.110)
父職(その他)ダミー		-0.147 (0.050)		-0.030 (0.170)
父職(学生・無職・兵役・死亡)ダミー		-0.083 (0.026)		-0.118 (0.046)
教育を受けた都道府県ダミー	YES	YES	YES	YES
出生年ダミー	YES	YES	YES	YES
調査年ダミー	YES	YES	YES	YES
Pseudo R - squared	0.214	0.226	0.179	0.187
N	2,810	2,810	2,412	2,412
被説明変数の平均値	0.858		0.439	

注：かっこ内は、出生年ダミーと都道府県ダミーを用いたクラスタリングロバスト標準誤差を示す

出典：高橋（2016）

Oshio, Sano and Kobayashi（2010）はサーベイ調査である Japan General Social Survey の 2000-2003 と 2005-2006 の 6 年分のデータを用いて、15 歳時点での主観的な所得階層と本人の最終学歴、成人したときの主観的所得階層、主観的幸福度、主観的健康度の関係を調べている。この研究によれば、15 歳時点での所得階層が低いことは最終学歴、主観的所得階層、主観的幸福度、主観的健康度に大きな影響を与えている。一例をあげると大卒以上の学歴を持つ者の中で、15 歳時点での世帯所得が平均以上と答えたものが 47.1%いる一方で、平均未満と答えたものは 27.7%しかいない。親の所得が子の学歴の決定要因となり、ひいては所得、幸福度、健康状態といった経済厚生を決定する諸変数にも影響を与えていることを明らかにした点がこの研究の貢献である。



図表 10：家庭要因が学歴に与える影響（ロジット係数の限界効果）－女性全体

被説明変数：	高校卒業ダミー		大学・短期大学卒業ダミー	
	(1)	(2)	(3)	(4)
父親教育年数	0.012 (0.004)	0.011 (0.004)	0.034 (0.004)	0.033 (0.004)
母親教育年数	0.031 (0.005)	0.029 (0.005)	0.028 (0.006)	0.027 (0.006)
兄・姉数	-0.001 (0.005)	-0.001 (0.005)	-0.034 (0.009)	-0.034 (0.009)
弟・妹数	-0.021 (0.006)	-0.023 (0.007)	-0.028 (0.011)	-0.027 (0.011)
父職(経営者・役員)ダミー		0.014 (0.030)		0.050 (0.038)
父職(自営業主・自由業者)ダミー		-0.013 (0.015)		-0.019 (0.020)
父職(家族従業者)ダミー		-0.080 (0.050)		0.018 (0.120)
父職(その他)ダミー		-0.120 (0.047)		-0.125 (0.093)
父職(学生・無職・兵役・死亡)ダミー		-0.105 (0.024)		-0.049 (0.073)
教育を受けた都道府県ダミー	YES	YES	YES	YES
出生年ダミー	YES	YES	YES	YES
調査年ダミー	YES	YES	YES	YES
Pseudo R - squared	0.300	0.320	0.185	0.187
N	2,382	2,382	2,175	2,175
被説明変数の平均値	0.913		0.429	

注：カッコ内は、出生年ダミーと都道府県ダミーを用いたクラスターリングロバスト標準誤差を示す

出典：高橋（2016）

親の所得が子の所得にどのような影響を与えるか世代間移動の大きさを示す指標が、親の所得が平均よりも1%高い時にこの所得が平均よりも何%高くなるかを示す世代間所得弾力性である。この数字が小さいほど、子の所得が親の所得に依らないわけだから世代間所得移動が盛んであることを意味する。世代間所得の弾力性を推定するのは、親と子の壮年期（35歳前後）の所得が両方必要になるため、データの制約が厳しく難しい。Lefranc, Ojima and Yoshida（2014）はSSM調査を用いて親の職業から親の所得を推定するなどの工夫でこの困難を乗り越えて信頼性の高い数字を計算することに成功している。彼らの研究によると日本の世代間所得弾力性は0.35である。親の所得が10%平均より高いとこの所得は3.5%平均より高い。この0.35という数字は北欧諸国の0.2前後という数字よりは高く、日本の世代間所得移動は北欧諸国よりも非流動的なことを示している。一方でアメリカの

0.5よりは低くアメリカよりは流動的である。この世代間所得の相関のうちかなり大きな部分は人的資本の蓄積を媒介したものであるといえそうだ。

### 3-5 学校教育が就業・所得・雇用形態・昇進に与える影響

学校教育が人的資本の水準を向上させるならば、その生産性向上は時間当たり賃金の上昇となって表れるはずである。労働市場が競争的であるとするならば生産性の高い労働者には高い賃金を支払わなければ労働者を引き留めておくことができないためである。教育年数が時間当たり賃金に与える影響を調べるためにはいわゆるミンサー型賃金関数を推定することが一般的である。具体的には時間当たり賃金を教育年数、経験年数、経験年数の二乗に重回帰して、教育年数にかかる回帰係数を教育の収益率として解釈するのが一般的で、先進国・発展途上国を問わず様々な国のデータを用いて推定が行われてきた。日本では川口（2011）が厚生労働省「賃金構造基本統計調査」の2005-2008年調査における男性25-59歳の個票を用いて、日本のデータへの当てはまりを論じている。分析の結果、教育年数が対数賃金に与える影響が線形ではない点に留意が必要であるとしつつも、ミンサー型賃金関数は日本の賃金構造を大まかには記述していることを確認している。学歴が中卒の場合9年、高卒の場合12年、高専・短大卒の場合14年、大卒・大学院卒の場合16年の教育年数に換算し、潜在経験年数について2次関数をあてはめた場合の推定結果が以下のとおりである。

$$\ln(\widehat{\text{wage}}) = \frac{1.02}{(0.002)} + \frac{0.10}{(0.0001)} \text{educ} + \frac{0.06}{(0.0001)} \text{exp} - \frac{0.08}{(0.0002)} \frac{\text{exp}^2}{100},$$

$$N = 2,316,418, \quad R^2 = 0.34$$

ただしここで、かつこ内は誤差の不均一分散に対して頑健な標準誤差である。この結果は教育年数が1年延びると時間当たり賃金がおおよそ10%上昇することを示しており、教育の収益率は約10%であることを示している。

もっともこのような最小二乗法を用いた教育の収益率の推定には厳しい批判が古くから浴びせられている。批判の要点は教育年数の選択は各個人の選択の結果として起こっているため、もとより認知能力が高く、高賃金を得られるようなタイプの個人が長い教育年数を選んでいるのではないかという批判である。上記の式の中には認知能力を示すような変数は入っていないため、認知能力は誤差項に含まれるといえる。この誤差項が教育年数と正の相関関係を持つため、内生性が発生し、最小二乗推定量は多くの場合に正の方向に歪んでいるのではないかとの指摘が一般的である。

安井・佐野（2009）は教育年数の内生性を制御して教育の収益率を推定することを試みた数少ない研究のうちの一つである。大阪大学によるパネル調査の2005-2007年調査をプールしたデータを用いて、「中三時点の成績」と「15歳時点の生活水準」を能力や家庭環境に関する代理変数として用いて分析を行っている。経験年数、その2乗、女性ダミー、

調査年ダミー、新規サンプルダミーといった標準的な説明変数を入れた男女計の推定結果は教育の収益率が0.0983であるとしている。この推定値は両親の学歴をそれぞれ導入しても0.0926に変化するだけで比較的軽微な変化しかもたらさない。しかし、「中三時点の成績」と「15歳時点の生活水準」を説明変数に含めると教育の収益率は0.0703へと約28%も小さくなる。この結果は通常最小二乗法を用いた教育収益率は過大に推定されている恐れがあるものの、その要因を制御したとしても教育の収益率が十分に高いという矢野(2015)の主張と整合的である。

長い教育を受けることが労働者にもたらすメリットは高い賃金だけとは限らず、就業確率を引き上げたり、昇進スピードを早めたりすることも考えられる。教育の内生性に対する対処は行っていないものの、Arai, Ichimura and Kawaguchi (2015)は総務省「就業構造基本調査」を用いて25歳から29歳の男女に着目した分析を行っている。分析の結果、学歴の高いものほど就業確率が高く、かつ正社員として働く確率が高いことを報告しており、さらに就業確率や正社員就業確率の学歴間格差が1987年から2007年にかけて拡大していることを報告している。一方で、Araki, Kawaguchi and Onozuka (2016)は出身大学名をも含んだ製造業2社の人事データを用いて社員の昇進速度の決定要因を分析しているが、偏差値で測った入試難易度の高い大学の卒業生ほど早く昇進する傾向があることを報告している。ただし、これについても入試難易度の高い大学の卒業生の生来の認知能力が高いのか、大学教育を通じて高い人的資本を身に着けた結果なのかは区別できない。

学校教育は授業を通じて認知能力を形成しようとするだけではなく、相当の時間を割いて利他性などに代表される社会的選好を形成しようとする場でもある。Ito, Kubota and Ohtake (2015)は、全国統一的なカリキュラムの下で教育が行われている公立小学校においてすらグループ学習に対する取り組み方や競争の取り入れ方には大きな差異があることに着目して、これらの教育方針の地域ごとの違いが成人後の社会的選好に与える影響を推定している。その結果、グループ学習に参加した人々は利他的、協動的、互恵的な傾向があり、愛国心が強いことを発見している。その一方で非競争志向を持ったカリキュラムは利己的、非協動的、非互恵的な傾向をはぐくみ愛国心を低下させる傾向があることを明らかにしている。

### 3-7 学卒後の職業訓練参加と職業訓練参加が所得や雇用形態に与える影響

労働者が学校教育を修了し、仕事をしながら新たな技能を獲得することを通じて、人的資本は形成される。On the jobでの技能獲得の直接的証拠を見つけ出すことは容易ではないが、職業経験年数が伸びると賃金が上がる現象は、職業経験とともに技能が伸びることの傍証としてしばしば用いられる。川口(2011)が示すように米国の賃金カーブの傾斜に比べて日本の賃金カーブの傾斜がきついことは、日本の労働者が米国の労働者に比べて仕事に就いてからの技能蓄積が盛んになされていることの結果と考えることもできる。もっとも職に就いてからの訓練参加についてはその活動をどのように測定するかには困難を抱え

ている面があり、職場での職業訓練参加が賃金に与える影響に関する実証分析は Kurosawa (2001)、樋口・戸田 (2005)、Kawaguchi (2006) など限定的である。これらの実証分析は概ね、職場の提供する職業訓練機会への参加が賃金上昇をもたらしていることを発見している。また、ジョブ・カード制度が提供する職業訓練機会が就業確率や賃金に与える影響を分析した論文として高橋陽子・原ひろみ・安井健悟・山本雄三 (2013) がある。定年年齢の延長など高齢者の一層の活躍が期待される中、社会人の再教育の重要性は高まっている。仕事につきながらどの程度の技能蓄積がされているのか、技能蓄積に振り向けられる時間や活動、そしてその結果身につけられる技能など測定精度を上げる調査と、その精緻な分析がまたれるところである。

### 3-8 ライフサイクルを通じた人的資本蓄積が与える政策的な示唆

日本におけるライフサイクルを通じた人的資本蓄積に関する実証研究を概観して明らかになることは、出生から成人に至るまで様々な場面で家庭環境などの影響を受けて人的資本の蓄積量が決まるということである。現在の人的資本量が人的資本投資の効率性を決めるため、人的資本蓄積には累積的に不平等を拡大させる側面がある。このことはライフサイクルの早い段階で人的資本政策を通じた公的介入がなされると不平等の拡大を阻止するという意味で効率的であることを示唆する。

その一方で、人的資本蓄積機会の不平等の発生原因はあまりにも多岐にわたっており、機会の平等を公的介入で担保することは実質的には極めて難しい。また、人的資本蓄積水準の格差は家庭環境によって決定される部分が多いことや、人的資本蓄積の各種推定式の決定係数が概して低いことは、人的資本政策が個人の人的資本水準に与える効果は限定的であることを示唆しており、事後的な所得の再分配を通じて「結果の平等」を考えることが引き続き重要であることを示唆している。

## 4. 人的資本と所得格差

学歴が異なる労働者の賃金格差は、学歴が異なる労働者に対する相対的な需要と相対的な供給のバランスによって決まると考えられる。たとえば、大卒者と高卒者の賃金格差を例にとってアメリカやイギリスの時系列データを眺めてみると、1980年代以降一貫して賃金格差が拡大していることが明らかである。この理由には諸説あるが、有力かつ一般的な仮説はコンピュータやインターネットの普及によって大卒の高い技能を持った労働者に対する相対的な需要が強まったこと、経済活動がグローバル化したことでアメリカやイギリスの製造業が発展途上国に立地を移したため、高卒で働くブルーカラーに対する需要が弱まったことが相まって、大卒労働者への相対需要が強まったとする説である。それと同時にアメリカやイギリスでは、大卒者がそれほど増えなかったために大卒労働者の相対供給が伸び悩んだとされており、大卒労働者の相対需要の増加と相対供給の停滞が相まって、

大卒高卒間の賃金差が拡大したとされている（多数の研究があるが、代表的な研究として Autor, Katz and Kerney, 2008 をあげておく）。

一方で目を日本に転じてみると、1980年代から現在に至るまで、大卒者と高卒者の賃金差はほとんど拡大していない。コンピュータ・インターネットの普及による大卒労働者への需要増や経済活動のグローバル化に伴う高卒労働者への需要減は日本でも起こっていると考えられるため、大卒者への相対需要は増加していると考えられる。しかし、同時に大卒者も急速に増加し大卒相対供給も増加しているため、均衡での大卒・高卒賃金差は拡大しなかったともいえるかもしれない。

大卒・高卒間賃金差を需給均衡で説明しようとする一連の論文は、大卒労働者と高卒労働者を別個の生産要素として持つマクロ生産関数を仮定し、労働市場は完全競争的であると仮定する。これらの仮定の下では企業の利潤最大化のための必要条件は大卒労働者と高卒労働者の限界生産性の比率は大卒者と高卒者の賃金比率に等しくなることで与えられる。生産関数が代替の弾力性が一定の生産関数であると仮定すれば、大卒者と高卒者の限界生産性比率は大卒者と高卒者の労働投入比率に依存することになる。そのため、大卒・高卒の労働投入比率と大卒・高卒賃金差の関係は労働需要関数の形（あるいは生産関数の形）によって規定されることになる。大卒高卒賃金差を大卒高卒相対労働量に回帰することで労働需要関数が推定できそうであるが、実は大卒・高卒の相対数量と相対賃金のデータだけでは需要と供給の識別問題が発生し、労働需要関数の推定はできない。大卒の相対賃金が上昇したからといって大卒の相対供給が増えるわけではないという、非弾力的な相対供給の仮定の下でのみ労働需要関数の推定が可能となる。

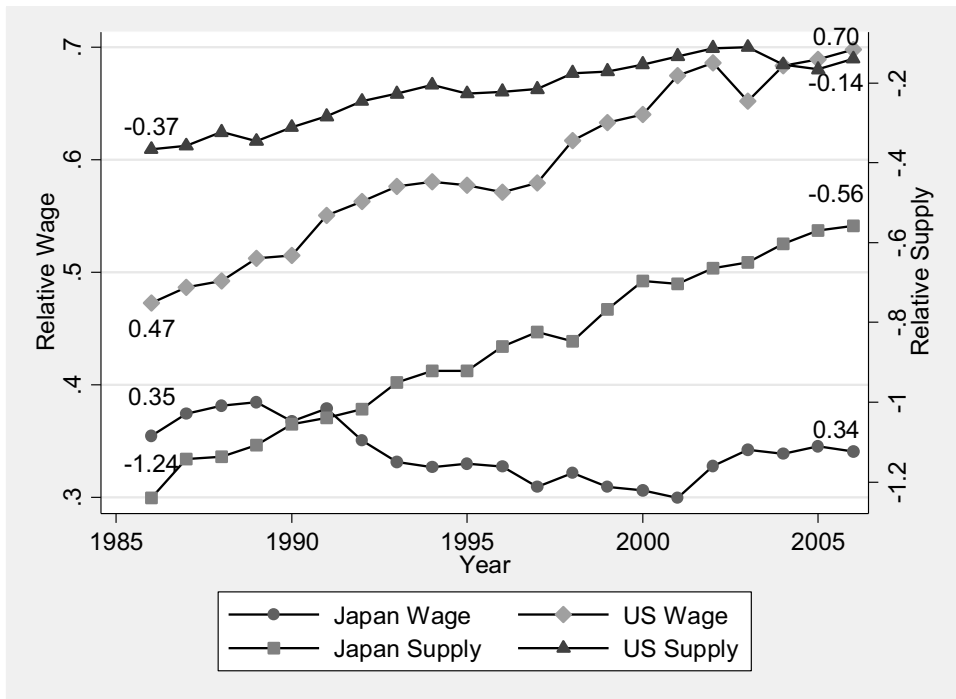
Kawaguchi and Mori (2016) はマクロ生産関数の形を日米のデータを用いて推定し、大卒供給の伸びの日米差を用いて、大卒高卒賃金差の近年の変化の日米差をどれくらい説明できるかを分析した論文である。図表 11 は日米の大卒・高卒の相対量と相対賃金の時系列図である。日本のデータは労働力調査、アメリカのデータは Current Population Survey に基づいている。相対量については大卒労働者の総労働時間の対数値から高卒労働者の総労働時間の対数値を引いたものとなっている。ここでは非弾力的な相対労働供給を考えているため、相対供給量と呼んでいる。1986年から2006年にかけてアメリカの大卒の高卒に対する相対供給量は-0.37（大卒／高卒比率にすると  $\exp(-0.37) = 0.69$ ）から-0.14（同 0.87）まで増加した。同じ時期に日本では-1.24（同 0.29）から-0.56（同 0.57）まで大卒者は増えた。相対供給線の傾きから明らかかなように日本の増加率はアメリカの増加率のほぼ2倍であった。

大卒の高卒に対する相対賃金の時系列を日米比較してみよう。1986年から2006年にかけてアメリカの大卒・高卒賃金の対数差は0.47（比率にすると1.60）から0.70（同 2.01）に拡大したが、日本のものは0.35（同 1.42）から0.34（同 1.40）とほとんど変化していない。

この日米で対照的な大卒・高卒相対賃金の時系列は、日米で大卒労働者に対する相対需要が増加したときに、アメリカではそれに見合う相対供給の増加がなかったので賃金差が

拡大し、日本ではそれに見合う相対供給の増加があったため賃金差が拡大したと解釈できる。もちろん、日本の大卒相対需要の伸びがアメリカよりも小さかった可能性も考慮しなければいけない点には留意が必要である。

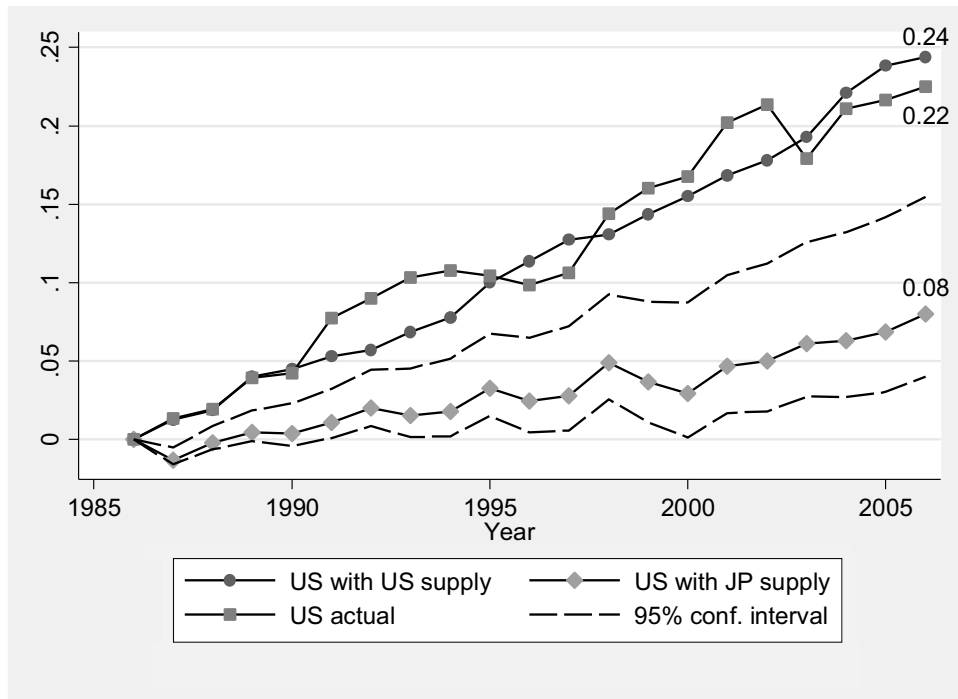
図表 11：日米の大卒・高卒相対供給量と相対賃金



図表 12 は 1986 年を起点として大卒高卒賃金格差が時系列でどのように変化してきたかを示したもので、アメリカの大卒・高卒賃金の対数差は図表 11 で示した通り 0.22 拡大した（若干のまるめ誤差がある）。ここにマクロ生産関数の形状を仮定し、アメリカの大卒労働者への相対需要を推定し、実際のアメリカの相対供給の時系列を代入してシミュレーションした結果を重ねてみると、実際の賃金差の動きをよくトレースすることがわかる。さらにアメリカの相対需要の構造のもと、相対供給の伸びが日本と同じくらい早かったら相対賃金の均衡値がどのように変化してきたかを評価した線も書き入れた。線の周りにある点線は予測の 95%信頼区間を示している。これを見てみると、仮にアメリカの大卒相対供給が日本と同じくらい伸びていたならば大卒高卒賃金差の拡大は 0.08 ポイントにとどまっていたことがわかる。実際に観察された 0.22 ポイントに比べるとおよそ 1/3 の拡大である。この結果より Kawaguchi and Mori (2016) は日米の大卒高卒賃金差の時系列変動の違いの 2/3 は大卒相対供給トレンドの違いによるものであると結論している。

また、日本における高等教育を受けた労働者の急速な増加は賃金格差の拡大を抑制することに貢献したことも明らかになった。これらの研究成果は政府の人的資本政策が経済成長のみならず経済格差の縮小に対しても有意な影響を与えていることを明らかにしている。

図表 12：米国の大卒・高卒賃金格差に関する実際とシミュレーション結果



## 5. 結論

本稿では日本における人的資本形成と人的資本の労働市場への影響に関する実証研究を概観した。ライフサイクルの各段階において人的資本形成が行われ、その蓄積には家庭環境などの社会経済的背景が大きく影響し、人的資本蓄積機会の不平等が人的資本量の違いを通じて所得不平等につながることも明らかになった。さらに大卒高卒間の賃金格差の決定要因の分析を通じて、人的資本量の分布が人的資本の価格を変えることで所得不平等に影響を与えることも明らかになった。

これらの結果はライフサイクルのあらゆる段階で人的資本蓄積機会の不平等は発生しており、いわゆる「機会の平等」を政策的に担保することは現実的には難しいことを明らかにしているといえる。また、人的資本水準の決定式を推定した際の決定係数が一般的に低いことは、観察不能な決定要因が人的資本水準の決定に当たっては大きな役割を果たし

ており、特定の政策介入が各個人の人的資本水準に与える影響が限定的であることをも意味している。もちろん機会の不平等の発生原因を探り、それを解消するための政策的介入の努力は評価されるべきであるが、親の属性が生み出す機会の不平等が大きいという現実や研究者にとっては説明不能な要因が人的資本水準を決定することを目の当たりにすれば、機会の平等を担保するために政策ができることは限定的であるといわざるを得ない。機会の平等を政策的に担保することが難しい以上、「機会の平等か、結果の平等か」という疑問の立て方は、実質的な政策形成に当たっては重要な対立軸とはなりえない。機会の平等の担保に向けての政策介入の重要性はさることながら、政策は結果の平等をも追及せざるを得ないといえる。格差は正に関する政策論議はどの程度の結果の不平等を社会的に許容できるものとして容認するのかというオーソドックスな議論に収斂させるのが政策論としては現実的であることを、これらの実証分析の結果は示しているものといえる。

人的資本が蓄積されたストックである点、技術と違い単純に外から導入できるものではない点は人的資本政策の論じ方にも大きな影響を与える。例えば、政策論議でシリコンバレーを範にとってイノベーションを促進するために必要な制度の導入が議論されることがある。しかしながら、制度と並んで重要なのはシリコンバレーには高い技術を持ったエンジニアが多数いることに加えて、リスクの高いスタートアップに適切な資金を投入するために必要なベンチャーキャピタルなどの金融専門家や、コーポレートファイナンスの仕組みを十分に理解したうえで複雑かつ実効性のある契約を書くことができる法律家といった専門家の層の厚さがあることを忘れてはならない(Dasher, Harada, Hoshi, Kushida and Okazaki, 2015)。また、日本の政策形成においてエビデンスベースの議論が欠如していることを嘆く声がよく聞かれるが、データを用いて適切な因果推論を行い、政策論議に耐えるだけの説得力のあるエビデンスを作り出すことができる人的資本を持った人々が欠如しているという現実を考えれば、問題は一朝一夕には解決しないだろう。一流のレストランを作るためには一流のシェフやスタッフが必要であり、一流レストランのレシピを手に入ればすべてのレストランが一流になるわけではない。日本の人的資本の蓄積水準を冷静に見極めて、将来を見通したうえで投資行動を行うというダイナミックな意思決定を人的資本政策の形成に生かしていくことが重要だといえる。

本稿のサーベイを通じて明らかになった既存研究の限界を指摘すれば、人的資本や人的資本投資の測定の難しさがあげられる。人的資本の水準と賃金水準が対応しているという前提に立ち高賃金は高生産性を意味し、さらにそれは人的資本水準の高さに対応すると考えるのが一般的であるが、様々な経済理論は各労働者の賃金と生産性が乖離するケースがあることを指摘する。そのように考えると技能の水準を直接的に測定する OECD の行う Programme for the International Assessment of Adult Competencies (PIACC) のように人的資本とその利用を直接的に測定する努力が続けられるべきであるといえる。加えて、労働者が持つ技能が十全に活用されない可能性にも注目し人的資本活用の在り方についての研究を深めていく必要もあろう。また、on-the-job での技能蓄積活動の測定は、技能蓄積活動の定



義が難しいことなどもあり、測定上の困難を抱えているといえる。どのような測定が適切な測定であるのか、人事データを用いた測定など、今後も測定精度向上のための努力が続けられるべきであるといえよう。

## 参考文献

- 相澤真一（2008）「進学期待・進学行動の関連と社会的規定要因の継時的変化—ジェンダー間の差異を手がかりに—」、中村高康編『2005年SSM調査シリーズ6階層社会の中の教育現象』pp.1-20, 2005年SSM調査研究会.
- 小川一夫・田中宏二（1979）「父親の職業が息子の職業選択に及ぼす影響に関する研究」、『教育心理学研究』27(4), pp272-281.
- 川口大司（2011）「ミンサー型賃金関数の日本の労働市場への適用」阿部顕三・大垣昌夫・小川一夫、田淵隆俊編『現代経済学の潮流2011』東洋経済新報社.
- 川口大司・野口晴子（2012）「新生児の体重はなぜ減少しているのか」井堀利宏・金子能宏・野口晴子編『新たなリスクと社会保障 生涯を通じた支援策の構築』, 東京大学出版会, pp17-33.
- 川口大司・野口晴子（2014）「低体重出生：原因と帰結」北村行伸編著『応用マイクロ計量経済学Ⅱ』, 日本評論社, 第1章.
- 吉川徹（2009）『学歴分断社会』, ちくま新書.
- 高橋陽子・原ひろみ・安井健悟・山本雄三（2013）「求職者に対する雇用型訓練の効果」『ジョブ・カード制度における雇用型訓練の効果と課題—求職者追跡調査および制度導入企業ヒアリング調査より』労働政策研究報告書No.153, 第2章.
- 平沢和司・片瀬一男（2008）「きょうだい構成と教育達成」米澤彰純編『2005年SSM調査シリーズ5 教育達成の構造』1-17.
- 森川正之（2015）「経済成長政策の定量的効果について：既存研究に基づく概観」RIETI Policy Discussion Paper Series 15-P-001.
- 安井健吾・佐野晋平（2009）「教育が賃金にもたらす因果的な効果について—手法のサーヴェイと新たな推定」『日本労働研究雑誌』No.588, pp.16-31.
- 矢野真和（2015）『大学の条件』東京大学出版会.
- Almond, Douglas and Currie, Janet (2011), “Killing Me Softly: The Fetal Origins Hypothesis,” *Journal of Economic Perspectives*, Vol.25(3), pp.153-172.
- Arai, Yoichi, Ichimura, Hidehiko and Kawaguchi, Daiji (2015), “The Educational Upgrading of Japanese Youth, 1982-2007: Are All Japanese Youth Ready for Structural Reforms?,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.37, pp.100-126.
- Araki, Shota, Kawaguchi, Daiji and Onozuka, Yuki (2016), “University Prestige, Performance Evaluation, and Promotion: Estimating the Employer Learning Model Using Personnel Da-

- tasets,” *Labour Economics*, Vol.41, pp.135-148.
- Autor, David H., Katz, Lawrence F. and Kearney, Melissa S. (2008), “Trends in U.S. Wage Inequality: Revising the Revisionists,” *The Review of Economics and Statistics*, Vol.90(2), pp.300-323.
- Barro, Robert J. (1991), “Economic Growth in a Cross Section of Countries,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol.106(2), pp.407-443.
- Barro, Robert J. and Sala-i-Martin, Xavier (1995), *Economic Growth*, McGraw-Hill.
- Bedard, Kelly and Dhuey, Elizabeth (2006), “The Persistence of Early Childhood Maturity: International Evidence of Long-Run Age Effects,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol.121(4), pp.1437-1472.
- Benhabib, Jess and Spiegel, Mark M. (1994), “The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-Country Data,” *Journal of Monetary Economics*, Vol.34(2), pp.143-174.
- Bils, Mark and Klenow, Peter J. (2000), “Does Schooling Cause Growth?,” *American Economic Review*, Vol.90(5), pp.1160-1183.
- Bianchi, Suzanne M. (2000), “Maternal employment and time with children: Dramatic change or surprising continuity?,” *Demography*, Vol. 37(4), pp. 401-414.
- Card, David and Lemieux, Thomas (2001), “Can Falling Supply Explain the Rising Return to College for Younger Men? A Cohort-Based Analysis,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol.116(2), pp.705-746.
- Guryan, Jonathan, Hurst, Erik and Kearney, Melissa (2008) “Parental Education and Parental Time with Children,” *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 22(3), pp. 23-46.
- Hanushek, Eric A. (2013), “Economic Growth in Developing Countries: The Role of Human Capital,” *Economics of Education Review*, Vol.37(C), pp. 204-212.
- Hanushek, Eric, and Woessmann, Ludger (2008), “The Role of Cognitive Skills in Economic Development,” *Journal of Economic Literature*, Vol. 46 (3). Pp. 607-68.
- Hanushek, Eric and Woessmann, Ludger (2012), “Do Better Schools Lead to More Growth? Cognitive Skills, Economic Outcomes, and Causation,” *Journal of Economic Growth*, Vol.17(4), pp.267-321.
- Imrohorglu, Selahattin, Kitao, Sagiri and Yamada, Tomoaki (2016), “Achieving Fiscal Balance in Japan,” *International Economic Review*, Vol.57(1), pp.117-154.
- Kawaguchi, Daiji (2006), “The Incidence and Effect of Job Training among Japanese Women,” *Industrial Relations*, Vol.45(3), pp.469-477.
- Kawaguchi, Daiji (2011), “Actual Age at School Entry, Educational Outcomes, and Earnings,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.25(2), pp.64-80.
- Kawaguchi, Daiji (2016), “Fewer School Days, More Inequality,” *Journal of the Japanese and In-*

- ternational Economies*, Vol.39, pp.35-52.
- Kawaguchi, Daiji and Mori, Yuko (2016), “Why Has Wage Inequality Evolved so Differently Between Japan and the US? The Role of the Supply of College-educated Workers,” *Economics of Education Review*, Vol. 52, pp. 29-50.
- Kurosawa, Masako (2001), “The Extent and Impact of Enterprise Training: The Case of Kitakyushu City,” *The Japanese Economic Review*, Vol.52(2), pp.224-242.
- Lefranc, Arnaud, Ojima, Fumiaki and Yoshida, Takashi (2014), “Intergenerational Earnings Mobility in Japan among Sons and Daughters: Levels and Trends,” *Journal of Population Economics*, Vol. 27(1), pp. 91-134.
- Matsuoka, Ryoji, Nakamuro, Makiko and Inui, Tomohiko (2015a), “Examining Elementary School Children’s Extracurricular Activity Participation and Their Non-cognitive Development Using Longitudinal Data in Japan,” ESRI Discussion paper series 318, Economic and Social Research Institute (ESRI).
- Matsuoka, Ryoji, Makiko Nakamuro, and Inui, Tomohiko, (2015b) “Emerging Inequality in Effort: A Longitudinal Investigation of Parental Involvement and Early Elementary School-aged Children’s Learning Time in Japan,” *Social Science Research*, Vol.54, pp.159-176
- Nakamuro, Makiko, Uzuki, Yuka and Inui Tomohiko (2013), “The Effects of Birth Weight: Does Fetal Origin Really Matter for Long-run Outcomes?,” Discussion papers 13035, Research Institute of Economy, Trade and Industry (RIETI).
- Oshio, Takashi and Hojo, Masakazu (2012), “What Factors Determine Student Performance in East Asia? New Evidence from the 2007 Trends in International Mathematics and Science Study,” *Asian Economic Journal*, Vol.26(4), pp.333-357.
- Oshio, Takashi, Sano, Shinpei and Kobayashi, Miki (2010), “Child Poverty as a Determinant of Life Outcomes: Evidence from Nationwide Surveys in Japan,” *Social Indicators Research*, Vol.99(1), pp.81-99.
- Sala-i-Martin, Xavier, (1997) “I Just Ran Two Million Regressions,” *American Economic Review*, Vol.87(2), pp.178-183.
- Shigeoka, Hitoshi (2015), “School Entry Cutoff Date and the Timing of Births,” NBER Working Papers 21402, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Tanaka, Ryuichi (2008), “The Gender-asymmetric Effect of Working Mothers on Children’s Education: Evidence from Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.22(4), pp.586-604.