

学生贷款对中国女大学生 学业发展的影响

黄 维, 张 珊

[摘 要] 女大学生是中国学生贷款的重要获贷群体, 对学生贷款影响女大学生学业发展进行计量分析有助于政策效果的评估。本研究利用全国 6139 位女大学生的追踪调查数据, 在控制大一时基线成绩的基础上, 采用倍差法(DID)和倾向得分匹配法(PSM)相结合的研究方法, 检验了学生贷款对女大学生学业发展的影响。研究发现, 当前的学生贷款总体上对中国女大学生的学业发展产生了抑制效应而不是激励效应, 即学生贷款降低了女大学生的学习成绩, 在短期内增加了她们的打工时间, 对她们学习时间没有影响; 同时, 学生贷款增加了中国女大学生的偿债压力, 刺激了她们要尽早进入劳动力市场就业, 从而降低了她们继续攻读研究生的毕业选择。本研究为中国学生贷款的政策改进提供了经验证据。

[关键词] 学生贷款; 女大学生; 学业发展; 倍差法; 倾向得分匹配法

一、引言

人力资本的不断积累是一个国家产业转型升级、经济可持续发展的关键因素之一(Heckman and Yi, 2012), 推进教育发展是实现一国人力资本积累的基本途径(Barro, 1991)。研究表明, 将第二产业由劳动密集型转变为资本密集型, 即使在没有技术进步和产业升级的情况下, 都要求工人的平均受教育年限提高 1.3 年; 如果要将第三产业从劳动密集型转变为知识密集型, 则

[收稿日期] 2016-09-10

[基金项目] 国家自然科学基金项目“基于系统动力学的高校生均成本和学费交互增长的因素、机理与政策仿真研究”(71373032), 湖南省教育经济与财政研究基地 2013 年度招标课题“学生贷款对我国大学生学业表现的影响”(13JCJA1)。

[作者简介] 黄维, 长沙理工大学经济与管理学院, 电子邮箱地址: huangwei197517@163.com; 张珊, 长沙理工大学经济与管理学院, 电子邮箱地址: 1142386153@qq.com。

需要工人的平均受教育年限提高 3.7 年(Cai and Dou, 2013)。

女性是经济活动的重要参与者,女性人力资本更是中国人力资本不可或缺的关键部分。当经济发展逐渐进入转型阶段,如何通过扩大女性的高等教育参与来提升中国劳动力整体的受教育水平,将直接制约经济发展与产业升级对高技能劳动力的需求。受过高等教育的女性劳动力比重与经济增长之间存在较强的正相关关系(张瑜和白永秀,2009)。研究发现,如果女性的受教育水平无法提高到接近男性受教育水平的程度,由提高男性受教育水平而取得的社会效益就会被抵消^①。对于女性的个体发展而言,高等教育能提升女性的劳动参与和职业发展空间,这意味着女性会有更高的收入和经济社会地位,从而对资本和劳动力资源两个经济发展中最重要的因素产生重要影响(张勇,2008)。尽管女性高等教育参与对提升整体劳动力受教育水平、促进经济和社会发展具有重要意义,但是女性受教育水平低、进入高等学府深造机会少仍然是中国人力资本积累的“短板”。根据 2010 年第六次全国人口普查数据,中国 6 岁以上人口中女性平均受教育年限仅为 8.4 年^②。女性人力资本的积累难以满足中国产业转型和未来经济发展的需要。

贫困依然是中国扩大女性高等教育参与和入学机会时面临的首要挑战。一方面,高等教育发展所需要的投资成本明显高于基础教育的投资(布鲁斯·约翰斯通,2004),研究发现投资高等教育所需要的资本往往较基础教育投资高出 3—5 倍(宾祖昌,2010)。由于财力有限,政府预算受到各方面的压力,不可能大规模全额承担高等教育学习费用,而只能实行成本分担的政策,包括女大学生在内的所有高等教育学习者需要缴纳学费。另一方面,贫困往往造成适龄女性无法进入高中,更谈不上进入大学了。有研究表明,贫困家庭的孩子中学阶段辍学的概率是非贫困家庭的 3 倍(苏群和丁毅,2007),中国家庭的教育投资偏好和家务劳动替代使女孩辍学概率更大(王二朋,2011)。

二、文献述评

高等教育要让受教育者分担一定比例的成本,但同时又要资助那些缺少资金而可能无法完成学业的贫困学生,最好的办法就是向他们提供学生贷款

① 世界银行:《1991 年世界发展报告》,中译本,第 41、55 页(世界银行,2001)。

② 《中国性别平等与妇女发展》白皮书[EB/OL]. <http://www.scio.gov.cn/ztk/dtzt/2015/33995/33999/34093/Document/1466028/1466028.htm>. 2015-09-29/2016-03-18.

(Psacharopoulos, 1994)。学生贷款在扩大适龄女性的高等教育参与方面具有显著优势。首先, 学生贷款相当于学生借贷自己未来的收入来补贴当前的投资成本, 与奖/助学金相比, 可以极大地减小政府的财政压力(李文利和魏新, 2003)。在许多国家, 如果高等教育的费用升高, 那么高校财政更加依赖学生贷款(波普和斯蒂弗斯, 2016)。而事实上, 这种趋势是全球性的(Avery and Turner, 2012)。其次, 如果广泛地实施奖/助学金等无偿性资助, 高等教育的财政成本可能非常高。学生贷款则降低了高等教育财政成本, 有助于扩大经济资助的范围(李文利和魏新, 2003), 从而比较普遍的解决了女性因为家庭经济约束而无法进入大学的难题。最后, 学生贷款如果能覆盖更多的大学生, 有可能在乘数效应的影响下带动就业和税收, 直接促进经济增长(沈红和季俊杰, 2009)。

尽管学生贷款能极大地促进包括女性在内的贫困生对高等教育的可及性, 可能否对她们的学业发展产生积极的影响, 鲜有专门研究。学生整合理论认为, 学生资助是学术整合的衡量指标, 学生贷款等形式的经济资助可以通过降低学费负担减轻学生的焦虑, 同时增加学习时间和减少打工时间(Tinto, 1975)。在学习效率不变的情况下, 增加学习时间会提高学习成绩并影响毕业选择, 即学生贷款会促进大学生的学业发展。现有文献一般将性别作为控制变量, 直接比较获贷学生与未获贷学生之间在学业发展上的差异, 未专门研究学生贷款与女性大学生学业发展的关系。比如, Canton 和 Blom(2004)根据墨西哥 SOFES 贷款的管理数据, 采用断点回归方法(Regression Discontinuity Design, RDD), 发现获得该项贷款的学习者, 学习成绩要比未获得该项贷款的学习者高 0.175 个标准差。Bodvarsson 和 Rosemary(2004)使用道德风险模型进行回归分析, 发现美国两所公立大学的贷款学习者, 其学习成绩(GPA 成绩)显著高于未获得贷款的学生。钟云华(2015)发现获贷贫困生比未获贷贫困生的综合学业成绩更为优秀, 而且发现男性比女性更容易实现向上代际流动。当然, 也有研究发现, 学生贷款并没有改善学习成绩。Joensen 和 Mattana(2014)采用瑞典 2001 年大学资助政策改革以后的数据, 利用动态的固定选择模型分析, 发现贷款对大学生辍学率和毕业率没有显著影响。杨钊(2009)对甘肃、湖南和江苏三省大学生资助进行比较分析, 发现学生贷款和学习成绩之间不具有显著的相关关系。鲍威和陈亚晓(2015)发现学生贷款抑制了农村第一代大学生的学业表现。

现有文献为进一步研究学生贷款对中国女大学生学业发展的影响奠定了基础, 但仍有可拓展的研究空间。第一, 现有研究仅讨论学生贷款与学业发展的相关关系, 鲜有学者讨论学生贷款与女大学生学业发展的关系以及它们之

间是否存在因果关系。学生贷款的获得存在选择性是明确的(Yang, 2010),对女大学生来说更是如此。正是由于获贷女大学生在家庭经济背景等各种特征上存在的选择性,使得观测到的获贷和未获贷女大学生在学业发展上有所差异,不能仅归因于学生贷款。第二,在学生贷款影响学业发展的经验研究中,最重要的是如何有效识别两者的因果关系。因为对学业发展而言,学生贷款并非是纯粹的外生变量,某些学习信心、能力等不可观测因素,也可能影响到个人的学业发展。简单的使用最小二乘法(OLS)进行估计可能会导致有偏误的结果,已有研究在内生性问题处理方面仍然较为缺乏。第三,现有文献对获贷群体的关注不够细化。大规模学生贷款的推行使得获贷群体内部差异扩大,只有将分析视角进一步细化至学生贷款对不同获贷群体的效应方面,才能全面把握学生贷款对中国人力资本积累的影响及其作用机制。未来研究要将人的发展作为研究变量,将促进人的发展作为政策研究的旨趣(叶文明和程晋宽, 2014)。那么,作为获得学生贷款重要群体的女大学生,理应受到关注。

针对已有研究的不足,本文采用覆盖全国的追踪调查数据,利用倾向得分匹配和倍差法来控制获贷女大学生和未获贷女大学生样本的异质性,更科学地考察学生贷款对女大学生学业发展的影响。

与现有文献对比,本文试图在以下两个方面做出贡献:第一,已有研究多数是从发达国家高等教育大众化早已完成的背景出发来检验学生贷款对大学生学业发展的影响,而来自发展中国家人力资本积累背景的经验研究相对较为匮乏,尤其缺乏来自中国女大学生这个传统上处于弱势群体的经验证据。第二,本文是首次利用因果关系推断的思路对中国学生贷款的政策效果进行评估。

本文余下的内容安排如下:第三部分将对样本数据来源和研究方法进行说明;第四部分为实证分析与研究结果描述;第五部分为结论与政策建议。

三、研究设计

(一)数据来源

本研究的数据调查按照以下三个阶段进行:

第一阶段是问卷调查,从 2015 年 6 月到 2015 年 8 月。本研究采用一套自行设计的问卷调查学生基本信息和获得学生贷款方面的信息(如学生贷款的类型、金额、获得贷款的时间等)。课题组按分层随机抽样的方式确定样本学校,共计 148 所高校,有 101 所高校参与了本次问卷调查。课题组在每所样

本高校随机发放 300 份问卷,对象是 2011 级全日制本科生,包括大二起获得学生贷款的学生、未获得学生贷款的贫困生和非贫困生各 100 份,共计发放问卷 44400 份,回收问卷 30137 份。在回收的问卷中,剔除填写不完整、不规范的问卷,最终得到有效问卷为 29509 份。

第二阶段是 GPA 成绩回收,从 2015 年 9 月到 2015 年 12 月。回收问卷以后,课题组将参与问卷填制的学生,分校编制成《学生 GPA(绩点)成绩统计表》,再发送至样本高校,由样本高校教务系统提供每位填写问卷学生三个学年的 GPA 成绩,共回收到 24362 位学生的 GPA 成绩(4 所高校 690 位学生是百分制平均成绩,后转换成 GPA 成绩),有 18 所高校 4136 名学生由于学校没有分学年的 GPA 成绩登记系统而未能回收到 GPA 成绩。

第三阶段是数据合并,从 2016 年 1 月到 2016 年 5 月。课题组合并前两阶段所获得的调查问卷数据和 GPA 成绩数据,在调查问卷数据录入、整理完成以后,按学生学号附加上对应学生的 GPA 成绩,合并、汇总了既填写了有效调查问卷又获得了可靠 GPA 成绩的学生数据,最终获得女大学生样本 6139 份(获贷女大学生 3072 人,未获贷女大学生 3067 人)。

(二)研究方法

1. 倍差法

倍差法(Difference-in-Difference, DID)通过在研究设计中收集至少两期样本数据,使用对照组来分析解释变量的具体影响,能模拟自然科学中常见的自然实验(Natural Experiment)或准实验(Quasi-experiment),可以极大地减少可能存在的遗漏变量偏差。

为了检验学生贷款是否对女大学生的学业发展存在影响,本文构建了 DID 分析模型:

$$\Delta Y_{ijs} = \alpha_0 + \alpha_1 T_{js} + \alpha_2 X'_{ijs} + \vartheta_s + \vartheta_m + \gamma_g + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

其中, $\Delta Y_{ijs} = (Y_{ijs2} - Y_{ijs1})$ 是女大学生的学业发展(因变量),即 s 省 j 学校的女大学生 i 的学习成绩变化、学习/打工时间变化,以及毕业选择。 T_{js} 是一个二分变量,其中 T_{js} 等于 1,表示女大学生 i 在大二时获得学生贷款; T_{js} 等于 0,表示未获得学生贷款。在不存在遗漏变量偏差的情况下, α_1 是要被关注的,即获得学生贷款与否对女大学生学业发展的影响。 X'_{ijs} 代表基线时女大学生个人、父母和家庭特征,作为控制变量。其中学生的个人信息包括大一时的 GPA 成绩、学科、专业、生源地、是否获得其他经济资助等,以及学生回忆的大一、大二、大三的在校时间分配(学习/课外打工时间)等(具体的控制变量列表,见附录 1)。模型(1)也控制了学生专业的固定效应(ϑ_m)、

学校的固定效应(α_s)和省区的固定效应(γ_g)^①, ϵ_{ij} 是随机误差项。

虽然 DID 可以消除所有随时间不变的变量的影响, 并且控制了学生个人、父母和家庭层面的可观测变量(如果不存在遗漏变量偏差的情况下, α_1 是一个有效的无偏估计)。但是, 我们仍然不能用 DID 对获贷和未获贷学生样本中具有共同特征和共同趋势的学生进行比较。DID 的基本假设是, 干预组与控制组的样本存在共同趋势假设(Common Trend Assumption, CTA)。然而, 对于本文而言, 如果获贷和未获贷女大学生样本中包含背景特征不重叠的样本, 共同趋势假设也有可能产生有偏的估计(Bertrand et al., 2004)。为精确地估计学生贷款对女大学生学业发展的影响, 本文将利用 PSM 对获贷与未获贷的女大学生进行匹配。

2. 倾向得分匹配法

PSM(以及任何其它的匹配方法)根本上是通过控制平衡核心的可观测变量来建立一个新的样本。这个新构建样本可以确保所有可观测的自变量的分布在不同干预组(或对照组)内平衡(Ho et al., 2007)。Rosenbaum 和 Rubin (1983)指出, 在反事实的框架下, 对于不能反事实结果一般会允许研究人员使用观测数据创建处理样本和控制观测样本, 使这些样本的自变量预处理分布是尽可能相似的。在这一假设下, 即控制了样本在所有可观测的核心自变量干预前的特征以后, 反事实的对照组的结果分布与所有自变量相对独立, 从而减少估计中的误差。^②

本文按照以下四个步骤来实施 PSM。首先, 选取大量有关学生个人、父母以及家庭状况的基线信息进行控制, 这些自变量往往与学生是否获得学生贷款以及学生的学习成绩、未来毕业后打算, 以及学校时间安排等方面有较强的相关关系。其次, 应用 logit 回归模型并估计学生获贷的倾向得分(P-score)。再次, 根据两组学生之间的 P-score, 通过核匹配方法, 设定 P 值匹配宽度为 0.2, 干预组与控制组之间的女大学生进行匹配。经过平衡性检验, 本文匹配后的样本在所有的核心控制变量上都实现了平衡(见附录 3)。最后, 在 PSM 后样本学生的基础上对模型(1)进行相同的回归分析, 这样就可以估计项目的平均处理影响(Average Treatment Effect), 这样计量估计的因果关系是双向稳健, 且无偏误的(Ho et al., 2007)。最终匹配的样本规模为 4009

① 去掉省区的固定效应之后, 本研究的结果一致且稳健, 回归系数几乎没有任何变化。

② 尽管使用 PSM 可以极大的减少由于可观测到的因素之间的异质性而造成的差异, 但区别于随机干预实验时的 PSM, 本文所使用的 PSM 仍然可能面临其他更多不可观测因素之间异质性而造成的偏差。

名女大学生(其中, 1989 名获贷女大学生, 2020 名未获贷女大学生)。

四、研究结果

(一)描述性分析

研究使用的分析软件是 Stata13.0。

图 1 是获贷和未获贷女大学生在大学一年级时的成绩分布, 可以发现, 在大学一年级时两组女大学生之间的成绩并没有明显差异, 相同的结果也可以从两组样本的 T 检验中得到验证(见附录 3), 即两组样本 T 检验在大学一年级时学习成绩不存在统计上的显著差异。也就是说, 女大学生是否能够获得学生贷款与学生大一时的 GPA 成绩之间并不存在显著的相关关系。附录 3 展示了女大学生是否获得学生贷款的倾向得分计算, 同样发现大一时女大学生的学业发展水平对于她们在大二能否获得学生贷款也并没有统计上的显著影响。

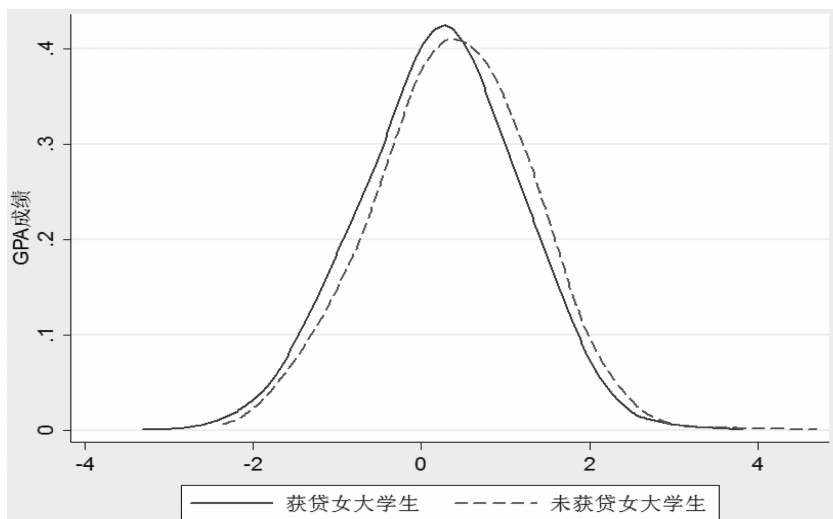


图 1 基线调查时获贷女大学生和未获贷女大学生 GPA 成绩分布

数据来源: 作者的调查

那么, 学生贷款对女大学生学习成绩究竟会有怎样的影响呢? 在直接对两样本结果变量进行 T 检验后可以发现, 获得学生贷款能够提高女大学生的 GPA 成绩, 但并不是特别显著, 见表 1。首先, 获贷女大学生一年后(大学二年级时)GPA 成绩相较于大学一年级时实际上提高了 0.084 个标准差, 而未获贷女大学生在大学二年级时的 GPA 成绩相较于大学一年级时也增加了

0.084 个标准差, 获贷和未获贷女大学生成绩的标准差增幅一样。尽管两个样本的成绩都有所变化, 但 GPA 成绩的变化都非常小, 而且两样本均值 T 检验也显示出统计上不显著。但是两年后, 贷款对大三女大学生 GPA 成绩出现统计上较为显著的影响, 获贷女大学生 GPA 成绩的变化比未获贷女大学生 GPA 成绩的变化增加 0.046 个标准差。

其次, 对比女大学生的毕业选择, 可以发现, 获贷女大学生毕业后选择读研的比例要显著低于未获贷的女大学生(低 0.070 个百分点), 而获贷女大学生毕业后就业的比例要显著高于未获贷的女大学生, 两者相差 0.059 个百分点, 两者都具有统计上的显著性。

最后, 获贷女大学生与未获贷女大学生学习/打工时间的变化没有显著差异。

表 1 各结果变量的统计

结果变量	获贷 女大学生	未获贷 女大学生	差异
学生的 GPA 成绩			
大二 VS 大一学生 GPA 成绩变化	0.084 (0.014)	0.084 (0.015)	-0.000 (0.021)
大三 VS 大一学生 GPA 成绩变化	0.110 (0.017)	0.063 (0.017)	0.046** (0.023)
学生毕业后打算			
是否计划读研, 1=是	0.167 (0.015)	0.238 (0.021)	-0.070*** (0.015)
是否计划工作, 1=是	0.741 (0.019)	0.681 (0.022)	0.059*** (0.015)
时间分配			
大二 VS 大一学生学习时间的变化 (小时/周)	0.054 (0.114)	0.111 (0.110)	-0.057 (0.136)
大三 VS 大一学生学习时间的变化 (小时/周)	0.958 (0.166)	1.054 (0.202)	-0.096 (0.208)
大二 VS 大一学生打工时间的变化 (小时/周)	2.951 (0.225)	2.718 (0.256)	0.233 (0.281)

续表			
结果变量	获贷 女大学生	未获贷 女大学生	差异
大三 VS 大一学生打工时间的变化 (小时/周)	2.069 (0.304)	2.004 (0.312)	0.065 (0.304)
样本数	3072	3067	6139

注：(1)括号内为稳健标准误差，*** $p<0.01$ ，** $p<0.05$ ，* $p<0.1$ (如无特别说明，下同)
(2)数据来源：作者的调查(如无特别说明，下同)

(二)学生贷款对 GPA 成绩的影响

事实上，学生贷款对女大学生的学习成绩产生了负向影响，且具有统计上的显著性，见表 2。直接使用 DID 的结果显示，获贷女大学生比未获贷女大学生在大二时 GPA 成绩降低了 0.047 个标准差，且统计上是显著的，但这一降低基本上可以忽略不计。PSMDID 分析能得到与此一致的结果(获贷女大学生比未获贷女大学生 GPA 成绩要低 0.064 个标准差)。同时，这一负向的影响具有持续性，即获贷女大学生在大三时 GPA 的变化比未获贷女大学生 GAP 成绩的变化降低了 0.031 个标准差，PSMDID 的分析结果是降低了 0.053 个标准差，虽然差异不是很大，但在统计上是显著的。

表 2 学生贷款对女大学生学习成绩的影响(DID 和 PSMDID)

结果变量	GPA 成绩的变化 大二 VS 大一		GPA 成绩的变化 大三 VS 大一	
	DID 结果	PSMDID 结果	DID 结果	PSMDID 结果
干预变量				
是否是获贷女大学生	-0.047** (0.021)	-0.064*** (0.023)	-0.031 (0.022)	-0.053** (0.027)
控制变量(学生家庭、 父母和个人特征)	是	是	是	是
专业固定效应	是	是	是	是
学校及省区固定效应	是	是	是	是
常数	0.955* (0.550)	1.761*** (0.118)	0.844 (0.562)	1.119*** (0.125)
样本数	6134	4009	6133	4008
拟合度	0.238	0.247	0.344	0.344

(三)学生贷款对女大学生毕业选择的影响

学生贷款能否影响女大学生毕业选择也值得关注。如果女大学生对接受

研究生教育持比较积极的态度,那么,学生贷款可能缓解她们上大学期间的经济压力,进而选择读研;如果女大学生认为读研的未来回报达不到预期的水平,那么学生贷款可能会增加她们的债务压力,会使她们倾向于直接就业。

学生贷款对女大学生的毕业选择产生了显著的影响。首先,学生贷款减少了女大学生毕业后继续攻读研究生的打算,DID 的结果是降低 3.1 个百分点,PSMDID 的结果是降低 2.4 个百分点,两者基本一致,见表 3。其次,学生贷款增加了女大学生毕业后进入劳动力市场就业的可能性,DID 和 PSMDID 的结果也基本一致,且在统计上是显著的,反映获贷女大学生对于攻读研究生的未来回报存在消极预期。

表 3 学生贷款对女大学生毕业后意愿的影响(DID 和 PSMDID)

结果变量	毕业后计划读研		毕业后计划工作	
干预变量	DID 结果	PSMDID 结果	DID 结果	PSMDID 结果
是否是获贷女大学生	-0.031*** (0.009)	-0.024** (0.012)	0.021** (0.010)	0.022** (0.014)
控制变量(学生家庭、 父母和个人特征)	是	是	是	是
专业虚拟变量	是	是	是	是
学校及省区固定效应	是	是	是	是
常数	0.555*** (0.078)	0.778*** (0.064)	0.513*** (0.052)	0.365*** (0.076)
样本数	6135	4009	6135	4009
拟合度	0.244	0.217	0.203	0.189

(四) 学生贷款对女大学生学习期间时间安排的影响

如果学生贷款能减轻了女大学生的经济负担,那我们就有可能观察到她们增加的学习时间,以及相应减少的课外打工时间。反之,如果学生贷款没能解决她们的经济负担,那我们就有可能观察到女大学生课外打工时间的增加。

学生贷款对女大学生学习时间的影响随年级而有所区别。学生贷款没有增加女大学生的学习时间。DID 结果表明,大二与大一相比,获贷女大学生比未获贷女大学生学习时间变化要少 0.053 小时/周,PSMDID 结果则表明增加 0.283 小时/周,但是,两者都不具有统计上的显著性。大三与大一相比,DID 结果表明,获贷女大学生比未获贷女大学生学习时间变化减少了 0.075

小时/周，PSMDID 结果则显示增加 0.932 小时/周，尽管后者具有统计上的显著性，但增加的幅度很小。与学习时间不同的是，学生贷款在短期内增加了女大学生的课外打工时间。大二与大一相比，DID 结果表明，获贷女大学生比未获贷女大学生课外打工时间变化要增加 0.821 小时/周，PSMDID 结果则显示增加 1.128 小时/周，且都有统计上的显著性；大三与大一相比，DID 结果表明，获贷女大学生比未获贷女大学生课外打工时间变化增加了 1.109 小时/周，具有统计上的显著性，而 PSMDID 结果则显示增加 0.283 小时/周，统计上不显著，说明学生贷款对女大学生课外打工时间的影响不具有长期性。

表 4 学生贷款对女大学生时间分配的影响(DID 和 PSMDID)

结果变量	学习时间变化(小时/周) (大二 VS 大一学生)		学习时间变化(小时/周) (大三 VS 大一学生)	
干预变量	DID 结果	PSMDID 结果	DID 结果	PSMDID 结果
是否是获贷女大学生	-0.053 (0.128)	0.283 (0.217)	-0.075 (0.176)	0.932*** (0.293)
控制变量(学生家庭、 父母和个人特征)	是	是	是	是
专业虚拟变量	是	是	是	是
学校及省区固定效应	是	是	是	是
常数	3.522 (2.288)	3.616*** (0.804)	13.487*** (0.754)	5.971*** (1.211)
样本数	6135	4009	6135	4009
拟合度	0.156	0.166	0.236	0.249
结果变量	打工时间变化(小时/周) 大二 VS 大一		打工时间变化(小时/周) 大三 VS 大一	
干预变量	DID 结果	PSMDID 结果	DID 结果	PSMDID 结果
学生是否贷款，1=是	0.821*** (0.231)	1.128*** (0.295)	1.019*** (0.260)	0.283 (0.217)
控制变量(学生家庭、 父母和个人特征)	是	是	是	是

续表

结果变量	打工时间变化(小时/周) 大二 VS 大一		打工时间变化(小时/周) 大三 VS 大一	
	DID 结果	PSMDID 结果	DID 结果	PSMDID 结果
专业虚拟变量	是	是	是	是
学校及省区固定效应	是	是	是	是
常数	7.257** (3.566)	14.979*** (1.481)	9.323*** (1.789)	10.281*** (1.869)
样本数	6135	4009	6135	4009
拟合度	0.293	0.300	0.321	0.323

五、结论与政策建议

仅仅给穷人分钱并不能使他们真正摆脱贫穷,社会应当建立竞争的上升通道,资源入口向全社会开放,使得个人能够保持正常思维,有尊严地奋斗(Anuj et al., 2012)。作为一种政府投入了大量财政补贴的公共资助资源,学生贷款理应肩负起这个责任。已有文献证实学生贷款有利于扩大中国弱势群体的高等教育参与和入学机会,但是否促进不同获贷群体的学业发展尚未引起学术界的普遍关注。本文的实证结果没有支持 Tinto 的学生整合理论,学生贷款总体上对中国女大学生的学业发展产生了抑制效应而不是激励效应,即学生贷款没有提高中国女大学生的学习成绩,反而是降低了她们的学习成绩,这与鲍威和陈亚晓(2015)以及杨钊(2009)的研究发现是一致的。

当前的学生贷款没有促进中国女大学生学业发展,既有可能是因为学生贷款对促进学业发展无效率,但更有可能是因为学生贷款与学业发展之间存在着非线性的关系。例如,当前的学生贷款注重覆盖率,但在充足性上没有完全解决女大学生的经济约束从而达到促进她们学业发展的水准。另外,学业发展在目前女大学生人力资本信号中不具有非常强的效用。调查显示,求职者的人际沟通能力和行为礼仪、学科专业、性格特质是雇主甄别求职者时最重要的3项因素,学习成绩仅排在第8位(樊文有等,2011),获贷的女大学生可能没有足够的压力和动力去促进学业发展。

本文的研究结果说明学生贷款政策实施的实际效果与预期目标之间仍存在一定差距,这可能与学生贷款不合理的政策设计密切相关。因此,为保障将来学生贷款政策改革的基本方向,可从如下方面做起:

第一, 提高学生贷款的最高限额, 强化资助政策的保障作用。尽管当前学生贷款的申请限额已经提升至每年 8000 元^①, 但是大学生就读期间学习费用的增加比申请限额增加的更快。急剧上涨的学习费用极大地削弱了学生贷款在降低贫困家庭经济约束方面的效果, 即当前的学生贷款注重对贫困女大学生的覆盖率, 但在充足性方面, 未能从根本上解决贫困家庭女大学生所面临的经济约束或流动性约束, 反而增加她们的课外打工时间, 降低了她们的学习效率, 最终导致学业发展欠佳。经济约束下的课外打工对学生的自我认知与理解能力发展都有着显著的负面影响(刘声涛等, 2015)。具体而言, 应对现有的获贷群体进行资助需求的重新评估, 尤其是要有倾向性地提高女大学生的贷款额度。此外, 应积极引入一般商业性学生贷款, 与政府补贴的学生贷款形成有效互补的良性格局, 让女大学生可以通过学生贷款真正解决经济性约束, 进一步强化资助政策的保障作用。

第二, 奖/贷结合, 将学生贷款与学业发展挂钩, 优化大学生经济资助体系。研究发现, 奖学金能够激励学生取得显著的更好成绩(李锋亮等, 2015), 且奖学金对女大学生的激励效果更为明显(杨钊, 2009)。学生贷款没有改善女大学生的学业发展, 也可能是由于中国现有的学生贷款对学生借贷、偿还条件都没有与学习成绩挂钩的条款, 只是要求经济确实困难即可, 这保证了经济困难学生对贷款获得的普遍性, 但不能真正发挥学生贷款激励贫困生学习投入的影响。在日本, 学生贷款的获得和偿还一直是和学业成绩挂钩, 大学生的无息贷款要求学生成绩绩点达到 3.5 分以上才可以获得, 学生贷款甚至被称为“奖学金”(冯涛和刘伟伟, 2015)。我国的政策改进方向可以是将学生贷款的偿还与奖学金相结合, 如果获贷女大学生的学习成绩达到奖学金的标准, 可以部分或全部免于偿还贷款。

第三, 为获贷女大学生提供必要的非经济资助。学业发展是多因素共同作用的结果, 获贷女大学生急需得到指导和帮助她们适应大学学习和生活。近年来, 包括获贷女大学生在内的高校贫困生经济资助问题受到广泛关注, 但是, 对她们的心理干预和学业指导等方面的非经济资助尚没有引起足够的重视。在美国高校, TRIO 项目并不直接为贫困生提供经济资助, 而是为贫困生提供专门的心理咨询和学业发展方面的指导, 帮助他们顺利完成学业或继续深造(熊静和余秀兰, 2015)。中国高校应当借鉴发达国家促进弱势群体学业发展的成功经验, 积极为获贷女大学生提供发展性的心理干预和学业支

^① 财政部. 关于调整完善国家助学贷款相关政策措施的通知[EB/OL]. http://jkw.mof.gov.cn/zhengwuxinxi/zhengcefabu/201407/t20140724_1117625.html, 2016-03-18.

持计划,学生贷款不仅要满足女大学生的经济需求,而且要具有激励她们发展和成长的功能。

[参考文献]

- 鲍威、陈亚晓,2015:《经济资助方式对农村第一代大学生学业发展的影响》,《北京大学教育评论》第2期。
- 宾祖昌,2010:《基础教育投资失衡的思考——基于教育生态学的视角》,《当代教育论坛》第4期。
- 波普、斯蒂弗斯,2016:《美国学生贷款的兴起与高等教育资源依赖的演变》,《北京大学教育评论》第1期。
- 樊文有、徐迅、石来德,2011:《丝路转型国家的经验:吉尔吉斯斯坦助学贷款评价及启示》,《比较教育研究》第9期。
- 冯涛、刘伟伟,2015:《高校毕业生人力资本信号在就业市场中的效用研究》,《教育与经济》第3期。
- 李锋亮、向辉、刘响,2015:《奖/助学金能否提高大学生的学业成绩?——以清华大学为例》,《清华大学教育研究》第6期。
- 李文利、魏新,2003:《论学生资助对高等教育入学机会的影响》,《北京大学教育评论》第3期。
- 刘声涛、张婷、徐丹,2015:《本科生课外时间投入对能力发展的影响——基于H大学学生就读经历调查数据》,《复旦教育论坛》第5期。
- 沈红、季俊杰,2009:《经济周期与学生贷款的“反周期供给机制”》,《教育研究》第12期。
- 苏群、丁毅,2007:《初中阶段农户子女辍学行为影响因素分析——以闽北农村地区为例》,《中国农村经济》第6期。
- 王二朋,2011:《性别、家庭财富与不同年龄阶段儿童辍学行为——基于2006年中国营养与健康调查数据》,《南方经济》第4期。
- 熊静、余秀兰,2015:《研究型大学贫困生与非贫困生的学习经历差异分析》,《高等教育研究》第2期。
- 杨钊,2009:《大学生资助对学业发展的影响》,《清华大学教育研究》第5期。
- 叶文明、程晋宽,2014:《论我国大学生资助政策研究的旨趣变迁》,《高教探索》第6期。
- 约翰斯通,2004:《高等教育财政:问题与出路》,顾明远编著,沈红等译,北京:人民教育出版社。
- 张勇,2008:《论女性发展在社会发展中的作用——浅谈联合国千年发展目标中关于女性的发展》,《兰州学刊》第4期。
- 张瑜、白永秀,2009:《地区经济增长与女性人力资本关系分析》,《西北农林科技大学学报(社会科学版)》第1期。
- 钟云华,2015:《资本转化视角下助学贷款的社会流动效应分析》,《教育与经济》第5期。

- Anuj, K. , S. Mullainathan and S. Eldar, 2012, "Some Consequences of Having Too Little", *Science*, 338(2): 682-685.
- Avery, C. and S. Turner, 2012, "Student Loans: Do College Students Borrow too Much or not Enough?", *Journal of Economic Perspectives*, 26(1): 165-192.
- Barro, R. , 1991, "Economic Growth in a Cross Section of Countries", *The Quarterly Journal of Economics*, 106(2): 407-443.
- Bodvarsson, B. and L. Walker, 2004, "Do Parental Cash Transfers Weaken Performance in College?", *Economics of Education Review*, 23(5): 483-495.
- Bertrand, M. , E. Duflo and S. Mullainathan, 2004, "How Much Should We Trust Difference in Difference Estimates", *The Quarterly Journal of Economics*, 119(1): 1-38.
- Cai, F. and Y. Du, 2013, "The Changing Demand for Human Capital at the New Stage of Economic Development in China", *London and New York: Routledge*, 103-120.
- Canton, E. and A. Blom, 2004, "Can Student Loans Improve Accessibility to Higher Education and Student Performance? An Impact Study of the Case of SOFES", *Mexico: World Bank Policy Research Working Paper*, No. 3425.
- Diamond, A. and J. Harvard, 2013, "Genetic Matching for Estimating Causal Effects: A General Multivariate Matching Method for Achieving Balance in Observational Studies", *Review of Economics & Statistics*, 95(3): 932-945.
- Heckman, J. and J. Yi, 2012, "Human Capital, Economic Growth, and Inequality in China", *IZA Working Paper*, 92(2): 215-231.
- Ho, D. , I. Kosuke, G. King and E. Stuart, 2007, "Matching as Nonparametric Preprocessing for Reducing Model Dependence in Parametric Causal Inference", *Political Analysis*, 15(3): 199-236.
- Joensen, J. and E. Mattana, 2014, "Student Aid, Academic Achievement and Labor Market Behavior: Grants or Loans?", *2014 Meeting Papers from Society for Economic Dynamics*, No. 707.
- Psacharopoulos, G. , 1994, "Returns to Investment in Education: A Global Update", *International Journal of Educational Development*, 14(1): 35-42.
- Rosenbaum, P. and D. Rubin, 1983, "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects", *Biometrika*, 70(1): 41-55.
- Tinto, V. , 1975, "Dropout from Higher Education: A Theoretical Synthesis of Recent Research", *Review of Educational Research*, 45(1): 89-125.
- Yang, P. , 2010, "Who Gets More Financial Aid in China? A Multilevel Analysis", *International Journal of Educational Development*, 30(6): 560-569.

The Impact of Student Loans on the Academic Development of Chinese Female Undergraduates

HUANG Wei, ZHANG Shan

(School of Economics & Management, Changsha University of Science and Technology)

Abstract: Female college students are an important loans-getting group of Chinese student loans, and quantitative analysis of the impact of student loans on female students' academic development will help us to evaluate the policy effect. For this study, we use a national longitudinal survey of 6139 female college students, which is based on a baseline control of freshman' grades, and combine Difference-in-Difference method (DID) with Propensity Score Matching (PSM) research methods to test the impact of student loans on female college students' academic development. The study finds that the current student loans has produced an inhibitory effect but not the incentive effect on Chinese female college students' academic development on the whole, which really means that student loans has lowered female college students' learning achievement, increased their working time in the short term, and has no effect on their learning time; at the same time, student loans has increased debt pressure of Chinese female college students, stimulated them to enter into the working market as early as possible, so that their choice of going on graduate studies has been reduced. This study has provided empirical evidence for the policy improvement of Chinese student loans.

Key words: student loans; female students; academic performance; DID; PSM

(责任编辑: 刘泽云 责任校对: 刘泽云 胡咏梅)

附录 1 变量列表

	样本数	均值	标准差	极小值	极大值
结果变量					
大二时 GPA 成绩 (标准化 GPA 成绩)	6139	0.3837	0.8831	-3.1268	4.2814
大三时 GPA 成绩 (标准化 GPA 成绩)	6139	0.3855	0.8560	-3.4682	4.4833
大二时学习时间(小时/周)	6139	18.6932	7.7501	0	28
大三时学习时间(小时/周)	6139	19.6175	8.0385	0	28
大二时课外打工时间(小时/周)	6139	14.4789	10.6730	0	35
大三时课外打工时间(小时/周)	6139	13.6807	11.5557	0	35
是否计划读研, 1=是	6139	0.2025	0.4018	0	1
是否计划工作, 1=是	6139	0.7110	0.4533	0	1
处理变量					
学生获得贷款, 1=是	6139	0.5004	0.5000	0	1
学生个体、家长及其家庭特征					
是否是理工科学生, 1=是	6139	0.4885	0.5000	0	1
标准化的大一 GPA 成绩	6139	0.2993	0.9261	-3.3125	4.6953
大一时学习时间(小时/周)	6139	18.6112	7.9926	0	28
大一时课外打工时间(小时/周)	6139	11.6442	10.8021	0	35
是否是党员, 1=是	6139	0.3528	0.4779	0	1
获得其他经济资助, 1=是	6139	0.9370	0.2430	0	1
一本学校, 1=是	6139	0.5942	0.4911	0	1
父亲受教育时间(年)	6139	9.5299	2.5859	6	19
母亲受教育时间(年)	6139	8.6048	2.4445	6	19
兄弟姐妹数量	6139	1.3178	0.9189	0	3
家庭年收入(万元)	6139	2.0452	1.3188	1	6

附录 2 获贷女大学生和未获贷女大学生的总体协变量差异(未匹配的样本)

	获贷女大学生	未获贷女大学生	获贷和未获贷学生的差异
	(1)	(2)	(3)
学生个体特征			
是否是理科, 1=是	0.490 (0.029)	0.488 (0.028)	0.003 (0.022)
大一时 GPA 成绩 (标准化 GPA 成绩)	0.220 (0.027)	0.379 (0.025)	-0.158*** (0.027)
是否获得其他经济资助, 1=是	0.936 (0.015)	0.938 (0.014)	-0.002 (0.006)
大一时学习时间(小时/周)	18.710 (0.213)	18.512 (0.281)	0.198 (0.249)
大一时打工时间(小时/周)	12.699 (0.560)	10.588 (0.528)	2.111*** (0.396)
是否为党员, 1=是	0.312 (0.016)	0.393 (0.017)	-0.081*** (0.016)
是否是一本大学, 1=是	0.584 (0.060)	0.605 (0.057)	-0.021 (0.030)
家长及其家庭特征			
父亲受教育程度(年)	9.349 (0.061)	9.711 (0.074)	-0.362*** (0.080)
母亲受教育程度(年)	8.429 (0.070)	8.781 (0.085)	-0.351*** (0.076)
兄弟姐妹数量	1.480 (0.040)	1.156 (0.046)	0.324*** (0.031)
家庭年收入(万元)	1.891 (0.082)	2.200 (0.090)	-0.309*** (0.039)
样本数	3072	3067	6139

附录 3 获贷女大学生和未获贷女大学生的总体协变量差异(匹配的样本)

	获贷女大学生	未获贷女大学生	获贷和未获贷学生的差异
	(1)	(2)	(3)
学生个体特征			
是否是理科, 1=是	0.511 (0.030)	0.514 (0.030)	-0.003 (0.019)
大一时 GPA 成绩 (标准化的 GPA 成绩)	0.306 (0.033)	0.276 (0.037)	0.031 (0.031)
是否获得其他经济资助, 1=是	0.935 (0.016)	0.944 (0.015)	-0.009 (0.007)
大一时学习时间(小时/周)	18.447 (0.273)	18.476 (0.337)	-0.029 (0.280)
大一时打工时间(小时/周)	11.135 (0.620)	11.341 (0.552)	-0.206 (0.326)
是否为党员, 1=是	0.351 (0.022)	0.333 (0.021)	0.018 (0.018)
是否是一本大学, 1=是	0.634 (0.059)	0.628 (.060)	0.006 (0.010)
家长及其家庭特征			
父亲受教育程度(年)	9.552 (0.079)	9.469 (0.094)	0.083 (0.010)
母亲受教育程度(年)	8.578 (0.094)	8.579 (0.096)	-0.001 (0.081)
兄弟姐妹数量	1.309 (0.050)	1.334 (0.056)	-0.025 (0.029)
家庭年收入(万元)	2.049 (0.107)	2.029 (0.094)	0.019 (0.042)
样本数	1989	2020	4009