

独生子女政策与消失的企业家精神^{*}

陈刚

摘要: 个性特征是企业家精神的重要根源, 而缘于缺少兄弟姐妹的社会互动和资源稀释, 独生子女可能有更低的风险容忍, 更缺乏竞争精神和更不信任他人等个性特征, 进而使得他们也更为缺乏企业家精神。使用 2008 年中国家庭收入调查 (CHIP) 数据研究发现, 独生子女的创业概率和创业意愿都显著低于非独生子女, 使用模糊断点回归克服潜在的内生性之后, 以上发现依然成立。平均而言, 与非独生子女相比, 独生子女的创业概率要低 3.7 个百分点左右, 创业意愿要低 1.8 个百分点左右。进一步对独生子女个性特征的估计也如预期, 独生子女在风险容忍、竞争精神和信任等个性特征上的表现都比非独生子女更差, 而这些个性特征都显著地提高了居民的创业概率和创业意愿, 是造成独生子女比非独生子女更缺乏企业家精神的重要根源。这意味着, 曾经的独生子女政策在一定程度上抑制了企业家精神的繁荣。

关键词: 独生子女 个性特征 企业家精神 模糊断点回归
中图分类号: F24 JEL: J18 J23

一、引言

企业家通过重新组合生产要素、引进新产品、引用新技术、开辟新市场和实现新的企业组织 (熊彼特, 1991), 进而促进了结构升级和经济增长。在中国, 企业家精神对中国经济在过去 30 多年里的高速增长有着显著地正效应, 证据表明, 企业家精神每增长一个标准差, 中国年均经济增长率将提高 2.88 个百分点左右 (李宏彬等, 2009)。同时, 中国经济现在已经进入了以增长速度向中低速换挡、经济结构不断优化升级、增长动力转向创新驱动为主要特征的新常态。在经济新常态下, 繁荣企业家精神对于中国经济的转型升级而言更是具有无可替代的重要作用。但毋庸讳言, 中国经济的创业活力与其它创业型经济体相比依然存在明显差距。《全球创业观察中国报告 2016/2017》数据显示, 中国早期创业活动指数为 10.5, 创业型员工比例为 1.2, 成熟企业拥有比例为 7.5, 总体创业活跃程度位于 G20 经济体中间水平^①。商务部数据显示, 中国的企业密度也比美国的企业密度低很多, 中国平均每 24.5 人拥有一家企业, 而美国平均每 11 人就拥有一家企业^②。为此, 国务院在 2015 年印发了《关于大力推进大众创业万众创新若干政策措施的意见》, 中央全面深化改革领导小组 2017 年也通过了《关于进一步激发和保护企业家精神的意见》, 繁荣企业家精神已成为了重要的国家政策。

繁荣企业家精神的政策需求促使研究中国企业家精神影响因素的文献大量兴起, 但中国的人口生育政策可能对企业家精神造成的潜在影响还未得到充分地讨论和认知。中国是一个实施人口生育管制的国家。新中国建国后曾经秉承“人多力量大”的信条, 到 1969 年底中

^{*} 陈刚, 西南政法大学经济学院、西南政法大学制度经济学研究中心, 邮政编码: 401120, 电子邮箱: cgcqu@126.com。本文受国家社科基金项目“居民财产性收入的促增与公平分配机制研究”(12CJL022)、西南政法大学“十九大”专项课题“新常态下创业经济的福利效应、培育机制和繁荣政策研究”(2017XZZXQN-39) 资助。感谢匿名审稿人的宝贵建议, 文责自负。

^① 数据摘自人民网: “中国创业活动的质量在提高, 商务环境方面亟需加强”, 网址:

<http://finance.people.com.cn/n1/2018/0128/c1004-29791128.html>。

^② 数据摘自彭波, 2014: “关于中国人的企业家精神”, 《银行家》第 3 期, 137-139 页。

国的人口规模已超过了 8 亿。但由于长期的经济萧条，人口过多引起的生活水平下降受到了广泛关注，这让国家领导人意识到控制人口规模过快增长的紧迫性，并在 1979 年出台了“一对夫妻只生一个孩子”独生子女政策^①。虽然中国的独生子女政策在 2015 年 10 月已寿终正寝^②，代之以全面实行的“二孩”政策。但随着独生子女政策实施期间出生的规模庞大的独生子女一代逐渐成年并进入劳动力市场，他们的行为可能会在很长一段时期内对中国经济产生重要影响（陈刚，2019）。特别是，由于缺少来自兄弟姐妹的社会互动和资源稀释，独生子女可能在风险容忍^③、竞争精神、信任等个性特征（personality traits）方面都比非独生子女表现更差（Cameron et al, 2013; Yang & Yu, 2016），而风险容忍、竞争精神和信任等个性特征恰恰是企业家精神的重要根源（roots），显著地影响着个人的创业行为和创业意愿（Caliendo & Kritikos, 2012; Astebro et al, 2014; Caliendo et al, 2014）。因此，曾经的独生子女政策可能在一定程度上抑制了中国企业家精神的繁荣。

为了廓清独生子女政策可能对企业家精神造成的潜在影响，本文使用 2008 年中国家庭收入调查数据（CHIP2008），分析和估计了独生子女的创业行为和创业意愿。为了克服方程中可能存在的内生性，我们以实行独生子女政策的 1980 年为断点年份，使用模糊断点回归方法估计方程，研究发现，独生子女的创业概率和创业意愿都显著低于非独生子女。平均而言，与非独生子女相比，独生子女的创业概率要低 3.7 个百分点左右，创业意愿要低 1.8 个百分点左右。我们进一步估计了个性特征对企业家精神的影响，以及独生子女与非独生子女在个性特征方面的差异，结果发现，风险容忍、竞争精神和信任等个性特征都显著提高了居民的创业概率和创业意愿，且独生子女也的确比非独生子女有更低的的风险容忍、更缺少竞争精神和更不信任他人等个性特征。同时，当在创业行为和创业意愿决定方程中控制住个性特征变量之后，独生子女身份变量的回归系数变得不再显著，这说明独生子女比非独生子女有更糟糕的个性特征，可能是他们比非独生子女更为缺乏企业家精神的重要根源。

本文在以下几个方面扩展了现有文献的研究。（1）首先，鉴于企业家精神对中国经济转型升级的重要性，近年来有许多文献研究了中国企业家精神的影响因素，但中国曾经实行了 30 多年的独生子女政策可能对企业家精神造成的潜在影响在现有文献研究中还没有得到充分的讨论。本文分析和估计了独生子女的企业家精神，这为观察中国的企业家精神提供了一种新的解释。（2）其次，扩展了评估独生子女政策影响中国社会经济发展的研究视角。独生子女政策作为一项激进地生育控制政策，其自实施以来便备受学术界和政策部门的关注，但现有文献都忽视了对独生子女进入劳动力市场之后的行为和绩效进行研究，而这些问题恰恰可能是独生子女政策影响中国经济的关键所在。（3）最后，自 Becker & Lewis（1973）提出家庭的孩子数量与质量间的替代模型以来，孩子数量是否会“稀释”（dilution）家庭资源，进而降低孩子质量（包括孩子的受教育情况、劳动力市场上和婚姻市场上的表现等），便成为了劳动经济学研究中的一个重要课题，所以本文研究独生子女在进入劳动力市场以后的创业行为和创业意愿，扩展和丰富了家庭规模影响孩子质量的研究文献。

本文余下的结构安排如下：第二部分，我们从个性特征的角度，在理论上解释和预期了独生子女是否会比非独生子女更为缺乏企业家精神；第三部分，我们介绍了研究中使用的数据和方法；第四部分，我们从创业行为和创业意愿两个方面实证估计了独生子女的企业家精神；第五部分，我们进一步估计了风险容忍、竞争精神和信任等个性特征对企业家精神的影响，并检验了独生子女与非独生子女在这些人格特征上的差异；第六部分是对全文的总结。

^① 中国独生子女政策的演变，见：https://www.sohu.com/a/140440604_260595。

^② 2015 年 10 月召开的十八届五中全会决定全面实施两孩政策，标志着在中国实行了 30 多年的独生子女政策正式退出历史舞台。

^③ 风险容忍（risk tolerance），也叫风险容忍度，是市场主体在风险偏好的基础上设定的对相关目标实现过程中所出现差异的可容忍限度。更高的风险容忍水平意味着市场主体承受风险的能力越强；反之，更低的风险容忍水平意味着市场主体承受风险的能力较低。

二、独生子女、个性特征与企业家精神：理论假说

（一）个性特征与企业家精神

企业家通过建立新的生产函数，实现新的要素组合，进而推动创新，包括引进新产品、引用新技术、开辟新市场和实现新的企业组织（熊彼特，1991）。因此，企业家被视为技术进步和经济增长的“引擎”。但企业家精神却是一种稀缺资源，即便在面对同等市场机会的情况下，也仅有极少数人选择创业而成为企业家，其他绝大部分人的选择是受雇于企业家成为雇员。那么，什么样的人更有可能选择创业而成为企业家呢？按照熊彼特（1991）的论述，更有创新精神的人更有可能成为企业家。但创新精神可能不足以完全解释企业家与雇员的职业选择差异，因为，现实中有大量例子表明，并非所有有创新精神的人都选择了创业而成为企业家，并且，企业生产中的许多重要创新也不全都由企业家创造，而是由雇员创造的。

奈特（2005）的研究为企业家精神赋予了新的含义。奈特（2005）指出，生产过程中充满了不确定性（uncertainty）^①，企业家是为了应对生产过程中的不确定性而出现的，其需要对生产过程进行预测，并承担技术指导和生产管理的职能。按照奈特的观点，企业家需要在不确定性的市场环境中迅速决策的能力，以及忍受决策可能存在的风险。因此，企业家不仅需要相应的知识、经验和专业技术，而且需要由其个性特征（personality traits）所决定的各种技能（Caliendo et al, 2014）。因为，个性特征是“（人们）相对稳定的思维、情感和行为模式，其反映了（人们）在某些情况下以特定方式做出回应的倾向”（Roberts, 2009）。

遵循奈特（2005）的思路，最近的行为经济学文献评估了风险容忍、竞争精神、过度自信、信任和互惠等个性特征对企业家精神的影响，发现个性特征显著影响了劳动力的创业概率和创业意愿，是企业家精神的重要根源（Astebro et al, 2014）^②。研究中国企业家精神的文献也发现，有更高风险容忍水平的人更有可能创业而成为企业家（Djankov et al, 2006；Yueh, 2009），且企业家比雇员也更富有竞争精神和更信任他人（Holm et al, 2013）。

（二）独生子女的个性特征

家庭的孩子数量和孩子的数量之间是否存在替代关系是经济学研究中一项重要课题，其中，家庭的孩子数量以及孩子出生次序是否影响了孩子的个性特征受到了广泛地关注和讨论。一项针对日本高中生的实验研究发现，有姐姐的男孩比独生子女更厌恶竞争，但有弟弟的女孩则比独生子女更有竞争精神（Okudaira et al, 2015）。使用2010年美国青年调查数据研究发现，孩子出生次序显著影响了孩子的风险容忍，第一胎出生的孩子有更低的的风险容忍。同时，独生子女的风险容忍与第一胎出生的孩子相似，他们比有兄弟姐妹的孩子有更低的的风险容忍（Brown & Grable, 2014）。

若家庭的孩子数量的确影响了孩子的个性特征，那么，独生子女与非独生子女的个性特征就可能存在显著差异。兄弟姐妹间的社会互动（social interactions）和资源稀释（resource dilution）效应可以解释独生子女与非独生子女在个性特征上的差异。首先，与兄弟姐妹间的社会互动为青少年提供了社会化的发展环境，有益于青少年的社交技能和心理发展，在自幼与兄弟姐妹的互动中，非独生子女将会习得一系列的社交技能，并逐渐形成更信任他人和更愿意与他人合作的个性特征（Dunn, 1988）。这意味着，缺少与兄弟姐妹的社会互动，可能使得独生子女有相对更糟糕的个性特征，包括更以自我为中心，更缺乏合作精神和更不合

^① 奈特（2005）对风险（risk）和不确定性（uncertainty）进行了区分，其中，风险是已知或是概率分布已知的；不确定性是不可度量的，其事实中的结果是未知的。

^② Astebro et al（2014）梳理了研究个性特征影响创业（企业家精神）的文献。

群等。其次，兄弟姐妹间的资源稀释效应也会影响独生子女的个性特征（Blake, 1981）^①，但却存在正向和负向两个方面的影响。一方面，独生子女由于没有兄弟姐妹来稀释家庭资源（包括家庭财富、父母的关爱等），其要求会更容易得到父母的满足，这可能使得他们会更有安全感、更自信和有更好的智力能力；但另一方面，恰恰缘于没有兄弟姐妹来稀释家庭资源并分散父母的投资风险，独生子女也可能受到父母甚至是祖父母的过度宠爱（溺爱），并承担了父母过高的期望和成功压力，进而对其个性特征的发展造成不利影响，使得他们更神经质（more neuroticism）、更缺少竞争精神和更厌恶风险等。

通过设计严谨的定量分析和因果识别策略，经验研究发现，独生子女在个性特征和精神健康等方面的表现的确比非独生子女更差。使用 421 位在 1975-1983 年出生的中国居民为样本，以出生年份作为独生子女身份的工具变量，研究发现，独生子女比非独生子女更不信任他人，更不守信，更厌恶风险，更缺少竞争精神，更为悲观和更缺少责任心（Cameron et al, 2013）。使用 401 位在校大学生为实验对象，通过设计非竞争性付费实验和竞争锦标赛付费实验，研究发现，独生子女更倾向于低估自己获胜的机会，并且更加厌恶竞争（Yang & Yu, 2016）。

（三）独生子女的企业家精神

若独生子女的个性特征确实如上述文献中所发现的那样，更规避风险，更缺少竞争精神和更不信任他人（Cameron et al, 2013; Yang & Yu, 2016），那么，我们便能在理论上预期，独生子女比非独生子女也更为缺乏企业家精神。因为，风险容忍、竞争精神和信任等个性特征是企业家精神的重要根源，显著地影响着个人的创业概率和创业意愿。

首先，风险容忍可能是企业家最重要的特征。因为，创业过程充满了风险和不确定性（奈特，2005），只有那些有着高风险容忍度的个人才能忍受和承担创业过程中的风险和不确定性，并最终成为企业家。Kihlstrom & Laffont（1979）在奈特的企业家模型基础上，构建了一个不确定性条件下的竞争均衡模型，其中，个人可以在竞争性劳动力市场上供给劳动而成为雇员，也可以成立和经营企业而成为企业家。模型结果显示，在均衡状态下，高风险规避的个人成为了工人，而低风险规避的个人则成为了企业家。大量经验研究也证实，有更高风险容忍的个人，其创业概率或成立企业的概率也相应更高（Brown et al, 2011; Hvide & Panos, 2014）。

其次，竞争精神也是企业家精神的重要特征。熊彼特（1991）指出，“（企业家）有征服的愿望，有战斗的冲动，为了证明自己优于他人，他们以成功为目标，追求成功本身，而非是成功的结果”。这说明，竞争精神也是企业家的重要特征。同时，新企业的进入将会分流相关在位企业的市场份额，这将不可避免的会遭受到来自在位企业的市场竞争。这意味着，只有那些富有竞争精神，勇于面对和迎接各种市场竞争的个人，才会选择创业而成为企业家。使用 36 个欧洲国家数据研究发现，女性之所以比男性有更低创业概率，主要原因是女性更为缺乏成为企业家的个性，其中，女性比男性更缺乏竞争精神便是其中之一（Bönte & Monika, 2013）。

最后，信任也显著地影响了企业家精神。信任属于社会资本的范畴，信任可能通过风险分担、信息沟通和交流以及促进合作等渠道提高个人的创业概率，同时，在契约不完善的情况下，信任还发挥着有效地对契约的事前筛选和事后执行机制的作用，这也有助于个人成功创业而成为企业家。使用德国社会经济调查数据研究发现，个人的主观信任态度显著提高了其创业概率，对他人的信任每增加一个标准差，个人的创业概率将会提高 0.08 个百分点（Caliendo et al, 2014）。同时，在中国这样一个典型的“关系”型社会中，信任对企业家精神的影响规模更为明显，使用 2010 年中国家庭追踪调查数据的研究证实，如果户主认为“大多数人是可信的”，其家庭从事个体经营或开办私营企业的概率比那些户主认为“和

^① 兄弟姐妹不仅稀释了父母的物质资源，而且稀释了父母的时间、精力和关爱等非物质资源。

人相处要越小心越好”的家庭高 2.3 个百分点，这超过了家庭平均创业概率的五分之一（周广肃等，2015）。

综上所述，我们有足够的理由预期，由于缺少来自兄弟姐妹的社会互动和资源稀释，独生子女可能比非独生子女有更低的风险容忍、更弱的竞争精神和更不信任他人等个性特征，这进而可能导致独生子女比非独生子女更为缺乏企业家精神。由此，我们提出以下二个有待检验的理论假说：

假说 1：在其他条件一定的条件下，独生子女比非独生子女更为缺乏企业家精神。

假说 2：独生子女之所以比非独生子女更为缺乏企业家精神，主要原因是独生子女比非独生子女有更低的风险容忍、更弱的竞争精神和更不信任他人的个性特征。

三、数据和方法

（一）数据

本文将使用 2008 年中国家庭收入调查（CHIP2008）中的城镇居民数据，估计独生子女与非独生子女的创业行为和创业意愿是否存在显著差异，以此检验独生子女比非独生子女是否更为缺乏企业家精神。CHIP2008 是大型 RUMiC（中国的农村-城镇移民）调查项目的组成部分，由北京师范大学和澳大利亚国立大学的学者发起，并得到了国家统计局、德国劳动研究所（IZA）和福特基金的资助。CHIP2008 城镇居民调查涵盖了上海等 9 个省级行政区的 18 个市（包括直辖市）^①，包括了 5000 户家庭的 14850 人的信息。另外，需要特别说明的是，到目前为止中国家庭收入调查已进行了 5 轮，本文之所以选择 CHIP2008 调查数据进行研究，主要原因有二个。一是，由于 CHIP1988 和 CHIP2002 调查年份较早，以至于独生子女政策实施后出生的独生子女大多还未进入劳动力市场，他们在受访样本中所在比例偏少。二是，对于本文的研究而言，CHIP2008 调查还包括了询问受访者的风险容忍、竞争精神和信任等个性特征的调查模块，这有助于我们进一步检验个性特征是否是造成独生子女与非独生子女企业家精神差异的重要根源，而其它各轮 CHIP 调查中都没有设计相关调查模块。为了排除本文在选择调查数据时可能存在的选择性偏误，本文还将在稳健性检验中使用最新调查数据估计独生子女与非独生子女创业行为的差异。

本文对 CHIP2008 中的受访样本进行了清洗。首先，从 CHIP2008 中的城镇受访居民中提取了年龄处于劳动力年龄范围内的样本，即男性年龄介于 16 岁到 60 岁之间，女性年龄介于 16 岁到 55 岁之间的受访居民。其次，剔除了不属于劳动力范畴的样本，包括：离休、退休、离岗（或放长假）、提前退休、内退、丧失劳动能力、家务劳动者、在校学生、待分配和待升学者等人员。假定居民的企业家精神由以下方程来决定：

$$ENT_i = \beta_0 + \beta_1 OC_i + \Phi Z_i + \mu_i \quad (1)$$

方程（1）左边的被解释变量 ENT 是衡量居民企业家精神的变量，我们设置了“创业行为”和“创业意愿”二个虚拟变量来衡量居民的企业家精神。其中，“创业行为”虚拟变量是根据 CHIP2008 中对受访居民当前工作状况调查进行赋值的，若受访居民当前的主要工作是“自我经营”，意味着其当前正在从事创业活动，其“创业行为”虚拟变量赋值为 1；反之，其“创业行为”虚拟变量赋值为 0。除去创业行为，创业意愿也是企业家精神的重要表征，因为，有创业意愿的居民都是潜在的企业家（nascent entrepreneurship），一旦约束他们

^① 这 9 个省级行政区及涵盖的地级市分别是上海、重庆、安徽（合肥、蚌埠）、广东（东莞、广州、深圳）、河南（郑州、洛阳、安阳）、湖北（武汉）、江苏（南京、无锡）、四川（成都、绵阳、乐山）和浙江（杭州、宁波）。

从事创业活动的外部条件发生变化，他们随时可能从事创业活动而成为企业家。CHIP2008 中有对从事非自我经营性工作的居民“是否考虑过从事自我经营活动”的调查，我们以此来衡量当前尚未从事自我经营性工作的居民的创业意愿，若受访居民考虑过从事自我经营活动，意味着其有创业的意愿，其“创业意愿”虚拟变量赋值为 1；反之，其“创业意愿”虚拟变量赋值为 0^①。

方程右边的解释变量 *OC* 是衡量居民独生子女身份的虚拟变量，若受访居民是独生子女，该变量赋值为 1；反之，赋值为 0。表 1 报告了独生子女与非独生子女创业行为和创业意愿的均值，结果显示，独生子女的创业行为和创业意愿都显著地低于非独生子女。其中，独生子女的创业行为均值为 0.046，非独生子女创业行为均值为 0.088，二者显著相差 0.042；独生子女的创业意愿均值为 0.040，非独生子女创业意愿均值为 0.061，二者显著相差 0.021。这意味着，独生子女可能的确比非独生子女更为缺乏企业家精神。

表 1 独生子女与非独生子女企业家精神的比较

	独生子女	非独生子女	绝对差距
创业行为	0.046	0.088	-0.042***
创业意愿	0.040	0.061	-0.021***

注：***表示通过了 1% 的显著性检验。

Z 是由其他可能影响受访居民企业家精神的个体和家庭特征变量组成的向量，包括：受访居民的性别、年龄及年龄平方、民族、户籍、教育、健康和拥有的社会网络等个人特征变量，以及家庭的金融资产余额和负债总额等家庭特征变量^②。其中，受访居民的教育是以其接受正规教育的年数来衡量；健康是以受访居民自评的与同龄人相比的健康状况来衡量，赋值是 1-5 的整数，分别对应“非常不好”、“不好”、“一般”、“好”和“非常好”等选项；社会网络是以受访居民在春节期间相互问候过的人数来衡量。

另外，为了检验独生子女与非独生子女是否有相异的个性特征，以及相异的个性特征是否是造成独生子女与非独生子女的企业家精神存在显著差异的重要根源，我们还从 CHIP2008 中提取了反映居民个性特征的变量，包括风险容忍、竞争精神和信任等三个变量。其中，变量“风险容忍”来自受访居民关于做冒险事情的自评得分，其赋值是 0-10 的整数，0 代表“绝不冒险”，10 代表“非常喜欢冒险”；变量“竞争精神”来自受访居民对“逃避工作、学习或生活中遇到的困难和问题”的回答，其赋值是 1-4 的整数，分别对应“经常逃避”、“有时逃避”、“很少逃避”和“不逃避”等选项；变量“信任”来自受访居民对“您会经常借钱或者借物给您的朋友或熟人吗”的回答，赋值也是 1-4 的整数，分别对应“从来不”、“很少”、“有时”和“经常”等选项。

表 2 中报告了各变量的描述性统计结果。其显示，样本居民的平均创业概率为 8%，平均创业意愿为 5.7%，独生子女占比为 18.5%，男性占 56.1%，汉族居民占 98.9%，城镇户籍居民占 95.7%，平均年龄 40 岁左右，平均受教育年限相当于高中教育的 12 年左右。

表 2 变量描述统计

	定义	平均值	标准差	最小值	最大值	观察值
创业行为	自我经营赋值为 1；否则为 0	0.080	0.271	0	1	7490
创业意愿	考虑过自我经营赋值为 1；否则为 0	0.057	0.232	0	1	6071
独生子女	独生子女赋值为 1；否则为 0	0.185	0.389	0	1	7490
男性	男性赋值为 1；否则为 0	0.561	0.496	0	1	7490

^① CHIP2008 中对从事工资性工作居民是否考虑过从事自我经营的调查，回答选项包括“考虑过”、“没有正式考虑过，因为觉得自我经营困难很多”和“从未考虑过”等三项。

^② 为了避免因变量绝对值差距太大而造成回归系数过小，在具体方程估计时，受访居民家庭的金融资产余额和负债总额都是以自然对数的形式纳入回归方程。同时，为了避免样本信息损失，家庭金融资产余额和负债总额都加上 1 之后再取自然对数。

年龄	周岁年龄	40.017	9.561	17	60	7490
汉族	汉族赋值为1；否则为0	0.989	0.104	0	1	7490
教育	接受学校正规教育的年数	12.217	3.299	1	35	7470
健康	与同龄人相比的健康状况（1=非常不好；5=非常好）	3.801	0.702	1	5	7490
社会网络	春节期间互相问候过的人数	37.047	49.291	0	1000	7490
城镇户籍	非农业户籍赋值为1；否则为0	0.957	0.204	0	1	7477
家庭资产	家庭的金融资产余额（对数）	9.676	3.183	0	14.752	7389
家庭负债	家庭的负债总额（对数）	1.467	3.801	0	15.520	7468
风险容忍	做冒险事（绝不做=0；非常喜欢做=10）	2.863	2.473	0	10	4436
竞争精神	逃避困难和问题（经常逃避=1；不逃避=4）	3.407	0.718	1	4	4438
信任	借财物给朋友或熟人（从来不=1；经常=4）	2.599	0.761	1	4	4430

（二）方法

在估计回归方程（1）时，我们需要使用合适的策略克服方程估计中可能存在的内生性问题。因为，即便我们在回归方程中尽可能地控制了可能影响居民企业家精神的个人和家庭特征变量，但可能依然无法避免回归方程的遗漏变量偏误。例如回归方程（1）中遗漏了受访居民父母的教育和职业等相关信息，但父母的教育和职业可能不仅会影响居民的企业家精神（Djankov et al, 2006; Yueh, 2009），而且决定着父母生育孩子的机会成本，进而也会对居民是否是独生子女的概率造成影响。

鉴于此，本文将利用中国1980年全面推行的独生子女政策对居民是独生子女的概率所施加的外生冲击，通过设计断点回归（regression discontinuity, RD）方法以识别独生子女的企业家精神。使用断点回归方法估计独生子女的企业家精神，要求居民是独生子女的概率在断点前后出现跳跃，这在图1中得到了证实。图1显示，若我们将独生子女政策实行的1980年作为断点年份，居民为独生子女的概率在断点年份之后（1980年之后出生）出现了明显地跳跃性上升。另外，由于一些愿意承担惩罚或者能够逃避惩罚的夫妻在独生子女政策实行之后也可能生育了多个子女，并且，独生子女政策实行之前一些夫妻主动选择生育一个子女的现象也普遍存在，因此，在独生子女政策实行之后出生的居民并不全是独生子女，之前出生的居民也并非全是非独生子女。所以，居民是独生子女的概率只是在独生子女政策实施之后有跳跃性的增长，而不是完全由0变为1，有这样性质的断点回归便是模糊断点回归（fuzzy regression discontinuity, FRD）。本文将使用Van der Klaauw（2002）提出的两阶段方法完成方程的模糊断点回归

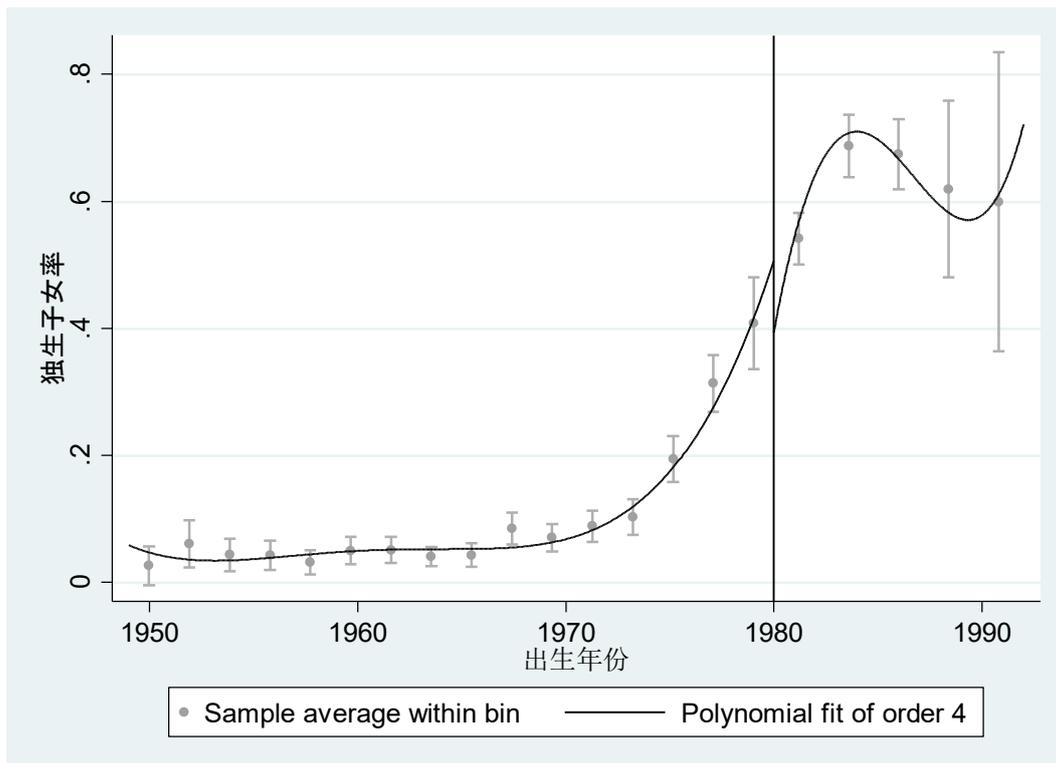


图1 独生子女率随出生年份的变化

四、独生子女的企业家精神：计量估计

(一) 基准回归

我们首先使用 Probit 回归完成了对方程 (1) 的估计，表 3 中报告了回归结果。第 1-3 列中的被解释变量是“创业行为”虚拟变量。第 1 列的回归方程中仅纳入了“独生子女”虚拟变量，结果显示“独生子女”虚拟变量的边际效应在 5% 的显著性水平上为负，意味着独生子女的创业概率显著地低于非独生子女的创业概率，这支持了前文提出的假说 1。

第 2 列中，我们进一步在回归方程中纳入了居民的性别、民族、年龄和年龄平方等外生解释变量。此时，“独生子女”虚拟变量的边际效应绝对值有所降低，但仍然在 5% 的显著性水平上为负。其它变量的边际效应显示，男性比女性有更高的创业概率，主要原因可能不仅仅是男性比女性承担了更少地家务劳动以及享有更有利地创业环境，而且，男性比女性有更高的风险容忍和更富有竞争精神等有助于创业的个性特征也是重要原因 (Bönte & Piegeler, 2013)。年龄对居民创业概率的影响呈倒 U 型，即居民的创业概率随着年龄的增长先上升后下降。可能的解释是，居民的创业概率是随着创业技能和创业资源的积累而增长的，而创业技能和创业资源是随着年龄的增长而增长的。但是，当年龄超过一定的拐点年龄之后，居民的创造力和精力也都会下降，这又会使得居民的创业概率在超过拐点年龄之后，随着年龄的增长而下降。

第 3 列中，我们将其他可能内生的解释变量也纳入了回归方程。其中，教育和城镇户籍都显著降低了居民的创业概率，这与现有文献中的发现是一致的 (陈刚, 2015)，可能的解释是，教育和城镇户籍都有助于居民在劳动力市场上获得有更高收入的工作，进而降低了居民从事高风险的创业活动的激励。家庭财富和家庭债务的增加都显著提高了居民的创业概

率，这也符合预期，因为，家庭财富和家庭债务的增加可能都有助于放松居民从事创业活动所面临的融资约束。社会网络显著降低了居民的创业概率，这与理论预期相悖，原因可能是我们选择的春节期间相互问候的人数，不能较好地反映居民拥有的社会网络的情况。但对于我们重点关注的“独生子女”虚拟变量来说，虽然其边际效应变得不再显著了，但系数符号依然如预期一样为负。

第 3-6 列中的被解释变量是“创业意愿”虚拟变量。我们遵循之前的策略逐次将控制变量纳入回归方程，结果显示，我们关注的“独生子女”虚拟变量的边际效应始终显著为负，意味着独生子女的创业意愿也如预期那样的低于非独生子女。其他控制变量的估计结果显示，居民的性别、教育和家庭负债对创业意愿的影响与对创业行为的影响类似，具体而言，男性比女性有更高的创业意愿，受教育程度更高的居民的创业意愿相应更低，家庭负债的增加提高了居民的创业意愿。另外，社会网络的边际效应显著为正，意味着社会网络提高了居民的创业意愿，这与现有文献研究的结论是相吻合的（Djankov et al, 2006; Yueh, 2009; 陈刚, 2015），因为，社会网络有助于居民分散创业过程中的风险，以及获取创业过程中所需的信息和资源。

表 3 独生子女的企业家精神：基准回归

	创业行为			创业意愿		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
独生子女	-0.036*** (0.013)	-0.028** (0.014)	-0.009 (0.015)	-0.009 (0.008)	-0.029*** (0.007)	-0.026*** (0.008)
男性		0.022*** (0.005)	0.023*** (0.006)		0.006* (0.004)	0.007* (0.004)
汉族		-0.041 (0.036)	-0.053 (0.037)		0.023* (0.013)	0.020 (0.016)
年龄		0.011*** (0.004)	0.008** (0.003)		0.001 (0.002)	0.001 (0.002)
年龄平方		-0.0001** (0.000)	-0.0001** (0.000)		-0.00005 (0.000)	-0.00004 (0.000)
城镇户籍			-0.191*** (0.020)			-0.030 (0.023)
教育			-0.013*** (0.002)			-0.003** (0.001)
健康			0.005 (0.007)			-0.006 (0.006)
社会网络			-0.0002** (0.000)			0.0001** (0.000)
家庭财富			0.009*** (0.002)			-0.0004 (0.001)
家庭负债			0.002* (0.001)			0.002** (0.001)
省份虚拟变量	是	是	是	是	是	是
伪 R ²	0.018	0.024	0.122	0.046	0.074	0.087
观察值	7490	7490	7341	6071	6071	5961

注：***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；表中报告的数值是各变量的边际效应，其中，连续变量报告的是其在均值处的边际效应；括号中的数值是经过省份层面聚类修正的标准误。下同。

（二）模糊断点回归

表 3 中的 Probit 回归说明，独生子女可能的确比非独生子女有更低的创业概率和创业意愿。但正如我们在前文中提出的，“独生子女”虚拟变量很可能是企业家精神决定方程中的内生变量，如果事实的确如此，Probit 回归得到的参数估计量就将是具有偏且非一致的。为了得到回归系数的一致估计量，我们接下来使用两阶段模糊断点回归方法（FRD）估计独生子女的企业家精神。表 4 中报告了第一阶段的回归结果，结果正如预期的那样，在独生子女政策实施之后出生的居民，其为独生子女的概率显著更高。当在方程中控制住居民的相对年龄及其与指派变量（独生子女政策之后出生虚拟变量）的交互项之后，在断点年份之后出生的居民为独生子女的概率，要比在断点年份之前出生的居民为独生子女的概率高 20.3%左右，意味着 1980 年实行的独生子女政策大概使中国的独生子女率提高了 20.3%左右。

表 4 出生年份对独生子女概率的影响

	(1)	(2)	(3)
政策后出生	0.538*** (0.052)	0.199*** (0.031)	0.203*** (0.040)
相对年龄		-0.012*** (0.001)	-0.012*** (0.002)
相对年龄×政策后出生			0.001 (0.004)
省份虚拟变量	是	是	是
伪 R ²	0.251	0.306	0.306
观察值	7490	7490	7490

表 5 中报告了 FRD 第二阶段的回归结果，第 1-第 3 列估计的是独生子女与非独生子女创业行为的差异。第 1 列中未纳入受访者的个体和家庭特征变量，独生子女变量的边际效应是-0.086，且通过了 1%的显著性检验。第 2 列中纳入了受访者的个体和家庭特征变量，独生子女变量的边际效应略微降低到了-0.055，并通过了 5%的显著性检验。第 3 列中进一步纳入了驱动变量（相对年龄）的二次项，独生子女变量的边际效应是-0.037，且依然通过了 10%的显著性检验。第 4-第 6 列使用同样的策略估计了独生子女与非独生子女创业意愿的差异，独生子女变量的边际效应在各列中都为负，且都能通过 5%的显著性检验。在纳入驱动变量二次项的方程估计结果显示，独生子女的创业概率和创业意愿比非独生子女的创业概率和创业意愿分别低 3.7 和 1.8 个百分点左右。表 5 中的回归结果说明，独生子女比非独生子女有显著更低的创业概率和创业意愿，与表 3 中的回归发现相一致，这进一步支持了前文提出的假说 1，说明中国实行了 30 多年的独生子女政策在一定程度上抑制了中国企业家精神的繁荣。

表 5 独生子女的企业家精神：FRD 估计

	创业行为			创业意愿		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
独生子女	-0.086*** (0.024)	-0.055** (0.024)	-0.037* (0.020)	-0.030*** (0.012)	-0.029** (0.012)	-0.018** (0.011)
男性		0.029*** (0.006)	0.028*** (0.006)		0.007* (0.004)	0.007* (0.004)
汉族		-0.056 (0.037)	-0.053 (0.036)		0.020 (0.016)	0.020 (0.015)
城镇户籍		-0.176*** (0.020)	-0.183*** (0.020)		-0.030 (0.022)	-0.031 (0.023)

教育		-0.013*** (0.002)	-0.013*** (0.002)		-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)
健康		0.006 (0.006)	0.005 (0.006)		-0.006 (0.006)	-0.006 (0.006)
社会网络		-0.0002** (0.000)	-0.0002** (0.000)		0.0001** (0.000)	0.0001** (0.000)
家庭财富		0.009*** (0.002)	0.009*** (0.002)		0.000 (0.001)	0.000 (0.001)
家庭负债		0.002 (0.001)	0.002* (0.001)		0.002** (0.001)	0.002** (0.001)
相对年龄	是	是	是	是	是	是
相对年龄二次项	否	否	是	否	否	是
相对年龄×政策后出生	是	是	是	是	是	是
省份虚拟变量	是	是	是	是	是	是
观察值	7490	7341	7341	6071	5961	5961

(三) 有效性检验

断点回归方法建立在系列假设条件基础之上,因此本文接下来对这些假设条件进行一些必要的检验。首先,断点回归的有效性需要满足结果变量具有连续性的假设条件,这个假设条件的推论是断点两侧的平均潜在结果不存在显著差异。通常使用的一种方法是通过检验个体的基本特征在断点处是否是平滑的,以此判断断点两侧的平均潜在结果是否存在显著差异 (Van der Klaauw, 2002)。本文使用与表 5 中一致的回归方法估计了受访者的个体和家庭特征在断点两侧是否存在显著的差异。结果显示 (表 6), 独生子女变量的回归系数仅在家庭负债方程中是显著的, 在其他各列中都未能通过显著性检验, 这说明受访者的个体和家庭特征在断点处并不存在明显的跳跃, 总体上是平滑的。

表 6 个体和家庭特征的平滑性检验

	教育	健康	社会网络	城镇户籍	家庭资产	家庭负债
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
独生子女	-0.965 (0.977)	0.130 (0.103)	3.873 (3.545)	0.118 (0.065)	-0.144 (0.321)	-1.192** (0.442)
个体和家庭特征	是	是	是	是	是	是
相对年龄	是	是	是	是	是	是
相对年龄×政策后出生	是	是	是	是	是	是
省份虚拟变量	是	是	是	是	是	是
R ²	0.208	0.083	0.059	0.019	0.149	0.064
观察值	7341	7341	7341	7477	7389	7468

其次,断点回归还要求驱动变量 (本文中即是受访者的出生年份) 不存在选择性。对此的一种普遍使用的方法是通过检验驱动变量的密度函数在断点两侧是否存在显著跳跃来进行识别 (McCrary, 2008)。本文使用 McCrary-Test 方法绘出了驱动变量在断点两侧的密度函数图 (图 2), 结果显示驱动变量的密度函数在断点两侧并不存在明显地跳跃。在此基础上, 本文还估计了驱动变量的密度函数在断点两侧的高度差异, 结果显示高度差异的点估计值是-0.086, 标准误是 0.235, 并不能拒绝驱动变量密度函数在断点两侧是平滑的原假设。

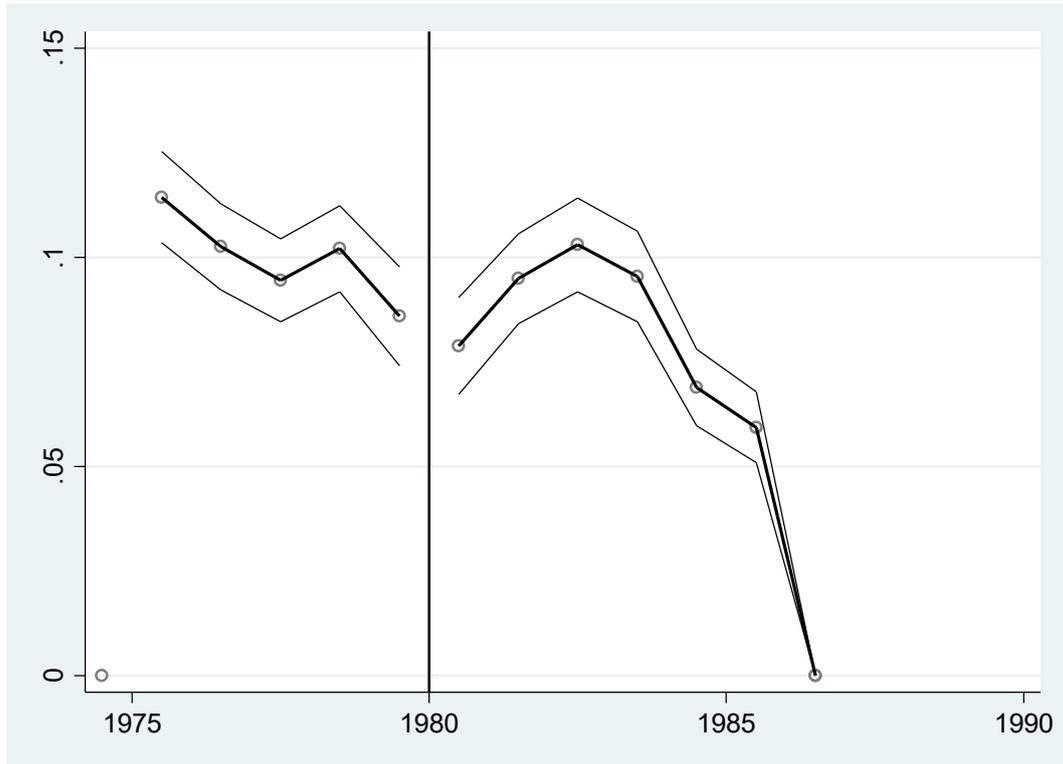


图2 受访者出生年份在断点两侧的密度函数

(四) 稳健性检验

(1) 缩短时间窗口

断点回归要求模型满足连续性和同质性的假定条件。其中，连续性假定是指若不考虑断点的冲击，结果变量应具有连续性，即若抛开独生子女政策的影响，在断点年份前后二个时期出生的居民应该有相近的企业家精神。其次，同质性假定要求独生子女身份对每个居民创业概率的影响是一样的。识别模型是否满足连续性和同质性假定的常用策略，是缩小窗口宽度，以检验在不同的窗口宽度下的回归结果是否稳健。

我们首先将窗口宽度缩小到在1970-1990年间出生的样本，结果显示(表7中第1-4列)，独生子女仍然比非独生子女有更低的创业概率和创业意愿。进一步将窗口宽度缩小到在1975-1984年间出生的样本之后(表7中第5-8列)，虽然独生子女影响居民创业概率的边际效应变得不再显著了，但其符合还是为负，而独生子女影响居民创业意愿的边际效应依然在1%的显著性水平上显著为负，且绝对值有较大幅度的增长，意味着独生子女的创业意愿显著地低于非独生子女的创业意愿。总体上而言，不同窗口宽度下的估计结果进一步支持了前文中的结论，即独生子女比非独生子女有更低的创业概率和创业意愿。

表7 独生子女的企业家精神：稳健性检验

	1970-1990年样本				1975-1984年样本			
	创业行为		创业意愿		创业行为		创业意愿	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
独生子女	-0.076** (0.035)	-0.033 (0.030)	-0.074 (0.054)	-0.088** (0.053)	-0.075 (0.144)	-0.033 (0.109)	-0.274*** (0.094)	-0.354*** (0.092)
个体和家庭特征	否	是	否	是	否	是	否	是
相对年龄	是	是	是	是	是	是	是	是
相对年龄×政策后出生	是	是	是	是	是	是	是	是

省份虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是	是
观察值	3569	3491	2925	2862	1981	1936	1674	1625

(2) 政策实施之后出生样本的检验

鉴于中国独生子女政策的实施恰好与改革开放的时间节点接近，独生子女政策实施之后出生的个体由于成长在计划经济向市场经济转型的市场环境中，这可能使得他们比独生子女政策实施之前出生的个体更富有企业家精神。如果上述逻辑成立，可能导致对独生子女企业家精神的估计偏误。

另外，中国独生子女政策的演变过程显示，1979 年全国计划生育工作会议的召开是独生子女政策正式施行的开端，但这项政策的执行在 20 世纪 80 年代中期出现了波动，主要原因是许多农村家庭（尤其是只有一个女孩的家庭）对独生子女政策有较强的抵制情绪，乃至中央在 1984-1985 年间放松了独生子女政策，并起草了准许生育二胎的十四种情况，其中最重要的一条就是准许只有一个女孩的农村家庭可以生育二胎。但中央的上述举措却让一些地方政府认为这是中央不再重视独生子女政策的信号，并因此放松了对独生子女政策的执行，这使得中国的生育率在 1984-1986 年间出现了较大反弹。在这样的背景下，1986-1990 年间中央又再次在全国范围内收紧了独生子女政策。所以中国的独生子女政策在 1990 年以后才趋于稳定^①，这可能使得本文将 1980 年设定为独生子女政策实施的断点不尽完全合理，并可能因此存在估计偏误。

为了进一步检验之前结论的稳健性，本文接下来仅提取了独生子女政策实施之后（1980 年）出生的个体，并以此为样本估计独生子女的企业家精神。此时，由于样本都是在独生子女政策实施之后出生的个体，我们需要为独生子女另外寻找有效工具变量。我们选择的第一个工具变量选择的是 Ebenstein（2011）提供的中国各省超生罚款与当地平均年收入之比，因为，更高的超生罚款意味着违反独生子女政策的惩罚成本会更高，这会提高父母生育独生子女的概率；第二个工具变量选择的是 Attane（2002）发展的中国各省计划生育政策实施阻力指数（indicator of family planning policy resistance），在政策阻力指数更高的省份，当地父母对独生子女政策的遵从意愿更低，进而生育独生子女的概率也会更小^②。显然地，上述二个工具变量将会影响独生子女政策实施之后出生的个体是否是独生子女的概率，但它们本身对个体的企业家精神不会造成直接的影响。

表 8 中报告了回归结果。第一阶段回归显示，工具变量对个体是否是独生子女的概率有显著地影响。在第二阶段回归中，独生子女虚拟变量的边际效应高度显著地为负，说明独生子女比非独生子女有更低的创业概率和创业意愿，意味着独生子女比非独生子女更为缺乏企业家精神，这同前文中的基本结论是一致的。

表 8 独生子女的企业家精神：政策实施之后出生样本的检验

	创业行为		创业意愿	
	(1)	(2)	(3)	(4)
独生子女	-0.116*** (0.035)	-0.062** (0.029)	-0.337*** (0.062)	-0.440*** (0.082)
第一阶段回归				
政策阻力	1.265*** (0.247)	0.594* (0.356)	1.263*** (0.263)	0.680** (0.335)
超生罚款	0.385***	0.259*	0.377***	0.279*

^① 见“中国独生子女政策发展史及对家庭的影响”，https://www.sohu.com/a/140440604_260595。

^② 在 Attane（2002）发展的计划生育政策阻力指数中，阻力最低省份的得分是 21，阻力最高省份的得分是 128。由于不掌握原始数据，因为本文在具体估计时，按照 Attane（2002）的分类设置了一个低阻力地区（阻力指数≤60）的虚拟变量作为独生子女的工具变量。

	(0.121)	(0.150)	(0.128)	(0.143)
政策阻力×超生罚款	-0.519*** (0.129)	-0.275* (0.152)	-0.529*** (0.135)	-0.299** (0.149)
个体和家庭特征	否	是	否	是
省份虚拟变量	否	是	否	是
观察值	1276	1237	1058	886

(3) 来自最新调查的证据

另外，本文还整理了 2013 年中国家庭收入分配调查（CHIP2013）、2013 年中国家庭金融调查（CHFS2013）和 2016 年中国劳动力动态调查（CLDS2016）等最新调查数据估计了独生子女的企业家精神，结果依然表明独生子女的创业概率显著低于非独生子女的创业概率（具体结果见文末附录）。

五、个性特征是否真的重要

前文中的回归结果很好地支持了前文提出的假说 1，即独生子女比非独生子女更为缺乏企业家精神。在此基础上，按照前文提出的假说 2 的预期，即独生子女之所以比非独生子女更缺乏企业家精神，主要原因可能是独生子女比非独生子女有更低的风险容忍，更缺少竞争精神和更不信任他人等个性特征，而这些个性特征可能恰恰是企业家精神的重要根源。为了检验假说 2，本文接下来设计了以下的检验思路：首先，估计了个性特征对居民创业概率和创业意愿的影响；其次，估计独生子女与非独生子女的个性特征是否存在显著差异；最后，把个性特征纳入回归方程（1），检验在控制住个性特征的影响之后，独生子女与非独生子女间的创业概率和创业意愿是否还会存在显著差异。

首先，我们使用 Probit 回归估计了风险容忍、竞争精神和信任等个性特征对企业家精神的影响，结果报告在了表 9 中。第 1-4 列中的被解释变量是居民的创业行为，结果显示，风险容忍、竞争精神和信任等个性特征都显著提高了居民的创业概率，即便将这 3 项个性特征同时纳入回归方程之后，它们的回归系数也是显著为正的。其中，风险容忍每增加一个标准差（2.473），居民的创业概率将提高 1 个百分点左右；竞争精神每增加一个标准差（0.718），居民的创业概率将提高 0.7 个百分点；信任每增加一个标准差（0.762），居民的创业概率也将提高 1 个百分点左右。第 5-8 列中的被解释变量是居民的创业意愿，其中，风险容忍和信任都显著提高了居民的创业意愿，风险容忍和信任每增加一个标准差，居民的创业意愿将分别增长 1.2 和 1.1 个百分点左右。虽然竞争精神对居民创业意愿的影响不显著，但回归系数的符合仍然符合预期。以上结果同现有文献研究的发现是一致的（Brown et al, 2011; Caliendo et al, 2014; Bönnte & Monika, 2013; Hvide & Panos, 2014），说明风险容忍、竞争精神和信任等个性特征都显著地影响了企业家精神，是企业家精神的重要根源。

表 9 个性特征对企业家精神的影响

	创业行为				创业意愿			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
风险容忍	0.004** (0.002)			0.003* (0.002)	0.006*** (0.001)			0.005*** (0.001)
竞争精神		0.010* (0.005)		0.010** (0.005)		0.003 (0.005)		0.002 (0.005)
信任			0.014*** (0.006)	0.013** (0.005)			0.017*** (0.005)	0.015*** (0.006)

个体和家庭特征	是	是	是	是	是	是	是	是
省份虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是	是
观察值	4338	4341	4333	4328	3507	3511	3503	3499

接下来，我们估计了独生子女的个性特征。鉴于居民的个性特征形成于青少年时期，并在此后的生命周期中保持稳定，因此我们按照 Cameron et al (2013) 的做法，以居民的出生年份作为独生子女的工具变量^①，并使用工具变量方法估计了独生子女的个性特征^②。工具变量方法估计显示（表 10 中第 1-3 列），独生子女对竞争精神和信任的影响显著为负，意味着独生子女可能的确比非独生子女更缺少竞争精神和更不信任他人。同时，独生子女比非独生子女也有更低的风险容忍，虽然其未能通过显著性检验，但 z 统计量绝对值达到了 1.53^③。鉴于一些重大地历史事件可能对个体的信任等个性产生影响，因此，我们接下来只抽取了“文革”之后出生的个体为样本，估计独生子女的个性特征。因为，“文革”是新中国建国之后出现的一次重大事件，其间全社会在意识形态、政治生态和社会经济形式等各个方面都明显与其他时期是不同的，可能使得经历过“文革”和未经历“文革”的个体在风险偏好和信任等个性特征方面存在系统差异。“文革”之后出生样本的回归结果显示（表 10 中第 4-6 列），独生子女比非独生子女有显著更低风险容忍和信任，只是二者在竞争竞争精神上的差异变得不再显著了。

总体而言，本文对独生子女个性特征的估计结果同现有文献中的发现基本上是吻合的（Cameron et al, 2013; Yang & Yu, 2016; Brown & Grable, 2014），意味着由于缺少兄弟姐妹的社会互动和资源稀释，独生子女的确可能比非独生子女有更低的风险容忍、更缺乏竞争精神和更不信任他人等个性特征。

表 10 独生子女的个性特征

	全样本			“文革”之后出生的样本		
	风险容忍 (1)	竞争精神 (2)	信任 (3)	风险容忍 (4)	竞争精神 (5)	信任 (6)
独生子女	-0.820 (0.606)	-0.976** (0.407)	-0.768* (0.374)	-0.178* (0.107)	0.032 (0.046)	-0.013** (0.006)
控制变量	是	是	是	是	是	是
省份虚拟变量	是	是	是	是	是	是
观察值	4338	4341	4333	1093	1093	1093

最后，我们通过回归方程（6）中逐次纳入风险容忍、竞争精神和信任等个性特征变量，并对比独生子女变量边际效应的规模大小和显著性变化，再次检验在个性特征上的差异是否是造成独生子女比非独生子女更为缺乏企业家精神的重要机制。结果显示（表 11），当在回归方程中逐次纳入风险容忍、竞争精神和信任等个性特征变量之后，独生子女变量的边际效应规模在创业行为和创业意愿方程中都大幅度下降了（同表 5 中第 3 列和第 6 列比较），而且都变得不再显著了。同时，风险容忍等个性特征变量对企业家精神的影响仍然同表 11 中的结果一致。这再次说明，独生子女比非独生子女有更低的风险容忍、更缺乏竞争精神和更不信任他人等个性特征，的确可能是独生子女比非独生子女更为缺乏企业家精神的重要根源。

表 11 独生子女的企业家精神：机制检验

^① 即若居民是在独生子女政策实施年份及之后出生的，那么，工具变量赋值为 1；反之，若居民是在独生子女政策实施年份之前出生的，工具变量赋值为 0。

^② 此处之所以选择工具变量方法而非是模糊断点回归方法估计方程，主要原因是模糊断点回归要求处理变量和结果变量在断点处出现跳跃，但我们收集的数据显示个体的个性特征在断点前后并不存在跳跃。

^③ 我们在工具变量两阶段方法的框架下使用 Ordered Probit 模型方法估计了独生子女的个性特征，结果与表 10 中的结果基本一致。

	创业行为				创业意愿			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
独生子女	-0.041 (0.038)	-0.046 (0.036)	-0.042 (0.038)	-0.039 (0.039)	-0.004 (0.035)	-0.009 (0.033)	-0.010 (0.032)	-0.004 (0.034)
风险容忍	0.004** (0.002)			0.003** (0.002)	0.005*** (0.001)			0.005*** (0.001)
竞争精神		0.010* (0.006)		0.010* (0.005)		0.003 (0.005)		0.002 (0.005)
信任			0.014** (0.006)	0.013** (0.006)			0.017*** (0.005)	0.015*** (0.006)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
省份虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是	是
观察值	4338	4341	4333	4328	3507	3511	3503	3499

六、结论

繁荣企业家精神对中国经济的转型升级具有极其重要的意义。本文研究发现，曾经的独生子女政策可能在一定程度上抑制了中国企业家精神的繁荣。主要逻辑是，独生子女政策使得中国的独生子女率大幅度上升了，而缘于缺少来自兄弟姐妹的社会互动和资源稀释，独生子女政策所造就的独生子女一代可能比非独生子女有更低的风险容忍，更缺乏竞争精神和更不信任他人等个性特征，而这些个性特征恰恰是企业家精神的重要根源，进而使得独生子女比非独生子女更为缺乏企业家精神。

来自 2008 年中国家庭收入调查 (CHIP) 数据的经验证据很好地支持了上述理论性判断。使用模糊断点回归克服方程潜在的内生性之后发现，平均而言，与非独生子女相比，独生子女的创业概率要低 3.7 个百分点左右，创业意愿要低 1.8 个百分点左右。使用其它全国性问卷调查数据所做的稳健性检验也都发现独生子女比非独生子女有更低的创业概率。进一步对独生子女个性特征的估计也如预期，独生子女在风险容忍、竞争精神和信任等个性特征上的表现都比非独生子女更差，而这些个性特征都显著地提高了居民的创业概率和创业意愿。

本文为观察中国的企业家精神提供了一种新的解释，并扩展了评估独生子女政策影响中国社会经济发展的研究视角，为中国未来人口生育政策的调整提供了富有价值的参考借鉴，意味着放松对人口生育的管制在长期内有益于企业家精神的繁荣。

参考文献：

- 陈刚，2015：《管制与创业》，《管理世界》第 5 期。
- 陈刚，2019：《独生子女的资产配置》，《财经研究》第 3 期。
- [美]弗兰克·H·奈特，2005：《风险、不确定性与利润》，中国人民大学出版社。
- 李宏彬 李杏 姚先国 张海峰 张俊森，2009：《企业家的创业和创新精神对中国经济增长的影响》，《经济研究》第 10 期。
- [美]约瑟夫·熊彼特，1991：《经济发展理论》，商务印书馆。
- 周广肃 谢绚丽 李力行，2015：《信任对家庭创业决策的影响及机制探讨》，《管理世界》第 12 期。
- Astebro,T. et al (2014), "Seeking the roots of entrepreneurship: insights from behavioral economics", *Journal of Economic Perspective* 28(3): 49-70.
- Attane.I. (2002), "China's family planning policy: an overview of its past and future", *Studies in Family Planning*

- 33(1):103-113.
- Becker,G. & G.Lewis (1973), “On the interaction between the quantity and quality of children”, *Journal of Political Economy* 81(2): 279-288.
- Brown,S. et al (2011), “Self-employment and attitudes towards risk: timing and unobserved heterogeneity”, *Journal of Economic Psychology* 32(3): 425-433.
- Brown,J.M. & J.E.Grable (2014), “Sibling position and risk attitudes: is being an only child associated with person’s risk tolerance”, *Journal of Financial Therapy* 5(2): 19-36.
- Bönte,W. & M.Piegeler (2013), “Gender gap in latent and nascent entrepreneurship: driven by competitiveness”, *Small Business Economics* 41(4): 961-987.
- Blake,J. (1981), “The only child in America: prejudice versus performance”, *Population and Development Review* 7(1): 43-54.
- Cameron,L. et al (2013), “Little emperors: behavioral impact of China’s one-child policy”, *Science* 339(6122): 953-957.
- Caliendo,M. et al (2012), “Trust, positive reciprocity, and negative reciprocity: do these traits impact entrepreneurial dynamics”, *Journal of Economic Psychology* 33(2): 394-409.
- Caliendo,M. et al (2014), “Personality characteristics and the decision to become and stay self-employed”, *Small Business Economics* 42(4): 787-814.
- Djankov,S. et al (2006), “Who are China’s entrepreneurs”, *American Economic Review* 96(2): 348-352.
- Dunn,J. (1988), “Sibling influences on childhood development”, *Journal of Child Psychology and Psychiatry* 29(2): 119-127.
- Ebenstein.A. (2011), “Estimating a dynamic model of sex selection in China”, *Demography* 48(2): 783-811.
- Holm,H. et al (2013), “Entrepreneurs under uncertainty: an economic experiment in China”, *Management Science* 59(7): 1671-1687.
- Hvide,H.K. & G.A.Panos (2014), “Risk tolerance and entrepreneurship”, *Journal of Financial Economics* 111(1): 200-223.
- Kihlstrom,R.E. & J.J.Laffont (1979), “A general equilibrium entrepreneurial theory of firm formation based on risk aversion”, *Journal of Political Economy* 87(4): 719-748.
- McCrary,J. (2008), “Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: a density test”, *Journal of Econometrics* 142(2): 698-714.
- Okudaira,H. et al (2015), “Older sisters and younger brothers: the impact of siblings on preference for competition”, *Personality and Individual Differences* 82: 81-89.
- Roberts,B.W. (2009), “Back to the future: personality and assessment and personality development”, *Journal of Research in Personality* 43(2): 137-145.
- Van der Klaauw,W. (2002), “Estimating the effect of financial aid offers on college enrollment: a regression discontinuity approach”, *International Economic Review* 43(4): 1249-1287.
- Yang,F. & L.Yu (2016), “With or without siblings: sorting into competition in the experimental labor market”, *China Economic Review* 41: 284-298.
- Yueh,L. (2009), “China’s entrepreneurs”, *World Development* 37(4): 778-786.

附录

独生子女的企业家精神：来自最新调查的证据

首先，前文中已有过特别说明的是，本文之所以选择 CHIP2008 调查数据进行研究而未使用其他年份的 CHIP 调查数据，一个主要原因是 CHIP2008 调查中包括了对受访者风险容忍、竞争精神和信任等个性特征的调查模块，这有助于我们进一步检验个性特征是否是造成独生子女与非独生子女企业家精神差异的重要原因。但为了排除本文可能存在的对调查数据的选择性，本文接下来使用 CHIP2013 调查数据估计独生子女与非独生子女创业行为的差异，进一步检验前文发现的稳健性。CHIP2013 中并不包括对受访者创业意愿的调查，但调查了受访者当前的就业身份。本文定义当前就业身份是“雇主”的受访者正在从事创业活动，然后遵循前文中的策略估计了独生子女与非独生子女的创业行为差异。附表 1 中第 1-4 列是基于全样本的回归，独生子女变量的边际效应在 Probit 估计中均在 1% 的显著性水平上为负，虽然其的显著性水平在 FRD 估计中（第 3 和第 4 列）有所降低，但依然能够通过 10% 的显著性检验。第 5-8 列是缩短时间窗口的回归，独生子女变量的边际效应同样是显著为负的。使用 CHIP2013 调查数据的回归发现与前文使用 CHIP2008 调查数据的回归发现相一致，说明独生子女的创业概率显著低于非独生子女的创业概率，再次支持了前文提出的假说 1。

附表 1 独生子女的企业家精神：来自 CHIP2013 调查的证据

	全样本				1975-1984 年出生样本			
	Probit 估计		FRD 估计		Probit 估计		FRD 估计	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
独生子女	-0.020*** (0.004)	-0.013*** (0.004)	-0.025** (0.013)	-0.028* (0.017)	-0.017** (0.008)	-0.024*** (0.009)	-0.030 (0.020)	-0.040* (0.024)
个体和家庭特征	否	是	否	是	否	是	否	是
相对年龄	否	否	是	是	否	否	是	是
相对年龄×政策后出生	否	否	是	是	否	否	是	是
省份虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是	是
观察值	9327	6619	9327	6619	2607	1851	2607	1851

其次，本文还整理了 2013 年中国家庭金融调查（CHFS2013）和 2016 年中国劳动力动态调查（CLDS2016）数据估计独生子女的企业家精神。中国家庭金融调查是由西南财经大学展开的一项全国范围内的大规模问卷调查，其中，2013 年开展的第二轮调查涵盖了全国 29 个省（自治区、直辖市），包括了 8438 个家庭的 29324 人的信息。本文接下来使用 CHFS2013 调查数据估计了独生子女的创业概率。附表 2 中第 1-2 列是对全样本的回归。使用 Probit 回归（第 1 列）和模糊断点回归（第 2 列）可以发现，独生子女虚拟变量的边际效应显著为负，说明独生子女的创业概率显著地低于非独生子女。第 3-4 列是对 1975-1984 年出生样本的估计，结果同样说明独生子女的创业概率显著的低于非独生子女的创业概率。总体而言，前文中得到的基本结论在基于 CHFS2013 调查数据的回归中同样是成立的，意味着独生子女的确可能比非独生子女更为缺乏企业家精神。

中国劳动力动态调查是由中山大学发起的一项系统监测（村/居社区）社会结构和家庭、劳动力变化的全国性调查，样本覆盖中国大陆 29 个省（自治区、直辖市），2016 年这轮调查一共包括了 14226 个家庭的 21086 人的信息。表 10 中第 5-8 列中报告了使用 CLDS2016 调查数据的回归结果。第 5-6 列是对全样本的回归，独生子女变量的边际效应都显著为负，且至少能通过 5% 的显著性检验。第 7-8 列中是对 1975-1984 年出生样本的估计，独生子女变量的边际效应在第 7 列中高度显著的为负，在第 8 列中未能通过显著性检验，但符号还是

符合预期的为负。以上使用 CLDS2016 调查数据的回归结果依然说明独生子女的创业概率显著低于非独生子女的创业概率，支持了前文中的假说 1。

附表 2 独生子女的企业家精神：来自 CHFS2013 和 CLDS2016 调查的证据

	CHIF2013				CLDS2016			
	全样本		1975-1984 年出生样本		全样本		1975-1984 年出生样本	
	Probit 估计 (1)	FRD 估计 (2)	Probit 估计 (3)	FRD 估计 (4)	Probit 估计 (5)	FRD 估计 (6)	Probit 估计 (7)	FRD 估计 (8)
独生子女	-0.041*** (0.010)	-0.172*** (0.051)	-0.069*** (0.019)	-0.180* (0.110)	-0.024*** (0.006)	-1.017** (0.403)	-0.062*** (0.021)	-0.063 (0.828)
个体和家庭特征	是	是	是	是	是	是	是	是
相对年龄	否	是	否	是	否	是	否	是
相对年龄×政策后出生	否	是	否	是	否	是	否	是
省份虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是	是
观察值	8421	8421	1419	1419	7868	7775	1369	1353

China's One-Child Policy and the Missing of Entrepreneurship

CHEN Gang

(Southwest University of Political Science and Law, Chongqing, China)

Abstract: Personality traits is one of the main roots of entrepreneurship, but the only child's entrepreneurship is inadequate because of lacking social interaction and resource dilution from siblings which would lead to more risk averse, less competitive and less trusting. Using CHIP data in 2008 and based on the fuzzy regression discontinuity design, this paper finds that only child's entrepreneurship is significantly lower than not only child, and it also can be proved by the fuzzy regression discontinuity design. On average, only child's probability of being an entrepreneurship is 3.7 percent lower than not only child, and being a latent entrepreneurship is 1.8 percent lower. Further more, only child performs worse than not only child in some personality traits as estimate, such as more risk averse, less competitive and less trusting, which could increase the probability of being an entrepreneurship and a latent entrepreneurship significantly. It means that one-child policy might be an important cause of entrepreneurship's decline, and it may have continuous negative impact on economic growth in China.

Key Words: Only Child; Personality Traits; Entrepreneurship; Fuzzy Regression Discontinuity

JEL Classification: J18; J23