

为何巾帼胜须眉? 非认知能力与大学生在校表现的性别差距¹

梁文艳² 周晔馨³

摘要 本文从非认知能力视角揭示了中国大学阶段日益明显的女生教育优势现象的成因。研究发现,女生在学业和非学业类表现上均领先于男生,该优势稳健地存在于不同专业和不同学校层级的样本中,文科专业和非重点高校样本中的女生优势尤其明显。女生尽责性、成就动机、外倾性和情绪稳定性四个维度非认知能力的发展水平高于男生,但自我效能感维度的发展水平较低;并且,改善尽责性、成就动机和自我效能感对女生在校表现的回报低于男生。非认知能力被证明对女生教育优势的形成起到了中介作用。Blinder-Oaxaca 分解结果显示,男女大学生之间在非认知能力上的水平差异是导致女生在校表现,特别是非学业类表现上相对领先的主要原因。本文的发现有助于深化理解高等教育领域性别分层现象的根源,并为高校政策优化提供依据。

关键词 性别差距;大学生;学业表现;非学业表现;非认知能力;新人力资本理论

0 引言

伴随着中国高等教育的蓬勃发展,大学女生不仅在数量和结构占比上超过男生(李长洪和林文炼, 2022; 耿峰和秦雪征, 2019),在学业表现上也明显领先(孙艳丽, 2021; 李文道等, 2009)。数据显示,自大学扩招以来,中国本科阶段学生的性别结构快速逆转,女生年均增速比男生高 3.1 个百分点,女生占比从 1999 年的 39.7% 稳步上升到 2020 年的 53.7% (见图 1)。女性在高等教育领域的领先并非我国特有,而是一种全球性现象(OECD, 2021),可能对劳动力市

¹ 本文获国家自然科学基金面上项目(项目编号:72073016;72274019)、北京师范大学一流学科培优项目(项目编号:YLXKPY-ZYSB202207)的资助。

² 梁文艳,北京师范大学教育学部教育经济研究所教授,E-mail:liangwenyan@bnu.edu.cn。

³ 周晔馨(通讯作者),北京师范大学创新发展研究中心(珠海校区)、经济与资源管理研究院教授,E-mail:zhouyexin@bnu.edu.cn。

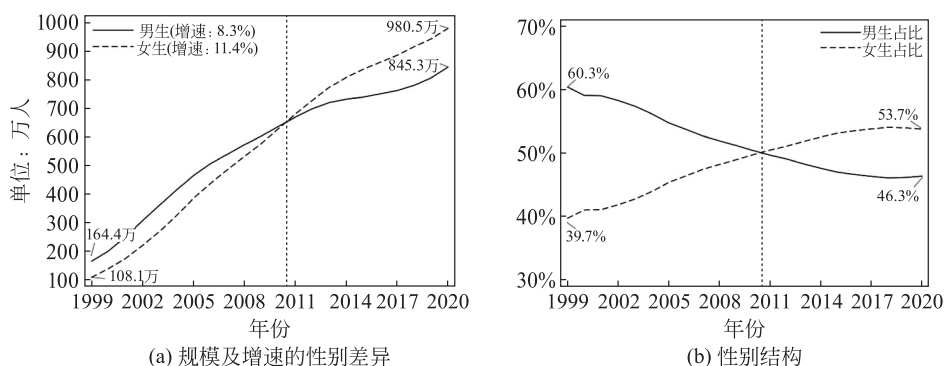


图1 1999—2020年中国普通本科在校生的性别差异

数据来源:教育部公布相应年份教育统计数据, <http://www.moe.gov.cn>。

场、婚姻市场和家庭生活产生深刻影响,从而引发了经济学、社会学以及教育学领域学者的广泛关注(Becker et al., 2010; Buchmann et al., 2008; Christofides et al., 2010; 李春玲, 2016)。因为担心教育领域的性别逆转可能破坏教育的公平性和多样性,一些地区甚至发起“针对男孩的肯定性行动(affirmative action for boys)”(Conger and Dickson, 2017; Marshall et al., 2020)。只有充分揭示和解释大学阶段的女生优势现象,才能真正理解高等教育领域的性别分层现象,为促进学生共同发展提供依据,但学术界对“巾帼胜须眉”现象及其成因的揭示并不充分。

随着新人力资本理论回归了舒尔茨关于“能力是人力资本概念的核心”的思想,以 Heckman 为代表的经济学家打破了将人力资本简单等同于算术技能等认知能力的传统做法,将如尽责性等更多维度的非认知能力^①引入到人力资本的概念(Heckman et al., 2006; 李晓曼和曾湘泉, 2012)。由于非认知能力具有长期可塑性,且被证明对个体的学校教育产出以及未来劳动力市场表现有着决定性影响(Duckworth et al., 2019; Heckman et al., 2006; Lundberg, 2017),非认知能力与教育领域中女生优势现象间的关系也逐渐引起关注(Gong et al., 2021; Jacob, 2002; Lei and Lundberg, 2020; Song, 2021; 王骏, 2018)。比如,非认知能力是否在男、女学生间存在水平差异?非认知能力对在校表现的回报是否存在性别差异?如果存在上述水平差异或回报差异,非认知能力是否是女生教育优势的成因?对于上述问题的探讨,逐渐成为劳动经济学和教育经济学领域一个较新的研究领域。

^① 在心理学等非经济领域,这类能力也被称为社会情感技能(socioemotional skills)、软技能(soft skills),或人格技能(personality skills)。本文在新人力资本理论框架下开展分析,因而使用非认知技能加以定义。

不过,国内试图建立非认知能力与女生教育优势现象之间联系的文献仅涉及中小学样本(Gong et al., 2021; Song, 2021; 王骏, 2018)。由于非认知能力的发展及其回报随年龄以及社会文化背景的不同而改变(Lundberg, 2017),国外文献(Delaney et al., 2013; Jacob, 2002)所得结论是否适用于中国有待检验。考虑到负责非认知能力发展的脑前额皮质在20岁后仍有较高的可塑性,即使进入大学后个体仍可通过教育手段加以干预(Dahl, 2004),从非认知能力角度揭示大学生性别分层现象的成因具有重要的学术意义和实践价值。基于此,本文将尝试揭示非认知能力在中国大学生在校表现性别差距形成过程中的作用。

本研究的主要贡献可能在于:第一,本文将有关中国教育领域女生优势现象的研究从基础教育阶段延伸至高等教育阶段,这为理解高等教育性别分层这一重要的学术问题提供了来自中国的、更为丰富的经验证据。第二,本文立足于促进学生全面发展、适应未来劳动力市场需要的高等教育办学理念,将学生在校表现的考察范围从传统的学业表现拓展到非学业表现,为刻画大学阶段的女生优势现象提供了更完整的信息。第三,基于新人力资本理论,本文把揭示教育领域女性优势现象成因的研究拓展到了非认知能力的视角,检验了非认知能力对女生教育优势形成的中介作用,以及引入不平等分解技术测算非认知能力对女生教育优势的贡献机制及解释程度。

1 文献述评与研究假设

大学以促进学生全面发展、培养适应社会需求的劳动者为办学理念,学业和非学业表现共同构成了劳动力市场对大学毕业生求职的筛选条件。大学期间学生的在校表现是多元的,学生不仅应掌握专业知识、取得良好的学业成绩,还应在与未来就业筛选条件紧密相关的奖励荣誉、政治身份以及担任班干部等方面表现良好(朱斌, 2018)。现有刻画大学期间女生优势现象的国内外文献,基本聚焦于学业类表现,且缺乏对其成因的探讨。但是,学业和非学业表现的考核和评价方式并不相同,可能造成两类表现上性别差距的状况及其成因不同。学业类表现主要基于标准化测试进行考察,学习过程中个人的努力程度起重要甚至决定性作用。相对而言,非学业类表现的评判或选拔标准较为模糊和多元,个体与同学或老师间的关系、参加课内外活动的积极性等可能更多地影响该类表现(朱斌, 2018)。因此,如果男生只是学业落后,或许只意味着女生更擅长应试,已有文献得到“女性成为高等教育扩张受益者”或“大学中女性崛起”等结论就非常值得商榷。为了完成大学阶段女生优势状况的完整拼图,我们提出研究假设1:

H1: 在学业和非学业两类在校表现上,女生均领先于男生。

相对于识别差距,找到差距的成因更具学术挑战性和现实价值。已有研究多从家庭背景(DiPrete and Buchmann, 2013)、学校投入(Muralidharan and Sheth, 2016)、教育制度(Falch and Naper, 2013)等视角解释教育领域的女生优势。尽管上述因素在一定程度上解释了女生教育优势的成因,但并不够充分。根据新人力资本理论,非认知能力是对在校表现有重要乃至决定性影响的人力资本构成要素,具有长期可塑性并可通过校内外投资有效积累。在此背景下,越来越多经济学领域的学者在新人力资本的理论框架下,从性别差异的角度就非认知能力、学生表现等话题开展分析(Gong et al., 2018, 2021; Jacob, 2002; Lei and Lundberg, 2020; Song, 2021; 王骏, 2018),其中也包括对非认知能力发展与女生教育优势间关系的揭示(Gong et al., 2021; Lei and Lundberg, 2020; Song, 2021; 王骏, 2018),这为打开教育领域性别差距的“黑箱”提供了更加多元的视角。

非认知能力对教育产出有着决定性作用,如果青少年的非认知能力存在性别差异,自然会导致在校表现的性别差距(Jacob, 2002)。非认知能力发展的性别差异,有着先天的生理性成因。例如,受生命发育过程中荷尔蒙激素影响,女生往往拥有更低的风险偏好,由于风险偏好与社会行为的安全性和确定性负向匹配,这造成女生在尽责性这类非认知能力上的发展水平高于男生(Feingold, 1994)。与之不同,风险偏好与自我效能感正向匹配,这造成女生在自我效能感这类非认知能力上的发展水平低于男生(Kuhnen and Melzer, 2018)。具体到学校情境中,上述非认知能力的性别差异体现为,女生相比男生更自律地遵守规章制度和纪律(如按时出勤、规律作息),但自信水平更低(Cornwell et al., 2013; DiPrete and Buchmann, 2013; Duckworth et al., 2015)。

非认知能力发展的性别差异,更加有着后天的社会性成因。在社会化过程中,个体将社会强加在男性和女性身上不同的角色期待和规范内化为自我概念以及外化为行为模式,这塑造了非认知能力的性别差异(Feingold, 1994)。例如,社会性别刻板印象通常期望男性有独立和坚强的阳刚之气,而期望女性有顺从和温柔的阴柔之美(刘爱玉和佟新, 2014)。为避免偏离社会期望的行为规范而遭受偏见,女生更可能选择亲社会行为以获得社会赞许性,她们对组织秩序的遵守更加自律(Cornwell et al., 2013; Fortin et al., 2015; Steinmayr and Spinath, 2008)。此外,女生更需要通过他人的认同以获得对自我价值的实现,因而在学校表现上获得成功是她们体验到自身价值的重要途径。这激发女生对学校的“情感性依恋”(expressive attachment),拥有高水平的、渴望教育成功的“内在成就动机”(DiPrete and Buchmann, 2013)。

此外,社会经济的快速变迁,技能偏向的技术进步时代对劳动者体力的依

赖性迅速降低、对知识和技术的依赖性不断增强,女性的劳动参与率以及教育的经济和非经济回报快速提升(DiPrete and Buchmann, 2013; Lefgren and McIntyre, 2006)。这自然激发了女性对学校教育的“工具性依恋”(instrumental attachment),产生高水平的、渴望教育成功的“外在成就动机”(DiPrete and Buchmann, 2013; Reynolds and Burge, 2008; Steinmayr and Spinath, 2008)。但与此同时,劳动力市场中用人单位的男生偏好现象仍然明显,为了在与男生的竞争中胜出,女生必须在各类筛选指标上明显胜出(贺光烨, 2018),这自然会进一步激发女生追求高水平教育产出的外在成就动机。

基于此,根据国内学者使用基础教育阶段学生样本得出的男生在非认知能力上相对落后于女生的发现(Song, 2021; 王骏, 2018),本文提出研究假设2:

H2: 非认知能力在男、女大学生之间存在水平差异。

进一步地,经济学领域的研究还发现,非认知能力对个体当前的教育获得以及未来的劳动力市场表现有着重要乃至决定性影响,但非认知能力的经济和非经济回报(影响效应)在两性群体间存在差异(Heckman et al., 2006; Lundberg, 2017)。我们推测,非认知能力对大学生在校表现的回报同样存在性别差异,这也可能构成从非认知能力角度解释大学阶段女生优势的另一个渠道。因此,本文提出研究假设3:

H3: 对于大学生学业和非学业两类在校表现,非认知能力在男、女生之间存在回报差异。

如果能够证明非认知能力在男女学生之间存在水平差异和回报差异,我们完全有理由推测,非认知能力是大学生在校表现性别差距的成因。一些文献对此进行了初步探索。例如,有学者指出,改善尽责性维度的非认知能力能提高学业成绩,特别是在被要求严格掌握课程内容的标准化测试中,因而尽责性的水平欠缺可能导致男生学业成绩的落后(Duckworth et al., 2015)。此外,成就动机维度的非认知能力能降低受教育过程的非经济或“心理”成本。女生的教育成就动机更高,有助于她们持续投入时间和精力到学习活动中,并实现在校表现的领先(DiPrete and Buchmann, 2013; Jacob, 2002; Steinmayr and Spinath, 2008)。一些国内学者基于经验研究,证明了非认知能力能够解释中国基础教育阶段学生成绩的性别差距(Song, 2021; 王骏, 2018)。尽管如此,由于缺乏基于中国大学生群体的本土化经验研究,有关非认知能力是大学生在校表现性别差距成因的推测仍然缺乏说服力。为此,本文提出研究假设4:

H4: 非认知能力对于大学生学业和非学业两类在校表现性别差距的形成起中介作用。

综上,既然非认知能力在男、女大学生之间可能同时存在水平差异和回报

差异,那么大学生在校表现的性别差距在多大程度上源于非认知能力的水平差异?又在多大程度上源于非认知能力的回报差异?回答上述问题,能为学校管理者有针对性地改革和优化教育教学活动提供启示。为此,本文将引入不平等分解技术,分别揭示非认知能力的水平差异和回报差异对在校表现性别差距的贡献程度,因而提出研究假设 5a 和 5b:

H5a: 非认知能力的水平差异导致了大学生在校表现的性别差距。

H5b: 非认知能力的回报差异导致了大学生在校表现的性别差距。

结合下文对相关指标的设计,我们用图 2 更清楚地呈现了本文的分析框架。

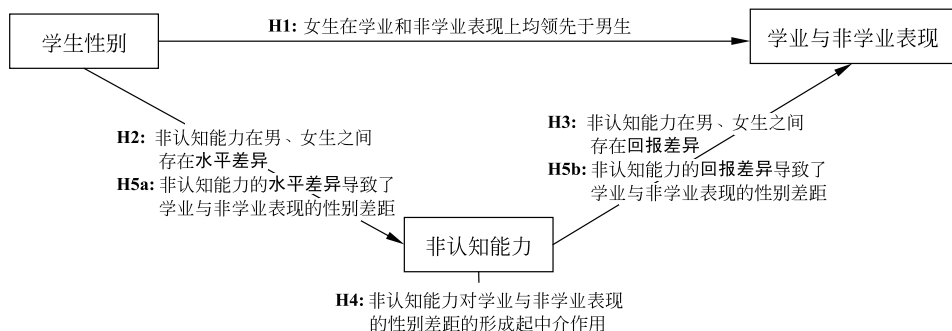


图 2 基于新人力资本理论的分析框架

2 数据与基本事实

2.1 数据来源

本研究的数据来自中国人民大学中国调查与数据中心实施的“首都大学生成长追踪调查数据”(BCSPS)。该调查以北京市公办大学在校本科生为抽样框,分学校、专业和学生三阶段抽样,选取了 15 所高校,在 2009 年分别对 2298 名 2006 级学生和 2473 名 2008 级学生开展基期调查,此后在 2010—2012 年连续对这些学生进行追踪调查。由于 BCSPS 不同轮次调查覆盖的信息有所侧重,我们需将多轮次的调查数据进行汇总,得到本文所需数据。具体来看,学业类表现由学生在大三时报告^①,非学业类表现由学生在大四时报告^②;此外,学生非认知能力以及个人基本情况主要在第一轮调查时收集,即 2006 级和 2008 级学生分别在大三和大一时填答这类信息。

① 对应于 2006 级学生的第一轮调查和 2008 级学生第三轮调查。

② 对应于 2006 级学生的第二轮调查和 2008 级学生第四轮调查。

2.2 指标与变量

2.2.1 在校表现相关变量

参考相关文献(朱斌, 2018; 朱新卓等, 2013), 本研究基于劳动力市场对求职者的筛选条件来测量大学生在校表现。在学业表现方面, 包括以大三学年专业课成绩排名指标测量的专业课成绩, 以及以英语四级成绩这项有代表性公共课成绩测量非专业课成绩^①这两项指标; 在非学业表现方面, 包括是否获得奖学金、是否担任学生干部^②以及政治面貌^③3项指标。具体变量见表1。

2.2.2 非认知能力变量

与认知能力无关的人格特质或社会情感技能都可被纳入非认知能力, 不能用单一指标来测量这类内涵丰富的能力。参考已有文献的做法(Lundberg, 2017; 李晓曼和曾湘泉, 2012), 本文从尽责性(conscientiousness)、外倾性(extroversion)、情绪稳定性(emotional stability)、教育成就动机(motivation)和自我效能感(self-efficacy)五个方面测量了学生的非认知能力。变量的设计思路如下(具体见表1):

第一, 尽责性反映了认真、自律和遵守规章制度等人格特质, 参考已有文献通过出勤率等行为指标进行测量(Conard, 2004)的做法, 本文引入公共课全勤和专业课全勤2项指标加以测量。

第二, 外倾性反映了外向性和社交性等人格特质, 可通过自我报告的性格外向性程度等指标衡量(Rothstein et al., 1994)。本文引入“对自身性格倾向于内向还是外向性程度的自评得分(1~9, 依次表示性格外向性程度增大)”指标加以测量。为保证数据的可比性, 本文将该指标投影到0~1的取值区间。

第三, 情绪稳定性反映了冷静、低焦虑等人格特质, 本文基于情绪稳定性自评量表进行测量。为避免加总谬误, 本文使用基于项目反应理论思想的多指标综合评价法(Carroll et al., 2016), 合成了本文最终使用的情绪稳定性指标^③。

第四, 教育成就动机分为内在教育成就动机和外在教育成就动机, 分别指着眼于完成任务过程中体验到的快乐或享受而形成的成就欲望, 以及着眼于外部目标(如经济回报)而形成的成就欲望。本文使用内、外在成就动机量表分别

① CET4 不仅具有评分全国统一、客观公正的特点, 并且几乎所有专业的中国大学生都必须参加英语四级考试(CET4), 这是获得学位的重要依据和学生就业的重要筛选条件。

② 学生干部指在高校各类学生组织中担任一定职责的学生。能否担任学生干部与学生在校活动的积极性程度及表现密切相关, 该指标对于就业优势的形成非常重要, 属于高等教育过程的综合性表现(朱新卓等, 2013)。

③ 本文使用的多指标综合评价具体步骤为: 对量表所含题目(情绪稳定性量表含42个题目)进行因子分析, 提取第一公因子并将其投影到0~1的取值区间。限于论文篇幅, 本研究涉及的成就动机量表、自我效能感量表、情绪稳定性量表的具体题项、信效度和多指标综合评价合成过程详见附录。

进行了测量,使用多指标综合评价法合成最终使用的成就动机指标。

第五,自我效能感反映了个体对自身能够完成特定任务的自信心,它被证明是促进个体终身发展重要因素(Heckman et al., 2006)。针对在日常生活中的学习过程中面对各种新鲜事物或挑战时的自信心,BCSPS 编订了一般自我效能感量表和学习自我效能感量表。基于以上量表,本文使用多指标综合评价法合成了最终使用的自我效能感变量。

2.2.3 控制变量

本文还涉及以下三类控制变量:第一,大学入学前教育基础的变量,包括高考成绩等 2 项;第二,家庭社会经济背景的变量,包括家庭经济指数等 5 项;第三,大学入学后受教育状况特征的变量,包括所在专业等 2 项。具体见表 1。

表 1 本研究所涉及变量的说明

变量		说明
在校表现	学业类表现:	
	专业课学业成绩相对排名	大三学年专业课程班级排名的逆向处理,取值越大,学业表现越好,计算公式:专业课学业表现 = $500 \times (1 - \text{专业课班级排名} / \text{班级人数})$
	非专业课成绩(CET4)	大学英语四级测试成绩
	非学业类表现:	
	担任学生干部	大学四年期间是否担任过某类学生干部,是 = 1,否 = 0
	获得奖励	大学四年期间是否在学校获得某类奖励,是 = 1,否 = 0
	入党	大学四年期间是否在学校加入中国共产党,是 = 1,否 = 0
	性别	女生
		女 = 1,男 = 0
	尽责性:	
非认知能力	公共课全勤	大三学年的公共课从没缺勤,是 = 1,否 = 0
	专业课全勤	大三学年的专业课从没缺勤,是 = 1,否 = 0
	外倾性:	
	外向性人格	性格外向性自评得分,取值范围 0~1,得分越高,外倾性水平越高
	情绪稳定性:	
	情绪稳定性水平	情绪稳定性水平,取值范围 0~1,取值越大,情绪稳定性水平越高
	成就动机:	
	外在成就动机	外在成就动机标准分,取值范围 0~1,取值越大,外在成就动机越高
	内在成就动机	内在成就动机标准分,取值范围 0~1,取值越大,内在成就动机越高
	自我效能感:	
	一般自我效能感	一般自我效能感得分,取值范围 0~1,取值越大,效能感水平越高
	学习自我效能感	学习自我效能感得分,取值范围 0~1,取值越大,效能感水平越高

续表

	变量	说明
控制 变量	入学前学习基础:	
	重点高中毕业	是=1,否=0
	高考成绩	分生源地标准化后的高考成绩
	社会经济背景特征:	
	家庭经济指数 ^{a)}	家庭经济水平实物度量指数,取值范围为0~100,取值越大,家庭经济水平越高
	京籍生源	北京籍生源=1,非北京籍生源=0
	农业户籍	14岁时是否为农业户籍,是=1,否=0
	母亲受教育水平	1=小学及以下,2=初中,3=高中/中职,4=本科(含大专),5=研究生
	父亲受教育水平	1=小学及以下,2=初中,3=高中/中职,4=本科(含大专),5=研究生
	大学其他受教育特征:	
	文科专业 ^{b)}	人文社科类专业=1,理工农医类专业=0
	2008级学生	2008级学生=1,2006级学生=0

注:a)家庭在各类与家庭收入强相关资产变量上的拥有状况,可有效地识别家庭经济水平,为此本研究基于12项家庭财产变量,基于项目反应理论的方法合成家庭经济指数,相关变量及合成方法详见附录。b)按联合国教科文组织(UNESCO)做法,将教育类、社会科学、社会服务类、商科、法律、艺术与人文专业归为文科类专业;将工程、制造及建筑类,自然科学、数理统计类、信息通信技术类,医学健康类、农、林、渔、兽类归为理科类专业。

2.3 基本事实描述

首先,图3和图4分别呈现了男女大学生在学业和非学业类表现上的差距

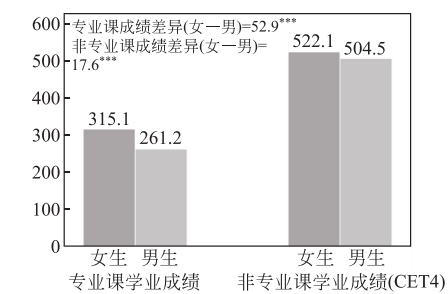


图3 大学生学业类表现的性别差距
(女生-男生)

注: *、**、*** 分别表示基于T检验在0.1、0.05和0.01水平显著

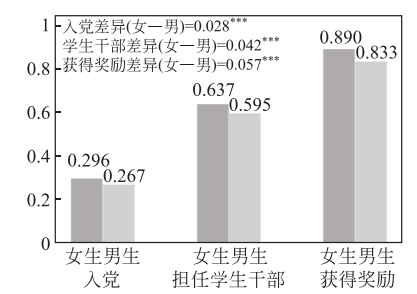


图4 大学生非学业类表现的性别差距
(女生-男生)

注:同图3

状况。直接比较的结果显示:在专业课成绩和非专业课成绩上,女生分别比男生高 52.9 分和 17.6 分($p<0.01$);在入党、担任学生干部和获得奖励的比例上,女生依次比男生高 2.8、4.2 和 5.7 个百分点($p<0.01$)。这表明,总体而言,女生在学业类表现和非学业类表现上均领先于男生。

其次,图 5 呈现了男女大学生在非认知能力上的差异状况。结果显示,女生的自我效能感水平显著低于男生,内在成就动机水平高于男生但不显著;除此之外,女生在其余 5 项非认知能力上的水平全部显著地高于男生。这表明,总体而言,非认知能力的确存在性别差异,这为下文从非认知能力角度揭示在校表现上性别差距的成因提供了初步的证据。

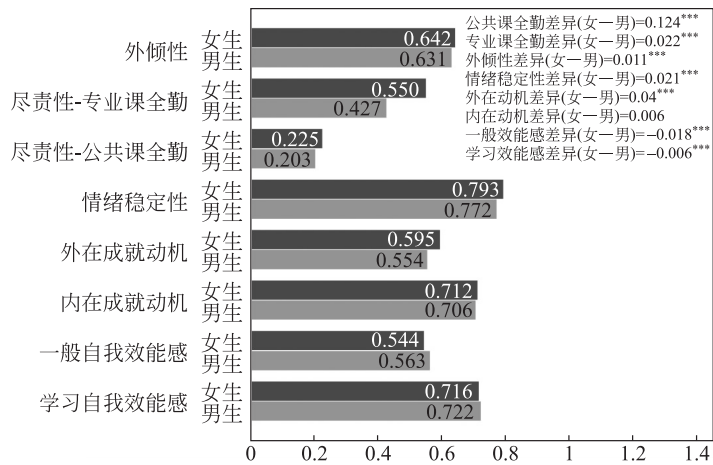


图 5 大学生非认知能力的性别差异 (女生-男生)

注:同图 3

最后,表 2 呈现了控制变量的描述性统计结果。一个有趣的发现是,男生的高考成绩显著高于女生。这说明大学在校表现上的男生落后现象可能源于他们在接受大学教育的过程中被女生“反超”。此外,相比男生,女生在家庭经济、京籍生源比例和父母受教育水平上显著更高,在农业户籍的比例上显著更低,说明女生样本所在家庭的社会经济条件相对更好。我们推测,出现上述结果的原因可能在于,在家庭社会经济弱势群体,传宗接代、延续香火的传统观念可能更加根深蒂固,从而可能出现教育资源分配的重男轻女行为,不利于女孩的高等教育机会获得,最终导致读到大学的女生家庭状况普遍要优于男生。

表 2 本文所涉及控制变量的男女生均值及其差异

	女生	男生	差值(女生-男生)	T 值/ χ^2 值
重点高中毕业	0.884	0.890	-0.006	-0.573
高考成绩 ⁽³⁾	510.635	523.249	-12.614 ***	-2.809

续表

	女生	男生	差值(女生-男生)	T 值/ χ^2 值
文科专业	0.650	0.292	0.358***	24.780
2008 级学生	0.522	0.536	-0.014	-0.900
家庭经济指数	69.818	60.473	9.345***	9.933
京籍生源	0.339	0.251	0.088***	6.215
农业户籍	0.242	0.331	-0.090***	-6.414
母亲受教育水平	2.352	2.114	0.238***	7.565
父亲受教育水平	2.120	1.824	0.296***	9.045

注:(1)*、**、*** 分别表示在 0.1、0.05 和 0.01 水平显著。(2)组间(性别)差异检验基于 T 检验或列联分析。(3)本文进一步在人文社科和理工农医科两类专业样本中分别就高考成绩性别差距进行检验,均发现男生的高考成绩不低于女生,特别在理工农医科专业样本中男生高考成绩领先的性别差距在统计意义上显著。

3 研究设计与方法

首先,本文拟基于教育生产函数模型以检验假设 1,即构建如下模型以揭示大学阶段学生在校表现的性别差距:

$$\text{achievement}_i^k = a_0 + a_1 \text{female}_i + \beta'X_i + \gamma'F_i + \eta'U_i + \delta_u + \varepsilon_i \quad (1)$$

方程(1)中, achievement_i^k 表示学生 i 的第 k 项在校表现变量($k=1, \dots, 5$)。 X_i 、 F_i 和 U_i 依次为学生 i 大学入学前学习基础、家庭背景特征和大学教育特征三类控制变量向量。 female_i 为性别变量,待估系数 a_1 衡量了相应在校表现指标上的性别差距,根据其取值及显著性可验证假设 1。 δ_u 为大学固定效应项, ε_i 为随机误差项。值得注意的是,学业类表现变量为连续变量,本文基于 OLS 方法估计;非学业类表现变量为二分类变量,本文基于 logit 方法估计。

其次,为检验假设 2,本文将建立如下模型以揭示大学生非认知能力上的性别差异:

$$\text{noncognitive}_i^l = b_0 + b_1 \text{female} + \beta'X_i + \gamma'F_i + \eta'U_i + \delta_u + \varepsilon_i \quad (2)$$

在方程(2)中, noncognitive_i^l 代表学生 i 的第 l 项非认知能力变量($l=1, \dots, 6$)。其余自变量同方程(1)。待估系数 b_1 衡量了男女学生在相应非认知能力上的差异,基于系数 b_1 的取值及其显著性可以验证假设 2。值得注意的是,尽责性维度的两个变量为二分类变量,本文基于 logit 方法进行估计;其余 4 个非认知能力维度变量的取值范围全部介于 0~1 之间,本文基于 Tobit 方法进行估计。

再次,为检验假设 3,本文将构建方程(3)和方程(4)以揭示大学生非认知能力对在校表现回报的性别差异:

$$\text{achievement}_i^k = c_0 + c_1 \text{female}_i + d' \text{noncognitive}_i + \beta' X_i + \gamma' F_i + \eta' U_i + \delta_u + \varepsilon_i \quad (3)$$

$$\text{achievement}_i^k = e_0 + e_1 \text{female}_i + d' \text{noncognitive}_i + \phi' \text{female}_i \times \text{noncognitive}_i + \beta' X_i + \gamma' F_i + \eta' U_i + \delta_u + \varepsilon_i \quad (4)$$

方程(3)中待估系数向量 d' 可以衡量非认知能力对在校表现的影响效应(回报),在此基础上,进一步引入非认知能力与性别变量的交互项估计方程(4),待估系数 ϕ 的取值及其显著性则衡量了非认知能力回报的性别差异。换言之,我们基于系数 ϕ 的取值和显著性,对假设 3 进行检验。

接下来,为检验假设 4,本文基于中介效应检验三步法以揭示非认知能力是否对学生在校表现上性别差距的产生起到了中介作用。本质上,检验假设 1 和假设 2 的过程是执行中介效应检验前两个步骤,即验证男女大学生的在校表现和非认知能力是否存在性别差异。如果假设 1 和 2 得到验证,则可以进入中介效应检验的第三步:通过比较方程(3)中性别变量系数 c_1 相对方程(1)中性别变量系数 a_1 是否在绝对值上有所缩小,如果系数 c_1 的绝对值明显缩小且不再显著,说明非认知能力对大学生在校表现的性别差距起到完全中介作用,假设 4 得到充分验证;如果系数 c_1 的绝对值有明显缩小但仍然显著,说明非认知能力对大学生在校表现的性别差距起部分中介作用,假设 4 在一定程度得到验证。需要说明的是,尽管上述方法对于结果的分析非常直接,但存在精度不够的问题,参考已有文献(Hayes, 2009),我们还将使用 Bootstrap-Sobel 方法加以检验。

最后,为检验假设 5a 和假设 5b,参考已有文献的做法(Lounkaew, 2013; Song, 2021),本文引入 Blinder-Oaxaca 分解方法,将非认知能力对学生在校表现性别差距的贡献分解为禀赋效应和系数效应。它们分别对应于非认知能力的水平差异和回报差异对在校表现性别差距的贡献程度。基于对非认知能力的禀赋效应和系数效应的取值及其显著性的分析即可进行假设检验。具体来看,本文要在男、女生样本中分别估计方程(5)后,将在校表现的性别差距表示为方程(6):

$$\text{achievement}_i^k = d_0 + \lambda' \text{noncognitive}_i + \beta' X_i + \gamma' F_i + \eta' U_i + \delta_u + \varepsilon_i \quad (5)$$

$$\begin{aligned} E(\text{achievement} \mid \text{female}) - E(\text{achievement} \mid \text{male}) &= \overline{\text{achievement}_f} - \overline{\text{achievement}_m} \\ &= (d_{0,f} + \overline{\text{noncognitive}_f} \cdot \hat{\lambda}_f + \bar{X}_f \cdot \hat{\beta}'_f + \bar{F}_f \cdot \hat{\gamma}'_f + \bar{U}_f \cdot \eta'_f) - \\ &\quad (d_{0,m} + \overline{\text{noncognitive}_m} \cdot \hat{\lambda}_m + \bar{X}_m \cdot \hat{\beta}'_m + \bar{F}_m \cdot \hat{\gamma}'_m + \bar{U}_m \cdot \eta'_m) \\ &= \underbrace{[(\overline{\text{noncognitive}_f} - \overline{\text{noncognitive}_m}) \cdot \hat{\lambda}_m + (\bar{X}_f - \bar{X}_m) \cdot \hat{\beta}'_m + (\bar{F}_f - \bar{F}_m) \cdot \hat{\gamma}'_m + (\bar{U}_f - \bar{U}_m) \cdot \eta'_f]}_{\text{禀赋效应 (endowment effects)}} + \\ &\quad \underbrace{[(d_{0,f} - d_{0,m}) + \overline{\text{noncognitive}_f} \cdot (\hat{\lambda}_f - \hat{\lambda}_m) + \bar{X}_f \cdot (\hat{\beta}'_f - \hat{\beta}'_m) + \bar{F}_f \cdot (\hat{\gamma}'_f - \hat{\gamma}'_m) + \bar{U}_f \cdot (\eta'_f - \eta'_m)]}_{\text{系数效应 (coefficient effects)}} \end{aligned} \quad (6)$$

在方程(6)中,禀赋效应指源于自变量的组间差异所导致的因变量的组间差异部分,可识别非认知技能的性别差异性对于大学生在校表现性别差距的解释程度;系数效应指源于自变量对因变量预测水平(回报率)的组间差异而导致的因变量的组间差异,可识别非认知技能回报率的性别差异性对于大学生在校表现性别差距的解释程度。

4 实证检验

4.1 大学生在校表现的性别差距

4.1.1 基准模型估计结果

本文估计了方程(1)所示基准模型,以检验假设 1。表 3 的估计结果显示,性别变量的系数全部显著大于 0,因此假设 1 得到了支持,女生在学业和非学业表现上全部领先于男生。

表 3 大学生在校表现的性别差距:基于回归模型的估计

变量	学业类表现		非学业类表现		
	专业课成绩	非专业课成绩 (CET4)	担任学生干部	获得奖励	入党
	OLS	OLS	Logit	Logit	Logit
女生	58.458 *** (4.014)	23.461 *** (2.065)	0.028 * (0.016)	0.057 *** (0.011)	0.054 *** (0.015)
重点高中毕业	23.105 *** (6.067)	18.388 *** (3.241)	0.043 * (0.025)	0.035 ** (0.016)	0.039 (0.025)
高考成绩	0.087 *** (0.016)	0.121 *** (0.009)	0.000 *** (0.000)	0.000 ** (0.000)	0.000 *** (0.000)
大学所学专业	5.941 (4.631)	-3.751 (2.537)	0.042 ** (0.019)	-0.000 (0.012)	0.036 ** (0.018)
2008 级	5.371 (3.677)	11.666 *** (1.858)	0.075 *** (0.015)	-0.198 *** (0.014)	-0.102 *** (0.013)
家庭经济指数	-0.014 (0.087)	0.135 *** (0.042)	0.001 *** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
京籍生源	-50.207 *** (5.566)	-28.719 *** (2.978)	-0.036 (0.023)	-0.059 *** (0.014)	-0.134 *** (0.023)
农业户籍	8.060 (5.237)	0.019 (2.410)	0.020 (0.021)	0.003 (0.015)	0.028 (0.019)
父亲受教育水平	-0.835 (2.630)	2.672 ** (1.265)	-0.015 (0.011)	0.012 * (0.007)	0.001 (0.010)
母亲受教育水平	58.458 *** (4.014)	23.461 *** (2.065)	0.028 * (0.016)	0.057 *** (0.011)	0.054 *** (0.015)

续表

变量	学业类表现		非学业类表现		
	专业课成绩	非专业课成绩 (CET4)	担任学生干部	获得奖励	入党
	OLS	OLS	Logit	Logit	Logit
大学固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	YES	YES	YES	YES	YES
R^2 /伪 R^2	0.093	0.427	0.036	0.126	0.059
样本量	4047	3697	4153	4153	4153

注：(1) *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ ；(2) 圆括号内是稳健标准误；(3) logit 模型报告的为平均边际效应。

进一步细分各项在校表现指标,比较其性别差距,可以发现女生领先于男生的优势程度并不完全相同。总体而言,对于学业成绩类表现,专业课成绩上的女生优势程度要大于非专业课成绩 (CET4) 上的女生优势程度;对于非学业成绩类表现,女生在获得奖励和入党两项指标上的优势程度要大于她们在担任学生干部指标上的优势程度。

此外,与上文基本事实描述部分直接估计的性别差距(图 3、图 4)进行比较可以发现:在保证大学入学前学习基础以及个体和家庭特征条件相同的情况下,两项学业成绩类指标以及入党这项非学业成绩类指标上的女生优势变得更强,担任学生干部和获得奖励两项非学业成绩类指标上的女生优势也没有缩小。这提示我们,入学前学习基础、家庭背景特征等因素可能无法解释学生在校表现的性别差异,中国大学阶段女生教育优势的决定性原因更可能在于受教育过程中的行为和社会情感因素等。

4.1.2 异质性讨论

女生的相对优势是否因为群体的不同而改变呢?我们按照高校层级(是否 211 大学)以及专业(是否文科类)对样本分类,在各自样本中重新估计基准模型并进行异质性讨论。表 4 的估计结果显示,假设 1 较为稳健地得到了支持,但女生的优势程度存在一定的异质性。

表 4 大学生在校表现性别差距的异质性分析

	学业类表现		非学业类表现		
	专业课成绩	非专业课成绩 (CET4)	担任学生干部	获得奖励	入党
211 院校子样本的性别差距:					
(女生-男生) ₂₁₁	53.195 *** (5.164)	20.819 *** (2.590)	0.030 (0.020)	0.049 *** (0.014)	0.039 ** (0.019)

续表

	学业类表现		非学业类表现		
	专业课成绩	非专业课成绩 (CET4)	担任学生干部	获得奖励	入党
非 211 院校子样本的性别差距:					
(女生-男生) _{非 211}	67.859 ^{***} (6.383)	28.920 ^{***} (3.276)	0.022 (0.028)	0.069 ^{***} (0.018)	0.081 ^{***} (0.024)
(女生-男生) ₂₁₁ - (女生-男生) _{非 211}	-14.664 [*] [1.74]	-8.101 ^{***} [6.90]	0.008 [0.05]	-0.02 [1.01]	-0.042 [1.52]
文科类专业子样本的性别差距:					
(女生-男生) _{文科}	60.581 ^{***} (5.585)	23.410 ^{***} (3.233)	-0.048 ^{**} (0.023)	0.053 ^{***} (0.015)	0.006 (0.022)
理科类专业子样本的性别差距:					
(女生-男生) _{理科}	58.380 ^{***} (5.845)	24.167 ^{***} (2.556)	0.087 ^{***} (0.023)	0.055 ^{***} (0.017)	0.094 ^{***} (0.020)
(女生-男生) _{文科} - (女生-男生) _{理科}	2.201 [0.30]	-0.757 [0.36]	-0.135 ^{***} [17.32]	-0.002 [0.02]	-0.088 ^{***} [9.38]

注:(1)~(3)同表 3。(4)限于篇幅仅报告了性别变量系数,在分学校层次估计时,放入表 3 中所有控制变量,但不引入学校固定效应项;在分学科估计时,放入除专业外其余控制变量和学校固定效应项。(5)方括号内为组间差异 Chow 检验的卡方值。

按照高校层级划分样本的估计结果显示,普通院校中女生学业成绩的优势状况更加明显,非学业类表现上的女生优势在两类子样本间比较一致,不存在明显的组间差异。具体来看,相对 211 重点高校样本,学业类表现上的女生优势在普通高校样本中显著更强。可能的原因在于,男孩相比女孩对于学校的学习氛围更为敏感,重点学校浓厚的学习氛围会促使男生更好地遵守规则并投入更多的时间和精力到专业知识学习中,而学术氛围较低的普通学校则正好相反(Legewie and DiPrete, 2012)。

按照学科类别划分子样本,学业类表现上的女生优势在学科样本间不存在明显差异,但一个有趣的现象是,文科女生非学业表现的优势状况明显减弱,而理科女生非学业表现的优势状况却明显更强。从非学业成绩的具体估计结果看,文科女生仅在获得奖励指标上存在优势,但在入党指标上不再存在优势,甚至在担任学生干部的可能性显著低于男生;与之不同,理科女生却在各项非学业表现上的优势明显增强。上述结果与已有文献认为文科专业会促进大学生形成相同性别的性别角色,而理科专业不会影响男生性别角色形成、但会促进女生形成男性化性别角色的结论相吻合^①(刘电芝等, 2009)。也就是说,在文

^①按照性别角色发展理论,男性化特征包括坚定、强有力和独立等;女性化特征包括有同情心、温和、善解人意等。

科,被激发的男性化性别角色会提高男生担任学生干部的意愿,而被激发的女性化性别角色则会负向抑制女生担任学生干部的意愿,从而在担任学生干部这项指标上出现了仅有的“男强女弱”现象。在理科,被激发的男性化性别角色则增强了女生在担任学生干部和入党指标上的优势程度。

4.2 大学生非认知能力的性别差异

4.2.1 非认知能力的水平差异

为了检验假设 2,本文估计了方程(2)。表 5 报告的估计结果显示,以专业课全勤、公共课全勤、外在成就动机以及情绪稳定性四项指标为结果变量时,性别变量系数全部显著为正,表明女生在尽责性、外在成就动机和情绪稳定性方面的非认知能力水平显著高于男生。其次,以内在成就动机和外向性人格两项指标为结果变量时,性别变量系数不显著为正,表明在内在成就动机和外倾性方面的非认知能力上不存在性别差异。最后,以一般自我效能感和学习自我效能感两项指标为结果变量时,性别变量系数则全部显著为负,表明女生在自我效能感方面的非认知能力水平显著低于男生。

表 5 大学生非认知能力的性别差异

变量	尽责性		动机		外倾性	自我效能感		情绪稳定性
	专业课 全勤	公共课 全勤	外在 成就动机	内在 成就动机	外向型 人格	一般自我 效能感	学习自我 效能感	情绪稳定性 水平
	Logit	Logit	Tobit	Tobit	Tobit	Tobit	Tobit	Tobit
女生	0.128 *** (0.015)	0.051 *** (0.014)	0.051 *** (0.008)	0.009 (0.007)	0.006 (0.005)	-0.025 *** (0.004)	-0.008 * (0.004)	0.021 *** (0.004)
个体特征控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
家庭特征控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
大学固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
伪 R ²	0.125	0.087	0.050	0.055	0.083	0.026	0.021	0.024
样本量	4150	4150	4152	4152	4152	4152	4152	4152

注:(1)~(2)同表 3;(3)系数为平均边际效应。(4)模型引入表 3 所示的控制变量和学校固定效应项,限于篇幅没有报告。

由此,我们可以认为假设 2 基本得到了支持。除内在成就动机和外向性人格两项指标外,男女大学生其余六项非认知能力指标上均存在明显的水平差异,尽管差异的方向并不完全相同。

4.2.2 非认知能力的回报差异

为了检验假设 3,本文将分别估计方程(3)和方程(4),即在证明非认知能

力对大学生在校表现有正向回报的基础上,揭示非认知能力回报的性别差异状况。

表6的模型1、3、5、7和9,报告了方程(3)估计得到非认知能力的回报情况。结果显示:尽责性维度的两项非认知能力对学业表现以及获奖状况和入党状况有显著的正向回报。外在成就动机对全部各项在校表现指标均有显著的正向回报,内在成就动机对学业类表现和入党状况有显著的正向回报。外倾性维度的非认知能力对各项非学业表现有显著的正向回报。情绪稳定性维度的非认知能力对除非专业课成绩外的各项在校表现指标有显著的正向回报。学习自我效能感对学业类表现和获奖状况有显著的正向影响。不同的是,在以除担任学生干部外的其余在校表现为结果变量时,一般自我效能感的系数均为负,特别以获奖状况为结果变量时系数显著,说明一般自我效能感对学生在校表现存在负向回报。

从上面的分析来看,对中国大学生而言,除一般自我效能感外的其余非认知能力,对大学生在校表现具有不同程度的正向回报。那么,进一步的问题则是,男、女大学生谁会更加受益于非认知能力呢?表6中模型2、4、6、8和10依次报告了引入交互项变量后方程(4)的估计结果。结果显示:就专业课成绩来说,专业课全勤、公共课全勤以及外在成就动机与性别变量的交互项系数全部显著为负,说明上述三项非认知能力指标对于男生专业课成绩的回报更大;就非专业课成绩来说,非专业课全勤与性别变量的交互项系数显著为正,说明该项非认知能力指标对于男生专业课成绩的回报更小;就获得奖励状况来说,外在成就动机和一般自我效能感与性别变量的交互项系数全部显著为负,说明外在成就动机对于男生获得奖励的正向回报更大,但一般自我效能感的负向回报仅存在于女生样本;就入党状况来说,外在成就动机与性别变量的交互项系数显著为负,说明外在成就动机对于男生入党的正向回报更大。

综上所述,假设3较好地得到了支持,即非认知能力的回报的确存在性别差异。总体而言,男生更加可能从非认知能力的改善中获益。这与现有文献(王骏,2018)基于基础教育阶段样本得到的结论基本一致。

4.3 非认知能力在女生教育优势形成中的作用

4.3.1 中介作用的检验

接下来本文将使用中介效应三步法检验假设4。正如研究设计部分指出,通过检验假设1和假设2,已经完成了中介效应检验的第一步和第二步。因此,接下来仅需实施检验的第三步,即比较控制非认知能力后学生在校表现的性别差距(见表6模型1、3、5、7和9中性别变量的系数)相对于控制非认知能力变量前学生在校表现性别差距(见表3中性别变量的系数)的变化程度。

表 6 非认知能力对大学生在校表现影响效应的性别差异

变量	学业类表现 (OLS 估计)					非学业类表现 (Logit 估计)				
	专业课程成绩		非专业课程成绩 (CET4)			获得奖励				
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8	模型 9	模型 10
女生	45.340*** (3.658)	54.685 (33.393)	22.332*** (2.089)	20.497 (18.944)	0.013 (0.016)	0.242* (0.144)	0.039*** (0.011)	0.192* (0.098)	0.032** (0.015)	0.007 (0.146)
专业课全勤	31.738*** (4.007)	34.265*** (5.950)	2.414 (2.226)	-1.658 (3.000)	-0.005 (0.018)	-0.008 (0.024)	0.026** (0.011)	0.029** (0.014)	0.022** (0.011)	0.002 (0.023)
公共课全勤	27.076*** (4.513)	35.139*** (6.939)	2.659 (2.648)	6.312* (3.598)	-0.004 (0.020)	0.017 (0.028)	0.041*** (0.013)	0.047*** (0.017)	0.053*** (0.018)	0.068*** (0.026)
外在成就动机	139.999*** (8.094)	150.041*** (12.066)	17.001*** (4.558)	17.399*** (6.207)	0.157*** (0.034)	0.134*** (0.047)	0.157*** (0.023)	0.111*** (0.030)	0.187*** (0.031)	0.264*** (0.044)
内在成就动机	26.405*** (9.286)	20.225 (13.684)	13.350*** (4.970)	16.926** (6.918)	-0.019 (0.040)	-0.007 (0.055)	0.011 (0.026)	0.020 (0.033)	0.096** (0.038)	0.084 (0.052)
外倾性	18.048 (12.088)	24.519 (16.671)	-5.657 (6.485)	-11.797 (8.410)	0.494*** (0.051)	0.491*** (0.069)	0.118*** (0.035)	0.137*** (0.044)	0.194*** (0.047)	0.179*** (0.062)
一般自我效能感	-10.894 (15.155)	-22.376 (21.611)	-6.053 (8.160)	-1.049 (10.742)	0.039 (0.068)	0.052 (0.090)	-0.089* (0.046)	-0.009 (0.057)	-0.081 (0.063)	-0.036 (0.083)
学习自我效能感	115.035*** (13.828)	120.907*** (20.411)	31.203*** (7.407)	27.338*** (9.996)	-0.005 (0.062)	0.047 (0.084)	0.151*** (0.044)	0.158*** (0.056)	0.024 (0.058)	-0.004 (0.078)
情绪稳定性	49.841*** (15.645)	47.783** (19.411)	-1.059 (8.411)	-0.263 (10.632)	0.265*** (0.063)	0.326*** (0.080)	0.102*** (0.039)	0.112** (0.045)	0.157** (0.069)	0.117 (0.085)
女生×专业课全勤		-5.626** (2.662)		8.022* (4.252)		0.005 (0.033)		-0.009 (0.023)		0.039 (0.031)

续表

变量	学业类表现 (OLS 估计)				非学业类表现 (Logit 估计)					
	专业课程成绩		非专业课程成绩 (CET4)		班干部		获得奖励		入党	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8	模型 9	模型 10
女生×公共课全勤		-16.160* (8.854)		-6.803 (5.212)		-0.040 (0.039)		-0.017 (0.026)		-0.029 (0.036)
女生×外在成就动机		-21.012* (10.939)		-1.213 (9.129)		0.047 (0.068)		-0.111** (0.046)		-0.157** (0.063)
女生×内在成就动机		13.389 (18.066)		-7.567 (9.781)		-0.023 (0.080)		-0.021 (0.053)		0.020 (0.075)
女生×外倾性		-14.037 (22.743)		13.031 (12.775)		0.009 (0.102)		-0.039 (0.068)		0.034 (0.091)
女生×一般自我效能感		26.510 (29.426)		-13.031 (16.533)		-0.033 (0.137)		-0.215** (0.093)		-0.109 (0.127)
女生×学习自我效能感		-11.741 (27.159)		8.886 (14.816)		-0.108 (0.124)		-0.009 (0.090)		0.065 (0.115)
女生×情绪稳定性		3.226 (32.215)		-2.546 (17.441)		-0.182 (0.133)		-0.048 (0.091)		0.106 (0.143)
个体特征控制	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
家庭特征控制	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
大学固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R ² /伪 R ²	0.279	0.281	0.440	0.441	0.060	0.062	0.171	0.183	0.091	0.093
样本量	4043	4043	3695	3695	4149	4149	4149	4149	4149	4149

注：(1)~(3)同表 3；(4)各个模型均引入表 3 所示的所有控制变量和学校固定效应项，限于篇幅没有报告。

结果显示,对于除非专业课成绩(CET4)外的其余结果变量,控制学生非认知能力后在校表现的性别差距明显缩小:担任学生干部可能性上的女生优势从 2.8%缩小到 1.3%(缩小约 54%),且不再显著,说明非认知能力对于该类表现上女生优势的形成起到完全中介作用;女生在专业课成绩上的优势从 58.458 缩小到 45.34(缩小约 22%)、在获奖可能性上的优势从 5.7%缩小为 3.9%(缩小约 32%)、在入党可能性上的优势从 5.4%缩小到 3.2%(缩小约 41%),但差距依然显著。这说明,非认知能力对于女生担任学生干部可能性上相对优势的形成起完全中介作用,对于女生专业课成绩、获奖可能性以及入党可能性三类表现上相对优势的形成起部分中介作用。

尽管中介效应三步法检验对结果的解释非常直接,但当中介效应较弱时可能因为检验效力(power)不够高而难以有效识别,这时需引入 Bootstrap-Sobel 方法展开检验(Hayes, 2009)^①。为此,表 7 报告了 Bootstrap-Sobel 方法的估计结果。结果显示,假设 4 得到较好的支持,非认知能力对全部各项在校表现上女生优势的形成均起到了显著的中介作用。

表 7 基于 Bootstrap-Sobel 方法的中介效应检验:在校表现的性别差异

	标准化中介效应	95%置信区间	
		下限	上限
性别→非认知技能→专业课成绩	0.074 ***	0.051	0.096
性别→非认知技能→CET4 成绩	0.015 ***	0.008	0.022
性别→非认知技能→担任学生干部	0.013 ***	0.006	0.022
性别→非认知技能→获得奖励	0.031 ***	0.021	0.042
性别→非认知技能→入党	0.027 ***	0.017	0.037

注:(1) *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$; (2) Bootstrap 迭代 200 次。

4.3.2 非认知能力对女生教育优势贡献的来源分解

接下来,本文使用 Blinder-Oaxaca 分解方法,检验假设 5a 和假设 5b,即针对非认知能力在男女大学生之间的水平差异和回报差异,分析非认知能力对女生教育优势的贡献机制和程度。从表 8 的分解结果中可以得到如下几点结论:

第一,从总体的禀赋效应看,非认知能力在男女大学生之间的水平差异,可以解释女生在校表现上的相对优势,假设 5a 得到了支持。非认知能力发展水平上的性别差异,对专业课成绩、担任学生干部、获得奖励和入党四项指标上的女生优势可以依次解释 16.4%、56.7%、26.9%和 73.1%。这意味着,如果消除非认知能力上的水平差异,除非专业课成绩外其余各项在校表现的女生优势将明显缩小。

① 以 Bootstrap 方法构造中介效应的置信区间,若置信区间不包含 0,则表明中介效应在统计学意义上显著。这样做不仅可以提供更全面可靠的信息,还可以降低 I 型错误率,提高统计检验力。

表 8 基于 Blinder-Oaxaca 方法:大学生在校表现性别差距的来源分解

		专业课 成绩	非专业课成绩 (CET4)	担任学生 干部	获得奖励	入党
性别 差距	女生	315.677	520.892	0.639	0.895	0.307
	男生	261.741	501.654	0.609	0.843	0.280
	差距(女生-男生)	53.936***	19.238***	0.030**	0.052***	0.026*
禀赋 效应	非认知能力	8.861*** [16.4%]	0.553 [2.9%]	0.017*** [56.7%]	0.014*** [26.9%]	0.019*** [73.1%]
	其中,尽责性	3.543*** [6.6%]	0.455 [2.4%]	0.000 [0.0%]	0.002 [3.8%]	0.004** [15.4%]
	成就动机	5.327*** [9.9%]	0.403 [2.1%]	0.007*** [23.3%]	0.008*** [15.4%]	0.006** [23.1%]
	外倾性	0.219 [0.4%]	-0.086 [-0.4%]	0.006** [20.0%]	0.001* [1.9%]	0.002* [7.7%]
	自我效能感	-1.345** [-2.5%]	-0.140 [-0.7%]	0.000 [0.0%]	0.002 [3.8%]	0.003 [11.5%]
	情绪稳定性	1.117** [2.1%]	-0.079 [-0.4%]	0.004** [13.3%]	0.001* [1.9%]	0.005** [19.2%]
	个体学习基础	-1.045* [-1.9%]	-8.969*** [-46.6%]	-0.011*** [-36.7%]	-0.001 [-1.9%]	-0.008*** [-30.8%]
	家庭社会经济背景	-1.927** [-3.6%]	3.623*** [18.8%]	0.005 [16.7%]	-0.001 [-1.9%]	-0.010** [-38.5%]
	学校特征(含固定效应项)	1.976 [3.7%]	3.010*** [15.6%]	-0.017** [-56.7%]	0.002 [3.8%]	-0.009 [-34.6%]
	非认知能力	5.112 [9.5%]	-5.636 [-29.3%]	-0.205 [-683.3%]	-0.251*** [-482.7%]	0.054 [207.7%]
	其中,尽责性	-5.541* [-10.3%]	0.195 [1.0%]	-0.005 [-16.7%]	-0.020** [-38.5%]	-0.001 [-3.8%]
	成就动机	2.648 [-4.9%]	-5.099** [-26.5%]	0.010 [33.3%]	0.039 [75.0%]	-0.037*** [-142.3%]
	外倾性	-3.193 [-5.9%]	3.267 [17.0%]	0.042 [140.0%]	-0.068** [-130.8%]	0.002 [7.7%]
	自我效能感	8.283 [15.4%]	3.306 [17.2%]	-0.096 [-320.0%]	-0.142** [-273.1%]	-0.018 [-69.2%]
	情绪稳定性	2.915 [5.4%]	-7.306 [-38.0%]	-0.156 [-520.0%]	-0.061 [-117.3%]	0.108 [415.4%]
系数 效应	个体学习基础	-16.185 [-30.0%]	7.655 [39.8%]	0.065 [216.7%]	-0.002 [-3.8%]	-0.094 [-361.5%]
	家庭社会经济背景	-14.499* [-26.9%]	-3.551 [-18.5%]	-0.004 [-13.3%]	0.012 [23.1%]	-0.038 [-146.2%]

续表

	专业课 成绩	非专业课成绩 (CET4)	担任学生 干部	获得奖励	入党
学校特征 (包括固定 效应项)	80.520 [149.3%]	41.477 [215.6%]	0.431 [1436.7%]	0.797** [1532.7%]	-0.425 [-1634.6%]
常数项	-8.877 [-16.5%]	-18.924 [-98.4%]	-0.25 [-833.3%]	-0.519 [-998.1%]	0.537 [2065.4%]

注：(1) *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$; (2) 限于篇幅表中未报告标准误; (3) 方括号内报告各要素的禀赋效应或系数效应对相应学生在校表现变量性别差异的解释比例。

第二,从细分维度的禀赋效应看,不同维度非认知能力的禀赋效应对女生教育优势的解釋程度有所差异。女生相对更高的尽责性水平,显著解释了她们在专业课成绩和入党上优势的 6.6%和 15.4%;女生相对更高的成就动机水平,显著解释了她们在专业课成绩、担任学生干部、获得奖励和入党上优势的 9.9%、23.3%、15.4%和 23.1%;女生相对更高的外倾性水平,显著解释了她们担任学生干部、获得奖励和入党上优势的 20.0%、1.9%和 7.7%;女生相对更高的情绪稳定性水平,显著解释了她们在专业课成绩、担任学生干部、获得奖励和入党上优势的 2.1%、13.3%、1.9%和 19.2%。然而,女生相对更低的自我效能感水平,对专业课成绩上女生优势的贡献程度显著为负,说明自我效能感的水平差异抑制了专业课成绩上女生优势的扩大。

第三,从总体的系数效应看,非认知能力在男女大学生之间的回报差异,不能解释女生在在校表现上的相对优势,假设 5b 总体上没有得到支持。非认知能力对女生获得奖励的回报相对更低,因而对获得奖励上女生优势的贡献程度显著为负,非认知能力的回报差异起着抑制女生在该类指标上优势扩大的作用;对于其余四项在校表现上的女生优势,非认知能力组间回报差异的贡献程度均不显著。

第四,从细分维度的系数效应看,不同维度非认知能力的系数效应对女生教育优势的贡献程度不尽相同。尽责性对男生更高的回报,显著地贡献了专业课成绩和获得奖励上女生优势的-10.3%和-38.5%;成就动机对男生更高的回报,显著地贡献了非专业课成绩和入党上女生优势的-26.5%和-142.3%;外倾性对男生更高的回报,显著地贡献了获得奖励上女生优势的-130.8%;上述结果意味着,改善男生尽责性、成就动机以及外倾性,对于促进男女学生共同发展可以起到乘数效应。

第五,大学入学前学习基础的禀赋效应基本全部显著为负,仅在以获得奖励为因变量时上述禀赋效应不显著。这说明,在主要通过高考成绩衡量的入学前学习基础上,男生明显优于女生,在一定程度上抑制了大学期间女生在学业和非学业类表现上的优势形成。这意味着,如果男生和女生在大学入学前学习

基础上的水平差异不断消除,女生在大学期间的各项表现上的优势可能进一步扩大。与此同时,上述结果也突显了非认知能力对于男生大学期间在校表现落后的解释力度。

5 结论与政策含义

本文基于新人力资本理论,在“性别—非认知能力的水平差异与回报差异—在校表现”的框架下,对中国大学生在校表现上女生优势的成因进行了实证研究。结果表明,女大学生在学业和非学业表现上全部显著地领先于男生,特别是普通院校和理科专业样本中的女生优势更强。非认知能力在男女生样本间的确存在水平差异和回报差异,其中水平差异体现为女生占优,回报差异则体现为男生占优。在此基础上,本文发现非认知能力对于女生教育优势的形成起到了中介作用,对“巾帼更胜须眉”的现象提供了一个较为深入的微观解释。

对在校表现上性别差距贡献程度的分解结果显示,非认知能力对女生教育优势的贡献主要源于禀赋效应(水平差异),而非系数效应(回报差异)。这为深化理解日益明显的女生优势现象提供了来自非认知技能的新视角;改善尽责性、成就动机、外倾性以及情绪稳定性有助于大学生取得更好的在校表现,相比于男生,女生更自觉地遵守学校规则、在校的学习和生活更加努力、拥有更外向的性格并且情绪更加稳定,这使得她们在除了非专业课成绩外的其余在校表现上全部胜过男生。

对结果进一步分析,还得到一些新的发现。第一,非认知能力对非学业表现性别差距的禀赋效应要高于学业表现。即女生非认知能力的水平更高,这对于非学业表现女生优势的解釋程度明显高于对学业类表现女生优势的解釋程度。其原因可能在于,学业成绩的评判基于标准化测试,而非学业类表现的评判则基于非标准的主观评价,教师和同学有很大的裁量权(朱斌,2018),这使得非认知能力的水平差异对非学业类表现上女生优势的贡献程度更大。第二,在以高考成绩衡量的入学前学习基础上男生优于女生,这使得入学前学习基础对于大学生在校表现性别差距的禀赋效应显著为负,突显了大学期间女生在各项在校表现上实现了对男生的追赶和反超。我们推测,入学前学习基础更好的男生在大学期间被女生反超的原因可能在于,当学生离开父母和家乡、进入更为独立的大学生活之后,非认知能力的重要性有了显著提升。换言之,尽责性和成就动机等缺乏更加容易导致男生在校期间对于学业和非学业活动的投入时间和精力可能不够,从而在各类学业和非学业表现上被女生拉开差距。第三,改善尽责性、成就动机以及自我效能对男生在校表现的回报高于女生,这

使得非认知能力的系数效应显著为负。上述结果意味着缩小男生在非认知能力上相对女生的水平差距,对促进学生共同发展有着事半功倍的效果。

此外,本文的研究也能在一定程度上对高等教育领域的女生优势未能延续到劳动力市场作出解释。尽管女生比男生能更自律和严格地遵守组织规则,这有助于她们在大学就读期间获得更好的在校表现,但也可能造成她们在进入劳动市场后更可能选择“按部就班”、缺乏挑战性的风险规避行为。在更加充满不确定性的劳动力市场中缺乏竞争的动机,将在劳动力市场中对高层职位的竞争中失去优势(Buser et al., 2014)。同时,女生比男生拥有更低的自我效能感,这同样可能阻碍女性在劳动力市场中参与竞争,从而减弱职业中获得更好发展的可能性(Niederle and Vesterlund, 2007)。

总之,在高等教育教学管理和改革中,为实现有质量的教育性别公平目标,需要加强对女生教育优势现象的探究,为促使所有学生在受教育过程中最大限度地发挥自身潜力、取得最好的教育发展提供依据。一方面,异质性分析的结果显示,男生特别受益于浓厚的同伴学习竞争氛围,而非竞争性和非学术性的学习环境可能导致男生更倾向于减少学习投入,从而使学业类表现的女生优势在非重点学校更加明显。这说明,学校应重视营造以学习为导向的校园文化,鼓励和支持学生积极投入学习活动。当然,长期而言,女生在学业和非学业表现上取得领先,会提升她们在劳动力市场中的竞争力,这可能使得男生感知到来自劳动力市场上的竞争压力,使其认识到在校期间获得优异在校表现的价值,进而可能激励他们增加在校学习和生活的投入。另一方面,非认知能力具有很强的后期可塑性和可投资性(李晓曼和曾湘泉, 2012),大学的教学和管理者应注意到非认知能力成长规律上的性别异质性,重视对学生非认知能力进行有针对性的培养。例如,鼓励和支持男生提高尽责性、成就动机、外倾性和情绪稳定性维度的非认知能力,以及女生提高自我效能感维度的非认知能力,提高中国高等教育的质量。

本文也存在一些局限,有待进一步完善。第一,本文在解释女大学生学业与非学业表现的优势时难以进行严格的因果推断。BCSPS数据通过问卷对大学生的在校表现和非认知技能进行了回溯性调查,调查问卷无法涵盖所有潜在的遗漏变量;此外,该数据库并不能针对本文的研究问题提供严格的面板数据,缺乏多期面板数据限制了本文通过构建固定效应模型等手段更好解决遗漏变量问题的可能性。因此,内生性问题的存在使得本文的结果难免存在偏误。在本文初步得出非认知能力可以解释大学生学业和非学业表现性别差距的基础上,后续研究有必要设法收集和使用更加严格的面板数据,进一步降低内生性的影响。第二,本文选择部分指标测量了尽责性等五个方面的非认知技能,但非认知能力是内涵复杂的多重概念,将来可以在新人力资本的理论框架下基于

更丰富的非认知技能概念、更全面探索大学生在校表现性别差距的内在机制。

附录

附表 1 成就动机的调查题项以及数据描述

维度	具体题项	公因子 1 因子载荷
外在成就动机量表	对我来说,学得与班上其他同学一样好是很重要的	0.677
	我在班级中的目标是,得到比其他大多数同学更好的分数	0.768
	我害怕自己在课程学习上表现太差,这经常激励我学习	0.372
	对我来说,比其他同学学得好是很重要的	0.795
	Cronbach α 系数=0.763,公因子 1 的特征值=1.820,解释方差比例=84%,KMO=0.738	
内在成就动机量表	对我来说,尽可能全面地理解课程内容是很重要的	0.658
	我想从课堂上学到尽可能多的知识	0.663
	我渴望完全掌握在课堂里学习过的内容。	0.660
	Cronbach α 系数=0.740,公因子 1 的特征值=1.307,解释方差比例=74.4%,KMO=0.700	

注:附表 1~4 中所有题项均为 4 分量表,1~4 依次表示非常不同意到非常同意。

附表 2 自我效能感的调查题项以及数据描述

维度	具体题项	公因子 1 因子载荷
一般自我效能感量表	如果我尽力去做,我总是能够解决难题的	0.622
	即使别人反对我,我仍有办法取得我想要的东西	0.401
	对我来说,坚持理想和达成目标是轻而易举的	0.550
	我自信能够有效地应付任何突如其来的事情	0.725
	以我的才智,我一定能够应付意料之外的情况	0.700
	如果我付出必要的努力,我一定能够解决大多数难题	0.617
	我能冷静地面对困难,因为我依赖自己处理问题的能力	0.420
	面对一个难题时,我通常能找到几个解决办法	0.554
	有麻烦的时候,我通常能想到一些应付的方法	0.563
	无论什么事在我身上发生,我都能够应付自如	0.598
学习自我效能感量表	Cronbach α 系数=0.883,公因子 1 的特征值=2.359,解释方差比例=67.1%,KMO=0.905	
	我确定我能掌握今年在课堂上教的知识内容	0.336
	我确定我能想出办法来完成最困难的功课	0.600
	只要我不放弃,我就能完成几乎所有的功课要求	0.773
	只要我努力,即使是最难的功课我也能完成	0.759
	Cronbach α 系数=0.818,公因子 1 的特征值=1.647,解释方差比例=85.4%,KMO=0.747	

附表 3 情绪稳定性的调查题项以及数据描述

具体题项	公因子 1 因子载荷	具体题项	公因子 1 因子载荷
我发觉自己为琐事而烦恼	0.516	我觉得很难让自己放松下来	0.643
我感到口干舌燥	0.378	我感到吞咽困难	0.435
我好像不会再有愉快的感觉	0.523	我觉得不能从所做的事情中得到乐趣	0.576
我觉得呼吸困难(如无剧烈运动时也会呼吸急促)	0.476	没有运动时,我也会感觉心悸	0.435
我就是提不起劲	0.597	我感到沮丧忧郁	0.718
我对事情往往过度反应	0.524	我觉得自己容易烦躁不安	0.715
我感觉震颤(例如有脚软的感觉)	0.456	我觉得要变成恐慌症了	0.653
我很难放松自己	0.574	当我失望或被激怒后,我很难平复	0.586
我曾身处令我非常焦虑的状况中	0.467	我害怕被一些琐碎而不熟悉的事情难倒	0.547
我觉得没什么事情可期待的	0.489	我对任何事都无法热衷	0.505
我觉得自己容易变得不快乐	0.653	我难以忍受工作时被打断	0.377
我觉得自己消耗很多精神	0.586	我觉得神经紧张	0.634
我感到哀伤忧郁	0.692	我觉得自己很没有价值	0.598
若行事受到阻碍(如交通堵塞),我很不耐烦	0.491	我无法容忍阻碍我继续工作的任何事情	0.436
我有眩晕的感觉	0.495	我感到惊慌失措	0.631
我几乎对所有事情都失去兴趣	0.581	我对未来失去希望	0.596
我觉得自己不怎么会做人	0.536	我感到生命毫无意义	0.545
我觉得自己很容易被激怒	0.518	我感到忐忑不安	0.633
我会无缘无故地流汗	0.408	我忧虑一些令自己恐慌或出丑的状况	0.564
我会无缘无故地感到害怕	0.560	我感到颤抖(例如双手发抖)	0.449
我感到生命没有价值	0.585	我觉得很难找到动力去工作	0.535
Cronbach α 系数=0.944,公因子 1 的特征值=12.805,解释方差比例=74.5%,KMO=0.965			

附表 4 度量家庭经济水平的非收入变量

样本学生拥有该类物品的比重(P_i)	
家里有专门用来学习的空间	0.547
家里有订阅或经常购买报纸、杂志	0.597
家里有百科全书、辞海、辞典或其他参考书	0.772
家里有超过 50 本书籍	0.630
家里有属于自己的房间	0.837
家里有专门的书桌	0.923
家里有学习机或教育软件(碟片)	0.605
家里有互联网	0.619
家里有古典或经典文学著作	0.808
家里有诗歌集	0.707
家里有艺术品	0.497
家里有电脑	0.681

根据项目反应理论,某项变量在样本中拥有比例越高,说明其对家庭经济收入水平的区分度越低;反之,某项变量在样本中拥有比例越低,说明其对家庭经济收入水平的区分度越高。为此,本研究基于样本学生所在家庭拥有该类物品的比重的倒数(即 $1/P_i$)为权重,将12项非收入变量合成家庭经济指数,并将其投影到0~100的取值区间。

参考文献

- 耿峰,秦雪征. 2019. 女性教育优势:基于房价上涨对子代教育支出影响的分析[J]. 财经研究, 45(4): 54-67+82.
- Geng F, Qin X Z. 2019. Women's dominance in education: An analysis of the influence of housing price increase on children's educational expenditure [J]. *Journal of Finance and Economics*, 45(4): 54-67+82. (in Chinese)
- 贺光桦. 2018. 专业选择与初职获得的性别差异:基于“首都大学生成长追踪调查”的发现[J]. 社会, 38(2): 213-240.
- He G Y. 2018. College major choice and gender difference in entering male-dominated occupations: Evidence from Beijing college student panel survey [J]. *Chinese Journal of Sociology*, 38(02): 213-240. (in Chinese)
- 李长洪,林文炼. 2022. 中国女性崛起:父母的观念转变与女性高等教育——来自“高校停招”的经验证据[J]. 经济学报, 9(2): 317-343.
- Li C H, Lin W L. 2022. The rising of Chinese women' college education: the effect of parents' daughter preference on women' college education —Evidence from the college stopping enrollment[J]. *China Journal of Economics*, 9(2): 317-343. (in Chinese)
- 李春玲. 2016. “男孩危机”“剩女现象”与“女大学生就业难”——教育领域性别比例逆转带来的社会性挑战[J]. 妇女研究论丛, (2): 33-39.
- Li C L. 2016. “Boy crisis”, “leftover women” and “employment discrimination against female college graduates”: Challenges of reversed gender disparity in education[J]. *Collection of Women's Studies*, (2): 33-39. (in Chinese)
- 李文道,孙云晓,赵霞. 2009. 中国大学生国家奖学金获奖者的性别差异研究[J]. 青年研究, (6): 39-45+93.
- Li W D, Sun Y X, Zhao X. 2009. Gender differences among nation scholarship winners[J]. *Youth Studies*, (6): 39-45+93. (in Chinese)
- 李晓曼,曾湘泉. 2012. 新人力资本理论——基于能力的人力资本理论研究动态[J]. 经济学动态, (11): 120-126.
- Li X M, Zeng X Q. 2012. New human capital theory—Research trends of competency-based human capital theory[J]. *Economic Perspectives*, (11): 120-126. (in Chinese)

- 刘爱玉, 佟新. 2014. 性别观念现状及其影响因素——基于第三期全国妇女地位调查[J]. 中国社会科学, (2): 116-129, 206-207.
- Liu A Y, Tong X. 2014. The present situation of gender attitudes and the factors influencing them—Based on the third survey of women's social status in China[J]. *Social Sciences in China*, 02: 116-129, 206-207. (in Chinese)
- 刘电芝, 徐振华, 刘金光, 等. 2009. 当代大学生性别角色发展现状调查分析[J]. 教育研究, 30(12): 41-46.
- Liu D Z, Xu Z H, Liu J G, et al. 2009. A survey analysis on the status quo of gender role development of contemporary college students [J]. *Educational Research*, 30(12): 41-46. (in Chinese)
- 孙艳丽. 2021. 大学生工程技术素养的性别差异研究——以上海市9所高校为例[J]. 复旦教育论坛, 19(1): 60-66.
- Sun Y L. 2021. A study on the gender differences in engineering and technical literacy of college students: A case study of 9 universities in shanghai[J]. *Fudan Education Forum*, 19(1): 60-66. (in Chinese)
- 王骏. 2018. 非认知能力发展能够解释学业成绩分布的性别差异吗? ——来自北京市城市功能拓展区的经验证据[J]. 世界经济文汇, (6): 49-69.
- Wang J. 2018. Can noncognitive development explain sex differences in the distribution of academic achievement? —Empirical evidence from Beijing Urban Functional Development District[J]. *World Economic Papers*, (6): 49-69. (in Chinese)
- 朱斌. 2018. 文化再生产还是文化流动? ——中国大学生的教育成就获得不平等研究[J]. 社会学研究, 33(1): 142-168+245.
- Zhu B. 2018. Cultural reproduction or cultural mobility? A study on the inequality of college students' educational achievements in china [J]. *Sociological Studies*, 33(1): 142-168+245. (in Chinese)
- 朱新卓, 石俊华, 董智慧. 2013. 家庭背景对大学生担任学生会干部的影响[J]. 高等教育研究, 34(4): 67-74.
- Zhu X Z, Shi J H, Dong Z H. 2013. The impact of family background on occupying student union cadres of university students[J]. *Journal of Higher Education*, 34(4): 67-74. (in Chinese)
- Becker G S, Hubbard W H J, Murphy K M. 2010. Explaining the worldwide boom in higher education of women[J]. *Journal of Human Capital*, 4(3): 203-241.
- Buchmann C, DiPrete T A, McDaniel A 2008. Gender inequalities in education[J]. *Annual Review of Sociology*, 34(1): 319-337.
- Buser T, Niederle M, Oosterbeek H. 2014. Gender, competitiveness, and career choices

- [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 129(3): 1409-1447.
- Carroll R J, Primo D M, Richter B K. 2016. Using item response theory to improve measurement in strategic management research: An application to corporate social responsibility[J]. *Strategic Management Journal*, 37(1): 66-85.
- Christofides L N, Hoy M, Yang L. 2010. Participation in Canadian universities: The gender imbalance (1977—2005) [J]. *Economics of Education Review*, 29(3): 400-410.
- Conard M A. 2004. Conscientiousness is key: Incentives for attendance make little difference[J]. *Teaching of Psychology*, 31(4): 6.
- Conger D, Dickson L. 2017. Gender imbalance in higher education: Insights for college administrators and researchers [J]. *Research in Higher Education*, 58(2): 214-230.
- Cornwell C, Mustard D B, Van Parys J. 2013. Noncognitive skills and the gender disparities in test scores and teacher assessments: Evidence from primary school[J]. *The Journal of Human Resources*, 48(1): 236-264.
- Dahl R E. 2004. Adolescent brain development: A period of vulnerabilities and opportunities. Keynote Address[J]. *Annals of the New York Academy of Sciences*, 1021(1): 1-22.
- Delaney L, Harmon C, Ryan M. 2013. The role of noncognitive traits in undergraduate study behaviours[J]. *Economics of Education Review*, 32: 181-195.
- DiPrete T A, Buchmann C. 2013. The rise of women: The growing gender gap in education and what it means for American schools[M]. New York, NY: Russell Sage Foundation.
- Duckworth A L, Quirk A, Gallop R, et al. 2019. Cognitive and noncognitive predictors of success [J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 116(47): 23499-23504.
- Duckworth A L, Shulman E P, Mastronarde A J, et al. 2015. Will not want: Self-control rather than motivation explains the female advantage in report card grades [J]. *Learning and Individual Differences*, 39: 13-23.
- Falch T, Naper L R. 2013. Educational evaluation schemes and gender gaps in student achievement[J]. *Economics of Education Review*, 36: 12-25.
- Feingold A. 1994. Gender differences in personality: A meta-analysis[J]. *Psychological Bulletin*, 116(3): 429-456.
- Fortin N M, Oreopoulos P, Phipps S. 2015. Leaving boys behind: Gender disparities in high academic achievement[J]. *Journal of Human Resources*, 50(3): 549-579.
- Gong J, Lu Y, Song H. 2018. The effect of teacher gender on students' academic and

- noncognitive outcomes[J]. *Journal of Labor Economics*, 36(3): 743-778.
- Gong J, Lu Y, Song H. 2021. Gender peer effects on students' academic and noncognitive outcomes: Evidence and mechanisms[J]. *Journal of Human Resources*, 56(3): 686-710.
- Hayes A F. 2009. Beyond Baron and Kenny: Statistical mediation analysis in the new millennium[J]. *Communication Monographs*, 76(4): 408-420.
- Heckman J J, Stixrud J, Urzua S. 2006. The effects of cognitive and noncognitive abilities on labor market outcomes and social behavior [J]. *Journal of Labor Economics*, 24(3): 411-482.
- Jacob B A. 2002. Where the boys aren't: Non-cognitive skills, returns to school and the gender gap in higher education [J]. *Economics of Education Review*, 21(6): 589-598.
- Kuhnen C M, Melzer B T. 2018. Noncognitive abilities and financial delinquency: The role of self-efficacy in avoiding financial distress: Noncognitive abilities and financial delinquency[J]. *The Journal of Finance*, 73(6): 2837-2869.
- Lefgren L, McIntyre F. 2006. The relationship between women's education and marriage outcomes[J]. *Journal of Labor Economics*, 24(4): 787-830.
- Lei Z, Lundberg S. 2020. Vulnerable boys: Short-term and long-term gender differences in the impacts of adolescent disadvantage [J]. *Journal of Economic Behavior Organization*, 178: 424-448.
- Legewie J, DiPrete T A. 2012. School context and the gender gap in educational achievement[J]. *American Sociological Review*, 77(3): 463-485.
- Lounkaew K. 2013. Explaining urban-rural differences in educational achievement in Thailand: Evidence from PISA literacy data[J]. *Economics of Education Review*, 37: 213-225.
- Lundberg S. 2017. Noncognitive Skills as Human Capital. In C. R. Hulten V. A. Ramey (Eds.): *Education, Skills, and Technical Change: Implications for Future US GDP Growth*[M]. Chicago: University of Chicago Press.
- Marshall A H, Zenga M, Kalamatianou A. 2020. Academic students' progress indicators and gender gaps based on survival analysis and data mining frameworks[J]. *Social Indicators Research*, 151(3): 1097-1128.
- Muralidharan K, Sheth K. 2016. Bridging education gender gaps in developing countries [J]. *The Journal of Human Resources*, 51(2): 269-297.
- Niederle M, Vesterlund L 2007. Do women shy away from competition? Do men compete too much? [J] *Quarterly Journal of Economics*, 122(3): 1067-1101.
- OECD. 2021. Education at a Glance[R]. OECD Indicators.
- Reynolds J R, Burge S W. 2008. Educational expectations and the rise in women's post-

- secondary attainments[J]. *Social Science Research*, 37(2): 485-499.
- Rothstein M G, Paunonen S V, Rush J C, et al. 1994. Personality and cognitive ability predictors of performance in graduate business school[J]. *Journal of Educational Psychology*, 86(4): 516-530.
- Song Y. 2021. Noncognitive skills and gender gap in test scores[J]. *Applied Economics*, 53(29): 3423-3437.
- Steinmayr R, Spinath B. 2008. Sex differences in school achievement: What are the roles of personality and achievement motivation? [J]. *European journal of personality*, 22(3): 185-209.

Why Females Outperform Males? The Role of Non-cognitive Ability in Explaining the Gender Gap in College Students' School Performance

Wenyan Liang¹ Yexin Zhou²

(1. Faculty of Education, Institute of Education Economics, Beijing Normal University;

2. School of Economics and Resource Management, Beijing Normal University)

Abstract This paper attempts to explore the role of non-cognitive abilities in explaining the apparent phenomenon of female advantage in Chinese universities. The results showed that female students significantly outperformed their male counterparts in both academic and non-academic performance. This advantage is robustly present in samples among different majors or level-tiered universities, and especially large in samples from humanities and social majors as well as non-key universities. Compared to male students, female students have higher levels of non-cognitive ability in conscientiousness, achievement motivation, extroversion, and emotional stability; but they have lower levels of self-confidence and lower return rates of conscientiousness, achievement motivation, and self-confidence about educational achievement. Non-cognitive abilities have been shown to play a mediating role in the formation of female dominance in school performance. The decomposition results suggest that higher levels of non-cognitive ability are the main cause of educational advantage for women, especially in terms of non-academic performance. The findings provide a new perspective on understanding the phenomenon of gender stratification in higher education and have practical implications for optimizing university policies.

JEL Classification I21, J16, J24