

# 二孩家庭子女的资源获得与学业成绩

——基于 CEPS 基线数据的实证研究

刘爱玉 李彧强

**摘要:**“全面二孩”政策实施以来并未出现预期的生育高峰,其原因可能包括人们对于生育二孩会降低孩子教育成就的担心。“资源稀释论”是解释同胞数量与教育成就负相关关系的较主流的理论模型之一。为实证检验生育二孩对孩子教育成就的影响以及“资源稀释论”在中国二孩家庭中的适用性,基于中国教育追踪调查(CEPS)2013—2014年基线调查数据,对比了一孩家庭子女和二孩家庭子女的学业成绩与资源获得差异。采用多元回归分析方法以及倾向值匹配方法的实证研究发现,相较于一孩家庭子女,二孩家庭子女的学业成绩并没有因为兄弟姐妹数量的增加而降低,反而更具有优势,研究结论回应了部分育龄人群以及研究者对于“子女数量替代质量”的担忧。

**关键词:**二孩家庭;资源稀释论;学业成绩;倾向值匹配

DOI: 10.13277/j.cnki.jcwu.2019.05.013

收稿日期: 2019-05-31

中图分类号: G782

文献标识码: A

文章编号: 1007-3698(2019)05-0099-13

**作者简介:**刘爱玉,女,北京大学社会学系教授、博士生导师,主要研究方向为劳动社会学、经济社会学;李彧强,男,北京大学新媒体研究院硕士研究生,主要研究方向为社会分层与传播社会学。100871

## 一、研究背景与问题提出

我国的生育政策于2014年由“一胎化”调整为“单独二孩”,并在政策实施两年后调整为“全面二孩”。然而,在生育政策逐步放开的过程中,育龄人群的二孩生育意愿却并没有如预期的强烈,二孩政策在实施过程中“遇冷”。<sup>[1][2]</sup>在影响二孩生育意愿的诸多因素中,对于养育成本的关注被普遍认为是最主要的原因之一。<sup>[3][4][5]</sup>

养育成本的提高既受物价水平提高等客观因素的影响,也与为子女提升成就而增加教育投入有关。Becker提出了“量质权衡论”(Quantity-quality Tradeoff)以解释家庭内的生育决策。他认为,在有限的家庭预算约束下,质量与数量之间的相互权衡成了家庭生育子女决策的关键所在。<sup>[6]</sup>换言之,人们在面临“要不要生二孩”的抉择时,会在意生育二孩是否会对孩子质量产生影响,特别是

对孩子教育成就有没有影响。这一人们普遍关心的问题在以往的二孩相关研究中并未很好地做出回答。针对这一现实问题,本文将对比一孩和二孩家庭子女的学业成绩差异,直接检验生育二孩对孩子教育水平的影响。

其实自20世纪80年代起,不少研究就开始关注拥有不同兄弟姐妹数的子女在“质量”上的差别,尤其是比较他们教育成就的差异,例如受教育年限的长短<sup>[7][8]</sup>或学业成绩的高低<sup>[9]</sup>,其中多数证据也表明兄弟姐妹数与教育成就之间存在显著的负相关关系,并用“资源稀释论”(Resource Dilution Theory)加以解释。该理论认为,在有限的家庭资源这一约束下,随着子女数量的增加,每个孩子所获得的资源就会被稀释,而资源获得的减少会对其个人教育成就产生抑制作用。<sup>[10][11][12]</sup>然而,也有国内外研究发现,兄弟姐妹数的提高并不必然引起资源的稀释和教育水平的降低。<sup>①</sup><sup>[13]</sup>聂景春

① 参见 Qian N. Quantity-Quality and the One Child Policy: The Only-Child Disadvantage in School Enrollment in Rural China. NBER Working Paper No.14973, 2009.

等人基于中国西北农村儿童的调研数据的研究表明,当兄弟姐妹数控制在1个以内时,二孩家庭子女和独生子女的学业成绩不存在差异。<sup>[14]</sup> Wu 的研究则发现,资源的稀释是一个复杂的非线性的过程。一部分人际情感资源在二孩家庭并未出现“稀释”的情况。<sup>[15]</sup>可见,尽管“资源稀释论”受到了大量经验研究的证明和广泛的认可,但是当孩子数量控制在2个以内时,“资源稀释”现象以及兄弟姐妹数对教育成就的负效应是否存在这一问题仍然是有争议的。基于此,本文在理论层面上提出的核心问题是,在中国二孩家庭中“资源稀释论”是否具有适用性?为了便于操作,本文进一步将这一研究问题分解为三个逐步递进的问题:

问题1:二孩家庭子女同一孩家庭子女相比在学业成绩上是否存在劣势?

问题2:二孩家庭子女同一孩家庭子女相比在家庭资源获得上是否存在劣势,即二孩家庭中是否存在“资源稀释”现象?

问题3:资源获得是否能够解释一孩家庭子女和二孩家庭子女在学业成绩上的差异?

为了回答上述问题,本文基于2013—2014年“中国教育追踪调查”(CEPS)基线调查数据,以一孩家庭和二孩家庭的九年级学生样本为分析对象,对两组学生的资源获得情况和学业成绩进行对比,并分析资源获得与学业成绩差异的关系。从理论意义上来说,“资源稀释论”在二孩家庭中的解释力在以往的相关研究中存在争议。本文通过实证分析,对比二孩家庭子女和一孩家庭子女的学业成绩差异,展示二孩家庭内部的资源稀释情况,并用经验证据检验“资源稀释论”在中国二孩家庭中的适用性,从而对“资源稀释论”相关研究中的争论点做出回应。从现实意义上来讲,本文希望通过实证研究,尝试回答在二孩政策全面放开的背景下,多生育一个孩子对所有孩子的平均教育水平有没有影响这一问题,帮助二孩育龄人群更客观地看待生育二孩对家庭抚育成本和孩子未来发展的影响。

## 二、理论回顾与研究假设

### (一)理论回顾:兄弟姐妹数与个人成就

在探讨家庭背景对个体影响的研究中,家庭规模始终是不可忽视的一个方面。Blau 和 Duncan

在《美国职业结构》(The American Occupational Structure)一书中就关注到兄弟姐妹数量的影响。他们认为,兄弟姐妹数量的增加会明显地降低个人成就,并且这种影响不能被家庭间的社会经济差异所解释,因此他们将兄弟姐妹数作为表示家庭背景的一个指标纳入经典的“地位获得模型”中。<sup>[16] 298-312</sup>然而在 Blau 和 Duncan 的研究中并未对这一原因加以验证和进行系统化的阐释。

从20世纪七八十年代起,越来越多的经验研究也开始关注兄弟姐妹数的作用。研究者通过更加系统和严格的分析证实兄弟姐妹数对教育成就的影响是显著的。而在同一时期也形成了两个具有代表性的理论模型:一个是家庭经济视角的“量质权衡论”,另一个是社会学视角的“资源稀释论”。

### 1. 量质权衡论

贝克尔将西方经济学的人力资本论、行为最大化论、稳定偏好论等理论引入家庭领域,并就家庭的生育行为提出了“量质权衡论”。<sup>[6][17] 4-7</sup>他将孩子视为一种消费品,并认为“一个夫妇所生孩子数目的减少能够增加他们子女在下一代的代表性,因为这一点能使这对夫妇在每个孩子的教育上、训练上和‘吸引力上’给充足的投资”。<sup>[17] 106</sup>

“量质权衡论”更多回应的是家庭生育决策这一“内生性”问题,但它并不是直接对兄弟姐妹数量的作用进行检验和分析。而且在面对情感等非经济资本时这一理性经济人的假设是否依然适用仍存在争议。

可见,“量质权衡论”并未系统和全面地解释兄弟姐妹数和教育成就之间的关系。针对“为什么孩子数量的增加会导致孩子质量的下降”这一问题,该理论无法进行有效的验证和解释。

### 2. 资源稀释论

1981年,Blake通过研究分析证实了“稀释模型”(Dilution Model)的存在,并进一步系统化地提出“资源稀释论”。他认为,在一定的家庭资源限制下,同胞之间存在竞争关系,孩子数量越多,资源被稀释得越厉害,又因为家庭对孩子的资源投入会直接影响孩子的发展,所以孩子的未来成就越低。<sup>[7] [10] 10-14</sup>相较于“量质权衡论”,“资源稀释论”更直接地还原并解释了兄弟姐妹数对教育成就产生影响的机制过程,具有更普遍的适用性。在之后的研究中,“资源稀释论”被广泛地用于解

释兄弟姐妹数对个人教育成就的消极影响,其理论本身也同时在不断的发展。<sup>[18] [19]</sup>

一部分研究者认为,包括受教育年限在内的教育成就作为一种“远端成果”(distal outcomes),只能代表同胞规模累积效应,并不能有效证明资源分配机制的解释力,因此直接考察家庭资源能够更直观地展示同胞规模扩大的影响。<sup>[15] [20]</sup>然而这一方面的研究并不多见。

Downey 利用美国 1988 年“国家教育长期追踪研究”(National Education Longitudinal Study)发现,同胞规模效应并不是单纯线性的,其中经济资源的变化是分阶段的:在只有一个或两个同胞时,经济资源的稀释现象会十分明显,而后则趋于平缓。人际资源则是一直很稳定的减少。<sup>[11]</sup>张月云和谢宇基于 2010 年“中国家庭追踪调查”(CFPS)的儿童样本,验证了儿童教育资源获得可以有效解释兄弟姐妹数对于学业成绩的消极作用,且不同教育参与资源类型对不同学科的解释力也存在差异。<sup>[9]</sup>

而在以往关于兄弟姐妹数与教育成就的相关研究中,存在一个特殊但未被重视的现象,即有部分研究指出,一孩家庭的孩子和二孩家庭的孩子在教育成就上可能不存在差异。<sup>[7] [21]</sup>Wu 基于 CFPS2010 的儿童样本数据的研究结果也表明,人际资源(父母教育期望、父母关注、父母支持等)只在有两个同胞(即三孩及以上)的家庭中才出现差异。<sup>[15]</sup>因此,和一孩家庭子女相比,二孩家庭子女的资源获得情况和学业成绩表现是否存在劣势仍存在争议,“资源稀释论”在二孩家庭中的解释力也有待进一步的检验。

本文将在现有的理论基础上,利用全国样本

数据进行实证分析,在二孩家庭中还原“兄弟姐妹数—资源获得—教育成就”的情况,从而针对“资源稀释论”在二孩家庭中的适用性和解释力加以检验。

## (二)分析策略与研究假设

结合以上文献,本文关注中国的二孩家庭子女和一孩家庭子女在资源获得和学业成绩上是否存在差异,且资源获得能否作为中介变量有效地解释二孩家庭子女和一孩家庭子女的学业成绩差异,具体的分析策略见图 1。

在家庭资源的划分方面,本文将家庭资源分为 3 种类型:经济投入资源、教育参与资源和情感互动资源。每种资源类型下面分别包括 2—3 个具体资源,变量选择的详细情况会在下一部分加以展示。之所以采用这种划分方式,一部分是参考以往相关文献的划分方式,包含经济资源和非经济资源,另一部分原因是在针对孩子学业成绩影响因素的研究中不仅发现经济投入的增加能够提高子女的学业成绩,而且也证明了父母的教育期望、亲子互动关系等非经济因素会对子女的学业成绩产生影响。<sup>[22] [23]</sup>

图 1 揭示了本文的分析路径:(和一孩家庭子女相比)二孩家庭子女→资源获得差异→学业成绩差异。将这一条完整的分析路径加以拆分,可以分出两个环节:资源获得差异是中间过程,学业成绩差异是结果,其整体即二孩家庭子女因资源获得差异而导致的学业成绩差异。

本文旨在检验“资源稀释论”在中国二孩家庭中的适用性和解释力,因此本文在研究假设部分仍遵循“资源稀释论”的一般解释,即假设:二孩

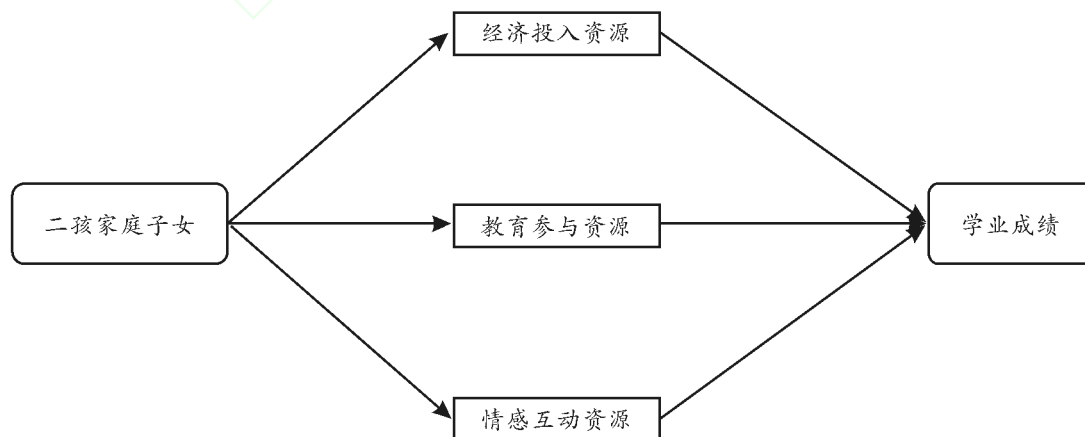


图 1 分析策略

家庭子女相比于一孩家庭子女,因为兄弟姐妹数的增加而在资源获得上存在劣势,并最终导致其学业成绩的降低。进一步结合第一部分提出的3个研究问题和图1所示的分析策略,本文做出如下3个研究假设:

假设1:从结果上看,二孩家庭子女的学业成绩要低于一孩家庭子女;

假设2:从过程上看,二孩家庭子女相比于一孩家庭子女在资源获得上存在劣势;

假设3:从整体上看,资源获得能够解释一孩和二孩家庭子女在学业成绩上的差异。

### 三、数据与方法

#### (一)数据来源

本文的数据来自中国教育追踪调查(China Education Panel Survey, CEPS)。<sup>①</sup> 本文使用的是CEPS在2013—2014年的基线调查数据。

以往国内相关研究所选定的研究对象大多都为10—15岁的青少年,或更低年级的小学生,而这一部分人群都正处于义务教育阶段,因此资源获得差异可能并不如义务教育阶段后期或非义务教育阶段时期大。为了更明显地观察到一孩和二孩家庭子女在学业成绩和资源获得上的差异,本文将样本限定为兄弟姐妹数为0或1(即一孩或二孩家庭)的九年级学生。

经过初步筛选以及简单的个案剔除后,符合本文研究问题要求的最终样本量为7377人。

#### (二)变量选择

##### 1. 学业成绩

本文选择的学业成绩变量是受访学生在2013年秋季学期语文、数学、英语的期中考试的标准成绩。该得分是在学生自填的原始成绩上,按学校、年级分别计算,并调整为均值=70,标准差=10的标准化得分。与以往的研究相比,本文所使用的变量准确性更高,且可以在不同的学校之间进行比较,所以本文最终选择语文、数学、英语的标准化成绩作为学业成绩变量进行分析。

##### 2. 资源变量

本文的资源变量包括3个类别:经济投入资源、教育参与资源以及情感互动资源。每一类资

源都包含了数个更为细致的资源变量。

经济投入资源:本文通过“课外教育支出”和“是否有独立书桌”来考察家庭对子女教育的经济投入。前者为连续变量,后者为二分变量。

教育参与资源:本文从“学习督促”“平时管教”和“教育期望”三个维度对教育参与资源进行测量。“学习督促”主要根据学生问卷中关于父母上周是否检查自己的作业和是否指导自己的功课,选项分为“从不”“一到两天”“三到四天”“几乎每天”四类。本文通过主成分因子法和最大方差正交旋转,提取到一个连续变量,并进一步通过0—1标准化生成取值为0—100的学习督促得分,数值越大表示父母对孩子的学习督促程度越深。“平时管教”来自学生问卷,询问父母在作业和考试、学校表现、每天上学、归家时间、交友、穿着打扮、上网时间和看电视时间等8个方面对孩子管得是否严格,选项分为“不管”“管,但不严”和“管得很严”三类。本文通过主成分因子法和最大方差正交旋转,提取到一个连续变量,并通过0—1标准化生成取值为0—100的平时管教得分,数值越大表示父母对孩子的管教越严格。“教育期望”的测量同样是依据学生问卷,即学生感受到的父母对他们的教育期望。本文将父母对孩子的教育期望重新编码为受教育年限,是一个取值范围为8—22的连续变量。<sup>②</sup>

情感互动资源:本文主要考察亲子之间的互动行为,具体通过“父亲沟通”“母亲沟通”和“亲子互动”三个维度对情感互动资源进行测量。在“父亲沟通”和“母亲沟通”沟通维度,问卷分别询问学生自己的父亲和母亲是否主动与自己讨论学校发生的事情、与朋友的关系、与老师的关系、自己的心情、自己的心事或烦恼等五个方面的问题。选项分为“从不”“偶尔”“经常”三类。和之前的做法类似,本文通过主成分因子法和最大方差正交旋转,分别得到特征值大于1的两个因子,并通过0—1标准化生成取值为0—100的父亲沟通得分和母亲沟通得分,数值越大表示孩子与父亲或母亲的沟通越密切。“亲子互动”主要依据学生问卷中询问学生和父母一起吃完饭、读书、看电视、做运动、参观博物馆等以

<sup>①</sup> 关于该调查的详细信息请参考官方网站:<http://ceps.ruc.edu.cn>。

<sup>②</sup> 教育期望的编码方式为:“现在就不要念了”=8年;“初中毕业”=9年;“中专和技校”=11年;“职业高中”=11年;“高中”=12年;“大学专科”=15年;“大学本科”=16年;“研究生”=19年;“博士”=22年。

及外出观看电影、演出、比赛等6个方面事项的频率。选项分为“从未做过”“每年一次”“每半年做一次”“每个月一次”“每周一次”“每周一次以上”六类。本文同样通过主成分因子法、最大方差正交旋转和0—1标准化生成取值为0—100的亲子互动得分,数值越大表示孩子与父母的互动程度越深。

### 3. 控制变量

本文采用了“个人特征”和“家庭背景”两个方面的控制变量。其中,“个人特征”包括:性别(男生=0,女生=1)、民族(少数民族=0,汉族=1)、年龄、户口(非农户口=0,农业户口=1)。

“家庭背景”往往被认为是“选择性”(Selection)问题的关键所在,本文选择以下几个变量对孩子的家庭背景进行测量。(1)父母受教育水平。通过变量转化,本文保留了父亲受教育年限<sup>①</sup>和母亲受教育年限<sup>②</sup>两个变量。(2)父母职业类型。本文保留父亲职业类型(非白领=0,白领=1)、母亲职业类型(非白领=0,白领=1)两个变量。<sup>③</sup>(3)地区类型<sup>④</sup>,分为“城区”“乡镇”和“农村”3类。(4)家庭经济状况,分为“困难”“中等”和“富裕”3个选项,取值为1—3,取值越大说明家庭经济状况越好。

表1给出了所有变量基本的描述信息。

### (三)研究方法

本文利用Stata15.1进行数据的处理和分析,具体的数据分析方法包括描述性统计、均值比较、倾向值匹配和多元线性回归。

#### 1. 倾向值匹配法

生育决策本身具有很强的“个体选择性”,而在中国强制计划生育的背景下,生育行为又增加了一重“政策选择性”,即在不同民族、不同区域、城乡之间实行程度差异的计划生育政策。为了避免这些选择性误差导致研究结论的不准确,本文

选择采用“倾向值匹配法”(Propensity Score Matching,简称PSW),在形成匹配样本后进行更进一步的分析。

实施倾向值匹配的具体步骤如下:

第一步,先将已知的混淆变量纳入Logistic模型来预测每个个体受到自变量影响的概率(倾向值)。在本文中,即个体是否为二孩家庭子女的概率(控制组为一孩家庭,干预组为二孩家庭),具体模型如下:

$$\log \frac{p_i}{1-p_i} = \beta_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{ki} \quad (1)$$

其中, $i$ 表示每一个孩子, $p_i$ 指的是被分配到二胎家庭的概率, $X_{ki}$ 指的是需要控制的混淆变量,此处包含孩子的性别、年龄、民族、户口、父母的受教育年限、父母职业类别、所处地区类型和家庭经济状况几个方面。 $\beta_k$ 表示第 $k$ 个自变量的系数。

第二步,基于倾向值进行个体匹配,并形成匹配样本。考虑到样本规模和后续研究需要,本文使用卡尺内的最近成对邻匹配(即卡尺内1:1匹配)的方法,并在多次运行尝试后,将卡尺(也称匹配容忍度,tolerance for matching)设定为0.021。通过匹配,从一孩家庭和二孩家庭两个群体中找到倾向值最接近的个案,并组成为一个匹配样本。

第三步,对匹配样本进行均衡性检验。在完成了匹配后,本文基于匹配样本,比较每个混淆变量在一孩家庭组和二孩家庭组之间是否还存在显著差异,从而估计匹配样本是否是“平衡”的。如果一孩家庭组与二孩家庭组在控制变量上没有显著的组间差异,则可以认为匹配是成功的。

#### 2. 均值比较

在获得匹配样本之后,本文将比较一孩和二孩家庭子女的学业成绩和资源获得的均值差异,估计二孩家庭变量对于孩子学业成绩和资源获得的影响作用。由于匹配样本中一孩家庭组与二孩家庭组在本文所关注的一系列背景特征上都

① 父亲受教育年限是根据学生问卷中询问学生自己父亲的受教育水平,并重新编码而成的一个连续变量。编码方式为:“没受过任何教育”=0年;“小学”=6年;“初中”=9年;“中专/技校”=12年;“职业高中”=12年;“高中”=12年;“大学专科”=15年;“大学本科”=16年;“研究生及以上”=19年。

② 母亲受教育年限的变量来源和处理方式同父亲受教育年限。

③ “白领”包括国家机关、事业单位领导与工作人员,企业/公司中高级管理人员以及教师、工程师、医生、律师;“非白领”包括技术工人、生产与制造业一般职工、商业与服务行业的一般职工、个体户以及失业、下岗和无业等人群。

④ 地区类型依据家长问卷中询问家长“您家所在的地区类型是?”,原题分为:“1.市/县城的中心城区”“2.市/县城的边缘城区”“3.市/县城的城乡结合部”“4.市/县城区以外的镇”“5.农村”和“6.其他”6个选项,本文做了重新编码。编码方式为:1和2=“城区”;3和4=“乡镇”;5和6=“农村”。

表 1 变量描述

变量	均值	标准差	最小值	最大值
二孩家庭	0.48	0.50	0	1
学业成绩				
语文成绩	70.15	9.82	6.16	95.13
数学成绩	70.23	9.80	8.42	98.14
英语成绩	70.11	9.83	28.17	104.80
资源获得				
经济投入资源				
课外教育支出(元)	1793.00	5648.00	0	99999
有独立书桌	0.84	0.37	0	1
教育参与资源				
学习督促	35.23	32.61	0	100
管教要求	65.95	19.74	0	100
教育期望(年)	15.63	2.91	8	22
情感互动资源				
父亲沟通	43.99	28.34	0	100
母亲沟通	57.18	28.56	0	100
亲子互动	48.73	20.72	0	100
女性	0.49	0.50	0	1
年龄	15.51	0.70	12	18
汉族	0.93	0.25	0	1
农业户口	0.52	0.50	0	1
父亲受教育年限(年)	10.50	3.16	0	19
母亲受教育年限(年)	9.83	3.44	0	19
父亲白领	0.18	0.39	0	1
母亲白领	0.15	0.35	0	1
地区类型	1.91	0.92	1	3
家庭经济状况	1.89	0.48	1	3

注:N=7337。

表 2 预测二孩家庭倾向分的 Logistic 回归

变 量	系数	标准误	
女性	0.48	0.06	***
年龄	0.13	0.42	**
汉族	-0.64	0.12	***
农业户口	0.95	0.07	***
父亲受教育年限	-0.06	0.01	***
母亲受教育年限	-0.12	0.01	***
父亲白领	-0.17	0.10	*
母亲白领	-0.50	0.12	***
地区类型	0.26	0.04	***
家庭经济状况	-0.11	0.06	*
常数项	-0.63	0.71	
Log likelihood	-3828.03		

注:N=7377; \*、\*\*、\*\*\* 分别表示系数在 0.05、0.01、0.001 的显著水平上显著。

无差异,本文倾向于认为由此估计得到的二孩效应具有因果性。

### 3. 多元线性回归分析

为了进一步检验不同资源类型对孩子学业成绩的影响作用,本文采用多元线性回归模型。本文不仅通过逐步纳入的方法考察各类资源变量的独立解释力,并且关注所有教育资源的共同解释力。具体模型如下:

$$Y_i = \sum_{k=1}^K \beta_k X_{ki} + \varepsilon_i \quad (2)$$

其中, $i$ 表示每一个孩子, $Y_i$ 表示孩子语文、数学和英语三科的标准化成绩, $X_{ki}$ 是包含各类资源变量的向量,包括经济投入资源、教育参与资源和情感互动资源三个方面。 $\beta_k$ 对应第 $k$ 个自变量的系数, $\varepsilon_i$ 是误差项。

## 四、数据分析结果

### (一)倾向值匹配过程

如前所述,为了更好地控制一系列混淆变量可能带来的选择性误差,本文选择通过倾向值匹配(PSM)的方法来得到相对“平衡”的匹配样本,从而检验一孩家庭子女和二孩家庭子女在学业

成绩和资源获得方面是否真实存在差异。

按照研究设计,本文首先使用 Logistic 模型估计每个人成为二孩家庭子女的可能性。表 2 展示了 Logistic 模型的估计结果。

表 2 的结果显示,一孩家庭和二孩家庭在个人特征和家庭背景两个方面上都存在显著的“选择性”。通过该 Logistic 模型,我们可以预测得到样本中每个孩子被分配到二孩家庭组的概率,即倾向值。根据这一概率,我们从原有样本中再抽样、成对地找出倾向值相等或最相近的一孩和二孩两个子群体,最终形成的匹配样本包括了 1925 对一孩和二孩家庭子女,总样本量为 3850 人。为了确保匹配样本已经消除了组间差异,是“平衡”的,本文进一步对匹配样本进行了均衡性检验。

从表 3 可以看出,匹配后所有控制变量在干预组(二孩家庭组)和控制组(一孩家庭组)之间的差异均不具有统计意义上的显著性。因此,可以认为本文得到的匹配样本不存在显著的组间差异,是“平衡”的。下一步,本文将利用这一匹配样本重新检验一孩和二孩家庭子女在学业成绩和资源获得上的差异情况。

表 3 匹配后的均衡性检验

变 量	t 值/卡方值	p 值
性别	0.13	0.722
年龄	-0.20	0.842
民族	3.26	0.071
户口	2.28	0.131
父亲受教育程度	-1.55	0.122
母亲受教育程度	-1.13	0.259
父亲职业类别	2.40	0.121
母亲职业类别	0.93	0.335
地区类型	6.23	0.054
家庭经济情况	4.10	0.129

注: $N=3650$ ;p 值表示一孩和二孩家庭子女在年龄和父母受教育年限变量上均值差异检验的显著性水平,以及在其他变量上卡方值检验的显著性水平。

### (二)匹配后一孩和二孩家庭子女的差异情况

表 4 给出了匹配样本中一孩家庭和二孩家庭子女在学业成绩以及各项资源获得上的均值比较。表中前三行是学业成绩的三个变量:语文成绩、数学成绩和英语成绩的标准化得分,接下来几行是各种资源变量的均值。表中最后一列的 p 值表示检验组间均值差异的显著性水平。具体来看,在匹配样本中,二孩家庭子女在语文、数学和英语三科学业成绩上都高于一孩家庭子女,而 p

值表明这一差异在统计意义上显著,可证假设 1 不成立。

而在资源获得方面,三种资源类别的差异情况则有较大不同。分别来看,在经济投入资源上,二孩家庭子女在“课外教育支出”和“是否有独立书桌”这两项资源变量上均低于一孩家庭子女。在教育参与资源上,除了在“学习督促”方面二孩家庭子女存在明显劣势外,两组在“管教要求”方面不存在具有显著意义的差异,甚至二孩家庭子女所获得的“教

育期望”要高于二孩家庭。在情感互动资源上,二孩家庭子女在“母亲沟通”和“亲子互动”资源的获得上呈现出较为显著的劣势,而在“父亲沟通”上两组

间的差异则不具有显著意义,可证假设 2 成立,“资源稀释”的情况在二孩家庭中确实存在,不过仍存在一定的特殊性。

表 4 匹配后一孩和二孩家庭子女在学业成绩与各项资源获得上的均值差异

变 量	一孩	二孩	p 值(双尾检验)
学业成绩			
语文成绩	69.42	70.40	0.002
数学成绩	69.71	70.39	0.031
英语成绩	69.40	70.03	0.049
资源获得			
经济投入资源			
课外教育支出(元)	1562.04	1202.63	0.015
有独立书桌	0.88	0.80	0.000
教育参与资源			
学习督促	36.20	32.70	0.001
管教要求	66.34	65.57	0.228
教育期望(年)	15.27	15.48	0.022
情感互动资源			
父亲沟通	43.76	42.97	0.383
母亲沟通	57.05	54.52	0.006
亲子互动	49.30	46.68	0.000

注: N=3650; p 值表示一孩和二孩家庭子女在各变量上均值差异检验的显著水平(双尾检验)。

从总体来看,表 4 的结果呈现出与传统的“资源稀释论”不同的发现。本文的分析结果显示,在二孩家庭中,其子女的学业成绩并没有因为兄弟姐妹数增加而下降,甚至比一孩家庭子女的表现更好。而在资源获得方面,一孩和二孩家庭之间的差异在不同类别的资源上呈现出不一样的表现。经济资源的“稀释”现象显著存在,而非经济资源的情况则比较复杂。在“管教要求”和“父亲沟通”方面,一孩和二孩家庭子女之间不存在差异,而在“学习督促”“教育期望”“母亲沟通”和“亲子互动”方面则表现出较为显著的差异。其中,在“教育期望”资源上,二孩家庭子女不仅不存在“稀释”情况,甚至获得了更多的期待,这一发现印证并补充了以往一小部分研究所发现的“二孩特殊性”。

基于表 4 的发现,本文进一步提出如下问题:在一部分资源被“稀释”的情况下,为什么二孩家庭子女的学业成绩却还高于二孩家庭子女?资源获得对学业成绩会产生多大的影响?不同类型的资源对学业成绩的解释力有多大?

为了更好地检验“资源稀释论”在二孩家庭中的作用,本文选择将家庭类型和资源变量纳入预测

语文、数学和英语三科成绩得分的回归模型中,并加以分析。

### (三)资源获得的“中介作用”

表 5、表 6 和表 7 分别为预测子女语文、数学和英语标准化成绩的回归结果。为了控制混淆变量带来的干扰,所有的多元线性回归分析依然选择在匹配样本中展开。

模型 1 中只引入了“二孩家庭”一个变量,结果再次表明,在匹配样本中,二孩家庭子女在语文、数学和英语三科学业成绩上均高于二孩家庭子女,这一差异在统计意义上显著。模型 2 到模型 4 依次纳入经济投入资源、教育参与资源和情感互动资源 3 类资源变量组的结果,比较不同资源的解释力。模型 5 则将 3 类资源同时纳入模型,关注 3 类资源的“合力”。

通过对比三张表格的不同模型可以发现,经济投入资源、教育参与资源和情感互动资源都会对语文、数学和英语成绩产生具有显著意义的影响,而具体到各资源变量则呈现出不同的表现。首先,相较于其他的资源变量,“教育期望”资源对于三科学业成绩的影响最大。其次,并不是所有资源都对学业成绩产生积极影响。



其中,“学习督促”资源的增加反而会降低孩子语文、数学和英语的成绩表现。而“亲子互动”资

源的增加也会降低孩子在语文和英语上的学业成绩。

表5 语文成绩的回归结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
二孩家庭	0.050 * *	0.059 * * *	0.032 *	0.053 * * *	0.038 * *
	(0.317)	(0.318)	(0.300)	(0.314)	(0.295)
经济投入资源					
课外教育支出(元)		0.010			-0.022
		(0.000)			(0.000)
有独立书桌		0.077 * * *			0.057 * * *
		(0.434)			(0.420)
教育参与资源					
学习督促			-0.102 * * *		-0.113 * * *
			(0.005)		(0.005)
管教要求			0.042 * *		0.015
			(0.008)		(0.008)
教育期望(年)			0.357 * * *		0.340 * * *
			(0.053)		(0.053)
情感互动资源					
父亲沟通				0.001	0.002
				(0.007)	(0.006)
母亲沟通				0.174 * * *	0.126 * * *
				(0.007)	(0.007)
亲子互动				-0.068 * * *	-0.066 * * *
				(0.009)	(0.008)
常数项				67.598 * * *	49.890 * * *
				(0.473)	(0.953)
R-squared				0.028	0.154

注:N=3650;系数均为标准化回归系数;括号内为系数的标准误;\*、\* \*、\* \* \*分别表示系数在0.05、0.01、0.001的显著水平上显著。

在解释一孩和二孩家庭的学业成绩差异方面,3种资源类别均在一定程度上解释一孩和二孩家庭子女的成绩差异,印证了假设3,但解释力大小存在差异。其中,教育参与资源能够较好地解释一孩和二孩家庭在学业成绩上的差异,而其余两类变量对成绩差异的解释力明显较弱。

## 五、结论与讨论

兄弟姐妹数量与教育成就二者之间的负相关得到了国内外大量经验研究的支持,并且多数研究采用“资源稀释论”的观点对这一现象进行解释。不过,也有一部分经验研究发现二孩家庭子女在学业成绩上和独生子女并无差异,甚

至在儿童不住校的情况下展现出比独生子女更好的成绩表现,进而对“资源稀释论”的解释力提出质疑。<sup>[14]</sup>与此同时,大多数的国内研究并未直接展现资源稀释的过程,并进一步验证资源获得在兄弟姐妹数和教育成就之间的中介作用。本文基于全国代表性的九年级学生样本,检验“资源稀释论”在二孩家庭中的表现及其作用。具体分为如下三个步骤:(1)检验一孩和二孩家庭子女在学业成绩上的差异;(2)检验一孩和二孩家庭子女在资源获得上的差异;(3)检验资源获得能否有效解释一孩和二孩家庭子女间的学业成绩差异。为了调整不同家庭背景、地区、民族等因素带来的干扰,本文利用这些因素预测每

表6 数学成绩的回归结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
二孩家庭	0.035 *	0.042 * *	0.016	0.038 *	0.021
	(0.317)	(0.318)	(0.295)	(0.316)	(0.296)
经济投入资源					
课外教育支出(元)		0.002			-0.033
		(0.000)			(0.000)
有独立书桌		0.715 * * *			0.049 * *
		(0.434)			(0.421)
教育参与资源					
学习督促			-0.095 * * *		-0.108 * * *
			(0.005)		(0.005)
管教要求			0.010		-0.006
			(0.008)		(0.008)
教育期望(年)			0.369 * * *		0.360 * * *
			(0.052)		(0.053)
情感互动资源					
父亲沟通				-0.001	0.000
				(0.007)	(0.006)
母亲沟通				0.109 * * *	0.063 * * *
				(0.007)	(0.007)
亲子互动				-0.022	-0.018
				(0.009)	(0.009)
常数项	69.705 * * *	68.019	50.851	68.106	50.147
	(0.224)	(0.441)	(0.911)	(0.476)	(0.956)
R-squared	0.001	0.006	0.142	0.012	0.148

注:N=3650;系数均为标准化回归系数;括号内为系数的标准误;\*、\* \*、\* \* \*分别表示系数在0.05、0.01、0.001的显著水平上显著。

个样本成为二孩家庭子女的概率,得到每个样本的倾向值,并根据倾向值得分进行再匹配,得到一个相对“平衡”的匹配样本。在此基础上,进行了均值比较和多元回归分析。综合数据分析结果,共有以下三点发现:

1. 二孩家庭子女在语文、数学和英文三科成绩上都高于一孩家庭子女,虽然差距并不大,但这一差异在统计意义上显著。这一结果与传统的“资源稀释论”所认为的兄弟姐妹数量与教育成就之间呈单纯负向相关的观点不同。从现实意义上来说,可以认为当家庭子女数控制在2个以内时,二孩家庭子女的学业成绩表现并不会比一孩家庭子女差。此外,一孩和二孩家庭子女在成绩上的差异可以由资源获得加以解释。但与经济投入资源和情感互动资源相比,教育参与资源的解释力更强。

2. 二孩家庭相比于一孩家庭确实存在“资源稀

释”的情况。具体表现在其子女会获得更少的课外教育支出、拥有独立书桌的比例较低、不经常被父母督促学习、较少与母亲沟通和较少与父母一起进行文娱活动。不过,本文还发现,二孩家庭子女虽然在其他资源获得上处于劣势,但却获得了比一孩家庭子女更高的教育期望,平均多出0.21年。在中国的社会环境下,“望子成龙”“望女成凤”的思想盛行,教育也常常被认为是最主要或唯一的实现向上流动的途径,因此中国父母普遍对子女抱有较高的教育期望。<sup>[26]</sup>但是为什么教育期望会在一孩和二孩家庭子女间存在差异呢?本文认为会出现这一现象的主要原因可能是:在中国实施严格的计划生育政策的背景下,生育二孩可能要付出比较大的“代价”,比如因为超生而面临的金钱处罚、工作丢失等,而养育二孩也意味着更大的人力资本投入,因此养育二孩的父母可能会对子女抱有更高的期望,

表7 英语成绩的回归结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
二孩家庭	0.032 *	0.040 * *	0.013	0.037 *	0.019
	(0.320)	(0.320)	(0.295)	(0.316)	(0.293)
经济投入资源					
课外教育支出(元)		0.006			-0.296
		(0.000)			(0.000)
有独立书桌		0.077 * * *			0.049 * * *
		(0.437)			(0.418)
教育参与资源					
学习督促			-0.101 * * *		-0.117 * * *
			(0.005)		(0.005)
管教要求			0.033 *		0.004
			(0.008)		(0.008)
教育期望(年)			0.381 * * *		0.364 * * *
			(0.525)		(0.053)
情感互动资源					
父亲沟通				-0.017	-0.016
				(0.007)	(0.006)
母亲沟通				0.190 * * *	0.142 * * *
				(0.007)	(0.006)
亲子互动				-0.050	-0.046 * *
				(0.009)	(0.008)
常数项	69.401 * * *	67.562 * * *	49.040 * * *	67.115 * * *	48.594 * * *
	(0.226)	(0.444)	(0.911)	(0.475)	(0.950)
R-squared	0.001	0.007	0.153	0.029	0.171

注:N=3650;系数均为标准化回归系数;括号内为系数的标准误;\*、\* \*、\* \* \*分别表示系数在0.05、0.01、0.001的显著水平上显著。

期待得到更大的人力资本回报。当然这只是提出一种可能的解释,具体的因果关系还有待进一步的研究检验。

3. 不同的资源变量对于学业成绩的解释力不同。“有独立书桌”“学习督促”“教育期望”“母亲沟通”和“亲子互动”对学业成绩会产生影响。而相比于其他的资源变量,“教育期望”对学业成绩的影响最大。父母良好的教育期望能够转化为子女的成就动机,并增强其自信心,从而促进他们学业成绩的提高。<sup>[24]</sup>此外,并不是所有资源的获得都可能对学业成绩产生积极的影响。在本次研究的数据分析结果中,“学习督促”和“亲子互动”资源可能对学业成绩产生负面影响。关于“学习督促”资源的负效应,可能的解释是:过于频繁和严格的学习督促可能会给子女带来压力,而当这种压力过大的时候,就可能激发负面情

绪,带来反效果。不过,还存在另一种可能:本身就是因为孩子的学业成绩表现不佳,所以父母才会更加严格和频繁地进行学习的督促与监督,也因此,“学习督促”资源能够解释成绩表现上的劣势。至于亲子互动,尽管有相关研究指出亲子互动会为学生发展带来正效应<sup>[24]</sup>,但要注意到本文选取的被解释变量是学生在课内的学业成绩。亲子共同参与的文艺活动的增加很可能会缩短子女在课内学习的时间和精力,进而影响他们在考试成绩上的表现。当然需要指出的是,个体的发展决不能只看学业成绩,还应包括其他方面,如非认知能力、心理健康状态等等,只是本文的解释范围限定为学业成绩,这也是本文的局限所在。因此本文的结果并不是否定亲子互动对个体发展的正面效应,只是在有限解释范畴内提出的一种可能情况。

综上,我们会发现子女资源的获得与学业成就在二孩家庭中呈现出与传统“资源稀释论”有所不同的地方。首先,一部分资源在二孩家庭中确实被稀释了,但也存在未被稀释的资源,甚至在“教育期

望”资源上不减反增。其次,这些“被稀释资源”对子女学业成绩的影响要小于“反增资源”。通过资源获得的中介影响,最终表现为二孩家庭子女的学业成绩表现要好于一孩家庭子女(见图2)。

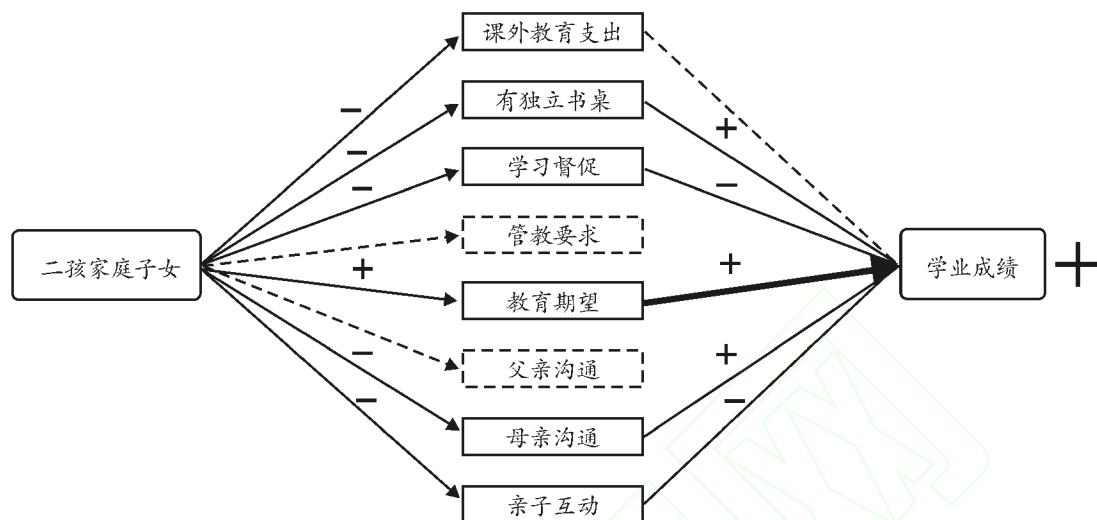


图2 二孩家庭子女的资源获得与学业成绩

在回归分析结果中,还有一个发现就是,当纳入所有资源变量后,一孩和二孩家庭子女在语文成绩上的差异依然显著(参见表5模型5)。这说明资源获得只解释了其中一部分的成绩差异,除了“资源稀释论”之外,可能还有其他因素会影响一孩和二孩家庭子女的学业成绩以及其他方面的差异。以往的一些研究也指出了,兄弟姐妹对于儿童成长并不一定会带来负面影响,并用“交流互动论”加以解释。该观点的研究者认为,兄弟姐妹除了可能是“资源竞争者”外,也可能成为家庭内部交流互动的对象。兄弟姐妹间的良性积极的交流互动,使儿童能有更多机会体验他人的心理状态,进而促进心理发展。<sup>[25][26]</sup>同时,兄弟姐妹在学习方面的相互交流、对比和竞争也同样有利于学业成绩的提高。<sup>[14]</sup>不过由于CEPS数据并未对家庭内部兄弟姐妹间的互动进行询问测量,因此本文暂时无法很好地检验兄弟姐妹的“交流互动”效应。在此只是延伸思考除“资源

稀释”之外的其他可能解释。

总的来看,本文基于具有全国代表性的九年级学生样本,检验了“资源稀释论”在二孩家庭中的适用性,从而对这一经典理论做出回应。此外,本文重点关注了二孩家庭子女相较于一孩家庭子女在学业成绩上的表现以及资源获得情况。研究结果发现二孩家庭子女在学业成绩上占有优势,回应了部分育龄人群以及相关研究者对于“数量替代质量”的担忧。但是仍要注意的是,在二孩家庭中各种资源被稀释的情况是客观存在的,而学业成绩只是衡量个体发展的指标之一,其他被稀释的资源仍然有可能导致二孩家庭子女在成长过程中其他方面的发展和表现。从现实意义上说,在全面开放二孩的背景下,父母不必过分担忧生育二孩会必然导致子女在未来发展上处于劣势,但也必须考虑到抚育孩子过程中的经济、时间、精力等方面的人力资本投入。

### 【参考文献】

- [1] 乔晓春.从“单独二孩”政策执行效果看未来生育政策的选择[J].中国人口科学, 2015, (2).
- [2] 张丽萍,王广洲.中国育龄人群二孩生育意愿与生育计划研究[J].人口与经济, 2015, (6).
- [3] 陈卫,靳永爱.中国妇女生育意愿与生育行为的差异及其影响因素[J].人口学刊, 2011, (2).
- [4] 石智雷,杨云彦.符合“单独二孩”政策家庭的生育意愿与生育行为[J].人口研究, 2014, (5).
- [5] 邓翔,万春林,路征.生一孩,还是生二孩——基于家庭行为决策的 OLG 模型分析[J].财经科学, 2018, (10).
- [6] Gary S Becker, H G Lewis. On the Interaction between the Quantity and Quality of Children[J]. Journal of Political Economy, 1973, (2).

- [7] Blake, Judith. Family Size and the Quality of Children[J]. *Demography*, 1981, (18).
- [8] Chu, C Y Cyrus, Yu Xie, Ruoh-rong Yu. Effects of Sibship Structure Revisited: Evidence from Intrafamily Resource Transfer in Taiwan[J]. *Sociology of Education*, 2007, (2).
- [9] 张月云, 谢宇. 低生育率背景下儿童的兄弟姐妹数、教育资源获得与学业成绩[J]. *人口研究*, 2015, (4).
- [10] Blake, Judith. Family Size and Achievement[M]. Berkeley: University of California Press, 1989.
- [11] Downey D B. When Bigger Is Not Better: Family Size, Parental Resources, and Children's Educational Performance[J]. *American Sociological Review*, 1995, (5).
- [12] Downey D B. Number of Siblings and Intellectual Development. The Resource Dilution Explanation[J]. *American Psychologist*, 2001, (6—7).
- [13] 黎煦, 陶政宇. 生育二胎对孩子教育水平的影响[J]. *人口学刊*, 2018, (6).
- [14] 聂景春, 庞晓鹏, 曾俊霞, 龙文进. 农村儿童兄弟姐妹的影响研究: 交流互动或资源稀释? [J]. *人口学刊*, 2016, (6).
- [15] Wu, Qiong. Sibship Size and Children's Family Resources: Finding from a Nationally Representative Survey in China[J]. *Journal of Early Adolescence*, 2016, (36).
- [16] Blau, Peter M and Otis Dudley Duncan. The American Occupational Structure[M]. New York: The Free Press, 1967.
- [17] (美)加里·S·贝克尔. 家庭经济分析[M]. 彭松建, 译. 北京: 华夏出版社, 1987.
- [18] Mare, Robert D and Meichu D Chen. Further Evidence on Sibship Size and Educational Stratification[J]. *American Sociological Review*, 1986, (3).
- [19] Lu, Yao and Donald J. Treiman. The Effect of Sibship Size on Educational Attainment in China: Period Variations[J]. *American Sociological Review*, 2008, (5).
- [20] Bonesronning H. and S S Massih. Birth Order Effects on Young Students; Academic Achievement[J]. *The Journal of Socio-Economics*, 2011, (6).
- [21] Baydar N, Hyle P, Brooks-Gunn J. A Longitudinal Study of the Effects of the Birth of a Sibling during Preschool and Early Grade School Years[J]. *Journal of Marriage and Family*, 1997, (4).
- [22] 薛婧. 亲子互动对初中生学业成绩的影响效应研究: 基于 CEPS2013-2014 基线调查[D]. 上海社会科学院硕士学位论文, 2017.
- [23] 许琪. 父母外出对农村留守儿童学习成绩的影响[J]. *青年研究*, 2018, (6).
- [24] 周皓. 家庭社会经济地位、教育期望、亲子交流与儿童发展[J]. *青年探索*, 2013, (3).
- [25] Perner J, Ruffman T, Leekam S R. Theory of Mind Is Contagious: You Catch It from Your Sibs[J]. *Child Development*, 1994, (4).
- [26] Cutting A L, Dunn J. Conversations with Siblings and with Friends: Links between Relationship Quality and Social Understanding[J]. *British Journal of Developmental Psychology*, 2011, (1).

责任编辑: 秦 飞

## Resource Acquisition and Academic Achievement of Children in Two-Child Families: Empirical Study Based on CEPS Baseline Data

LIU Aiyu, LI Yuqiang

**Abstract:** Based on China Educational Panel Survey 2013-2014 baseline data, the paper examines the differences in school performances and educational resources between one-child family and two-child family by using Propensity Score Matching and Multiple Regression. The results showed that, in contrast to the Resource Dilution Theory, there are more significant advantages rather than disadvantages in school performances for those born in two-child families. It defuses the concerns of some people planning to have their second child and relevant scholars

**Key words:** two-child family; resource dilution theory; academic performance; tendency matching