

中国劳动者的风险偏好与职业选择^{*}

赵颖

内容提要:人力资本理论能够在一定程度上解释劳动者的职业选择,但难以解释中国劳动力市场上高学历劳动者就业偏好集中于风险较低行业和代际间职业流动性偏低的现实。本文在劳动者职业选择分析中引入劳动者风险偏好异质性,使用 CHNS1989—2011 年的数据对这种风险偏好的代际传递及对子女职业选择的影响进行分析,并尝试解释产生这种现象的原因及其内在机理。研究发现:(1)中国劳动力市场上存在较显著的风险代际传递现象,劳动者的风险态度不仅存在于个体间的差异,也存在于单一劳动者不同年龄层次上的差异。(2)这种风险的代际传递影响着子女的职业选择,是代际职业流动性偏低的重要原因之一。(3)导致这种风险代际传递的内在原因,在于子女同家庭成员间内部行为互动,以及子女与同群者的外部行为互动。因此,中国目前社会上“二代”现象的产生,除了与子女人力资本积累程度相关外,还与劳动者对风险的基本态度相联系。年轻一代劳动者在职业选择方面的保守行为,实际上是中国社会目前整体厌恶风险现实的一个具体体现。

关键词:职业流动性 风险偏好 代际传递 子承父业

一、引言

中国劳动力市场长期以来存在较大的就业压力。随着中国就业总量压力持续上升和结构性矛盾凸显,大众创业万众创新成为新形势下的必然选择。大众创业万众创新的本质即为鼓励劳动者就业形式多样化,将自身人力资本的存量转变为经济收入的流量^①。选择合适的职业,既与劳动所能获得的收入水平相联系,又与劳动者的诸多个人特征有关。在诸多劳动者的个人特征中,包括健康和教育在内的人力资本是最重要的决定性因素。但在中国劳动力市场上,存在职业代际流动性较低的现实。那么,人力资本高的劳动者选择与收入水平相匹配的职业是最优的微观决策吗?

在初次分配中,劳动者职业选择对其所能获得的收入总量和变化速度具有重要影响。诸多学者从历史和现实的角度探讨了中国社会中收入和职业的流动性,并不同程度地论证了存在代际流动性偏低的现实。周兴、张鹏(2014)使用 CGSS2006 年的数

据,就中国社会代际职业流动和收入流动的关系进行了分析,发现中国社会存在显著的“子承父业”现象,代际职业流动性相对较低,且对代际收入流动具有一定的阻碍作用。虽然目前的相关学者发现了中国社会存在收入流动性及职业流动性较低的现实,但为何产生这样的局面尚未引起充分的重视,使得社会对这种流动性的固化缺少必要且深入的理解。那么,中国社会为何职业的代际流动相对较低呢?周兴、张鹏(2014)尝试从人力资本和社会资本的角度进行了分析,认为基于劳动者个人特征的教育水平、家庭特征的社会背景以及制度特征的户籍安排共同导致了这种局面。杨娟等(2015)从先天禀赋、义务教育和非义务教育的角度,认为前两者是代际流动性的最主要原因。谭远发(2015)认为“二代”现象^②背后实际上是人力资本积累水平的差异,由此导致了代际收入流动性的不同。然而,这类分析存在一个较强的假设前提:给定其他条件相同的情况下,劳动者的个人选择具有同质性,即具有更高学历、更多社会背景的劳动者下一代,往往会选择更好

^{*} 赵颖,中南财经政法大学财税学院,邮政编码:430073,电子邮箱:zhaoying0504@gamil.com。本文为教育部青年基金(16YJC790148)和博士后科学基金(2016M590069)的阶段性成果。感谢匿名审稿专家的意见和建议,文责自负。

的职业从而获得更高的收入。这与中国目前劳动力市场上的状况存在一定的差异。

虽然人力资本对社会发展的重要贡献已逐渐得到了学界的认可,但中国社会里存在的“学而优则仕”的传统仍深刻地影响着目前年青一代劳动者的职业选择。在诸多职业类型中,公务员仍是中国年轻一代高学历劳动者的首选^③。较之于高薪酬的证券和金融行业,公务员的工资水平相对较低^④。导致这种局面产生的原因,主要在于公务员较体面的工作环境和“铁饭碗”的工作性质^⑤。这种劳动者就业偏向的集中,与劳动者个人选择同质性假说存在较大差异。因此,除了以教育为主要特征的人力资本、以家庭为特征的社会资本和以分割为主要特征的户籍制度外,还有更深层次的原因尚未被发掘。本文认为,这主要源自于劳动者个体在职业选择中对风险的偏好差异。个体在进入劳动力市场前已经形成的风险偏好,以及对未来工作中风险的评估,与未来工作中的收入水平一道,成为劳动者就业选择时需要综合考虑的问题。

总体而言,中国社会父母是偏向风险厌恶的,这部分可以体现在中国较高的储蓄率上(He et al, 2014)。较高的储蓄率,实际上就是风险对冲的准备。Charles & Hurst(2003)的研究指出,子女的风险偏好和父母的风险偏好具有较高的相似性,规避风险父母的孩子是风险偏好型的概率较低。中国劳动力市场上年青就业者就业偏向的集中,实际上是个体风险偏好存在异质性的现实反映。如果继续在风险偏好不变的分析框架中看待中国劳动者的职业选择,那么就会将部分有个体风险偏好解释的因素转移到其他方面,从而对正确认识中国劳动者职业选择产生一定的偏差。那么,中国社会中是否也会存在父母风险偏好影响子女风险偏好的形成的现象呢?在这种风险存在代际传递的背景下,子女的工作选择受到了怎样的影响呢?如果存在这种风险偏好的代际传递,那么这种现象是如何产生和发展的呢?因此,本文拟从劳动者个体风险偏好异质性的角度,来看待中国劳动力市场上的职业选择。本文使用CHNS 1989—2011年的数据,发现劳动者个人风险偏好的差异,是导致收入和职业流动性偏低的重要内因,由此进一步加剧了社会的不平等。

本文潜在的贡献可能在于:将风险偏好差异纳入年青一代劳动者的职业选择过程中,以此思路试图解释中国劳动力市场上年青一代劳动者倾向于选

择收入水平一般但风险程度较低的职业,以及解释代际间职业流动性较低的现状,并尝试探讨导致这种风险偏好形成差异的内在原因。这与谭远发(2015)从人力资本积累的角度研究“二代”现象的产生可以形成一个有益的补充。本文发现,风险偏好的代际传递显著存在于中国的劳动力市场上,并与子女本身的人力资本特征、父亲人力资本特征、家庭特征、工作单位特征和外部宏观环境密切相连。家庭内部父辈对子女风险偏好和子女工作单位上其他劳动者的互动行为,共同影响着子女入职前后风险偏好的变化。此外,子女在不同的年龄段上风险偏好也呈现出较大的差异,反映个体异质性不仅存在于不同的个体间,也存在于个体不同的时间维度上。

二、文献综述和理论假说

自Becker & Tomes(1986)的研究以来,代际传递和社会流动性开始具有重要的理论和现实意义。部分中国学者也开始尝试使用这两个视角分析中国问题,研究重点主要集中于收入和职业流动性。探讨中国社会居民收入和职业选择是否固化,成为这一研究中国化的重要特征。在诸多劳动者内在个人特征和外在供需的影响因素中,劳动者个人对风险偏好的差异在较大程度上决定了其选择的不同,且这种风险偏好存在显著的代际传递特征(Charles & Hurst, 2003; Dohmen et al, 2012; 赵颖, 2016)。目前,部分学者已经沿此思路,对家庭迁移行为进行分析(Dustmann et al, 2015)。

(一)个体风险偏好与职业选择

近期研究指出,微观个体风险偏好对其决策具有重要影响(Necker & Voskort, 2014)。这与传统研究风险偏好的文献存在研究视角上的差异。传统文献通常只考虑个体风险偏好对自身的影响,割裂了个体间可能的内在联系,即个体风险偏好对其他个体的影响。作为社会基础单位家庭中的个人,其风险偏好不仅会影响自身的选择行为,也会对家庭中其他成员产生潜移默化的影响,如对子女的影响。产生这种现象的原因,一方面是由于家庭中行为存在相互影响的可能,另一方面在于家庭决策的优先次序高于个体的决策。因此,充分评估家庭中父母风险偏好对子女风险的影响,具有一定的现实意义。相关研究为这一研究提供了一定的基础。Barsky et al(1997)通过理论分析指出,个体间的风险差异存在显著区别,由此很有可能会导致个体间行为选

择的差异。这种风险偏好的差异,实际上与个人的人力资本特征相联系。Dohmen et al(2010)指出,认知能力越强的人,对风险的承受能力也相对越高。年龄和教育水平都会在一定程度上影响认知能力,因此本文需要区别分析这两种情形。

风险态度和人力资本在家庭中都存在显著的代际传递特征。既定的风险不仅会影响父亲自身的选择,也会通过家庭的影响,对子女今后发展中的风险意识形成具有重要的作用,如子女的职业选择。如果未将这种家庭下一代在风险偏好方面的差异纳入考虑范围,那么就难以有效解释中国目前大学生就业过程中就业意向朝公务员集中的现实,以及代际职业流动性较低的现状。相关的经验证据为这一论断提供了支持。一般而言,父亲的风险偏好会在较大程度上影响子女的风险态度,特别是那些风险偏好处于较高或较低的父亲对子女的影响更为显著(Charles & Hurst,2003;Necker & Voskort,2014)。

然而,这种个体风险异质性的现实和传统经济学中代表性个体的假说存在一定的冲突。经济学的经典假设就是个人的风险偏好是稳定的,那么现实中的风险偏好是如何产生的呢?部分学者认为这是先天决定的,与个体的基因相联系,Cesarini et al(2009)和 Carpenter et al(2011)提供了此方面的经验证据。部分学者认为这是后天形成的,并能随年龄增长产生一定的变化,因此,这是一个内生于劳动者个体的变量,如 Bisin & Verdie(2000)和 Camerer & Loewenstein(2004)等提供了此方面的证据。Becker & Mulligan(1997)同时分析了影响风险偏好的先天因素和后天因素,通过比较研究指出,父母后天对子女风险偏好的影响才是下一代风险形成的原因,且个体的偏好可能随时间的推移而逐渐改变。一个可变的风险偏好,使得个体在微观决策过程中既需要实现自身经济利益最大化,同时也需要在既定的时期采取相应的风险应对策略。因此,个体风险偏好的形成既与个体的先天因素相关,更重要的是由后天生活环境决定的。随着年龄的增长,个体的风险偏好程度也会发生一定的改变,这主要是由个体认知能力逐步退化造成的(Bonsanga & Dohmen,2015)。

在中国,代际职业流动性偏低的现实逐渐受到越来越多的关注。人力资本是职业选择中的重要方面之一,谭远发(2015)从这个视角解释了中国目前社会上“二代”现象产生的原因,即由于下一代人力

资本非对称积累导致的。但仅仅依靠人力资本理论还难以有效解释中国劳动力市场上年青一代劳动者的就业偏好选择。中国劳动力市场上,年青一代劳动者并非是根据自身学历水平选择具有相应收入的职业。这一方面是由岗位间竞争激烈所导致的,另一方面与这些劳动者的风险偏好密不可分,特别是目前越来越多具有较高学历的劳动者选择收入水平一般但风险较小的职业。为解释这种现实状况,相关的理论研究需要放松个体风险偏好稳定不变的假说,将人力资本和个体风险偏好的差异共同作为解释这种劳动力市场现实的重要方式。基于此,本文提出第一个有待检验的假说:

假说1:在给定子女人力资本形成的背景下,中国社会存在家庭内部的风险代际传递,并影响着子女职业的选择,是代际职业流动固化的重要原因之一。

(二)风险偏好传递的内在原因

微观个体风险偏好形成的内部原因可以从两方面进行分析:一是静态层面的家庭内外部综合影响,二是动态层面的子女风险偏好随时间推移逐渐变化。家庭内部成员间的互动行为与家庭外部成员的互动行为共同影响着微观个体的风险偏好形成。一般而言,家庭内部的风险偏好的互动性为主要涉及父辈对子女风险偏好的影响,目前的研究支持家庭中父辈和子女风险偏好具有较多的相似性。微观个体与家庭外部成员风险偏好的互动主要涉及既定类型劳动者与此类型中其他劳动者间风险偏好行为的相互影响,也即同群效应。这种同群效应,也是微观劳动力市场上“物以类聚人以群分”的基础。迄今为止,国外相关学者在探讨微观个体风险偏好形成时,主要注重家庭内部的影响,因为他们分析的对象主要是未成年子女。如果子女已经成年准备进入劳动力市场,那么家庭内部形成的风险偏好就会在一定程度上影响子女的职业选择。进入工作岗位后,家庭和工作岗位上的同事将会共同影响子女的风险偏好的变化。因此,无论子女是否已经开始职业生涯,家庭对其风险形成所具有的影响将是持久而广泛的。

在动态层面上,微观个体的风险偏好会随着年龄的增长而不断改变,一般而言会与父辈的风险偏好逐渐接近。这一方面是家庭内部环境潜移默化影响的结果,另一方面也在于微观个体的认知能力会随着时间的推移逐步退化,对外部环境的不确定性感知会逐渐增加(Bonsanga & Dohmen,2015)。微

观个体随时间的推移而改变风险偏好,实际上是增加了个体风险异质性的维度,即不同个体之间风险偏好存在差异,且同一劳动者不同的年龄段风险偏好也会存在一定的差异。

这两种风险偏好形成的静态和动态原因,是本文分析中国劳动者风险偏好代际间传递的基础。由此,本文提出第二个有待检验的假说:

假说2:静态层面上,家庭内部父亲层面对子女风险偏好的影响,以及子女工作单位中同类型其他劳动者风险偏好的态度,会共同影响子女风险偏好的形成。动态层面上,随着子女年龄的增加,风险偏好态度与父辈逐渐接近。

三、研究设计和数据来源

(一)研究样本

本文使用 CHNS1989—2011 年的数据进行分析。CHNS 数据是由北卡罗来纳大学人口研究中心和中国疾病与预防控制中心联合展开的调查,旨在为中国人口的健康状况、营养状况和计划生育状况等进行评估,迄今为止已开展了九次调查,分别是 1989、1991、1993、1997、2000、2004、2006、2009 和 2011 年。随着时间的推移,CHNS 调研的省份不断增加。1989—2011 年间,东部、中部和西部 7 个省份^⑥均在调查之列。1997 年新增辽宁省和黑龙江省、2011 年新增北京、上海和重庆三个直辖市。虽然 CHNS 调研的省份没有涵盖中国的全部省级行政单位,但相关研究表明,其调研数据的可靠性是较高的。主要变量的统计描述见表 1。

本文按照如下方式对数据进行筛选:(1)本文将子女的年龄限制在 18~40 岁之间,父亲的年龄限制在 36~60 岁之间。在既定年份,父亲年龄比子女年龄至少大 18 岁。(2)就家庭收入和支出方面而言,本文剔除年收入小于 3000 元的样本,并使用平减到 2011 年的价格进行分析。(3)对变量采用 1% 的 winsorize 缩尾处理。

(二)估计方法介绍

1. 风险偏好的测度。虽然通过实验方法测度微观个体的风险偏好具有一定的优势,但由于个人存在认知能力差异、社会期望的不同以及可能具有模棱两可的态度,都在一定程度上使得风险的测度存在误差(Bertrand & Mullainathan, 2001)。除了对风险水平的直接度量方式外,目前还有一种方式能对个体风险水平进行间接测度,即显示性偏好风险测度的方式。该方式主要从劳动者在既定行业中

事后收入的波动性状况,来反推他们在进入既定行业前可能遇到的风险水平及其选择(Cunha et al, 2005)。根据研究需要,本文使用了四种风险偏好的度量方式。在中国的劳动力市场上,外生冲击导致的风险是劳动者收入残差的决定性因素,也是解释残差变化的主要方面(徐舒、朱南苗,2011)。因此,本文在此处使用残差来刻画劳动者在劳动力市场上面临的风险。在技术层面上,本文遵循 McGoldrick (1995)的定义,将 Mincer 方程中的残差项作为劳动者收入风险的代理指标,这也是目前相关文献中采取的主要定义方式(Necker & Voskort, 2014; 赵颖,2016)。

即便如此,Mincer 方程中收入的残差项中除了包含外生冲击的影响形成的风险偏好外,仍有可能包含未被观测的劳动者异质性,如劳动者个人能力的差异。本文按照徐舒、朱南苗(2011)和 Necker & Voskort(2014)的处理方式,通过在个体控制变量中尽可能多地控制个体能力方面的变量来克服这一问题,如劳动者的实际教育年限、获得的最高学历,同一地区中其他劳动者间学历水平的差异、工作经验方面的差异、既定年龄段上教育和经验的偏离度,以及同一地区相同或不同行业中教育与经验分布的方差。在徐舒、朱南苗(2011)对残差分析的基础之上,通过引入上述控制变量,本文能尽量减少残差中个体能力异质性的影响,从而将这种残差主要归因于劳动者面对外生冲击时的风险态度。本文按照这一方式分别对父亲和子女的风险水平进行测度。具体而言,本文采用如下 Mincer 方程估算父亲和子女的风险水平:

$$Y_{ij,t} = \delta + \gamma_1 Indiv_{ij,t-1} + \gamma Control_{1ij,t} + \eta_{i,t} + \lambda_{i,t} + \mu_{i,t} + \phi_{i,t} \quad (1)$$

其中, $Y_{ij,t}$ 代表 t 年 j 区域内个体 i 收入的对数, $Indiv_{ij,t-1}$ 为相对应滞后一期的控制变量,包括工作经验、工作经验平方、家庭收入、家庭支出、家庭规模、工作单位性质以及城镇化水平。 $Control_{1ij,t}$ 包括个人的基本特征,如年龄、年龄平方、性别和民族。本文在此处也将控制劳动者工作的行业特征,考虑不同区域间生活成本间的差异,并控制年份。 $\phi_{i,t}$ 是残差。

2. 风险代际传递的检验。借鉴 Necker & Voskort(2014)的方法,本文通过式(2)对父亲和子女风险偏好的代际传递的存在性进行检验:

$$Risk_{c,i,t} = \alpha + \beta_1 Risk_{f,i,t} + \beta_2 X_{i,t} + \eta_{i,t} + \lambda_{i,t} + \mu_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, $Risk_{c,i,t}$ 和 $Risk_{f,i,t}$ 分别代表子女和父亲在 t 年的风险度量指标。 $X_{i,t}$ 代表主要控制变量, 分别包括子女的个人特征、家庭特征、父亲特征和宏观经济特征。子女的个人特征包括性别、年龄和民族, 家庭特征包括家中孩子的数量、家庭实际收入、家庭实际支出、父母是否和子女居住在一起、家庭中是否有干部。一般而言, 家庭中孩子的数量越多, 就会在家庭内部形成一定的竞争。从而对子女风险偏好的形成具有一定的影响。而父母是否与孩子居住在一起, 也会在较大程度上影响孩子的风险偏好。父亲特征主要包括父亲年龄、父亲年龄的平方, 父亲的教育年限、父亲的最高教育程度和父亲的收入。 $\eta_{i,t}$ 、 $\lambda_{i,t}$ 和 $\mu_{i,t}$ 分别代表时间、地区和行业的控制变量。 $\epsilon_{i,t}$ 是残差。

(三) 变量选择

1. 被解释变量。子女的风险偏好水平: 本文主要采用 Mincer 方程的残差作为子女风险的测度指标。为了尽量克服测量误差所具有的潜在影响, 本文也更换风险度量的重要指标: 第二份工作的明瑟残差、第一份工作的明瑟残差的方差变化、第一份工作的失业风险。前两种定义方式和基本定义的联系较紧密, 这里不再赘述。在 CHNS 样本中, 本文将曾经在公共机构、国有企业和集体企业这些公共部门中工作的劳动者失去工作, 定义为失业。具体而言, 如果劳动者在两个相邻的时期内, 仍处于劳动年龄、有劳动能力且愿意劳动的条件下, 就业机构的类型由上述机构变为其他类型的机构, 本文将这种就业状态发生变化的劳动者称为失业职工。

表 1 样本描述

	指标	最小值	最大值	中位数	均值	标准差
风险指标	子女风险	-6.2331	4.0361	0.0707	0.0014	0.8050
	父亲风险 I	-10.3608	4.5612	0.1364	0.0778	1.3123
	父亲风险 II	-11.3581	12.6222	-0.0113	1.0084	3.6900
	父亲风险 III	-7.0229	7.8147	0	0.0023	0.2360
	父亲风险 IV	0	6	0	0.0770	0.3810
子女特征	性别	0	1	1	0.5380	0.4986
	民族	0	1	1	0.8031	0.3977
	年龄	18	40	28	28.2770	6.1399
	年龄平方	324	1600	784	837.2822	351.7939
	经验	0	23	5	6.9764	5.6194
	经验平方	0	529	25	80.2447	115.7483
	教育年限	0	21	9	7.9035	3.7187
	最高学历	0	6	2	1.6979	1.1618
父亲特征	教育年限	0	20	9	9.2985	2.9785
	最高学历	0	5	2	2.1301	0.9584
	收入	3.4773	5.9358	4.4176	4.5719	4.6380
	年龄	36	60	42	42.2285	4.3939
	年龄平方	1296	3600	1764	1783.2462	278.3917
家庭特征	家庭收入	3.4773	5.9358	4.4176	4.5719	4.6380
	家庭支出	0	5.7865	2.9804	3.4653	4.2352
	家庭规模	3	13	4	4.3033	1.7413
	与父同住	0	1	1	0.9086	0.2883
单位特征	单位类型	1	9	5	4.6711	2.0547
	单位人数	1	40000	180	667.7852	2348.0090
	第二份工作	0	1	0	0.1488	0.3559
	单位类型 II	1	9	6	5.4966	1.5945
	单位人数 II	1	4000	12	198.8571	751.409
宏观环境	城镇化率	0	1	0	0.1844	0.3878

注: 子女风险也按照四种指标进行了构建, 这里仅列示第一种定义方式下的样本描述, 其他方式的描述汇总备索。本文在指标构建中尽可能少的舍弃样本, 由于既定指标回答完善程度, 各项指标的样本量不尽一致。

2. 解释变量。父亲的风险偏好水平:父亲风险偏好水平的构建方式与子女风险偏好水平的构建方式基本一致。本文也按照上述四种定义方式,相应定义了父亲的四钟风险偏好水平。

3. 控制变量。控制变量主要包括子女的个人特征、家庭特征、父亲特征和宏观经济特征。本文根据 CHNS 问卷,可以直接得到父亲和子女性别、年龄和民族方面的信息。按照通常的处理方式,本文将男性、汉族分别赋值为 1。本文将微观个体的时间年龄减去 6 岁和实际受教育年限,定义为工作经验的时间。一般而言,父母教育是家庭的“内生性家庭资源”,对家庭和子女的发展具有持续稳定的影响(刘精明,2008)。以教育为代表的个人能力具有较强的“文化再生产模式”,通过提升教育的期望和营造良好的教育环境,能够使子女的教育水平不断增加(李煜,2006)。就父亲和子女的教育程度而言,本文分别使用实际受教育年限和获得的最高教育程度分别予以衡量。这两项指标分别反映了微观个体参加教育和完成教育的情况,本文分别使用实际参加教育的年限和最高学历的虚拟变量进行度量。

就家庭的实际收入和支出而言,本文分别按照当年名义收入折算成 2011 年不变价。一般而言,家庭中孩子的数量越多,就会在家庭内部形成一定的竞争,从而对子女风险偏好的形成具有一定的影响。

因此,本文在此处控制家庭中子女的绝对数量。此外,家庭成员中有无干部也是家庭资源的重要方面之一,家庭资源越丰富对子女的教育投入往往也会越多(谭远发,2015),因此,本文将有干部的家庭赋值为 1。而父母是否与孩子居住在一起,也会在较大程度上影响孩子的风险偏好,在此设置虚拟变量。考虑到中国区域间发展程度的不均衡,宏观特征主要包括城镇化水平。

本文主要通过两种方式来控制行业的影响:一是根据 CHNS 中劳动者的行业归属信息,设置行业虚拟变量。二是按照 CHNS 给出的行业归属信息,按照国际标准社会经济地位指数(ISEI)的计算方式,将各行业中劳动者的社会经济地位进行评估。

四、风险偏好代际传递的特征

(一)风险偏好代际传递的基本特征

在中国劳动力市场上,子女的风险偏好与父亲的风险偏好具有较高的相似性(见表 2)。本文逐步控制劳动者的个人特征、家庭特征和父亲特征,发现这种结论变化有限。一般而言,如果子女的个人特征是汉族、男性,家庭收入较高且与父亲居住在一起,那么其风险偏好与父亲的相似程度会更高。那么,本文此处的结论是否存在测量误差导致的失准

表 2 全样本分析

	父亲第一份工作风险指标=Mincer Residual				父亲第二份工作风险指标=Mincer Residual			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
riskfather	0.534*** (0.031)	0.565*** (0.031)	0.136*** (0.020)	0.439*** (0.020)	0.024*** (0.008)	0.026*** (0.008)	0.020*** (0.005)	0.353*** (0.006)
N	1612	1612	1320	1320	1612	1612	1320	1320
	父亲第一份工作风险指标=Mincer Residual S. D.				父亲第一份工作风险指标=Jobloss			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
riskfather	0.452*** (0.045)	0.454*** (0.045)	0.457*** (0.044)	0.467*** (0.044)	0.672*** (0.012)	0.672*** (0.012)	0.679*** (0.013)	0.662*** (0.013)
N	1994	1799	1460	1460	1803	1638	1320	1320
共同的控制变量								
子女特征	N	Y	Y	Y	N	Y	Y	Y
父亲特征	N	N	N	Y	N	N	N	Y
家庭特征	N	N	Y	Y	N	N	Y	Y
单位特征	N	N	N	Y	N	N	N	Y
宏观特征	N	N	N	Y	N	N	N	Y
行、地、年	N	N	N	Y	N	N	N	Y

注:这里控制的父亲特征包括父亲的民族、父亲年龄、父亲年龄的平方、父亲的教育程度、父亲工作经验、父亲工作经验的平方和父亲收入的对数值。*表示 $p \leq 0.1$, **表示 $p \leq 0.05$, ***表示 $p \leq 0.01$ 。

呢? 本文使用另外三种方式度量父亲的风险水平: 第二份工作的明瑟残差、第一份工作的明瑟残差的方差变化、第一份工作的失业风险。本文发现, 无论是否逐步控制子女的个人特征、家庭特征和父亲特征, 风险偏好的代际传递现象是普遍存在的。这说明本文的结论不存在由于测量偏误导致的失准。

这种情形的出现, 说明中国社会上家庭成员对风险的态度是相似的。这种相似性一方面体现为家庭储蓄率较高, 另一方面则体现为风险的代际传递。导致这种现象出现的原因, 既在于传统文化中对风险的保守态度, 又在于个体在劳动力市场上的保障较为有限, 相对谨慎的风险态度能够在一定程度上减少外部潜在的负面冲击。

(二) 父亲和子女风险偏好代际传递的异质性

既然子女的风险偏好与父亲的风险偏好具有较高的相似性, 且孩子的个人特征、父亲特征和家庭特征都会在一定程度上影响这种风险偏好的代际传递。那么, 三个方面的影响是否能够进一步细分呢? 本文通过分组的方式, 对三个特征的局部效应分别进行分析。

首先, 本文就子女年龄的变化与风险代际传递特征进行分析(见表3)。Becker & Mulligan(1997)曾指出, 个体的偏好可能随时间的推移而逐渐改变。Bonsanga & Dohmen(2015)也从认知能力的角度提供了此方面的经验证据, 指出认知能力退化是导致风险偏好随时间推移不断减少的原因。那么, 中国年青一代劳动者的情形是怎样的呢? 本文将18~40岁之间的子女划分为四个年龄段, 发现随着时间的推移, 子女风险偏好与父亲的风险偏好的相似程度越来越高。那么, 导致这种现象产生的原因, 究竟是因为子女受父母风险偏好的影响日益增加? 还是子女本身的原因导致其对待风险的态度与父亲更加一致呢? 本文通过纳入子女年龄与父亲风险偏好的交叉项, 发现主要是子女自身年龄增长的原因导致这种风险偏好更加类似。为了克服测量误差所可能带来的影响, 本文同样使用父亲第二份工作的明瑟残差作为风险度量指标, 发现这种结果基本类似。这种情形的出现, 说明家庭在子女风险偏好形成的早期具有较大影响, 一旦子女开始与社会的接触增加, 那么社会将取代家庭决定子女的风险偏好^⑦。

表3 父亲和子女异质性的影响分析

	父亲第一份工作				父亲第二份工作			
Panel A: 子女不同年龄段风险传递性								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
riskfather	0.234*** (0.018)	0.369*** (0.020)	0.659*** (0.029)	0.932*** (0.024)	0.085 (0.051)	0.349*** (0.023)	0.512*** (0.007)	0.545*** (0.010)
R ²	0.998	0.963	0.97	0.98	0.991	0.959	0.988	0.992
N	75	368	477	305	75	368	477	305
Panel B: 父亲教育程度差异的影响								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
riskfather	0.519*** (0.039)	0.414*** (0.040)	0.544*** (0.018)	0.623*** (0.039)	0.465*** (0.013)	0.455*** (0.026)	0.464*** (0.010)	0.481*** (0.018)
R ²	0.978	0.968	0.96	0.962	0.992	0.984	0.974	0.977
N	171	181	738	229	171	181	738	229
Panel C: 家庭收入差异的影响								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
riskfather	0.469*** (0.052)	0.500*** (0.030)	0.406*** (0.026)	0.396*** (0.047)	0.464*** (0.010)	0.424*** (0.040)	0.419*** (0.032)	0.425*** (0.030)
R ²	0.965	0.874	0.884	0.918	0.976	0.975	0.914	0.935
N	150	287	376	169	512	93	131	143
共同的控制变量								
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
行、地、年	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y

注: 这里 Panel A 中的(1)、(2)、(3)和(4)分别代表孩子 18~25 岁、25~30 岁、30~35 岁和 35~40 岁的子样本分析, Panel B 中的(1)、(2)、(3)和(4)分别代表父亲的教育年限为 6 年、9 年、12 年和 20 年, Panel C 中的(1)、(2)、(3)和(4)分别代表家庭收入处于中位数 40% 以下、40%~80% 之间、80%~120% 之间, 以及 120% 以上。* 表示 $p \leq 0.1$, ** 表示 $p \leq 0.05$, *** 表示 $p \leq 0.01$ 。

其次,父亲的受教育程度如何影响这种风险偏好的代际传递呢?本文的分析显示,父亲的教育程度越高,风险传递的代际特征就越明显(见表3)。这主要是因为具有很高学历的父亲,能够通过自身的经历和“晓以利害”的方式,影响子女风险偏好的形成,从而避免他们今后承受不必要的风险。这种情形,无论是哪种风险度量指标中,都是存在的。值得指出的是,如果父亲仅具有中学学历水平,那么风险偏好的代际传递要低于其他学历组别的代际传递特征。这主要是因为从1989—2011年间,具有中学学历的劳动者工资溢价水平是较高的,特别是在公共部门中。就城镇劳动者而言,公共部门中低教育程度劳动者能较好地享受部门分割带来的工资溢价(张车伟、薛欣欣,2008)。这部分劳动者,是中国省际劳动者流动的重要组成部分之一^⑧。

再次,家庭收入如何影响风险偏好的代际传递呢?本文发现,家庭收入在社会收入中位数50%~80%附近的样本,其风险的代际传递特征是最明显的(见表3)。随着收入水平的不断提升,这种风险的代际传递特征逐渐减弱,但依然显著。当家庭收入过低时,家庭成员对风险的态度是厌恶的。但正因为需要改变收入的愿望最强烈,因此,也在一定程度上会接受风险,从而希望提升自身和家庭的收入水平。但50%~80%附近的样本存在这样一个较尴尬的境地:一方面收入存在继续改善的可能,另一方面收入也存在继续恶化的可能。如果子女过于偏

好风险,那么可能会对家庭收入带来较严重的负面冲击,这是这类家庭难以承受的。因此,这个组别的风险代际传递特征最明显。随着收入水平的不断改善,家庭资源开始进一步增加,因此风险偏好的代际传递特征开始降低。

五、风险偏好代际传递与职业选择

本文通过分析已经发现,父亲和子女的风险偏好存在显著的代际传递特征,且子女自身在家庭内外面临的约束是这种风险偏好代际传递内在机制中最主要的部分。那么,这种风险的代际偏好,是如何影响子女的职业选择的呢?本文将主要从两个方面回答这一问题:首先,给定子女的工作单位类型,检验这种情况下的风险代际传递特征。其次,从子女由于风险偏好差异可能影响职业选择的角度,分析风险的代际传递特征如何影响他们职业类型的选择。

(一)“子承父业”还是“子不承父业”

既然在不同的单位类型中,风险的代际传递存在显著的差异。那么,父亲是如何影响子女风险偏好形成的呢?换言之,中国社会中是否存在因为风险偏好差异导致的“子承父业”现象呢?在技术层面上,如果这种情形确实是存在的,那么就可能会出现一种样本的自选择问题,从而对本文的结论造成影响。本文认为,如果从父亲和子女是否在同一工作单位的角度来分析这一问题,就能提供相应的解释。

表4 子承父业的概率与实际比重

Panel A: 子女是否选择与父亲同一单位的概率									
	1989	1991	1993	1997	2000	2004	2006	2009	2011
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
riskchild	0.166* (0.089)	-0.527*** (0.103)	-0.342*** (0.090)	0.363*** (0.086)	0.305*** (0.084)	0.365*** (0.083)	0.640*** (0.084)	0.783*** (0.085)	0.767*** (0.085)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
行、地、年	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	1374	1374	1374	1374	1374	1374	1374	1374	1374
Panel B: 父亲与子女是否在同一单位的实际比重									
	1989	1991	1993	1997	2000	2004	2006	2009	2011
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
不同单位	0.7979	0.4030	0.5978	0.5523	0.5310	0.4699	0.4452	0.4200	0.3651
同一单位	0.2021	0.5970	0.4022	0.4477	0.4690	0.5301	0.5548	0.5800	0.6349

注:本文将政府机关、公共机构、国有企业和集体企业的工作归为一种类型,剩下的工作归为另外一种类型。前者近似于公共部门的工作,后者则近似非公共部门的工作。因此,这里是否属于同一工作单位更多的是看父亲和子女是否同时在公共部门中工作。*表示 $p \leq 0.1$,**表示 $p \leq 0.05$,***表示 $p \leq 0.01$ 。

本文对子女和父母职业是否属于同一种就业形式进行区分,并通过使用 Probit 模型分析不同就业类型下子女就业意愿的选择。本文发现,随着时间的推移,子女越来越愿意选择和父亲相同的职业,这种情形在 1997 年之后更加显著(见表 4)。1989 年前后,子女选择和父母在同一类型单位中工作的意愿相对较低,这主要是因为 1988 年 4 月修订宪法后,私营经济开始获得成长空间,并迅速成长。1990 年,全国 22.4 万私营企业主营业额 51.5 亿元,缴纳税金 2 亿元^⑨。

1997 年之后子女更加愿意选择和父辈在同一类型单位中工作。导致这种情形出现的原因与这一时期的社会背景密切相连:一是国有企业开始裁减冗员,大量原国有企业职工下岗。二是高等教育经历了涨学费、扩规模和自主就业的变化。在家庭风险和就业风险同时出现变化的背景下,

2002 年前后进入就业市场的大学生面临“就业难”问题开始出现显著的“阶层烙印”(杨奇明、林坚,2014)。三是劳动力市场用人制度的改革。1993 年 12 月进一步明确了劳动力市场体制的基本内涵是“通过市场实现充分就业和劳动力合理流动”。劳动者可以自己寻找工作,用人单位在招工方面也开始具有一定的自主权。四是亚洲金融危机的发生,给经济发展也带来了诸多不确定性。这一时期的四项重大变化,使得劳动力市场上的不确定因素迅速增加,子女按照父亲的职业轨迹发展能够在一定程度上更好地利用家庭资源实现自身的发展。因此,子女不仅在风险偏好上受到父亲的影响,且在职业选择上也和父亲的选择较为类似,这种由风险偏好代际传递导致的职业选择,就能在一定程度上解释了中国目前职业流动性和收入流动性偏低的现状。

表 5 父子是否在同一单位工作的风险代际传递

	1989	1991	1993	1997	2000	2004	2006	2009	2011
Panel A: 父子在同一单位工作的样本									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
riskfather	0.754*** (0.021)	0.736*** (0.016)	0.744*** (0.018)	0.733*** (0.018)	0.703*** (0.018)	0.665*** (0.018)	0.693*** (0.018)	0.663*** (0.018)	0.672*** (0.017)
R ²	0.966	0.964	0.963	0.962	0.963	0.961	0.958	0.957	0.960
N	624	1202	964	784	814	843	869	886	923
Panel B: 父子同在国有企业工作的样本									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
riskfather	0.688*** (0.028)	0.383*** (0.103)	0.660*** (0.052)	0.746*** (0.035)	0.823*** (0.032)	0.069 (0.831)	0.787** (0.320)	0.703** (0.121)	n. a.
R ²	0.969	0.972	0.967	0.968	0.971	0.990	0.968	0.994	
N	430	39	161	320	296	30	25	24	
Panel C: 父子同在非国有企业工作的样本									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
riskfather	0.763*** (0.060)	n. a.	n. a.	n. a.	n. a.	0.855*** (0.032)	0.762*** (0.026)	0.832*** (0.022)	0.846*** (0.032)
R ²	0.982					0.978	0.977	0.984	0.980
N	54					282	256	277	232
Panel D: 父子不在同一单位工作的样本									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
riskfather	0.662*** (0.021)	0.536*** (0.048)	0.594*** (0.027)	0.664*** (0.024)	0.704*** (0.025)	0.796*** (0.028)	0.727*** (0.025)	0.786*** (0.023)	0.777*** (0.031)
R ²	0.959	0.959	0.963	0.961	0.960	0.967	0.968	0.971	0.965
N	50	172	410	590	560	531	505	488	451
共同的控制变量									
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
行、地、年	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y

注:n. a. 代表样本量过小难以有效估计。其他的控制变量详见表 2。* 表示 $p \leq 0.1$, ** 表示 $p \leq 0.05$, *** 表示 $p \leq 0.01$ 。

在实际就业单位类型的选择上,父亲和子女在不同类型单位就业的比重随着时间的推移迅速减少。本文按照单位类型,将样本中1989~2011年是否在不同单位工作的比重进行了统计。本文发现,子女一般会按照父母所在的就业类型选择自身的就业单位(见表4)。因此,父亲对子女风险偏好的代际传递特征,主要还是体现在父亲和子女在同一工作单位的风险代际传递上。

在此基础上,本文就父亲和子女是否在同一类型单位就业的风险代际传递特征进行分析。本文发

现,如果父亲和子女在同一类型的工作单位中,其风险偏好的代际传递特征是较为明显的(见表5)。1997年之后风险偏好的代际传递特征显著上升,这主要是因为1997年以后样本中父子同在公共部门中工作的样本显著减少,这一时期的风险代际传递特征更多地体现为父子同在私营企业中工作样本风险代际传递特征。

如果父亲和子女不在同一单位工作,这种风险偏好的相似性可能会更高。这与父亲人力资本的专用性和家庭社会资本的分散程度相关。家庭财富及

表6 父亲和子女在不同单位类型的风险代际传递

	1989	1991	1993	1997	2000	2004	2006	2009	2011
Panel A: 子女在公共部门工作的样本									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
riskfather	0.669*** (0.022)	0.390*** (0.062)	0.573*** (0.037)	0.697*** (0.026)	0.766*** (0.026)	0.393*** (0.098)	0.311** (0.115)	0.451*** (0.110)	0.404*** (0.031)
R ²	0.969	0.975	0.973	0.969	0.967	0.99	0.973	0.99	0.999
N	749	69	272	565	510	62	55	50	39
Panel B: 子女在私营部门工作的样本									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
riskfather	0.714*** (0.058)	n. a.	n. a.	0.772*** (0.197)	n. a.	0.846*** (0.025)	0.747*** (0.023)	0.824*** (0.018)	0.807*** (0.030)
R ²	0.97			0.992		0.978	0.977	0.983	0.977
N	82			45		497	466	485	419
Panel C: 子女无工作的样本									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
riskfather	0.691*** (0.017)	0.702*** (0.015)	0.699*** (0.015)	0.682*** (0.015)	0.677*** (0.015)	0.663*** (0.015)	0.683*** (0.016)	0.665*** (0.015)	0.670*** (0.015)
R ²	0.959	0.963	0.963	0.959	0.962	0.959	0.959	0.956	0.960
N	858	1317	1207	1031	1056	1044	1088	1084	1130
Panel D: 父亲在公共部门工作的样本									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
riskfather	0.675*** (0.021)	0.402*** (0.057)	0.576*** (0.036)	0.704*** (0.025)	0.774*** (0.025)	0.386*** (0.094)	0.318*** (0.106)	0.468*** (0.096)	0.402*** (0.031)
R ²	0.969	0.977	0.974	0.969	0.968	0.991	0.976	0.991	0.999
N	771	76	284	580	527	68	61	56	41
Panel E: 父亲在私营部门工作的样本									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
riskfather	0.728*** (0.058)	n. a.	n. a.	0.772*** (0.197)	n. a.	0.851*** (0.025)	0.750*** (0.022)	0.826*** (0.018)	0.810*** (0.030)
R ²	0.972			0.992		0.978	0.978	0.983	0.977
N	89			45		515	478	502	433
共同的控制变量									
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
行、地、年	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y

注:n. a.代表样本量过小难以有效估计。其他的控制变量详见表2。*表示 $p \leq 0.1$,**表示 $p \leq 0.05$,***表示 $p \leq 0.01$ 。

其社会地位是通过子女的人力资本进行代际传承的(Becker & Thomes, 1986)。相似类型的工作,能够在一定程度上最大化父亲的社会资源,从而实现子女更稳定的就业形式。

(二) 子女工作单位类型的差异

如果父亲和子女在既定的职业中,风险偏好具有较高的相似性,本文就认为这种风险偏好存在代际传递的特征。在此将细分父亲的单位类型、子女的单位类型以及年份,进而检验不同年份中父亲和子女单位类型差异下风险代际传递的特征。

如果子女在公共部门^⑥中实现了就业,风险偏好的代际传递特征显著低于在私营部门中工作子女的风险偏好的代际相似性(见表6)。1989年的私营企业主要体现为诸多的乡镇企业,1993年开始社会主义市场经济建设后,私营企业主要体现为独资与合资企业。2004年后的私营企业内涵进一步丰富,外商投资和港澳台企业也开始变得普遍。相比之下,私营企业的行业竞争压力较大,根据前面的传导机制,他们的风险偏好相对于父亲的风险偏好特征应该相去较远,但为何这里的代际传递特征如此明显呢?

这主要是由两方面原因决定的:一是这一阶段中,私营企业的工资水平较为有限,虽然比公共部门的工资水平高,但个人所可能面临医疗和养老方面的不确定性,工资溢价不足以完全弥补这种预期支出,因此未来预期的风险较大。二是中国的私营企业存续年限相对较短。根据世界银行2012—2013年在中国开展的企业调查结果,大部分私营企业的存续时间较短,70%以上的企业存在时间集中于6~15年间。企业成长的不确定性,也在一定程度上放大了风险的代际传递效应。相比于子女无工作的样本,在私营部门中风险代际传递特征显著更高。2004年以来,在公共部门中工作的子女风险代际传递特征是三种就业形式中最低的。这并非意味着在公共部门中工作的子女风险偏好的代际特征是最低的,而是因为在这类公共部门中,个体在市场上所可能面临的风险得到了较好的保障。因此,这里风险代际传递性较低,更多的是因为公共部门中的保障性相对较高。

如果本文从父亲的角度来分析这一问题,结论是基本类似的。如果父亲在公共部门中工作,那么,风险的代际传递特征显著低于在私营企业中工作父亲的代际传递特征。这同样是因为在这两类不同机构中,父亲所面临的风险也是具有较大差异的。父

亲面临的差异,通过其收入水平影响家庭资源,进而对子女的风险偏好的形成产生影响。

六、稳健性检验与传导机制分析

(一) 稳健性检验

本文将主要使用两种方式对上述结论进行稳健性检验:一是更换风险指标的定义,二是更换样本数量的大小。

就风险度量指标的定义而言,本文使用三种方式重新进行定义:第二份工作的明瑟残差、第一份工作的明瑟残差的方差变化、第一份工作的失业风险。囿于版面,在此仅汇报第三种风险度量指标的结果。表2和表3已经分别就风险代际传递的基本特征及其异质性进行了稳健性检验。在此,本文就子女和父亲工作单位类型的子样本以及父亲和子女是否在同一工作单位的子样本进行分析,发现此处的结论与前文结论基本一致(见表8)。另外两种风险度量指标的结果也基本类似。

就样本数量的变更而言,本文主要采取如下方式:第一,本文按照年份,分别对不同年份中风险代际传递的特征进行分析。第二,本文按照父亲和子女工作单位类型的差异,测算了既定单位类型中风险的代际传递特征。第三,本文分别根据子女个人特征、父亲特征和家庭特征差异,对风险代际传递中的一致性进行了分析。第四,本文剥离了金融危机的影响,发现其对结论的影响并不大。具体而言,本文将1997、2000、2009和2011年作为受金融危机影响的年份,剩下的年份作为未受影响的年份分别进行面板回归,与此处的差异也并不大。

(二) 风险偏好传递的内在机制

本文已经发现了中国劳动力市场上存在较显著的风险代际传递特征,且子女的个人特征、父亲特征和家庭特征对这种风险的代际传递会产生多维的影响。那么,这种风险的代际传递是如何产生的呢?本文尝试回答这一问题。本文认为,至少可以从两个方面来探讨这一问题:一是家庭中父亲的影响;二是子女自身通过家庭内和家庭外的特征逐步形成的风险偏好。

首先,从父亲层面的传导机制进行分析(见表9)。本文发现,如果父亲具有行政职务,那么这种风险的代际传递特征会显著降低,说明父亲的政治资源对子女风险偏好的形成具有重要的作用,这也是“拼爹”在风险偏好方面的具体体现。收入水平越高,并没有出现风险代际间更多的相似性,这和前一

表7 子样本分析:失业作为风险代理指标

	1989	1991	1993	1997	2000	2004	2006	2009	2011
Panel A:子女在公共部门工作的样本									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
riskfather	0.656*** (0.014)	0.554*** (0.050)	0.655*** (0.033)	0.648*** (0.015)	0.666*** (0.017)	0.610*** (0.046)	0.588*** (0.036)	0.689*** (0.105)	0.609*** (0.068)
R ²	0.826	0.928	0.828	0.831	0.831	0.942	0.971	0.903	0.962
N	749	69	272	565	510	62	55	50	39
Panel B:子女在私营企业工作的样本									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
riskfather	0.641*** (0.063)	n. a.	n. a.	0.627*** (0.092)	n. a.	0.602*** (0.026)	0.632*** (0.018)	0.631*** (0.014)	0.632*** (0.017)
R ²	0.735			0.832		0.649	0.787	0.826	0.821
N	82			45		497	466	485	419
Panel C:父亲在公共部门工作的样本									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
riskfather	0.655*** (0.014)	0.561*** (0.050)	0.656*** (0.033)	0.648*** (0.015)	0.665*** (0.017)	0.609*** (0.043)	0.578*** (0.033)	0.666*** (0.096)	0.603*** (0.065)
R ²	0.828	0.933	0.831	0.833	0.832	0.947	0.97	0.907	0.966
N	771	76	283	579	527	68	61	56	41
Panel D:父亲在私营企业工作的样本									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
riskfather	0.626*** (0.059)	n. a.	n. a.	0.627*** (0.092)	n. a.	0.597*** (0.025)	0.630*** (0.018)	0.631*** (0.014)	0.630*** (0.017)
R ²	0.732			0.832		0.651	0.787	0.826	0.82
N	89			45		514	478	501	431
共同的控制变量									
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
行、地、年	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y

注:n. a.代表样本量过小难以有效估计。其他的控制变量详见表2。本文这里还使用了父亲1997年是否更换过工作的指标,结论与此处类似。*表示 $p \leq 0.1$,**表示 $p \leq 0.05$,***表示 $p \leq 0.01$ 。

部分中的结论基本类似。第(7)~(10)列是父亲自身风险态度的度量指标,父亲是否吸烟对子女风险偏好的形成影响并不明显,而父亲越喜欢白酒就会导致子女的风险偏好与父亲出现差异。

其次,从子女层面的风险传递机制进行分析。相比于父亲层面的传递机制而言,子女层面风险偏好的内在机理是更为根本的。本文发现,子女风险显著受到同一行业其他人的影响。如果行业内其他人的风险偏好水平越高,子女就会与父母的风险相似程度越低(见表4)。这种行业间的影响,不仅限于同一地区中,即便在不同的区域内,这种影响同样存在。甚至在一定程度上,跨区域的同行业风险传递性比同一区域中更明显。子女所处行业以外的其他行业对其风险代际传递的影响并不显著。此外,如果家庭中子女是双胞胎,那么这两个孩子的风险

偏好程度与父母会更加接近。一方面,双胞胎之间会形成一定的竞争,风险偏好的形成存在内部的约束机制。另一方面,在既定的家庭资源中,与父母更多地保持一致能获得更多的家庭资源。因此,家庭中子女数量的增加,会在一定程度上降低每一个子女对风险过度的渴求,从而形成适合既定家庭环境和个人能力的风险偏好水平。如果子女有工作,并且还是比较好的工作,能够在一定程度上实现经济独立,那么风险偏好的代际传递特征开始降低。这说明,经济资源对风险偏好的代际传递特征具有重要的意义。

本文也使用另外三种指标进行了分析,即第二份工作的明瑟残差、第一份工作的明瑟残差的方差变化、第一份工作的失业风险,发现结论也是基本类似的。这说明子女自身层面所面临的家庭内外部约

表8 父子在同一单位工作的风险代际传递:失业作为风险代理指标

	1989	1991	1993	1997	2000	2004	2006	2009	2011
Panel A: 父子在同一单位工作的样本									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
riskfather	0.652*** (0.019)	0.588*** (0.039)	0.661*** (0.037)	0.652*** (0.022)	0.656*** (0.024)	0.614*** (0.032)	0.645*** (0.027)	0.657*** (0.022)	0.643*** (0.025)
R ²	0.81	0.971	0.855	0.805	0.809	0.694	0.792	0.83	0.82
N	495	54	175	365	322	314	287	297	252
Panel B: 父子同在国有企业工作的样本									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
riskfather	0.654*** (0.020)	0.460*** (0.014)	0.639*** (0.038)	0.641*** (0.022)	0.686*** (0.024)	n. a.	n. a.	n. a.	n. a.
R ²	0.817	0.987	0.837	0.808	0.828				
N	453	43	164	346	306				
Panel C: 父子同在非国有企业工作的样本									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
riskfather	0.934*** (0.064)	n. a.	n. a.	n. a.	n. a.	0.631*** (0.039)	0.638*** (0.026)	0.643*** (0.021)	0.654*** (0.026)
R ²	0.985					0.649	0.783	0.825	0.822
N	42					286	265	277	236
共同的控制变量									
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
行、地、年	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y

注:n. a.代表样本量过小难以有效估计。其他的控制变量详见表2。本文这里还使用了父亲1997年是否更换过工作的指标,结论与此处类似。*表示 $p \leq 0.1$,**表示 $p \leq 0.05$,***表示 $p \leq 0.01$ 。

表9 传导机制分析

Panel A: 父亲层面的传导机制										
	Base	官员	婚姻	收入	学历	年龄	曾吸烟	仍吸烟	酒类	白酒
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
风险指标	0.438*** (0.020)	0.439*** (0.020)	0.447*** (0.025)	0.311*** (0.020)	0.420*** (0.026)	0.401*** (0.040)	0.557*** (0.014)	0.560*** (0.014)	0.560*** (0.014)	0.559*** (0.013)
交叉项		-1.722*** (0.318)	-0.010 (0.017)	0.020*** (0.001)	0.002 (0.002)	0.001 (0.001)	-0.002 (0.008)	-0.007 (0.008)	-0.002 (0.002)	-0.008*** (0.002)
N	1320	1320	1320	1320	1320	1320	1320	1320	1320	1320
Panel B: 子女层面的传导机制										
	Base	同群 S	同群 D	同群 SS	同群 SD	同群 DS	双胞胎	有工作	SOE	非 SOE
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
风险指标	0.438*** (0.020)	0.432*** (0.020)	0.435*** (0.020)	0.432*** (0.020)	0.434*** (0.020)	0.434*** (0.019)	0.439*** (0.042)	0.526*** (0.021)	0.526*** (0.021)	0.522*** (0.022)
交叉项		-0.160*** (0.049)	0.004 (0.012)	-0.160*** (0.049)	0.003 (0.012)	-0.229*** (0.057)	0.083** (0.035)	-0.009* (0.005)	-0.009* (0.005)	-0.006 (0.014)
N	1320	1320	1320	1320	1320	1320	1381	1381	1381	1381
共同的控制变量										
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
行、地、年	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y

注:这里的 Panel B 中同群 S、同群 D、同群 SS、同群 SD 和同群 DS 分别是指子女同行业、同地区、同地区同行业、同地区不同行业 and 不同地区同行业的风险状况。SOE 与非 SOE 代表子女工作单位是公共部门和非公共部门。交叉项是指风险指标与第(2)~(10)列各项的交叉项。其他的控制变量详见表2。*表示 $p \leq 0.1$,**表示 $p \leq 0.05$,***表示 $p \leq 0.01$ 。

束,是其风险代际传递的决定性因素。家庭内子女数量、家庭收入、行业间同业的竞争和自身经济收入,共同塑造着中国社会年轻一代劳动者的风险偏好,影响着他们的职业选择行为,从而对他们的收入产生影响。

七、结论和政策启示

人力资本在劳动者职业选择中的重要性不言而喻,但中国劳动力市场上年轻一代具有高学历的劳动者更倾向于收入水平居中但风险程度相对较低的职业。产生这种理论与现实差异的主要原因,除了劳动者自身已经具备的人力资本存量外,还与劳动者风险偏好的差异有关。预期收入水平的多寡和风险程度的高低,共同成为这些劳动者职业选择的重要决定因素。本文通过引入个体间存在风险偏好差异的视角,使用 CHNS1989—2011 年间在中国的调查数据,发现中国劳动力市场上存在较显著的风险代际传递现象,进而影响子女职业的选择,并导致了代际职业流动性偏低。这种给定人力资本形成前提下风险偏好的差异,是导致中国劳动力市场上职业流动性偏低的重要原因之一。

年轻一代劳动者风险偏好的形成,主要受家庭内部和同群者潜移默化的影响。家庭内部的影响主要来源于父亲的风险偏好、父亲的人力资本及家庭的社会资本。同群者的影响主要体现为推动子女的风险偏好朝向群体的平均水平改变。因此,家庭和社会对年轻一代劳动者风险偏好的形成都具有多维度的影响。为了检验结论的可靠性,本文使用其他三种方式定义了核心变量风险测度指标、根据单位类型和外部冲击细分了样本进行分析、使用分年度回归等方法,发现与基本结论差异不大。

为了规避潜在风险而在一定程度上牺牲未来的收入水平,成为目前一代年青劳动者的现实选择。这种情形的出现,说明我国劳动力市场上仍存在制度设计和执行等方面的缺陷,大学毕业生在职业选择方面的态度可以在一定程度上视为对各单位福利薪金完善与否的评判方式之一。因此,促进中国劳动者实现灵活多样的就业方式,需要继续推动中国劳动力市场制度建设的不断完善。一方面可以尝试减少市场上信息不对称导致对职业认识不充分造成的就业意向偏差,另一方面也需要继续完善相关的保障制度,减少劳动者对未来职业中由于不可控冲击导致的过度损失。在此意义上,推动微观个体就

业形式的多样化,需要政府强化制度建设弥补市场不足,同时也需要政府对微观个体进行有益的引导,从而推动实现微观福利和宏观福利的最大化。

注:

- ①根据麦可思的调查,2012届、2013届和2014届大学毕业生自主创业人数占毕业生人数的比重分别为2%、2.3%和2.9%。
- ②这里的“二代”现象主要是指“富二代”、“贫二代”、“官二代”和“农民工二代”。
- ③就报考人数而言,2010—2015年间,公务员的报名人数和大学毕业生的人数比分别为22.87%、21.44%、19.12%、21.43%和20.91%,相当于每5位大学毕业生中就有1位报考公务员。就实际录取人数而言,根据麦可思中国2011—2014届大学毕业生社会需求与培养质量调查的数据显示,这一时期毕业大学生从事行政/后勤工作毕业生的比重分别为9.6%、8.7%、8.5%和7.6%。虽然比重有所下降,但仍是本科毕业生入职比重较高的职业。就毕业生的满意度而言,这一时期毕业生在政府机构中满意度最高,其中进入到中央直属政府机构的满意度更高。就公务员的绝对数量而言,《2015年度人力资源和社会保障事业发展统计公报》中披露的数据为716.7万,但该数据的口径为人大、政协、政府、法院、检察院等机关除工勤外的人员,不包括事业单位工作人员。财政供养人员总数2008年为3946万人,此后国家统计局再未公布财政供养人员总数。
- ④根据麦可思的调查数据,2012届和2013届本科毕业生就业于行政/后勤的工资水平仅为2877和3080元,是全国本科生平均薪资水平的85.47%和86.52%,其工资水平在该项调查中排名倒数第四。相比之下,金融行业从业者的平均工资水平是全国劳动者平均工资水平的1.17和1.19倍。
- ⑤公务员“铁饭碗”的工作性质正在被逐渐淡化,不过进程相对较慢。自2007年深圳启用公务员聘用制以来,这一改革尝试进展并不如预期的顺利。
- ⑥这7个省份分别是江苏、山东、河南、湖北、湖南、广西和贵州。
- ⑦本文将在传导机制部分进一步论证这一问题。
- ⑧根据张车伟和薛欣欣使用的2005年7月在上海、浙江和福建三省市进行的“家庭动态与财富代际流动抽样调查”(简称为PSFD)数据显示,私营部门中85%的劳动力仅具有中学以下的学历水平,工资水平仅为国有部门中同等学力劳动者工资的47.17%。
- ⑨数据来源于1991年《工商行政管理统计汇编》和《中国税务年鉴》。
- ⑩这里所定义的公共部门包括公共机构、国有企业和集体企业,其中公共机构职工包括公务员。

参考文献:

李煜,2006:《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》第4期。
- 刘精明,2008:《中国基础教育领域中的机会不平等及其变化》,《中国社会科学》第5期。
- 谭远发,2015:《父母政治资本如何影响子女工资溢价:“拼爹”还是“拼搏”》,《管理世界》第3期。
- 徐舒 朱南苗,2011:《异质性要素回报、随机冲击与残差收入不平等》,《经济研究》第8期。
- 张车伟 薛欣欣,2008:《国有部门与非国有部门工资差异及人力资本贡献》,《经济研究》第4期。
- 赵颖,2016:《员工下岗、家庭资源与子女教育》,《经济研究》第5期。
- 周兴 张鹏,2014:《代际间的职业流动与收入流动——来自中国城乡家庭的经验研究》,《经济学(季刊)》第1期。
- Barsky, R. B. et al(1997), “Preference parameters and behavioral heterogeneity: An experimental approach in the health and retirement study”, *Quarterly Journal of Economics* 112(2):537—579.
- Becker, G. S. & C. Mulligan(1997), “The endogenous determination of time preference”, *Quarterly Journal of Economics* 112(3):729—758.
- Becker, G. S. & N. Tomes(1986), “Human capital and the rise and fall of families”, *Journal of Labor Economics* 4(3):S1—S39.
- Bertrand, M. & S. Mullainathan(2001), “Do people mean what they say? Implications for subjective survey data”, *American Economic Review* 91(2):67—72.
- Bisin, A. & T. Verdier(2000), “Beyond the melting pot: Cultural transmission, marriage, and the evolution of ethnic and religious traits”, *Quarterly Journal of Economics* 115(3):955—988.
- Bonsanga, E. & T. Dohmen(2015), “Risk attitude and cognitive aging”, *Journal of Economic Behavior & Organization* 112:112—126.
- Camerer, C. F. & G. Loewenstein(2004), “Behavioural economics: Past, present, and future”, in: C. F. Camerer et al(eds), *Advances in Behavioural Economics*, Princeton University Press.
- Carpenter, J. P. et al(2011), “Dopamine receptor genes predict risk preferences time preferences, and related economic choices”, *Journal of Risk and Uncertainty* 42:233—261.
- Cesarini, D. et al(2009), “Genetic variation in preferences for giving and risk taking”, *Quarterly Journal of Economics* 124(2):809—842.
- Charles, K. & E. Hurst(2003), “The correlation of wealth across generations”, *Journal of Political Economy* 111(6):1155—1182.
- Cunha, F. et al(2005), “Separating uncertainty from heterogeneity in life cycle earnings”, *Oxford Economic Papers* 57(2):191—261.
- Dohmen, T. et al(2010), “Are risk aversion and impatience related to cognitive ability”, *American Economic Review* 100(3):1238—1260.
- Dohmen, T. et al(2012), “The intergenerational transmission of risk and trust attitudes”, *Review of Economic Studies* 79(2):645—677.
- Dustmann, C. et al(2015), “Risk attitudes and household migration decisions”, Centre for Research and Analysis of Migration Discussion Paper No. 1514.
- He, F. et al(2014), “Breaking the ‘Iron Rice Bowl’ and precautionary savings: Evidence from Chinese state-owned enterprises reform”, Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper 2014—04.
- McGoldrick, K. (1995), “Do women receive compensating wages for earnings risk”, *Southern Economic Journal* 62(1):210—222.
- Necker, S. & A. Voskort(2014), “Intergenerational transmission of risk attitudes: A revealed preference approach”, *European Economic Review* 65:66—89.

(责任编辑:谭易)

(校对:孙志超)