

南アフリカにおける幼少期の条件

伊藤成朗

要約: 貧困層子女が所得を高めるために教育は必須であると多くの論者が主張してきた。その一方で、教育が所得を増やす効果は、個人の生まれつきの知的能力差によって大きく違うのではないか、貧困層子女には生まれつきその効果が低い人もいて教育をしても豊かになれないのではないか、という疑念が常につきまってきた。ゲノムワイド関連解析研究では、学歴は半分近くが遺伝によるが、全てが先天的には決まらなると示されている。労働経済学では、貧困層への早期児童発達介入が非認知能力改善を通じて奏功することを 10 年単位の長期調査によって明らかにしている。

本稿では世代間の健康状態を比較することで、世代間健康伝播の実態を数量的に検討する。途上国を対象とした健康状態の世代間伝播は、親として母親を扱い、経済変数は限定的であることが多い。本稿では父親情報や経済変数も加味して世代間健康伝播の程度を推計する。身長に関する推計結果からは、子どもの回復成長が示唆され、栄養状態の良さは次世代に伝播することが示された。

キーワード: 早期児童発達、身長、健康の世代間伝播、幼少期の条件、南アフリカ

第 1 節 はじめに

貧困層子女が所得を高めるために教育は必須であると多くの論者が主張してきた。その一方で、教育が所得を増やす効果は、個人の生まれつきの知的能力差によって大きく違うのではないか、貧困層子女には生まれつきその効果が低い人もいて教育をしても豊かになれないのではないか、という疑念が常につきまってきた。計算能力が発達してゲノムワイド関連解析(genome wide association studies, GWAS) が可能になると、遺伝研究では IQ などの知的能力指標が複数の遺伝子に依存するため(Sniekers et al., 2017)、学歴は半分近くが遺伝による(Davies et al., 2011; Polderman et al., 2015; Okbay et al., 2016) が全てが先天的には決まらなことが分かっている(Plomin et al., 2016; Plomin and von Stumm, 2018)。エピジェネティクス研究では、遺伝資源が確率的に選択されて活用されること、その選択が子どもの生活する環境に依存することを示している (Kong et al., 2018)。畢竟、不平等の解消には、貧困層が幼少期に直面する条件を改善することで、個人の持つ資質を最大限活用することを助け、所得稼得能力を高めることが有効と考えられる。

早期児童発達研究プログラムは、個人の知的発達メカニズムなどを解明すると同時に、不平等解消などの現実的過大を強く意識して発展してきた。近年では 1980 年代以降の富の集中と世代を通じた所得階層の固定化が提起されるようになり、世代間社会経済階層移動が改めて関心を集めている。世代間経済階層移動などを分析してきた経済学でも、数多くの研究が蓄積されている (Corak, 2013; Chetty et al., 2014; Piketty, 2014; Piketty and Saez, 2014; Chetty et al., 2017)。労働経済学の文献では、貧困層への早期児童発達介入が非認知能力改善を通じて奏功することを 10 年単位の長期調査によって明らかにしている (Heckman, 2006; Heckman et al., 2010; Cunha et al., 2010; Currie and Almond, 2011; Heckman et al., 2013; Campbell et al., 2014; Heckman and Mosso, 2014)。本稿では世代間の健康状態を比較することで、世代間健康伝播の実態を数量的に検討する。途上国を対象とした(経済学において)健康状態の世代間伝播は、Demographic and Health Survey (DHS) データを使うことが多いことから、親として母親を扱い、経済変数は限定的であることが多い (Bhalotra and Rawlings, 2013; Aizer and Currie, 2014)。本稿では父親情報や経済変数も加味して世代間健康伝播の程度を推計する。

第2節 データ

National Income Dynamics Survey (NiDS) はケープタウン大学経済学部が収集している南アフリカ全国を代表するパネル家計調査データである。2008年 (w1)、2010-2011年 (w2)、2013年 (w3)、2014-2015年 (w4) の4回の調査が行われている。早期児童発達を考える上で、NiDSは16歳までの子ども質問票における人体測定情報があること、子どもが幼少期の両親情報があることなどが有用である。Chinhema et al. (2016)によれば、w1に調査した26776人のうちw4で調査したのは20774人であり、22.42%の欠落率である。求職活動などのために国内移動が活発な南アフリカの長期調査としては欠落率は低い。

NiDS データの信頼度は高いといえる。第一に、端末支援対面調査 (computer assisted personal interviewing, CAPI) によって面談時の他の質問や過去情報との整合性検査が組み込まれる。第二に、収集者が周到に収集データの質の検査を実施している。聞き取り結果では、調査者の詐欺行為 (調査していないのに適当に入力した) を検出し、修正調査を実施した経緯を知ることができた。こうした努力は、収集者が研究者であり、自らの研究課題を追究するという誘因整合的な設計であったためと考えられる。

NiDS データを使って早期児童発達を考察した研究にArdington and Little (2016)がある。母親の死という変動を用いて身長発達に与える影響を取り上げている。観察データでは自然実験を見つけなければパラメタ識別方法の信頼性は低い。母親の死は自然実験と完全には言えないまでも、死因によってはランダムに近いと見做すこともできる。しかしながら、母親が若くして死ぬことやその死因は、母親の子どもの身長発達と関連する社会経済要因と関連している可能性があるため、実験研究と同程度にランダム化されているとは言えない。よって、本稿では自然実験の妥当性を主張するよりも、計量経済学的な処置によってできる限り信頼性を高めるという方針を採用する。

第3節 身長発達推計

3.1. 身長

図1はデータにおけるコーホート別の身長分布である。各パネルは各コーホートに対応しており、パネル・ストリップの数字がw1時点での年齢を示している。例えば、最下段で最も右は3であるが、これはw1時点で3歳の子どもの身長分布がw1からw4までどのように変わったかを示している。ここでは、w1では比較的密集していた分布がw4時点ではより粗になっており、個人差がより大きく出てきていることが分かる。負の数字のパネルは、w1以降に産まれたコーホートである。例えば、-2のパネルは(w1から2年後の)w2時点で産まれた子どもたちの身長分布で、w2以降に意味のある分布が描かれている。w1にも数値が幾つかあるが、これらはエラーである。

身長に関して親の情報と幼少期の条件で回帰する。

表1はOLSと個人固定効果を制御するために一階差分推計法を用いた結果である。(1)はベースとなる推計式で親の身体特徴を説明変数に用いており、(2)では体重と腰回りの数値を追加し、(3)では幼少期変数を加えている。親の身体特徴はw1時の年齢、身長、体重、腰回り、BMI(kg/m^2 を1000で除した値)と、非線形関係を考慮するためのそれぞれの2乗項である。親の年齢が若い、身長が高い、体重が多い、腰回りが太いという条件に対し、子どもの身長はより高くなる傾向にある。(2)で体重と腰回りを加えると、体重と

TABLE 1: 身長

| covariates | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
| (Intercept) | 43.548*** (3.217) | 18.125*** (2.875) | 46.841*** (3.714) | -1.636 (6.717) | -3.586 (5.726) | 1.065 (7.100) |
| AgeAtWave1 | 7.929*** (0.100) | 3.429*** (0.112) | 7.893*** (0.101) | 1.746*** (0.296) | 1.631*** (0.347) | 2.631*** (0.361) |
| female | -0.357 (0.689) | -1.615*** (0.553) | -0.331 (0.689) | 7.016** (2.927) | 5.060* (2.833) | 8.431*** (2.920) |
| Weight | | 0.838*** (0.026) | | | 0.503* (0.279) | |
| Waist | | 0.771*** (0.016) | | | 0.170*** (0.061) | |
| ParentAgeW1 | -0.768*** (0.172) | 0.013 (0.157) | -0.771*** (0.174) | -0.002 (0.129) | 0.138 (0.126) | -0.065 (0.118) |
| ParentAgeW1 ² | 0.019*** (0.003) | 0.002 (0.002) | 0.019*** (0.003) | | | |
| ParentHeight | -0.067 (0.050) | 0.064 (0.041) | -0.064 (0.050) | -0.041 (0.034) | -0.050 (0.033) | -0.049 (0.036) |
| ParentHeight ² | 0.001*** (0.000) | 0.000 (0.000) | 0.001*** (0.000) | | | |
| ParentWeight | 0.266*** (0.058) | 0.125*** (0.047) | 0.258*** (0.058) | 0.025 (0.045) | 0.047 (0.042) | 0.039 (0.041) |
| ParentWeight ² | -0.001*** (0.000) | -0.001*** (0.000) | -0.001*** (0.000) | | | |
| ParentWaist | 0.104** (0.044) | -0.055 (0.036) | 0.106** (0.044) | -0.016 (0.040) | -0.024 (0.035) | -0.006 (0.039) |
| ParentWaist ² | -0.001** (0.000) | 0.000 (0.000) | -0.001** (0.000) | | | |
| ParentBMI/10000 | 1.013 (5.257) | 14.270*** (4.086) | 1.355 (5.260) | 1.115 (1.095) | 0.525 (0.986) | 0.797 (1.230) |
| ParentBMI/10000 ² | -0.109 (0.702) | -1.864*** (0.560) | -0.154 (0.703) | | | |
| MotherCoreside | | | -3.387** (1.658) | | | -11.209*** (2.472) |
| MotherFinSure | | | 1.037 (1.930) | | | -7.437 (5.125) |
| MotherSch10 | | | 2.199 (2.009) | | | -4.841 (4.592) |
| MotherDiedBefore5 | | | -2.996 (16.296) | | | -5.598 (3.469) |
| FatherCoreside | | | -1.047 (0.959) | | | -3.105 (2.765) |
| FatherFinSure | | | -2.013*** (0.718) | | | -2.410 (1.586) |
| FatherSch10 | | | 1.771** (0.737) | | | -1.261 (1.982) |
| FatherDiedBefore5 | | | -3.787 (4.425) | | | -1.830 (1.950) |
| ParentsCoreside | | | 0.657 (0.715) | | | -1.188 (1.624) |
| NonParentCareTaker | | | -2.259** (1.119) | | | 5.375** (2.368) |
| wave2 | 29.365*** (1.053) | 18.018*** (0.880) | 29.534*** (1.058) | | | |
| wave3 | 35.713*** (1.021) | 14.906*** (0.891) | 32.074*** (1.865) | 13.040*** (2.440) | 12.141*** (2.298) | 7.988*** (2.606) |
| wave4 | 51.506*** (1.034) | 20.960*** (0.924) | 47.892*** (1.892) | 13.039*** (2.192) | 11.655*** (2.155) | 8.768*** (2.474) |
| adjusted R ² | 0.4994 | 0.7271 | 0.5001 | 0.1744 | 0.3086 | 0.284 |
| n | 10219 | 7766 | 10219 | 208 | 208 | 208 |

Source: NIDS (waves 1 - 4) より推計。

Notes: 1. 左辺は身長 (cm)。

2. 観察単位は個人。親に関する変数は時間を通じて不変で wave 1 の値を用いた。

3. (1) - (3) は OLS 推計値。(4) - (6) は一回差分推計値 (first-difference estimates)、家計を単位としたクラスター頑健標準誤差を用いた。wave 1 以降に産まれた個人の年齢は wave 1 では負値。(4) - (6) における wave2 と wave3 は、それぞれ、waves 2 - 3 の期間、waves 3 - 4 の期間ダミー。

4. *, **, *** は、それぞれ、10%, 5%, 1% 水準で有意。

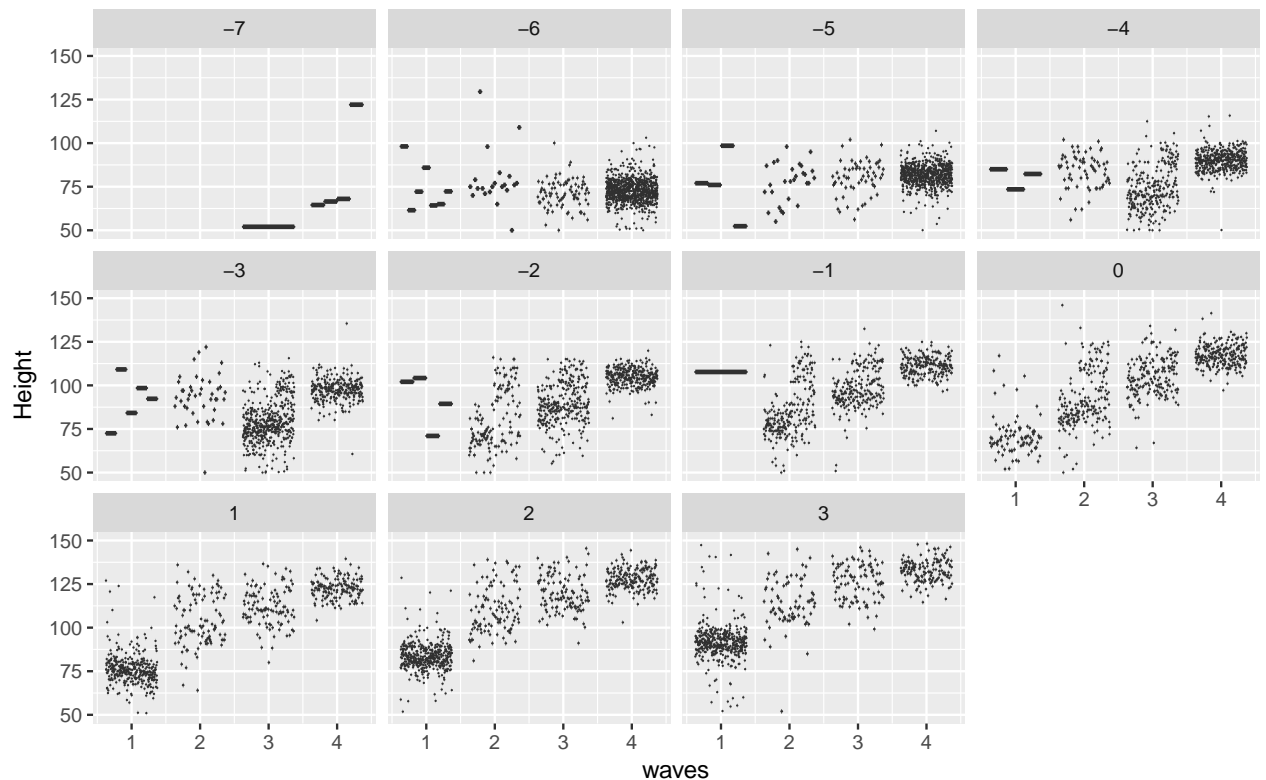


Figure 1 Height distributions by cohort
 出所: NIDS データ (waves 1 - 4) を用いて描画。

BMI が大きいほど身長が高くなる傾向がある。子どもの体重と腰回りを所与とすると、親の体重や BMI が大きいという点で親がより肥満体型であると、子どもの身長が高くなる傾向が見て取れる。親が栄養を取ることができていれば、子どもの身長発達も促されている傾向が見て取れる。(3) で幼少期の変数とは、父母について、共生、家計への所得貢献の有無、10 年以上の教育修了、子ども 5 歳未満での死、そして、父母と一緒に共生、父母以外による育児、である。これらは時間を通じて固定された変数なので、初期時点での値を用いている。すると、母との共生、共生しない父の所得貢献、父が学歴 10 年未満、父母以外による育児などが、子どもの身長発達を阻むことが分かる。母との共生がいかにして身長発達を阻むかは不可解である。この変数は (6) の一階差分推計でも身長発達のスピードを抑えることが示されているので、より詳細な検討が必要である。(4) では女兒ほど身長発達のスピードが高いことが示されている。これは女兒が幼少期には身長が高くなりやすい傾向に加え、誕生時に体重が低いときの回復成長 (plastic growth) を捉えている可能性がある。父母以外による育児の推計値も正で身長発達スピードを高めるので、回復成長の効果の可能性を捨てきれない。

3.2. 身長 z スコア

身長 of z スコアに関して親の情報と幼少期の条件で回帰する。

表 2 は z スコアを被説明変数にして、OLS と一階差分推計法を用いた結果である。z スコアは WHO が設定している標準的な成長過程に照らし、子どもが発達が高いのか低い

TABLE 2: 身長 z スコア

| covariates | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| (Intercept) | -1.439** (0.659) | -4.365*** (0.853) | -1.412* (0.762) | -2.496*** (0.797) | -2.707*** (0.855) | -2.589*** (0.784) |
| AgeAtWave1 | -0.051 (0.035) | -0.036 (0.047) | -0.046 (0.035) | -0.006 (0.037) | -0.020 (0.037) | 0.024 (0.043) |
| female | 0.117 (0.149) | 0.170 (0.160) | 0.107 (0.149) | 0.782** (0.362) | 0.654* (0.359) | 0.761** (0.374) |
| Weight | | 0.082*** (0.011) | | | 0.007 (0.010) | |
| Waist | | 0.013*** (0.005) | | | 0.018** (0.008) | |
| ParentAgeW1 | 0.045 (0.038) | 0.060 (0.045) | 0.048 (0.039) | 0.007 (0.017) | 0.011 (0.017) | 0.006 (0.017) |
| ParentAgeW1 ² | -0.001 (0.001) | -0.001 (0.001) | -0.001 (0.001) | | | |
| ParentHeight | -0.049*** (0.010) | -0.047*** (0.011) | -0.049*** (0.010) | -0.007 (0.005) | -0.006 (0.005) | -0.006 (0.004) |
| ParentHeight ² | 0.000*** (0.000) | 0.000*** (0.000) | 0.000*** (0.000) | | | |
| ParentWeight | -0.003 (0.012) | -0.010 (0.013) | -0.003 (0.012) | 0.022*** (0.007) | 0.023*** (0.007) | 0.022*** (0.007) |
| ParentWeight ² | 0.000 (0.000) | 0.000* (0.000) | 0.000 (0.000) | | | |
| ParentWaist | 0.028*** (0.009) | 0.031*** (0.010) | 0.028*** (0.009) | -0.000 (0.005) | -0.001 (0.005) | -0.001 (0.005) |
| ParentWaist ² | -0.000*** (0.000) | -0.000*** (0.000) | -0.000*** (0.000) | | | |
| ParentBMI/10000 | 2.210 (1.391) | 1.549 (1.784) | 2.273 (1.391) | 0.308** (0.124) | 0.320** (0.131) | 0.269* (0.137) |
| ParentBMI/10000 ² | -0.318 (0.197) | -0.235 (0.271) | -0.326* (0.197) | | | |
| MotherCoreside | | | -0.237 (0.350) | | | -0.345 (0.311) |
| MotherFinSure | | | -0.803* (0.418) | | | -0.349 (0.455) |
| MotherSch10 | | | 0.626 (0.423) | | | -0.339 (0.399) |
| MotherDiedBefore5 | | | -3.163 (3.413) | | | 1.676*** (0.565) |
| FatherCoreside | | | 0.410** (0.200) | | | 0.449 (0.381) |
| FatherFinSure | | | 0.104 (0.127) | | | 0.004 (0.180) |
| FatherSch10 | | | 0.122 (0.129) | | | 0.150 (0.246) |
| FatherDiedBefore5 | | | -0.215 (1.210) | | | -0.306 (0.656) |
| ParentsCoreside | | | 0.083 (0.130) | | | 0.235 (0.226) |
| NonParentCareTaker | | | 0.009 (0.207) | | | 0.291 (0.442) |
| wave2 | -0.312 (0.226) | 0.320 (0.277) | -0.287 (0.227) | | | |
| wave3 | -0.457* (0.248) | 0.077 (0.303) | -0.555 (0.415) | 0.614* (0.340) | 0.491 (0.342) | 0.495 (0.398) |
| wave4 | -0.522* (0.295) | -0.025 (0.371) | -0.633 (0.450) | 0.258 (0.288) | 0.107 (0.296) | 0.161 (0.359) |
| adjusted R ² | 0.0116 | 0.0489 | 0.0123 | 0.0615 | 0.0765 | 0.0419 |
| n | 4150 | 2327 | 4150 | 249 | 249 | 249 |

Source: NIDS (waves 1 - 4) より推計。

Notes: 1. 左辺は WHO の igrowup 関数を用いて計算した height-for-age の z スコア。

2. 観察単位は個人。親に関する変数は時間を通じて不変で wave 1 の値を用いた。

3. (1) - (3) は OLS 推計値。(4) - (6) は一回差分推計値 (first-difference estimates)、家計を単位としたクラスター頑健標準誤差を用いた。wave 1 以降に産まれた個人の年齢は wave 1 では負値。(4) - (6) における wave2 と wave3 は、それぞれ、waves 2 - 3 の期間、waves 3 - 4 の期間ダミー。

4. *, **, *** は、それぞれ、10%, 5%, 1% 水準で有意。

のかを標準化(正規化)された数値で示し年齢を超えた比較が容易になる利点がある。 z スコアはWHOのwebページから、igrowup.standardという統計言語R用の関数をダウンロードして計算した。身長水準を推計した(1)-(3)で目を引くのが、親の身長が高いほど子どもの身長の z スコアが低い傾向があることである。これはいわゆるガルトンの誤謬(Galton's fallacy)である。つまり、身長の高い親からは親以上に標準から離れた高身長の子どもが生まれる可能性よりも、親よりも標準に近い身長の子どもが生まれる可能性が高いため、負の推計値となる。一方で、親の体重との正相関は、栄養状態を反映しているものと推察される。身長 z スコアにおいては幼少期変数の推計値は統計的にゼロと見做してよい。(4)-(6)の身長 z スコアの変化においては、母親の死が正の相関を示している。これも回復成長のシナリオと整合的な推計結果である。その他の統計的に有意な推計値は、表1の身長の推計結果とほぼ同じなのでここでは繰り返さない。

第4節 今後の課題

南アフリカは社会の不平等度が高く、世代間経済階層移動に乏しいといわれる。本稿で取り上げた健康は、貧困層の資源である労働が再生産される際に貴重な資本であるほか、教育の成果を活かす際に必要な知的能力を高める効果がある。8年にわたって家計を追跡調査したNiDSデータは、父親や経済に関する情報も豊富なため、健康が世代間で伝播するのか検討するのに適している。推計結果からは、子どもが幼少期の負荷を取り戻す回復成長の傍証が得られたが、栄養状態の良い親からは身長の高い子どもが育つという傾向が見られた。引き続きデータを精査し、健康の世代間電波のメカニズムを明らかにしていくことにしたい。

参考文献

- Aizer, Anna and Janet Currie, "The intergenerational transmission of inequality: Maternal disadvantage and health at birth," *science*, 2014, 344 (6186), 856–861.
- Ardington, Cally and Megan Little, "The impact of maternal death on children's health and education outcomes," *SALDRU Working Paper Series*, 2016, 184.
- Bhalotra, Sonia and Samantha Rawlings, "Gradients of the Intergenerational Transmission of Health in Developing Countries," *The Review of Economics and Statistics*, 2013, 95 (2), 660–672.
- Campbell, Frances, Gabriella Conti, James J. Heckman, Seong Hyeok Moon, Rodrigo Pinto, Elizabeth Pungello, and Yi Pan, "Early Childhood Investments Substantially Boost Adult Health," *Science*, 2014, 343 (6178), 1478–1485.
- Chetty, Raj, David Grusky, Maximilian Hell, Nathaniel Hendren, Robert Manduca, and Jimmy Narang, "The fading American dream: Trends in absolute income mobility since 1940," *Science*, 2017, 356 (6336), 398–406.
- _____, Nathaniel Hendren, Patrick Kline, Emmanuel Saez, and Nicholas Turner, "Is the United States Still a Land of Opportunity? Recent Trends in Intergenerational Mobility," *American Economic Review*, May 2014, 104 (5), 141–47.
- Chinhema, M., T. Brophy, M. Brown, M. Leibbrandt, C. Mlatsheni, and I. Woolard, *National Income Dynamics Study: Panel user manual*, Cape Town: Southern Africa Labour and Development Research Unit, 2016.
- Corak, Miles, "Income Inequality, Equality of Opportunity, and Intergenerational Mobility," *Journal of Economic Perspectives*, September 2013, 27 (3), 79–102.
- Cunha, Flavio, James J. Heckman, and Susanne M. Schennach, "Estimating the Technology of Cognitive and Noncognitive Skill Formation," *Econometrica*, 2010, 78 (3), 883–931.
- Currie, Janet and Douglas Almond, "Chapter 15 - Human capital development before age five," in David Card and Orley Ashenfelter, eds., Vol. 4, Part B of *Handbook of Labor Economics*, Elsevier, 2011, pp. 1315 – 1486.
- Davies, Gail, Albert Tenesa, Antony Payton, Jian Yang, Sarah E Harris, David Liewald, Xiayi Ke, Stephanie Le Hellard, Andrea Christoforou, Michelle Luciano et al., "Genome-wide association studies establish that human intelligence is highly heritable and polygenic," *Molecular psychiatry*, 2011, 16 (10), 996.
- Heckman, James J, "Skill formation and the economics of investing in disadvantaged children," *Science*, 2006, 312

(5782), 1900–1902.

- Heckman, James J. and Stefano Mosso**, “The Economics of Human Development and Social Mobility,” *Annual Review of Economics*, 2014, 6 (1), 689–733.
- , **Seong Hyeok Moon, Rodrigo Pinto, Peter A. Savelyev, and Adam Yavitz**, “The rate of return to the HighScope Perry Preschool Program,” *Journal of Public Economics*, 2010, 94 (1-2), 114 – 128.
- Heckman, James, Rodrigo Pinto, and Peter Savelyev**, “Understanding the Mechanisms Through Which an Influential Early Childhood Program Boosted Adult Outcomes,” *The American Economic Review*, 2013, 103 (6), 2052–2086.
- Kong, Augustine, Gudmar Thorleifsson, Michael L. Frigge, Bjarni J. Vilhjalmsson, Alexander I. Young, Thorgeir E. Thorgeirsson, Stefania Benonisdottir, Asmundur Oddsson, Bjarni V. Halldorsson, Gisli Mas-son, Daniel F. Gudbjartsson, Agnar Helgason, Gyda Bjornsdottir, Unnur Thorsteinsdottir, and Kari Ste-fansson**, “The nature of nurture: Effects of parental genotypes,” *Science*, 2018, 359 (6374), 424–428.
- Okbay, Aysu, Jonathan P Beauchamp, Mark Alan Fontana, James J Lee, Tune H Pers, Cornelius A Rietveld, Patrick Turley, Guo-Bo Chen, Valur Emilsson, S Fleur W Meddens et al.**, “Genome-wide association study identifies 74 loci associated with educational attainment,” *Nature*, 2016, 533 (7604), 539.
- Piketty, Thomas**, *Capital in the 21st century*, Harvard University Press, Cambridge, MA, 2014.
- and **Emmanuel Saez**, “Inequality in the long run,” *Science*, 2014, 344 (6186), 838–843.
- Plomin, Robert and Sophie von Stumm**, “The new genetics of intelligence,” *Nature Reviews Genetics*, 2018.
- , **John C. DeFries, Valerie S. Knopik, and Jenae M. Neiderhiser**, “Top 10 Replicated Findings From Behavioral Genetics,” *Perspectives on Psychological Science*, 2016, 11 (1), 3–23. PMID: 26817721.
- Polderman, Tinca JC, Beben Benyamin, Christiaan A De Leeuw, Patrick F Sullivan, Arjen Van Bochoven, Peter M Visscher, and Danielle Posthuma**, “Meta-analysis of the heritability of human traits based on fifty years of twin studies,” *Nature Genetics*, 2015, 47 (7), 702.
- Sniekers, Suzanne, Sven Stringer, Kyoko Watanabe, Philip R Jansen, Jonathan RI Coleman, Eva Krapohl, Erdogan Taskesen, Anke R Hammerschlag, Aysu Okbay, Delilah Zabaneh et al.**, “Genome-wide associa-tion meta-analysis of 78,308 individuals identifies new loci and genes influencing human intelligence,” *Nature Genetics*, 2017, 49 (7), 1107.