

別添 4

令和3年度厚生労働科学研究費補助金 (循環器疾患・糖尿病等生活習慣病対策総合研究事業) (分担)研究報告書

大学教育の健康リスク行動に対する影響 －丙午に係る迷信を操作変数とした実証分析－

研究協力者 沈奕辰

早稲田大学 大学院経済学研究科

ソーシャル&ヒューマン・キャピタル研究所

研究分担者 富蓉

早稲田大学 商学学術院

研究代表者 野口晴子

早稲田大学 政治経済学術院

研究要旨

本研究では、日本人の喫煙、飲酒、睡眠、がん検診等に係る健康リスク行動に対する大学教育の効果について検証を行った。因果推論に基づく効果検証のために、閏年(1967年)における、一時的な現象、すなわち、出生率の減少により大学教育到達度の上昇につながるという日本独自の操作変数を用いた。分析の結果、大学教育を1年受けると、喫煙と飲酒が減少し、睡眠とがん検診の利用が改善されることがわかった。また、性別による異質性を検討し、日本では女性が大学教育と健康行動の因果関係を牽引していることを明らかにした。最後に、大学教育と健康行動の因果関係は、社会的ネットワークではなく、労働市場の成果の向上によって媒介されることを明らかにした。

A. 研究目的

2015年、経済協力開発機構(OECD)に加盟する25カ国において、30歳時点で、大学教育を受けている人が53.4年生存可能と予想されるのに対し、大学教育を受けていない人は47.8年しか生きられない、つまり、大学教育によって5.6年の差があると報告されている(OECD, 2017年)。この平均寿命の差は、過去数十年の研究と一致しており、高学歴は死亡率の低下と因果関係があることが、様々な研究により明らかにされている(OECD, 2017)。Lleras-Muney, 2005; Clark & Royer, 2013; Fischer et al., 2013; Buckles et al., 2016)。更に、例えば、Cutler(2004)に基づく

Cutler & Lleras-Muney(2006)の概算によれば、教育を受けることの健康に対する付加価値は、教育による総付加価値のうちの15–55%を説明するとの報告がある。Cutler and Lleras-Muney(2010)は、こうした健康の差は、低学歴者と高学歴者の健康行動の差に起因しているとしている。しかし、高等教育が健康行動にどの程度因果関係を持ちうるかについては、実質的な議論が続いている、ほとんどコンセンサスは得られていない。例えば、高等教育が喫煙等のリスク行動を減らすという研究もあれば(Kenkel et al., 2006; de Walque, 2007; Grimard & Parent, 2007; Kemptner et al., 2011; Jürges et al., 2011)，高等教育は健康行

動に影響しないという研究もある(Reinhold & Jürges, 2010; Li & Powdthavee, 2015; Silles, 2015; Dursun et al., 2018).

本研究は、こうした一連の研究に貢献すべく、日本における、大学(高等)教育が健康行動に及ぼす因果関係について検証を行った。しかし、学歴は、健康行動と相關する可能性のある観察出来ない交絡因子を持つため、因果関係の立証は非常に困難である。こうした教育の内生性に対処するため、本研究では、先行研究と同様、操作変数法(Instrumental Variable: 以下、IV)を用いる。当該手法を用いた先行研究では、義務教育制度における最低就学年齢の変更、学校数の増加等の教育政策の拡張、そして、ベトナム戦争時における徴兵回避のための大学進学等を自然実験として、それらを IV として用いた研究がなされている。まず、義務教育制度の改正については、個人が学校に通わなければならぬ最低年齢が変更されたため、個人の教育年数が長期化し、教育達成度が改善された(Amin et al.2013; Dursun et al.2018; Kemptner et al.2011; Kenkel et al.2006; Li & Powdthavee, 2015; Silles, 2015; Xie & Mo, 2014)。次に、ある特定地域における学校数の増加は、より多くの人々が高等教育を受けることを可能にし、教育サービス市場での競争の減少を通じて、高等教育へのアクセスを効果的に増加させる(Jürges et al., 2011; Park & Kang, 2008)。最後に、ベトナム戦争徴兵回避については、大学や高等教育機関に入学すれば、入隊を延期することが出来た(Card & Lemieux, 2001)。したがって、24 歳以下の男性は徴兵を避けるために大学に進学する強い動機を持ち、それが 1940 年代と 1950 年代に生まれたアメリカ人男性の大学での学歴取得率の上昇につながったのである

(Buckles et al.2013, de Walque, 2007, Grimard & Parent, 2007).

こうした既存の文献に基づき、本研究では、日本、ないしは、東アジア諸国独自の丙午に対する人々の迷信を用いた自然実験を IV として活用した。この迷信は、特定の干支の組み合わせで生まれた子どもは、扱いにくく、好ましくない性格や特性を持つという迷信である。特に、「閏年」(Firehorse:以下、FH)と呼ばれる特定の干支の組み合わせは、60 年ごとに発生する。日本では、この星座に生まれた女性は、支配的な性格になり、生涯にわたる人間関係に悪影響を及ぼすと考えられている。そのため、親は FH の年に子供を産むことを避けるようになり、結果、直近の FH の年である 1966 年には出生率が著しく低下した。こうした出生率の一時的な減少は、大学入学競争率を著しく低下させ、少人数制による早期教育時の学習環境の改善をもたらし、1966 年生まれの個人の大学進学率は必然的に高くなつた。他方で、このような迷信を親が信じていること自体が、観察されてない健康関連の交絡因子と関連し、それが健康行動と相關する可能性がある。このセレクション問題を回避するために、本研究では、日本の学事歴(毎年 4 月に始まり翌年 3 月に終わる)と暦年の不一致を利用した。具体的には、1966 年生まれと一緒に大学に入学し、1966 年の FH 迷信の影響を受けていない 1967 年 1 月から 3 月生まれのコホートに注目した。こうすることで、迷信に関連する観測されない交絡因子が教育や健康行動に及ぼす影響を最小化することが可能となる。

大学教育と健康行動の因果関係を検証するため、既に公衆衛生領域において、健康に影響を与えることが証明されているいくつかの行動に焦点を当てることにする。具体的には、

喫煙、飲酒、睡眠、がん検診の受診である。喫煙は、世界で年間700万人以上の生命を奪っている(世界保健機関(WHO), 2017年)。更に、睡眠不足は交通関連死亡率(Gottliebら, 2018)、うつ病(Tsunoら, 2005)、心血管疾患(Kronholmら, 2011; Tobaldiniら, 2017)を有意に増加させていることがわかっている。がんは世界で2番目に多い死亡原因となっている(WHO, 2021)。検診によるがんの早期発見は、がん患者の生存率を大幅に向上させるため有益である(Hugossonら, 2010年, Kalagerら, 2010年, Olsenら, 2005年)。

本研究の分析の結果、大学教育を追加的に1年長く受けたと、喫煙経験者と現在の喫煙者の確率がそれぞれ14.7%と9.1%ポイント低下することがわかった。アルコール摂取については、飲酒経験者と現在の飲酒者の確率が、それぞれ19.1%と20.8%ポイント下がることがわかった。他方で、大学教育年数が増えても、睡眠には影響がないことがわかった。がん検診の受診行動については、胃がん、肺がん、卵巣がんの検診を受ける確率には大学教育は影響しないが、乳がん検診を受ける確率は35.8ポイント、大腸がん検診は23.3ポイント増加することが明らかになった。また、その増加は主として女性によってもたらされていることがわかった。最後に、大学教育の向上は、社会的ネットワークではなく、経済的資源を圧倒的に向上させることを示す。特に、大学教育が雇用、フルタイム労働者、公務員の確率を8.7, 16.9, 12.0ポイント向上させることから、大学教育と健康行動の因果関係の媒介として、雇用の向上や安定が重要であることが示唆された。

本研究の貢献は次の3つである。第2に、本研究は、大学教育等の高等教育が健康リスク行動に及ぼす因果関係について、新たな証

拠を追加するものである。しかし、大学教育に対するリターンは依然として不明であり、様々な教育レベルや質に対するリターンの不均質性を理解することは重要である(Cutler & Lleras-Muney, 2006)。第2に、先行研究では義務教育法やベトナム戦争の徴兵制をIVとして用いていたが、本研究は学期と迷信のミスマッチをIVとして用いることで、既存の文献から逸脱している。既存研究での戦略は、法律改正や戦争に伴うルール変更に依存した教育達成度の上昇を利用していたが、本研究での戦略は大学への進学競争の低下による教育達成度を上昇に着目した。第3に、本研究は、教育が睡眠とがん検診の行動に与える効果を検証した初めての研究である。

B. 研究方法

大学教育に対する疑似的なランダム化をするため、IVを採用した。大学教育は内生的であり、大学教育は親の教育等誤差項の中の観測されない交絡因子と相關している可能性が高い。このことは、ひいては個人の健康状態や行動と相關がある、推定にバイアスがかからってしまう可能性が高い。この内生性の問題を軽減するために、1967年1月に終わる丙午年と1967年4月に始まる日本の学年の始まりの不一致を利用して、大学教育を推定した。このミスマッチは、1967年の丙午年の開始時期と終了時期のミスマッチのために、IVとして機能する。1967年1月から3月生まれは、大学進学の競争率が低下し、大学進学率が上昇した。この事実を踏まえると、日本における大学教育の健康行動への因果関係を調べる上で、このミスマッチは大学教育の強力なIVとして機能する可能性が高いことがわかる。分析に用いたデータは、平成28年「国民生活基礎調査」である。

C. 研究結果

全体として、通常の最小二乗法(以下、OLS)による推定値は、大学教育の効果を持続的に過小評価していることがわかった。二段階最小二乗法(以下、2SLS)を用いて内生性を考慮した結果、大学教育年数が長いほど喫煙、アルコール摂取、がん検診の受診が有意に減少することがわかった。更に、性別で層別したところ、その効果は主に女性によってもたらされていることが示された。最後に、この関係の背後にある潜在的なメカニズムとして、経済的資源と社会的ネットワークについて検討した。結果、この関係を媒介しているメカニズムは、就職、公務員、フルタイム等の経済的資源へのアクセス向上であることがわかった。つまり、高学歴者は低学歴者に比べ、大学教育によって雇用の安定性が有意に高まることにより、健康リスク行動に影響を与えている可能性が示唆された。

E. 結論

昨今、大学教育の価値が世間から問われ始めている。本研究で得られた知見は、大学教育が、賃金の上昇や雇用の安定といった直接的な経済的リターンを超えた有益な効果を持つことを示すことで、そうした疑問に対する1つの回答を与える。大学教育は、健康阻害行動の減少や健康投資行動の改善を通じて、個人の健康に大きく寄与する可能性があることがわかった。

F. 健康危険情報

特に無し。

G. 研究発表

1. 論文発表

Shen, Y., Fu, R., Noguchi, H. (2021) “Does

college education make us act healthier? evidence from a Japanese superstition”. SSNR #58. Available at SSRN: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3904026

2. 学会発表

June/2021: Western Economic Association 96th Annual Conference. “Does college education make us act healthier? evidence from a Japanese superstition”. Online.

May/2021: Japanese Economic Association (Spring). “Does college education make us act healthier? evidence from a Japanese superstition”. Online.

August/2020: Econometric Society World Conference. “Does college education make us act healthier? evidence from a Japanese superstition”. Online.

March/2020: GRIPS-UTOKYO Workshop of Economics of Education. “Does college education make us act healthier? evidence from a Japanese superstition”. Online.

H. 知的財産権の出願・登録状況(予定を含む)

1. 特許取得

特に無し。

2. 実用新案登録

特に無し。

3. その他

特に無し。

参考文献

- Amin, V., Behrman, J. R., & Spector, T. D. (2013). Does more schooling improve health outcomes and health related behaviors? Evidence from U.K. twins. *Economics of Education Review*, 35, 134–148.
<https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2013.04.004>
- Buckles, K., Hagemann, A., Malamud, O., Morrill, M. S., & Wozniak, A. K. (2013). The Effect of College Education on Health (Working Paper No. 19222; Working Paper Series). National Bureau of Economic Research.
<https://doi.org/10.3386/w19222>
- Buckles, K., Hagemann, A., Malamud, O., Morrill, M., & Wozniak, A. (2016). The effect of college education on mortality. *Journal of Health Economics*, 50, 99–114.
<https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2016.08.002>
- Card, D., & Lemieux, T. (2001). Can Falling Supply Explain the Rising Return to College for Younger Men? A Cohort-Based Analysis*. *The Quarterly Journal of Economics*, 116(2), 705–746.
<https://doi.org/10.1162/00335530151144140>
- Clark, D., & Royer, H. (2013). The Effect of Education on Adult Mortality and Health: Evidence from Britain. *The American Economic Review*, 103(6), 2087–2120.
- Cutler, D.M., & Lleras-Muney, A. (2006) Education and health: evaluating theories and evidence. NBER Working Paper 12352 National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
<http://www.nber.org/papers/w12352>
- Cutler, D. M., & Lleras-Muney, A. (2010). Understanding differences in health behaviors by education. *Journal of Health Economics*, 29(1), 1–28.
<https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2009.10.003>
- de Walque, D. (2007). Does education affect smoking behaviors?: Evidence using the Vietnam draft as an instrument for college education. *Journal of Health Economics*, 26(5), 877–895.
<https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2006.12.005>
- Dursun, B., Cesur, R., & Mocan, N. (2018). The Impact of Education on Health Outcomes and Behaviors in a Middle-Income, Low-Education Country. *Economics & Human Biology*, 31, 94–114.
<https://doi.org/10.1016/j.ehb.2018.07.004>
- Fischer, M., Karlsson, M., & Nilsson, T. (2013). Effects of Compulsory Schooling on Mortality: Evidence from Sweden. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 10(8), 3596–3618.
<https://doi.org/10.3390/ijerph10083596>
- Gottlieb, D. J., Ellenbogen, J. M., Bianchi, M. T., & Czeisler, C. A. (2018). Sleep deficiency and motor vehicle crash risk in the general population: A prospective cohort study. *BMC Medicine*, 16(1), 44.
<https://doi.org/10.1186/s12916-018-1025-7>

- Grimard, F., & Parent, D. (2007). Education and smoking: Were Vietnam war draft avoiders also more likely to avoid smoking? *Journal of Health Economics*, 26(5), 896–926.
<https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2007.03.004>
- Hugosson, J., Carlsson, S., Aus, G., Bergdahl, S., Khatami, A., Lodding, P., Pihl, C.-G., Stranne, J., Holmberg, E., & Lilja, H. (2010). Mortality results from the Göteborg Randomised Prostate Cancer Screening Trial. *The Lancet Oncology*, 11(8), 725–732.
[https://doi.org/10.1016/S1470-2045\(10\)70146-7](https://doi.org/10.1016/S1470-2045(10)70146-7)
- Jürges, H., Reinhold, S., & Salm, M. (2011). Does schooling affect health behavior? Evidence from the educational expansion in Western Germany. *Economics of Education Review*, 30(5), 862–872.
<https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2011.04.002>
- Kalager, M., Zelen, M., Langmark, F., & Adami, H.-O. (2010). Effect of Screening Mammography on Breast-Cancer Mortality in Norway. *New England Journal of Medicine*, 363(13), 1203–1210.
<https://doi.org/10.1056/NEJMoa1000727>
- Kemptner, D., Jürges, H., & Reinhold, S. (2011). Changes in compulsory schooling and the causal effect of education on health: Evidence from Germany. *Journal of Health Economics*, 30(2), 340–354.
<https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2011.01.004>
- Kenkel, D., Lillard, D., & Mathios, A. (2006). The Roles of High School Completion and GED Receipt in Smoking and Obesity. *Journal of Labor Economics*, 24(3), 635–660.
<https://doi.org/10.1086/504277>
- Kronholm, E., Laatikainen, T., Peltonen, M., Sippola, R., & Partonen, T. (2011). Self-reported sleep duration, all-cause mortality, cardiovascular mortality and morbidity in Finland. *Sleep Medicine*, 12(3), 215–221.
<https://doi.org/10.1016/j.sleep.2010.07.021>
- Li, J., & Powdthavee, N. (2015). Does more education lead to better health habits? Evidence from the school reforms in Australia. *Social Science & Medicine*, 127, 83–91.
<https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2014.07.021>
- Lleras-Muney, A. (2005). The Relationship between Education and Adult Mortality in the United States. *The Review of Economic Studies*, 72(1), 189–221.
- Olsen, A. H., Njor, S. H., Vejborg, I., Schwartz, W., Dalgaard, P., Jensen, M.-B., Tange, U. B., Blichert-Toft, M., Rank, F., Mouridsen, H., & Lynge, E. (2005). Breast cancer mortality in Copenhagen after introduction of mammography screening: Cohort study. *BMJ*, 330(7485), 220.
<https://doi.org/10.1136/bmj.38313.63923682>
- Organisation for Economic Co-operation and Development. (2017). *Health at a Glance*

- 2017: OECD Indicators. OECD.
https://doi.org/10.1787/health_glance-2017-en
- Park, C., & Kang, C. (2008). Does education induce healthy lifestyle? *Journal of Health Economics*, 27(6), 1516–1531.
<https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2008.07.005>
- Reinhold, S., & Jürges, H. (2010). Secondary school fees and the causal effect of schooling on health behavior. *Health Economics*, 19(8), 994–1001.
<https://doi.org/10.1002/hec.1530>
- Silles, M. (2015). The causal effect of schooling on smoking behavior. *Economics of Education Review*, 48, 102–116.
<https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2015.06.004>
- Tobaldini, E., Costantino, G., Solbiati, M., Cogliati, C., Kara, T., Nobili, L., & Montano, N. (2017). Sleep, sleep deprivation, autonomic nervous system and cardiovascular diseases. *Neuroscience & Biobehavioral Reviews*, 74, 321–329.
<https://doi.org/10.1016/j.neubiorev.2016.07.004>
- Tsuno, N., Berset, A., & Ritchie, K. (2005). Sleep and Depression. *The Journal of Clinical Psychiatry*, 66(10), 0–0.
- World Health Organization (Ed.). (2017). WHO report on the global tobacco epidemic, 2017: Monitoring tobacco use and prevention policies. World health organization.
- World Health Organization. (2021). Cancer.
<https://www.who.int/westernpacific/health-topics/cancer>
- Xie, S., & Mo, T. (2014). The impact of education on health in China. *China Economic Review*, 29, 1–18.
<https://doi.org/10.1016/j.chieco.2013.12.003>

Table 1. Summary Statistics

	All years		1947–1965 and 1968–1980		1967		
	All	Control	Mismatched	Difference: (3)-(2)	Control	Mismatched	Difference: (6)-(5)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Years of College	1.419 (1.898)	1.454 (1.913)	1.318 (1.850)	-0.136*** (-21.728)	1.530 (1.907)	1.507 (1.932)	-0.023 (-0.662)
Ever Smokers	0.305 (0.460)	0.305 (0.461)	0.300 (0.458)	-0.005** (-3.142)	0.330 (0.470)	0.316 (0.465)	-0.014 (-1.681)
Current Smokers	0.246 (0.431)	0.247 (0.431)	0.242 (0.428)	-0.005*** (-3.790)	0.267 (0.442)	0.257 (0.437)	-0.010 (-1.223)
Ever Drinkers	0.687 (0.464)	0.688 (0.463)	0.682 (0.466)	0.713 (0.452)	0.692 (0.462)	0.678 (0.467)	-0.021* (-2.562)
Current Drinkers	0.671 (0.470)	0.672 (0.469)	0.665 (0.472)	0.701 (0.458)	0.678 (0.467)	0.687 (0.464)	-0.023** (-2.734)
Good Sleep	0.742 (0.438)	0.741 (0.438)	0.752 (0.432)	0.010*** (6.991)	0.674 (0.469)	0.676 (0.468)	0.002 (0.231)
Adequate Sleep	0.026 (0.159)	0.026 (0.159)	0.025 (0.156)	-0.001 (-1.560)	0.034 (0.181)	0.032 (0.176)	-0.002 (-0.456)
Stomach Cancer Screening	0.418 (0.493)	0.415 (0.493)	0.423 (0.494)	0.009*** (5.233)	0.443 (0.497)	0.446 (0.497)	0.004 (0.406)
Lung Cancer Screening	0.472	0.468	0.479	0.011***	0.501	0.512	0.011

	(0.499)	(0.499)	(0.500)	(6.299)	(0.500)	(0.500)	(1.215)
Ovarian Cancer Screening	0.384 (0.486)	0.384 (0.486)	0.378 (0.485)	-0.006** (-2.685)	0.444 (0.497)	0.443 (0.497)	-0.001 (-0.096)
Breast Cancer Screening	0.366 (0.482)	0.364 (0.481)	0.365 (0.481)	0.001 (0.406)	0.419 (0.493)	0.447 (0.497)	0.028* (2.208)
Colon Cancer Screening	0.401 (0.490)	0.396 (0.489)	0.409 (0.492)	0.013*** (7.483)	0.420 (0.494)	0.447 (0.497)	0.027** (2.949)
Women	0.511 (0.500)	0.510 (0.500)	0.515 (0.500)	0.005** (3.006)	0.517 (0.500)	0.521 (0.500)	0.003 (0.387)
HH Structure – Couple	0.190 (0.393)	0.189 (0.391)	0.206 (0.404)	0.017*** (13.012)	0.090 (0.287)	0.105 (0.307)	0.015** (2.833)
HH Structure – Couple with Children	0.419 (0.493)	0.423 (0.494)	0.398 (0.490)	-0.025*** (-15.318)	0.519 (0.500)	0.497 (0.500)	-0.022* (-2.427)
HH Structure – Single with Children	0.065 (0.246)	0.064 (0.246)	0.063 (0.243)	-0.001 (-1.527)	0.087 (0.282)	0.079 (0.269)	-0.009 (-1.718)
HH Structure – 3	0.145	0.143	0.147	0.003**	0.154	0.166	0.012

Generations	(0.352)	(0.350)	(0.354)	(2.851)	(0.361)	(0.372)	(1.887)
HH Structure – Other	0.096 (0.295)	0.095 (0.293)	0.101 (0.302)	0.006*** (6.599)	0.075 (0.263)	0.077 (0.266)	0.002 (0.414)
Single	0.145 (0.353)	0.149 (0.356)	0.135 (0.341)	-0.014*** (-12.204)	0.171 (0.376)	0.162 (0.369)	-0.008 (-1.256)
Widowed	0.029 (0.168)	0.029 (0.167)	0.032 (0.177)	0.004*** (6.762)	0.008 (0.091)	0.009 (0.096)	0.001 (0.556)
Divorced	0.067 (0.250)	0.067 (0.250)	0.067 (0.251)	0.001 (0.846)	0.077 (0.267)	0.077 (0.267)	0.000 (0.003)
Children Do Not Live Together	0.178 (0.382)	0.175 (0.380)	0.196 (0.397)	0.020*** (16.112)	0.070 (0.255)	0.086 (0.281)	0.016*** (3.402)
Children Live Together	0.559 (0.497)	0.558 (0.497)	0.547 (0.498)	-0.011*** (-6.649)	0.664 (0.472)	0.653 (0.476)	-0.012 (-1.364)
Children in Home – Unknown	0.016 (0.126)	0.016 (0.125)	0.017 (0.129)	0.001* (2.402)	0.014 (0.119)	0.013 (0.111)	-0.002 (-0.896)
Shared House	0.216 (0.412)	0.220 (0.414)	0.204 (0.403)	-0.016*** (-11.514)	0.249 (0.432)	0.237 (0.425)	-0.012 (-1.510)
Observations	474872	332531	127490	460021	10540	4311	14851

Column (1) reports the means and standard deviations of the whole sample. Columns (2) and (3) report the means and standard deviations of the

non-1967 years, which were between 1947 and 1980, excluding 1966. Columns (5) and (6) report the means and standard deviations of the sample in 1967. Columns (4) and (7) report the differences between columns (2) and (3) and between columns (5) and (6), respectively. Except for columns (4) and (7), the standard deviations are reported in brackets. For columns (4) and (7), the t-statistics are reported in brackets. Control refers to individuals born between January and March, and mismatched refers to individuals born between April and December.

Table 2. First-stage 2SLS Estimates for Effect of Years of College Education on Health Behavior

	(1) Years of College	(2) Years of College	(3) Years of College	(4) Years of College	(5) Years of College	(6) Years of College	(7) Years of College	(8) Years of College	(9) Years of College	(10) Years of College	(11) Years of College
Mismatch \times 1967	0.094 *** (0.023)	0.094 *** (0.023)	0.091 *** (0.023)	0.091 *** (0.023)	0.084 *** (0.023)	0.085 *** (0.027)	0.088 *** (0.024)	0.092 *** (0.024)	0.083 *** (0.022)	0.085 *** (0.022)	0.093 *** (0.026)
Corresponding dependent variable in the 2SLS second-stage:	Ever Smoker	Current Smoker	Ever Drinker	Current Drinker	Good Sleep	Adequate Sleep	Stomach Cancer Screenin	Lung Cancer Screenin	Ovarian Cancer Screenin	Breast Cancer Screenin	Colon Cancer Screenin
Socioeconomic controls	Yes	Yes									
Birth-month FE	Yes	Yes									
Birth-year FE	Yes	Yes									
Survey-year FE	Yes	Yes									
Prefectural FE	Yes	Yes									
Observations	460888	460888	461631	461631	459327	346646	445306	443738	227297	227337	442666

Note: The table reports the first-stage 2SLS estimates. Each column reports a different first-stage estimate for a different dependent variable in the second-stage. The main dependent variable is years of college. Years of college education is a continuous variable that equals 0 if respondents graduate with an education level less than high school; 2 if vocational school or short-term college; 4 if bachelor's degree; and 9 if a master's degree or above.

Socioeconomic controls include sex, marital status, household type, whether children lived together, and type of house owned. Prefectural FE is a vector of prefecture dummies where surveys were sampled, and survey-year FE is a vector of year dummies when surveys were sampled. Birth-month FE is a vector of month binary variables corresponding to January to December. Birth-year FE is a vector of year binary variables corresponding to the year an individual was born from 1947 to 1980, excluding 1966. The standard errors are clustered at birth month and year levels. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Table 3. Effect of Years of College Education on Health Behavior for OLS and 2SLS

	(1) Ever Smoker	(2) Current Smoker	(3) Ever Drinker	(4) Current Drinker	(5) Good Sleep	(6) Adequate Sleep	(7) Stomach Cancer Screenin	(8) Lung Cancer Screenin	(9) Ovarian Cancer Screenin	(10) Breast Cancer Screenin	(11) Colon Cancer Screenin
<i>Panel A: OLS</i>											
Years of College	-0.032*** (0.002)	-0.033*** (0.002)	0.010*** (0.001)	0.010*** (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001*** (0.000)	0.029*** (0.001)	0.025*** (0.001)	0.027*** (0.001)	0.028*** (0.002)	0.025*** (0.001)
<i>Panel B: 2SLS second-stage</i>											
Years of College	-0.147** (0.074)	-0.091 (0.065)	-0.191** (0.083)	-0.208** (0.084)	-0.030 (0.071)	-0.016 (0.026)	0.001 (0.076)	0.064 (0.071)	0.009 (0.141)	0.358** (0.156)	0.233** (0.092)
Socioeconomic controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Birth-month FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Birth-year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Survey-year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Prefectural FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
First-stage F-statistics	135.501	135.501	128.592	128.592	115.288	120.235	103.337	115.598	140.257	138.035	106.282
Observations	460888	460888	461631	461631	459327	346646	445306	443738	227297	227337	442666

Note: Panel A reports the OLS estimates, and panel B reports the second-stage 2SLS estimates. Each column reports a different dependent variable. Years of college education is a continuous variable that equals 0 if respondents graduate with an education level less than high school; 2 if vocational school or short-term college; 4 if bachelor's degree; and 9 if a master's degree or above. Socioeconomic controls include sex, marital status, household type, whether children lived together, and type of house owned. Prefectural FE is a vector of prefecture dummies where surveys were sampled, and survey-year FE is a vector of year dummies when surveys were sampled. Birth-month FE is a vector of month binary variables corresponding to January to December. Birth-year FE is a vector of year binary variables corresponding to the year an individual was born from 1947 to 1980, excluding 1966. The standard errors are clustered at birth month and year levels. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Table 4. Additional Tests for Instrumental Validity

	(1) Ever Smoker	(2) Current Smoker	(3) Ever Drinker	(4) Current Drinker	(5) Good Sleep	(6) Adequate Sleep	(7) Stomach Cancer Screenin	(8) Lung Cancer Screenin	(9) Ovarian Cancer Screenin	(10) Breast Cancer Screenin	(11) Colon Cancer Screenin
<i>Panel A: Without January cohort</i>											
Years of College	-0.100* (0.055)	-0.054 (0.055)	-0.185** (0.094)	-0.210** (0.094)	-0.054 (0.058)	-0.012 (0.032)	0.004 (0.081)	0.095 (0.068)	0.095 (0.163)	0.388** (0.175)	0.238*** (0.088)
Observations	414451	414451	415158	415158	413088	312185	400439	399064	204090	204094	398071
<i>Panel B: Overidentified with multiple instruments</i>											
Years of College	-0.147*** (0.020)	-0.091*** (0.016)	-0.187*** (0.022)	-0.204*** (0.023)	-0.052*** (0.019)	-0.020*** (0.007)	0.006 (0.026)	0.064*** (0.023)	-0.007 (0.045)	0.364*** (0.062)	0.230*** (0.037)
Hansen-J P-values	0.922	0.368	0.315	0.319	0.301	0.306	0.312	0.361	0.308	0.302	0.257
Observations	460888	460888	461631	461631	459327	346646	445306	443738	227297	227337	442666

Note: Panel A reports the second-stage 2SLS estimates without the January cohort, and panel B reports the second-stage 2SLS estimates with two instruments. Each column reports a different dependent variable. Years of college education is a continuous variable that equals 0 if respondents graduated with an education level less than high school; 2 if vocational school or short-term college; 4 if bachelor's degree; and 9 if a master's degree or above. Socioeconomic controls include sex, marital status, household type, whether children lived together, and type of house owned. Prefectural FE is a vector of prefecture dummies where surveys were sampled and survey-year FE is a vector of year dummies when surveys were sampled. Birth-month FE is a vector of month binary variables corresponding to January to December. Birth-year FE is a vector of year binary variables corresponding to the year an individual was born from 1947 to 1980, excluding 1966. The standard errors are clustered at birth month and year levels. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Table 5. Effect of Years of College Education on Economic Resources and Social networks

	Economic Resources					Social networks		
	(1) Employed	(2) Large Corporations	(3) Fulltime	(4) Civil Servant	(5) White Collar	(6) Talk to Relatives	(7) Talk to Friends	(8) Talk to Superior
Years of College	0.087* (0.051)	0.150 (0.225)	0.169* (0.092)	0.120* (0.069)	0.043 (0.063)	-0.179 (0.140)	0.028 (0.153)	0.102 (0.202)
Socioeconomic controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Birth-month FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Birth-year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Survey-year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Prefectural FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
First-stage F-statistics	112.635	33.481	77.342	68.707	138.655	80.584	80.584	80.584
Observations	473846	257095	254559	281307	332004	237995	237995	237995

Note: All columns report the second-stage 2SLS estimates. Each column reports a different dependent variable. Years of college education is a continuous variable that equals 0 if respondents graduated with an education level less than high school; 2 if vocational school or short-term college; 4 if bachelor's degree; and 9 if a master's degree or above. Socioeconomic controls include sex, marital status, household type, whether children lived together, and type of house owned. Prefectural FE is a vector of prefecture dummies where surveys were sampled, and survey-year FE is a vector of year dummies when surveys were sampled. Birth-month FE is a vector of month binary variables corresponding to January to December. Birth-year FE is a vector of year binary variables corresponding to the year an individual was born from 1947 to 1980, excluding 1966. The standard errors are clustered at birth month and year levels. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Table 6. Additional Robustness Check

	(1) Ever Smoker	(2) Current Smoker	(3) Ever Drinker	(4) Current Drinker	(5) Good Sleep	(6) Adequate Sleep	(7) Stomach Cancer Screenin g	(8) Lung Cancer Screenin g	(9) Ovarian Cancer Screenin g	(10) Breast Cancer Screenin g	(11) Colon Cancer Screenin g
<i>Panel A: Alternative definition of schooling (years of schooling)</i>											
Years of Schooling	-0.047* (0.025)	-0.029 (0.021)	-0.060** (0.024)	-0.066*** (0.025)	-0.016 (0.018)	-0.005 (0.009)	0.000 (0.023)	0.020 (0.023)	0.003 (0.047)	0.121*** (0.045)	0.074*** (0.025)
Observations	460888	460888	461631	461631	459327	346646	445306	443738	227297	227337	442666
<i>Panel B: Binary variable of education (=1 if graduated from short-term and technical college or above)</i>											
College or Above	-0.720*** (0.246)	-0.443** (0.205)	-0.944 (0.633)	-1.026 (0.672)	-0.260 (0.333)	-0.082 (0.125)	0.006 (0.365)	0.309 (0.438)	0.039 (0.583)	1.520* (0.786)	1.116** (0.566)
Observations	460888	460888	461631	461631	459327	346646	445306	443738	227297	227337	442666
<i>Panel C: Binary variable of education II (=1 if graduated with bachelor or above)</i>											
Bachelor's or Above	-0.763 (0.532)	-0.470 (0.430)	-0.979** (0.430)	-1.065** (0.429)	-0.279 (0.292)	-0.096 (0.166)	0.006 (0.401)	0.330 (0.315)	0.064 (0.953)	2.454 (2.134)	1.253** (0.586)
Observations	460888	460888	461631	461631	459327	346646	445306	443738	227297	227337	442666
<i>Panel D: Alternative imputation of graduate school (imputing graduate school to be 6 years)</i>											
Years of College	-0.168** (0.079)	-0.103 (0.070)	-0.218** (0.101)	-0.237** (0.104)	-0.061 (0.067)	-0.019 (0.031)	0.001 (0.087)	0.073 (0.083)	0.011 (0.163)	0.418** (0.185)	0.266*** (0.099)
Observations	460888	460888	461631	461631	459327	346646	445306	443738	227297	227337	442666
<i>Panel E: Adjusted for multiple inference</i>											

Years of College	-0.147*	-0.091	-0.191*	-0.208*	-0.054	-0.016	0.001	0.064	0.009	0.358*	0.233*
	[0.068]	[0.195]	[0.065]	[0.065]	[0.380]	[0.437]	[0.814]	[0.380]	[0.814]	[0.065]	[0.065]
Observations	460888	460888	461631	461631	459327	346646	445306	443738	227297	227337	442666

Note: Panel A reports the estimates using years of college education, panel B the estimates using college or above, panel C the estimates using bachelor or above, panel D the estimates using an alternative imputation for graduate school education level, and panel E the estimates adjusted for multiple inference using the algorithm provided by Anderson (2008). The squared brackets report the adjusted p-values. All panels report the second-stage estimates. Each column reports a different dependent variable. Years of schooling is a continuous variable that equals 0 if respondents graduated with an education level less than junior high school; 3 if high school; 5 if vocational school or short-term college; 7 if bachelor's degree; and 12 if a master's degree or above.

Socioeconomic controls include sex, marital status, household type, whether children lived together, and type of house owned. Prefectural FE is a vector of prefecture dummies where surveys were sampled and survey-year FE is a vector of year dummies when surveys were sampled. Birth-month FE is a vector of month binary variables corresponding to January to December. Birth-year FE is a vector of year binary variables corresponding to the year an individual was born from 1947 to 1980, excluding 1966. The standard errors are clustered at birth month and year levels. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

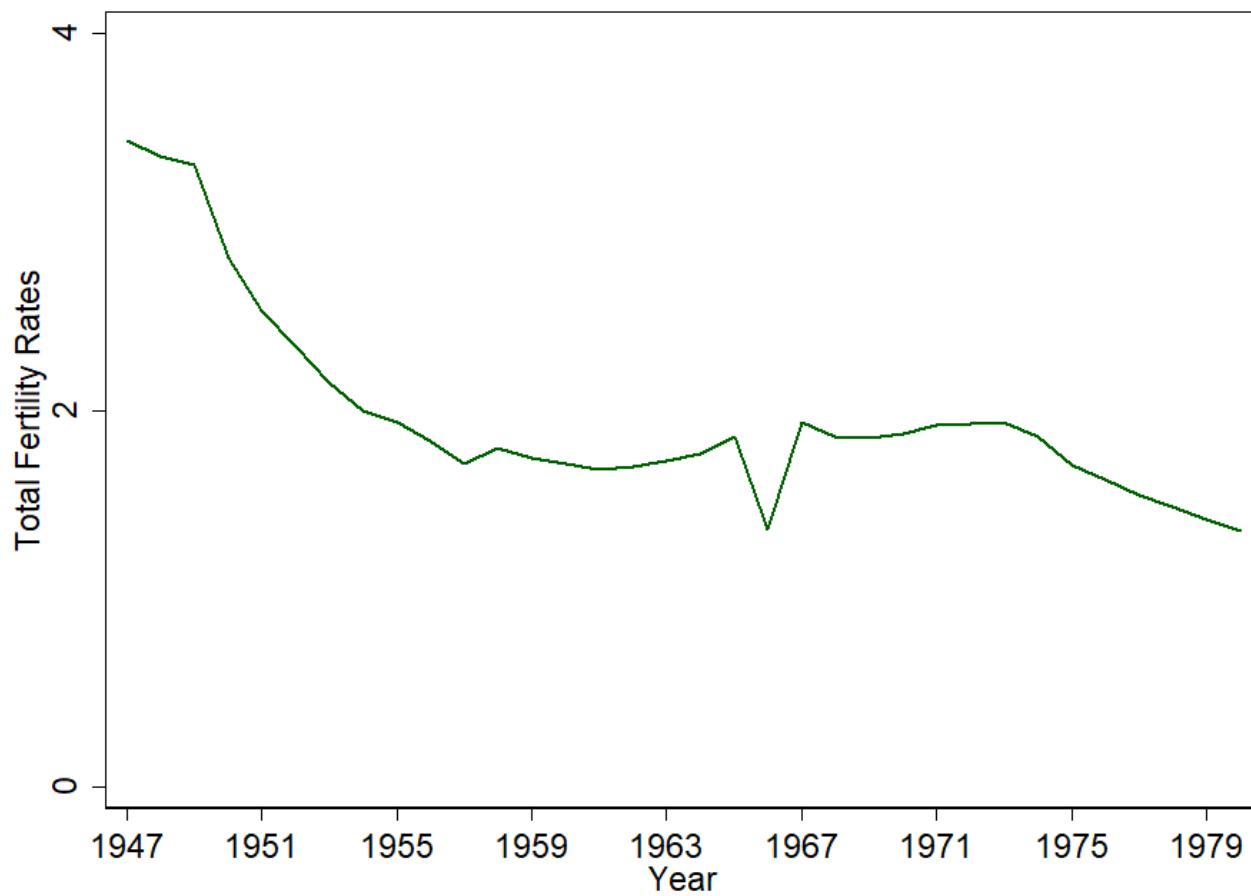


Figure 1. Total fertility rates from 1947 to 1980.

Source: Vital Statistics.

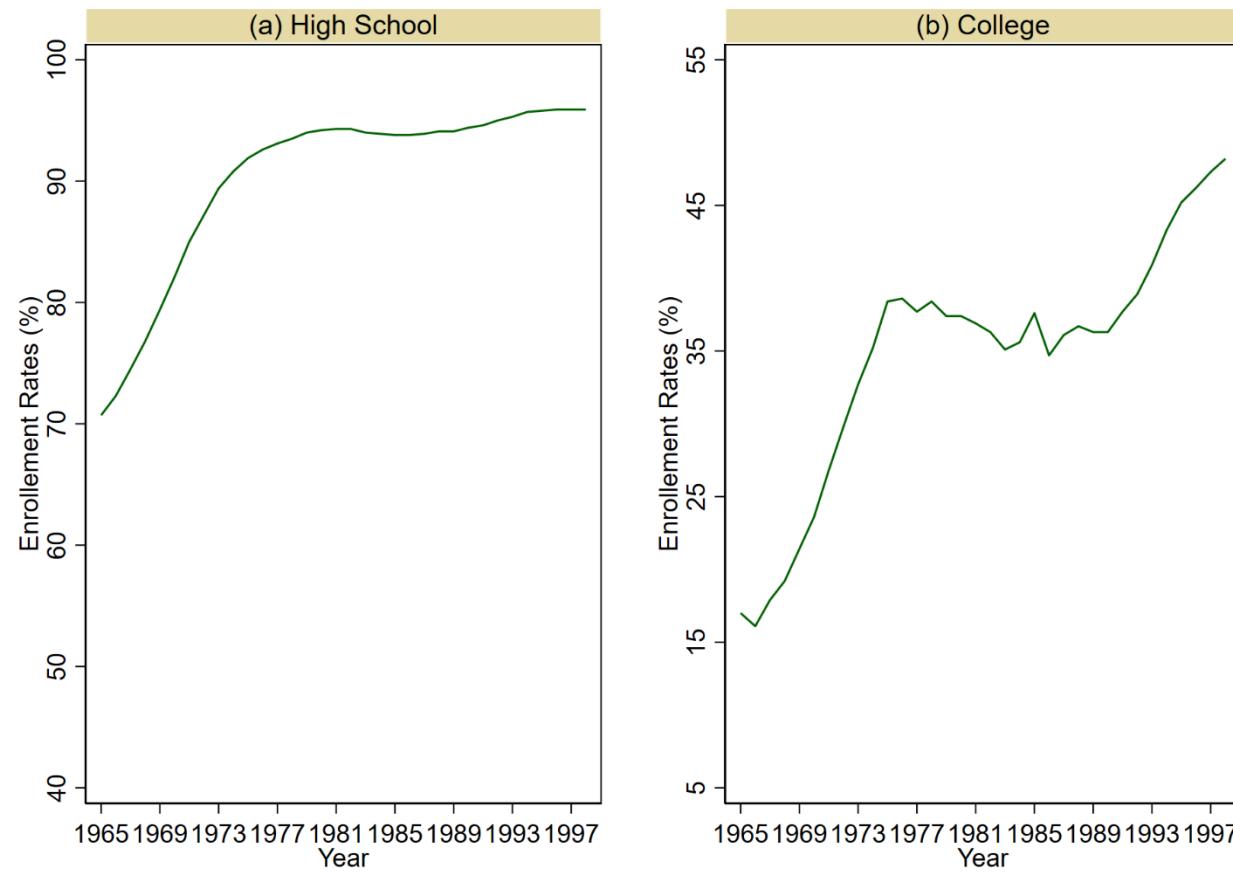


Figure 2. High school and college enrollment rates from 1965 to 1998.

Source: 1954–2008 Education Basic Survey.

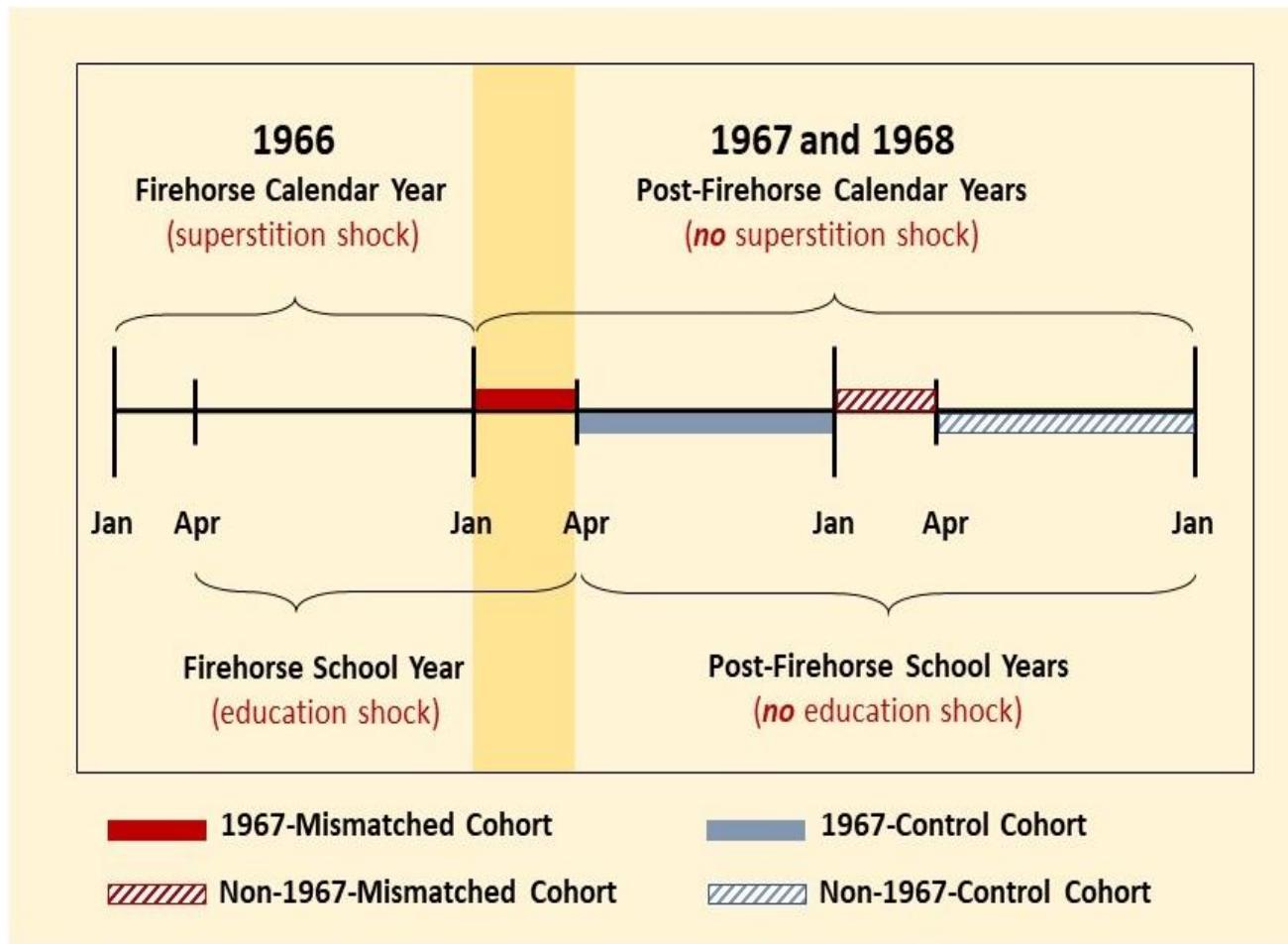


Figure 3. Mismatch between the calendar year and school year in Japan.

Source: Authors.

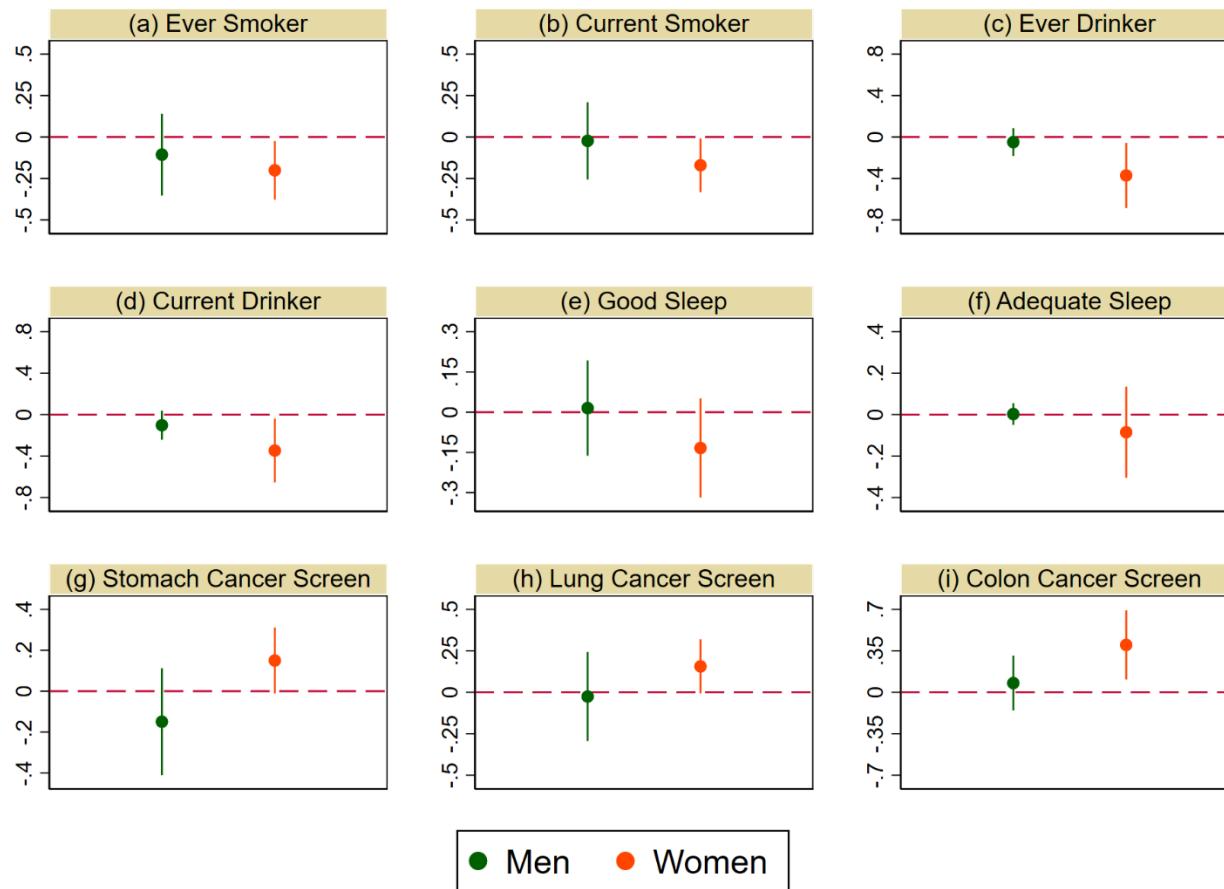


Figure 4. Effect of years of college education on health behavior by gender.

Note: Each panel represents a different dependent variable. Each line represents estimates for each gender. All estimates are the second-stage 2SLS estimates. All regression estimates control for socioeconomic variables, such as marital status and household type, as well as fixed effects. The standard errors are clustered at birth month and year levels.

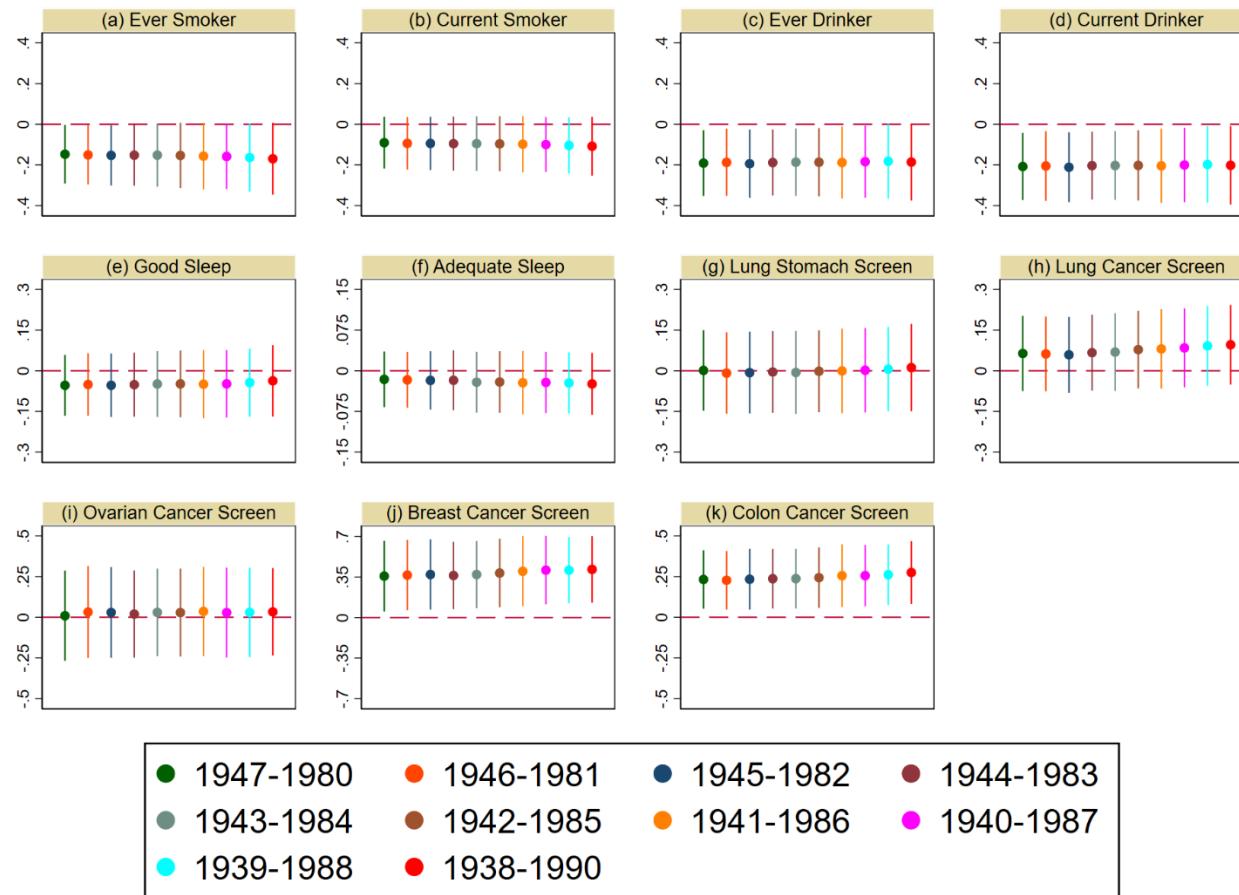


Figure 5. Alternative year ranges: expanding birth year range.

Note: Each panel represents a different dependent variable. Each line represents estimates for a different birth year range. All estimates are the second-stage 2SLS estimates. All regression estimates control for socioeconomic variables, such as marital status and household type, as well as fixed effects. The standard errors are clustered at birth month and year levels.

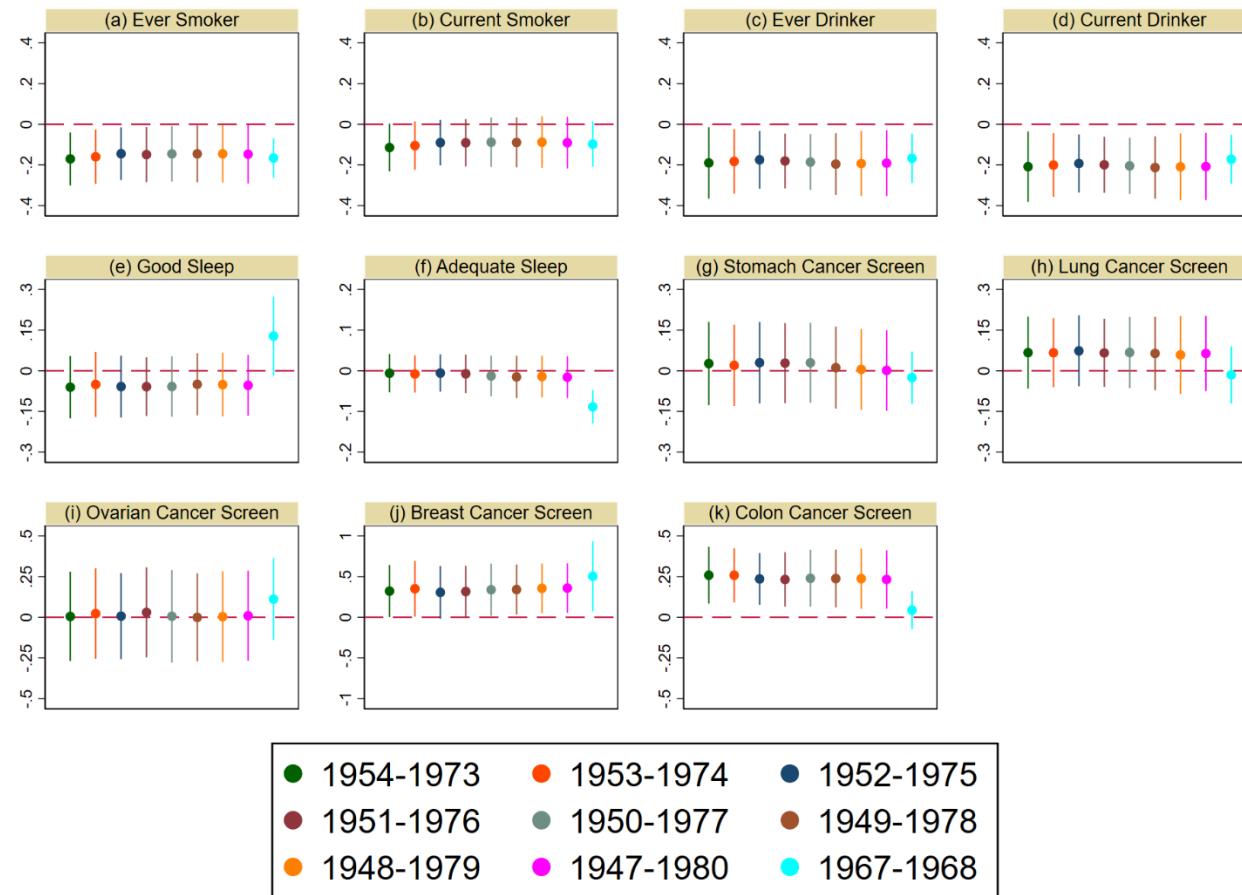


Figure 6. Alternative year ranges: restricting birth year range.

Note: Each panel represents a different dependent variable. Each line represents estimates for a different birth year range. All estimates are the second-stage 2SLS estimates. All regression estimates control for socioeconomic variables, such as marital status and household type, as well as fixed effects. The standard errors are clustered at birth month and year levels.

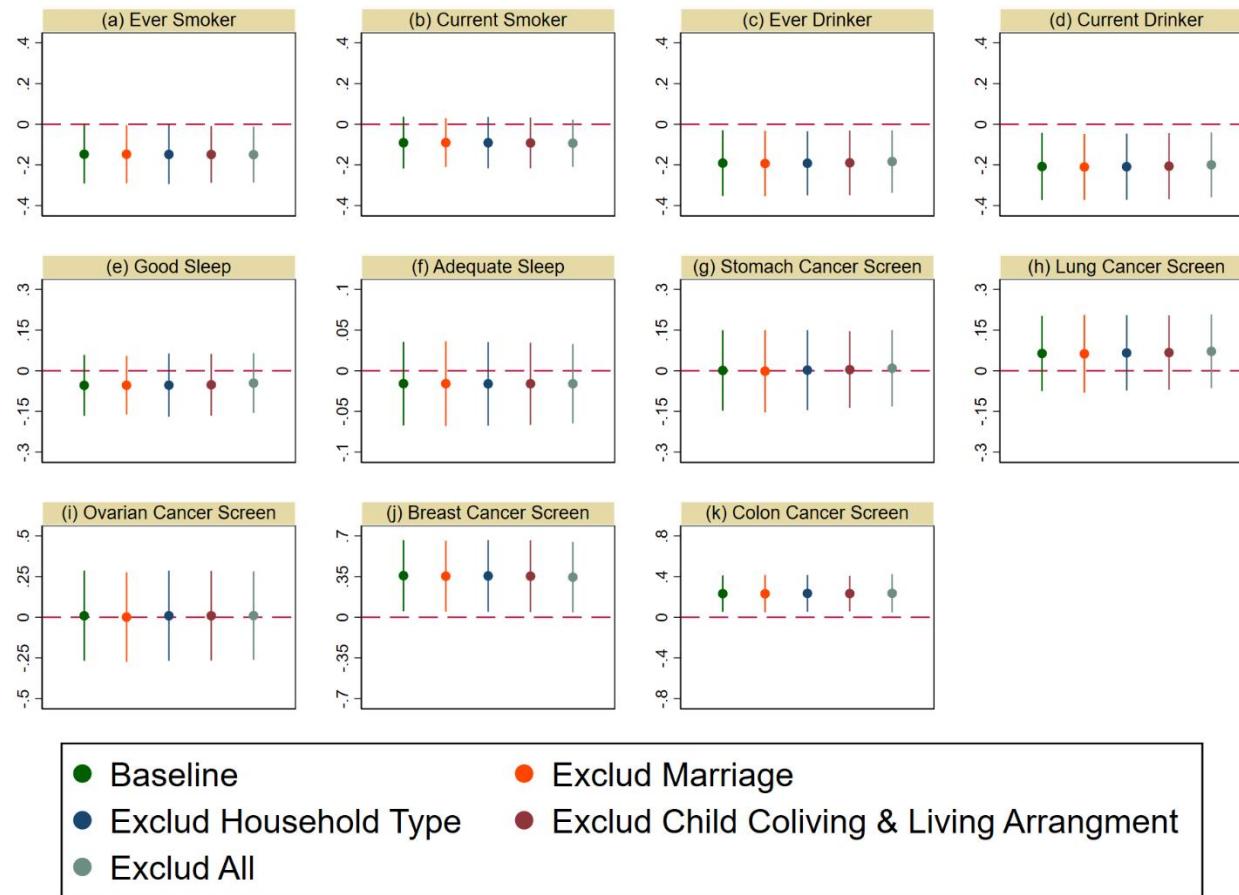


Figure 7. Inferring bias from unobserved omitted variables using observed variables.

Note: Each panel represents a different dependent variable. Each line excludes a different set of variables. All estimates are the second-stage 2SLS estimates. All regression estimates control for socioeconomic variables, such as marital status and household type, as well as fixed effects. The standard errors are clustered at birth month and year levels.

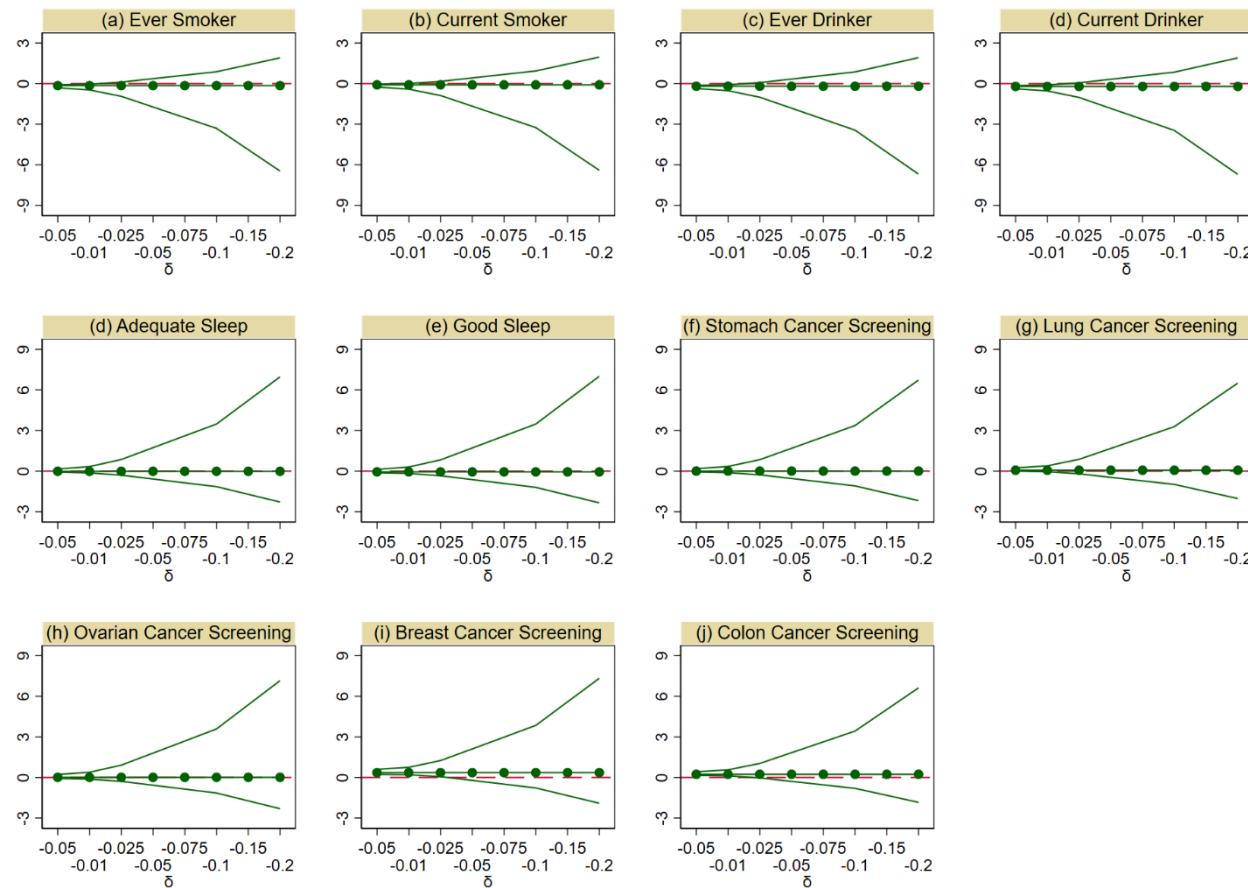


Figure 8. Relaxing the exclusion restriction using the method by Conley et al. (2012).

Note: Each panel represents a different dependent variable. Each figure shows the 95% confidence intervals that correspond to the upper and lower lines generated from the Conley et al.'s (2012) approach, and the point estimates of the original 2SLS corresponding to the midline. The red dash line represents the value of zero. The x-axis is the degree of violation of exclusion restriction, δ . Conley et al. (2012) pioneer the method, and the algorithm used is the local to zero. The distribution of δ is assumed to be Gaussian with mean of δ and variance of δ^2 . All regression estimates control for socioeconomic variables, such as marital status and household type, as well as fixed effects. The standard errors are clustered at birth month and year levels.