政策规划

“天道酬勤”还是“将门虎子”：就业质量影响因素与机制分析

——基于 CGSS2023 微观数据的实证检验

黄立强，顾杭凤，杨淇惠

（辽宁大学金融与贸易学院，沈阳 110031）

摘要：个人奋斗与家庭背景对就业质量的相对影响一直是学界与社会争论的焦点。通过中国社会综合调查微观数据，选取劳动年龄人口作为研究样本，构建了就业质量、个人奋斗程度和家庭托举能力三个指数，系统检验了“天道酬勤”和“将门虎子”两种效应及二者关系。研究表明，“天道酬勤”效应显著且稳健，“将门虎子”效应只在单变量回归中显著，且缺乏稳健性，家庭托举会削弱个人奋斗边际回报，家庭托举对就业质量的影响需要通过个人奋斗传导。

关键词：就业质量；个人奋斗；家庭背景；劳动力市场

中图分类号：F249.2 **文献标志码：**A **文章编号：**1671－1807(2026)14－0244－10

随着中国高等教育从精英化向大众化转变，中国劳动力市场也在经历从“数量红利”到“质量红利”的转型，就业质量已经成为衡量劳动力市场效率、反映民生福祉的核心指标之一。国家高度重视就业质量提升，在《中共中央 国务院院关于实施就业优先战略促进高质量充分就业的意见》中明确提出，以破解结构性就业矛盾为着力点，持续促进就业质的有效提升和量的合理增长，使人人都有通过辛勤努力实现自身发展的机会。在现实劳动力市场中，个人奋斗与家庭背景对就业质量的影响相互交织，且存在明显的群体异质性；那么，“天道酬勤”是否还适用于当代劳动力市场，“将门虎子”会不会成为普遍现象，以及良好的家庭背景会弱化还是强化个人奋斗价值，“寒门”还能出“贵子”吗？厘清上述问题，不仅有助于科学评估人力资本与社会资本在就业质量形成中的相对作用，也能缓解社会阶层固化焦虑、增强青年群体奋斗信心、推动形成“机会公平-努力有报”的良性社会生态。

就业质量作为劳动力市场研究的核心议题，长期以来受到经济学与社会学领域的持续关注。国外研究主要沿循人力资本理论与社会资本理论两大路径展开，国内研究则在借鉴这两大理论的基础上，结合中国转型期的特殊制度背景，围绕就业质量的影响因素、作用机制、提升路径等核心问题开展实证与理论探索，已形成较为丰富的研究成果。在人力资本领域，Allen 等[1]利用 2016 年与 2017 年的年度难民调查数据开展研究，结果表明接受职业培训对小时工资具有积极影响；Laurimae 和 Paas[2]基于 2016—2020 年爱沙尼亚的详细月度行政数据发现，更高水平的人力资本能够带来更强的就业稳定性，具体表现为工作经验丰富的个体收入波动更小，收入损失风险显著降低。由此可见，既往研究普遍认为人力资本对就业质量具有正向作用。在社会资本领域，社交网络的信息传递功能在求职过程中至关重要，大量岗位可通过家人、朋友等私人关系获得，Gavin 等[3]通过澳大利亚的数据研究指出，社会联结水平越高，求职者次年实现就业的概率显著更高，而公民参与水平越高，就业转型概率则越低。在国内研究中，刘润泽等[4]运用多层线性回归分析检验了学生人力资本和高校社会资本对

收稿日期：2026-03-10

基金项目：辽宁大学 2024 年教学改革项目（就业育人类别）（JG2024JYYR10）

作者简介：黄立强（1979—），男，辽宁朝阳人，讲师，硕士研究生导师，研究方向为人寿与健康保险；顾杭凤（2003—），女，云南昭通人，硕士研究生，研究方向为社会保障；杨淇惠（2006—），女，黑龙江绥化人，研究方向为健康经济学。

硕士毕业生就业起薪的影响机制,研究表明性别、父母的工作职位水平、所在高校层次等特征显著影响毕业生就业起薪;石玉堂和王晓丹[5]从影响机制出发,实证检验了互联网使用通过增加社会资本、人力资本投资进而提升就业质量。

通过梳理文献发现,既有研究虽为理解人力资本与社会资本对就业质量的影响奠定了重要基础,但仍存在局限:一方面,人力资本理论与社会资本理论长期分属不同研究传统,现有文献多聚焦单一维度的主效应检验,鲜有研究将二者纳入统一实证框架量化对比其相对贡献,导致“奋斗论”与“托举论”的争论缺乏直接微观证据支撑;另一方面,对人力资本与社会资本的交互作用方向探讨不足,也未能深入探究两类资本效应在不同群体中的差异特征。针对上述研究缺口,本文从以下三个方面加以拓展:一是将人力资本理论与社会资本理论纳入统一实证模型,量化对比二者的相对重要性,为“奋斗论”与“托举论”提供微观证据;二是研究个人奋斗与家庭背景的相互作用,丰富就业质量机制研究的理论维度;三是基于中国城乡二元结构,考察个人奋斗与家庭背景的异质性作用,拓展劳动经济学在转型经济中的应用边界。

与此同时,本文具有明确的政策导向作用。一是验证个人奋斗对就业质量的核心作用,激励个人持续努力提升就业竞争力,为政府坚定支持教育强国、强化职业技能培训、完善终身教育体系提供理论支撑;二是揭示家庭背景的差异化影响,为推进教育公平、缩小城乡家庭资源差距提供政策依据;三是针对城乡、性别等不同群体提出差异化就业政策建议,有助于促进劳动力市场公平与效率的统一。

1 理论分析与研究假设

1.1 人力资本理论视角下的“天道酬勤”假设

基于人力资本理论,Becker[6]表明个体通过接受教育和培训、积累经验等努力形成的人力资本,是提升就业竞争力和就业质量的主要因素。王霆[7]从就业质量的核心维度来看,人力资本对就业质量会产生积极的作用,人力资本高的个体更容易在高生产率岗位获得更高薪酬回报,更难被市场替代,就业稳定性更强;同时,持续保持学习和积累经验让个体更容易获得晋升机会,职业上升空间更大。

衡量个人奋斗程度,既要考虑学历层次等显性人力资本,也包含学习投入等隐性努力行为。这些个人奋斗行为主要通过“能力提升效应”和“信号传递效应”两条途径影响就业质量。“能力提升效应”是指通过积累知识与技能直接提高就业匹配效率。樊文有等[8]表明“信号传递效应”是指以上行为向雇主传递了个体的责任心、进取心等特质,增强了就业竞争力,更容易获得晋升机会。由此,提出“天道酬勤”假设。

H1:个人奋斗与就业质量显著正相关,个人奋斗程度越高,就业质量越好。

1.2 社会资本视角下的“将门虎子”假设

Coleman[9]从社会资本理论出发,认为家庭作为个体最主要的社会支持网络,其所提供的经济资本、文化资本与社会资本,能够为个体就业构建初始优势,并提供持续的驱动力。

家庭托举对就业质量的影响主要有三种途径。“经济托举效应”体现在通过提供教育投资、求职成本补贴等,帮助个体获得更好的人力资本积累与就业机会;“文化托举效应”体现在家庭的教育理念与职业认同可以引导个体形成清晰的职业规划,提升就业决策效率;张抗私等[10]表明“地位托举效应”体现在父母的职业地位和社会网络可以降低就业信息不对称,帮助个体匹配优质岗位。由此,提出“将门虎子”假设。

H2:家庭托举能力与就业质量显著正相关,家庭托举能力越强,就业质量越好。

1.3 个人奋斗与家庭托举的替代效应

个人奋斗与家庭托举对就业质量的作用通常不是独立的,必然存在交互影响。从理论层面看,二者可能呈现两种交互关系:一是“互补效应”,即良好的家庭背景和支持,进一步放大个体奋斗对就业质量的作用;二是“替代效应”,家庭背景优渥让个体在就业市场上初始优势明显,反而削弱了个人奋斗的动力和效果。

从中国社会现实情况看,假定替代效应更突出。对于家庭背景较强的个体,凭借家庭支持更容易获得优质就业机会,个人奋斗的边际回报相对较低;对于家庭支持力度较弱的个体来说,突破资源约束、提升就业质量、改变命运主要依靠勤奋努力,个人奋斗的边际回报明显更高。由此,提出以下假设。

H3:个人奋斗与家庭托举对就业质量存在显著替代效应,家庭托举能力越强,个人奋斗的就业质量回报越低。

1.4 不同群体异质性假设

中国城乡二元结构导致城乡家庭举托能力存在显著差异,城镇家庭在经济资本、文化资本、社会网络等方面比农村更具优势,更容易为子女提供就

业支持;农村家庭的举托资源和能力相对有限,个体就业更多依赖于自身奋斗。因此,城镇样本中,“将门虎子”效应可能更显著,“天道酬勤”更容易体现在农村样本中。由此,提出以下假设。

H4:在个人奋斗与家庭托举的就业质量影响效应中,户籍特征具有调节效应,城镇样本中“将门虎子”效应更显著,农村样本中“天道酬勤”效应更显著。

受传统观念与性别分工惯性的双重约束,男性的阶层跃升更容易得到家庭资源的代际传递,“将门虎子”式的家庭托举效应在男性群体中更为凸显;而女性在劳动力市场中面临严峻的偏见壁垒,家庭资源的赋能作用被严重稀释,个人奋斗成为其突破阶层固化、实现向上流动的核心路径,“天道酬勤”的奋斗逻辑在女性群体中展现出更强的现实效力。由此,提出以下假设。

H5:在个人奋斗与家庭托举的就业质量影响效应中,性别特征具有调节效应,男性样本中“将门虎子”效应更显著,女性样本中“天道酬勤”效应更显著。

2 数据来源、变量定义与描述性统计

2.1 数据来源

研究数据来源于中国综合社会调查(2023)(以下简称“CGSS2023”),选取其中劳动年龄人口(18～60岁)为研究样本,剔除研究所需变量缺失值和极端异常值后,最终获得有效样本8 564个。

2.2 变量定义

2.2.1 被解释变量:就业质量

就业质量是一个多维度的概念,基于李中建和袁璐璐[11]的做法,衡量就业质量水平的方式是选取就业稳定性、小时收入等级、社会保障完善度、社会经济地位变化4个核心维度,每个维度赋值0～4分,加总得到就业质量综合指数,取值范围为0～16分,再经归一化处理至0～1,消除量纲干扰。各维度具体赋值方式如表1所示。

2.2.2 核心解释变量:个人奋斗与家庭背景及二者交互项

衡量个人奋斗程度的方式是选取学历层次、业余学习、社交频率、体育锻炼4个维度,以较为全面地反映个人通过主动积累人力资本与社会资本的努力。其中前两个维度赋值范围为0～2分,后两个维度赋值为0～1分,加总构成个人奋斗指数,赋值范围为0～6分,再经归一化处理至0～1的区间。各维度赋值具体方式如表2所示。

表1 就业质量指数子维度计算说明

子维度名称	CGSS2023问卷编号与调查内容	赋值规则
就业稳定性	A59c.从您第一份非农工作到您目前的工作,您一共工作了多少年? A60b.您最近那份非农工作是否与用人单位或雇主签订了书面劳动合同?	A59c变量取值小于5年且没有劳动合同为0,无固定期限劳动合同为1,有无固定期限合同为2,有固定期限劳动合同为3;大于5年,无没有劳动合同为2,无固定期限劳动合同为3,有固定期限劳动合同为4
小时收入等级	A8b.您个人去年(2022年)全年的职业/劳动收入是多少? A53a.在您有工作的时候,通常情况下,您一周的工作时间大概有多少小时,包括加班时间?	折算每小时收入水平后,采用动态3分位数法划分等级,之后进行赋值:最低分位为0,中低分位为1,中等分位为2,中高分位为3,最高分位为4
社保完善度指数	A61.您目前是否参加了以下社会保障项目?	共有4项社会保障内容。完全没有为0,其他按参加项目数量赋值
社会经济地位变化	B1.与同龄人相比,您本人的社会经济地位是? B2.与三年前相比,您的社会经济地位是?	地位较低且下降了为0,地位差不多或地位较高且下降了为1,地位没有变化为2,地位较低且上升了为3,地位差不多或地位较高且上升了为4

表2 个人奋斗指数子维度计算说明

子维度名称	CGSS2023问卷编号与调查内容	赋值规则
学历层次	A7a.您目前的最高教育程度是?	高中(含职高和普高)以下为0,大学(含大学专科和大学本科)为1;研究生及以上为2
社交频率	A311.在过去一年中,您是否经常在您的空闲时间做下面的事情(社交/串门)?	“从不”或“很少”为0,其余为1
体育锻炼	A309.过去一年,您是否经常在空闲时间从事以下活动(参加体育锻炼)?	“从不”或“一年数次或更少”为0,其余为1

同理,用家庭背景指数衡量家庭托举能力,子维度包括父母学历、家庭其他人收入、父母就业状况、父母行政职务、父母单位性质5个维度,每个维度赋值为0～2分,加总后取值为0～10分,以全面反映家庭对个人就业能力提供的资源支持,再经归一化处理至0～1的区间。各维度赋值具体方式如表3所示。

此外,为了检验个人奋斗和家庭背景的交互效应,避免多重共线性,基于归一化后的核心解释变量,经中心化处理后构建交互项。

2.2.3 控制变量

为剥离无关因素对回归结果的干扰,借鉴李晓楠和李实[12]在劳动经济学相关研究,选取性别、年龄和户籍作为控制变量,均保留原始量纲以便直观解读。其中,性别为虚拟变量,男性为1,女性为0;户口也为虚拟变量,城镇户籍为1,农村户籍为0;CGSS2023调查时间为2022年,年龄为2022年减去出生年份,加入年龄平方项以控制年龄对就业质量的非线性倒U型影响。样本覆盖城乡、不同性别与年龄群体,符合研究的代表性要求。

2.2.4 综合指数的信效度检验

为确保个人奋斗指数与家庭托举指数的测量科学性,分别进行了信度检验(Cronbach's α 系数)和结构效度检验(探索性因子分析)。

1)个人奋斗指数

信度检验结果显示,该指数的Cronbach's α 系数为0.452 6,4个子维度(学历、学习投入、社交频率、体育锻炼)的“项目-整体”相关系数介于0.202 7～0.371 9。Cronbach's α 系数低于0.7的常规标准,表明4个子维度之间的内部一致性偏弱。这一结果在预期之内,根据Bergman和Andersson[13]的相关研究,因为“个人奋斗”是一个多维度的复合构念,包含认知投入(学历、学习)、社会交往(社交频率)和健康行为(体育锻炼)等不同面向,各维度测量的是奋斗的不同侧面,而非单一特质。因此,较低的 α 系数并不必然否定指数的内容效度,而是反映了构念本身的复杂性。

效度检验采用探索性因子分析,KMO整体取样适切性系数为0.534 7,各子维度的KMO介于0.492 9～0.623 2。根据Kaiser[14]的标准,KMO在0.5～0.6属于“勉强可接受”水平。Bartlett球形检验显著($\chi^2(6)=1\ 888.79$,$P<0.001$),表明变量间存在一定的相关结构。因子载荷方面,4个子维度的载荷介于0.329～0.509,均超过0.3的接受阈值,说明各指标均能从不同角度反映“个人奋斗”的潜在特质。综合来看,该指数的结构效度处于可接受下限,后续稳健性检验中将进一步验证核心结论对指数构建方式的敏感性。

2)家庭托举指数

信度检验显示,该指数的Cronbach's α 系数为0.339 1,低于理想水平。进一步观察“项目-剔除”相关发现,父母单位性质的“项目-整体”相关系数仅为0.002 4,表明该子维度与其他4个维度的内部一致性极差,可能不适合纳入同一指数。其余4个子维度(父母学历、家庭收入、父母就业、父母职务)的内部一致性相对较好(剔除该指标后 α 可提升至0.38左右)。

表3 家庭举托背景指数子维度计算说明

子维度名称	CGSS2023编码与问题	赋值规则
父母学历	A89b/A90b.您父亲/母亲的最高教育程度	取父母双方学历的最大值。高中(含职高和普高)以下为0,大学(含大学专科和大学本科)为1;研究生及以上为2
家庭其他人收入	A8a.您个人去年(2022年)全年的总收入 A62. 您家2022年全年的家庭总收入	取家庭收入与个人收入之差,赋值方式用二分法,低等级为0,中等级为1,高等级为2
父母就业状况	A89d/A90d.请问您14岁时,您父亲/母亲的就业状况	父母二者取状况较好者赋值。无业(失业/下岗)等无工资收入情况为0;务农或受雇等有收入情况为1;自己是老板(或者是合伙人)为2
父母职务	A89f/A90f.您14岁时,您父亲/母亲如担任了行政职务,他的职务级别	取父母二者最高职级,没有行政职务或行政级别为0,股级(含)以上到正科级为1,副处级及以上为2
父母单位性质	A89g/A90g.您14岁时,您父亲/母亲工作单位或公司的类型 A89h/A90h.您14岁时,您父亲/母亲工作单位或公司的所有制性质	以稳定性为标准,取父母双方单位性质的最优值:党政机关、事业单位、军队、国有或国有控股为2;无单位/自雇为0;其他类型或性质为1

尽管如此，基于 Streiner[15] 的研究，考虑到家庭托举是一个多资源复合概念（经济资本、文化资本、社会资本），各子维度测量的是不同侧面的资源，而非单一特质，因此较低的 Cronbach's α 系数并不完全否定指数的内容效度。在后续稳健性检验中，进一步剔除“父母单位性质”这一低相关指标，重新构建家庭托举指数，以检验核心结论的稳定性。

2.3　变量描述性统计

表 4 对核心变量进行了描述性统计分析。结果显示，样本在就业质量、个人奋斗、家庭托举等核心变量上存在合理的变异，为后续回归分析提供了充足的识别空间。

控制变量分布均衡，样本具有良好的代表性。其中，户籍类型均值为 0.493，表明城镇户籍样本占比为 49.3%，农村户籍占比为 50.7%，城乡样本分布接近均衡，便于后续开展户籍异质性分析，对比城乡样本中个人奋斗与家庭托举的效应差异；性别均值为 0.560，表明男性样本占比为 56.0%，女性占比为 44.0%；性别分布相对均衡，避免了性别过度偏斜对回归结果的干扰。年龄均值为 40.221，符合劳动年龄人口的分布特征，标准差为 11.980，表明样本年龄跨度较大，能够覆盖青年、中年等不同职业阶段，增强了样本的代表性。

3　模型设定

为验证研究假设，采用普通最小二乘法（OLS）构建递进回归模型，估计个人奋斗、家庭托举及其交互项对就业质量的影响，所有回归均采用稳健标准误以缓解异方差问题，基本模型设定如下。

$$job_quality_i = \alpha_0 + \alpha_1\, struggle_i + \alpha_2\, support_i + \alpha_3\, struggle_support_i + \sum \alpha_k X_{ki} + \varepsilon_i \quad (1)$$

式中：$job_quality_i$ 为个体 i 的就业质量指数；$struggle_i$ 为个人奋斗指数；$support_i$ 为家庭托举指数；$struggle_support_i$ 为二者交互项；X_{ki} 为控制变量，包括户籍、性别、年龄、年龄平方项；α_0 为常数项；$\alpha_1 \sim \alpha_3$ 为核心变量系数；α_k 为控制变量系数；ε_i 为随机误差项。

为分步验证假设，构建以下五个递进模型：

模型（1）仅纳入控制变量，作为基准参照模型；

模型（2）在模型（1）基础上加入个人奋斗变量，检验“天道酬勤”效应（H1）；

模型（3）在模型（1）基础上加入家庭托举变量，检验“将门虎子”效应（H2）；

模型（4）同时纳入个人奋斗与家庭托举变量，检验二者的联合主效应，并验证模型（2）和模型（3）稳健性；

模型（5）在模型（4）基础上加入交互项，检验二者的交互效应（H3）。

此外，因为控制变量存在差异性，将进行异质性分析，并进行稳健性检验；构建中介效应模型，检验影响就业质量的传导机制。

4　实证分析结果

4.1　基准回归结果

使用 Stata18.0，对以上模型进行基准回归，结果如表 5 所示。

模型（1）回归结果显示，所有控制变量均在 1% 的水平上显著，说明控制变量选取合理。其中，性别系数为 0.014 1，表明在其他条件不变的情况下，男性的就业质量比女性高 0.014 1，反映劳动力市场确实存在一定的性别优势；年龄系数为 0.012 1，年龄平方项系数为 −0.000 161，表明年龄与就业质量之间存在显著的倒 U 形关系；户籍类型系数为 0.017 8，表明城镇户籍个体的就业质量显著高于农村户籍个体，反映户籍身份在就业资源分配中仍存在一定差异，城镇户籍个体在就业机会、社会保障等方面具有相对优势。以上差异，为进行异质性分析提供了依据。

模型（2）回归结果显示，个人奋斗在 1% 的水平上显著为正，且每提升 1 个相对单位，就业质量提升 0.063 0 个相对单位，与模型（1）相比，模型（2）的 R^2 从 0.058 提升至 0.067，说明个人奋斗对就业质量具有显著解释力。H1（“天道酬勤”效应）得到验证。

表 4　描述性统计

变量类型	变量名称	变量符号	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	就业质量	job_quality	8 564	0.283	0.110	0.000	1.000
核心解释变量	个人奋斗	struggle	8 564	0.521	0.190	0.000	1.000
	家庭托举	support	8 564	0.381	0.141	0.000	1.000
	交互项	struggle_support	8 564	0.011	0.034	−0.182	0.297
控制变量	户籍	hukou	8 564	0.493	0.500	0.000	1.000
	性别	gender_male	8 564	0.560	0.496	0.000	1.000
	年龄	age	8 564	40.221	11.980	18.000	60.000

注：所有统计值均保留三位小数并经四舍五入处理。

表 5　基准回归结果

变量	就业质量				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	仅控制变量	个人奋斗	家庭举托	联合效应	交互效应
个人奋斗		0.063 0***		0.058 6***	0.056 3***
		(6.56)		(5.82)	(5.50)
家庭托举			0.041 2**	0.023 9	0.015 1
			(3.17)	(1.76)	(1.03)
交互项					−0.120 0*
					(−2.20)
户籍	0.017 8***	0.009 0***	0.014 2***	0.007 56**	0.007 7**
	(7.69)	(3.41)	(5.69)	(2.80)	(2.83)
性别	0.014 1***	0.011 5***	0.014 5***	0.011 9***	0.011 7***
	(5.89)	(4.78)	(6.09)	(4.97)	(4.88)
年龄	0.012 1***	0.012 6***	0.012 3***	0.012 7***	0.012 5***
	(17.99)	(18.96)	(18.30)	(19.08)	(18.63)
年龄平方项	−0.000 161***	−0.000 163***	−0.000 162***	−0.000 164***	−0.000 161***
	(−19.08)	(−19.50)	(−19.18)	(−19.52)	(−19.12)
常数项	0.064 2***	0.018 6	0.042 7**	0.009 3	0.019 4
	(5.23)	(1.37)	(3.16)	(0.66)	(1.28)
观测值	8 564	8 564	8 564	8 564	8 564
R^2	0.058	0.067	0.060	0.067	0.069

注:*、**、***分别表示 19%、5%、1%的显著性水平;括号内为 t 值。

模型(3)回归结果显示,家庭托举在 1%的水平上显著为正,且每提升 1 个相对单位,就业质量提升 0.041 2 个相对单位,与模型(1)相比,模型(3)的 R^2 从 0.058 提升至 0.060,说明家庭托举对就业质量同样具有显著解释力。H2(“将门虎子”效应)得到验证。

模型(4)结果显示,个人奋斗的系数仍在 1%的水平上显著为正,系数为 0.058 6 与模型(2)的结果基本一致,表明“天道酬勤”效应具有良好的稳健性;而家庭托举的系数从模型(3)的 0.041 2 下降为 0.023 9,其不再显著。这表明“将门虎子”效应并非独立存在。模型(3)中“将门虎子”的显著效应,很大一部分其实是“伪装”的,“将门”本身并不能独立地造就“虎子”,而是高度依赖于“天道酬勤”效应的“转化”与“兑现”。

模型(5)回归结果显示,交互项系数在 5%的水平上显著为负,即个人奋斗与家庭托举之间存在显著的替代效应。具体而言,家庭托举每提升 1 个相对单位,个人奋斗对就业质量的正向效应减少 0.120 个相对单位。这说明,对于家庭背景较好的个体,其奋斗行为的就业回报相对较低;对于家庭背景较弱的个体,“天道酬勤”的效应在家庭资源匮乏的群体中更为显著。H3 得到验证。

4.2　异质性分析

考虑到不同群体就业质量影响因素可能存在差异,按照户籍和性别两个维度异质性分析,其中年龄分组基于前述拐点年龄,四舍五入,以 38 岁为分界点,分析结果如表 6 所示。

户籍分组结果对比表明,农村户口个人奋斗系数 0.075 3 为远高于城镇样本的 0.028 6,表明农村群体中“天道酬勤”效应更强;而无论城镇样本还是农村样本汇总,家庭托举的直接效应均不显著,与基准回归结论一致,说明家庭背景的直接资源支持对就业质量的影响有限。H4 部分通过检验。

性别分组中,女性个人奋斗系数为 0.094 2 显著为正,远高于男性群体的 0.011 0,而家庭托举系数不显著;男性家庭托举系数为 0.051 9 显著为正,而个人奋斗系数不显著。这一发现表明,女性就业质量更多依赖于个人努力,而男性就业质量更多受益于家庭背景资源。可能的原因包括:近年来女性受教育程度快速提升,高学历女性在劳动力市场中通过个人努力获得了更高的边际回报;在传统性别分工观念下,男性在求职和晋升中更依赖家庭社会网络,女性则需通过自身奋斗打破职场隐性壁垒。H5 部分通过检验。

表 6　异质性分析结果

变量	户籍分组		性别分组	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	城镇	农村	男性	女性
个人奋斗	0.028 6	0.075 3***	0.011 0	0.094 2***
	(1.80)	(5.51)	(0.77)	(6.59)
家庭托举	0.013 6	0.024 7	0.051 9**	0.003 78
	(0.67)	(1.33)	(2.72)	(0.20)
年龄	0.012 6***	0.013 0***	0.010 4***	0.015 9***
	(13.49)	(13.56)	(12.68)	(14.41)
年龄平方项	−0.000 161***	−0.000 168***	−0.000 129***	−0.000 210***
	(−13.66)	(−13.93)	(−12.57)	(−15.17)
性别	0.003 0	0.020 2***		
	(0.94)	(5.54)		
户籍			0.00340	0.0130**
			(1.10)	(2.76)
常数项	0.044 4*	−0.007 8	0.072 5***	−0.048 8*
	(2.02)	(−0.39)	(4.08)	(−2.13)
观测值	4 224	4 340	4 798	3 766
R^2	0.046 0	0.074 5	0.042 2	0.099 4

注：*、**、*** 分别表示 19%、5%、1%的显著性水平；括号内为 t 值。

4.3　稳健性检验

为验证基准回归结论的可靠性，采用更换被解释变量、缩尾样本回归、更换模型设定三种方法进行稳健性检验，具体结果如表 7 所示。

4.3.1　更换被解释变量

表 7 列(1)使用职业地位提升(status_rise)更换了就业质量(job_quality)作为被解释变量重新进行回归。结果表明，个人奋斗系数与基准回归结论一致，表明个人奋斗对职业地位提升的正向效应稳健；而家庭托举系数为负，且显著性微弱，说明家庭托举对职业地位提升的直接效应并不稳健。

4.3.2　缩尾样本回归

表 7 列(2)对就业质量、个人奋斗和家庭托举 3 个变量进行 1%水平的缩尾处理，重新进行回归。结果显示个人奋斗系数及显著性与基准回归结论高度一致，家庭托举显著为正，系数与基准回归稍有差异，可能是缩尾处理平滑了极端值的干扰。

4.3.3　更换模型设定

考虑到就业质量本质上是有序分类变量，表 7 列(3)将 OLS 模型替换为有序 Probit 模型，重新回归。结果显示，个人奋斗指标与基准回归结论一致，表明模型设定不影响“天道酬勤”的核心结论；家庭托举与基准回归中效应不稳健的结论一致，说明家庭托举的直接效应缺乏稳健性。

表 7　稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	更换被解释变量	缩尾样本回归(1%)	更换为有序 Probit
个人奋斗	0.617***	0.106***	0.674***
	(6.79)	(5.36)	(6.85)
家庭托举	−0.234	0.085***	0.123
	(−1.94)	(3.31)	(0.98)
性别	0.094***	0.012***	0.163***
	(3.91)	(5.10)	(6.32)
年龄	0.058***	0.012***	0.147***
	(8.18)	(18.83)	(19.46)
年龄平方项	−0.000 843***	−0.000 156***	−0.001 890***
	(−9.47)	(−19.29)	(−20.05)
户籍	−0.017 4	0.008 5**	0.095 8***
	(−0.66)	(3.27)	(3.37)
常数项	0.418**	0.003	
	(2.79)	(0.19)	
观测值	8 564	8 564	8 564
(Pseudo) R^2	0.001 0	0.070 2	0.029 8

注：*、**、*** 分别表示 19%、5%、1%的显著性水平；括号内为 t 值。

综合以上检验表明，个人奋斗对就业质量具有显著正向影响，且效应稳健；家庭托举的直接效应不稳健。

4.4　遗漏变量敏感性分析(Oster 检验)

基准回归已控制性别、年龄、户籍及家庭托举指数等变量，但仍可能存在不可观测的遗漏变量

(如个人能力、早期教育投入、家庭文化氛围等)同时影响个人奋斗与就业质量,导致估计偏误。为评估这一潜在威胁,综合采用 Oster[16] 的敏感性分析框架及稳健性值(robustness value,RV)方法。

4.4.1 Oster 检验

Oster 方法通过计算 δ 系数(未观测变量需比已控制变量强多少倍才能使核心估计系数降至零)来判断结论的稳健性。检验需要设定完全模型的决定系数 R_{max}。若采用最严格的假设 $R_{max}=1$(即未观测变量能完美解释就业质量的所有变异),计算得到 $\delta=0.058\ 6$,远小于 1,表明结论在极端假设下较为敏感。然而,$R_{max}=1$ 的假设在社会科学研究中过于严苛,因为个体就业质量不可能被任何模型完全解释。更合理的做法是设定 $R_{max}=1.3\times R^2_{controlled}$,即未观测变量与已控制变量的解释力相当或略强。控制模型的 $R^2=0.067$,因此取 $R_{max}=0.087\ 1$。在此合理假设下,重新计算得到 $\delta=2.03$,大于 1。这意味着,要使个人奋斗对就业质量的正向影响消失,未观测遗漏变量的影响强度需达到已控制变量(年龄、户籍、性别、家庭托举)联合影响的 2.03 倍,在实际研究中较难出现。

4.4.2 稳健性值(RV)分析

作为补充,进一步计算了稳健性值(RV),即未观测变量需要解释掉多少比例的残差变异才能将估计系数降至零。计算结果显示,RV=6.35%。这意味着,未观测遗漏变量需要额外解释至少 6.35% 的残差变异才能完全抵消个人奋斗的效应。考虑到本文已控制的关键变量(如家庭托举指数)对就业质量的解释力有限(控制模型 $R^2=0.067$),遗漏变量要达到 6.35% 的额外解释力需要相当强的相关性,这一可能性较低。

综上,尽管在极端假设下结论对遗漏变量敏感,但在更符合社会科学研究实际的合理假设下,Oster 检验($\delta=2.03>1$)与稳健性值(RV=6.35%)均支持基准回归结论的稳健性。因此,可以认为“个人奋斗显著提升就业质量”的核心发现并非由遗漏变量驱动,“天道酬勤”效应具有较好的因果可信度。

4.5 自举法(Bootstrap)与安慰剂检验

鉴于本文使用的截面数据可能存在样本选择偏差或偶然性影响,进一步采用自举法(Bootstrap)和安慰剂检验,以验证基准回归结论的稳健性。

4.5.1 Bootstrap 自举法

对基准模型[表 5 模型(5)]进行 500 次重复抽样的自举估计,以获取稳健的标准误。表 9 报告了 Bootstrap 回归结果。结果显示,个人奋斗的 Bootstrap 系数为 0.056 9(0.010 5),交互项系数为 −0.123 9(0.053 4),家庭托举主效应不显著。与基准回归相比,核心变量的系数大小、符号及显著性水平均保持一致,表明研究结论具有良好的样本稳健性,并非由特定样本驱动。

4.5.2 安慰剂检验

为排除模型设定偏误或偶然相关,随机生成一个与个人奋斗指数无关的正态分布安慰剂变量(strugglefake,均值为 0,标准差与原始变量相同),替代真实的个人奋斗指数重新回归。结果显示,strugglefake 的系数为 0.001 8,统计上不显著。这表明,真实的个人奋斗效应并非由随机因素或未观测到的噪声产生,进一步支持了“天道酬勤”效应的稳健性。

综合上述检验,更换被解释变量、缩尾处理、更换模型设定(有序 Probit)、遗漏变量敏感性分析(Oster 检验与稳健性值)、Bootstrap 自举法以及安慰剂检验——所有结果均一致支持:个人奋斗对就业质量具有显著正向影响,且与家庭托举存在替代效应。因此,本文的核心结论具有较高的稳健性和可信度。

表 9 稳健性检验——Bootstrap 自举法与安慰剂检验

变量	基准回归	Bootstrap(500 次)	安慰剂检验
个人奋斗	0.056 3***	0.056 9***[95% CI: 0.0363, 0.0774] (5.50)	(0.010 5)
假个人奋斗			0.001 8 (0.006 1)
个人奋斗×家庭托举(交互项)	−0.120 0**	−0.123 9**[95% CI: −0.228 5, −0.019 3] (−2.20)	(0.053 4)
家庭托举	0.015 1 (0.001 8)	0.001 6 (1.030 0)	0.005 4*** (0.002 1)
控制变量	已控制	已控制	已控制
观测值	8 564	8 564	8 564
R^2	0.069	—	0.060

注:*、**、*** 分别表示 19%、5%、1% 的显著性水平;括号内为稳健标准误。

4.6 中介效应

以上分析均表明,家庭托举对就业质量的直接影响并不稳健,在家庭环境优渥情况下,仍然要通过个人努力才能提升就业质量。为验证这一假设,基于 OLS 模型,通过 Bootstrap 方法进行中介效应检验,以更稳健地识别因果机制。抽样 500 次,随机

种为 12 345。检验结果如表 10 所示。

检验结果表明，家庭托举通过个人奋斗影响就业质量的平均因果中介效应（ACME）为 0.017 5，在 1%的水平上高度显著。这表明，具有良好家庭背景的个体，并非直接获得更高质量的就业，而是在家庭托举基础上，通过个人奋斗水平获得更好的就业质量。

家庭托举对就业质量的平均直接效应（ADE）为 0.023 1，缺乏统计显著性，表明家庭托举对就业质量的直接影响缺乏稳定性，其作用更多地依赖于中介路径。

中介效应占总效应（total effect）为 43.06%，这意味着家庭托举对就业质量的正向影响中，超过四成是通过“促进个人奋斗”这一间接路径实现的。

表 10 中介效应检验结果

效应类型	点估计（均值）	稳健标准误（标准差）	95%置信区间	中介效应占比/%
ACME	0.017 5***	0.003 0	[0.012 0，0.023 9]	43.06
ADE	0.023 1	0.013 2	[−0.003 3，0.048 8]	—
总效应	0.040 6**	0.013 1	[0.015 1，0.066 8]	—

注：*、**、***分别表示 19%、5%、1%的显著性水平。

5 结论与建议

5.1 结论

综上研究，得出以下主要结论：一是个人奋斗是提升就业质量的核心驱动力，而家庭托举无法独立发挥作用；二是在提升就业质量作用上，个人奋斗与家庭托举存在替代效应，家庭托举能力越强，个人奋斗的就业质量边际回报越低；三是就业质量影响因素与程度因群体而异，农村样本“天道酬勤”效应远高于城镇，女性奋斗回报显著高于男性，男性更依赖家庭托举；四是家庭托举对就业质量的正向影响需通过个人奋斗实现中介传导，其作用的发挥高度依赖个人奋斗的转化与兑现。

5.2 建议

基于研究结论，为提升就业质量提出以下政策建议：一是强化“天道酬勤”核心价值，提升男性、农村群体的奋斗就业回报，让个人奋斗成为各群体提升就业质量的通用路径；二是破除“家庭背景决定论”，引导父母重视对子女奋斗能力的培养；三是推进教育与就业公共资源公平配置，弥补弱势家庭托举能力不足，避免“将门虎子”成为就业市场的资源壁垒，畅通“寒门出贵子”路径；四是完善制度保障营造公平环境，让“天道酬勤”成为就业质量评判的核心标准，弱化家庭背景对就业竞争的干扰。

参考文献

[1] ALLEN R，HORNER K M，CHOI J H. Penalties and payoffs：the short-term economic consequences of human capital acquisition for resettled refugees in the United States[J]. International Migration，2023，61(6)：58-74.

[2] LAURIMAE M，PAAS T. Did COVID-19 strengthen the relationship between human capital and income? evidence from administrative data[J]. Eastern Journal of European Studies，2024，15(1)：134-156.

[3] GAVIN M，DOCKERY A M，BAWA S. Club membership，social capital formation and employment outcomes：evidence from Australia[J]. Social Indicators Research，2026，182(1)：3-9.

[4] 刘润泽，马永红，张晓会，等. 学生人力资本与高校社会资本对专业硕士就业起薪的影响研究[J]. 研究生教育研究，2024(4)：86-97.

[5] 石玉堂，王晓丹. 互联网使用对就业质量的影响——基于社会资本、人力资本的视角[J]. 哈尔滨商业大学学报（社会科学版），2023(1)：59-72.

[6] BECKER G S. Human capital：a theoretical and empirical analysis，with special reference to education[M]. New York：Columbia University Press，1964.

[7] 王霆. 大学生高质量就业的影响机制研究：人力资本与社会资本的视角[J]. 高教探索，2020(2)：108-114.

[8] 樊文有，徐迅，石来德. 高校毕业生人力资本信号在就业市场中的效用研究[J]. 教育与经济，2011(3)：25-30.

[9] COLEMAN J S. Social capital in the creation of human capital[J]. American Journal of Sociology，1988，94(S1)：95-120.

[10] 张抗私，史策，刘超. 认知能力、社会网络与教育匹配[J]. 劳动经济评论，2022，15(2)：215-231.

[11] 李中建，袁璐璐. 务工距离对农民工就业质量的影响分析[J]. 中国农村经济，2017(6)：70-83.

[12] 李晓楠，李实. 数字经济对居民收入的影响——基于优化效应的多维分析[J]. 统计学报，2026，7(1)：40-55.

[13] BERGMAN L R，ANDERSSON H. The person and the variable in developmental psychology[J]. Journal of Psychology，2010，218(3)：155-165.

[14] KAISER H F. An index of factorial simplicity[J]. Psychometrika，1974，39(1)：31-36.

[15] STREINER D. Starting at the beginning：an introduction to coefficient Alpha and internal consistency[J]. Journal of Personality Assessment，2003，80：99-103.

[16] OSTER E. Unobservable selection and coefficient stability：theory and evidence[J]. Journal of Business & Economic Statistics，2019，37：187-204.

Hard Work or Family Origin? An Empirical Study on the Influencing Factors and Mechanisms of Employment Quality Using Data from the CGSS 2023

HUANG Liqiang, GU Hangfeng, YANG Qihui

(School of Finance and Trade, Liaoning University, Shenyang 110031, China)

Abstract: The relative influence of individual effort and family background on employment quality has long been a focal point of both academic and public debate. Using microdata from the Chinese General Social Survey (CGSS), selecting the working-age population as the research sample and three indices such as employment quality, individual effort and family background was constructed to systematically examine the effects of "hard work" and "family origin", as well as the interplay between them. The findings indicate that the effect of individual effort on employment quality is statistically significant and robust. In contrast, the effect of family background is only significant in univariate regressions and lacks robustness. Furthermore, family background weakens the marginal returns to individual effort, and its influence on employment quality is mediated by individual effort.

Keywords: employment quality; individual effort; family background; labor market