

“入学年龄规定”会产生教育不平等吗？

——来自 1986 年《义务教育法》的证据

林文炼 李长洪*

摘 要 截至当年 8 月 31 日，年满六（七）周岁的儿童可以入读小学，年龄不足的儿童需推迟一年入学。本文研究了这一入学年龄规定的教育不平等效应。以 1986 年实施的《义务教育法》作为准自然实验，利用 2005 年全国 1% 人口抽样调查数据，采用双重差分法的结果显示：受入学年龄规定影响而推迟入学的学生，入读高中的可能性显著下降。究其原因，在升学决策时，推迟入学带来的“机会成本劣势”是导致教育机会在不同出生月份群体间不平等分配的重要原因。

关键词 入学年龄规定，教育不平等，机会成本

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2020.02.09

一、引 言

近些年，1986 年《中华人民共和国义务教育法》中的“入学年龄规定”，成为教育部门和学生家长讨论的热点话题。该规定的最大争议在于执行过程中的“一刀切问题”，即 9 月 1 日后（含）出生的儿童，必须推迟一年入学接受义务教育。各地人大代表纷纷向“两会”提案：建议放宽小学入学年龄限制。2017 年 2 月 22 日，教育部印发《关于做好 2017 年义务教育招生入学工作的通知》中正式明确：就读小学一年级儿童的截止出生年月由省级教育行政部门根据法律规定和实际情况统筹确定。

如何完善入学年龄规定，需要理论和经验证据支持。本文从教育不平等角度考察该规定对学生的中长期影响，评估这一入学机会不平等规定是否会导致教育结果不平等。在九年义务教育普及的背景下，能否入读高中是考察教育不平等的始点（李春玲，2003）。本文通过分析入学时间前后出生的个体入读高中的差异，推断入学年龄规定是否会产生教育不平等。

* 林文炼，中山大学岭南学院；李长洪，厦门大学王亚南经济研究院。通信作者及地址：李长洪，福建省厦门市思明区厦门大学王亚南经济研究院，361005；电话：13450354211；E-mail: changhongLeo@126.com。本文得到国家自然科学基金面上项目（71873048）和教育部人文社会科学研究规划基金项目（18YJA79001）的资助。感谢两位匿名审稿人提出的宝贵意见。文责自负。

现有对发达国家入学年龄规定的研究肯定了推迟入学的好处。这些研究发现,受入学年龄规定影响而推迟入学的孩子,会获得更好的学业成绩(Bedard and Dhuey, 2006; McEwan and Shapiro, 2008; Itay and Danny, 2018)。对此现象,文献中多以“绝对年龄效应”或“相对年龄效应”解释。绝对年龄效应指儿童通常只有在达到某个绝对年龄时才会在认知能力和心理上准备好接受正式教育。而相对年龄效应是指在早期学习期间,推迟入学的学生相对年长所带来的身体和智力优势会持续存在,进而能够获得更好的学业表现。

现有文献在考察入学年龄规定影响个体教育获得时,常忽略年龄因素带来的机会成本效应。在中国,许多家长希望并通过各种方式(如剖腹产)让孩子提早入学。主要原因可能在于:若推迟一年入学,孩子在毕业时的年龄更大,在考虑升学和就业等问题时,更容易受年龄因素困扰。以本文考察的初中升学为例,青少年是否入读高中的机会成本主要取决于其初中毕业时面临的就业机会(就业可能性和工资收入)。受入学年龄规定影响而推迟入学的学生,由于其毕业时年龄较大,更容易在劳动力市场找到工作以及获得更高的工资收入,他们可能在完成法定的受教育年限后,因为相对较高的机会成本而中止教育,直接进入劳动力市场,本文将此称为入学年龄规定的“机会成本效应”。张川川(2015)的研究也证实了机会成本对教育决策的重要性。他发现,出口扩张导致的非农就业增长会提高接受教育的机会成本,降低个体入读高中和大学的可能性。与其不同,本文强调的是因年龄因素导致的机会成本差异对个体升学决策的影响。

相对(绝对)年龄效应和机会成本效应对学生升学决策的影响是相反的,推迟入学的学生获得年龄优势时,也面临着较高的机会成本劣势。因此,入学年龄规定如何影响学生的升学决策,需要进行严谨的实证研究。已有文献在这一问题上的结论并不一致。Bedard and Dhuey(2006)使用加拿大和美国样本研究发现,推迟入学的学生入读大学的概率显著高于非推迟入学学生。但是,McCrary and Royer(2011)使用美国加利福尼亚州和德克萨斯州的样本,则发现在法定入学年龄之后出生的女生受教育水平更低。

近年,学者们开始关注中国入学年龄规定的教育不平等问题。据我们阅读所及,Chen(2015)、刘德寰和李雪莲(2015)以及张春泥和谢宇(2017)这三篇文献对这一问题进行了经验研究。刘德寰和李雪莲(2015)发现,在按规定正常入学的青少年群体中,7—8月出生的群体升入重点中学的可能性最低,进入职业学校的可能性最高。张春泥和谢宇(2017)利用1992年儿童抽样调查数据发现,中国学生并不严格遵从入学年龄规定,出生月份赋予入学时机的灵活性、母亲生育月份的选择性是导致不同出生月份个体教育存在差异的重要因素,而非入学年龄规定的影响。刘德寰和李雪莲(2015)、张春泥和谢宇(2017)试图研究:入学年龄规定是否能解释不同出生月份群体间

存在的教育差异。然而，其并未解决入学年龄的内生性问题，结论值得商榷。Chen (2015) 利用甘肃省农村的数据，以《义务教育法》规定的入学年龄截止点作为学生真实入学年龄的工具变量，发现推迟入学显著提高男生一年级的留级概率，降低小学升学的概率。文章结论是否适用于全国，需要进一步验证。

与已有研究不同，本文以1986年颁布实施的《义务教育法》作为准自然实验，利用2005年普查数据，使用双重差分法(DID)，研究入学年龄规定对个体入读高中的影响，以此推断入学年龄规定的教育不平等效应。结果表明，受规定影响而推迟入学的学生入读高中的可能性显著下降。进一步分析发现，在升学决策时，推迟入学带来的机会成本劣势是导致教育机会在不同出生月份群体间不平等分配的重要原因。

本文可能存在的边际贡献有三点：第一，丰富中国教育不平等的制度因素研究。现有文献从制度变迁(李煜，2006)和高校扩招(李春玲，2010)等视角研究制度因素对中国教育不平等的影响，而鲜有针对1986年《义务教育法》中的相关规定与教育不平等的经验研究。第二，丰富入学年龄影响教育获得的文献。现有文献忽略了推迟入学带来的机会成本劣势。本文发现，在中国，推迟入学带来的机会成本劣势会显著影响个体的升学决策。第三，推断入学年龄对教育获得的因果效应，以及评估中国入学年龄规定的实施效果。已有研究使用工具变量法(IV)和断点回归方法(RD)克服入学年龄的内生性问题。然而，使用IV和RD方法识别中国入学年龄规定对个体教育获得的影响，会面临较大挑战：采用IV方法，看似可行的做法是将出生月份是否为9—12月作为个体入学年龄的工具变量。然而，这一工具变量是否满足外生性有待考究，比如，张春泥和谢宇(2017)发现，是否出生在9—12月与母亲的受教育程度相关。采用RD方法，通常要求有个体的出生日期信息，而现有的微观数据多数仅调查到受访者的出生年月。即使采用出生月份数据，将9月出生视为断点，由于不同出生月份的个体特征可能存在显著差异，能否将9月出生前后的个体视为随机分布，值得商榷。采用DID可以缓解IV和RD方法遇到的问题，我们只需假设，在短期内，个体能力和家庭背景等因素对个体教育决策的影响在不同出生月份间的分布没有发生变化，DID方法就可以消除这些因素的影响，后文的一系列实证结果支持这个假设，表明本文的结论是可信的。

二、制度背景

1986年4月12日，《中华人民共和国义务教育法》颁布，并于当年7月1

日起开始施行。本文关注该法中的入学年龄规定(下称“规定”)：“凡年满六周岁的儿童，不分性别、民族、种族，应当入学接受规定年限的义务教育。条件不具备的地区，可以推迟到七周岁入学”。

政策执行上，截至当年8月31日满六(七)周岁的儿童可报名就读，而当年9月1日及以后出生的孩子须等到次年入学。张春泥和谢宇(2017)利用1992年儿童调查数据证实了这个现象，他们发现：《义务教育法》实施后，9—12月出生群体确实存在推迟入学现象。具体表现为：规定实施前(1983—1985年)入学的学生，不同出生月份学生的实际入学年龄呈现出无规律波动，规定实施后(1986—1991年)入学的学生，出生月份为1—8月学生的实际入学年龄逐渐降低，而9—12月学生的实际入学年龄显著提高。

图1利用1990年普查数据，计算规定实施前后1—8月和9—12月出生群体入学接受义务教育比重之差的变化，以考察规定的执行程度。我们使用规定实施前入读小学，出生月份为1—8月和9—12月群体的小学毕业率之差，近似衡量规定前小学入学率之差。若受访者出生于1976年，六周岁入读小学，且顺利读完六年制小学，将于1990年处于小学已毕业或正入读初中阶段。因此，在1990年普查数据中观察到其受教育状况应为“正在入读初中”或“小学毕业”。图1显示，1976年1—8月出生群体“小学毕业或初中在读”的比重为47.22%，9—12月份群体比重为38.89%，两者相差8.33%¹。规定实施后，1989年9月1日年满六周岁(1983年1—8月出生)和未滿六周岁(1983年9—12月出生)的群体，入学接受义务教育的比重分别为62.43%和45.92%，入学率相差16.51%。因此，入学年龄规定实施后，9—12月出生群体推迟入学的比重大约是规定实施前的两倍。

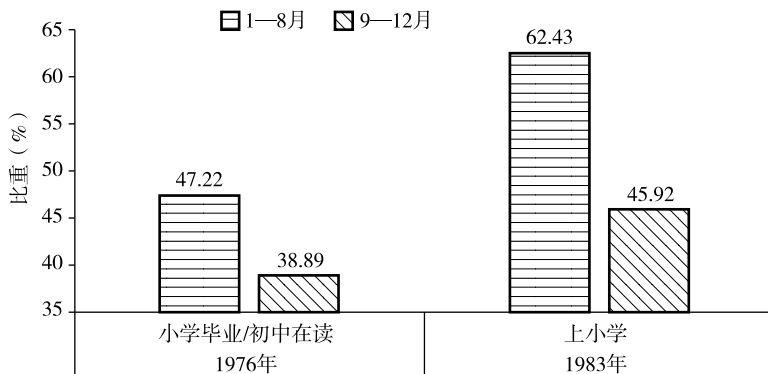


图1 规定实施前后1—8月和9—12月入学比重差异

数据来源：1990年普查数据。

¹ 1975年1—8月(以七周岁入学计算)和9—12月出生群体“小学毕业或初中在读”的比例差异为2.13%。

《义务教育法》允许各省（市）人民代表大会常务委员会，根据本地区实际情况，制定具体的实施方法，各省颁布义务教育实施条例的时间如表1所示。各省实施义务教育法的年份不同，意味着各省受到入学年龄规定的出生队列也不同。以1986年颁布义务教育条例的省份为例，1980年1—8月出生的儿童，在1986年9月1日前年满六周岁，能在当年正常入学，而9—12月出生的儿童，则因在1986年9月1日前不满六周岁，须推迟一年入学。出生于1978年及以前的儿童，在义务教育条例颁布前已入学或年满七周岁，不受规定的影响。1979年出生的儿童是否受影响，取决于所在省份（或城市）是以六周岁还是七周岁作为法定入学年龄，该规定一般存在城乡差异，因此无法确切地以省份的义务教育条例实施时间来判断1979年出生样本是否受规定的影响。以此类推，各省受入学年龄规定影响的出生队列见表1。

表1 各省义务教育法实施时间及是否受规定影响的出生队列

实施年份	省份	无入学限制： 出生队列	有入学限制： 出生队列
1986年	北京市、河北省、山西省、辽宁省、黑龙江、浙江省、江西省、重庆市、四川省、宁夏回族自治区	—1978	1980—
1987年	天津市、吉林省、上海市、江苏省、安徽省、山东省、河南省、湖北省、广东省、云南省、陕西省	—1979	1981—
1988年	福建省、贵州省、新疆维吾尔自治区	—1980	1982—
1989年	内蒙古自治区、青海省	—1981	1983—
1991年	湖南省、广西壮族自治区、甘肃省	—1983	1985—
1992年	海南省	—1984	1986—
1994年	西藏自治区	—1986	1988—

数据来源：整理自各省颁布的义务教育条例。（1）若某省实施义务教育条例的时间为9月1日及以前，视为当年实施义务教育及入学年龄规定，若为9月1日后，则视为次年实施义务教育及入学年龄规定。（2）以1986年颁布义务教育条例的省份为例，“—1978”表明1978年及之前出生的队列不受入学年龄规定影响；而“1980—”表明1980年及之后出生的队列受入学年龄规定影响。

三、数据来源、模型设定与识别策略

（一）数据来源

本文主要使用2005年全国1%人口抽样调查数据的随机再抽样数据。调查时间为2005年11月1日，约259万个样本。使用该数据的好处在于：其一，截至2005年，部分受规定影响的出生队列已完成高中入学决策。其二，可获得受访者的出生年份、出生月份、户口所在省份、就业状况和工资水平，进而识别个体是否受规定的影响和检验“机会成本效应”。其三，样本量大，

覆盖全国,可以避免样本选择问题,以及通过与1990年1%人口普查数据匹配,考察各省份或城市实施规定的严格程度对个体入读高中的影响。

本文还使用几个辅助数据。第一,1990年1%人口普查数据。调查时间为1990年7月1日,约1184万个样本。第二,2000年人口普查0.95%抽样数据。调查时间为2000年11月1日,约118万个样本。第三,各省城镇失业率、GDP增长率和高中招生规模增长率,数据来自国家统计局和《新中国六十年统计资料汇编》。

(二) 样本范围

首先,为排除政治经济因素的影响,选取1974年及以后出生的样本。其次,为尽可能排除大学扩招的影响,选取1986年及以前出生的样本,同时剔除户口所在地为1990年以后实施义务教育条例的省份(湖南省、海南省、广西壮族自治区、甘肃省和西藏自治区)。最后,采用受规定影响前5年,以及后4年出生的样本。

筛选后,样本期间界定如表2所示。以1986年实施《义务教育法》的省份为例,将规定前1974—1978年出生的群体分别定义为:规定—5期、规定—4期、规定—3期、规定—2期和规定—1期。规定后1980—1983年出生的群体分别定义为:规定0期、规定+1期、规定+2期和规定+3期。其他年份实施规定省份样本的定义以此类推。

表 2 入学年龄规定影响前后的出生队列界定

实施年份	省份	无入学限制: 出生队列	有入学限制: 出生队列
1986年	北京市、河北省、山西省、辽宁省、黑龙江、浙江省、江西省、重庆市、四川省、宁夏回族自治区	1974—1978	1980—1983
1987年	天津市、吉林省、上海市、江苏省、安徽省、山东省、河南省、湖北省、广东省、云南省、陕西省	1975—1979	1981—1984
1988年	福建省、贵州省、新疆维吾尔自治区	1976—1980	1982—1985
1989年	内蒙古自治区、青海省	1977—1981	1983—1986

(三) 模型设定与识别策略

各省实施《义务教育法》存在时间差异这一特征,有助于在实证分析中进一步排除年份因素的影响。Huang (2015) 利用我国各省实施《义务教育法》的时间差异,构造《义务教育法》对各省不同出生年份个人教育获得的外生冲击,研究教育对健康的影响。Fuchs-Schündeln and Masella (2016) 结合“柏林墙的倒塌”和入学年龄规定导致的推迟入学现象,识别个体是否接受

更长时间的社会主义教育。

本文借鉴 Huang (2015) 和 Fuchs-Schündeln and Masella (2016) 的做法，根据受访者的出生年份和出生月份，以及户口所在省份实施入学年龄规定的时间，将受访者划分为四种类型：①不受规定影响的出生年份，出生月份为1—8月 ($T=0, D=0$)；②不受规定影响的出生年份，出生月份为9—12月 ($T=0, D=1$)；③受规定影响的出生年份，出生月份为1—8月 ($T=1, D=0$)；④受规定影响的出生年份，出生月份为9—12月 ($T=1, D=1$)。出生年份和出生月份构成了双重差分法的两个维度。本文建立以下模型，通过对比规定实施前后，1—8月和9—12月出生个体入读高中可能性之差的变化，考察入学年龄规定的教育不平等效应。

$$Y_i = \alpha_1 + \beta_1 \times D_i + \beta_2 \times T_i + \beta_3 \times D_i \times T_i + \gamma_1 \times X_i + Year_i + Prov_i + \epsilon_i, \quad (1)$$

其中，被解释变量 Y_i 表示个体 i 是否入读高中，受访者的受教育程度为高中及以上设置为1，小学或初中设置为0。 T_i 表示实施规定的虚拟变量，利用2005年户口所在省份识别个体 i 入读小学时所在省份，若个体出生于受规定影响的年份（见表2），设置为1，否则为0。 D_i 为处理组虚拟变量，若个体 i 出生于9—12月，设置为1，否则为0。²我们重点关注交互项 $D_i \times T_i$ （记为“处理组×实施规定”）系数 β_3 的符号和显著性，其衡量入学年龄规定对处理组入读高中的干预效应。控制变量 X_i ，包括个体 i 的性别（男性为1，女性为0）、民族（汉族为1，其他民族为0），以及出生年份固定效应 $Year_i$ 和户口所在省份固定效应 $Prov_i$ 。为避免非线性模型中交叉项存在的问题（Ai and Norton, 2003），本文回归均采用 OLS 估计，同时采用聚类到户口所在地省份和出生年份的稳健标准误。

（四）统计事实与图形分析

我们考察控制组和处理组在规定实施前后入读高中的比重，发现：规定实施前后，两组入读高中比重的差异分别为3.5%和1.4%，相对于控制组，处理组入读高中比重的优势显著降低2.1%。图2绘制入学年龄规定实施前后，控制组和处理组入读高中比重的趋势图，可以看到：①规定实施前，控制组和处理组入读高中比重的趋势基本一致，满足平行趋势假设；②规定实施后，9—12月出生群体入读高中的优势下降。因此，可初步推断入学年龄规定会降低处理组入读高中的可能性。

² 式（1）纳入变量 D ，便于后文理解机会成本效应。将 D 替换为出生月份固定效应以提高估计效率，全文实证结论不变。感谢审稿人的建议。

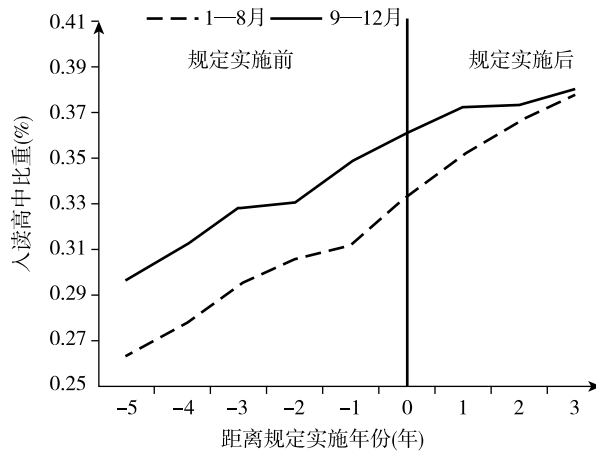


图2 1—8月和9—12月出生的个体入读高中的比重趋势图

数据来源：2005年普查数据。

四、实证分析

(一) 基准回归：入学年龄规定会产生教育不平等吗？

表3第(1)—(2)列报告式(1)回归结果。第(1)列只纳入处理组、实施规定及两者交互项；第(2)列控制出生年份效应、户口所在省份效应、性别和民族。结果显示：“处理组×实施规定”系数均显著为负。以第(2)列为例，系数为-0.020，表明入学年龄规定使9—12月出生的个体入读高中的可能性显著下降2%，即入学年龄规定会产生教育不平等。本文使用的样本中，规定实施后，9—12月出生群体实际入读高中的比重为36.93%，下降2%意味着入学年龄规定影响本该入读高中群体的5.14% [$100\% \times 2.0 / (36.93 + 2.0)$]。该比例为非严格实施规定下的结果，在近年来各地区严格实施入学年龄规定的背景下，入学年龄规定的教育不平等效应可能更大。

表3 基准回归：入学年龄规定会产生教育不平等吗

因变量	是否入读高中					
	基准回归		平行趋势检验：规定实施-1期作为基准组			
回归类别						
模型序号	(1)	(2)	(3)			
处理组	0.035*** (0.003)	0.029*** (0.003)	规定实施前		规定实施后	
实施规定	0.063*** (0.019)	0.034*** (0.011)	处理组×规定-5	-0.001 (0.007)	处理组×规定0	-0.017** (0.008)
处理组×实施规定	-0.021*** (0.005)	-0.020*** (0.004)	处理组×规定-4	-0.004 (0.008)	处理组×规定+1	-0.016** (0.008)

(续表)

因变量	是否入读高中					
	基准回归		平行趋势检验：规定实施-1期作为基准组			
回归类别						
模型序号	(1)	(2)	(3)			
性别：男性		0.027*** (0.003)	处理组×规定-3	-0.002 (0.007)	处理组×规定+2	-0.031*** (0.007)
民族：汉族		0.080*** (0.010)	处理组×规定-2	-0.010 (0.009)	处理组×规定+3	-0.029*** (0.008)
常数项	0.292*** (0.011)	0.665*** (0.021)				
出生年份效应	否	是	是			
户口省份效应	否	是	是			
样本量	273 613	273 613	273 613			
R^2	0.004	0.094	0.095			

注：括号内为聚类到户口所在地省份和出生年份的稳健标准误；* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。第(3)列控制了处理组、规定前后各期虚拟变量和控制变量（性别和民族）。限于篇幅，实证结果未予列示。

(二) DID 有效性检验

DID 识别的有效性依赖平行趋势假定，即若没有入学年龄规定，同一年1—8月和9—12月出生个体入读高中可能性的差异，在规定的实施前后均没有发生显著变化。

1. 规定实施前的平行趋势检验

表3第(3)列将规定实施前后各期设置为虚拟变量，以规定-1期为基准，用“处理组×规定前后各期的虚拟变量”替代“处理组×实施规定”，以及“规定前后各期的虚拟变量”替代“实施规定”，重新回归。结果显示，规定实施前，“处理组×规定前各期的虚拟变量”系数均不显著，即处理组与控制组满足平行趋势假设。

2. 规定实施后的平行趋势检验（限于篇幅，本小节的实证结果未予列示）

下面排除其他可能导致规定实施后平行趋势不成立的因素。

(1) 分组偏误：能力和父母偏好等不可观测因素

平行趋势假定意味着，规定前后个体的不可观测因素在处理组和控制组间的分布是一致的。一些研究发现，经济条件好的家长更可能让认知能力高

和入学准备好的孩子提早入学 (McEwan and Shapiro, 2008; 张春泥和谢宇, 2017)。在年满六周岁才能开始接受义务教育的入学年龄规定下, 家长有激励通过修改出生月份的方式, 使孩子达到提早或推迟入学的目的。若存在依据能力因素修改出生月份的行为, 将使规定后个体能力的分布发生变化。基准回归的结果可能衡量的是能力变化的影响。

但是, 证据并不支持上述猜想。首先, 若处理组整体能力下降, 控制组整体能力将可能因处理组“能力强”的转移而上升。然而, 图2显示: 规定后, 虽然处理组入读高中的增长速度下降, 但是控制组入读高中的增长速度并未明显上升。其次, 若个体确实为了入学而修改出生月份, 那么在规定实施前后, 人口普查中统计的个体出生月份分布应该发生变化。我们将被解释变量分别替换为个体是否第 N 月出生 ($N=1, 2, \dots, 12$), 并分别设置为虚拟变量, 若为第 N 月出生, 表示为1, 否则为0。核心解释变量为“实施规定”, 受规定影响的出生年份为1, 否则为0。纳入控制变量(性别和民族)、出生年份效应和户口省份效应之后, 结果显示, 各月出生的可能性在规前前后并未发生显著变化(除了7月在10%水平下显著)。

(2) 排除其他政策和经济环境的影响

第一, 计划生育政策。计划生育政策与本文采用的时间点接近。Qin *et al.* (2017) 采用断点回归方法, 以1980年10月作为衡量是否受计划生育政策影响的时间节点, 研究发现, 计划生育政策显著减少家庭生育孩子的数量, 继而改变父母对子女的人力资本投资。鉴于此, 在基准回归基础上控制兄弟姐妹个数, “处理组 \times 实施规定”的系数为-0.017, 在1%水平下显著。孩子的数量与质量可能存在非线性关系 (Qian, 2009), 进一步控制兄弟姐妹个数平方, “处理组 \times 实施规定”的系数和显著性没有变化。

第二, 其他政策变化。通过控制父母受教育水平这一衡量家庭资源禀赋的变量, 缓解其他政策对结论的影响。原因如下: 其一, 不管未考虑的政策如何变动, 家庭都是依据自身禀赋做出教育决策; 其二, 父母受教育水平与收入和职业的相关性高, 可以近似衡量家庭经济状况和社会资本; 其三, 父母受教育水平在子女开始接受义务教育后不会发生太大变化。在基准回归的基础上, 控制父母受教育年限³, “处理组 \times 实施规定”的系数为-0.017, 在5%水平下显著。进一步控制父母受教育年限与实施规定的交互项, 以排除不同资源禀赋家庭在不同时期可能做出不同决策的影响, “处理组 \times 实施规定”的系数和显著性没有变化。

第三, 过去的政策环境。教育存在代际传递和补偿现象 (刘愿, 2016)。若处理组和控制组父母的受教育水平受过去政策环境的影响而发生结构性变化, 基准回归可能衡量的是过去政策的影响。本文受规定干预个体的父母基

³ 父母受教育水平通过2005年普查数据问卷中与户主的关系匹配获得。

本出生于20世纪五六十年代，其不同程度地受到一些政策环境的影响，如上山下乡运动等。在基准回归的设定下，将被解释变量分别替换为父亲和母亲的受教育年限，“处理组×实施规定”的系数分别为-0.025和0.064，均不显著。结果表明，规定前后父母受教育年限没有发生结构性变化。

第四，劳动力和经济环境。入学年龄规定和非政策因素（如身体发育），都可能导致9—12月出生的个体推迟一年完成义务教育，毕业时与同一年1—8月出生的个体，面临不同的劳动力和宏观经济环境。本文受规定影响的样本出生于1980—1986年，完成义务教育阶段的年份在20世纪90年代中后期，恰逢因国企改革、经济结构调整等劳动力市场冲击。劳动力市场冲击对个体的教育获得可能存在两方面影响：其一，降低个体获得工作的可能性，使其继续进入高中阶段学习；其二，影响家庭收入，改变父母对子女的教育投资。

为缓解宏观环境变动对结论的影响，在基准回归基础上，控制户口所在省份固定效应与时间趋势项的交叉项，以及居住城市固定效应，“处理组×实施规定”的系数为-0.022，在1%水平下显著。接着，再控制个体毕业年份所在省份的城镇失业率、经济增长率和高中招生规模增长率⁴，“处理组×实施规定”的系数及显著性不变。此外，我们还尝试在基准回归基础上，控制宏观环境影响个体入读高中的综合指标。该指标计算思路如下：宏观环境对个体教育获得的净效应，最终会体现在个体所在地区入读高中比重的变动上。因此，以户口所在的省份（或城市）作为单位，计算出月份为1—8月的群体入读高中比重的变化，以此衡量各年份不同省份（或城市）的宏观经济环境⁵，结论不变。

（3）安慰剂检验：虚假因变量与虚假自变量

第一，更换因变量。个体是否上小学，主要受疾病因素影响，与是否受入学年龄规定影响关系不大。《义务教育法》保障适龄儿童正常入学，使得家长很难因迟一年入学而让孩子放弃上小学。将被解释变量替换为个体是否上过小学，其他变量的设置和定义与基准回归一致。结果显示，“处理组×实施规定”的系数不显著。

第二，设置虚假处理组。1—8月份出生个体在到达入学年份时已年满六周岁，均不受入学年龄规定的影响。不妨将1—4月、5—8月和9—12月出生个体分别设定为控制组、伪处理组和真处理组，以出生月份为1—4月为基准组，分别将5—8月和9—12月设置为虚拟变量，并将出生月份为5—8月、

⁴ 与 Fuchs-Schündeln and Masella (2016) 处理类似，对于1—8月（9—12月）出生个体，使用出生年份+15（+16）年对应省份城镇失业率、GDP增长率和高中招生数量增长率。

⁵ 1980年1—8月出生个体面临的宏观环境=1980年1—8月群体入读高中比重/1979年1—8月群体入读高中比重；1980年9—12月出生个体面临的宏观环境=1981年1—8月群体入读高中比重/1980年1—8月群体入读高中比重，其他年份以此类推。

9—12月,及其与实施规定的交叉项纳入模型中。结果显示,伪处理组与实施规定的交叉项系数不显著,而真处理组与实施规定的交叉项系数显著为负。然后,以1—4月作为基准组,将5—12月逐一设置为虚拟变量,并将5—12月虚拟变量及其与实施规定的交叉项同时纳入模型中。结果显示,在伪处理组中,各出生月份 \times 实施规定交叉项变量系数均不显著。

(三) 稳健性检验(限于篇幅,本小节的实证结果未予列示)

以下的稳健性检验仍支持本文的结论:在基准回归基础上,①选取受自选择影响较小的处理组(出生月份为11—12月)和控制组(出生月份为1—4月)克服入学的自选择问题;②将年满七周岁的个体纳入样本,并将其归为受规定影响的出生队列;③利用2000年普查数据,用出生所在省份衡量上小学时所在省份以降低测量误差;④允许样本受到不同程度大学扩招的影响,将规定实施后影响的出生年份从1986年推迟到1988年,同时纳入湖南省、广西壮族自治区、甘肃省和海南省样本;⑤将《义务教育法》颁布的1986年设定为全国统一实施入学年龄规定的时间点,规定实施前后分别采用1974—1978年和1980—1984年的出生样本,样本覆盖中国31个省(市)(不含港澳台);⑥采用Probit估计。

此外,我们还考察规定影响范围与规定实施强度差异。利用1990年普查数据,分别用个体户口所在省份六(七)周岁1—8月出生群体上小学的比重衡量规定的影响范围;用六(七)周岁1—8月与9—12月出生群体上小学比重的差异衡量实施强度。在基准回归的基础上重新定义原模型中的“实施规定”变量,规定前取0,规定后取户口所在省份的“影响范围”或“实施强度”。结果显示,规定影响范围(实施强度)越大,处理组入读高中的可能性下降越多。我们也尝试以户口所在城市为单位,计算规定影响范围和规定实施强度,并控制户口所在城市固定效应(而非户口所在省份固定效应),结论不变。

(四) 入学年龄规定如何产生教育不平等:机会成本效应

与大量强调“相对(绝对)年龄效应”会提高在校表现,并认为推迟入学有益的文献不同,本文发现入学年龄规定对个体入读高中的净效应是负的。这个结论也容易理解,学习成绩固然是影响个体升学的重要因素之一,但机会成本因素同样不能忽视,因为机会成本的提高会促使个体自愿退出升学竞争(Angrist and Lavy, 2009)。此外,年龄效应会随着年龄增长而下降(Black *et al.*, 2011),但机会成本却是随着年龄增长而提高。从本文看,面对初中升高中决策,机会成本效应的负面影响已经超过年龄效应的正向效应。

本小节进一步验证机会成本效应机制。首先,提供两个经验证据:证据一,初中毕业时的年龄大小确实可以反映个体面临的就业机会差异,衡量入

读高中的机会成本。表4第(1)—(2)列利用2005年普查数据,选取受教育程度为初中毕业,且年龄为16—18岁的非在校生样本,考察年龄(精确到月份)与就业机会(是否就业和小时工资)的关系。结果显示,年龄的系数显著为正,即个体初中毕业找工作时,年龄越大,获得工作的可能性和小时工资数越高。证据二,年龄对就业机会(机会成本)的影响存在性别差异。第(3)—(6)列结果显示,随着年龄增长,男性将面临更好的就业机会(更容易找到工作,工资水平更高),女性也更容易找到工作,但工资水平没有明显差异,表明男性入读高中的机会成本更容易受年龄影响。考虑到基准回归中受入学年龄规定影响的出生队列,其初中毕业年份在2000年以前。作为稳健性检验,第(7)—(8)列为使用2000年普查数据,按照第(1)、(3)和(4)列的思路重新回归,结论不变。

表4 入学年龄规定如何产生教育不平等：年龄与机会成本

被解释变量	是否就业 小时工资 (0—1变量)(对数)		是否就业 (0—1变量)		小时工资 (对数)		是否就业 (0—1变量)		
	全样本		男性	女性	男性	女性	全样本	男性	女性
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
年龄(精确到月份)	0.062*** (0.011)	0.038*** (0.012)	0.066*** (0.018)	0.057*** (0.016)	0.053*** (0.016)	0.025 (0.016)	0.032** (0.014)	0.053*** (0.018)	0.008 (0.018)
样本量	19 859	13 974	9 861	9 998	6 808	7 166	11 745	6 085	5 660

注：第(1)—(6)列回归数据为2005年普查数据；第(7)—(9)列回归数据为2000年普查数据。括号内为聚类到户口所在地省份和出生年份的稳健标准误；* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。各列均纳入控制变量(性别和民族)、出生年份效应和户口省份效应。限于篇幅,实证结果未予列示。

结合证据一和基准回归结果,有利于理解入学年龄规定如何通过改变个体在面临升学时的机会成本,产生教育不平等。首先,不妨将入学年龄规定的净效应视为“抵消年龄效应后的机会成本效应”。将表3基准回归第(2)列中的处理组变量视为机会成本的衡量指标,以便从机会成本的角度重新理解双重差分的思想:规定实施前,1—12月出生个体虽同年入学,但相对于1—8月,9—12月出生个体在完成九年制义务教育时年龄更小,面临的就业机会较少(证据一),入读高中的机会成本低。规定实施后,9—12月出生的个体因推迟入学,在完成九年制义务教育时年龄更大,更容易在劳动力市场上找到工作(证据一),入读高中的机会成本更高。双重差分估计的便是,规定实施后,9—12月出生人口因入学年龄规定而推迟入学,且导致外生增加的机会成本,对其入读高中可能性的影响。“处理组×实施规定”变量系数显著为负恰好论证了:外生增加的机会成本会显著降低个体入读高中的可能性。

其次,证据一还表明,相对年龄差异(精确到月份)会显著影响就业状况和工资水平,若确实是机会成本效应的影响,那么初中毕业时相对年龄大

小应该可以解释个体入读高中可能性的差异。借助出生月份信息,通过构建处理组和控制组个体初中毕业时精确到月份的相对年龄距离来衡量这一相对年龄差异,进一步验证机会成本效应机制。

基于两个原因,将控制组(1—8月出生)的相对年龄距离数值设置为0:其一,1—8月出生的个体不受入学年龄规定影响,毕业时的相对年龄在规定实施前后没有变化(1月出生人口在毕业时总比8月出生人口大7个月);其二,我们更关注的是规定实施后,相对于1—8月出生个体,9—12月出生的个体因入学年龄规定而推迟入学,且毕业时外生增加的机会成本是否会影响其入读高中的可能性。

对于处理组(9—12月出生),根据毕业时与同年1—8月出生个体的相对年龄差异设置相应的相对年龄距离。具体地:规定实施前,将9—12月出生个体与1—8月出生个体毕业时的相对年龄距离分别设置为1—4,0—4表示毕业时相对年龄越小;规定实施后,9—12月出生个体推迟一年毕业,与同年1—8月出生个体毕业时的相对年龄距离分别设置为4—1,0—4表示毕业时相对年龄越来越大。

表5第(1)列将相对年龄距离替换表3基准回归第(2)列中处理组变量,其余设定与基准回归一致。结果显示:第一,相对年龄距离变量系数显著为正,表明在规定实施前,9—12月出生个体毕业时年龄每减小一个月⁶,即机会成本更小(根据证据一),平均来说,个体入读高中的可能性增加1%;第二,“相对年龄距离×实施规定”变量系数显著为负,表明规定实施后,受推迟入学影响,9—12月出生个体毕业时年龄每增加一个月,即机会成本增加(根据证据一),入读高中的可能性下降0.8%。为验证上述结果并非巧合,第(1)列采用规定实施前的样本,假定原模型中规定-2期和规定-1期为入学年龄规定的干预年份,进行安慰剂检验。结果显示,设定虚假的规定干预时间点,上述结论不成立。

考虑到不同年龄阶段,年龄大小导致的机会成本会存在差异。相比小学毕业,初中毕业个体年龄较大,不同出生月份个体间的相对机会成本差异更大。若确实是机会成本的影响,我们应发现入学年龄规定对小学升学的影响较小,而对初中升学的影响较大。第(3)列将被解释变量替换为小学是否升学,若受教育程度为初中及以上的为1,若受教育程度为小学毕业的表示为0。第(4)列将被解释变量替换为初中是否升学,采用受教育程度为初中及以上的样本,若受教育程度为高中及以上则表示为1,否则为0。结果显示,当面临更大的机会成本时(初中升学),“相对年龄距离(机会成本)×实施规定”变量系数的绝对值更大。

⁶ 为便于理解,将1—8月出生个体统一视为8月出生。

表5 入学年龄规定如何产生教育不平等：机会成本

被解释变量	读高中		小学升学	初中升学
	基准	安慰剂	机会成本小	机会成本大
	(1)	(2)	(3)	(4)
相对年龄距离 (机会成本)	0.010*** (0.001)	0.011*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.010*** (0.001)
实施规定	0.034*** (0.011)	-0.006 (0.007)	0.009 (0.009)	0.044*** (0.015)
相对年龄距离(机会成本)×实施规定	-0.008*** (0.001)	-0.003 (0.002)	-0.004*** (0.001)	-0.009*** (0.001)
样本量	273 613	156 139	268 570	226 976

注：括号内为聚类到户口所在地省份和出生年份的稳健标准误；* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。各列均纳入控制变量（性别和民族）、出生年份效应和户口省份效应。限于篇幅，实证结果未予列示。

根据证据二，相对年龄对就业机会（入学机会成本）的影响存在性别差异。表6第(1) — (3)列的实证结果再次佐证机会成本是入学年龄规定产生教育不平等的原因：入学年龄规定对9—12月出生的男性入读高中的负向影响要显著大于女性。其中，第(1) — (2)列分别使用男性和女性样本，交互项系数分别为-0.029和-0.011；第(3)列在基准回归的基础上，以性别为第三个维度，使用三重差分回归，结果显示，“处理组×实施规定×男性”系数显著为负。上述结果表明，机会成本效应是入学年龄规定产生教育不平等的重要原因。

表6 性别差异与教育不平等的来源

被解释变量	是否入读高中			入读大学	高中升大学	初中升高中
	男性	女性	全样本	小学及以上	高中及以上	初中及以上
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
处理组×实施规定	-0.029*** (0.005)	-0.011** (0.005)	-0.011** (0.005)	-0.010*** (0.004)	-0.001 (0.007)	-0.021*** (0.004)
男性			0.029*** (0.004)	-0.001 (0.002)	-0.029*** (0.004)	0.015*** (0.003)
处理组×男性			0.005 (0.005)			
实施规定×男性			-0.003 (0.007)			
处理组×实施规定×男性			-0.018** (0.007)			
样本量	131 445	142 168	273 613	273 613	87 146	226 976

注：括号内为聚类到户口所在地省份和出生年份的稳健标准误；* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。各列均纳入处理组、实施规定、控制变量（汉族）、出生年份效应和户口省份效应。限于篇幅，实证结果未予列示。

(五) 进一步研究：初中升高中是教育不平等的重要来源吗？

一些学者认为，初中升高中是教育结果不平等的重要来源（Yang and Chen, 2016）。表6第（4）—（6）列为这一观点提供了证据，其中，第（4）列使用受教育程度为小学及以上的样本，以受教育程度是否为大学及以上作为被解释变量，结果显示，入学年龄规定显著降低9—12月出生的个体进入大学的可能性；第（5）列使用受教育程度为高中及以上的样本，仍以受教育程度是否为大学及以上作为被解释变量，结果显示，入学年龄规定对9—12月出生的个体的高中升学没有显著影响；第（6）列为使用受教育程度为初中及以上的样本，将受教育程度为高中及以上表示为1，否则为0，结果显示，入学年龄规定显著地降低9—12月出生的个体初中升学的可能性。尽管第（5）列在考察高中升大学时，可能会由于样本选择问题导致估计系数不显著，但结合基准回归和第（4）、（6）列的实证结果，从入学年龄规定造成的教育不平等看，初中升高中确实是教育获得不平等的重要来源。

五、结论与启示

关于个体入学年龄的规定是世界各国的一个普遍现象。现有不少经济学文献关注了入学年龄规定对个体教育获得等方面的影响。本文以1986年颁布实施的《义务教育法》作为一项准自然实验，考察入学年龄规定对学生的中长期影响，评估这一入学机会不平等的规定是否会导致教育不平等。

首先，结合张春泥和谢宇（2017）的研究和1990年人口普查数据，发现入学年龄规定确实产生了推迟入学现象。其次，采用2005年全国1%人口抽样调查数据，并利用1986年颁布实施的《义务教育法》作为准自然实验，通过双重差分法，发现受规定影响而推迟入学的学生入读高中的可能性显著下降，产生基于出生月份的教育不平等。再次，发现处理组与控制组在规定实施前满足平行趋势，考虑选择偏误、排除其他政策环境因素、安慰剂检验以及一系列稳健性检验，结论不变。究其原因，机会成本因素可以解释这一教育不平等现象。与强调“相对（绝对）年龄”优势，并认为推迟入学有益的文献不同，本文发现推迟入学带来的“机会成本劣势”对个体的负面影响更大。最后，从入学年龄规定造成的教育不平等看，初中升高中确实是教育不平等的重要来源。

本文发现，推迟入学通过提高个体在升学决策时的机会成本，对我国的教育平等产生了一定的负面影响。而且，随着年龄的增加，机会成本会不断上升，机会成本效应的影响将会延续到高中的升学决策，甚至大学升学决策。这一发现对当前政府在完善入学年龄规定问题上有一定的启示意义。我们谨慎地建议，各省级教育行政部门在确定儿童接受义务教育的截止出生年月时，

不仅需要根据儿童的发育水平、经济发展状况和教育资源等实际情况，还需要考虑推迟入学可能带来的长期影响，制定适合本地区的“入学年龄规定”政策。

参考文献

- [1] Ai, C., and E. C. Norton, “Interaction Terms in Logit and Probit Models”, *Economics Letters*, 2003, 80 (1), 123-129.
- [2] Angrist, J., and V. Lavy, “The Effects of High Stakes High School Achievement Awards: Evidence from a Randomized Trial”, *American Economic Review*, 2009, 99 (4), 1384-1414.
- [3] Bedard, K., and E. Dhuey, “The Persistence of Early Childhood Maturity: International Evidence of Long-Run Age Effects”, *Quarterly Journal of Economics*, 2006, 121 (4), 1437-1472.
- [4] Black, S. E., P. J. Devereux, and K. G. Salvanes, “Too Young to Leave the Nest? The Effects of School Starting Age”, *The Review of Economics and Statistics*, 2011, 93 (2), 455-467.
- [5] Chen, Q., “Ready for school? Impacts of Delayed Primary School Enrollment on Children’s Educational Outcomes in Rural China”, *International Journal of Educational Development*, 2015, 45, 112-128.
- [6] Fuchs-Schündeln, N., and P. Masella, “Long-Lasting Effects of Socialist Education”, *Review of Economics and Statistics*, 2016, 98 (3), 428-441.
- [7] Huang, W., “Understanding the Effects of Education on Health: Evidence from China”, *Working Paper*, 2015.
- [8] Itay, A., and C. Z. Danny, “The Effect of School Entrance Age on Educational Outcomes: Evidence Using Multiple Cutoff Dates and Exact Date of Birth”, *Journal of Economic Behavior and Organization*, 2018, 153, 38-57.
- [9] 李春玲, “高等教育扩张与教育机会不平等——高校扩招的平等化效应考查”, 《社会学研究》, 2010年第3期, 第82—113页。
- [10] 李春玲, “社会政治变迁与教育机会不平等——家庭背景及制度因素对教育获得的影响(1940—2001)”, 《中国社会科学》, 2003年第3期, 第86—98页。
- [11] 李煜, “制度变迁与教育不平等的产生机制——中国城市子女的教育获得(1966—2003)”, 《中国社会科学》, 2006年第4期, 第97—109页。
- [12] 刘德寰、李雪莲, “‘七八月’的孩子们——小学入学年龄限制与青少年教育获得及发展”, 《社会学研究》, 2015年第6期, 第169—192页。
- [13] 刘愿, “弥补那逝去的青春: 知青对子女教育的代际补偿研究”, 《世界经济》, 2016年第5期, 第168—192页。
- [14] McCrary, J., and H. Royer, “The Effect of Female Education on Fertility and Infant Health: Evidence from School Entry Policies Using Exact Date of Birth”, *American Economic Review*, 2011, 101 (1), 158-95.
- [15] McEwan, P. J., and J. S. Shapiro, “The Benefits of Delayed Primary School Enrollment Discontinuity Estimates Using Exact Birth Dates”, *Journal of Human Resources*, 2008, 43 (1), 1-29.
- [16] Qian, N., “Quantity-Quality and the One Child Policy: The Only-Child Disadvantage in School Enrollment in Rural China”, *National Bureau of Economic Research*, 2009.
- [17] Qin, X., C. C. Zhuang, and R. Yang, “Does the One-Child Policy Improve Children’s Human Cap-

- ital in Urban China? A Regression Discontinuity Design”, *Journal of Comparative Economics*, 2017, 45 (2), 287-303.
- [18] Yang, W, and L. Chen, “Political Capital and Intergenerational Mobility: Evidence from Elite College Admissions in China”, *Chinese Journal of Sociology*, 2016, 2 (2), 194-213.
- [19] 张川川, “‘中等教育陷阱’? ——出口扩张、就业增长与个体教育决策”, 《经济研究》, 2015 年第 12 期, 第 115—127 页。
- [20] 张春泥、谢宇, “入学年龄限制真的造成了‘七八月陷阱’吗? ——兼评刘德寰、李雪莲《‘七八月’的孩子们》”, 《社会学研究》, 2017 年第 1 期, 第 54—77 页。

Does the “Regulation of School Starting Age” Cause Educational Inequality? —Evidence from the 1986 *Compulsory Education Law* in China

WENLIAN LIN

(*Sun Yat-sen University*)

CHANGHONG LI*

(*Xiamen University*)

Abstract A child must be six or seven years of age before September 1st to begin primary school while those who born after the cutoff date have to start school a year later. Utilizing the 1986 *Compulsory Education Law* in China as a quasi-natural experiment, we examine the impact of the regulation of school starting age on educational inequality. Based on the 2005 Population Census, we find that the regulation decreased delayed children’s likelihood to attend high school. This educational inequality occurred because delayed children graduated at an older age and faced greater opportunity costs of high school education.

Key Words regulation of school starting age, educational inequality, opportunity cost

JEL Classification I28, J18, D63

* Corresponding Author: Changhong Li, The Wang Yanan Institute for Studies in Economics, Xiamen University, Xiamen, Fujian, 361005, China; Tel: 86-13450354211; E-mail: changhongLeo@126.com.