

富爸爸、穷爸爸和子代收入差距

李任玉 杜在超 何勤英 龚 强*

摘 要 本文使用基于工具变量分位数回归的分解方法,通过构建低收入家庭子女与高收入家庭子女拥有相同的特征分布情况下的反事实收入分布,对高、低收入家庭子女的收入差距进行分解。结果显示,高、低收入家庭的子女之间的收入差距主要来源于教育水平、工作经验、工作单位性质等特征差异;两组子女间的回报差异存在,但主要影响低分位点处子女之间的收入差距,对高分位点处的收入差距影响有限。高分位点处子女之间的收入差距几乎能够完全被特征差异所解释。

关键词 收入差距, 特征差异, 回报差异

一、引 言

降低收入不均,缓解因收入分配不均带来的一系列社会矛盾是我国当前重要的发展命题。我国总体物质生活水平的提升取得了卓越的成效,但收入分配不均现象仍不容忽视。一方面,最富有的 10% 家庭占有我国 57% 的收入份额¹,衡量收入不均的基尼系数也一直高居不下²;另一方面,部分低收入群体的贫困问题依然存在,按 2010 年贫困线标准,我国仍有 2 688 万贫困人口³,而按 2011 年提高后的贫困线标准,中国还有 1.28 亿的贫困人口⁴。更为严峻的是,大量的文献证实收入地位存在代际之间的传递现象,子女收入水平与父母的收入水平存在正向关系 (Solon, 1992; Zimmerman, 1992; So-

* 李任玉、杜在超、龚强,西南财经大学经济与管理研究院;何勤英,华南师范大学经济与管理学院。通信作者及地址:杜在超,四川省成都市温江区西南财经大学经济与管理研究院,611130;电话:18008064664;E-mail:duzc@swufe.edu.cn。作者感谢两位审稿人的宝贵意见;感谢留美经济学 2013 年会、《经济学》(季刊)(2013)研讨会以及中国发展研究双年会会议的讨论;感谢教育部人文社科青年项目(11XJC790002)、中央高校基本科研业务费专项资金(JBK1407062)、“新世纪优秀人才支持计划”、国家自然科学基金面上项目(71373210)、国家自然科学基金青年项目(71401140)、四川省哲学社会科学规划重大项目(SC13ZD10)、中央高校基本科研业务费专项资金(JBK130502)的资助。

¹ 中国家庭金融调查与研究中心,《中国家庭收入不平等报告》(2012)。

² 根据国家统计局公布的中国全国居民收入的基尼系数,2003 年 0.479,2004 年 0.473,2005 年 0.485,2006 年 0.487,2007 年 0.484,2008 年 0.491,2009 年 0.490,2010 年 0.481,2011 年 0.477,2012 年 0.474。

³ 中国科学院可持续发展战略研究组,《中国可持续发展战略报告——全球视野下的中国可持续发展》,科学出版社,2012 年。

⁴ 我国 2010 年贫困线标准是农村居民家庭人均纯收入 1 274 元人民币/年;我国 2011 年贫困线标准是农村居民家庭人均纯收入 2 300 元人民币/年。

lon, 1999, 2002, 2004; Björklund and Jäntti, 2009; Black and Devereux, 2011; 王海港, 2005⁵; 孙三百等, 2012⁶)。这种收入的代际传递将同时导致收入差距在代际间发生传递。如果高、低收入家庭在收入分配中的优势和劣势地位通过代际收入的传递影响子女的收入地位, 则预示下一代收入分配格局将会受到当前收入分配格局的影响。在对收入分配格局的动态调整中, 收入差距代际传递的作用不容小觑。如何帮助低收入群体摆脱低收入陷阱, 减小收入差距的代际传递, 不只关系到当前, 更关系到我们的下一代。

基于以上背景, 本文研究父辈收入地位如何影响子女的收入差距。文献中, 家庭的收入地位能够通过两条路径影响子女的收入。一方面, 家庭收入地位的差异将导致高、低收入家庭的子女之间形成人力资本、职业类型等特征差异。子女的人力资本与父辈收入的正相关性现象在各国都普遍存在 (Björklund and Salvanes, 2011)。父辈的收入高低决定了家庭在对子女进行投资决策时面临的收入约束强弱程度, 高收入的家庭的收入约束较弱, 能够为子女提供更多的投资 (Shea, 2000; Bowles and Gintis, 2002; Mayer, 2002; Dahl and Lochner, 2012; Lefgren *et al.*, 2012)。由父辈收入差距造成的子女人力资本投资差异, 将使得子女成年后形成人力资本特征的差异。此外, 家庭收入背景的差异将造成子女职业类型的差异。针对我国的一些研究已经发现, 职业类型与家庭收入背景相关。邢春冰 (2006)⁷考察农村地区的家庭背景对非农就业机会的影响, 结果显示非农就业机会存在很强的代际相关性, 并且这种相关性具有加强的趋势。李宏彬等 (2012)⁸研究发现父辈的政治资本差异会导致“官二代”和“非官二代”之间的工资差异, 即使同样拥有大学文凭, 家庭出身更好的大学生会在劳动力市场中找到更好的工作。另一方面, 低收入家庭处于社会的弱势地位, 如果劳动力市场不完善, 存在基于家庭背景的收入决定机制差异, 高收入家庭的子女相对于低收入家庭的子女将拥有更高的收入回报 (Björklund and Jäntti, 2009)。在极端完善的劳动力市场环境中, 制度不会阻止人们获得与他们才能相称的地位 (M. Friedman and R. Friedman, 1980), 所以拥有同样特征的两个劳动者, 在这样的市场中会获得相同的特征回报。反过来说, 如果拥有同样特征的劳动者在劳动力市场中得到不同的收入回报, 则从一定程度上揭示了劳动力市场的不完善程度。对我国劳动力市场的研究中, 张世伟和吕世斌 (2008)⁹发现家庭的教育背景对子女回报

⁵ 王海港, “中国居民收入分配的代际流动”, 《经济科学》, 2005 年第 2 期, 第 18—25 页。

⁶ 孙三百、黄薇、洪俊杰, “劳动力自由迁移为何如此重要? ——基于代际收入流动的视角”, 《经济研究》, 2012 年第 5 期, 第 147—159 页。

⁷ 邢春冰, “中国农村非农就业机会的代际流动”, 《经济研究》, 2006 年第 9 期, 第 103—116 页。

⁸ 李宏彬、孟岭生、施新政、吴斌珍, “父母的政治资本如何影响大学生在劳动力市场中的表现? ——基于中国高校应届毕业生就业调查的经验研究”, 《经济学》(季刊), 2012 年第 11 卷第 3 期, 第 1011—1026 页。

⁹ 张世伟、吕世斌, “家庭教育背景对个人教育回报和收入的影响”, 《人口学刊》, 2008 年第 3 期, 第 49—53 页。

有显著的影响。袁诚和张磊（2009）¹⁰使用CHIP数据分析发现，子女大学收益以及收益率都受到家庭收入的影响，低收入家庭子女的收益和收益率明显低于中高收入家庭子女。

根据以上文献提出的父辈收入对子女收入的两条影响路径，高、低收入家庭的子女之间将同时存在特征的差异和劳动力市场回报的差异。但从收入差距的角度，我们并不知道高、低收入家庭的子女之间存在的收入差距多大程度上来源于他们之间存在的教育水平、工作经验、就业单位性质等特征差异，又有多少来源于这些特征的回报差异。本文在现有文献基础上，同时考虑父辈收入水平对子女特征差异和回报差异的影响，试图回答哪一种差异是造成高、低收入家庭子女之间存在收入差距的主要原因。如果由家庭收入背景带来的子女收入差距，主要来源于由家庭投入差异导致的子女间教育水平等个人特征的差异，那么对低收入家庭积极的转移支付政策，将能够有效地减轻低收入家庭收入约束对子女投入的限制，从而有效地缓解这类收入差距的形成，减弱社会阶层的固化趋势；如果这类收入差距，主要由劳动力市场对高、低收入家庭子女人力资本等特征的回报差异所造成，则立足于完善劳动力市场的公共政策能够更有效地缓解这类收入差距的形成。对该问题的不同答案对应了不同的公共政策制定重点，因此本文对于我国公共政策的制定有着重要的参考意义。

我们使用基于工具变量分位数回归的反事实收入分解方法（counterfactual decomposition method）来分离以上两类差异在高、低收入家庭子女收入差距中的作用。我们首先构造如下分布：如果低收入家庭子女拥有和高收入家庭子女相同的特征分布，低收入家庭子女的反事实收入分布。我们结合 Chernozhukov and Hansen（2008）提出的工具变量分位数回归方法和 Mata and Machado（2005，以下简称 MM）分位数分解框架，分解出两类差异对子女之间收入差距的贡献：反事实收入分布和低收入家庭子女收入分布的差异反映出特征差异对收入差距的贡献，而反事实收入分布和高收入家庭子女收入分布的差异则反映出回报差异对收入差距的贡献¹¹。我们将 MM 的分解方法推广到含内生变量的情形，解决了 MM 方法下模型的内生性问题。

我们的实证分析发现，在整个收入分布上，高、低收入家庭子女之间存在的特征差异都是造成收入差距代际传递的主要原因。以回报差异为代表的劳动力市场不完善现象存在，并且在一定程度上解释了收入差距在代际间的传递现象。在高分位点处，特征差异几乎解释了全部的收入差距，而回报差异仅在低分位点处起作用。

¹⁰ 袁诚、张磊，“对低收入家庭子女大学收益的观察”，《经济研究》，2009年第5期，第42—51页。

¹¹ 类似的，我们也可以构造另一类反事实收入，如果低收入家庭子女拥有和高收入家庭子女一样的回报，低收入家庭子女的收入分布，然后分解出特征差异和回报差异对他们收入差距的影响。

本文的贡献有如下几点:第一,据作者所知,本文是第一篇同时考虑高、低收入家庭子女之间特征差异和回报差异,进而运用先进的收入差距分解办法对两类差异的影响程度进行定量评估的研究。我们清晰地剥离出两类差异的相对重要程度,是对当前文献的重要补充。第二,据作者所知,尚未有文献从收入差距分解的角度讨论高、低收入家庭子女之间收入差距形成的原因。收入差距是一个多维度的概念,现有文献中虽然已有大量对收入差距进行分解的相关研究,但此类文献多集中于对性别收入差距、城乡收入差距和国有与非国有企业职工工资收入差距的分解研究。第三,为了较好地满足研究目的,我们首次在收入差距分解方法中引入工具变量分位数回归,在方法创新上做出了一定的贡献。

本文余下部分的结构安排如下:第二部分介绍反事实分解方法,第三部分介绍数据处理及描述统计,第四部分报告实证结果,第五部分是稳健性的分析,第六部分对全文进行总结。

二、计量模型与分解方法

本文采用的是含内生变量的分位数分解方法,该方法是 Chernozhukov and Hansen (2008) 提出的工具变量分位数回归方法与 Mata and Machado (2005) 分解思想的结合。运用这一方法,我们在考虑了由遗漏变量问题引起的内生性问题的同时,分析不同分位点处,高、低收入家庭子女之间收入差距的形成机制。我们的方法将 MM 的分解思想推广到了含内生变量的情形。

MM 提出的基于分位数回归的分解思想是 Oaxaca (1973) 条件均值分解方法的推广,已被广泛地运用于收入差距的研究领域,例如城乡收入差距 (Nguyen *et al.*, 2007)、工资收入的性别差距 (Albrecht *et al.*, 2003; 葛玉好和曾湘泉, 2011¹²) 和国有单位工资收入分配效应 (夏庆杰等, 2012¹³) 等。该方法将两组群体间可观测的收入差距分解为两部分:一部分由他们收入决定方程中系数的差异引起;另一部分由他们收入决定方程中解释变量分布的差异引起。在本文中,我们将前者称为回报差异效应(一些文献称为价格差异或歧视,例如邢春冰, 2010¹⁴; 郭继强等, 2011¹⁵; 卿石松和郑加梅,

¹² 葛玉好、曾湘泉,“市场歧视对城镇地区性别工资差距的影响”,《经济研究》,2011年第6期,第45—92页。

¹³ 夏庆杰、李实、宋丽娜、S. Appleton“国有单位工资结构及其就业规模变化的收入分配效应:1988—2007”,《经济研究》,2012年第6期,第127—142页。

¹⁴ 邢春冰,《迁移、自选择与收入分配——来自中国城乡的证据》,《经济学》(季刊),2010年第9卷第2期,第633—660页。

¹⁵ 郭继强、姜娜、陆利丽,“工资差异分解方法述评”,《经济学》(季刊),2011年第10卷第2期,第363—414页。

2013¹⁶)，代表高、低收入家庭的子女之间收入决定方程系数的差异对他们收入差距的贡献；后者称为特征差异效应，代表高、低收入家庭的子女之间人力资本、就业单位性质等特征差异对他们收入差距的贡献。

具有内生性问题的 MM 分解思想并不能准确地识别我们关心的特征差异效应和回报差异效应。遗漏不可观测的个人能力将导致内生性的存在，致使通过分位数方法估计得到的收入决定方程回报是有偏的、不一致的 (Chernozhukov and Hansen, 2008; Lee, 2007)，进而造成 MM 分解结果的偏误。为了准确地识别这两类效应，我们将 Chernozhukov and Hansen (2008) 的工具变量分位数回归方法和 MM 的分解思想结合起来，以解决存在的内生性问题。

(一) 含内生变量的分位数回归模型

我们考虑如下的分位数回归模型：

$$\begin{aligned} Y &= D'\alpha(U) + X'\beta(U), \\ D &= f(X, Z, V), \quad U | X, Z \sim \text{Uniform}(0, 1). \end{aligned} \quad (1)$$

这里 Y 代表父辈收入， X 代表外生变量， D 代表内生变量， X 和 D 统称为特征变量。其他不可观测变量通过影响 U 来影响收入， U 服从 $(0, 1)$ 上的均匀分布。变量 Z 是工具变量。 D 是 X 、 Z 以及误差项 V 的函数， V 和 U 是相关的，从而引起了内生性。我们把 (1) 式中所有的解释变量放在一起定义为 W ，即 $W = (D', X')'$ ，相应的系数定义为 $\delta = (\alpha', \beta')'$ 。

我们采用 Chernozhukov and Hansen (2008) 提出的工具变量分位数回归方法来估计该模型。具体来说：对任意给定的 α 值，我们找出使如下的 τ 分位数回归目标函数值最小的 β 和 γ ，

$$Q_n(\tau, \alpha, \beta, \gamma) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \rho_\tau(Y_i - D_i'\alpha - X_i'\beta - Z_i'\gamma),$$

其中， ρ 是在 τ 分位点的检验函数 (check function)。也就是说，对给定的分位数点 τ ，以及 α 值，我们求出

$$(\hat{\beta}(\alpha, \tau), \hat{\gamma}(\alpha, \tau)) = \operatorname{argmin}_{\beta, \gamma} Q_n(\tau, \alpha, \beta, \gamma). \quad (2)$$

估计 $\alpha(\tau)$ 时，我们采取 Chernozhukov and Hansen (2008) 的做法，找出使得 $\hat{\gamma}(\alpha, \tau)$ 尽可能地接近于零的 $\hat{\alpha}(\tau)$ ，即

$$\hat{\alpha}(\tau) = \operatorname{arginf}_{\alpha \in \Psi} [\operatorname{Wald}_n(\alpha)], \operatorname{Wald}_n(\alpha) = n[\hat{\gamma}(\alpha, \tau)'] \hat{A}(\alpha) [\hat{\gamma}(\alpha, \tau)],$$

¹⁶ 卿石松、郑加梅，“‘同酬’还需‘同工’：职位隔离对性别收入差距的作用”，《经济学》(季刊)，2013 年第 12 卷第 2 期，第 736—756 页。

其中, Ψ 是 α 的可能取值空间, $\hat{A}(\alpha)$ 是估计方程 (2) 时得到的 $\sqrt{n} [\hat{\gamma}(\alpha, \tau) - \gamma(\alpha, \tau)]$ 协方差矩阵的逆。Wald_n(α) 是检验 $\gamma(\alpha, \tau) = 0$ 的瓦尔德 (Wald) 统计量。最终我们得到 τ 分位点处 α 和 β 的估计值分别是 $\hat{\alpha}(\tau)$ 和 $\hat{\beta}(\hat{\alpha}(\tau), \tau)$ 。读者可参见 Chernozhukov and Hansen (2008) 关于上述估计值的一致性和渐进正态分布性。

(二) 推广的 MM 收入差距分解

在这一部分我们将 MM 的分解思想推广到含内生变量的情形。在阐述我们的方法之前, 我们先引入一些定义。我们分别用上标 “h” 和 “l” 表示高、低收入家庭子女的相应变量或系数, 例如, Y^h 和 Y^l 分别表示高、低收入家庭的子女收入; δ^h 和 δ^l , 分别表示高、低收入家庭的子女收入决定方程系数。此外, 我们用 $F_{\delta(U)^h, W^h}(y)$ 和 $F_{\delta(U)^l, W^l}(y)$ 分别表示由式 (1) 得到的 Y^h 和 Y^l 的累积分布函数。为了进行收入分解, 我们还需要构造一个反事实收入分布 $F_{\delta(U)^l, W^h}^*(y)$: 低收入家庭子女如果拥有与高收入家庭子女一样的特征分布 W^h , 低收入家庭子女的收入分布。

我们用如下的方法来近似 $F_{\delta(U)^h, W^h}(y)$, $F_{\delta(U)^l, W^l}(y)$ 和 $F_{\delta(U)^l, W^h}^*(y)$ 。

首先, 我们在 $\tau = 0.01 \times j$, $j = 1, 2, \dots, 99$, 共 99 个分位数点, 用高收入家庭的子女样本, 即 $\{Y_i^h, W_i^h, Z_i^h\}_{i=1}^{n^h}$, 做工具变量分位数回归, 得到 $\hat{\delta}(\tau_j)^h$; 用低收入家庭子女的样本, 即 $\{Y_i^l, W_i^l, Z_i^l\}_{i=1}^{n^l}$, 做工具变量分位数回归, 得到 $\hat{\delta}(\tau_j)^l$ 。

然后, 我们用 $\{W_i^h \times \hat{\delta}(\tau_j)^h\}_{i=1, \dots, n^h; j=1, \dots, 99}$ 和 $\{W_i^l \times \hat{\delta}(\tau_j)^l\}_{i=1, \dots, n^l; j=1, \dots, 99}$ 的经验分布, 来近似 $F_{\delta(U)^h, W^h}(y)$ 和 $F_{\delta(U)^l, W^l}(y)$; 用 $\{W_i^h \times \hat{\delta}(\tau_j)^l\}_{i=1, \dots, n^h; j=1, \dots, 99}$ 的经验分布函数来近似 $F_{\delta(U)^l, W^h}^*(y)$ 。近似的原理如下: 给定 W_i 和 y ,

$$\begin{aligned} F_{\delta(U), W}(y | W_i) &= \int_0^1 1(W_i \delta(\tau) \leq y) d\tau \approx \int_0^1 1(W_i \hat{\delta}(\tau) \leq y) d\tau \\ &\approx \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J 1(W_i \hat{\delta}(\tau_j) \leq y) = \hat{F}_{\delta(U), W}(y | W_i), \\ F_{\delta(U), W}(y) &= \int F_{\delta(U), W}(y | w) dF_W(w) \approx \int \hat{F}_{\delta(U), W}(y | w) d\hat{F}_W(w) \\ &\approx \frac{1}{n \times J} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^J 1(W_i \hat{\delta}(\tau_j) \leq y) = \hat{F}_Y(y), \end{aligned}$$

类似的思想也用于 Albrecht *et al.* (2003)、Melly (2006) 和 Dustman *et al.* (2009) 的研究中。

有了上面三个近似分布之后我们便可以进一步进行分解。假设我们想对高收入和低收入家庭子女收入的 q 分位数差距进行分解, 我们有

$$q(F_{Y^h}(y)) - q(F_{Y^l}(y)) = \underbrace{q(F_{\delta(U)^h, w^h}(y)) - q(F_{\delta(U)^l, w^h}^*(y))}_{\text{回报差异}} + \underbrace{q(F_{\delta(U)^l, w^h}^*(y)) - q(F_{\delta(U)^l, w^l}(y))}_{\text{特征差异}} + \text{residual}, \quad (3)$$

分解公式 (3) 的第一部分 $q(F_{\delta(U)^h, w^h}(y)) - q(F_{\delta(U)^l, w^h}^*(y))$, 表示两组子女的收入决定方程中系数的差异对他们收入差距的贡献, 这两个收入分布都使用低收入家庭子女的特征变量, 拥有相同的特征分布, 唯一的区别在于使用了不同的系数矩阵, 对特征变量的回报不同。它告诉我们如果“富爸爸”的子女跟“穷爸爸”的子女拥有同样的特征变量回报, “富爸爸”子女的收入会下降多少。在完善的劳动力市场中, 所有个人特征都相同的两个人, 应拥有等同的收入回报, 并不依赖于家庭收入背景。在剔除了个人特征的差异后, 仍然存在的这部分收入差距在一定程度上表现了劳动力市场的完善程度对子女收入差距的影响。回报差异效应由式 (4) 估计得到, 衡量的是高、低收入家庭子女之间的特征回报差异对他们收入差距的贡献程度:

$$\text{回报差异效应} = \frac{q(F_{\delta(U)^h, w^h}(y)) - q(F_{\delta(U)^l, w^h}^*(y))}{q(F_{Y^h}(y)) - q(F_{Y^l}(y))}. \quad (4)$$

分解公式 (3) 的第二部分 $q(F_{\delta(U)^l, w^h}^*(y)) - q(F_{\delta(U)^l, w^l}(y))$, 表示高、低收入家庭子女之间存在的特征差异对他们收入差距的作用。这里的两个收入分布都使用同样的回报系数矩阵, 只有特征分布存在差异, 代表在同样的特征回报下, 仅由高、低收入家庭子女之间特征差异导致的收入差距。换句话说, 它告诉我们如果“穷爸爸”的子女拥有跟“富爸爸”的子女一样的特征分布, “穷爸爸”的子女的收入能够得到多大的提升。特征差异效应由式 (5) 估计得到, 衡量的是高、低收入家庭子女之间的特征差异对他们收入差距的贡献程度:

$$\text{特征差异效应} = \frac{q(F_{\delta(U)^l, w^h}^*(y)) - q(F_{\delta(U)^l, w^l}(y))}{q(F_{Y^h}(y)) - q(F_{Y^l}(y))}.$$

三、数据处理与描述统计

(一) 变量设定和数据处理

本文使用的数据来自美国北卡罗来纳大学和中国预防医学科学院联合执行的中国经济、人口、营养和健康调查 (China Economic, Population, Nutrition

¹⁷ CHNS 数据集分别在 1989 年、1991 年、1993 年、1997 年、2000 年、2004 年、2006 年、2009 年共采集得到 8 年数据。

and Health Survey, 以下简称 CHNS)。CHNS 约每隔 3 年进行一次调查, 跨越 1989 年至 2009 年共 8 期¹⁷ 截面数据, 使我们不仅能够获得当期的家庭收入数据, 还能够利用 CHNS 的数据结构向前追溯子女成长期间父辈的收入地位。

我们使用子女在 15—18 岁期间父亲的收入地位来衡量子女成长时期的家庭收入地位。¹⁸ 家庭收入地位以父亲收入水平在该期收入分布中所处的分位数衡量, 是父亲相对于 CHNS 中所有样本而言所处的真实收入地位, 而非仅在父亲的样本中进行比较。我们首先得到在子女 15—18 岁期间父亲在所有收入样本中的收入分位数, 再将父亲的收入分位数信息与他们子女成年后的收入、职业和相关人口学信息进行匹配。¹⁹ 我们将父亲收入位于 20% 分位点以下定义为低收入家庭, 父亲收入位于 80% 分位点以上定义为高收入家庭。此外, 我们也同样尝试了将父亲收入位于收入分布的中位数以上定义为高收入家庭, 中位数以下定义为低收入家庭的定义方式, 不同的定义方法并未改变我们的核心结论, 我们在第五部分的稳健性检验中报告了这一估计结果。

本文使用的子女和父亲的收入信息来自 1989 年至 2009 年共 8 期 CHNS 计算和提供的个人单年收入²⁰, 收入已经通过通货膨胀率调整为 2009 年的可比收入。我们的子女样本为 20 岁以上拥有工作的子女, 有 90% 的样本年龄在 20 岁和 30 岁之间, 平均年龄约 24 岁。在剔除了关键变量缺失的数据之后, 我们共得到 2 677 对父亲子女样本。²¹

决定收入水平的特征变量包括受教育年限、工作经验²²、工作经验的平方/100、工作单位的性质(是否国有企业)、性别、城乡户籍、是否拥有小手工业或小商业、样本省份哑变量和样本取样年份哑变量²³。此外, CHNS 数据以户籍为单位采集家庭数据, 样本中有约 11.6% 的子女与父母同一户籍但是在异地工作, 不与父母同住。我们在模型中还加入了是否与父母同住变量从一定程度上控制代际收入研究中可能存在的同住选择偏误(韩军辉和龙志和, 2011²⁴)。

本文选取社区(村)的教育指数作为教育水平这一内生变量的工具变量。

¹⁸ 15—18 岁期间, 有 36% 的子女匹配到 2 期父亲收入, 我们选取子女年龄小时的那一期父亲收入衡量父亲收入地位; 其余 64% 的子女只匹配到 1 期父亲收入。我们也考虑了使用子女 10—14 岁、19—22 岁期间父亲的收入衡量家庭收入地位的情况, 得到一致的结论, 结果报告在第五部分。

¹⁹ 仅匹配亲生父亲信息, 在数据中剔除了父亲为继父和养父的样本。

²⁰ 个人单年收入是七项个人收入的总和, 包括当年个人的工商业、农业、渔业、林业和牧业收入, 非退休工资和退休收入。

²¹ 在 1989 年、1991 年、1993 年、1997 年、2000 年、2004 年、2006 年和 2009 年中的样本数各为 113、381、559、618、329、287 和 390。

²² 工作经验的计算方法为: 如果, 受教育年限 + 6 \geq 16, 工作经验 = 年龄 - 受教育年限 - 6, 如果, 受教育年限 + 6 < 16, 工作经验 = 年龄 - 16。

²³ 许多文献(赵剑治和陆铭, 2009 等)都指出社会资本对收入的重要决定作用, 但遗憾的是 CHNS 数据没有提供较好的社会资本衡量指标, 而那些提供社会资本信息的数据又因为不能跨期地匹配家庭与子女的收入数据, 难以满足本文的分析要求。

²⁴ 韩军辉、龙志和, “基于多重计量偏误的农村代际收入流动分位回归研究”, 《中国人口科学》, 2011 年第 5 期, 第 26—35 页。

社区（村）的教育指数由 CHNS 提供，是 Jones and Popkin（2010）根据 CHNS 数据编制的城镇化指数的一个组成部分。他们根据评分算法对社区（村）中 21 岁以上成人的平均受教育水平在 1—10 分进行指数化处理，分数越高表明社区平均受教育水平越高。社区的教育指数变量与目前 CHNS 数据下可得的其他工具变量，例如父母的受教育水平相比，在控制了其他因素后，更外生于收入决定方程残差中不可观测的个人能力。这一社区教育指数变量通过了弱工具变量检验。使用该工具变量，我们能够更好地控制不可观测的个人能力造成的收入决定方程系数估计偏误问题。在获得准确的系数矩阵估计的基础上，我们才能进一步地分解出特征差异效应和回报差异效应。表 1 报告了该工具变量的描述统计结果。

表 1 CHNS 社区(村)教育指数描述统计

	1989 年	1991 年	1993 年	1997 年	2000 年	2004 年	2006 年	2009 年
社区(村)个数	190	190	188	192	217	216	218	218
均值	2.37	2.49	2.66	2.90	3.33	3.35	3.43	3.47
标准差	1.18	1.19	1.16	1.28	1.41	1.38	1.51	1.46
最小值	0.58	0.76	0.74	1.06	1.08	0.78	0.88	0.74
最大值	7.38	7.36	7.32	7.84	8.04	7.8	8.18	8.1

（二）高、低收入家庭子女之间的收入差距

按父亲收入五分位点分类的描述性统计结果报告在表 2 中。按照上文提到的家庭收入地位定义标准，我们有 393 个样本属于低收入家庭，767 个样本属于高收入家庭。高收入家庭中，父亲平均年收入为 11 683.56 元；低收入家庭中，父亲平均年收入仅为 727.83 元。随着收入分位点的提高，收入的标准差也在增加，层内的收入差距扩大。

表 2 不同分位数区间的父亲收入描述统计（单位：元）

父亲收入分位数区间	样本数	平均数	中位数	标准差	最小值	最大值
0%—20%	393	727.83	415.73	748.97	14.85	2 369.44
20%—40%	437	1 952.61	623.96	1 845.92	1 187.27	4 565.74
40%—60%	474	3 397.74	1 236.93	2 989.05	2 167.37	10 400.42
60%—80%	606	5 052.36	1 984.48	4 311.86	3 104.02	15 124.78
80%—100%	767	11 683.56	8 548.38	9 051.52	4 764.94	71 162.37
全样本	2 677	5 518.44	3 757.54	6 273.27	—	—

简单的统计描述可以看出，在不同收入地位的家庭中成长的子女之间存在显著的收入差距。从表 3 对子女样本平均收入的描述统计可以看出，父亲收入位于收入分布最底端的 20%，其子女平均收入为 6 732.192 元；而父亲收入位于收入分布最顶端的 20%，其子女平均收入为 11 856.34 元，是低收入家庭子女收入的 1.76 倍。

图 1 显示的是高、低收入家庭的子女在相同分位数上的收入比率，横轴表示分位数点，纵轴表示两组子女对数收入的比率，阴影部分表示通过自助法

(bootstrap) 估计的 95% 置信区间²⁵。位于收入分布低分位点的子女, 高、低收入家庭子女的对数收入比率约为 1.15, 随着收入分位数的上升, 高、低收入家庭子女的对数收入比率逐渐减小至 1.05 左右。可见, 高、低收入家庭子女之间的收入水平在各个分位数点都存在显著的差异, 而在低分位点这种差距尤甚。

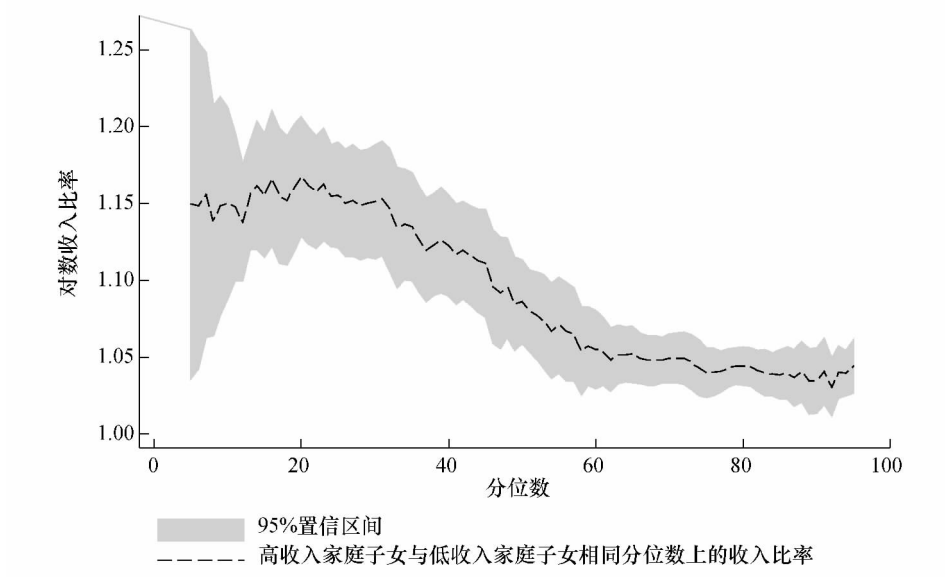


图 1 高、低收入家庭子女在相同分位数上的收入比率

(三) 高、低收入家庭子女之间的特征差异

伴随着高、低收入家庭的女之间存在的收入差距, 两组子女之间同时存在显著的特征差异。从人力资本的角度, 高收入家庭子女拥有更高的教育水平。表 3 中, 高收入家庭的子女平均受教育年限显著高于低收入家庭约 2.05 年。具体的, “富爸爸”的子女, 拥有中等职业技术和大学及以上学历的比例均大于“穷爸爸”的子女。收入位于最底层 20% 的家庭, 他们的子女拥有中等职业技术和大学及以上学历的比例分别为 9.41% 和 3.05%, 均显著低于“富爸爸”子女对应 22.95% 和 21.78% 的比例。同时, 高收入家庭的子女, 平均来看, 他们的父亲和母亲也拥有更高的教育水平。从职业的角度, 高收入家庭中约 9% 的子女工作单位为国有企业, 而低收入家庭这一比例为 2.8%, 高、低收入家庭的子女在就业单位类型上同样存在显著的差异。此外, 与我国的城乡二元结构现状相符, 高收入家庭的城镇户籍比例更大。从表 3 中还可以看出, 高、低收入家庭的子女间年龄、工作经验、性别比例、父亲的年龄以及拥有小手工业和商业的比例等方面没有显著的差别。

²⁵ 95% 置信区间通过自助法 (bootstrap) 50 次计算。

表 3 变量描述统计(均值)

	父亲收入分位数区间					所有样本
	差异					
	80%—100% (1)	0%—20% (2)	差异 (1)—(2)	50%—100% (3)	0%—50% (4)	
子女年收入	11 856.34	6 732.192	5 124.148	10 290.56	6 705.04	8 890.91
教育						
平均受教育年限	10.18	8.13	2.05***	9.93	8.38	9.33
小学及以下	1.69%	6.36%	—4.67%***	2.21%	7.56%	4.30%
初中	9.65%	22.39%	—12.74%***	11.21%	19.33%	14.38%
高中	43.94%	58.78%	—14.84%***	46.63%	55.02%	49.91%
中等技术学校	22.95%	9.41%	13.54%***	19.36%	10.91%	16.06%
大学及以上	21.78%	3.05%	18.73%***	20.59%	7.18%	15.36%
工作经验						
工作经验(年)	7.58	7.81	—0.23	7.79	7.81	7.79
1—10 年	81.23%	78.88%	2%	78.68%	79.04%	78.82%
11—22 年	18.77%	21.12%	—2%	21.32%	20.96%	21.18%
职业						
国有企业	9.00%	2.80%	6.20%***	9.62%	3.64%	7.54%
子女其他变量						
城市户籍	21.12%	1.78%	19.34%***	26.04%	8.33%	19.13%
拥有小手工业或小商业	14.21%	13.23%	1%	13.54%	12.73%	13.22%
男性	63.23%	67.94%	—5%	63.30%	65.55%	64.18%
年龄(年)	24.31	23.95	0.36	24.46	24.04	24.3
家庭相关变量						
父亲年龄	45.48	47.65	—2.17***	45.69	46.59	46.04
父亲受教育年限	6.93	4.97	1.96***	7.13	5.32	6.42
母亲受教育年限	4.32	2.59	1.73***	4.52	2.98	3.92

注：*** 表示在 1% 的显著性水平显著；** 表示在 5% 的显著性水平显著；* 表示在 10% 的显著性水平显著；均值差异的显著性通过两样本 *t* 检验得到。

四、实证分析

从前面的统计描述可见，不同收入水平家庭的子女之间存在明显的收入差距，同时子女之间也存在特征差异。我们在这一部分将先给出不同收入水平家庭子女之间回报差异的实证估计结果，然后，我们将具体地分解出回报差异和特征差异对收入差距的影响。

（一）高、低收入家庭子女之间的回报差异

要准确分解特征差异和回报差异对子女收入差距的贡献，首先要求我们对两组子女的收入决定方程进行准确的估计。在估计过程中，我们使用社区（村）作为教育水平的工具变量，并进行了弱工具变量检验。首先，我们在两阶段线性模型下，根据 Stock and Yogo（2005）的方法进行弱工具变量检验。全部样本、高收入家庭样本和低收入家庭样本的罗伯特—库比卡—瓦尔德 F 统计量分别是 248.78、78.32 和 49.01，都大于 10% 显著性下的临界值。然后，我们根据 Chernozhukov and Hansen（2008）提出的弱工具变量检验方法²⁶，在工具变量中位数模型下估计了以残差密度为权重的教育水平与工具变量相关系数²⁷，对全部样本、高收入家庭样本和低收入家庭样本而言这一相关系数分别是 0.53、0.48 和 0.42，这进一步表明了本文不存在弱工具变量问题。弱工具变量的检验结果报告在表 4 中。

表 4 收入决定方程弱工具变量检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	IV 中位数	IV 中位数	IV 中位数	2SLS	2SLS	2SLS
	全样本	高收入 家庭子女	低收入 家庭子女	全样本	高收入 家庭子女	低收入 家庭子女
受教育年限	0.298*** (0.0327)	0.295*** (0.0547)	0.272* (0.155)	0.259*** (0.0241)	0.297*** (0.0491)	0.242*** (0.0675)
工作经验	0.132*** (0.0294)	0.134*** (0.0500)	0.203** (0.0928)	0.148*** (0.0223)	0.139*** (0.0396)	0.135** (0.0663)
工作经验 ² /100	-0.222 (0.140)	-0.242 (0.246)	-0.488 (0.428)	-0.335*** (0.105)	-0.223 (0.188)	-0.209 (0.297)
截距项	4.989*** (0.222)	5.190*** (0.350)	4.617*** (0.812)	5.352*** (0.318)	5.036*** (0.642)	5.170*** (0.784)
样本数	2 677	767	393	2 677	767	393
R^2				0.284	0.245	0.281
弱工具变量检验	0.53	0.48	0.42	248.78	78.32	49.01

注：第(1)—(3)列括号里是稳健标准差，弱工具变量检验为以残差密度为权重的教育水平与工具变量相关系数；第(4)—(6)列括号里是个人层面的聚类稳健性标准差，弱工具变量检验为罗伯特—库比卡—瓦尔德 F 统计量(Kleibergen-Paap rk Wald F statistic)；*** 表示在 1% 的显著性水平显著；** 表示在 5% 的显著性水平显著；* 表示在 10% 的显著性水平显著；其他控制变量略，包括：是否拥有小商业、是否与父母同住、是否在国有企业工作、性别、户籍、样本省份和收集年份的哑变量。

²⁶ 详见 Chernozhukov and Hansen(2008:p.384)中对 $R5$ 假设的阐述。

²⁷ 我们使用 R 软件的“np”程序包对残差密度进行估计。

图 2 报告了工具变量分位数回归的部分结果，可见高、低收入家庭子女之间也存在特征回报的差异。具体来说，图 2 中报告了收入决定方程中教育水平、工作经验、拥有小商业或小手工业以及在国有企业工作这四个变量在各个分位点上的系数。系数是在 $[0.05, 0.95]$ 分位点区间中以 0.01 为步长共 91 个分位数处，通过工具变量分位数方法估计得到。从图中可以看出，高收入家庭的子女教育回报率随着分位数的上升减小，低收入家庭的子女教育回报率随着分位数的上升增大，高、低收入家庭子女的教育回报率差异主要体现在低分位点处。对工作经验而言，高收入家庭的子女工作经验回报，同样随着分位数的上升而减小，而低收入家庭的子女工作经验回报在不同分位点上平稳波动。约在中位点以下，高收入家庭的子女获得更高的工作经验回报；约在中位点以上，低收入家庭的子女获得更高的工作经验回报。几乎在所有分位点上，拥有小商业或小手工业对高收入家庭子女收入的贡献都大于低收入家庭。不论是高收入家庭还是低收入家庭，子女在国企工作都能获得更高的收入水平，但对低收入家庭子女而言，国企工作对收入水平的提升程度更大，这一作用在所有分位点上都存在。

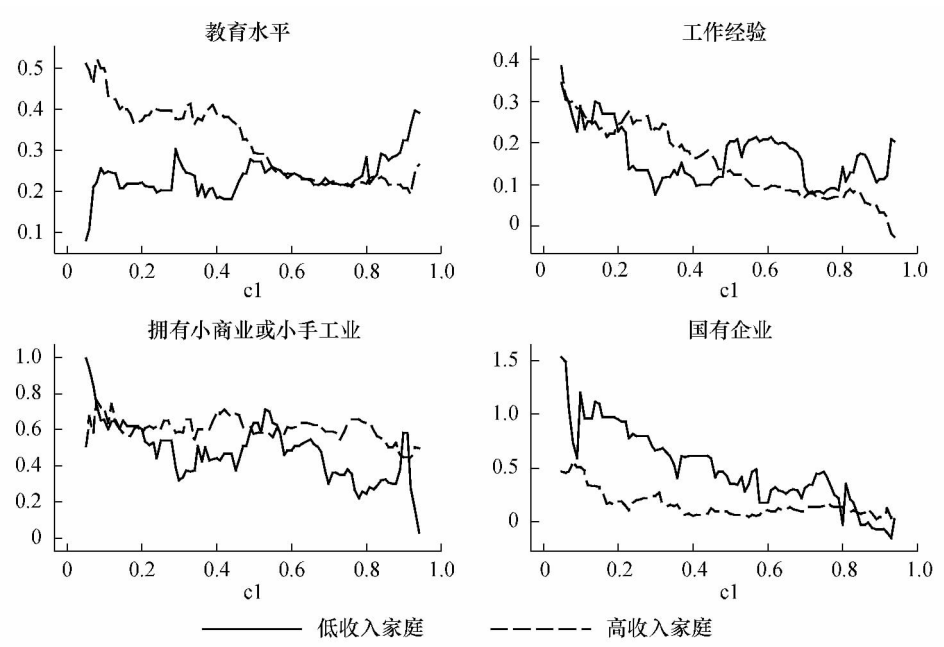


图 2 低收入家庭子女的工具变量分位数回归系数

（二）分解结果

估计收入决定方程后，我们使用文中第二部分所述的分解方法，分别估计特征差异和回报差异对高、低收入家庭子女之间收入差距的贡献程度。通

过对比它们的相对大小,我们试图回答究竟哪一类效应在这一收入差距的形成中起主要作用。

图 3 报告了在 $[0.1, 0.9]$ 分位数区间以 0.01 为步长,在工具变量分位数回归基础上得到的分解结果。图 3 上图横轴表示子女收入分位点,纵轴表示估计的对数收入。从图中可以看出在 60% 分位点以下,反事实的收入位于高、低收入家庭的子女收入之间。这说明,对这部分子女而言,当低收入家庭子女拥有与高收入家庭子女同样的特征变量分布时,他们的收入水平依然低于高收入家庭的子女。而这部分通过改善个人特征依然无法消除的收入差距,则可以解释为拥有相同个人特征的情况下,低收入家庭的子女获得的总的特征回报低于高收入家庭的子女。

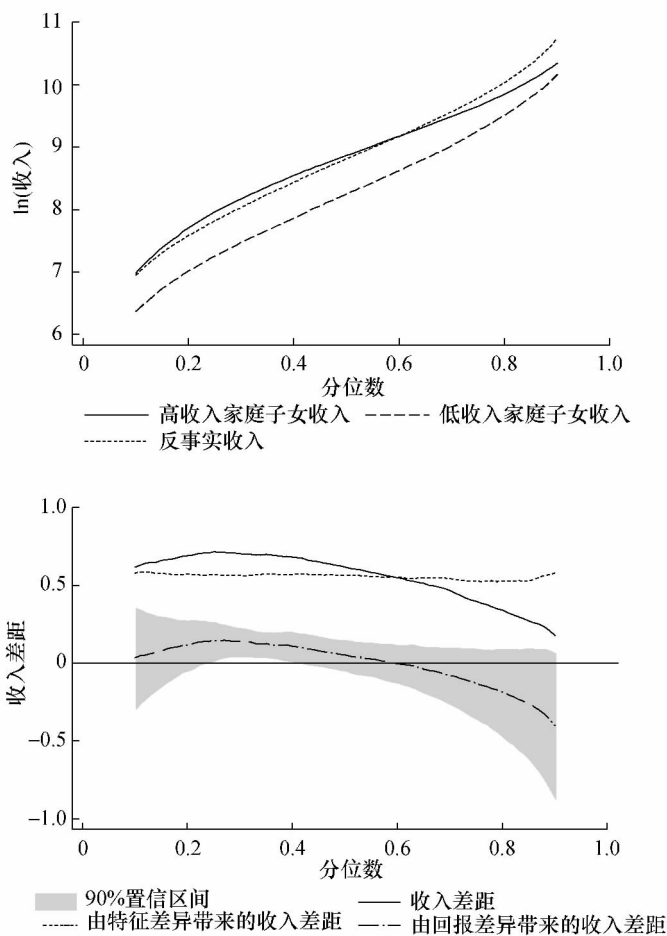


图 3 工具变量分位数回归下的收入分布差距分解结果

图 3 下图报告分解后两类效应的作用大小:(1)实线表示高、低收入家庭的子女之间收入差距的估计值。高、低收入家庭的子女之间的收入差距随着

分位点的上升而下降，与观测数据的结果一致。(2) 短虚线表示能够由特征差异所解释的收入差距，通过反事实收入减去低收入家庭子女的收入计算得到。特征差异对收入差距的贡献在所有分位点上都大于回报差异的贡献，甚至在 60% 分位点以上解释了两组子女之间全部的收入差距。(3) 长虚线表示回报差异，通过高收入家庭子女的收入减去反事实收入计算得到。由回报差异造成的收入差距随着分位点的上升而下降。阴影部分代表的置信区间²⁸显示，回报差异仅对收入在 20% 至 40% 分位点子女之间的收入差距有显著的影响，这也在一定程度上解释了为什么两组子女的收入差距在这一区间最大。高分位点处，由回报差异贡献的收入差距不再显著，说明对两组家庭中那些收入水平较高的子女，回报差异并不是造成他们之间存在收入差距的原因。换句话说，那些处于高分位点的子女之间的这一收入差距现象，能够全部被他们之间特征的差异所解释。

表 5 给出了我们关心的子女收入分位点上，三类收入的估计值以及特征差异和回报差异对收入差距的贡献比例。在所有分位点上，特征差异的贡献都大于回报差异的贡献，并且随着分位数的上升贡献率逐渐增加。在 40% 分位点处，回报差异效应的贡献约占 20%，随着子女收入分位点的上升，回报差异效应的作用逐步下降。在 60% 分位点以上，回报差异效应的作用由正转负，但在统计上并不显著地异于零，说明在这一分位数区间中，回报差异效应并不存在。相对应的，特征差异效应至少解释了约 80% 的收入差距现象，对位于收入分布 60% 分位点及以上的子女，特征差异解释了全部来源于家庭收入背景的收入差距。

我们的研究发现，从整个收入分布来看，消除高、低收入家庭的子女之间存在的特征差异对降低他们之间收入差距有显著的作用，并且其效果大于降低劳动力市场中基于家庭收入背景的回报差异所带来的作用。从分解结果可以看出，提升低收入家庭子女的人力资本水平和改善低收入家庭子女的就业情况，将使他们与高收入家庭子女之间的收入差距至少减小 80%；而对位于高分位点（大于 60%）的低收入家庭子女来说，甚至可以完全消除由家庭收入地位差异带来的收入差距。同时，改善劳动力市场中特征回报的公平程度，对低分位点（低于 60%）的那部分子女之间的收入差距有一定的缓解作用。

²⁸ 本部分的所有置信区间都是通过 50 次“自助法”(bootstrap)估计得到。

表 5 工具变量分位数分解结果

分位点	子女 ln(收入)				预测收入差距 ($d=a-b$)	收入差距分解				
	高收入家庭		低收入家庭			回报差异效应		特征差异效应		
	观测值	预测值 a	观测值	预测值 b		绝对值 ($e=a-c$)	百分比 (e/d)	绝对值 ($f=c-b$)	百分比 (f/d)	
										反事实收入 c
0.1	7.26	6.99	6.32	6.37	6.95	0.61	0.04	6%	0.58	94***
0.2	7.97	7.7	6.8	7.01	7.58	0.69	0.12	17*	0.57	83***
0.3	8.41	8.17	7.22	7.47	8.03	0.7	0.14	20*	0.56	80***
0.4	8.72	8.55	7.7	7.87	8.44	0.68	0.11	16*	0.57	84***
0.5	8.92	8.87	8.17	8.25	8.81	0.62	0.05	9%	0.57	91***
0.6	9.19	9.17	8.66	8.62	9.18	0.55	0	0%	0.55	100***
0.7	9.45	9.49	8.96	9.03	9.57	0.46	-0.08	-17%	0.54	117***
0.8	9.68	9.85	9.24	9.51	10.03	0.34	-0.19	-55%	0.53	155***
0.9	10.06	10.34	9.64	10.16	10.74	0.18	-0.4	-222%	0.58	322***

注：*** 表示在 1% 的显著性水平显著；** 表示在 5% 的显著性水平显著；* 表示在 10% 的显著性水平显著。

为了讨论由内生性造成的偏误方向，我们将工具变量分位数分解结果和忽略了内生性问题的分位数分解结果进行对比，分位数分解结果报告在图 4 中，图例定义与图 3 一致。图 4 中，在不控制能力偏误的情况下，从两类效应的相对大小来看，在所有分位点上特征差异对收入差距的贡献都大于回报差异的贡献，这与工具变量分位数分解得到的结论一致。但在不控制能力偏误的情况下，分位数分解得到的回报差异效应估计值大于通过工具变量分位数分解得到的估计值。这说明忽略两组子女个人能力差异的情况下，回报差异对子女收入差距的贡献将被高估。

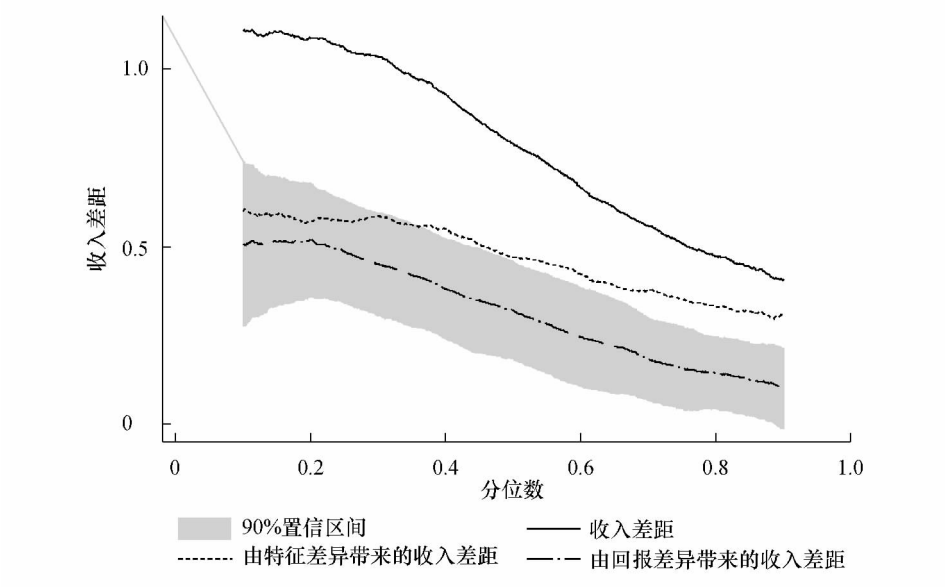


图 4 分位数回归下的收入分布差距分解结果

综合来看，不论是分位数还是工具变量分位数的分解结果，特征差异在整个收入分布上都是导致高、低收入家庭的子女之间存在收入差距的主要因素，在高分位点处两组子女之间的收入差距全部来自他们特征的差异；回报差异仅对低分位点处的收入差距有显著的贡献。此外，忽略了个人不可观测能力的分位数回归，高估了回报差异效应的作用，这表明，在存在内生性问题的情况下，一部分回报差异效应的作用其实来自两组子女之间个人能力的差异。

（三）另一类反事实收入分布构造方式下的分解结果

前文中构造的反事实收入分布 $F_{\delta(U)^L, W^h}^*(y)$ ，代表低收入家庭的子女拥有跟高收入家庭子女相同的特征分布情况下的收入分布。将该反事实的收入分布与低收入家庭子女的收入分布进行比较，我们获得消除特征差异能够为低收入家庭子女带来的收入提升程度。同样，我们也可以构造另一个反事实收

入分布 $F_{\delta(U)^h, W^l}^*(y)$, 代表低收入家庭的子女拥有与高收入家庭子女同样的特征回报情况下的收入分布。类似地, 将这个新的反事实收入与低收入家庭子女的真实收入分布进行比较, 我们得到消除劳动力市场中的回报差异为低收入家庭的子女带来的收入提升程度。一方面, 两类反事实收入分布均从对低收入家庭子女的收入提升作用入手, 能够从另一个角度比较特征差异效应和回报差异效应的相对重要程度。另一方面, 使用不同的反事实收入分布构造方式, 也在一定程度上为本文的结论提供稳健性的支撑。

图 5 中报告了两种不同反事实收入分布的模拟结果。从图中可以对比看出, 消除特征差异和消除回报差异都能够提升低收入家庭子女的收入水平; 但是在整个收入分布上, 改善低收入家庭子女的人力资本、职业等特征差异对他们带来的收入提升, 都要大于改善劳动力市场中特征回报差异带来的收入提升。

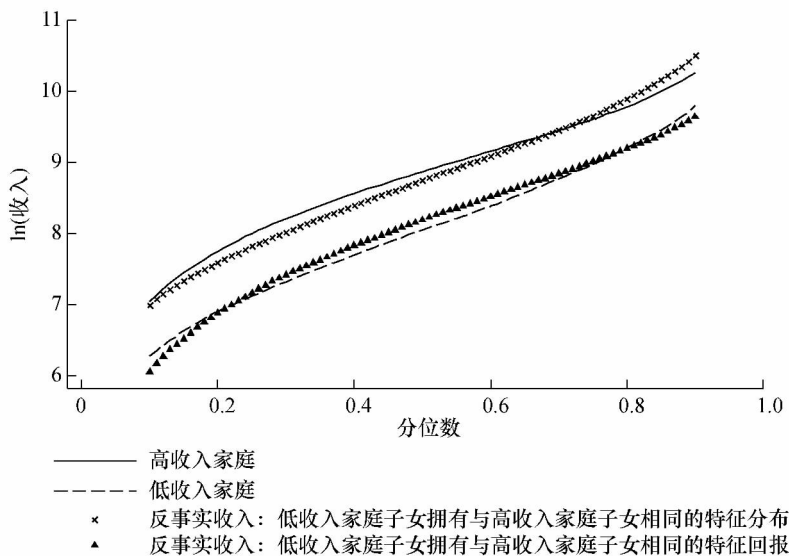


图 5 两类反事实收入对比

五、稳健性讨论

为了进一步提高本文结论的可靠性和稳健性, 我们进行了如下稳健性的讨论: (1) 使用不同的方式定义高、低收入家庭; (2) 使用子女不同年龄阶段期间父亲的收入地位作为家庭收入地位的代理变量; (3) 对城市和农村子样本分别进行分解; (4) 对数据存在的样本选择问题进行一定的讨论; (5) 运用单变量分解方法对文章结论进行稳健性检验。这五类检验都支持本文的主要结论。

（一）改变家庭收入地位的定义标准

我们使用不同的方法来定义高、低收入家庭，以验证我们的结论并不依赖于家庭收入地位的定义方法。首先，我们使用与前文相同的方法以父亲在整个收入分布中的相对分位数衡量家庭收入地位，只是以收入分布的中位数来划分高、低收入家庭：父亲收入位于中位数之上定义为高收入家庭，位于中位数之下定义为低收入家庭。用中位数定义高、低收入家庭后，高、低收入家庭的收入差距会有所减小，但这使用了所有 2 677 个样本点，更有效地利用了数据。图 6 分别报告了在这一新的分组方式下基于分位数分解方法和工具变量分位数分解方法得到的估计结果，其他图例定义与图 4 一致。在这种新的定义方式下，我们得到与前文一致的结论：在所有分位点上，特征差异对高、低收入家庭的子女收入差距的贡献都大于回报差异的贡献。

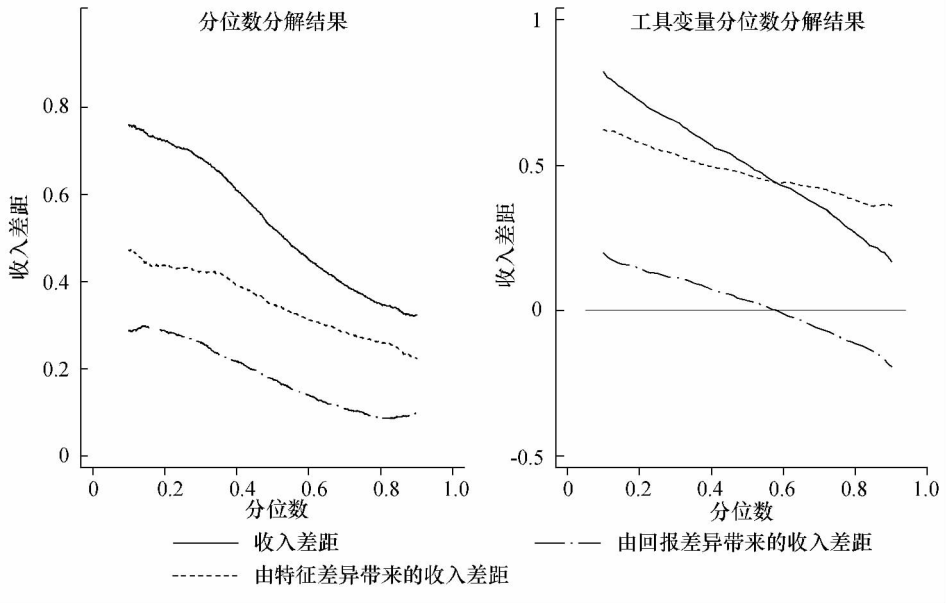


图 6 新的分类方式下的分解结果：基于父亲收入

其次，即使改变对家庭收入地位的衡量方式，不以父亲收入在整个收入分布中的相对位置来衡量家庭收入地位，而是依据父亲收入在所有匹配后的样本中的收入分位数来衡量家庭收入地位，我们依然得到一致的结论。分解结果如图 7 所示，特征差异仍然在高、低收入家庭子女间的收入差距中起主要作用。虽然这样的收入地位衡量方式可以保证两组子女的样本大小一致，但对高、低收入家庭的识别并不准确。

以父亲收入代表父代收入是代际研究中常用的方法，但我国女性劳动参与率较高，母亲的影响不容忽视，因此我们考察了以父母收入之和衡量家庭

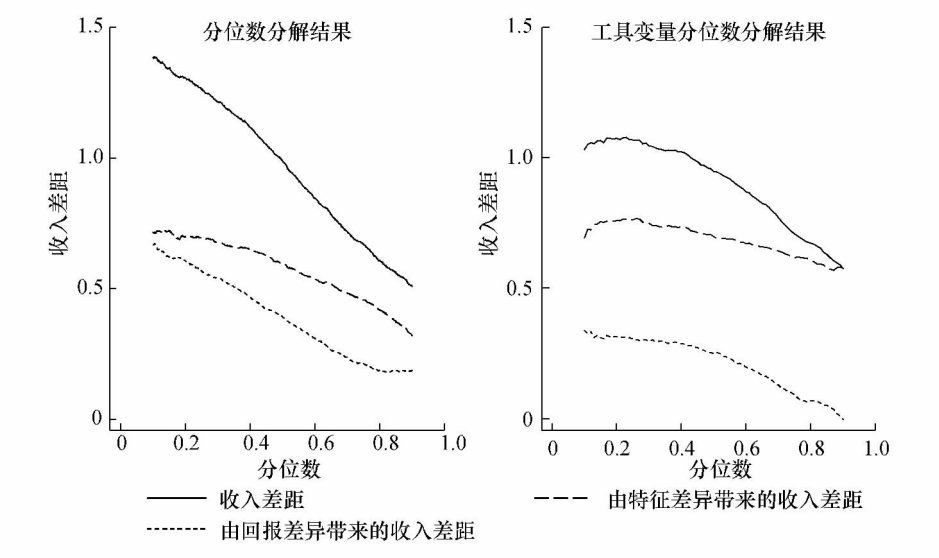


图 7 新的家庭收入地位衡量方式下的分解结果

收入地位的情况。²⁹以子女 15—18 岁期间父母收入之和衡量家庭收入地位，我们共匹配到 2 095 个子女样本。我们以匹配后的样本中位数区分高、低收入家庭。分解结果报告在图 8 中，用父母收入之和定义高、低收入家庭，回报差异效应的贡献有所上升，但几乎在整个收入分布上，子女特征差异效应的作用都大于回报差异效应，分解结果仍然显示出与前文类似的结论。

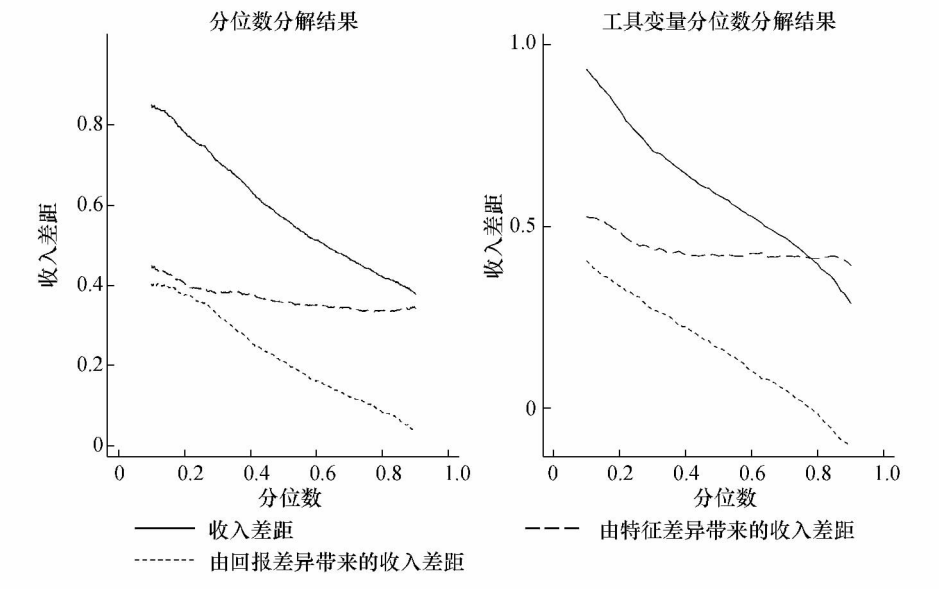


图 8 新的分类方式下的分解结果：基于父母收入之和

²⁹ 感谢审稿人的宝贵意见。

（二）改变父辈收入水平的定义方法

在相同的成长阶段，家庭收入地位对子女收入的作用机制应是一致的，在难以获得家庭长期收入地位准确衡量的情况下，我们选取子女同一成长阶段的家庭收入地位来对不同收入家庭进行分组。为了说明我们的结论并不依赖于对子女成长阶段的选择，我们分别估计了以子女 10—14 岁期间、19—22 岁期间父亲的收入水平作为家庭收入代理变量时的分解结果。不论以哪一阶段父亲的收入地位作为家庭收入地位的代理变量，我们都得到类似的结论。使用子女 10—14 岁、19—22 岁时父亲的收入水平对子女进行分类，我们分别得到 1 286 对和 2 763 对父亲与子女样本。我们将父亲收入在收入分布的中位数以上定义为高收入家庭，中位数以下定义为低收入家庭，使用工具变量分位数分解方法对两组子女间的收入差距进行分解，图 9 中报告了分解结果。在所有分位点上，特征差异都是造成高、低收入家庭的子女之间存在收入差距的主要原因。

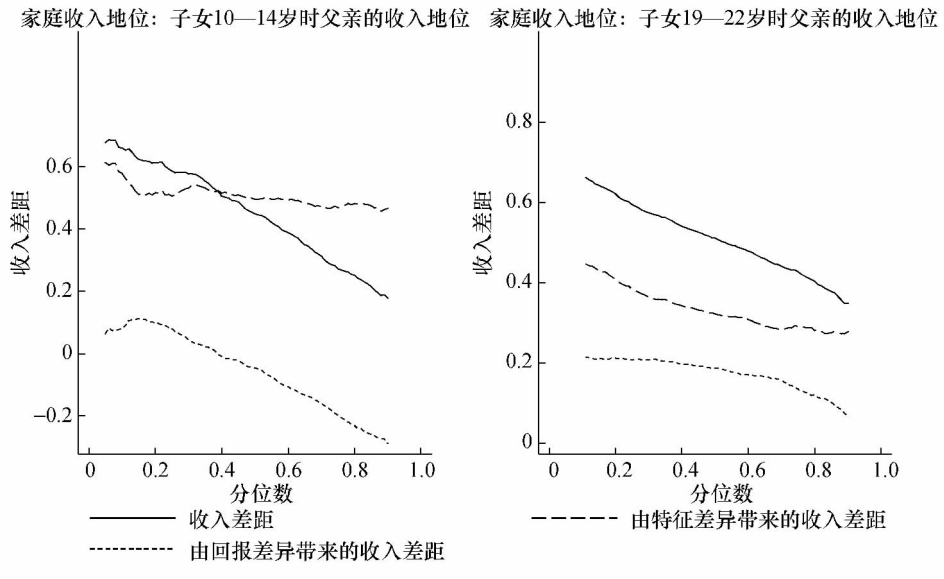


图 9 不同收入定义方式下的分解结果

（三）城市和农村样本

城乡收入差异是我国总体收入差距的重要组成部分，因此本文讨论的高、低收入家庭差异可能与城乡差异混在了一起，为了对此进行稳健性的检验，我们对城市户籍样本和农村户籍样本分别进行了分解，结果报告于图 10 中。由于样本量的限制，这里采取较为宽松的分类方式，即父亲收入在收入分布的中位数以上定义为高收入家庭，中位数以下定义为低收入家庭。在农村户籍的家庭之间，即在没有户籍分布差异的情况下，高、低收入家庭子女的收入

入差距依然主要来源于特征差异效应。在城市户籍的家庭之间，30％分位点以上的收入差距也主要来源于特征差异效应。通过在城乡内部分别对收入差距进行分解来消除城乡差异的影响，我们得到与前文类似的结论。

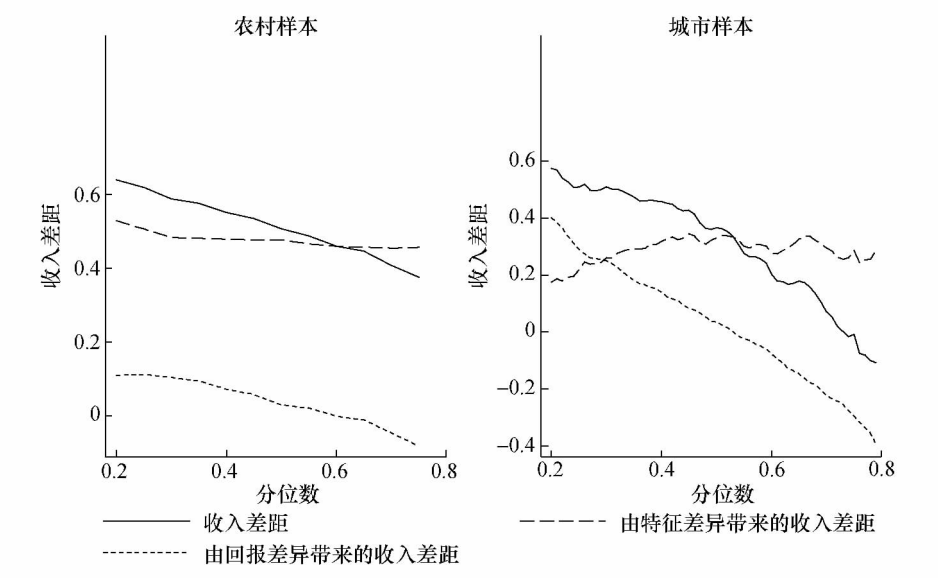


图 10 城乡子样本分解结果

（四）关于样本选择的讨论

表 6 样本选择模型估计结果

变量	(1)	(2)	(3)
	OLS	Heckman 第二阶段	Heckman 第一阶段
教育水平	0.109***	0.104***	−0.0260**
(0.00769)	(0.00806)	(0.0110)	
年龄	0.0646***	0.0445***	−0.0604***
	(0.00611)	(0.00748)	(0.00713)
未婚			0.378***
			(0.0874)
女性	−0.0896**	−0.153***	−0.694***
	(0.0448)	(0.0484)	(0.0658)
农村户口	−0.183***	−0.171***	0.154**
	(0.0497)	(0.0529)	(0.0725)
截距项	6.389***	6.112***	1.086***
	(0.223)	(0.226)	(0.294)
逆米尔斯比		0.740***	
		(0.148)	
样本量	2 677	4 601	4 601
R ²	0.292		

注：括号中报告的标准差是经过 cluster 调整的稳健标准差；* 代表在 10％检验水平上显著，** 在 5％水平上显著，*** 在 1％水平上显著；其他时间、省份虚拟变量略。

在这一部分，我们讨论由于样本选择问题可能造成的估计偏误。由于数据采集方式的限制，CHNS 仅能获得在同一户籍下的子女和父辈信息，一部分离开父母独自成立家庭的子女信息因为不在抽样框中，并不包含在数据里，这也是当前我国微观调查数据的共同特点。在考虑了缺失独立在外成立家庭的子女可能造成的样本选择偏误之后，我们的结论依然是稳健的。

我们借助 Heckman 两阶段样本选择模型，对本文估计结果的偏误方向进行讨论。剔除掉在校就读和关键变量缺失的样本后，用于估计 Heckman 两阶段样本选择模型的全样本共有 4 601 个。这部分样本与分解样本处于相同的年龄阶段，20—38 岁，但只有 2 677 个样本匹配到了他们的父辈信息进入了前文的分解模型。我们选取是否未婚作为识别样本选择的外生变量。在我国，子女结婚后通常会将户口单独迁出以组成新的家庭，因此子女是否未婚与子女是否与父母同户籍显著相关，并且外生于子女的收入。表 6 的最后一列报告了样本选择模型第一阶段的估计结果。可见，教育水平越高，子女跟父母同户籍的可能性越小，这也符合我们的现实观察，这意味着部分教育水平较高的子女不在我们的样本中。而子女的教育水平与父辈收入往往是正相关的 (Björklund and Salvanes, 2011)，我们的描述统计也同样显示，高收入家庭的子女平均教育水平高于低收入家庭。因此，有更多高收入家庭的高教育水平子女未进入我们的分析，从而我们低估了高、低收入家庭子女的特征差异程度，也就低估了特征差异效应在他们收入差距中的作用。表 6 的前两列结果告诉我们，丢失了那些高教育水平的子女后，教育水平和工作经验的回报率被高估，这与文献中发现的教育回报率边际报酬递减现象一致 (Mincer, 1974; Harmon and Walker, 1999; Trostel, 2005; Heckman *et al.*, 2008)。由于高收入家庭的高教育水平子女更多，其教育回报率极有可能被更多地高估。而这将导致我们高估了高、低收入家庭子女之间的回报差异。综合上述两方面的影响，特征差异效应被低估而回报差异效应被高估，因此即使考虑了样本选择可能造成的估计偏误，特征差异的作用仍然会大于回报差异的作用。

(五) 基于 RIF 回归的单项特征分解结果

前文中，我们运用含内生变量的分位数分解方法，从总量分解的角度区分“特征差异”和“回报差异”对高、低收入家庭收入差距的影响。接下来，我们借助 Firpo *et al.* (2007) 提出的基于再中心化影响函数回归 (recentered influence function regression, 下称 RIF 回归) 的分解方法对上文的结论进行进一步的稳健性检验。与 Mata and Machado (2005) 的分解方法不同，基于 RIF 回归的分解方法能够得到单项变量分解 (detailed decomposition) 的一致

估计，以帮助我们分别识别人力资本、工作单位性质等各单项特征在两组群体中的分布差异和回报差异对收入差距的贡献程度³⁰。

基于 RIF 回归的分解方法分为两步：首先通过建立 RIF 与统计量间的对应关系，将统计量表示成其他变量的线性投影，得到目标统计量 RIF 的一致估计；随后运用 Blinder-Oaxaca 的分解方法，分解出各项解释变量对该统计量的影响。这里，根据 Firpo *et al.* (2009) 发展的无条件分位数回归 (unconditional quantile regression) 方法，我们分别选取 20%、50%和 80%分位数作为 RIF 回归的目标统计量³¹。我们将个人的特征分为三类以分解各类变量的特征差异效应和回报差异效应对收入差距的贡献。三类特征分别是：以受教育年限和工作经验衡量的人力资本；以是否拥有小商业、是否在国有企业工作衡量的工作类型；和以户籍、性别、是否与父母同住、省份和年份衡量的其他个人特征。分解结果报告在表 7 中。

表 7 基于 RIF 回归的分解结果

		20 百分位		50 百分位		80 百分位	
		估计值	标准差	估计值	标准差	估计值	标准差
总差异		1.128***	(0.118)	0.711***	(0.123)	0.432***	(0.063)
特征差异效应	总效应	0.587***	(0.157)	0.349***	(0.060)	0.324***	(0.054)
	人力资本	0.292***	(0.087)	0.221***	(0.041)	0.212***	(0.038)
	工作类型	0.016	(0.015)	0.017	(0.011)	0.018**	(0.009)
	其他特征	0.279**	(0.111)	0.111**	(0.050)	0.094**	(0.040)
回报差异效应	总效应	0.540**	(0.213)	0.362***	(0.128)	0.108*	(0.064)
	人力资本	-0.722	(0.988)	-0.268	(0.890)	0.349	(0.468)
	工作类型	-0.007	(0.042)	-0.138**	(0.067)	-0.007	(0.031)
	其他特征	-0.275	(0.809)	-0.227	(0.751)	-0.738**	(0.365)
	截距项	1.545	(1.331)	0.996	(1.198)	0.504	(0.563)

注：括号中报告的标准差是通过自助法得到的稳健标准差；* 代表在 10%检验水平上显著，** 在 5%水平上显著，*** 在 1% 水平上显著。

从表 7 中可以看出：第一，运用基于 RIF 回归的分解方法得到的特征差异和回报差异的结果与 MM 分解结果类似。对两组家庭子女收入 20%和 50%分位数，特征差异总效应和回报差异总效应能够各自解释大约 1/2 的差异，然而对于两组家庭子女收入 80%分位数，特征差异能够解释大约 3/4 的差异。第二，在特征差异中，人力资本的特征差异是形成高、低收入家庭子女之间收入差距的主要因素；在回报差异中，人力资本的回报差异对这类收入差距并没有显著的贡献。

³⁰ 虽然目前还没有成熟的方法来解决单变量分解中的内生性问题，但由于该类分解能够帮助我们更具体地理解高、低收入家庭子女之间收入差距的形成原因，这里我们在不考虑变量内生性的情况下，尝试对高、低收入家庭收入差距的单变量分解进行一些初步的分析。作者感谢匿名审稿人的这一建议。

³¹ 关于 RIF 回归方法的具体介绍参见 Firpo *et al.* (2009)、徐舒(2010)和郭继强等(2011)。

基于 RIF 回归的分解结果同样支撑了本文的主要结论。但需要特别说明的是，由于方法上的限制，表 7 的研究结果未控制不可观测个人能力差异对收入差距的影响，我们并没有获得单项分解效应的一致估计，表 7 的结果只是对高、低收入家庭子女收入差距单变量分解的初步尝试，只能作为对前文结论稳健性的讨论。如何将内生性问题引入单变量分解方法从而获得一致的估计是该领域非常重要的进一步研究方向。

六、结论与启示

本文通过研究父辈收入如何影响子女之间的收入差距，探讨代际收入差距的传递路径。基于工具变量分位数分解方法，我们分离出高、低收入家庭的子女间存在的收入差距在多大程度上能够被子女之间存在的教育水平、就业单位差异等特征差异所解释，又有多少由这些特征的回报差异解释。使用 2 677 对家庭与子女匹配样本，借助工具变量分位数估计，我们模拟了低收入家庭子女在拥有与高收入家庭子女相同的特征分布情况下，低收入家庭子女的收入分布情况。这个反事实的收入分布，帮助我们分解出特征差异和回报差异对他们收入差距的贡献度。研究结果显示，高、低收入家庭的子女，他们之间的收入差距主要来源于教育水平、工作经验、工作单位性质等特征差异；两组子女间的回报差异存在，但主要影响低分位点处子女之间的收入差距，对高分位点处的收入差距影响有限，高分位点处子女之间的收入差距几乎能够完全被特征差异所解释。

研究结果告诉我们，我国劳动力市场的收入决定机制是相对公平的；要从整体上降低由父辈的收入水平差异造成的子女间的收入差距，使低收入家庭的子女能够摆脱低收入“陷阱”，需要致力于减小因家庭收入差异造成的子女特征差异，这需要社会为低收入家庭的子女创造更多提升个人能力的条件和空间。一方面，低收入家庭受到更强的收入约束，能够用于进行子女投资的资源较少，这是造成高、低收入家庭的子女之间存在特征差异的主要原因。但另一方面，低收入家庭的子女在成长过程中是否拥有等的教育机会、在劳动力市场中是否拥有等的就业机会也是决定他们能否消除特征差异的重要因素。从减小特征差异的角度，除了改善低收入家庭的收入困境，加强转移支付外，为低收入家庭子女提供公平的教育机会和就业机会也是非常重要的。当然，降低劳动力市场中基于家庭收入背景的回报差异现象，也能够一定程度上缓解收入差距，只是其影响程度并不及降低高、低收入家庭子女之间特征差异的作用。

本文也存在一些不足之处。首先，我们仅对样本选择问题带来的估计偏误进行了定性的讨论，在获得更为详实数据的情况下，进行更为细致的研究是非常必要的。其次，本文所定义的“高收入”“低收入”是一个相对的概

念, 我们只考虑到那些相对富有家庭的子女, 与那些家庭收入相对低于富有家庭的子女之间收入差距的原因。受到数据可得性的限制, 我们的数据并不能代表社会的绝对富有家庭与绝对贫困家庭。因此, 我们的结论是否能够推广到绝对收入差距的情况, 需要进一步地基于更为详实收入分布数据的研究。

我们的研究为理解代际收入传递提供了一个新的视角, 我们的一些发现也值得进一步探究。比如说, 由于回报差异造成的来自富裕家庭和贫困家庭的子女收入不均, 主要存在于收入位于低分位数的子女。这一部分的回报差异为何存在? 其作用机制如何? 从另一个角度, 我们的发现表明: 高收入父母可能给子女提供的更好工作机会仅在子女收入相对较低时才体现出来。这是否意味着国内的高端劳动力市场更为有效? 这些都有待于进一步研究。

参 考 文 献

- [1] Albrecht, J., A. Björklund, and S. Vroman, “Is There a Glass Ceiling in Sweden?”, *Journal of Labor Economics*, 2003, 21(1), 145—178.
- [2] Björklund, A., and K. Salvanes, “Education and Family Background: Mechanisms and Policies”, in Hanushek, E., S. Machin, and L. Woessmann (eds.), *Handbook of the Economics of Education*, Elsevier, 2011.
- [3] Björklund, A., and M. Jäntti, “Intergenerational Income Mobility and the Role of Family Background”, in Alverda, W., B. Nolan, and T. Smeeding (eds.), *Handbook of Economic Inequality*, Oxford: Oxford University Press, 2009.
- [4] Black, S., and P. Devereux, “Recent Developments in Intergenerational Mobility”, in Ashenfelter, O., and D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Elsevier, 2011.
- [5] Bowles, S., and H. Gintis, “The Inheritance of Inequality”, *Journal of Economic Perspectives*, 2002, 16(3), 3—30.
- [6] Chernozhukov, V., and C. Hansen, “Instrumental Variable Quantile Regression: A Robust Inference Approach”, *Journal of Econometrics*, 2008, 142(1), 379—398.
- [7] Dahl, G., and L. Lochner, “The Impact of Family Income on Child Achievement: Evidence from the Earned Income Tax Credit”, *American Economic Review*, 2012, 102(5), 1927—1956.
- [8] Dustman, C., J. Ludsteck, and U. Schoenberg, “Revisiting the German Wage Structure”, *Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(2), 843—881.
- [9] Firpo, S., N. Fortin, and T. Lemieux, “Decomposing Wage Distribution Using Recentered Influence Function Regression”, *mimeo*, University of British Columbia, 2007.
- [10] Firpo, S., N. Fortin, and T. Lemieux, “Unconditional Quantile Regression”, *Econometrica*, 2009, 77(3), 953—973.
- [11] Friedman, M., and R. Friedman, *Free to Choose*. New York, B. J. Harcourt, 1980.
- [12] Ge, Y., and X. Zeng, “The Effect of Marker Discrimination on Gender Wage Gap in Urban China”, *Economic Research Journal*, 2011, 6, 45—92. (in Chinese)
- [13] Guo, J., L. Jiang, and L. Lu, “Decomposition Methods for Wage Differentials: A Survey”, *China Economic Quarterly*, 2011, 10(2), 363—414. (in Chinese)
- [14] Harmon, C., and I. Walker, “The Marginal and Average Return to Schooling in the UK”, *European Economic Review*, 1999, 43(4—6), 879—887.

- [15] Heckman, J., L. Lochner, and P. Todd, "Earnings Functions and Rates of Return", *Journal of Human Capital*, 2008, 2(1), 1—31.
- [16] Han, J., and Z. Long, "Study of Quantile Regression of Intergenerational Income Mobility in Rural China based on Multiple Biases", *Chinese Journal of Population Science*, 2011, 5, 26—35. (in Chinese)
- [17] Jones, S., and M. Popkin, "Understanding Community Context and Adult Health Changes in China: Development of an Urbanicity Scale", *Social Science & Medicine*, 2010, 71(8), 1436—1446.
- [18] Lee, S., "Endogeneity in Quantile Regression Models: A Control Function Approach", *Journal of Econometrics*, 2007, 141, 1131—1158.
- [19] Lefgren, L., M. Lindquist, and D. Sims, "Rich Dad, Smart Dad: Decomposing the Intergenerational Transmission of Income", *Journal of Political Economy*, 2012, 120(2), 268—303.
- [20] Li, H., L. Meng, X. Shi, and B. Wu, "Parental Political Capital and Children's Labor Market Performance: Evidence from the First Job Offers of Chinese College Graduate", *China Economic Quarterly*, 2012, 11(3), 1011—1026. (in Chinese)
- [21] Mata, J., and J. Machado, "Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distributions using Quantile Regression", *Journal of Applied Econometrics*, 2005, 20(4), 445—465.
- [22] Mayer, S., "The Influence of Parental Income on Children's Outcomes", Report to the New Zealand Ministry of Social Development, 2002.
- [23] Melly, B., *Applied Quantile Regression*. Dissertation. University of St. Gallen, 2006.
- [24] Mincer, J., *Schooling, Experience, and Earnings*. New York: Columbia University Press, 1974.
- [25] Nguyen, T., J. Albrecht, S. Vroman, and W. Daniel, "A Quantile Regression Decomposition of Urban-Rural Inequality in Vietnam", *Journal of Development Economics*, 2007, 83(2), 466—490.
- [26] Oaxaca, R., "Male and Female Wage Differentials in Urban Labor Market", *International Economic Review*, 1973, 14(3), 693—709.
- [27] Qing, S., and J. Zheng, "Unequal Pay or Unequal Job: Effect of Hierarchical Segregation on Gender Earning Differentials", *China Economic Quarterly*, 2013, 12(2), 736—756. (in Chinese)
- [28] Shea, J., "Does Parents Money Matter?", *Journal of Public Economics*, 2000, 77(2), 155—184.
- [29] Solon, G., "Cross-country Differences in Intergenerational Earnings Mobility", *Journal of Economic Perspectives*, 2002, 16(3), 59—66.
- [30] Solon, G., "Intergenerational Income Mobility in the United States", *American Economic Review*, 1992, 82(3), 393—408.
- [31] Solon, G., "Intergenerational Mobility in the Labor Market", *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, 1999.
- [32] Stock, J., and M. Yogo, "Testing for Weak Instruments In Linear IV Regression", in Andrews, D., and J. Stock (eds.), *Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas Rothenberg*, Cambridge, 2005, 80—108.
- [33] Sun, S., W. Huang, and J. Hong, "Why Free Labor Migration Is So Important? —Based on the Perspective of Intergenerational Income Mobility", *Economic Research Journal*, 2012, 5, 147—159. (in Chinese)
- [34] Trostel, P., "Nonlinearity in the Return to Education", *Journal of Applied Economics*, 2005, 8(1), 191—202.
- [35] Wang, H., "Intergenerational Mobility of Chinese Residents' Income Distribution", *Economic Science*, 2005, 2, 18—25. (in Chinese)
- [36] Xu, S., "Technical Progress, Return to Education and Income Inequality in China", *Economic Research Journal*, 2010, 9, 79—108. (in Chinese)

- [37] Xia, Q., S. Li, L. Song, and S. Appleton, "Effect of Changes in Wage Structure and Employment Shares of State-owned Units on Income Distribution: 1988—2007", *Economic Research Journal*, 2012, 6, 127—142. (in Chinese)
- [38] Xing, C., "Intergenerational Mobility of Off-farm Job Opportunities in Rural China", *Economic Research Journal*, 2006, 9, 103—116. (in Chinese)
- [39] Xing, C., "Migration, Self-Selection, and Income Distribution: Evidence from Rural and Urban China", *China Economic Quarterly*, 2010, 9(2), 633—660. (in Chinese)
- [40] Cheng, Y., and Z. Lei. "Parental Income and Return to College Education in Urban China", *Economic Research Journal*, 2009, 5, 42—51. (in Chinese)
- [41] Zimmerman, D., "Regression toward Mediocrity in Economic Stature", *American Economic Review*, 1992, 82(3), 409—429.
- [42] Zhang, S., and S. Lv, "Influence of Family Educational Background on Individual Returns to Schooling and Earnings", *Population Journal*, 2008, 196(3), 4—53. (in Chinese)
- [43] Zhao, J., and M. Lu, "The contribution of Guanxi to Income Inequality in Rural China and a Cross-regional Comparison: a Regression-based Decomposition", *China Economic Quarterly*, 2009, 9(1), 539—560. (in Chinese)

Rich Dad, Poor Dad and Offspring Income Inequality

RENYU LI ZAICHAO DU* QIANG GONG

(*Southwestern University of Finance and Economics*)

QINYING HE

(*South China Normal University*)

Abstract In this paper we evaluate the effect of paternal income on children's income inequality. We construct the counterfactual income of children from poor family if they have the same covariates as children from rich family. We then decompose the rich dad effect on income inequality into income structure effect and composition effect. We solve the endogeneity problem by using the instrumental variable quantile regression method. We find that composition effect is the major source of the income difference between children from rich families and from poor families. However, the income structure effect contributes to the income gap for low-income children.

JEL Classification D31, E24, J62

* Corresponding Author: Zaichao He, Research Institute of Economics and Management, Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu, Sichuan, 611130, China; Tel: 86-18008064664; E-mail: duzc@swufe.edu.cn.