

工资薪金所得税负降低不利于 个体创业

——2011年个税改革背景下的双重差分分析

冯海波 蔡 阳

(暨南大学,广东 510630)

内容提要:创业活动是企业家精神的集中体现,创业者创建新企业或新事业的行为在激发经济发展潜力和解决就业难题等方面具有重大的社会现实意义。个人所得税作为直接作用于劳动者的税收,其税负变化会直接影响个体的职业偏好。我国历次工资薪金所得费用减除标准和税率的调整都旨在降低工薪阶层的税收负担,在这个过程中,个体的职业选择究竟会发生何种变化是值得关注的。据此,本文以2011年个税改革为研究契机,采用双重差分法实证检验了工资薪金所得税负降低对个体创业倾向的影响。结果表明,工资薪金所得税负降低会增加个体由受雇转为创业的机会成本,进而显著抑制个体的创业倾向。进一步的研究发现,税改显著抑制了男性群体、非党员群体和中低技能群体创业。本文的研究进一步拓展了个人所得税的就业效应,对中国个税改革具有重要启示。

关键词:工资薪金所得税负 个体创业 双重差分法

中图分类号:F812.42 **文献标识码:**A **文章编号:**1672-9544(2021)07-0035-12

一、引言

溯源于熊彼特(1942)的内生增长理论强调企业家精神在提高生产力、刺激经济增长方面的重要作用。此外,创业还能有效解决就业难题(Fölster, 2000),这些经验对于当前的中国尤其重要。近年来,持续推进的“双创”政策旨在打造经济社会发展新引擎的同时实现创新支持创业、创业带动就业的良性互动发展。然而,作为世界第二大经济体的中

国在137个国家和地区当中创业指数排名仅为第45位,创业活力不足仍是制约中国经济活力的重要因素。

税收作为国家治理的重要手段,对整个社会创业活动可能产生的潜在影响是不能被忽略的。政策制定者必须了解税收如何影响企业家精神,并确定哪种税收的影响程度最大。一个国家整体的税收环境会对创业产生影响,高税负既有可能通过政府投入公共基础设施和教育支出等对创业产生正向激

[收稿日期]2021-06-16

[作者简介]冯海波,经济学院教授、博士生导师,研究方向为财政理论与税收制度;蔡阳,经济学院硕士研究生,研究方向为财政理论与税收制度。

[基金项目]国家社会科学基金重点项目“多维减税手段激励创新的效果差异性及其政策优化研究”(20AJY023)。

励,也有可能通过增加官员的寻租风险和企业的创业活动成本产生抑制作用(余泳泽等,2017;冯海波和周懿,2019)。除了总体税负环境,学者们还发现不同税种对创业的影响是有差异的(Bruce和Mohsin,2006;Ferede,2019)。就个人所得税而言,该税种对创业活动的影响目前存在两种不同的观点:一种观点认为,个人所得税与创业之间存在负相关关系(Robson和Wren,1999;Gentry和Hubbard,2000);另一种观点认为个人所得税与创业之间存在正相关关系(Cullen和Gordon,2006;Gurley-Calvez和Bruce,2013)。在中国,历次个人所得税改革都聚焦在工资薪金所得税目,其费用减除标准以及税率的调整在不同程度上减轻了工薪群体的税收负担。从理论上来说,工资薪金所得税负降低对个人创业决策可能的影响途径大致有以下几点:第一,税负降低会通过影响劳动价格对劳动供给产生收入效应和替代效应,从而通过影响个体的劳动供给决策来影响创业;第二,税负降低会增加潜在创业者的资本积累从而促进个体创业,但是这种影响可能仅存在于小规模创业活动中;第三,税负降低增加了个体从事受雇工作的预期收益,基于税收目的,劳动者可能会降低创业意愿。由此可见,工资薪金所得税负减免对创业的影响是不确定的。随着经济社会的发展,针对工资薪金所得的基本减除费用标准会不断提高,客观上减轻了个人的税收负担。那么随之而来的问题是,工资薪金所得税负降低对个人的创业行为施加了何种影响?

为了实现上述研究目的,本文以2011年个税改革为研究契机,利用2011年、2013年中国家庭金融调查(CHFS)微观数据,采用双重差分法(DID)考察了工资薪金所得税负降低对个体创业倾向的影响。相比以往的研究,本文拟在以下几个方面做出贡献:第一,国内关于个人所得税的研究大都关注个税改革带来的收入分配效应以及对个体劳动参与决策的影响,对个体职业选择的研究少有涉及。本文以中国2011年个人所得税改革为研究契机,

评估个税改革对个体创业倾向的影响,为检验政策效果提供了经验证据。第二,已有的关于个人所得税和创业之间关系的研究大都指向发达国家,缺乏来自中国的经验证据,本文填补了这一空白。第三,已有的研究往往选取中国私营企业或上市公司的公开数据,没有对个体工商户的情况进行统计和研究,无法反映创业活动的全貌,而本文使用了中国家庭金融调查微观数据,克服了这一缺陷。

本文其余部分安排如下:第二部分简要介绍制度背景并说明本文的实证研究方法;第三部分报告了实证分析的模型、变量与数据;第四部分为基准回归结果分析和稳健性检验;第五部分为进一步分析;最后是结论与政策启示。

二、制度背景与研究方法

(一)制度背景

自中国开征个人所得税以来,对工资薪金所得基本减除费用和税率就采取了适时调整的政策模式。1980年9月通过的中国第一部完整的个人所得税法明确规定,工资薪金所得的应纳税所得额为收入减去个人维持基本生活的费用,并规定费用减除标准为每月800元。进入21世纪后,改革开放的深入推进助推了中国经济的高速发展,居民收入水平迅速提高,2004年月工资收入800元以上的群体就达到了60%。与此同时,居民收入也呈现出多元化的特征。为了充分发挥个人所得税在调节收入分配、缓解贫富差距方面的作用,中国先后于2005年、2007年、2011年和2018年进行了四次个税改革。2005年的改革将工资薪金所得的费用减除标准从每月800元提高到1600元;2007年将费用减除标准从每月1600元提高到2000元;2011年除了将费用减除标准提高到每月3500元,还对税率进行了调整,将5%—45%的九级超额累进税率调整为3%—45%的七级超额累进税率,并且扩大了3%和10%两个低档税率和最高税率45%的适用范围。最新一轮的个税改革于2018年8月31日通过,此次修订对税法进行了多方面的完善,工资薪金、劳务

报酬等劳动所得被合并为综合所得,其年应纳税所得额为四项收入额扣除 6 万元的减除费用、专项扣除、专项附加扣除和依法确定的其他扣除后的余额,适用年综合所得税率表。其中综合所得税率表在原工资薪金所得税率的基础上进行了优化,扩大了 3%、10%、20%三档低税率的级距,缩小了 25%税率的级距。

可以看出,中国的个税改革呈现出持续降低居民工资薪金所得税收负担的趋势。在这个过程中,个人的职业选择会发生何种变化是值得关注的。鉴于目前尚未有新税改后的住户调查数据,考虑到数据的可得性,本文就 2011 年个税改革对创业所产生的影响进行了考察。

(二)研究方法

为了克服工资薪金所得税负与个体创业行为之间的内生性问题,本文运用计量经济学中的“自然实验”和双重差分模型来展开实证研究。本文利用双重差分法的基本思路是:个人所得税改革一方面制造了同一个体创业行为在改革前后的差异,另一方面又制造了同一时点上受改革影响个体和未受改革影响个体以及受影响较大个体和受影响较小个体的差异,基于双重差分形成的估计能够控制个体的事前差异以及同时点其他政策的影响,进而有效识别出政策变化所带来的因果效应。

双重差分法使用的前提是存在受政策影响的实验组和不受政策影响的控制组。根据中国个人所得税税法的规定,工资薪金所得的应纳税所得额为收入减去固定的费用减除标准,工资薪金收入在费用减除标准以下的不纳税,超过费用减除标准的仅就超过部分纳税,本文构建实验组和控制组的思路正是基于该税制特点。2011 年个税改革将工资薪金所得费用减除标准由 2000 元提高到 3500 元,并对工资薪金所得税率表进行了调整,图 1 呈现了本文基准数据中不同收入群体的税额减免情况。可以发现,对于 2011 年调查数据中税前月工资收入在 2000 元以下(含 2000 元)的群体,税改前后他们的

工资收入都低于费用减除标准,税额减免为 0,因此定义为不受政策影响的控制组。而对于 2011 年调查数据中税前月工资收入在 2000 元以上的群体,费用减除标准的提高使他们的应纳税所得额减少,税负下降,因此定义为受政策影响的实验组。此外,由于工资薪金所得采用累进税率,不同群体受到的税额减免程度是不同的,其中税前月工资收入在 8000 元到 12000 元的群体享受的税额减免程度最大,达到了每月 480 元。

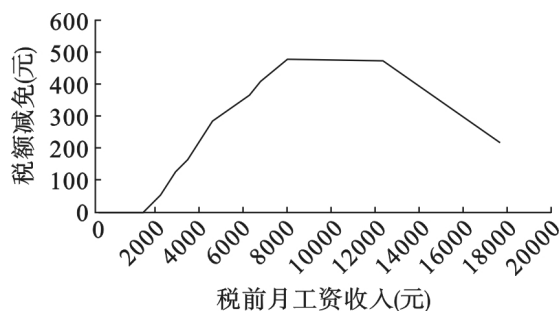


图 1 不同收入群体的税额减免情况

三、模型、变量与数据

(一)模型与变量

1.模型设定

本文以 2011 年与 2013 年的中国家庭金融调查(CHFS)面板数据作为样本,运用双重差分法来研究个人所得税改革对个体创业行为的影响。模型设定如下:

$$ENTRY_{ict} = \alpha_c + \beta_1 TREAT_i + \beta_2 REFORM_t + \beta_3 TREAT_i * REFORM_t + \gamma X_{ict} + \delta_{ct} Y_{ict} + \varepsilon_{ict}$$

2.变量定义

被解释变量 $ENTRY_{ict}$ 表示地区 c 的个体 i 在时期 t 的创业情况,选用创业参与的二值变量,如果个人 i 在 2011 年调查中未从事创业活动,而在 2013 年的调查中从事创业活动,则 $ENTRY_{ict}$ 等于 1,否则 $ENTRY_{ict}$ 等于 0。本文参照孙楚仁(2020)的研究,根据 CHFS 问卷中收集到的 16 岁以上家庭成员的工作性质与工作状态,将有工作且工作性质为“经营个体或私营企业、自主创业、开网店以及自由职业”视为从事创业活动。

主要解释变量为实验组变量($TREAT_i$)和个税改革虚拟变量($REFORM_i$)的交互项 $TREAT_i*REFORM_i$ 。其中, $TREAT_i$ 代表所观测个体 i 在模型中的分组情况; $REFORM_i$ 为政策虚拟变量,如果时间处于个税改革之后,政策虚拟变量赋值为1,否则赋值为0。针对实验组变量设计,本文借鉴叶菁菁等(2017)研究税改与个体劳动供给变化所采用的实验组设计方案,以期识别工资薪金所得税负降低对个体创业的影响以及税负降低程度对个体创业影响的差异。以下是针对实验组变量设计的三种方法。(1)是否受个税改革影响的离散型虚拟变量,用TREAT1来表示。将月税前工资收入在2000元以上的个体归为实验组(赋值为1),2000元及以下的个体归为控制组(赋值为0)。(2)应纳税额减免程度的连续型变量,用TREAT2来表示。应纳税额减免 $=$ (2011年的应纳税额-2013年的应纳税额)/100。(3)实际税率减免程度的连续性变量,用TREAT3来表示。实际税率减免程度 $=$ (2011年应纳税额-2013年应纳税额)/2011年税前月工资收入*100。

为了减弱遗漏变量所可能产生的估计偏误,本文基于相关文献加入了一系列控制变量。具体包括以下变量:(1)年龄;(2)性别;(3)政治面貌;(4)婚姻状况;(5)户口;(6)文化程度;(7)家庭风险规避程度;(8)家庭转移性支出;(9)家庭总收入;(10)家庭工商业经营状况;(11)地区人均GDP;(12)地区总人口;(13)地区税负。 α_i 表示个体不可观测变量; ε_{it} 表示随机扰动项。表1汇总了主要变量的定义。

(二)数据与描述性统计

本文使用的是中国家庭金融调查2011年和2013年微观数据库。数据库主要内容包含:人口特征与工作收入、资产与负债、保险与保障、支出与收入以及受访者的风险偏好、消费倾向等相关信息,是对个体和家庭经济行为的全面细致刻画。基线调查于2011年7至8月完成,覆盖了全国25个省(自治区、直辖市),80个区县,320个村(居)委会,样本规模达8438户。2013年首轮追踪调查覆盖全国29个省(自

治区、直辖市),267个区县,1048个村(居)委会,样本规模达28141户。从数据的代表性上看,2011年和2013年中国家庭金融调查中的人口年龄结构、城镇人口比例、就业总人口比例等指标与2010年和2012年的官方数据类似,具有全国和区域代表性(马双等,2017)。修改的《中华人民共和国个人所得税法实施条例》于2011年9月开始实施,基线调查和2013年全国追踪调查收集的受访个体在税改前后的工资收入与工作情况数据为研究个税改革的政策效应提供了高质量的微观数据来源。

本文使用的数据类型是2011年和2013年个体层面的面板数据。其中有关个人工资收入、工作情况、个体特征以及家庭特征的数据来源于中国家庭金融调查数据库,地区经济变量的数据来源于国家统计局统计数据和中国税务年鉴。由于在稳健性检验中,本文采取了扩展样本期进行回归的方法,在匹配样本时本文使用了中国家庭金融调查三年的数据。具体的匹配方法如下:在2011年、2013年和2015年均存在样本数据的个体中,我们仅保留2011年调查中有工作且有工资薪金收入的个体为基础样本,将个体税前月工资收入大于2000元的个体定义为受个税改革影响的个体。此外,为了保证城乡个体创业决策的可比性,本文排除了个体从事农业领域自雇的农业创业活动(贾立等,2021)。经过进一步匹配个体特征变量和家庭特征变量等控制变量数据,剔除一些数据缺失的观测样本,最终得到1689个个体三年的平衡面板数据。表2是各变量的描述性统计结果。

四、实证结果分析与稳健性检验

(一)基准回归

为了避免遗漏变量带来的内生性问题,基准回归结果为加入控制变量的情形。交互项($TREAT_i*REFORM_i$)的估计系数 β_3 是双重差分法中最为关注的、代表政策实施的净效应。若 β_3 显著大于零则表示此次个税改革对实验组群体的创业倾向有显著激励作用;若 β_3 显著小于零则表示此次

表 1 主要变量的定义

变量名称	定义
个体创业	虚拟变量,个人从事创业活动则赋值为 1,否则赋值为 0。
TREAT1	虚拟变量,是否受个税改革影响,月税前工资收入在 2000 元以上的个体赋值为 1,否则赋值为 0。
TREAT2	应纳税额减免的连续型变量。用(2011 年的应纳税额 -2013 的应纳税额)/100 计算得出。
TREAT3	实际税率减免的连续性变量。用(2011 年应纳税额 -2013 年应纳税额)/2011 年税前月工资收入 *100 计算得出。
性别	虚拟变量,男性赋值为 1,女性赋值为 0。
年龄	周岁年龄,根据调查年份以及受访者回答的出生年份推算,即 2011- 出生年。
政治面貌	虚拟变量,政治面貌为党员赋值为 1,否则赋值为 0。
婚姻状况	虚拟变量,已婚或同居赋值为 1,未婚、分居、离婚、丧偶赋值为 0。
户口类型	虚拟变量,农业户口赋值为 1,否则赋值为 0。
文化程度	虚拟变量,划分为 9 级:1 表示没上过学,2 表示小学,3 表示初中,4 表示高中,5 表示中专或者职高,6 表示大专或者高职,7 表示大学本科,8 表示硕士研究生,9 表示博士研究生。
家庭风险规避程度	虚拟变量,根据样本投资项目的选择划分等级。选择高风险、高回报的项目赋值为 1,选择略高风险、略高回报的项目赋值为 2,选择平均风险、平均回报的项目赋值为 3,选择略低风险、略低回报的项目赋值为 4,选择不愿意承担任何风险赋值为 5,等级越高表明该家庭风险规避程度越高。
家庭转移性支出	代表家庭社会关系网络,包括给非家庭成员的现金支出和非现金(换算成现金价值)支出总和,取对数。
家庭总收入	代表家庭可支配收入总额,包括所有家庭成员全年的税后现金收入和实物收入总和,取对数。
是否从事工商业经营	虚拟变量,家庭从事工商业经营则赋值为 1,否则赋值为 0。
人均 GDP	代表地区经济发展水平,样本所在省的人均 GDP,单位元,取对数。
地区人口	代表地区潜在劳动力总量,单元万人,取对数。
地区税负	样本所在省的税收收入与 GDP 之比。

个税改革对实验组群体的创业倾向有显著抑制作用;若 β_3 不显著或无限趋于零则表示税改对个人的创业行为的影响不大。表 3 的基准回归结果列出了交互项系数的数值、标准误及其显著性,其中估计 1 对应的是是否受个税改革影响的离散型虚拟变量的回归结果,估计 2 和估计 3 分别给出的是应纳税额减免和实际税率减免的连续型变量的回归结果。

根据表 3 提供的数据,税改交互项前的系数在 1%的显著性水平下为负,这表明 2011 年个税改革所引致的工资薪金所得减免对个体创业行为有显著的抑制作用。从定量上来看,税改后实验组的创

业比率相比控制组下降了 6.61%。这说明虽然理论上来说工资薪金所得税负降低对个体创业的影响存在正负两种效应,但是实证结果发现,负向效应大于正向效应,相比税负降低带来的初期创业资本积累的增加,个体更倾向于认为由受雇转为创业的机会成本提高了,由此形成的“就业锁”效应将劳动者锁定在税负较轻的受雇岗位上。此外,应纳税额减免和实际税率减免交互项前的系数为负且在 5%的水平下显著,这说明税负降低程度越大,对个体创业倾向的抑制作用也越强。从定量上来看,税率减免每提高 1%就会使实验组的创业比率相对控制

表 2 主要变量的描述性统计

变量名	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
个体创业	3378	0.094	0.292	0.000	1.000
TREAT1	3378	0.404	0.491	0.000	1.000
TREAT2	3378	0.503	1.024	-1.700	4.800
TREAT3	3378	1.069	1.730	-0.355	5.710
性别	3378	0.624	0.484	0.000	1.000
年龄	3378	42.030	8.466	24.000	66.000
政治面貌	3372	0.215	0.411	0.000	1.000
婚姻状况	3376	0.955	0.207	0.000	1.000
户口	3378	0.417	0.493	0.000	1.000
文化程度	3378	4.242	1.737	1.000	9.000
家庭风险规避程度	3378	3.647	1.210	1.000	5.000
家庭转移性支出	2954	8.185	1.187	-2.303	12.216
家庭总收入	3347	10.838	1.008	4.605	14.914
家庭总收入	3347	10.838	1.008	4.605	14.914
是否从事工商业经营	3378	0.107	0.309	0.000	1.000
人均 GDP	3378	10.594	0.437	9.482	11.442
地区总人口	3378	8.532	0.645	6.333	9.268
地区税负	3378	0.079	0.032	0.044	0.175

表 3 基准回归的估计结果

解释变量	(1)	(2)	(3)
Treat1*Reform	-0.0661*** (0.0236)	-	-
Treat2*Reform	-	-0.0274** (0.0134)	-
Treat3*Reform	-	-	-0.0132* (0.0072)
个体控制变量	控制	控制	控制
家庭控制变量	控制	控制	控制
地区控制变量	控制	控制	控制
观测数	2919	2919	2919
R-squared	0.006	0.0058	0.0058

注：括号内为聚类稳健的标准误；***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

组来说下降 1.32%，而税额减免每提高 100 元就会使实验组的创业比率相对控制组下降 2.74%，个体对应应纳税额减免所带来的税后收入的增加更为敏感。

(二)稳健性检验

对于基础估计的结果，本文采取了安慰剂检验、限制样本回归以及调整样本期回归进行稳健性检验。

1.安慰剂检验

在双重差分模型中，组内差分减去了不可观测的个体效应，而组间差分减去了实验组不可观测的时间趋势，这使得我们能有效识别改革的净效应。然而，双重差分法的“反事实”逻辑能够成立的基本前提是，实验组如果未受到政策干预，其时间趋势应与控制组一样，即“共同趋势假设”。以往使用双重差分法分析政策效应的文献往往通过检验历史数据或者采用安慰剂检验来佐证该方法的适用性。考虑到本文只有政策实施前一年的数据，无法通过历史数据验证政策冲击前实验组和控制组的发展趋势。因此，针对双重差分模型的关键性假设，本文借鉴叶菁菁等(2017)的方法，使用安慰剂检验来验证实验组与控制组是否具有共同趋势，从而保证结果的稳健性。

安慰剂检验的核心思想是通过虚构处理组或者虚构政策时间来重新估计原模型，如果虚构方式下交互项的系数回归结果依然显著，那就说明原来的估计结果很有可能出现了偏误，被解释变量的变动很有可能不是由于模型中的政策冲击造成的。对于替换政策时间的安慰剂检验，一般做法是将政策实施时间提前，重新进行双重差分估计。由于虚构政策时间的安慰剂检验要求至少有政策实施前至少两年的数据，本文最终仅采用虚构处理组的方式进行安慰剂检验。处理组安慰剂检验的一般做法是选取已知的并不受政策影响的群组，随机定义“伪控制组”和“伪实验组”，然后重新进行双重差分估计。在政策实施前后，税前工薪收入在 2000 元以下

(含 2000 元)的群体并没有受到影响，因此我们在该部分群体中随机定义“伪实验组”并设置交互项，然后运用双重差分模型再次进行估计，重点关注交互项系数的显著性。为了确保结果稳健，本文进行了两次随机分组。

表 4 安慰剂检验的估计结果

解释变量	(1)	(2)
Treat1*Reform	0.0313(0.0439)	-
Treat1*Reform	-	0.0375(0.047)
个体控制变量	控制	控制
家庭控制变量	控制	控制
地区控制变量	控制	控制
观测数	1709	1709
R-squared	0.024	0.027

注：括号内为聚类稳健的标准误；***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

表 4 是安慰剂检验的回归结果。估计 1 和估计 2 分别显示两次随机分组下是否受个税改革影响的离散型虚拟变量的回归结果，可以看出，“伪实验组”和“改革时间”虚拟变量的交互项系数未通过显著性检验，这说明不同收入组群体创业参与的时间趋势可能非常相近，从而证明了本文运用双重差分法估计的结果是稳健的。

2.限制样本进行回归

以往关于劳动供给的研究发现，极端收入(极高和极低)的个体往往劳动供给弹性也最强，他们的劳动供给行为具有一定的特殊性。此外，年龄也是影响创业选择最重要的因素之一，汪伟和咸金坤(2020)发现年龄与创业之间存在倒“U”形关系，年龄较小和年龄较大个体的创业决策较多受到学习能力、创造能力、经验以及资本等其他因素的影响。为了保证选择的样本最能体现所研究的问题，在稳健性检验中，我们剔除极端收入和年龄的个体，选择月工资收入和年龄处于 5%到 95%分位数的样本

来检验结论是否依然稳健。

在剔除极端样本后,剩余样本的月工资收入处于 500 元到 6000 元、年龄处于 28 到 57 岁之间。表 5 是剔除极端样本后用双重差分模型再次进行估计的结果,估计 1 对应是否受税改影响的离散型虚拟变量的回归结果,估计 2 和估计 3 分别是应纳税额减免和实际税率减免的连续型变量的回归结果。对比基准回归的结果可以发现,税改、税额减免以及税率减免三个的交互项系数的方向、大小和显著性与基准回归相差很小,这进一步证明了本文估计结果的稳健性。

3. 扩展样本期

研究时间段的选择是十分重要的。当我们在可得的数据集内进行分析时,常常会发现改变研究的时间段得到的结论可能会完全不同。在进行基准回归时,本文采用的是 2011 年和 2013 年两期平衡面板数据,为了进一步验证结果的稳健性,本部分借鉴仇童伟等(2019)和陈冬华等(2018)采用的稳健性检验方法,将研究区间扩展到 2015 年来检验本文的结论是否依旧稳健。

实际上,个人所得税改革作为一种制度变革会形成长期的政策导向,它对个体的影响也可能存在长期性。据此,我们认为将个体在 2015 年的就业选择纳入研究时间段具有一定的合理性。根据 CHFS2015 年的调查问卷,将个体工作性质为“从事

个体或私营企业、个体创业、开网店以及自由职业”的视为从事创业活动,如果个体在 2011 年未从事创业活动,但是在 2015 年转而从事创业活动则赋值为 1,否则赋值为 0。回归结果如表 6 所示,估计 1 对应是否受税改影响的离散型虚拟变量的回归结果,估计 2 和估计 3 分别是应纳税额减免和实际税率减免的连续型变量的回归结果。可以发现,税改、税额和税率三个交互项系数至少在 10%的水平下显著,且系数方向与基准回归方向一致,这说明考虑政策的滞后作用后,工资薪金所得税负降低对个体创业的抑制作用仍然稳健。

五、进一步分析

(一)分性别检验

以往关于劳动供给的研究已经发现,不同性别群体在面对税收改革时可能会做出不同的劳动参与决策(张世伟等,2008;叶菁菁等,2017)。进一步的,税改对不同性别群体的创业决策的影响也可能存在差异。为了细致考察政策效应在不同性别群体之间的差异,本文分不同的性别群体进行了回归。表 7 报告了改革对不同性别群体创业倾向影响的双重差分模型的估计结果,估计 1 反映的是是否受税改影响的离散型虚拟变量的回归结果,估计 2 和估计 3 分别为应纳税额减免和实际税率减免的连续型变量的回归结果。

表 5 限制样本回归的估计结果

解释变量	(1)	(2)	(3)
Treat1*Reform	-0.0658*** (0.0237)	-	-
Treat2*Reform	-	-0.0273** (0.0135)	-
Treat3*Reform	-	-	-0.0131** (0.0072)
个体控制变量	控制	控制	控制
家庭控制变量	控制	控制	控制
地区控制变量	控制	控制	控制
观测数	2919	2919	2919
R-squared	0.006	0.0058	0.0058

注:括号内为聚类稳健的标准误;***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。

表 6 扩展样本期回归的估计结果

解释变量	(1)	(2)	(3)
Treat1*Reform	-0.0479**(0.0211)	-	-
Treat2*Reform	-	-0.0267**(0.0114)	-
Treat3*Reform	-	-	-0.0103**(0.0061)
个体控制变量	控制	控制	控制
家庭控制变量	控制	控制	控制
地区控制变量	控制	控制	控制
观测数	4314	4314	4314
R-squared	0.0108	0.0099	0.0106

注：括号内为聚类稳健的标准误；***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。

表 7 分性别进行回归

解释变量	男性			女性		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Treat1*Reform	-0.0697** (0.0324)	-	-	-0.0544* (0.0327)	-	-
Treat2*Reform	-	-0.0192 (0.0174)	-	-	-0.0431** (0.0197)	-
Treat3*Reform	-	-	-0.0107 (0.0096)	-	-	-0.0172* (0.0095)
个体控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
家庭控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测数	1801	1801	1801	1118	1118	1118
R-squared	0.0071	0.0069	0.0071	0.0037	0.0037	0.0039

注：括号内为聚类稳健的标准误；***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。

对比离散型分组变量的回归结果可以发现,无论是男性还是女性,税改都显著抑制了他们的创业倾向,但这种负向抑制效应在两群体之间是存在差异的。税改后,男性实验组的创业比率相比控制组下降了 6.97%,且结果在 5%的水平上显著;女性实验组的创业比率相比控制组仅下降了 5.44%,结果也仅在 10%的水平上显著。然而,从连续型分组变量回归结果来看,税额减免和税率减免对男性的创

业倾向没有显著影响,但对女性的创业倾向有显著的抑制作用。每 100 元的税额减免会减少目标女性群体 4.31%的创业比率,每 1%的税率减免则会减少目标女性群体 1.72%的创业比率。出现上述差异的原因可能在于男女之间看问题的角度是不同的。在比较受雇劳动和非受雇劳动的预期收益时,男性可能更多关注是否需要纳税,而女性更多关注税后收入变化。

(二)分政治面貌检验

根据以往的研究,党员与非党员群体在思想觉悟、工作性质、工作稳定性等方面有所不同,由此两类群体在面对政策变化时做出的创业决策也可能具有明显的差异(杨婵等,2017;李树等,2018)。为此,本文根据个体的政治面貌信息划分“党员”和“非党员”两个子样本进行了回归。表8报告了工资薪金所得税负降低对不同政治面貌群体创业倾向影响的双重差分模型的估计结果,估计1反映的是是否受税改影响的离散型虚拟变量的回归结果,估计2和估计3分别为应纳税额减免和实际税率减免的连续型变量的回归结果。

从表8可以看出,工资薪金所得税负降低仅显著抑制了“非党员”群体的创业倾向,三个交互项系数均为负且至少在5%的水平上显著。税改后非党员目标群体的创业比率下降了8.74%,每1%的税率减免会使创业比率下降2.34%,每100元的税额减免会使创业比率下降4.15%。减免程度越大,这种抑制作用就越强。此外,相比较于税率减免,非党员对税改后应纳税额降低带来的税后收入的增加更为敏感。一般而言,党员群体较多受雇于政府、科研院所

等公共机构和事业单位,工作比较稳定、流动性较弱,外部政策对其劳动供给的影响相对较小,因此他们的职业变化频率也比较低。非党员群体更多受雇于民营企业等私人单位,工作的稳定性相对较低,职业变化比较频繁,受政策的影响也会比较大。

(三)分劳动力技能检验

为了细致考察不同技能群体创业倾向变化的差异,本文参照李红阳等(2017)和孙楚仁(2020)的划分方法,将个体的文化程度作为划分个体劳动技能水平的基础,把初中及以下学历的划分为低技能群体,大学本科及以上的划分为高技能群体,其余的划分为中等技能群体。表9报告了工资薪金所得税负降低对不同技能群体创业倾向影响的双重差分模型的估计结果,估计1反映的是是否受税改影响的离散型虚拟变量的回归结果,估计2和估计3分别是应纳税额减免和实际税率减免的连续型变量的回归结果。

从表9可以看出,税改对低技能和中等技能群体的创业倾向有显著的抑制作用,对高技能群体的创业倾向不具有显著影响。此外,低技能群体相较于中等技能群体而言,交互项系数的绝对值更大,

表8 分政治面貌进行回归

解释变量	党员			非党员		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Treat1*Reform	-0.0161 (0.0344)	-	-	-0.0874*** (0.029)	-	-
Treat2*Reform	-	-0.0072 (0.0151)	-	-	-0.0415** (0.0181)	-
Treat3*Reform	-	-	0.0023 (0.0079)	-	-	-0.0234** (0.0096)
个体控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
家庭控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测数	648	648	648	2271	2271	2271
R-squared	0.0005	0.0005	0.0003	0.0051	0.005	0.0053

注:括号内为聚类稳健的标准误;***、**、* 分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

表 9 分劳动力技能进行回归

解释变量	低技能群体			中等技能群体			高技能群体		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Treat1*Reform	-0.129** (0.051)	-	-	-0.072** (0.031)	-	-	0.0147 (0.017)	-	-
Treat2*Reform	-	-0.074** (0.041)	-	-	-0.038** (0.021)	-	-	0.002 (0.012)	-
Treat3*Reform	-	-	-0.046** (0.018)	-	-	-0.017** (0.011)	-	-	0.0048 (0.008)
个体控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
家庭控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测数	1253	1253	1253	1203	1203	1203	463	463	463
R ²	0.007	0.007	0.007	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005	0.006

注：括号内为聚类稳健的标准误；***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

这意味着工资薪金所得税负降低对低技能群体创业倾向的抑制作用也更大。产生这种估计结果的原因可能有如下两种：一种是税负降低后，不同技能水平劳动者对受雇工作的效用评价可能会产生不同的变化；另一种是不同技能水平劳动者从事自营职业和受雇工作的预期收益增长是不同的。一般而言，低技能群体受教育水平较低，在社会上能够获得收入也处于相对较低的水平，收入的边际效用总体较大，工资薪金所得税负降低增加了他们的可支配收入，使他们对受雇工作的效用有了更高的评价。此外，低技能水平的创业群体往往从事的是“生存型创业”，创业规模较小，收益较低，因此创业预期收益与受雇工作的预期收入增长差异也较小。而根据 Parker(1997)的研究，个体分配给自营职业的时间比例与自营职业和受雇工作的预期收入增长之间的差异成正相关。基于低技能群体的劳动所得特征可以发现，在工资薪金所得税负降低使得从事受雇工作的收入增加的情况下，低技能群体很可能认为继续从事稳定的受雇工作更具有吸引力，从而更有可能留在受雇岗位上。相比于中低技能群体而

言，高技能群体受教育水平高，经济能力强，收入的边际效用相对较小，工资薪金所得税负降低所带来的税后收入的增加可能并不会改变他们对受雇工作的效用评价。

六、结论与政策含义

本文利用中国家庭金融调查(CHFS)2011年和2013年的两期平衡面板数据，采用离散型和连续型双重差分估计方法分析了工资薪金所得税负降低对个体创业的影响。研究发现，工资薪金所得税负降低对个体创业有显著的抑制作用，并且减税幅度越大，这种抑制作用就越强。税改后实验组的创业比率相比控制组下降了6.61%，税率减免每提高1%会使实验组的创业比率相对控制组来说下降1.32%，税额减免每提高100元会使实验组的创业比率相对控制组下降2.74%。对于基础估计的结果，本文采取了安慰剂检验、限制样本回归以及扩展样本本期进行稳健性检验，检验结果显示本文的实证结果是稳健的。此外，进一步分析表明，工资薪金所得税负降低对个体创业的影响在不同性别群体、不同

政治面貌群体以及不同技能劳动者群体之间具有异质性。

新税改后个人所得税基本减除费用抵减的是个人综合劳动所得,虽然这与过去直接抵减个人工资薪金所得有所差异,但考虑到我国居民综合所得仍以工资薪金所得为主^①,本文认为以2011年提高工资薪金所得费用减除标准以直接降低工资薪金所得税负为基础的实证分析结果具有潜在的政策含义。根据本文的研究结果,工资薪金所得税负的降低会增加个体由受雇转为创业的机会成本,进而显著抑制个体的创业倾向。为了激发社会创业活力,本文认为当前个人所得税基本减除费用标准不宜大幅度提高,要使工资薪金所得税负保持在合适的水平,最大程度地提高税收对劳动者创业行为的激励作用。

参考文献:

- [1] 陈冬华,姚振晔.政府行为必然会提高股价同步性吗?——基于我国产业政策的实证研究[J].经济研究,2018,53(12):112-128.
- [2] 冯海波,周懿.税收负担与中小企业创业活跃度——基于省级面板数据的分析[J].税务研究,2019(02):68-75.
- [3] 贾立,谭雯,阿布木乃.金融素养、家庭财富与家庭创业决策[J].西南金融,2021(01):83-96.
- [4] 李红阳,邵敏.城市规模、技能差异与劳动者工资收入[J].管理世界,2017(08):36-51.
- [5] 李树,于文超.农村金融多样性对农民创业影响的作用机制研究[J].财经研究,2018,44(01):4-19.
- [6] 马双,李雪莲,蔡栋梁.最低工资与已婚女性劳动参与[J].经济研究,2017,52(06):153-168.
- [7] 仇童伟,罗必良.“好”的代理人抑或“坏”的合谋者:宗族如何影响农地调整? [J]. 管理世界,2019,35(08):97-109+191.
- [8] 孙楚仁,王松,江慧.贸易自由化会促进个体创业吗? [J].

^①根据《2020年税务年鉴》提供的数据,2019年个人所得税中来源于工资、薪金所得部分占来源于综合所得部分的比重为93.43%。

- 财贸经济,2020,41(06):111-127.
- [9] 汪伟,咸金坤.人口老龄化与家庭创业决策[J].中国人口科学,2020(01):113-125+128.
- [10] 杨婵,贺小刚,李征宇.家庭结构与农民创业——基于中国千村调查的数据分析[J].中国工业经济,2017(12):170-188.
- [11] 叶菁菁,吴燕,陈方豪,王宇晴.个人所得税减免会增加劳动供给吗?——来自准自然实验的证据[J].管理世界,2017(12):20-32+187.
- [12] 余泳泽,张少辉,杨晓章.税收负担与“大众创业、万众创新”——来自跨国的经验证据[J].经济管理,2017,39(06):162-177.
- [13] 张世伟,周闯,万相昱.个人所得税制度改革的劳动供给效应——基于自然实验的研究途径[J].吉林大学社会科学学报,2008(04):98-106.
- [14] Bruce,D.,& Mohsin,M.Tax Policy and Entrepreneurship: New Time Series Evidence.Small Business Economics, 2006,26(5):409-425.
- [15] Cullen,J.B.,& Gordon,R.H.Taxes and Entrepreneurial Risk-taking:Theory and Evidence for The U.S.Journal of Public Economics,2006,91(7):1479-1505.
- [16] Ferede,E.Entrepreneurship and Personal Income Tax: Evidence from Canadian Provinces.Small Business Economics,2019(1):1-17.
- [17] Fölster,S.Do Entrepreneurs Create Jobs? Small Business Economics,2000,14(2):137-148.
- [18] Gentry,W.M.,& Hubbard,R.G.Tax Policy and Entrepreneurial Entry.American Economic Review,2000,90(2):283-287.
- [19] Gurley-Calvez,T.,& Bruce,D.Do Tax Rate Cuts Encourage Entrepreneurial Entry? Journal of Entrepreneurship and Public Policy,2013,2(2):178-202.
- [20] Parker,S.C..The Effects of Risk on Self-employment. Small Business Economics,1997,9(6):515-522.
- [21] Robson,M.T.,& Wren,C..Marginal and Average Tax Rates and The Incentive for Self-Employment.Southern Economic Journal,1999,65(4):757-773.

【责任编辑 郭艳娇】