

教育供给方式与教育满意度^{*}

——基于入学方式的考察

吕炜 魏胜广

摘要：本文使用 CFPS2012 年、2014 年和 2016 年三期微观调查数据集，从入学方式的角度研究了义务教育阶段教育公共服务供给方式对家长教育满意度的影响，并对相关影响机制进行了探讨。实证结果表明，与其他入学方式相比，子女入学方式为就近入学的家长教育满意度更高。本文从多个角度对该结论进行了一系列稳健性检验，验证结果均表明该结论是稳健可信的。分组检验表明，义务教育阶段入学方式对家长教育满意度的影响还因子女入学阶段、学校类型、城乡之间存在差异。进一步的机制检验发现，入学方式的不同可能会通过影响子女上学路上所花时间、睡眠时间、家长与子女的相处状况、家庭福利状况等途径影响家长教育满意度。本研究将为我国政府制定和评价教育公共服务政策提供参考。

关键词：需求侧 公共服务供给方式 教育满意度 入学方式 就近入学

一、引言

党的十九大报告指出，我国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾，发展不平衡不充分已经成为满足我国人民日益增长的美好生活需要的主要制约因素。在公共服务领域，提供满足公众需求的公共服务恰恰是解决人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分发展之间矛盾的具体体现，更是全面建成小康社会的应有之义。虽然我国政府在公共服务领域进行了巨大投入，公共服务水平有了一定程度的提高，但是随着我国经济社会的发展，公众对公共服务的需求不断提高，再加上我国经济发展已经进入新阶段，经济和财政收入增速趋缓，政府在公共服务供给方面将面临新的压力和挑战。在此背景下，探索进一步提升公共服务供给绩效的路径，不仅具有重大的理论价值，更具有迫切的现实意义。

作为公共服务供给的主体，我国政府长期以来实行的是自上而下的层级治理模式，在公共服务供给决策方面，政府的偏好和判断往往居主导地位，较少考虑到老百姓的需求和偏好，在这种情况下，难免会出现政府公共服务投入规模很大，但老百姓不买账的窘境。有学者提出，造成这种公共服务供给效率低下的原因可能是公共服务供给方式过于单一，缺乏竞争机制，公共服务不能仅通过政府提供，应该让市场及第三方参与进来，对于某些公共属性较弱的公共品的提供方式应考虑通过合同承包、项目合作、租赁或者特许经营等方式来完成。本文认为，这种供给方式的改变本质上是从宏观上进行的调整，短期内很难奏效。实际上，对于公共服务接受者来说，与离他们较远的供给相比，他们最关心的是如何能获得公共服务以及获得公共服务的数量和质量。这种意义上的供给方式，其

^{*} 吕炜、魏胜广，东北财经大学经济与社会发展研究院，邮政编码：116025，电子邮箱：weilv008@163.com，weishengguang666@126.com。本文受国家自然科学基金重点项目“国家治理视角下公共服务供给的财政制度研究”（71833002）资助。东北财经大学王伟同教授在文章写作过程中参与了讨论并提供了建议，在此表示感谢。感谢匿名审稿人提出的宝贵意见与建议，文责自负。

实是公共服务供给链条中的最后一环,类似于社会上经常提到的公共服务“最后一公里”,即最终采用什么方式才能使老百姓真正获得所需的公共服务。只有实实在在的获得,才能最终提高公众的获得感和幸福感,从根本上达到改善民生的目的。

本文的研究视角将公共服务供给方式更加具体化,更类似于某一项公共服务具体该如何提供给公众。理论上,最优的公共服务提供应该最大化居民的公共服务满意度(高琳,2012)。为此,本文将利用具有全国代表性的2012—2016年中国家庭追踪调查(CFPS)数据集,选取义务教育供给方式作为切入点,通过引入居民教育满意度,考察教育公共服务供给方式对公众教育满意度的影响,并试图探究相关影响机制,从而为教育公共服务供给改革提供依据,对已有文献做出补充和发展。

二、文献回顾

什么是公共服务供给方式,学界并没有一个明确的定义。归纳起来,现有文献关于公共服务供给方式的研究角度有以下两种。

第一类研究围绕公共服务该由谁来提供(姚轩鸽,2016;胡税根、翁列恩,2017)。一般认为因为公共服务公共成本很高,种类又很多,只能由政府进行提供。Tiebout(1956)提出“用脚投票”机制能够保证地方政府按照居民的意愿供给公共品,实现公共品供给的效率。那么,中央政府还是地方政府更适合提供公共服务,相关研究也进行了讨论。Bird(1993)认为地方政府更接近当地民众,拥有更多的信息优势,可以更有效提供公共服务,以满足本地居民的需求。然而也有研究认为,地方政府在民生性公共服务供给方面往往缺乏激励。由于财政分权对地方政府的冲击以及以GDP为标准的官员考核机制的存在,与非经济性公共服务相比,地方政府更愿意进行生产投资(乔宝云等,2005),把更具选择空间的预算外支出主要花在基础设施建设方面(平新乔、白洁,2006)。市场化供给者认为市场机制比政府提供更有效(Bel & Fageda,2017; Boardman et al,2016; Brunjes & Kellough,2018)。Lecy & Van Slyke(2013)认为,由于市场失灵和政府失灵,公共服务的供给与需求之间不能有效对接,为社会组织参与公共服务提供了空间,具有较强的参与性和创新性,可以满足多层次、多元化和异质化的公共服务需求,也能够显著降低公共服务供给成本,减轻地方政府的财政压力,成为政府在公共服务领域的合作伙伴。社会组织参与提供公共服务能够有效提高公共服务供给的数量和质量(王浦劬,2015),产生了良好的社会效益(郁建兴、沈永东,2017)。

第二类研究认为,公共服务供给方式是公共服务供给的方法或者具体路径,是供给主体自己生产还是通过合同承包、项目合作、租赁或者特许经营的方式来完成。这种认识更类似于公共服务的中间过程。如英国采取“公私合作”供给方式,实现服务外包、政府购买。美国政府以其开放性,充分引进不同社会主体参与服务的供给(潘华,2015)。新西兰政府构建以竞争和绩效为核心、引入契约主义和市场机制完善公共服务供给(彭婧,2015)。Petersen et al(2015)与Wang et al(2018)的研究表明,政府与服务承接方之间的身份差异会降低公共服务购买有效程度,但却能在其他方面提升服务外包有效性。而在公共服务购买的整个过程中,社会力量进入公共服务供给体系中,有助于实现公共服务供给多元化(Bel & Gradus,2018)。韩清颖、孙涛(2018)通过对我国153个公共服务购买进行分析,得出整体上公共服务购买是有效的结论。王佳(2018)从财政风险的视角下对PPP模式在公共服务领域的应用进行了评估和分析。

在探讨完什么是公共服务供给方式之后,另一个不得不回答的核心问题是该如何评价这些公共服务供给方式的效果。因为本文研究公共服务供给方式的目的之一就是如何提高公共服务供给绩效。由于公共服务没有价格或价格不能反映真实的成本,衡量公共服务供给效率本身便成为一个难题。许多研究将公共部门看作是生产公共服务或产品的决策主体,同时只考虑公共部门在既定产出下投入最小化或在既定投入下产出最大化的生产决策问题,采用在企业效率评估中广为采用的数据包络分析(DEA)来评价公共服务供给效率(龚锋,2008)。张鸣鸣(2010)运用DEA方法对我国农村公共产品供给效率进行纵向评估,并深入研究数年来的财政投入状况,分析其趋势和规律。陈刚、赖

小琼(2015)基于以产出为导向的三阶段 DEA 方法阐释了 2003—2013 年我国 31 个省市基础公共服务供给绩效的差异。韩军、刘学芝(2019)基于超效率 DEA 方法测算中国省级公共文化服务供给效率。另一种则是近些年来兴起的公共服务满意度。在福利经济学文献中,主观满意度是衡量个体福利水平的重要指标,而公共服务满意度则可以很好地反映居民的公共服务需求信息(高琳,2012)。高琳(2012)以公众公共服务满意度衡量地方政府的公共服务供给绩效,检验了分权体制下县级政府财政自主权对公共服务满意度的影响。王伟同等(2016)基于民生满意度视角对我国基本公共服务供给绩效进行了评价。

综合以上分析,可以发现,虽然公共服务供给方式方面的研究比较多,但研究角度较为宏观,且定性研究较多,从微观视角探讨公共服务供给方式的研究相对较少,即公共服务最终通过什么方式到达公众手里以及这种公共服务供给方式会对公共服务绩效产生什么样的影响的研究稍显不足。基于此,本文选取了公共服务的一个领域——义务教育供给方式作为切入点,通过引入居民教育满意度,考察教育公共服务供给方式对公众教育满意度的影响,并探究了其中的影响机制,从而对已有文献做出补充和发展。之所以选择义务教育入学方式,是因为教育是与公众生活息息相关、能够切身体会到的公共服务,公众对教育的满意度评价更具可信性。而且,入学方式相关的基础研究比较丰富(Abdulkadiroglu et al, 2011, 2015; Deming et al, 2014; Hamnett & Butler, 2013; Hsieh & Urquiola, 2006; Willie et al, 1996; 陈钊、徐彤, 2011; 冯皓、陆铭, 2010; 陆铭、蒋仕卿, 2007),但多数文献是从各种入学方式的利弊或对某一方面的影响进行探讨,将入学方式作为教育公共服务供给方式并从该角度研究其对公众教育满意度评价的影响和机制的研究欠缺。但不可否认的是,这些已有研究在理论和实证上为本文的研究提供了经验支持。

三、数据与模型

(一)数据

本文使用的数据来自中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS)。基于本文所研究的问题,本文选取了 2012 年、2014 年和 2016 年三期 CFPS 家庭问卷、成人问卷和个人问卷,并对原始数据做了如下处理:首先,本文根据少儿问卷中父母在调查中的编码将成人问卷与少儿问卷相匹配。其次,根据家庭编码与家庭问卷进行匹配。由于本文研究的是义务教育阶段子女入学方式对家长教育满意度的影响,所以本文将少儿样本限定在调查期间仍处于小学或初中学习阶段。由于存在某些家庭有多个子女同时处在义务教育阶段的样本,本文的处理方式是,如果该家庭子女入学方式均一致,就随机保留一个子女信息,如果子女入学方式不一致,则将该家庭样本删除^①。最后,为了保证数据的可信性和分析结果的准确性,本文又剔除了个别关键变量缺失及变量数值异常的样本,最终整理出了 11317 条有效观测数据,其中,2012 年 4130 条,2014 年 3841 条,2016 年 3346 条。其他数据主要来自《中国城市统计年鉴》和相关省、市、县的统计年鉴。

(二)变量选取

被解释变量教育公共服务满意度取自 CFPS 中的问题:“您认为以下问题在我国的严重程度如何? 0 代表这方面的问题在我国不严重,10 代表非常严重,请您选择一个数字表示您的态度”。问卷提供了政府廉政问题、环境保护问题、贫富差距问题、就业问题、教育问题、医疗问题、住房问题、社会保障问题共 8 个项目,居民的打分从 0 到 10。该得分反映了居民对民生状况的满意程度。居民认为民生问题越严重,则其对民生的满意度就越低,反之,如果居民认为民生问题不严重,则其满意度就越高。为了便于分析和解释,本文借鉴王伟同等(2016)的做法,用 10 减去原始打分数值,从而得到对应的从 0 到 10 居民对民生状况的满意度得分,该变换后的打分表征居民对某一民生领域的满意

^①经测算,2012 年、2014 年和 2016 年 CFPS 中删除的这类样本占所使用的义务教育阶段样本总量比例分别为 2.3%、2.1%和 3.1%,所占比例比较少。

程度。本文选取变换后的教育问题打分来测度居民对政府提供的教育公共服务的满意度水平。另外需要说明的是,教育公共服务范围比较大,包括学前教育、义务教育、高中教育、高等教育、特殊教育等,随之所对应的教育满意度的含义也将非常广泛,如果不把问题聚焦到某一方面,必将降低研究结论的可信度。本文将研究主题按照“公共服务—教育—义务教育—入学”方式一步一步缩小聚焦,使教育满意度尽可能代表居民对政府提供的教育公共服务的真实态度。按照这个思路,本文将样本聚焦到有子女正在义务教育阶段接受教育的父母,因为他们的子女正在接受义务教育,他们对当前教育公共服务供给做出评价时无疑将会与子女正在接受的教育相结合,做出的评价相比于其他人更加精确。

关键解释变量为正在接受义务教育的少儿的入学方式,来自CFPS中家长代答部分的问题:“孩子是如何进入这所学校/幼儿园/学前班/托儿所就读的”。其中,入学方式有就近入学、电脑派位、成绩优异或特长考取、交赞助费或借读费^①、托熟人或找关系和其他共6个选项。由于在样本中除就近入学外,其他5种入学方式的样本量比较少,而且本文主要也是为了比较就近入学与其他入学方式对家长教育满意度的影响,所以在实证分析中,本文将第一种选项就近入学定义为就近入学,将成绩优异或特长考取、交赞助费或借读费、托熟人或找关系3种入学方式的样本的入学方式统一定义为非就近入学^②。

参照现有文献,本文还加入了少儿父母的个体特征变量^③、家庭特征变量和地区特征变量等一系列控制变量。个体特征变量包括年龄、年龄的平方、民族、婚姻状况、健康状况、性别、受教育年限。此外,还控制了户籍特征。由于我国户籍制度的存在,户籍代表着一种“身份”(陈钊、徐彤,2011),如果不拥有本地户籍则不能与当地居民享受到同等水平的基础教育等公共服务。那么,是否拥有本地户籍对教育满意度的影响是否有差别,本文将在实证部分进行验证。家庭特征变量主要包括家庭人口规模、子女数量、家庭净资产和上一年度全部家庭纯收入。地区层面特征变量包括地区人均GDP、人口规模、人口密度和生均教育支出。其中,选择人均GDP是因为其更能反映一个地区的经济发达程度,从而捕捉经济增长对人们教育公共服务满意度的冲击。人口规模和人口密度用于捕捉公共服务供给的规模经济效应(王伟同、魏胜广,2016)。虽然更高的人口规模和更大的人口密度更有可能获得规模经济的益处,但它们对教育满意度具有何种影响并不确定,本文也将在实证部分进行验证。除控制了上述变量外,本文还加入了地区虚拟变量^④,因为我国东、中、西部地区之间不仅在经济发展等方面存在差异,而且中央政府出于大局的考虑,往往会在政策方面对中西部地区实行倾向性政策,所以控制该地区变量以进一步捕捉不可观测的地区效应(中国教育科学研究院,2015)。

(三)模型设定

为检验义务教育阶段子女入学方式对家长教育满意度的影响,本文建立如下计量模型:

$$Sat_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \cdot Nearby_{ijt} + \beta_2 \sum X + \epsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中,下标*i, j, t*表示*t*年*j*地区的个体*i*。*Sat*表示教育满意度;*Nearby*为核心解释变量是否就近入学;*X*为其他控制变量,包括个体所在地区层面控制变量、个体特征和家庭特征等控制变量,

①问卷中对该选项中的“赞助费或借读费”定义为学校向跨学区就学的学生收取的费用。

②电脑派位指如果学生未参加择校或者择校不成功,则教委会默认按学籍由电脑根据个人意愿和客观条件(主要是住址、户口)进行随机分配学校。根据该定义可知电脑派位并不是严格意义上的就近入学,另外入学方式为其他的在数据集中并不能知道具体的入学方式,故分析过程中将两类样本剔除。

③由于本文研究的是义务教育阶段的少儿入学方式对父母教育满意度的影响,所以文章的数据结构是少儿库中的少儿与成人库中的父母分别进行匹配,在此后部分的数据分析中对父母的个人特征分别进行了控制,而不是只控制户主或只控制一方。

④根据我国地区划分标准,将调查样本所在省份划分为东、中、西三个地区。

为了控制空间异质性和时变特征,在模型中同时控制了地区和年份变量; ε_{ijt} 为随机干扰项。系数 β_1 表示不同入学方式而导致的教育满意度的差异^①,该系数符号及其显著性是本研究关注的重点。在回归方法上,本文采用面板随机效应模型,主要原因是固定效应只能估计随时间变化的自变量的系数,对于不随时间变化的变量在模型估计过程中会被舍去,而本文研究的问题中包含性别、受教育程度等不随时间变化的变量,而且核心解释变量入学方式在研究期内变动很小,对大部分样本来说基本不变化。若采用固定效应模型,得出的估计结果可信度会大大降低。而随机效应模型允许不随时间变化的变量加入模型,可以充分利用所有观测值的信息进行模型估计,所以本文的估计结果均采用随机效应模型。

表1给出了主要变量的定义及描述性统计结果。可以发现,调查样本中教育满意度水平均值仅为3.775,还达不到5,说明我国居民对政府提供的教育公共服务满意度水平比较低,我国政府现阶段所提供的教育公共服务还需进一步改进。

表1 样本的描述性统计(样本量=11317)

变量名	定义	观测值个数	均值	标准差	最小值	最大值
Sat	教育满意度	11317	3.775	2.727	0	10
Nearby	如何入读该校,就近入学=1	11317	0.843	0.364	0	1
Hukou	户口所在地是否在本县/市/区,是=1	11317	0.973	0.161	0	1
Age_adult	少儿父/母的年龄	11317	38.883	5.533	26	57
Gender_adult	少儿父/母的性别,男=1	11317	0.481	0.500	0	1
Health	身体健康状况	11317	2.852	1.137	1	5
Marriage	婚姻状态,在婚=1,其他为0	11317	0.973	0.162	0	1
Nation	民族,汉族=1,少数民族=0	11296	0.921	0.270	0	1
Edu_year	受教育年限,单位:年	10538	8.013	4.176	0	20
lnFincome	上一年度家庭净收入的对数	10991	10.540	1.098	1.386	15.618
lnAsset	上一年度家庭净资产的对数	11040	11.618	4.297	-13.816	17.344
Familysize	家庭人口规模,单位:人	11299	4.690	1.647	1	17
Child_num	子女数量,单位:人	11310	1.876	0.732	1	10
lnPgdp	人均地区生产总值的对数	11163	10.487	0.678	8.773	12.579
lnPeople	人口规模的对数	11163	6.171	0.627	4.515	8.123
lnDensity	人口密度的对数	11163	6.011	0.853	4.033	7.869
LnEdu_outcome	生均教育支出的对数	11163	9.150	0.605	7.464	11.092
Zhongdian_school	是否为重点学校,是=1	10956	0.247	0.431	0	1
Zhongdian_class	所在学校是否划分重点班,是=1	11245	0.251	0.434	0	1
Chinese_score	语文成绩,单位:分	11271	78.443	9.431	60	90
Math_score	数学成绩,单位:分	11270	78.579	10.104	60	90
Score	语文成绩与数学成绩之和,单位:分	11265	157.012	17.614	120	180
Hukou_change	是否为入学改户口/住址,是=1	11317	0.044	0.206	0	1

四、经验分析

(一)基准回归

表2汇报了基本模型的逐步回归结果。本文主要关心就近入学这一变量前面系数的符号和大小。第(1)列为二元回归结果,第(2)~(5)列依次控制了少儿父母的个人特征、家庭特征、城市特征、

^①此处入学方式为虚拟变量,就近入学为1,其他入学方式为0。

地区特征和时间特征。可以发现,在第(1)~(5)列中,关键解释变量——是否就近入学的系数都为正,且均在1%的水平上显著,说明入学方式为就近入学的家长教育满意度水平普遍高于其他方式入学的少儿家长教育满意度水平。本文推测,造成这种情况的原因是相对于就近入学的少儿,非就近入学的少儿由于各种条件限制,无法像前者一样公平享受到均质的义务教育,而是需要通过其他渠道去争取,这种争取的过程可能会对家长的福利造成一定的损失。比如,为了能上目标学校,家长可能要缴纳“择校费”或者“借读费”、托人找关系的“人情费”以及非就近入学而产生的其他额外费用,进而减少了其福利效用。另外,就近入学本身存在着一些优势:根据就近入学划分学区的原则,就近入学相比其他入学方式来说,孩子从家到学校的距离相对较近,路上所花时间更短,这样不仅可以保证孩子有更多的时间休息或参加课外活动(中国教育科学研究院,2015)^①,还可以降低孩子在上学路途中发生危险的可能性(Armstrong & Manion, 2006),使家长更加放心。

从其他控制变量的估计结果来看,是否具有本地户籍的系数在第(2)~(5)列均显著为正,即本地居民教育满意度水平普遍高于非本地户籍居民。这可能正如本文所推测的,户籍在当代中国代表着一种“身份”,如果不拥有本地户籍则不能与当地居民享受到同等水平的基础教育等公共服务,从而导致外来人口的教育满意度普遍低于本地人口。性别的系数在第(2)~(5)列回归中均显著为正。平均来说,男性教育满意度高于女性,这可能与男女在家庭中的分工有关,与更多关注事业的男性相比,女性关注家庭事务更多一些,对子女教育的变化更加敏感,期望更高,从而对现阶段子女所享受到的教育公共服务具有更低的满意度水平。家长受教育年限的系数在第(2)~(5)列中均在1%的水平上显著为负,且比较稳健,表明随着家长受教育年限的增加,其对政府提供的教育期望水平也越高,从而导致家长对教育公共服务的满意度水平不断降低。

另外,生均教育支出的回归系数在第(4)~(5)列均显著为负,表明生均教育支出的增加不仅不能提高家长教育满意度水平,反而会进一步降低家长教育满意度水平。该结果似乎有违常理。因为一般情况下,较高水平的公共服务供给才能带来公共服务满意度水平的提升,公共服务供给水平的提高又离不开公共支出规模的扩大,基于这一逻辑,近年来我国政府不断提高教育财政支出规模。然而事实上,我国居民的教育满意度水平不仅没有提高,反而出现了下滑的趋势。造成这一结果的原因可能有三点:一是教育财政支出水平的提高仅仅表明教育公共服务的投入在加大,而教育公共服务要被居民使用终究要将投入转化成产出,高投入是否意味着高产出,即公共服务支出是否有效率也是学术界长期以来争论的热点。二是即使投入一产出是有效率的,那么使用者是否能有效享受到高水平的公共服务也是未知的。与离人民生活较远的财政投入相比,居民最关心的是如何能获得该公共服务以及获得该公共服务的数量和质量。由于居民实际获得的教育公共服务水平并没有得到改善或者改善幅度与其预期存在差距,使得居民感到政府在教育上的财政支出是无效率的,甚至是一种浪费,从而降低了教育满意度水平。三是我国教育事业发展已经跨越了保障适龄儿童都能有学上的阶段,现阶段居民考虑的不再是孩子是否有学上的问题,而是是否能上好学的问题。所以面对政府持续加大教育投入规模的局面,家长们的教育满意度水平不仅没有不断提高,反而出现了下降。

表2 基础回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Nearby</i>	0.233*** (0.070)	0.248*** (0.071)	0.269*** (0.072)	0.278*** (0.073)	0.276*** (0.073)
<i>Hukou</i>		0.361** (0.148)	0.396*** (0.152)	0.361** (0.156)	0.350** (0.156)

①根据笔者的测算,平均来说,与非就近入学的少儿相比,就近入学的少儿起床时间晚14分钟,睡觉时间早1分钟,上学路上所花时间少7.7分钟;将寄宿生排除后,以上时间分别为8分钟、16分钟、3.3分钟。

续表 2

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Age_adult</i>		-0.035 (0.055)	-0.040 (0.056)	-0.041 (0.057)	-0.040 (0.057)
<i>Age_adult2</i>		0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
<i>Gender_adult</i>		0.328*** (0.058)	0.341*** (0.059)	0.353*** (0.060)	0.353*** (0.060)
<i>Health</i>		-0.035 (0.025)	-0.039 (0.026)	-0.035 (0.026)	-0.034 (0.026)
<i>Marriage</i>		0.200 (0.167)	0.211 (0.173)	0.198 (0.174)	0.197 (0.174)
<i>Nation</i>		0.092 (0.104)	0.059 (0.106)	0.017 (0.109)	0.028 (0.110)
<i>Edu_year</i>		-0.067*** (0.007)	-0.067*** (0.008)	-0.068*** (0.008)	-0.068*** (0.008)
<i>lnFincome</i>			-0.005 (0.026)	-0.005 (0.027)	-0.006 (0.027)
<i>lnAsset</i>			-0.004 (0.007)	-0.006 (0.007)	-0.006 (0.007)
<i>Familysize</i>			-0.006 (0.018)	-0.013 (0.018)	-0.013 (0.018)
<i>Child_num</i>			-0.043 (0.042)	-0.059 (0.043)	-0.063 (0.043)
<i>lnEdu_outcome</i>				-0.194*** (0.068)	-0.219*** (0.074)
<i>lnPgdp</i>				0.047 (0.068)	0.044 (0.074)
<i>lnPeople</i>				0.108* (0.061)	0.125* (0.063)
<i>lnDensity</i>				0.056 (0.049)	0.038 (0.055)
<i>Central</i>					-0.087 (0.079)
<i>West</i>					-0.084 (0.079)
<i>Year2014</i>	-0.932*** (0.056)	-0.898*** (0.058)	-0.903*** (0.061)	-0.833*** (0.065)	-0.821*** (0.066)
<i>Year2016</i>	-0.625*** (0.059)	-0.658*** (0.064)	-0.633*** (0.067)	-0.551*** (0.073)	-0.536*** (0.074)
常数项	4.080*** (0.072)	3.922*** (1.097)	4.201*** (1.161)	4.665*** (1.305)	4.954*** (1.331)
样本数	11317	10518	10005	9869	9869

注: *、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著;括号中的数据是稳健标准误。下同。

(二) 稳健性分析

1. 将城市层面数据替换成县级层面。在我国现行的分权体制下,县级政府承担了主要的公共服务提供责任,尤其是在基础教育、基础卫生、社会保障领域,县级政府是基础教育公共服务的最直接提供者,学区的划分及就近入学政策具体细节的执行也都是县级政府进行操作的。所以为验证相

关结论的稳健性,本文将城市层面数据替换成县级层面数据^①,具体包括生均教育支出、人均地区生产总值、人口密度、人口规模。由于教育支出等数据在现有官方公布的统计年鉴及公报中只有市本级和部分县级层面数据,大部分市辖区的数据并没有另行公布,所以使用县级层面数据会使得样本量大幅减小,本文在基础回归部分采用的是地级市层面数据。从表3第(1)列回归结果看,核心解释变量就近入学的系数仍然在1%的水平上显著为正,说明入学方式的差异对教育满意度的影响仍然存在,本文的回归结论较为稳健。

2. 进一步控制少儿特征及学校特征。另一种可能导致上述回归结果出现偏误的重要原因是遗漏变量,在下文异质性分析中,本文将少儿入学阶段进行了划分,发现在子女所处的不同上学阶段,入学方式对家长教育公共服务满意度的影响存在差异。本部分进一步控制了少儿特征,具体包括孩子的性别、年龄、年龄的平方。同时为了克服遗漏学校特征对估计结果的偏误,进一步控制了学校的特征,即该少儿所在学校是否为重点/示范类学校,是=1,否=0;少儿是否在重点班,是=1,否=0。表3第(2)列给出了回归结果。在进一步控制了少儿特征及学校特征后,主要解释变量是否就近入学的系数和显著性均与基准回归结果基本保持一致,进一步说明本文的基本结论是稳健的。

3. 仍然可能存在的内生性问题。理论上来说,本文无法排除可能存在遗漏重要变量以及反向因果的问题。为了克服遗漏变量带来的估计偏误,本文在回归中尽可能控制了相关变量,但仍可能存在家长教育满意度与入学方式之间的反向因果关系。基于所研究问题和所能得到的数据限制,本文将通过以下措施尽可能降低或解决存在的内生性问题。

基于我国大多数地区均实行学区划分的事实,子女是否能就近入学的决定性因素是户口或居住地是否在所划学区内^②。想择校到基础教育较强学区的家长,可能会选择合适的时机将子女的户口转入“择校”所在区县的“指定区域”,从而达到按照“就近入学”也能上个“好学校”的目的。为了降低这种反向因果的可能性,本文将进一步将样本中“为入学而改变户口或居住地”的样本排除,因为一旦家长为其子女选择了入学方式后,短期内变更入学方式的可能性比较低,所以入学方式受到教育满意度影响而发生改变的的概率较低,相应的反向因果关系造成的内生性问题的可能性也较低。表3第(3)列给出了回归结果。结果显示,与基本回归相比,核心解释变量就近入学的系数值略有减小,但仍显著为正,说明本文之前的结论是可信的。

另外,正如有关文献提到的(高琳,2012),作为一种个体主观评价,问卷中受访者提供的教育满意度不可避免受到个人偏好及预期等因素的影响,受访者可能会高报或低报教育满意度,即教育满意度真实程度比较低。在基本回归中本文已经尽可能控制了影响家长做出教育满意度判断的特征,此处本文进一步控制家长对子女教育的重视程度或者说关心程度。在CFPS调查问卷中有类似问题,第一个问题是:“如果满分100分,您期望孩子本学期/下学期的平均成绩是多少?60、70、80、90、100分”;第二个问题是:“您希望孩子念书最高念完哪一程度?文盲/半文盲、小学、初中、高中、大专、大学本科、硕士、博士、不必念书”。为此,本文在表3第(4)~(5)列分别进行了检验,回归结果显示核心解释变量的系数和显著性均与基准回归结果基本保持一致,说明本文的基本结论是稳健的。

最后,本文还寻找了就近入学的工具变量来处理内生性问题。参照已有研究(李磊等,2016;张璇、杨灿明,2015;王伟同、魏胜广,2017),本文使用同地区中删除本人以外的其他人的就近入学率作为本人的工具变量。使用该工具变量的原因在于,一是同一地区适龄儿童是否能就近入学往往具有较强的相关性,因为同一地区的适龄儿童面临相同的政策环境,在相同的入学政策下,适龄儿童入学方式相关性比较高,满足工具变量的相关性条件;二是由于删除了本人子女的入学方式信息,其他适龄儿童的就近入学率不会直接影响到本人的教育满意度,避免了其与扰动项相关,满足工具变量的外生性条件;三是这种构造工具变量的方法在已有文献中被广泛采用,并且也取得了不错的估计效

①县级层面数据来自2012年、2014年和2016年县所属省份及地级市统计年鉴。

②绝大部分地区依据适龄儿童的户籍所在地状况而定。

果。为此,本文分别计算了每个家长子女除自身外本市县其他少儿的平均就近入学比例,并使用其作为工具变量进行估计,估计结果见表3第(6)列。就近入学的系数仍显著为正,表明本文之前的结论是可信的。

表3 稳健性检验回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Nearby</i>	0.331*** (0.121)	0.254*** (0.079)	0.263*** (0.077)	0.269*** (0.074)	0.430*** (0.139)	0.442*** (0.106)
<i>Score_obtain</i>				-0.003 (0.003)		
<i>Education_obtain</i>					-0.098** (0.047)	
孩子特征		是				
学校特征		是				
常数项	3.679* (1.924)	4.360*** (1.374)	5.084*** (1.375)	5.098*** (1.371)	1.285 (3.225)	4.752*** (1.354)
样本数	3729	9544	9428	9838	2444	9869

注:均包含了其他控制变量和地区、年份效应,结果未予展示。下同。

(三)异质性分析

首先,考察学生所属学段不同导致的异质性问题。义务教育是国家学制系统中强制教育阶段,并进一步分为初等教育阶段和初级中等教育阶段。对家长而言,不同的教育阶段对孩子的教育期望也随之不同,有必要区分不同教育阶段考察入学方式对家长教育满意度的影响。为了检验这种异质性,本文将义务教育分为小学与初中,估计结果如表4第(1)~(3)列所示。结果显示,小学阶段就近入学的系数显著为正,而中学阶段的就近入学的系数为正但不显著,表明小学阶段就近入学方式更能让家长满意,这和上文基础回归部分以及本文的猜测相吻合,即小学生年龄相对较小,身体和智力都在发育阶段,如果孩子从家到学校的距离相对较近,路上所花时间更短,不仅可以保证孩子有更多的时间休息或参加课外活动,而且可以降低孩子在上学路途中发生危险的概率,有利于孩子的健康并且使得家长更放心。另外,这可能与我国的基本国情有关。按照义务教育政策,小学升入初中不需要升学考试,而是按学校划片采取“对口直升”的办法免试就近入学。小学是子女接受正式教育的开端。家长根据自己的观念认识和偏好,大多会在子女进入小学时就对其采取何种入学方式做出了选择,小学的确基本上就已经决定了对应的初中。所以,相对于初中而言,小学的入学方式更受家长关注。

表4 考虑异质性的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	全样本	小学	初中	重点	非重点	乡村	城市
<i>Nearby</i>	0.276*** (0.073)	0.466*** (0.103)	0.053 (0.112)	0.333*** (0.099)	0.187*** (0.109)	0.330*** (0.099)	0.191* (0.110)
常数项	4.954*** (1.331)	3.371** (1.401)	5.954** (2.607)	0.714 (1.684)	5.919*** (1.598)	2.054 (1.870)	6.191*** (2.019)
样本数	9869	6967	2902	5192	4627	5162	4608

其次,考察学生所属学校是否为重点/示范类学校造成的异质性。重点学校制度是国家在特定的历史阶段为了快速培养急需人才将紧缺的教育资源向一部分学校倾斜的制度,但是由于应试教育的影响,重点学校制度的弊端也随之显现。我国2006年出台的《中华人民共和国义务教育法》明确规定不得办重点学校。虽然国家取消了重点学校制度,但是原来的重点学校在教师和教学设施配备上还是要优于普通学校。那么,入学方式对家长教育满意度的影响可能会因这种学校差异存在不

同。为了检验这种异质性,本文将样本按照少儿所上学校类型分为重点学校和非重点学校^①,估计结果如表4第(4)~(5)列所示。核心解释变量就近入学均显著为正,但是相对于非重点学校,重点学校样本就近入学的回归系数更大,表明入学方式的差异对家长教育满意度的影响在重点学校更为突出。这一结果也比较符合人们普遍的认知,即重点学校的入学方式更受家长重视。

最后,考察样本所属城乡类型带来的异质性问题。就近入学的本质是我国现阶段由于教育资源分布不均,为了保障适龄儿童能够公平接受义务教育而采取的政策措施。我国呈现城乡二元结构,教育投入和教育资源分布在城乡之间存在较大差异,家长教育满意度可能随之呈现不同的特点。为了检验这种异质性,本文分别将样本按照2012年国家统计局城乡分类标准分为城市和乡村。估计结果如表4第(6)~(7)列所示。核心解释变量就近入学均显著为正,但是相比较于城市样本,乡村样本就近入学的系数更大,且显著性更强,表明入学方式的差异对家长教育满意度的影响在乡村更突出。因为从2006年起,农村义务教育阶段开始实施“两免一补”政策,相对于其他入学方式,如果子女按照当地政府划分的学区就近入学基本不用有额外花费,这对于收入水平较低的农村家庭来说无疑可以减少子女在教育上的支出,从而可以有更多的钱花费在其他方面,所以在乡村,就近入学方式对家长教育满意度的影响程度更大。

(四)机制分析

尽管就近入学方式可能存在一定的缺点,但就近入学作为我国现阶段解决教育资源分布不均匀的一种方式,有其存在的合理性,而且通过前文的实证研究可以发现,总体来说,就近入学作为一种政府提供教育公共服务的供给方式相对更符合公众的期望。综合已有文献研究及现实经验,本文认为就近入学方式可能影响居民教育公共服务满意度的机制如下:

一是中小學生年龄较小,安全可能更受到家长关心。由于中小學生年龄较小,身体各方面机能尚未发育完全,在交通拥堵越来越严重的情况下,孩子在上下学路上所花的时间越长,意味着潜在的危险越大,Armstrong & Manion(2006)的研究也支持了这一点,他们的研究表明上学路途时间的缩短将可以大大降低孩子在上学途中发生危险的可能。另据南京市交管部门统计的2014年6月1日至2015年5月31日以来0至14岁儿童发生的交通事故情况,涉及儿童的事故占全市事故总量的3.42%,事故造成未成年人伤亡的人数占交通事故总伤亡人数的5.18%,早上(6时~8时)、午间(11时~14时)、傍晚(16时~18时)发生涉及儿童交通事故起数占儿童交通事故起数的近7成。这三个时段主要是学生在校外的高峰时间段,路面上儿童人数增多,上学和放学的时候车辆也明显增多,发生交通事故的危险性也在明显增加。所以,相较于其他入学方式,就近入学可能使得孩子从家到学校花费更少的时间,从而成为家长们青睐于就近入学的原因。本文验证了入学方式的不同对少儿上学路上所花时间造成的差异,结果如表5第(1)列所示,相比于非就近入学的少儿,就近入学的少儿在上学路上所花时间更少。

二是就近入学可能使得孩子拥有更长的睡眠时间。因为充足的睡眠对于正在成长发育期的孩子来说至关重要,如果家长给孩子选择了一个距离远的学校,孩子将面临每天要比别的孩子早起、晚睡的局面,长时间的睡眠不足对中小學生造成的伤害是持久、不可逆的。所以,在这个阶段的孩子的家长在为孩子选择学校的时候,很可能会考虑到由此带来的孩子睡眠时间长短的问题。为了验证这一点,本文首先根据问卷中提供的上学期间少儿睡觉和起床的时间计算了少儿在上学期间的睡眠时间,然后估计了入学方式的不同对少儿睡眠时间的的影响,结果如表5第(2)列所示,结果表明,相比于非就近入学的少儿,就近入学的少儿上学期间平均睡眠时间更长。

三是家庭被公认为是孩子成长的第二校园,家庭成员尤其是父母可以根据孩子的特点引导孩子养成良好的和生活和学习习惯,家长与孩子的相处在孩子健康成长过程中发挥着不可忽视的作用,就近入学减少上学路途中所花费的时间可能会使得家长与孩子有更多的相处时间,与孩子相处机会的

^①在调查问卷中,提供了该少儿就读的学校是否是示范学校(包括重点学校)的问题。

增加可以让家长有更多的机会了解孩子成长过程中的方方面面,自然就包括孩子在学校的受教育情况,进而可以影响到家长对教育公共服务的态度。由于问卷中没有涉及孩子每天与家长相处的时长,为了验证这一点,本文使用了问卷中“自本学期开始以来/上学期,您经常和这个孩子讨论学校的事情吗?”这一问题的回答作为家长与孩子相处情况的代理变量,频率越高代表孩子与家长相处机会越多,结果如表 5 第(3)列所示。结果表明,相比于非就近入学的少儿,就近入学的少儿与家长相处更多,考虑到寄宿生由于回家的频率较低的情况,本文在表 5 第(4)列中将寄宿生排除掉,就近入学的系数依然显著为正。

四是就近入学是在当地政府划定的政策范围内入学,家长省去了为孩子入学而缴纳的高昂的所谓“择校费”或者“借读费”、托人找关系的“人情费”,以及其他非就近入学而产生的额外费用,从而可以使得省下的钱花在其他需要的地方,进而增加其福利效用。表 5 第(5)列为不同入学方式对少儿家庭所花教育费用的影响的回归结果,结果表明就近入学与非就近入学相比,家庭所花教育费用普遍更少,也就是说教育费用的减少将可以使该家庭花费在其他需要地方的可支配资金变多,进而增加其福利效用。

表 5 机制分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Minutes_school</i>	<i>Minutes_sleep</i>	<i>Communications</i>	<i>Communications</i>	<i>Lnfee</i>
<i>Nearby</i>	-3.356*** (0.512)	4.466*** (1.566)	0.090** (0.040)	0.107** (0.049)	-0.589*** (0.066)
常数项	10.750 (7.316)	618.370*** (25.064)	4.962*** (0.907)	5.361*** (1.018)	2.797** (1.149)
样本数	8639	9520	9583	8305	9539

五、结论与政策建议

本文使用 CFPS2012—2016 年微观调查数据从入学方式的角度研究了义务教育阶段教育公共服务供给方式对家长教育满意度的影响,并对相关影响机制进行了探讨。研究结果表明:(1)与其他入学方式相比,子女入学方式为就近入学的家长教育满意度更高,该结果在考虑了内生性问题及进行相关稳健性检验后依然成立。在后续的机制验证中,本文发现,少儿上学路上所花费的时间(或者说家校距离)和家庭福利效应的变化是影响入学方式选择的重要影响机制。(2)分组检验表明,义务教育阶段入学方式对家长教育满意度的影响还因子女入学阶段、学校类别、城乡之间存在差异,即入学方式在少儿小学阶段、重点学校、乡村对家长教育满意度的影响更明显。(3)单纯增加生均教育支出并不能提高家长教育满意度,甚至会产生负面的影响。

根据以上结论,本文的政策含义如下:(1)教育公共服务的提供目的是要改善民生。家长作为重要的评价主体,其对子女所受教育服务的满意程度应该得到足够重视。政府在制定教育公共服务供给决策时,不仅要在供给侧发力,还应从公共服务需求侧考虑公共服务接受者的诉求,建立居民公共服务满意度大数据平台,根据反馈结果不断调整和创新公共服务供给。(2)政府在提供教育公共服务的时候,不仅要考虑供给的数量和质量,更要重视供给的方式。如何获得和获得多少更是居民所关心的。(3)之所以会出现各种“择校”现象,其本质是现阶段我国教育资源供给不充分,分布不均匀。政府在进行教育投入时应尽量做到均衡,向教育资源匮乏的地区及学校加大倾斜力度,根据居民的教育需求和预期差异在教育阶段、城乡等层面进行差异化供给;在分配教育资源时合理规划学区,在不能保证绝对均衡的情况下,尽可能做到各地区教育资源配置大致均衡,从根本上打消家长为子女择校的动机。(4)单纯增加教育公共服务支出可能会出现供给过度、投入—产出效率低下的情况,但并不等于就要减少供给,而应该找出问题原因之所在,不断完善公共服务供给方式,提高公共服务供给效率。

参考文献:

- 陈刚 赖小琼,2015:《我国省际基础公共服务供给绩效分析——基于以产出为导向的三阶段 DEA 模型》,《经济科学》第 3 期。
- 陈钊 徐彤,2011:《走向“为和谐而竞争”:晋升锦标赛下的中央和地方治理模式变迁》,《世界经济》第 9 期。
- 冯皓 陆铭,2010:《通过买房而择校:教育影响房价的经验证据与政策含义》,《世界经济》第 12 期。
- 高琳,2012:《分权与民生:财政自主权影响公共服务满意度的经验研究》,《经济研究》第 7 期。
- 龚锋,2008:《地方公共安全服务供给效率评估——基于四阶段 DEA 和 Bootstrapped DEA 的实证研究》,《管理世界》第 4 期。
- 韩军 刘学芝,2019:《基于超效率 DEA 的公共文化服务供给效率极其影响因素研究》,《宏观经济研究》第 3 期。
- 韩清颖 孙涛,2018:《政府购买公共服务有效性及其影响因素研究——面向 153 个政府购买公共服务案例的探索》,《公共管理学报》第 12 期。
- 胡税根 翁列恩,2017:《构建政府权力规制的公共治理模式》,《中国社会科学》第 11 期。
- 李磊 胡博 郑妍妍,2016:《肥胖会传染吗?》,《经济学(季刊)》第 2 期。
- 陆铭 蒋仕卿,2007:《反思教育产业化的反思:有效利用教育资源的理论与政策》,《管理世界》第 5 期。
- 潘华,2015:《美国公共服务供给体制:从私人主导到主体多元化》,《中国经济导报》3 月 21 日。
- 彭婧,2015:《新西兰政府构建购买公共服务模式的经验与启示》,《经济社会体制比较》第 2 期。
- 平新乔 白洁,2006:《中国财政分权与地方公共物品的供给》,《财贸经济》第 2 期。
- 乔宝云 范剑勇 冯兴元,2005:《中国的财政分权与小学义务教育》,《中国社会科学》第 6 期。
- 王佳,2018:《财政风险视角下 PPP 模式的规范发展》,《地方财政研究》第 8 期。
- 王浦劬,2015:《政府向社会力量购买公共服务的改革机理分析》,《北京大学学报(哲学社会科学版)》第 4 期。
- 王伟同 汤雨萌 魏胜广,2016:《基于民生满意度视角的基本公共服务绩效评价——来自中国家庭动态跟踪调查数据的分析》,《地方财政研究》第 3 期。
- 王伟同 魏胜广,2016:《人口向小城市集聚更节约公共成本吗》,《财贸经济》第 6 期。
- 王伟同 魏胜广,2017:《员工性别结构如何影响企业生产率——对“男女搭配干活不累”的一个解释》,《财贸经济》第 6 期。
- 姚轲鹤,2016:《公共产品基本理论新探——兼析当下中国公共产品供求面临的问题》,《财政科学》第 2 期。
- 郁建兴 沈永东,2017:《调适性合作:十八大以来中国政府与社会组织关系的策略性变革》,《政治学研究》第 3 期。
- 张鸣鸣,2010:《我国农村公共产品效率评价——基于 DEA 方法的时间单元检验》,《经济体制改革》第 1 期。
- 张璇 杨灿明,2015:《行政腐败与城乡居民收入差距——来自中国 120 个地级市的证据》,《财贸经济》第 1 期。
- 中国教育科学研究院,2015:《教育满意度“东高西低”》,《中国教育报》11 月 24 日。
- Abdulkadiroglu, A. et al(2011), “Accountability and flexibility in public schools: Evidence from Boston’s charters and pilots”, *Quarterly Journal of Economics* 126(2):699—748.
- Abdulkadiroglu, A. et al(2015), “Expanding ‘choice’ in school choice”, *American Economic Journal: Microeconomics* 7(1):1—42.
- Armstrong, L. L. & I. G. Manion(2006), “Suicidal ideation in young males living in rural communities: Distance from school as a risk factor, youth engagement as a protective factor”, *Vulnerable Children and Youth Studies* 1(1):102—113.
- Bel, G. & X. Fageda(2017), “What have we learned from the last three decades of empirical studies on factors driving local privatization?”, *Local Government Studies* 43(4):503—511.
- Bel, G. & R. Gradus(2018), “Privatization, contracting-out and inter-municipal cooperation: New developments in local public service delivery”, *Local Government Studies* 44(1):11—21.
- Bird, R. M. (1993), “Threading the fiscal labyrinth: Some issues in fiscal decentralization”, *National Tax Journal* 46(2):207—227.
- Boardman, A. E. et al(2016), “The long-run effects of privatization on productivity: Evidence from Canada”, *Journal of Policy Modeling* 38(6):1001—1017.
- Brunjes, B. M. & J. E. Kellough(2018), “Representative bureaucracy and government contracting: A further examination of evidence from federal agencies”, *Journal of Public Administration Research and Theory* 28(4):519—534.
- Deming, D. J. et al(2014), “School choice, school quality, and postsecondary attainment”, *American Economic Re-*

view 104(3):991—1013.

- Hamnett, C. & T. Butler(2013), “Distance, education and inequality”, *Comparative Education* 49(3):317—330.
- Hsieh, C. & M. Urquiola(2006), “The effects of generalized school choice on achievement and stratification: Evidence from Chile’s voucher program”, *Journal of Public Economics* 90(8—9):1477—1503.
- Lecy, J. D. & D. M. Van Slyke(2013), “Nonprofit sector growth and density: Testing theories of government support”, *Journal of Public Administration Research & Theory* 23(1):189—214.
- Petersen, O. H. et al(2015), “Contracting out local services: A tale of technical and social services”, *Public Administration Review* 75(4):560—570.
- Tiebout, C. M. (1956), “A pure theory of local expenditures”, *Journal of Political Economy* 64(5):416—424.
- Wang, H. et al(2018), “The effects of privatization on the equity of public services: Evidence from China”, *Policy & Politics* 46(3):427—443.
- Willie, C. V. et al(1996), “Multiracial, attractive city schools controlled choice in Boston”, *Equity & Excellence in Education* 29(2):5—19.

The Supply Method of and Satisfaction with Education

—Investigations on the Methods of Admission

LV Wei WEI Shengguang

(Dongbei University of Finance and Economics, Dalian, China)

Abstract: This paper uses the CFPS2012, 2014 and 2016 micro survey datasets to study the impact of the public service provision at the compulsory education stage on parental satisfaction with education from the perspective of admission methods, and discusses the relevant impact mechanisms. The empirical results show that compared with other methods of enrollment, the satisfaction with education of parents whose children enrolled nearby is higher. In this paper, a series of robustness tests are carried out from various perspectives and the results show that the conclusion is robust and credible. Estimations by subsample show that the impacts of the compulsory education enrollment method on parental satisfaction with education differ across enrollment stages and school types and between urban and rural areas. Further analysis find that differences in admission methods may affect parental satisfaction with education through time spent on schooling, time spent sleeping, the relationship between parents and children, and the state of family welfare. This study will provide a reference for the Chinese government to formulate and evaluate public service policies.

Keywords: Demand Side; Supply Method of Public Service; Satisfaction with Education; Admission Method; School Attendance by Proximity

(责任编辑:何伟)

(校对:孙志超)