

【养老保险】

从竞争到协调： 养老保险费率统一的资本流动效应

黄永颖 刘 庆 张克中

【摘 要】税收竞争如何影响资本流动是公共经济学长期关注的经典话题,但相关的理论和经验证据有待深入挖掘。本文构建了一个多地区的费率竞争理论模型,分析发现地方政府为了追求经济绩效会竞相降低养老保险缴费率吸引资本流入,而区域间的费率协调有利于缓解这一现象。基于2007-2019年A股上市公司及其子公司的数据,本文利用费率统一的外生冲击构造双重差分模型,实证考察地方政府费率决策从竞争走向协调过程中对资本流动的因果效应。研究发现,处理组企业在费率统一之后资本外流减少,具体表现为上市公司到省内低费率地区设立子公司的概率、数量以及投资的概率均出现显著下降。这一效应在国有企业以及规模较大、劳动密集型企业表现更为显著。进一步的分析表明,费率统一改革有利于缓解区域间费率竞争引致的养老保险损失,均衡地区间的缴费负担分配,增强基金的可持续性。本研究对于优化社会保险制度设计,建设全国统一大市场具有重要的启示。

【关键词】养老保险;费率竞争;费率统一;资本流动

【作者简介】黄永颖,华中科技大学管理学院博士研究生,电子邮箱:huangyy150721@hust.edu.cn;刘庆,中南财经政法大学财政税务学院,电子邮箱:qingliu626@zuel.edu.cn;张克中(通讯作者),中南财经政法大学财政税务学院,电子邮箱:zkzdr@zuel.edu.cn(武汉 430073)。

【原文出处】《经济研究》(京),2022.12.162~179

【基金项目】本研究得到国家社会科学基金一般项目(20BJY058)的资助。

一、引言

标准的税收竞争模型认为地方政府为了吸引资本流入会竞相降低税率,最终导致税率水平过低和公共物品供给不足,产生社会福利损失(Zodrow & Mieszkowski, 1986; Wilson, 1986)。^①但是,由于税收竞争和资本流动的难以度量以及两者之间存在互为因果的关系,鲜有文献提供税收竞争如何影响资本流动的因果证据(Langenmayr & Simmler, 2021)。^②中国养老保险制度从地方分权到省份统筹的改革过程为考察这一问题提供了理论分析和经验研究的可能。中国各个城市在省份养老保险单位缴费率统一之前,能够在合理范围内自主设定费率水平,这为费

率竞争提供了制度操作空间。从1998年开始,中央政府要求各省份逐步统一养老保险单位法定缴费率(下文简称“费率统一”),省内所有地级市执行统一的缴费比例标准。养老保险费率调整权利的省份集中减少了地方政府实行差异化费率的政策空间,费率决策实现从区域竞争走向区域协调。

基于中国的养老保险制度事实,本文首先构建了一个多地区的理论模型考察地方政府费率决策与资本流动的关系。理论分析发现,地方政府为了追求经济绩效会竞相降低费率吸引资本流入,而区域间的费率协调有利于缓解这一现象。其次,基于2007-2019年A股上市公司及其子公司的数据,本文

利用费率统一改革构造双重差分模型,考察地方政府费率决策从竞争走向协调的过程中对资本流动的因果效应。研究发现,处理组企业在费率统一之后资本外流减少,具体表现为上市公司到省内低费率地区设立子公司的概率、数量以及投资概率均出现显著下降。这一结论在考虑异质性处理效应、替换被解释变量定义以及设立子公司递减效应等一系列稳健性检验后依然成立。异质性分析表明,国有企业以及规模较大、劳动密集型的企业受到费率统一改革的影响更加明显。进一步分析表明,费率统一改革有利于缓解费率竞争引致的养老保险损失,均衡地区间的缴费负担分配,增强基金的可持续性。

本文可能存在以下几个方面的边际贡献:一是提供了税收竞争如何影响资本流动的理论和经验证据,极大地拓展了已有的研究。由于税收竞争和资本流动难以测度,目前有关税收竞争与资本流动的因果研究进展较为缓慢,文献主要关注发达国家的财产税、所得税、营业税和利润税等方面。事实上,发展中国家的税收竞争更为明显,税收竞争工具也更加丰富,亟须更多的关注(Keen & Simone, 2004)。相比已有的文献:一方面,本文构建了一个多地区的费率竞争模型,并利用费率统一改革作为外生冲击,提供了费率竞争影响资本流动的因果证据;^③另一方面,本文采用上市公司异地设立子公司和投资金额的数据进行分析,能够较好地刻画资本的跨区域流动。已有的文献关于资本流动的度量主要是利用宏观数据进行测算或者以贸易开放度、FDI作为代理变量,忽略了资本的流动方向和异质性。

二是丰富了有关税收协调以及养老保险制度改革的经济后果研究。一方面,大量文献表明为争夺资本而展开的税收竞争具有较大的负面影响,一些理论文献发现协调税收竞争有利于缓解这一负面影响(Itaya et al., 2008),然而税收协调到底在多大程度上能够缓解税收竞争的负向作用尚未得到足够的重视(Sørensen, 2004; Conconi et al., 2008),经验证据较为缺乏。本文通过构建多地区的理论模型,发现区域间的费率协调有利于缓解费率竞争引致的资本流动,实证研究所利用的事件冲击恰好是区域间费率协调的一种形式,类似于德国的最低营业税率制度,

极大地丰富了已有的研究。另一方面,大量文献评估了养老保险缴费对企业员工工资、雇佣行为以及要素投入等的影响,本文则考察了养老保险缴费率对资本跨区域流动的影响,从地理空间的视角分析养老保险制度改革的经济效应,有助于重新认识养老保险制度在社会经济发展过程中的重要性。

三是为推动养老保险全国统筹和统一大市场的建设提供政策启示。在人口逼近“深度”老龄化、养老金负担空间分化加剧的现实背景下,“碎片化”的养老保险制度将不利于实现要素统一大市场的建设。本文发现统一养老保险制度缓解了费率竞争对资本空间配置的扭曲,增强了基金的可持续性。该结论对如何解决我国社会经济发展过程中区域负担不平衡的问题提供了新的思考角度,为推动全国养老保险统筹,加快要素统一大市场的建设提供了经验启示。

本文剩余部分的结构安排如下:第二部分是制度背景与理论分析,详细介绍中国养老保险费率统一改革的具体内容,并建立理论模型得到研究假说;第三部分是研究设计,主要是构建计量模型、介绍涉及的变量定义并说明使用数据的来源;第四部分是实证结果,报告了基准回归结果以及进行稳健性检验、异质性分析等;第五部分进一步探讨了费率统一改革如何影响缴费负担的区域分配和基金可持续性;最后是研究结论与政策启示。

二、制度背景与理论分析

(一)制度背景

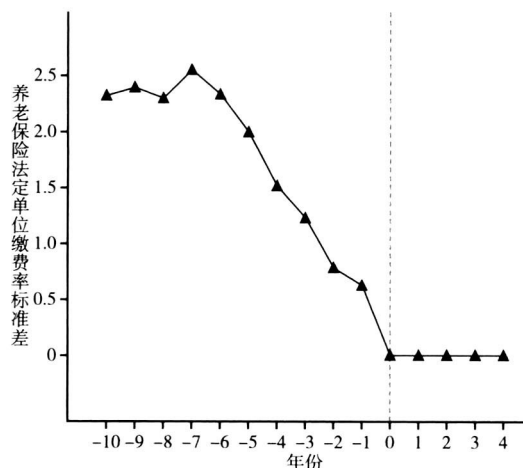
改革开放以来,中国财政分权体制和“为增长而竞争”的双重激励引发了地区之间激烈的角逐,地方政府利用各种税费优惠政策争夺流动性资本,将本地经济推上增长的快车道(周黎安, 2007; 马草原等, 2021)。虽然地方政府在税率调整上缺乏自主性,但富有弹性的养老保险制度却为地方政府的策略性行为创造了空间。《国务院关于建立统一的企业职工基本养老保险制度的决定》(国发[1997]26号)规定企业缴纳城镇职工基本养老保险的费率标准由省、自治区、直辖市人民政府确定,在实现费率统一之前各省份的地级市可以根据自身的实际情况设定基本养老保险的法定单位缴费率。因此,地方政府可以利用

差异化的费率展开竞争,甚至产生了“费率洼地”。数据显示的确如此,2012年全国社会保障资金审计报告显示全国实际执行企业职工基本养老保险单位缴费比例共有16种,最高为22%,最低为10%,同一省内不同城市的养老保险单位缴费率档次多、差异明显,个别省份的缴费比例多达12种。国内的一些政策文件、政府报告以及学者观点也表明,地方政府通过降低养老保险缴费率进行招商引资的现象较为普遍。^④利用数据进行相关性分析的结果显示,设立子公司数量与养老保险法定缴费率、实际缴费率之间的相关系数分别为-0.204和-0.178,且均在1%的统计性水平上显著。上述证据充分表明,地方政府确实存在养老保险费率竞争的现象。

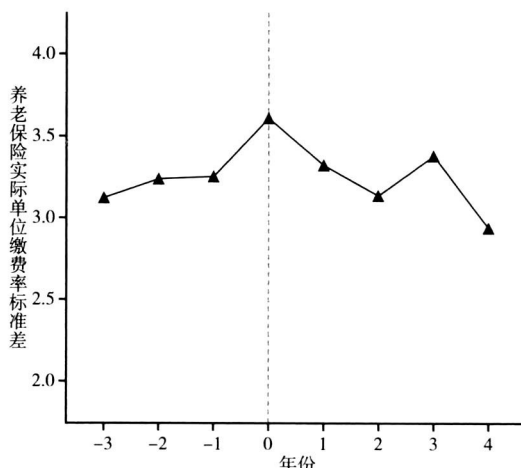
费率统一改革为本文构造双重差分模型识别费率竞争提供了良好的基础。为了合理分配养老保险缴费负担,营造公平竞争环境,1998年国务院颁布《关于实行企业职工基本养老保险省级统筹和行业统筹移交地方管理有关问题的通知》,要求各省要基本实现统一企业缴纳基本养老保险费比例。此后,尚未实现费率统一的省份开始出台实施办法,逐步统一各个城市的养老保险缴费率。费率统一之后,养老保险缴费比例的调整由全省统一执行,地级市政府不再拥有自主设定养老保险法定单位缴费率的权利。由于费率统一改革具有空间维度(省份)和时间维度(年份)的两方面差异,这为构造双重差分模型提供了契机。为了准确地识别费率统一改革的实施

时间,本文根据政府官方文件以及省份年鉴等整理了各省份费率统一的年份,并通过电话、邮件等方式向地方人力资源社会保障部门核对数据的准确性。考虑到样本数据的可得性以及模型识别的要求,本文在基准回归中保留了费率统一时间发生在2007年之后的省份,具体包括湖北省(2008年)、安徽省(2011年)、辽宁省(2011年)、浙江省(2013年)、江苏省(2013年)、黑龙江省(2013年)、山东省(2017年)以及广东省(2021年)。

费率统一改革有效约束了地区之间的费率竞争行为,地方政府的费率决策从区域竞争走向区域协调。地区间费率竞争程度下降的一个很重要的标志是费率分布的分散程度下降(Schwerin & Buettner, 2016)。如果省内城市之间的法定养老保险缴费率标准差为0,意味着地级市之间执行的费率标准一样,这时将不存在费率竞争的行为。图1刻画了费率统一前后省内城市之间的养老保险法定缴费率和实际缴费率的标准差变化情况。从图1(a)来看,省内城市之间养老保险法定缴费率标准差在费率统一之前明显大于0,而在费率统一后城市间的法定缴费率标准差变为0,表明费率统一改革后城市不再拥有设定养老保险缴费率的自由裁量权,省内城市之间的费率标准得到统一。由于法定缴费率调整的实际效果最终通过实际缴费率的变化体现,因此本文利用上市公司数据计算了各个省份每年城市间的养老保险实际缴费率标准差,如图1(b)所示,省内城市之间的养



(a) 全样本法定缴费率标准差



(b) 全样本实际缴费率标准差

图1 省内城市间养老保险法定缴费率和实际缴费率的标准差变化

老保险实际缴费率标准差在改革实施之后同样快速下降,这再次体现了本文利用费率统一改革识别地区间的费率竞争较为合理。^⑤

此外,费率统一改革受同期其他政策或者不可观测因素的影响较小,识别比较外生。费率统一改革期间还伴随着其他政策的实施,这可能会对本文的识别造成一定的干扰。其中,一个比较重要的因素是养老保险缴费基数下限的变化。地方政府不仅在养老保险缴费率设定方面具有一定的自由裁量权,同时也有权利设定养老保险缴费基数的上、下限标准。杜鹏程等(2021)发现企业实际社保缴费负担的变化有很大一部分是源于社保缴费基数下限的调整。为了缓解这一担忧,本文从以下几个方面考虑这一问题:(1)在相关的回归中均控制了地级市在岗职工平均工资变量,这是因为缴费基数下限标准一般与当地城镇非私营单位职工的平均工资存在关联,控制地级市在岗职工平均工资能够部分缓解该担忧;(2)手动搜集了2007-2019年所有城市的养老保险缴费基数下限标准,直接在回归方程中加入养老保险缴费基数下限这一变量;(3)手动搜集了各省份缴费基数统一的时间,构造相应的政策虚拟变量之后进一步加入回归方程。在进行上述的考虑之后基准回归结果依然成立,表明费率统一改革与资本流动的关系不是由于地方缴费基数下限调整导致的。可能还会令人存疑的是,费率统一改革使得部分地级市的养老保险缴费率水平调整到较低的标准,同一期间也出台了多轮大规模的减税降费政策,^⑥减税降费是有助于减轻企业经营负担,缓解地区资本流出现象。为此,本文在稳健性检验部分考虑了企业实际税费负担水平的影响。除此之外,本文还通过添加各种固定效应和地区时间趋势项等多种方法缓解其他不可观测因素的干扰。所有的证据均表明利用费率统一改革识别费率竞争是比较外生且合理的。

(二)理论分析

基于ZMW的模型框架(Zodrow & Mieszkowski, 1986; Wilson, 1986; Keen & Konrad, 2013)以及相关的特征事实,本文构建了一个多地区的理论模型,研究养老保险费率决策从竞争到协调的过程中对资本流

动的因果效应。假设一个经济体中有N个地区,地区i的生产函数是柯布-道格拉斯形式,即 $F_i(K_i, L_i) = A_i(K_i)^\alpha (L_i)^\beta$, $0 < \alpha, \beta < 1$ 。^⑦ A_i 表示地区i的生产力水平, K_i 和 L_i 分别表示地区i的资本投入水平和劳动力投入水平,第三种生产要素土地是固定不变的。假设生产函数关于三种生产要素是规模报酬不变的,资本和劳动力在地区间可以自由流动。^⑧

1. 养老保险费率竞争与资本流动

地区i的代表性企业选择资本和劳动力的投入数量最大化利润,企业的利润最大化问题是:

$$\max_{K_i, L_i} F_i(K_i, L_i) - w(1+t_i)L_i - rK_i$$

其中, w 是市场工资水平, r 是市场利率水平, t_i 表示地区i的养老保险缴费率水平。企业问题的一阶条件为:

$$F_{iK}(K_i, L_i) = r \quad (1)$$

$$F_{iL}(K_i, L_i) = w(1+t_i) \quad (2)$$

其中, F_{iK} , F_{iL} 分别表示资本和劳动的边际产出。(1)式和(2)式决定了地区i的资本需求和劳动力需求,它们都是工资率、养老保险缴费率和利率的函数:

$$K_i = K_i(w, t_i, r), L_i = L_i(w, t_i, r) \quad (3)$$

假设地区i的初始资本存量为 $\bar{K}_i$,初始劳动力存量为 $\bar{L}_i$,社会的总资本存量为 $\bar{K}$,总劳动力存量为 $\bar{L}$,则资本市场和劳动力市场的出清条件是:

$$\sum_{i=1}^N K_i = \sum_{i=1}^N \bar{K}_i = \bar{K}, \sum_{i=1}^N L_i = \sum_{i=1}^N \bar{L}_i = \bar{L} \quad (4)$$

(3)式和市场出清条件(4)式决定了经济体的工资水平 $w(t_1, t_2, \dots, t_N)$ 和利率水平 $r(t_1, t_2, \dots, t_N)$ 。将 w 和 r 代入(3)式可得地区的资本需求 $K_i(t_1, t_2, \dots, t_N)$ 和劳动力需求 $L_i(t_1, t_2, \dots, t_N)$,它们最终是各地区养老保险缴费率的函数。利用(1)式、(2)式和(4)式,可知:

$$F_{iK}(K_i, L_i) = F_{iK}(\bar{K} - \sum_{j \neq i} K_j, L_i) \quad (5)$$

其中,劳动力需求数量 $L_i = L_i(w(1+t_i), K_i)$ 由(2)式决定。

对于 $i=1, 2, \dots, N-1$, (5)式组成了一个 $N-1$ 维的方程组。可以证明:^⑨

$$\frac{\partial K_i(t_1, t_2, \dots, t_N)}{\partial t_i} < 0, \frac{\partial K_j(t_1, t_2, \dots, t_N)}{\partial t_i} > 0 (j \neq i) \quad (6)$$

由此可知,在其他条件不变的情况下,一个地区的养老保险缴费率降低可以提高该地区的资本水平,但会降低另外一个地区的资本水平,资本从其他

地区流入该地区,这意味着地方政府为了追求经济绩效会竞相降低养老保险缴费率吸引资本的流入。

2. 养老保险费率协调与资本流动

已有文献发现地区间的费率协调可以缓解费率竞争现象,优化资源配置并提高社会的福利水平(Miyagiwa & Sato, 2014)。如制度背景所述,中国各省份统一养老保险缴费率是典型的地区间费率统一协调实践,因此本文利用理论模型进一步分析各地区实行费率统一对资本流动的影响。借鉴 Fajgelbaum et al.(2019)的做法,假设费率统一后各地区的养老保险缴费率均为 t^* (即中央政府进行统筹安排的养老保险缴费率),本文比较了费率分散化决策与费率统一协调各自的情形下各地区在均衡状态下的资本流动情况。为了便于考察费率统一对资本跨区域流动的影响,假设经济体中仅有两个地区。对于不同生产力水平的地区 i 和 j ,对任意的资本 K 和劳动力 L 组合,均满足 $F_i(K, L) > F_j(K, L)$ 。根据企业问题的一阶条件(1)式和(2)式,可得:

$$F_{ik}(K_i, L_i) = F_{jk}(\bar{K} - K_i, \bar{L} - L_i) \quad (7)$$

$$F_{il}(K_i, L_i) = \omega F_{jl}(\bar{K} - K_i, \bar{L} - L_i) \quad (8)$$

其中,分散化决策的情形下 $\omega = (1+t_i)/(1+t_j)$,费率统一协调的情形下 $\omega = 1$ 。(7)式和(8)式两边对 ω 求导数,可得:^⑩

$$\frac{dL_i}{d\omega} < 0, \frac{dK_i}{d\omega} < 0 \quad (9)$$

假设分散化决策下的均衡状态为 $(K_i^*, K_j^*, L_i^*, L_j^*, t_i^*, t_j^*)$,满足 $t_i^* < t_j^* (\omega < 1)$,费率统一后的均衡状态表示为 $(K_i^c, K_j^c, L_i^c, L_j^c, t^c)$ 。由(9)式,可知:^⑪

$$K_i^c < K_i^*, L_i^c < L_i^* \quad (10)$$

由(10)式可知,费率统一改革有利于缓解费率竞争引致的资本流动,养老保险费率低的地区资本流入减少,养老保险费率高的地区资本流出减少。

三、研究设计

(一)模型与变量

基于上述理论假说,本文进一步利用费率统一改革作为外生冲击,构造双重差分模型识别地方政府的养老保险费率决策从竞争走向协调的过程中对资本流动的因果效应,模型设定如(11)式所示:

$$Y_{icpt} = \beta_0 + \beta_1 \text{Reform}_{pt} + X'_{it} \gamma + Z'_{ct} \delta + \lambda_i + \lambda_t + \varepsilon_{icpt} \quad (11)$$

其中,下标 i, c, p, t 分别代表上市公司、上市公司所在城市、省份和年份。 Y_{icpt} 是被解释变量,主要是上市公司是否到省内其他低费率的城市设立子公司(低费率是指子公司所在城市的养老保险实际缴费率低于上市公司所在城市的养老保险实际缴费率),其取值规则如下:如果上市公司到省内实际缴费率较低的其他城市设立子公司时取值为1,其他情况取值为0。^⑫ Reform_{pt} 为核心解释变量,如果上市公司所在省份在 t 年实施了费率统一改革,则 t 年及之后的年份取值为1,否则取值为0。 X'_{it} 是上市公司的特征,包括企业规模(总资产的对数)、杠杆水平(总负债/总资产)、公司治理(董事长与总经理是否兼任)、现金流状况(经营活动净现金流/总资产)、成长能力(营业收入增长率)、盈利能力(资产报酬率)、股权结构(第一大股东持股比例)。 Z'_{ct} 是上市公司所在城市的特征,包括经济状况(地区生产总值对数)、产业结构(第一产业增加值比重、第二产业增加值比重)、财政自给率(财政支出/财政收入)、劳动力成本水平(城市在岗职工平均工资对数)、人口结构(省份65岁以上人口占比、省份养老金社会化发放人数和城镇职工基本养老保险参保人数之比)。 λ_i 和 λ_t 分别表示企业固定效应和年份固定效应, ε_{icpt} 是随机扰动项。回归的标准误在城市层面聚类。

(二)数据来源

本文使用的城市养老保险法定缴费率和缴费基数数据是由研究团队耗时数月,通过整理中国劳动和社会保障统计年鉴、各省份养老保险政策文件等多个权威资料,并采用电话、邮件以及传真等多种形式与地方人力资源社会保障部门进行核对之后汇总而成。城市养老保险实际缴费率是由国泰安数据库(下文简称CSMAR)中上市公司的实际缴费率加权平均计算得到的。由于上市公司从2007年才开始在财务报表附注披露缴纳社会保险信息,因此模型(11)的样本区间起始年份确定为2007年,截止年份为2019年。上市公司财务数据主要来自2007-2019年CSMAR中国A股上市公司数据库,上市公司参控股公司的数据分别来源于2007-2019年CSMAR中国上市公司子公司情况表以及中国研究数据服务平台(下文简称CNRDS)上市公司参控股公司信息情况表,参控股公司的定义是要求上市公司对参控股公

司的持股比例要超过50%,这和国际税收竞争文献的研究保持一致(Tørsløv et al.,2018)。由于CSMAR数据库中关于子公司注册时间信息缺失十分严重,但是提供了较为详细的子公司期末投资数据,而CNRDS数据库中关于子公司注册时间信息较为全面,但未提供子公司的投资情况。因此,本文利用CSMAR和CNRDS数据库考察费率统一改革对上市公司设立子公司和投资行为的影响。宏观变量特征来源于《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》。为了缓解样本异常值、缺失值产生的估计偏差,本文剔除了企业层面和地区层面的核心变量存在缺失的样本,并对企业层面的连续变量进行1%的双边缩尾处理,最终得到了12138(9612)个观测值。主要变量的描述性统计如表1所示,Reform的均值为0.4827,说明处理组和控制组在样本中的分布较为均匀,上市公司到省内低费率城市设立子公司的占比为12.31%。

四、费率统一与资本流动的因果证据

(一)基准结果

在考察费率统一对资本流动的因果效应之前,本文对样本特征进行了简单分析:在费率统一改革之前,上市公司到低费率地区设立子公司样本占比为14.15%;在费率统一改革之后,上市公司到低费率地区设立子公司样本占比为10.41%,此时下降幅度达到26.43%,^⑧表明费率统一改革确实会缓解费率竞

争引致的资本流动。为了得到更加准确的经济含义,本文利用费率统一改革作为外生冲击进行分析。结果如表2所示,从第(1)列的估计结果来看,对于实现费率统一的省份,上市公司到省内其他低费率城市设立子公司的概率出现下降,估计系数在5%的水平上显著。第(2)列分析了费率统一改革对上市公司到省内其他低费率城市设立子公司数量的影响,Reform的估计系数大小为-0.0522,且在1%的水平上显著,意味着改革之后处理组企业到省内其他低费率的城市设立子公司数量下降5.22%。本文进一步将子公司到省内其他低费率城市的进行投资的金额加总到上市公司层面并据此定义上市公司当年是否到省内其他低费率城市进行投资,回归结果如表2第(3)列所示,Reform的估计系数显著小于0,说明改革之后处理组企业到省内其他低费率地区的投资概率显著下降,由于数据限制仅在基准回归中考虑。上述结论意味着改革显著减少了资本外流行为,说明费率统一确实限制了费率竞争引致的资本流动,与理论分析保持一致。

(二)稳健性检验

1.平行趋势检验及动态效应

双重差分模型最重要的识别前提是要满足平行趋势假定。本文利用(12)式对平行趋势进行检验,回归方程如下:

表1

描述性统计

变量名		观测值	均值	标准差	最小值	最大值
Dum_inv	上市公司是否到省内低费率城市进行投资	9612	0.2825	0.4502	0.0000	1.0000
Dum_pnl	上市公司是否到省内低费率城市设立子公司	12138	0.1231	0.3285	0.0000	1.0000
Reform	费率统一改革当年及之后年份为1,其他为0	12138	0.4827	0.4997	0.0000	1.0000
Size	总资产取对数	12138	22.0077	1.1919	19.9799	28.0554
Lev	负债合计/资产合计	12138	0.4270	0.2013	0.0731	0.9052
Dual	董事长与总经理兼任为1,其他为0	12138	0.7121	0.4528	0.0000	1.0000
Cash	经营活动现金流量净额/总资产	12138	0.0476	0.0715	-0.1746	0.2662
Growth	营业收入增长率/100	12138	0.00176	0.00377	-0.00472	0.0231
Return	资产报酬率	12138	0.0565	0.0562	-0.1279	0.2277
Share	第一大股东持股比例	12138	0.3429	0.1433	0.0785	0.7204
GDP	地区生产总值取对数	12138	17.8910	0.9245	14.5513	19.4112
Indu1	第一产业增加值占比	12138	0.0448	0.0452	0.0003	0.4695
Indu2	第二产业增加值占比	12138	0.4637	0.0802	0.0048	0.8508
Finance	财政支出与收入的比值	12138	1.3832	0.5649	0.6488	8.7600
Wage	在岗职工平均工资取对数	12138	11.0526	0.4085	9.5338	11.7722
Young	65岁以上人口占比	12138	0.1071	0.0251	0.0656	0.1592
Pension	养老金社会化发放人数与城镇职工基本养老保险参保人数之比	12138	0.1919	0.0767	0.0827	0.4013

表 2

费率统一与资本流动的因果证据

变量名	(1)	(2)	(3)
	设立子公司	设立子公司数量	是否投资
Reform	-0.0470**(0.0188)	-0.0522*** (0.0177)	-0.0377* (0.0208)
Size	0.0116(0.0086)	0.0282** (0.0131)	0.0308** (0.0124)
Lev	-0.0116(0.0313)	0.0053(0.0280)	0.0130(0.0386)
Dual	0.00561(0.0080)	0.0022(0.0062)	0.00951(0.0138)
Cash	-0.0628*(0.0376)	-0.0139(0.0340)	0.0342(0.0428)
Growth	0.5728(0.7560)	-0.3084(0.6751)	-1.1383(0.7323)
Return	0.0811(0.0808)	0.0521(0.0637)	0.0403(0.0804)
Share	-0.0118(0.0367)	-0.0321(0.0507)	-0.1616** (0.0699)
GDP	-0.0624*(0.0369)	-0.0614*(0.0366)	0.0113(0.0463)
Indu1	-0.3260(0.5331)	-0.4911(0.5110)	-0.5355(0.6259)
Indu2	0.2346(0.1924)	0.2315(0.2046)	-0.1034(0.3175)
Finance	0.00381(0.0177)	0.00223(0.0178)	0.0363(0.0262)
Wage	-0.0843(0.0866)	-0.0861(0.1000)	-0.0502(0.0607)
Young	1.4444(0.8990)	1.2107(0.8961)	-0.2095(0.9880)
Pension	-0.00118(0.2171)	-0.0055(0.2383)	0.2627(0.3075)
常数项	1.5535*(0.9175)	1.2136(0.9362)	-0.0326(1.0145)
样本数	12138	12138	9612
R ²	0.0284	0.0316	0.0275
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是

注:括号内为在城市层面聚类的稳健标准误,***、**、*分别表示显著性水平为1%、5%、10%,如无特别说明,下表同。

$$Y_{ipt} = \beta_0 + \sum_{k=-6, k \neq -1}^{k=5} \delta_k \text{Reform}_{pk} + X'_{it} \gamma + Z'_{it} \delta + \lambda_i + \lambda_t + \varepsilon_{ipt} \quad (12)$$

其中, Reform_{pk} 代表上市公司所在省份实施费率改革第 k 年的虚拟变量,选择政策实施前 1 期($k=-1$)作为基期,其他参数和变量的定义与(11)式的定义保持一致。图 2 报告了(12)式的估计系数 δ_k 大小及其 95% 置信区间。从图 2 可以发现,所有估计系数在政策实施之前不显著且接近于 0,说明利用双重差分模型进行估计的前提条件是满足的。从动态效应来看,上市公司在费率统一之后到省内低费率地区设立子公司的概率持续下降,效应在改革之后仍然存

在,具有长期效应。^⑭

2. 考虑异质性处理效应

正如 Goodman-Bacon(2021)所述,双向固定效应的 DID 估计量实际上是所有可能的两期 DID 的加权平均值,当处理效应存在异质性时将会使得估计结果存在偏差。为了考察异质性处理效应对估计结果的影响,本文先利用 `twowayfweights` 命令估计所有处理效应参数的权重,权重小于 0 之和为 0.32,占比较高,表明处理效应异质性可能会对基准结果产生影响。为此,本文借鉴刘冲等(2022)的思路,从以下两个方面对处理效应异质性进行考虑:一是基于 Sun &

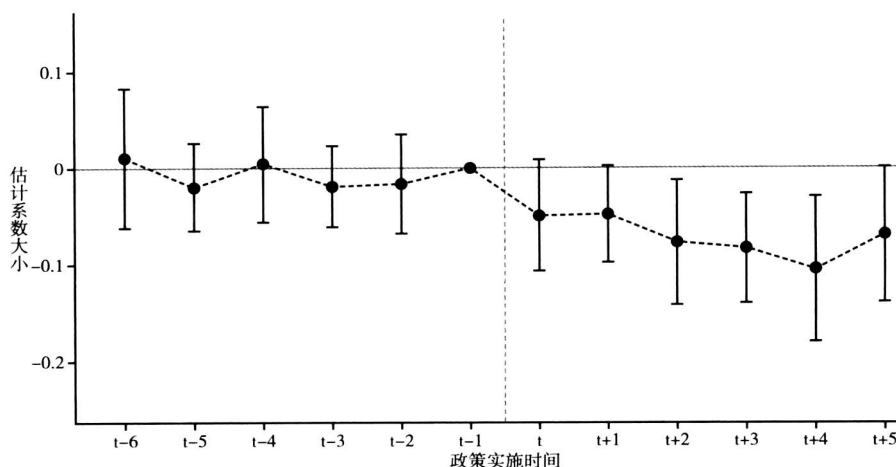


图 2 平行趋势检验

Abraham(2021)的思路计算组别一时期平均处理效应,该方法得到的统计量除了满足无偏性、一致性之外还满足有效性。动态效应的估计结果如图3(a)所示,改革实施之前估计系数在0附近且不显著,改革之后估计系数显著为负,表明异质性处理效应对估计结果影响有限。二是基于Cengiz et al.(2019)的方法得到了堆叠型估计量及其动态趋势,如图3(b)所示,估计结果基本没有发生改变。上述结论说明处理效应异质性对本文基准结果的影响十分有限。当然,本文也利用Callaway & Sant' Anna(2021)、Borusyak et al.(2021)以及De Chaisemartin & d' Haultfoeuille(2022)等方法考虑处理效应异质性问题,发现结论依然成立,限于篇幅未报告。

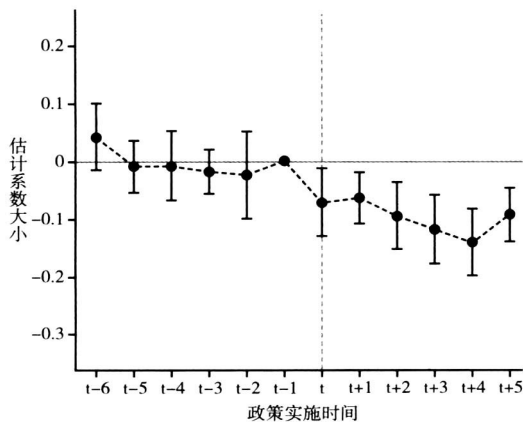
3. 替换被解释变量的定义

本文在定义上市公司是否到省内低费率地区设立子公司是根据上市公司当年所在城市实际缴费率平均值是否低于子公司所在城市实际缴费率平均值进行比较确定。采取这一方法主要有以下两方面的

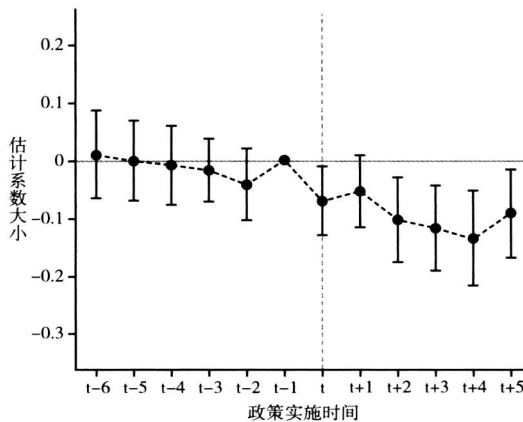
考虑:一是改革之后省内各城市法定缴费率实行统一标准,此时无法区分高费率地区和低费率地区;二是利用改革前的法定缴费率和实际缴费率区分高、低费率地区会产生识别偏差。如果地区实际缴费率水平在改革之后会发生变动,那么母、子公司所在城市的养老保险缴费率水平的相对高低也会随之发生改变,此时利用改革前的标准定义高、低费率地区会使得估计结果产生偏差。当然,为了验证结果的稳健性,本文分别根据改革前1期的养老保险法定缴费率和实际缴费率均值将城市区分成高、低费率地区,此时高、低费率地区在改革前后不发生变动,并据此重新定义被解释变量。回归结果如表3第(1)列和第(2)列所示,Reform的估计系数大小分别为-0.0212和-0.0384,在5%的统计性水平上显著为负。这与基准回归的估计系数大小和显著性水平基本保持一致,有力说明被解释变量的定义对估计结果的影响十分有限。^⑤

4. 考虑设立子公司的递减效应

由于上市公司在同一城市设立子公司的概率会



(a) 基于Sun & Abraham (2021) 的异质性-稳健估计量



(b) 基于Cengiz et al. (2019) 的堆叠型估计量

图3 考虑处理效应异质性后改革的动态效应

表3

稳健性检验

变量名	(1) 根据政策前法定 缴费率区分高、 低费率地区	(2) 根据政策前实际 缴费率区分高、 低费率地区	(3) 限制设立子公司 数量不大于2	(4) 到省内低费率地区 设立子公司 数量占比	(5) 是否到省内高费率 地区设立 子公司	(6) 省内高费率 地区设立 子公司数量
Reform	-0.0212**(0.00797)	-0.0384**(0.0149)	-0.0510*** (0.0186)	-0.0148* (0.00887)	0.00280(0.0156)	0.00227(0.0163)
常数项	0.121(0.699)	0.681(0.828)	0.908(1.063)	0.564(0.531)	-0.626(0.839)	-0.876(0.828)
样本数	13688	12015	8113	12138	12138	12138
R ²	0.0190	0.0230	0.0276	0.0119	0.0333	0.0347
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是

随着设立子公司数量的增加而递减,这种递减效应会使得本文观察到的资本流动效应与费率统一改革的关系是伪相关关系。为了排除这一担忧,本文从以下几个方面进行了说明:一方面,本文在基准回归中考察的是费率统一改革对上市公司新设立子公司概率的影响,而不是累积数量的影响,能够部分缓解这一问题的担忧。从表2的第(2)列和第(3)列来看,费率统一改革不仅会影响是否设立子公司的决策,也会对上市公司到低费率地区设立子公司的数量和投资概率产生影响,同样表明上述的递减效应对估计结果的影响较为有限。另一方面,本文通过样本限制的方法对这一问题进行考虑,即在回归样本中仅保留上市公司在每个城市设立子公司数量小于或等于2的样本,这一做法能够尽可能地缓解设立子公司数量对估计结果的影响。相应的回归结果报告在表3第(3)列,此时估计结果在1%水平上显著为负。表3第(4)列利用上市公司到省内低费率地区设立子公司的数量占上市公司当年设立子公司数量的比重作为被解释变量回归,这一变量构造方法在一定程度上缓解了设立子公司概率的递减效应,得到的结论依然成立。除此之外,如果费率统一改革导致上市公司到低费率地区设立子公司的概率下降是设立子公司的递减效应导致的,那么上市公司在改革后到高费率地区设立子公司的概率应该也会出现显著下降,但表3第(5)列和第(6)列的证据不支持这一假说。

5. 其他稳健性分析

如果上市公司异地设立子公司的目的是享受社保优惠,那么改革主要影响的是上市公司到省内低费率地区设立子公司的概率,而对上市公司到省内高费率地区设立子公司的影响较为有限。因此,本文利用上市公司到省内高费率地区设立子公司的概

率和数量作为被解释变量进行安慰剂检验,结果如表3第(5)列和第(6)列所示,上市公司到省内高费率地区设立子公司的概率和数量在10%的水平上都不显著,这间接说明享受更多的养老保险费率优惠是上市公司到省内低费率地区设立子公司的主要目的,再次强化了用费率统一改革识别费率竞争的可靠性。本文还进一步发现费率统一改革可能会影响上市公司对费率政策的预期,减少到省外低费率地区设立子公司的数量,限于篇幅未报告。除此之外,本文还考虑了控制省份和城市固定效应、行业固定效应、省份时间趋势项和城市时间趋势项以缓解上市公司发生跨市或跨省的迁址行为、行业异质性以及城市、省份随时间变化的不可观测因素对估计结果的干扰,同时还考虑了增值税负担、所得税负担以及养老保险的法定缴费率、缴费基数下限和实际缴费率等税费负担对基准结果的影响,在控制上述各种因素后结论依然高度稳健,证明本文的研究结论具有较高的可信性。限于篇幅,未报告上述分析结果,留存备索。

(三)异质性分析

1. 所有权性质

根据所有权性质,本文将样本划分成国有企业和非国有企业:一方面,国有企业在地方经济发展过程中扮演着重要角色(林毅夫和李志赞,2004;潘红波和余明桂,2011),由于费率统一改革限制了地方政府利用费率优惠吸引外来资本流入的行为,因此地方政府有更为强烈的动机约束国有资本的流动;另一方面,非国有企业相比于国有企业实际缴费负担低、获取税费优惠的能力弱,进行资本跨区域流动主要是考虑企业的成长性,因此费率统一改革对非国有企业的影响较为有限。从表4第(1)列和第(2)列的回归结果来看,国有企业到省内低费率地区设立

表4 异质性分析

变量名	(1) 国有企业	(2) 非国有企业	(3) 规模大	(4) 规模小	(5) 劳动密集型企业	(6) 非劳动密集型企业
Reform	-0.0597**(0.0236)	-0.0285(0.0249)	-0.0661**(0.0291)	-0.0284(0.0203)	-0.0705*** (0.0250)	-0.0159(0.0181)
常数项	2.834*** (1.023)	-0.560(1.281)	2.418*(1.429)	0.499(0.988)	1.806*(1.080)	0.712(1.534)
样本数	4396	7742	6069	6069	6044	6082
R ²	0.0298	0.0360	0.0496	0.0149	0.0430	0.0200
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是

子公司的概率显著下降,非国有企业样本的估计系数虽然小于0但不显著,与预期一致。

2. 企业规模

根据企业的营业收入中位数,本文将所有企业划分成规模大和规模小的样本。不同规模的企业对费率统一改革的反应存在差异:一方面,企业进行跨地区经营时需要考虑成本和收益,规模越大的企业往往具有规模经济,与政府讨价还价的能力越强,越有可能进行跨地区经营(宋渊洋和李元旭,2013);另一方面,跨地区经营经验能够帮助企业更加有效识别和利用目标市场制度环境中存在的机会,并利用这些机遇实施跨地区经营活动(宋渊洋和黄礼伟,2014),而大规模企业往往具有更加丰富的跨地区经营经验。因此,本文有理由相信规模较大的企业受到费率统一改革的影响也会越大,回归结果报告在表4第(3)列和第(4)列。从第(3)列的结果来看,规模较大的企业在费率统一之后到省内低费率地区设立子公司的概率显著下降,第(4)列的结果显示规模较小的企业到省内低费率地区设立子公司的概率没有发生明显改变,侧面反映出养老保险缴费率的竞争行为会对不同规模的企业产生异质性影响。规模越大的企业越有可能通过跨区域资本流动的形式转嫁缴费负担,但小规模企业则难以实现,这也恰好说明实现费率统一有利于改善由于资本流动性的差异导致的税费不公平问题。

3. 劳动密集度

由于不同行业的企业劳动密集度差异比较大,本文根据不同行业的企业劳动密集度的中位数将所有样本划分成劳动密集型企业和非劳动密集型企业,其中劳动密集度用雇员人数的对数值与营业收入对数值之比来度量(许红梅和李春涛,2020)。由于社保缴费是企业劳动力成本重要组成部分,劳动密集型企业的生产经营活动对社保缴费负担更为敏感,其更有可能到低费率地区开展生产经营活动。因此在费率统一之后,地方政府间的费率竞争程度下降,劳动密集型企业的资本外流可能性也应该出现下降,结果报告在表4第(5)列和第(6)列。本文发现劳动密集型企业在费率统一之后资本外流减少,非劳动密集型企业的资本流动没有明显变化,说明

养老保险缴费负担对于劳动密集型企业的生产经营活动具有重要的影响,费率统一之后有利于降低劳动密集型企业对缴费负担的敏感程度,防止资本的过度外流。

五、费率统一改革的进一步分析

虽然费率竞争短期内有利于吸引资本流入,推动地方经济的发展,但“为增长而竞争”的代价可能是公共服务的供给不足和社会福利的恶化(傅勇和张晏,2007;马光荣和杨恩艳,2010)。对于资本流入地而言,虽然较低的缴费率水平能够吸引大量资本涌入,有可能推动经济的增长,但过低的缴费率将直接减少基金的征缴收入,不利于实现基金的可持续性。对于资本流出地来说,由于资本的大量流出,养老保险缴费来源大量损失,不利于地区经济的稳定和基金的可持续。前面的经验证据表明,费率统一之后确实能够缓解费率竞争引致的资本流动现象,那么其又如何进一步影响缴费负担的区域分配和基金可持续性?围绕这一问题,本文试图从以下三个不同的方面提供一些探索性的经验证据。

首先,费率统一改革提高了省内最低费率水平,消除了费率的区域差异,有助于实现基金的可持续和缴费负担的区域公平。区域税收协调是约束税率竞争的重要途径,有助于提高均衡时的税率,实现社会福利的帕累托改善。区域税收协调实现的前提是存在上一级政府或者超国家机构,例如德国联邦政府在2004年规定各地级市政府对地方企业利润征收的最低营业税税率(local business tax)。Schwerin & Buettner(2016)发现德国最低营业税税率制度能够使得原本实行低税率的地区提高税率,整个地区的税率分布变得更加集中。最低税率制度是一种典型的税收协调实践,有利于避免税率的“逐底竞争”行为,除了营业税之外该制度还被运用在销售税和公司税之中(Kiss,2012)。本文所利用的费率统一改革同样是一种典型的区域税收协调实践,其中,4个省份在费率统一改革之后省内最低费率水平提高了1—2个百分点之间,其他3个省份在费率统一改革之后省内最低费率水平保持不变,且城市间的费率差异在改革之后均被消除。上述分析说明费率统一改革提高了省内最低费率水平,消除了养老保险缴费率的区域

差异,有助于约束费率竞争行为,均衡企业养老保险负担,营造公平竞争环境,保证了基金的可持续性。

其次,本文考察了费率统一改革对缴费负担不同的企业和地区的影响。由于养老保险缴费是企业经营成本的重要组成部分,缴费负担重的企业有强烈的意愿获取更多的养老保险优惠,资本外流到“费率洼地”的可能性更高,这将导致资本外流地区产生大量的养老保险费源损失。由于费率统一改革约束了养老保险的费率竞争行为,本文有理由相信这一现象将得到缓解。根据企业养老保险缴费率的中位数,本文将大于中位数的样本定义为缴费负担重的企业,将小于或等于中位数的样本定义为缴费负担轻的企业,结果报告在表5第(1)列和第(2)列。第(1)列的结果显示,缴费负担较重的企业在费率统一之后到省内低费率地区设立子公司的概率显著下降,缴费负担轻的企业没有明显的变化。在地区层面,本文考察了改革效应在养老保险法定缴费率不同的地区之间的差异。根据费率统一改革前1期城市养老保险法定缴费率的中位数,本文将大于中位数的样本定义为费率高的地区,将小于或等于中位数的样本定义为费率低的地区,分样本回归的结果如表5第(3)列和第(4)列所示,改革前法定缴费率高的地区在费率统一之后资本外流减少,这与理论分析相吻合。上述分析表明,费率统一改革能够缓解地区由于资本外流而造成的养老保险损失,有利于提高基金的可持续性,实现缴费负担在地区之间的公平分配。

最后,本文分析了费率统一改革对地方政府养老保险征收行为的影响。由于费率竞争会导致养老保险缴费率处于低水平均衡,不利于实现基金的可

持续。从前面的分析可知,费率统一改革约束了地方政府的费率竞争行为,避免养老保险缴费负担处于过低的水平,从而弱化费率竞争对基金可持续性的负面影响。从政策文件来看,省政府均明确要求地方政府在费率统一改革后要规范和强化养老保险征管的执行:浙政发[2011]99号文件规定“统一全省用人单位基本养老保险费缴费比例,是深入推进企业职工基本养老保险省级统筹、完善我省职工基本养老保险制度的重要举措……继续扩大基本养老保险覆盖面,强化基本养老保险费征缴,建立健全社会保障资金多渠道筹措机制,促进基本养老保险事业可持续发展”;苏政发[2010]85号文件规定“各地要采取切实措施,进一步加强养老保险扩面征缴工作,核实缴费基数,按时足额征缴,做到应保尽保、应缴尽缴”。杭政函[2012]62号、嘉政发[2009]50号、舟政发[2009]54号以及鞍政办发[2005]67号等政策文件均表明地方政府在调整费率的同时也会要求加强规范地方养老保险的征缴,夯实缴费基数等。这些均有利于规范地方政府的养老保险征收行为,从而提高地区法定最低养老保险缴费负担。为了验证这一观点,本文手动收集了2007–2019年每个城市的养老保险法定单位缴费率、缴费基数下限以及相应的执行月份,计算出每个城市每年每名企业员工应该缴纳的法定最低养老保险费用。如果这一数值越大,意味着地方政府养老保险征管执行力度得到提升,利用社保优惠竞争吸引资本流动的可能越小,越有利于保证基金的可持续性。回归结果报告在表5第(5)列,城市法定最低缴费金额的估计系数显著大于0,最低缴费金额的增加恰恰反映了地方政府养老保险

表5 费率统一改革与缴费负担分配、基金可持续性

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	缴费负担重	缴费负担轻	改革前法定费率高	改革前法定费率低	城市法定最低缴费金额/万元
Reform	-0.0479*** (0.0175)	-0.0348 (0.0314)	-0.0402** (0.0164)	-0.0194 (0.0205)	0.0399*** (0.0128)
常数项	-0.201 (1.252)	1.228 (1.368)	1.921 (1.467)	-0.346 (1.673)	-0.215 (0.518)
样本数	5059	5059	5857	6107	1392
R ²	0.0246	0.0447	0.0268	0.0392	0.768
控制变量	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	否
城市固定效应	否	否	否	否	是
年份固定效应	是	是	是	是	是

注:第(4)列报告的是城市层面回归的估计结果。

征管规范程度和执行力度的提升(郑秉文和陈功, 2021)。上述分析充分地证明协调地区间的养老保险缴费率有利于保证基金的可持续性。

六、研究结论与政策启示

税收竞争对资本流动的影响是公共经济学长期关注的经典话题,也是世界各国制定区域经济政策时常争论的焦点,但鲜有研究提供相关的因果证据,中国养老保险制度的独特性为研究这一问题提供了识别契机。本文通过构建一个多地区的理论模型,考察养老保险费率竞争与协调对资本流动的影响。理论分析发现,在分散化费率决策的情形下,地方政府可以通过设定较低的养老保险费率来吸引资本的流入,从而导致资本的空间错配,而区域间的费率协调有助于缓解这一情况。基于上述理论分析,本文进一步利用2007-2019年A股上市公司及其子公司的数据,利用费率统一改革的外生冲击构造双重差分模型,考察地方政府的费率决策从竞争走向协调过程中对资本流动的因果效应。实证发现,上市公司所在的省份实施费率统一改革之后,其到省内低费率地区设立子公司和进行投资的行为均会显著减少,这意味着费率统一改革约束了地方政府利用社保优惠进行引资竞争的行为。由于不同企业在资本流动的动机、能力以及意愿等方面均存在差异,这会使得改革产生的经济效应在不同类型的企业中有不同的表现。具体而言,国有企业以及规模较大、劳动密集型企业,在费率统一改革之后资本的外流现象显著减少。最后,本文还进一步考察了费率统一改革如何影响缴费负担的区域分配和基金可持续,结果发现费率统一提高了省内最低费率水平,消除了区域之间的费率差异,负担重的企业和地区资本外流行为显著减少,地方政府养老保险征管规范程度和执行力度得到提升,这些均有助于促进基金的可持续和缴费负担的区域公平。

基于以上的研究结论,本文给出以下几点政策建议。

一是加快推进社会保险制度统一,构建与区域均衡发展相适应的社会保险制度。目前,各省份之间的养老保险缴费率、缴费力度以及缴费基数等仍然存在显著差异,基金收支压力小的地区利用养老

保险优惠政策进行招商引资的问题仍然存在,缴费负担较重的地区资本外流的现象更为严重。这显然不利于构建统一的要素市场,还会对负担重的地区的基金可持续性和经济发展产生负面作用,拉大地区之间的经济差距,不利于实现区域均衡发展。本文发现费率统一改革有利于缓解费率竞争导致的养老保险损失,促进地区间的缴费负担公平,缓解负担重的地区和企业资本外流的现象。因此,加快推进社会保险制度的统一,避免社会保险制度过度的“碎片化”对资本空间配置的扭曲作用,这样不仅有利于建设公平和效率相结合的社会保险制度,推动社会保障事业的高质量发展,还有利于避免恶性的费率竞争行为发生,实现社会保险缴费“竞争中性”的目标,促进区域之间均衡发展。

二是完善养老保险统筹制度下的征管激励和权责分担机制,增强养老保险基金的可持续性。地方政府为了实现经济增长目标有激励采取降低费率的方式吸引资本流入,一方面会导致要素资源的空间错配,另一方面不利于基金的可持续性。目前,我国正在推进养老保险实现全国统筹,统筹层次的提高意味着基金收支缺口的压力更多地转移到上级政府,地方征缴养老保险的内在激励不足,更容易过度重视经济绩效而忽视基金的可持续性,因此在提高养老保险统筹层次的同时要进一步完善地方政府的养老保险征管激励机制,合理划分中央政府与省级政府以及省以下地方政府之间在养老保险制度方面的财权与事权责任,健全人大监督、行政监督和社会监督“三位一体”的社会保险基金监管制度,充分发挥社会保险基金审计监督的专业性,加大对地方政府违规提供社保优惠、放松征管等行为的监管,进一步规范社会保险征收机构的征收行为,提升社会保险基金的法治水平。

三是大力优化营商环境,推动全国统一大市场建设。本文发现费率统一对劳动密集型企业,和缴费负担重的企业影响更大,意味着较高的养老保险缴费负担不利于企业的生产经营活动,这也是地方政府可以利用社保优惠进行招商引资的关键。随着社会主要矛盾的转变,经济高质量发展成为主旋律,费率优惠不再是吸引资本、留住资本的唯一手段,良好

的营商环境对企业来说更加具有吸引力。因此,要积极引导地方政府通过大力优化营商环境而不是通过费率竞争进行招商引资,这将有利于破除地区之间的资本流动壁垒,推动全国要素统一大市场的建设,激发国内大市场的活力。

当然,本文在研究上还存在一些不足。比如安慰剂检验部分简单考虑了费率统一改革对资本外流到省外低费率地区的影响,但是省份之间的费率差异更大,资本的跨省流动更为常见。遗憾的是,由于费率统一改革是在省内实施,无法识别省际间费率差异对资本流动的因果效应,但本文的研究结论在一定程度上也能够为这一问题的研究提供启发。除此之外,尽管本文在进一步分析里面探讨费率统一改革如何影响缴费负担的区域分配和基金可持续性,但仍然无法准确测算各个城市养老保险基金收支状况的变化,进而得到费率统一改革的一般均衡效应。在理论模型部分,本文未考虑费率竞争与资本积累的动态关系,未探讨地区之间的最优费率差异水平的问题。这些均是未来值得进一步研究的方向。

作者感谢鄢伟波、张子尧、赵奎、吴燕、第七届中国财政学论坛、华中科技大学—中南财经政法大学567Seminar全体成员和匿名审稿专家提供的建设性意见。当然,文责自负。

注释:

①Tiebout(1956)模型假定政府通过征收“人头税”(head tax)提供公共服务,辖区居民通过“以脚投票”的方式选择居住地,该情形下最终得到的税率均衡是有效率的,但大多数文献更加支持税收竞争是无效率的论断(Sørensen,2004;Davies & Eckel,2010)。

②相关研究进展缓慢的原因有以下三方面:一是难以准确度量税收竞争和资本流动。其中,Goodspeed(1998)指出税收竞争难以准确度量,而对于资本流动来说,一些文献经常采用贸易开放度和宏观资本存量变动度量资本流动(Devereux & Loretz,2013;刘穷志,2017),另一些文献集中考察税收竞争与FDI的关系(Devereux & Griffith,1998;李永友和沈坤荣,2008),前者忽略资本流动的方向,后者囿于投资方式的同质性(王凤荣和苗妙,2015)。二是难以从影响资本流动的众多因素中剥离出税负(Zodrow,2010)。三是税收竞争与资本流动存在互为因果关系(Wilson & Wildasin,2004)。

③大量文献利用空间计量模型对税收反应函数进行估计(tax reaction function),提供了税收空间策略互动的证据(Brueckner,2003;王守坤和任保平,2008;郭杰和李涛,2009;龙小宁等,2014;彭浩然等,2018),但仍然无法对税收竞争进行可靠的因果推断(Gibbons & Overman,2012)。Revelli(2005)认为解决内生性问题的最有效途径是寻找外生的政策冲击。

④如江苏省2004年发布的《关于清理和纠正扩面征缴和招商引资中违反国家和省基本养老保险规定的政策措施的通知》(苏劳社险[2004]7号)明确指出“一些地区在扩面征缴和招商引资工作中擅自放宽条件,降低费率,甚至默许招商引资企业不参加社会保险”。卢驰文(2019)表示,“有些地区为了吸引统筹地区以外的企业参加本地的社会保险,将职工基本养老保险用人单位缴费降到12%”。广东省第十二届人大常委会2014年审议广东省省社会保险工作情况的报告指出,“广东省各地缴费比例和基数不统一,个别地区尤其是珠三角个别市担心增加企业负担,影响招商引资,没有按要求统一缴费比例和缴费基数”。

⑤本文利用企业实际缴费率对年份固定效应进行回归后得到的残差来计算各个省份城市间的实际缴费率标准差,以缓解不同年份费率标准差异的干扰。一个可能的担忧是费率统一前仅存在极个别城市的养老保险法定缴费率设定不一样的样本可能会影响估计结果的可靠性。为了缓解这一担忧,本文考虑了剔除费率统一前1期省内仅存在一个城市法定缴费率设定不一样的样本,基准结果依然成立。感谢匿名审稿专家的宝贵意见,限于篇幅未报告,留存备案。

⑥数据显示,2013-2019年间政府累计为市场主体减轻税费负担超过6.3万亿元,约占2019年GDP的6.4%。

⑦柯布一道格拉斯函数是税收竞争文献中使用较为广泛的一种生产函数形式(Lejour & Verbon,1997;Fajgelbaum et al.,2019),本文的生产函数形式设定与已有文献保持一致。当然,在仅假设资本—劳动互补的情况下也可以得到相同的结论,感谢匿名审稿专家的宝贵意见。

⑧假设规模报酬不变是为了保证企业的利润为0(Zodrow & Mieszkowski,1986)。在资本和劳动力在地区间完全自由流动的情况下,该假设实际上等价于生产函数对于资本和劳动力是规模报酬递减的。本模型考察的是一个封闭经济体的一般均衡情况,资本和劳动力的价格都是内生的,未考虑资本或者劳动力从经济体外部的流入,也没有考虑经济体中有大量的剩余劳动力的情况。

⑨由于篇幅限制,没有列示证明过程,感兴趣的读者可以向作者索取。

⑩这里假设均衡处各二阶条件满足,即对任意的地区*i*,*j*,满足 $F_{ikk}F_{jll}-F_{ikl}F_{jkl}>0$ 。

⑪由于篇幅限制,没有列示证明过程,感兴趣的读者可以向作者索取。

⑫由于本文考察的是费率统一改革对省内资本相对流动的影响,故剔除了仅在省外设立子公司的样本,当然将上述样本纳入回归方程中结果依然稳健。

⑬这里是根据每年上市公司及其子公司的实际缴费率水平判断上市公司是否到低费率地区设立子公司。本文也根据改革前1期的法定缴费率水平对省内城市进行分组,法定缴费率小于中位数的城市定义为低费率地区,大于或等于中位数的城市定义为高费率地区,此时高、低费率地区不随时间发生变动。结果显示,统一改革前上市公司到低费率地区设立子公司的样本占比为9.12%,而在费率统一改革之后上市公司到低费率地区设立子公司的样本占比为1%,样本占比在改革后出现明显下降。除此之外,本文还根据改革前1期的实际缴费率水平对省内城市进行分组,实际缴费率小于中位数的城市定义为低费率地区,大于或等于中位数的城市定义为高费率地区,数据显示费率统一改革前上市公司到低费率地区设立子公司样本占比为12.80%,费率统一改革后到低费率地区设立子公司样本占比为5.6%,此时下降幅度达到56.25%。上述分析表明无论是哪一种度量方式,数据事实均表明费率统一改革之后资本外流规模均出现显著下降,考虑到设立子公司数量的递减效应问题后特征事实仍然成立,感谢匿名审稿专家的宝贵意见。

⑭结合图1(a)来看,一个担忧是改革前法定费率差异缩小为什么没有产生政策效果,主要有以下几点解释:一是改革前地方政府存在替代性费率竞争手段,养老保险征管执行力度不足。从图1(a)来看,养老保险法定缴费率在改革之前确实显著下降,意味着法定缴费率竞争空间缩小,但从图1(b)来看,养老保险实际缴费率标准差却在改革之前有所上升,这说明地方政府可能采取了其他竞争手段。二是改革前费率标准差异缩小主要源于高费率地区的费率下调而不是省内最低费率水平的上调,对费率“逐底竞争”约束有限。4个省份在费率统一改革之后省内最低费率水平提高了1—2个百分点,其他省份在改革之后省内最低费率水平不变但城市间费率差异缩小。相反,除湖北省外,安徽省、辽宁省、黑龙江省、浙江省、江苏省以及山东省在改革前6期省内最低费率水平没有变化甚至下降。三是费率统一改革是典型的区域税收协调实践,改革后法定费率差异变小,省内最低费率水平提高,养老保险征管更为严格和规范,城市最低缴费金额增加,费率竞争行为真正得到约束,由此引致的资本流动减少。感谢匿名审稿专家的宝贵意见。

⑮本文也考察了替换被解释变量定义后平行趋势假设是否满足,发现均成立,限于篇幅未报告,留存备案。

参考文献:

[1]杜鹏程、徐舒、张冰,2021:《社会保险缴费基数改革的经济效应》,《经济研究》第6期。

[2]傅勇、张晏,2007:《中国式分权与财政支出结构偏向:为增长而竞争的代价》,《管理世界》第3期。

[3]郭杰、李涛,2009:《中国地方政府间税收竞争研究——基于中国省级面板数据的经验证据》,《管理世界》第11期。

[4]刘冲、沙学康、张妍,2022:《交错双重差分:处理效应异质性与估计方法选择》,《数量经济技术经济研究》第9期。

[5]卢驰文,2019:《强化职工基本养老保险缴费标准集中管理的必要性及建议》,《中国经济报告》第2期。

[6]刘穷志,2017:《税收竞争、资本外流与投资环境改善——经济增长与收入公平分配并行路径研究》,《经济研究》第3期。

[7]龙小宁、朱艳丽、蔡伟贤、李少民,2014:《基于空间计量模型的中国县级政府间税收竞争的实证分析》,《经济研究》第8期。

[8]林毅夫、李志赞,2004:《政策性负担、道德风险与预算软约束》,《经济研究》第2期。

[9]李永友、沈坤荣,2008:《辖区间竞争、策略性财政政策与FDI增长绩效的区域特征》,《经济研究》第5期。

[10]马草原、朱玉飞、李廷瑞,2021:《地方政府竞争下的区域产业布局》,《经济研究》第2期。

[11]马光荣、杨恩艳,2010:《打到底线的竞争——财政分权、政府目标与公共品的提供》,《经济评论》第6期。

[12]彭浩然、岳经纶、李晨烽,2018:《中国地方政府养老保险征缴是否存在“逐底竞争”》,《管理世界》第2期。

[13]潘红波、余明桂,2011:《支持之手、掠夺之手与异地并购》,《经济研究》第9期。

[14]宋渊洋、李元旭,2013:《制度环境多样性、跨地区经营经验与服务企业产品市场绩效——来自中国证券业的经验证据》,《南开管理评论》第1期。

[15]宋渊洋、黄礼伟,2014:《为什么中国企业难以国内跨地区经营》,《管理世界》第12期。

[16]王凤荣、苗妙,2015:《税收竞争、区域环境与资本跨区域流动——基于企业异地并购视角的实证研究》,《经济研究》第2期。

[17]王守坤、任保平,2008:《中国省级政府间财政竞争效应的识别与解析:1978—2006年》,《管理世界》第11期。

[18]许红梅、李春涛,2020:《社保费征管与企业避税——来自〈社会保险法〉实施的准自然实验证据》,《经济研究》第6期。

[19]郑秉文、陈功,2021:《养老保险中的税收楔子与激励相容机制设计》,《财政研究》第4期。

[20]周黎安,2007:《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》,《经济研究》第7期。

[21]Borusyak, K., Jaravel, X., and Spiess, J., 2021, "Revisiting Event Study Designs: Robust and Efficient Estimation", arXiv

preprint arXiv: 2108. 12419.

[22]Brueckner, J., 2003, "Strategic Interaction among Governments: An Overview of Empirical Studies", *International Regional Science Review*, 26(2), 175—188.

[23]Callaway, B., and Sant'Anna, P., 2021, "Difference-in-differences with Multiple Time Periods", *Journal of Econometrics*, 225(2), 200—230.

[24]Cengiz, D., Dube, A., Lindner, A., and Zipperer, B., 2019, "The Effect of Minimum Wages on Low-wage Jobs", *Quarterly Journal of Economics*, 134(3), 1405—1454.

[25]Conconi, P., Perroni, C., and Riezman, R., 2008, "Is Partial Tax Harmonization Desirable?", *Journal of Public Economics*, 92(1—2), 254—267.

[26]Davies, R., and Eckel, C., 2010, "Tax Competition for Heterogeneous Firms with Endogenous Entry", *American Economic Journal: Economic Policy*, 2(1), 77—102.

[27]De Chaisemartin, C., and d' Haultfoeuille, X., 2022, "Difference-in-differences Estimators of Intertemporal Treatment Effects", NBER working paper.

[28]Devereux, M., and Loretz, S., 2013, "What Do We Know about Corporate Tax Competition?", *National Tax Journal*, 66(3), 745—773.

[29]Devereux, M., and Griffith, R., 1998, "Taxes and the Location of Production: Evidence from A Panel of U.S. Multinationals", *Journal of public Economics*, 68(3), 335—367.

[30]Fajgelbaum, P., Morales, E., Suárez Serrato, J., and Zidar, O., 2019, "State Taxes and Spatial Misallocation", *Review of Economic Studies*, 86(1), 333—376.

[31]Gibbons, S., and Overman, H., 2012, "Mostly Pointless Spatial Econometrics?", *Journal of Regional Science*, 52(2), 172—191.

[32]Goodman-Bacon, A., 2021, "Difference-in-differences with Variation in Treatment Timing", *Journal of Econometrics*, 225(2), 254—277.

[33]Goodspeed, T., 1998, "Tax Competition, Benefit Taxes, and Fiscal Federalism", *National Tax Journal*, 51(3), 579—586.

[34]Itaya, J., Okamura, M., and Yamaguchi, C., 2008, "Are Regional Asymmetries Detrimental to Tax Coordination in a Repeated Game Setting?", *Journal of Public Economics*, 92(12), 2403—2411.

[35]Keen, M., and Konrad, K., 2013, "The Theory of International Tax Competition and Coordination", *Handbook of Public*

Economics, 5, 257—328.

[36]Keen, M., and Simone, A., 2004, "Is Tax Competition Harming Developing Countries More than Developed?", *Tax Notes International*, 34(13), 1317—1326.

[37]Kiss, A., 2012, "Minimum Taxes and Repeated Tax Competition", *International Tax and Public Finance*, 19(5), 641—649.

[38]Langenmayr, D., and Simmler, M., 2021, "Firm Mobility and Jurisdictions' Tax Rate Choices: Evidence from Immobility Firm Entry", *Journal of Public Economics*, 204, 104530.

[39]Lejour, A., and Verbon, H., 1997, "Tax competition and Redistribution in a Two-country Endogenous-growth Model", *International Tax and Public Finance*, 4(4), 485—497.

[40]Miyagiwa, K., and Sato, Y., 2014, "Free Entry and Regulatory Competition in a Global Economy", *Journal of Public Economics*, 118, 1—14.

[41]Revelli, F., 2005, "On Spatial Public Finance Empirics", *International Tax and Public Finance*, 12(4), 475—492.

[42]Schwerin, A., and Buettner, T., 2016, "Constrained Tax Competition—Empirical Effects of the Minimum Tax Rate on the Tax Rate Distribution", *Annual Conference 2016(Augsburg): Demographic Change, Verein für Socialpolitik / German Economic Association*.

[43]Sørensen, P., 2004, "International Tax Coordination: Regionalism versus Globalism", *Journal of Public Economics*, 88(6), 1187—1214.

[44]Sun, L., and Abraham, S., 2021, "Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects", *Journal of Econometrics*, 225(2), 175—199.

[45]Tiebout, C., 1956, "A Pure Theory of Local Expenditures", *Journal of Political Economy*, 64(5), 416—424.

[46]Tørsløv, T., Wier, L., and Zucman, G., 2018, "The Missing Profits of Nations", NBER working paper.

[47]Wilson, J., 1986, "A Theory of Interregional Tax Competition", *Journal of Urban Economics*, 19(3), 296—315.

[48]Wilson, J., and Wildasin, D., 2004, "Capital Tax Competition: Bane or Boon", *Journal of Public Economics*, 88(6), 1065—1091.

[49]Zodrow, G., and Mieszkowski, P., 1986, "Pigou, Tiebout, Property Taxation, and the Underprovision of Local Public Goods", *Journal of Urban Economics*, 19(3), 356—370.

[50]Zodrow, G., 2010, "Capital Mobility and Capital Tax Competition", *National Tax Journal*, 63(4), 865—901.