

缩短社保落户年限提高了企业社保缴费水平

陈 斌 张宗泽 吴明琴

目录

附录 I 企业社保缴费对维持社保基金收支平衡的重要性	1
附录 II 流动人口特征与社保参与	2
附录 III 社保落户渠道对流动人口的重要性	4
附录 IV 社保落户改革进程补充材料	5
附录 V 城市控制变量设定与平衡性检验	6
附录 VI 数据具体处理过程	7
附录 VII 稳健性检验正文未报告部分	8
附录 VIII 流动人口分析模型与事前趋势检验	12

附录 I 企业社保缴费对维持社保基金收支平衡的重要性

当前社保基金压力较大。2022 年全年基本养老保险、失业保险、工伤保险、基本医疗保险、生育保险五项社保基金收入合计 102505.17 亿元，总支出 90719.24 亿元，扣除中央转移支付的资金包括基本养老金中央转移支付 9277.63 亿元，社保基金基本收支相抵。在考虑财政补助的情况下，按照当前发展趋势，预计 2028 年养老基金结余可能将出现负数^①。

企业社保缴费是我国社会保险基金中最为重要的组成部分。我国社会保险基金的收入来源主要有以下四类：企业缴费、个人缴费、政府补助和基金投资收益。2021 年，社保基金投资收益额为 1131.8 亿元，占当年社保基金收入的 1.17%，财政拨入的社保基金为 361.3 亿元，占当年社保基金收入的 0.37%，其余收入均来自企业和个人缴费。以 2022 年为例，表 I 1 显示，企业缴费总额占当年社保基金总收入的比重超过 60%。

表 I 1 社保基金企业缴费占比核算表 单位：亿元

社保险种	金额	具体分类	基金金额		企业缴费责任	金额
基本养老保险	68933	职工养老保险	63324		企业是个人约 2.5 倍	45231.43
		城乡居民基本养老保险	5609		\	\
失业保险	1596	\	\		企业是个人约 1.5 倍	957.6
工伤保险	1053	\	\		企业缴纳	1053
基本医疗保险 (含生育)	30922.17	职工医疗保险	20793.27	统筹 13160.17 个人 7633.1	企业缴纳	13160.17
		城乡居民基本医疗保险	10128.9		\	\
总计	102504.17				企业缴费总额	60402.2

注：数据来源于国家医疗保障局《2022 年全国医疗保障事业发展统计公报》，人社部《2022 年度人力资源和社会保障事业发展统计公报》。

① 数据来自人社部，医保局，财政部。

附录 II 流动人口特征与社保参与

企业社保缴费行为会受到员工参保激励的影响。在我国《社会保险法》的规定下，企业拒保是非法的，员工可以较为便捷地向监管部门主张相应的社保权利。社会保险应包含在员工的劳动合同中，如果雇主不为员工缴纳社保，员工可以终止劳动合同并要求经济补偿（《劳动合同法》第 17 条、38 条、46 条）。故而，企业避费行为往往是企业与员工共同达成的协议（Nyland et al., 2011; Li et al., 2020）。在这一过程中，流动人口成为企业逃费的重要渠道，大多数流动人口未与雇主签订正式劳动合同，导致他们未参与任何养老保险计划（Xu et al., 2011）。因此，企业社保缴费激励不足的背后往往也隐含着个人参保激励的不足。

社保账户低流动性与劳动力高流动性之间的矛盾导致流动人口参保激励不足，参保意愿低。流动人口由于自身高流动性，往往会担忧其社保账户能否随流动顺利接转，以及是否會由此带来自身社保资金的损失（Guo et al., 2016）。事实上，社保账户跨地区转移可能产生以下四个方面损失：一是直接资金损失，统筹区域或非统筹区域社保账户转移，仅转移个人账户部分，不转移或者按比例转移统筹账户资金。二是附带公共服务损失，一些城市（如北京）将购房等权利与社保连续缴纳年限挂钩。三是社保账户转移的时间成本。以养老保险为例，新参保地社保经办机构需要在 15 个工作日内向参保人员发出同意接收函，原保险关系所在地的经办机构在收到该函后 15 个工作日内办理各项手续，新参保地区参保机构在收到保险关系和资金后 15 个工作日内办结，整个社保账户结转过程需要耗费约一个半月时间。四是社保账户转移导致的其他问题，譬如缴费中断等。例如，佛山市《关于印发佛山市进一步推进户籍制度改革实施方案的通知》中明确要求，在本地连续缴纳社保满 3 年才可申请本地户口。

表 II 1 基于流动人口数据提供了社保流动性矛盾的证据。第（1）至（3）列分别为全样本、参与社会保险和未参与社会保险分样本的描述性统计，第（4）列参考 Kumler et al. (2020) 对个体特征和社保参保进行回归。可以发现，来到本地时间更短的个体参保意愿更弱，可能源于他们更容易更换流动目的地，流动性更强。同样，餐饮零售业和其他服务业（如金融等）劳动力流动性更大，其估计系数显著为负且绝对值最大，表明这些行业的劳动力参保意愿相比其他行业较弱。流动人口较低的参保意愿使企业更容易与流动人口员工达成共同逃费的协议（Nyland et al., 2011; Xu et al., 2011; 封进, 2013）。第（1）列显示仅有 19.9% 的流动人口参加了社会保险。与之相对比，Rickne (2013) 在分析劳动力市场条件与个人社保参保的关系时，发现在中国城市中，拥有本地户口的个人在当地的参保率超过 70%。

当流动人口落户意愿增强，自身流动性有所下降时，社保的流动性矛盾会得到缓解，从而提高流动人口的参保意愿。表 II 1 提供了流动人口落户意愿与社保参保意愿正相关的证据。从年龄分布来看，26-35 岁这一年龄段参与社会保险的占比最大，成家立业需求更为强烈，落户意愿最强，这一群体与社保参保的相关系数显著为正且最大。从户口性质来看，非农户口个体的估计系数同样显著为正，相比农业户口，非农户口的个体有更强的落户意愿，这是因为非农户口的个体通常更了解本地户口所附带的公共服务权益的价值（Zhang and Treiman, 2013）。以外，表 II 1 还提供了一些流动人口其他特征与社保参与关系的证据。比如，受教育水平更低的个体参保意愿更低，这符合 Giles et al. (2021) 的研究，更充分的信息会让个体更清楚缴纳社保的好处从而提高参保意愿。

表 11-1 流动人口特征与社保参与

	全样本 (1)	参与社会保险 (2)	未参与社会保险 (3)	Dif. (4)
平均值： 社会保险参与	0.199			
性别： 男性（占比，下同）	0.582	0.573	0.584	-0.014*** (0.003)
女性	0.457	0.427	0.416	.
年龄： 平均值	34.10	32.27	34.55	.
18-25 岁（占比，下同）	0.196	0.223	0.190	0.044*** (0.012)
26-35 岁	0.380	0.457	0.361	0.061*** (0.012)
36-45 岁	0.304	0.248	0.318	0.049*** (0.011)
46-55 岁	0.109	0.0660	0.119	0.026*** (0.008)
55 岁以上	0.0105	0.00558	0.0117	.
受教育水平：高中以下（占比，下同）	0.628	0.390	0.687	.
高中，职高	0.247	0.300	0.234	0.091*** (0.008)
大专	0.0872	0.195	0.0605	0.231*** (0.015)
本科及以上（研究生等）	0.0380	0.116	0.0186	0.318*** (0.014)
户口性质：非农户口（占比，下同）	0.250	0.275	0.119	0.086*** (0.005)
农业户口	0.750	0.725	0.881	.
流动原因： 工作原因（占比，下同）	0.767	0.766	0.768	0.018 (0.018)
随迁	0.0292	0.0183	0.0319	-0.032* (0.018)
婚姻	0.00250	0.00406	0.00212	0.065** (0.026)
亲属投靠	0.00261	0.00222	0.00270	-0.013 (0.024)
其他（参军等）	0.198	0.209	0.196	.
来到此时长：平均值	7.421	7.510	7.400	
5 年以内（占比，下同）	0.584	0.577	0.586	-0.040*** (0.007)
5-10 年	0.143	0.145	0.142	-0.012** (0.005)
10 年以上	0.273	0.277	0.272	.
单位所有制：国有单位（占比，下同）	0.0591	0.183	0.0283	0.328*** (0.014)
非国有单位	0.9409	0.817	0.9717	.
工作行业：制造业（占比，下同）	0.161	0.246	0.140	0.012 (0.011)
餐饮零售业	0.374	0.184	0.421	-0.113*** (0.011)
其他服务业（金融等）	0.220	0.221	0.219	-0.065*** (0.010)
政府及公共事业	0.00394	0.0119	0.00197	0.016 (0.017)
其他（农业等）	0.242	0.337	0.218	.
样本量	221,562	44,091	177,471	221,562
所占比重	1	0.199	0.801	.

注：数据来自中国流动人口动态监测调查（2012-2015 年）。

附录 III 社保落户渠道对流动人口的重要性

我国户籍制度中个人落户途径可以归纳为亲属投靠落户、人才引进落户、购房投资落户、社保缴费落户四类，见表 III 1。其中，亲属投靠有前置血缘或亲戚关系限制，人才引进与购房投资有学历限制或资产约束。仅有社保缴费没有前置条件限制，个人在本地参加工作缴纳相应年限的社会保险就可以申请落户。因此，社保缴费是大多数流动人口的落户方式。

前文表 II 1 基于流动人口调查的数据同样提供了此方面的证据。绝大多数流动人口（87.5%）的受教育水平为高中及以下，无法满足地市人才引进的要求。同时，投资购房渠道涉及的支出规模对于流动人口而言较大。此外，因随迁、婚姻或亲属投靠而流动的人口仅占全样本的 3.43%，满足亲属投靠条件的个体同样占少数。而有 76.7%的流动人口是因为工作原因而迁移的。因此，结合表 III 1，对于绝大多数流动人口而言，社保落户是他们获取户口最为重要的渠道。

表 III 1 我国户籍制度中的落户渠道

落户渠道	落户方式	具体要求
社保缴费	连续缴纳社会保险	连续缴纳社会保险达到特定的年限
亲属投靠	结婚，随迁或者投靠亲属	和本地户籍人口有特定的亲属关系
	高教育水平	达到特定的学历
人才引进	高技能水平	拥有特定的技能水平证书
	干部身份	有特定的职称
购房投资	购买住房	购买面积与金额达到标准的住房
	投资	在当地投资金额达到标准
	创业	创立企业，企业资产或员工规模达到标准

注：资料来自地市户籍制度文件。

附录 IV 社保落户改革进程补充材料

本文手工搜集了全国 279 个地市 2000-2017 年的户籍政策文件，并结合中央户籍改革相关政策，发现地市社保落户要求的变化可以划分为三个阶段。

第一个阶段是地市社保落户要求“从无到有”，即地市开始设定明确的社保缴纳年限作为落户条件。2011 年，国家发布了《国务院办公厅关于积极稳妥推进户籍管理制度改革的通知》。如图 IV 1 所示，受这一文件的影响，在 279 个地市中，有 247 个在 2012 年及之前设定了社保落户要求。

第二个阶段是“从有到降”，2014 年国家发布《国务院关于进一步推进户籍制度改革的意见》，在该意见的指导下，地市社保政策改革的方向、目标和实施时间较为统一，共有 171 个地市在 2014-2015 年间进行了社保落户改革。

第三个阶段是“降后再降”，2016 年国家《推动 1 亿非户籍人口在城市落户方案》出台，促使许多地市社保落户要求再次下降。为了避免二次改革的干扰，本文重点关注第二个阶段，即地市社保落户要求“从有到降”的变化，作为本文研究的社保落户改革政策，因而将样本区间限定在 2012-2015 年。

在社保落户改革前，落户所需要缴纳社保的要求年限最长的地市是无锡和兰州（10 年），其次是西安（8 年）和咸阳、大连等（5 年），仅有 59 个地市的年限要求在 1 年以内。而改革后，除积分落户城市外，社保落户年限要求大于 5 年的仅有无锡、珠海等 6 个城市。同时，2014-2015 年间进行社保落户改革的 171 个地市中，有 147 个将年限要求降低至 1 年以内。地市社保落户要求年限降幅明显，强化了缴纳社保与获得本地户口之间的联系。

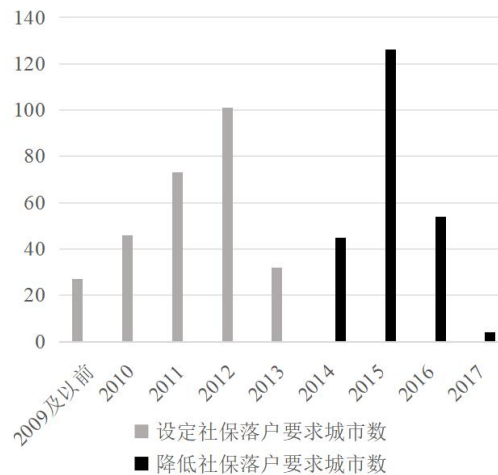


图 IV 1 地市社保落户改革时间

附录 V 城市控制变量设定与平衡性检验

经过数据清洗后，本文最终的面板数据共包含 255 个地市。我们参考 Li et al. (2016) 选取城市层面的控制变量，并且进行平衡性检验，具体过程如下：

我们遵循 Gentzkow (2006) 的研究，并依据 2014 年出台的《国务院关于进一步推进户籍制度改革的意见》的指导思想，明确了推进社保落户改革城市的标准。该文件指出，各地推进户籍改革要以人为本，保障农业转移人口的合法权益，充分考虑当地经济发展和提供公共服务的能力，关注养老，社会保障等基本服务领域。因此，我们选择经济发展水平（GDP 取对数）、社保参与水平（职工基本养老保险参保人数取对数）、社会抚养负担（总抚养比）和教育水平（高等教育专任教师数与在校学生数比值）四个标准作为城市层面的控制变量。

表 V 1 展示了平衡性检验的结果，用于验证我们选取的四个标准是否可以实现处理组与控制组之间更好的平衡，方法参考 Agarwal and Qian (2014)。Panel A 比较了四个标准在处理组和控制组之间的差异。第 (3) 列显示，这些标准在确定政策处理状态上起着重要的作用。Panel B 则比较了在政策实施前时，处理组与控制组与政策紧密相关的社会发展变量的差异。第 (3) 列显示，在农业产值占比、基金收支压力、人口密度、城镇化水平以及财政自给率方面，处理组和控制组之间存在显著差异。然而，在第 (4) 列控制住我们选取的四条标准后，以上特征在两组之间没有任何统计学上的差异。这表明，处理组和控制组之间在选定控制变量后已经实现了平衡，选取的城市控制变量较为合理。

表 V1 城市变量平衡性检验

Panel A: 政策选择标准				
	处理组	控制组	无条件 dif.	有条件 dif.
	(1)	(2)	(3)	(4)
政策前经济发展水平	7.070 (0.795)	7.350 (0.792)	-0.280*** (0.102)	
政策前社保参与水平	12.994 (0.88)	13.356 (0.951)	-0.362** (0.118)	
政策前社会抚养负担	0.355 (0.060)	0.348 (0.057)	0.007 (0.007)	
政策前教育水平	0.059 (0.022)	0.057 (0.022)	0.002 (0.003)	
Panel B: 地市经济与社会特征				
政策前农业产值占比	0.139 (0.084)	0.118 (0.071)	0.021** (0.010)	0.008 (0.008)
政策前基金收支压力	0.402 (0.129)	0.356 (0.145)	0.046*** (0.018)	0.023 (0.016)
政策前人口密度	407.479 (418.036)	546.052 (626.329)	-138.573* (72.292)	-25.014 (52.768)
政策前城镇化水平	0.512 (0.084)	0.536 (0.088)	-0.024** (0.011)	-0.006 (0.007)
政策前财政自给率	0.472 (0.208)	0.522 (0.235)	-0.049* (0.029)	0.008 (0.020)
观测值	154	101		

附录 VI 数据具体处理过程

本文在将企业数据与户籍数据根据城市匹配后，为获得最终的数据面板，进行了如下几个数据清洗步骤：

1.对实行积分落户的城市进行分类，并根据具体类型进行处理。第一类，若城市在政策前后均为积分落户，且社保积分没有变化或者样本期内没有公布新的积分细则，则认为这些城市没有进行社保改革，包含宁波、温州等 4 个城市。第二类，若在改革后社保所占分值提高或者将社保设置为积分落户的基本条件，则认为这些城市进行了社保落户改革，包含城市为广州、中山。第三类，若改革前不可社保落户，改革后可以通过缴纳社保获取积分进行积分落户，则视为进行了社保落户改革，包含杭州、西安等 7 个城市。第四类，若改革后由积分落户变为可以社保落户，则认为这些城市进行了社保落户改革，包含佛山、汕头等 17 个城市。第五类，改革前可以社保落户，而改革后需要积分落户或者社保落户要求提高，这类城市因不可比而被剔除，包括大连、沈阳和太原 3 个城市。

2.剔除数据中的异常值。剔除包括缺失值，资产负债率为负或大于 1，总资产、总收入小于等于 0，以及员工规模小于 0 的样本观测。

3.剔除 2013 年才设定社保落户渠道的城市。

4.对企业层面的连续变量进行 1%的缩尾处理。

附录 VII 稳健性检验正文未报告部分

(1) 事前趋势检验

本文采用事件研究法对事前趋势进行检验，模型设定如下：

$$Rate_SI_{ict} = \eta_0 + \sum_{k=-3}^l \delta_k Period_{ct}^k + (X \times f(t))' \theta + \varphi_i + \gamma_t + \mu_m \times \gamma_t + \varepsilon_{ict}, \quad (VII\ 1)$$

其中， $Period_{ct}^k$ 为一系列时间虚拟变量。 $Period_{ct}^{-1}$ 的取值为 1 时，表示企业所在城市实施社保落户改革的前一年，其他时间虚拟变量以此类推。其余变量与正文式 (1) 一致。将政策前一期（即 $k = -1$ ）作为基期，图 VII 1 展示了估计结果。结果表明，在政策冲击前各期，估计系数在 90% 的置信区间内与 0 没有显著差异，未拒绝事前趋势平行的假设。在政策实施当期和后一期，估计系数均显著为正，这说明社保落户改革能够促进企业社保缴费。

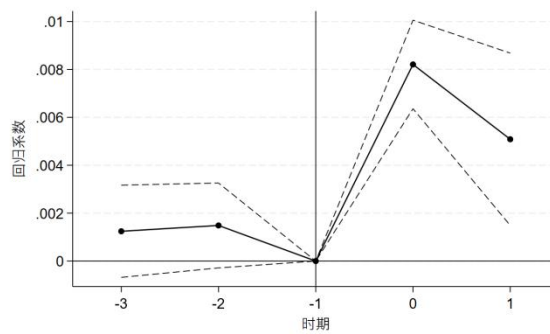


图 VII 1 事前趋势检验

(2) 异质性稳健 DID 估计量

首先，我们采用堆叠双重差分法进行估计。根据城市社保落户改革的时间差异构建两个子群，之后合并为一个数据集，共获得了 739463 个子群-企业-年度样本观测。利用正文中式 (2) 进行估计。表 VII 1 展示了估计结果。第 (1)、(2) 列逐步加入控制变量，第 (3) 列将回归聚类放松到子群层面。结果显示，社保落户改革系数均显著为正。

表 VII 1 堆叠双重差分结果

	被解释变量：企业社保缴费水平		
	(1)	(2)	(3)
社保落户改革	0.009*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.008** (0.000)
常数项	0.120*** (0.000)	0.433*** (0.100)	0.433** (0.009)
控制变量	否	是	是
子群×城市固定效应	是	是	是
子群×企业固定效应	是	是	是
子群×年份固定效应	是	是	是
观测值	739463	739463	739463
R ²	0.646	0.650	0.650

除此以外，还采用了如下两种方法进行异质性稳健估计：①参考 Arkhangelsky et al. (2021) 的研究，使用合成双重差分法。该方法基于个体和时间加权的合成控制个体作为对照组，从而获得多期 DID 冲击的稳健估计结果。②参考 Freyaldenhoven et al. (2021) 的研究，使用线性面板事件研究法进行估计。表 VII 2 汇报了基于这两种估计方法的结果，平均处理效应

均显著为正，说明本文基准回归的结论稳健。

表 VII 2 其他估计方法

估计方法	参考来源	ATT	标准差
合成双重差分方法	Arkhangelsky et al. (2021)	0.016***	0.002
线性面板事件研究方法	Freyaldenhoven et al. (2021)	0.008***	0.001

(3) 内生性分析

政府既是社会保险体系的监管者也是落户政策的制定者，因此落户政策的调整可能存在一定的内生性，为了应对这一问题，本文采用了工具变量法。社保落户改革是地市户籍制度改革的重要组成部分，落户所需的社保缴纳要求在地市落户门槛中占据着非常重要的地位，因此政策冲击前的落户门槛将对当地的社保落户改革产生影响。基于此，本文参考张吉鹏等（2020）的研究，使用 2000-2013 年的城市户籍门槛指数作为工具变量，并加入时间趋势项与其交乘，以增强时变效应。表 VII 3 汇报了两阶段最小二乘法估计结果。在一阶段回归中，户籍门槛系数显著为负，说明当地户籍门槛越低，越倾向进行社保落户改革。二阶段回归中，社保落户改革的系数显著为正，说明核心结论仍然稳健。

表 VII 3 工具变量法

	一阶段回归	二阶段回归
被解释变量	社保落户改革	企业社保缴费水平
社保落户改革		0.097*** (0.030)
IV (户籍门槛)	-0.026*** (0.002)	
控制变量	是	是
固定效应	是	是
一阶段 F 值	604.06	
观测值	248854	248854

(4) 排除其他政策影响

为了更加客观的识别社保落户改革的影响，我们对其他潜在政策干扰进行了排除，表 VII 4 汇报了结果。首先，一些地市在社保落户改革中将年限要求降至 0，尽管这一举措降低了落户门槛，但并未强化社保缴纳与户口之间的联系，我们在第（1）列中将这此样本剔除，基准回归的结果依然稳健。其次，户籍改革是“一揽子”政策，涉及多个落户要求的变动，因此第（2）列中我们剔除了城市其他落户渠道发生变化的样本，发现社保落户改革的影响仍显著为正，这说明该举措对企业缴费的促进效应并不是由户籍制度中其他落户渠道变化带来的。此外，为了排除社保账户流动性变动对结论的干扰，我们参考赵仁杰和范子英（2020）的研究，在第（3）列剔除了完成社保账户省级统筹改革的城市。最后，省会城市由于其政策地位等原因，可能在户籍政策执行中存在差异，因此第（4）列中将省会城市样本排除。结果显示，估计系数均具有较强的稳健性。

表 VII 4 考虑其他政策影响

	被解释变量：企业社保缴费水平			
	剔除取消社保落户要求	剔除其他落户渠道变化	剔除完成省级统筹	剔除省会
	(1)	(2)	(3)	(4)
社保落户改革	0.004*** (0.001)	0.010*** (0.001)	0.010*** (0.001)	0.009*** (0.001)
常数项	0.009 (0.111)	0.140 (0.113)	0.439*** (0.112)	0.460*** (0.114)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
观测值	336804	350212	334359	307807
R ²	0.681	0.682	0.682	0.682

(5) 调整模型设定

在此部分，我们考虑了估计模型设定对结果的影响，相关结果见表 VII 5。首先，为了避免控制变量设定带来的估计偏误，在第（1）列中，我们使用控制变量期初值（即 2012 年）与时间趋势的多项式交乘构造控制变量组。其次，鉴于同一城市内企业的干扰项可能存在相关性，在第（2）列中，我们将标准误放松聚类到城市层面。同时，为了避免因变量设定可能导致的结果的偶然性，我们在第（3）列中将原被解释变量替换为企业是否参与社保，若社保缴费率大于 0 则为 1，否则为 0。估计系数为 0.029 且显著，表明社保落户改革使得企业参与社会保险的概率提高了 2.9%。在第（4）列和第（5）列中，我们分别分析了社保落户改革与企业养老保险和医疗保险缴费水平的关系，估计系数均显著为正。

表 VII 5 考虑模型设定的影响

被解释变量	企业社保缴费水平		社保参保	养老保险	医疗保险
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
社保落户改革	0.005*** (0.001)	0.0076* (0.0045)	0.029*** (0.002)	0.006*** (0.001)	0.001*** (0.000)
常数项	0.327*** (0.101)	0.499 (0.664)	5.203*** (0.273)	0.319*** (0.083)	0.180*** (0.031)
控制变量	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是
观测值	353784	391304	391304	391304	391304
R ²	0.678	0.681	0.635	0.653	0.697

(6) 控制其他可能的干扰因素

我们进一步对可能的干扰因素进行控制，表 VII 6 汇报了回归结果。经营和生产水平也可能会影响企业的社保缴费行为，我们在第（1）至（3）列逐步控制了企业的资产收益率、利润率和水电费。另外，企业社保缴费水平的提高可能是由当地法定社保缴费比例的要求发生变化带来的，因此我们在第（4）列对这一因素进行控制。结果显示，社保落户改革的估计系数始终显著为正，本文基准回归结论较为稳健。同时，我们也发现，拥有更好的经营和生产状况的企业社保缴费水平更高。

表 VII 6 考虑其他因素影响

	被解释变量：企业社保缴费水平			
	(1)	(2)	(3)	(4)
社保落户改革	0.008*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.008*** (0.001)
资产收益率	0.021*** (0.004)	0.008* (0.004)	0.014*** (0.005)	0.014*** (0.005)
利润率		0.011*** (0.002)	0.011*** (0.002)	0.011*** (0.002)
水电费			0.003*** (0.000)	0.003*** (0.000)
地市法定社保缴费率				-0.087 (0.062)
常数项	0.506*** (0.102)	0.500*** (0.102)	0.290** (0.114)	0.322*** (0.116)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
观测值	390599	389656	309054	309054
R ²	0.681	0.682	0.699	0.699

(7) 安慰剂检验

我们将地市社保落户改革的时间提前一年，重复基准回归，结果显示估计系数明显变小且不显著。

表 VII 7 安慰剂结果

	被解释变量：企业社保缴费水平	
	(1)	
政策提前一期	0.001 (0.001)	
常数项	0.500*** (0.102)	
控制变量	是	
固定效应	是	
观测值	391304	
R ²	0.681	

附录 VIII 流动人口分析模型与事前趋势检验

由于企业社保缴费激励与员工参保意愿紧密相关,为了进一步探讨社保落户改革对员工参保意愿的影响,我们将中国流动人口调查(CMDS)数据与城市数据匹配,采用与基准面板相同的对积分城市等数据的处理方法,并对家庭收入等连续变量进行1%的缩尾,最终得到包含221562条观测值的流动人口面板。在此基础上,分析社保落户改革对流动人口参保意愿的影响,构造式(VIII 1):

$$SI_{nt} = \lambda_0 + \omega D_{SISettle_{ct}} + \rho X_{nt} + (X_c \times f(t))' \theta + \delta_c + \gamma_t + \tau_{nt}, \quad (\text{VIII } 1)$$

其中, n 代表个人, c 代表城市, t 表示年份。被解释变量(SI_{nt})代表流动人口社保参保,若参加则为1,否则为0。个体层面的控制变量(X_{nt})包括性别、年龄、受教育程度、户口性质和来到当地的年限,城市控制变量(X_c)与基准模型一致。该模型控制了城市(δ_c)、年份(γ_t)固定效应。个体变量的描述性统计参见前文附录II中表II 1。正文表5汇报了回归结果。

图VIII 1汇报了以政策前期(即-1期)为基期的事前趋势检验结果。可以发现,改革前处理组和对照组流动人口的参保行为在90%的置信区间上没有显著差异,而在改革当期,处理组流动人口参保概率显著高于控制组。社保落户改革对流动人口社保参保的影响具有即时性。

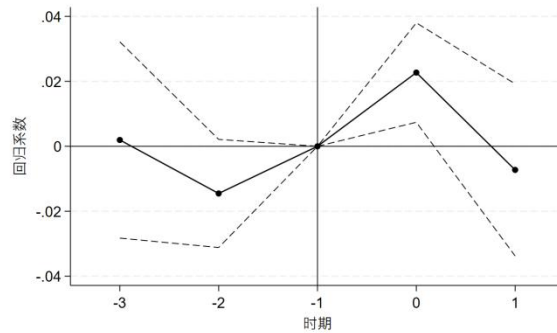


图 VIII 1 流动人口社保参与的事前趋势检验

参考文献

- [1] Agarwal, S., and W. Qian, “Consumption and debt response to unanticipated income shocks: evidence from a natural experiment in Singapore”, *American Economic Review*, 2014, 104 (12), 4205-4230.
- [2] Arkhangelsky D., S. Athey, D. A. Hirshberg, G. W. Imbens, and S. Wager, “Synthetic Difference-in-Differences”, *American Economic Review*, 2021, 111(12), 4088-4118.
- [3] 封进, “中国城镇职工社会保险制度的参与激励”, 《经济研究》, 2013 年第 7 期, 第 104—117 页。
- [4] Freyaldenhoven, S., C. Hansen, J. Pérez, and J. Shapiro, “Visualization, Identification, and Estimation in the Linear Panel Event-study Design”, *National Bureau of Economic Research*, 2021.
- [5] Gentzkow, M., “Television and voter turnout”, *Quarterly Journal of Economics*, 2006, 121 (3), 931-972.
- [6] Giles, J., X. Meng, S. Xue, and G. Zhao, “Can information influence the social insurance participation decision of China's rural migrants?”, *Journal of Development Economics*, 2021, 150, 102645.
- [7] Guo, Y., M. Tian, K. Han, K. Johnson, and L. Zhao, “What determines pension insurance participation in China? Triangulation and the intertwined relationship among employers, employees and the government”, *The International Journal of Human Resource Management*, 2016, 27(18), 2142-2160.
- [8] Kumler, T., E. Verhoogen, and J. Frías, “Enlisting employees in improving payroll tax compliance: Evidence from Mexico”, *Review of Economics and Statistics*, 2020, 102(5), 881-896.
- [9] Li, P., Y. Lu, and J. Wang, “Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence From China.” *Journal of Development Economics*, 2016, 123, 18-37.
- [10] Li, X., L. Tian, and J. Xu, “Missing social security contributions: the role of contribution rate and corporate income tax rate”, *International Tax and Public Finance*, 2020, 27, 1453-1484.
- [11] Nyland, C., S. B. Thomson, and C. J. Zhu, “Employer attitudes towards social insurance compliance in Shanghai China”, *International Social Security Review*, 2011, 64(4), 73-98.
- [12] Rickne, J., “Labor market conditions and social insurance in China”, *China Economic Review*, 2013, 27, 52-68.
- [13] Xu, Q., X. Guan, and F. Yao, “Welfare program participation among rural-to-urban migrant workers in China”, *International Journal of Social Welfare*, 2011, 20, 10-21.
- [14] Zhang Z., and D. J. Treiman, “Social origins, hukou conversion, and the wellbeing of urban residents in contemporary China”, *Social Science Research*, 2013, 42(1), 71-89.
- [15] 张吉鹏、黄金、王军辉, “城市落户门槛与劳动力回流”, 《经济研究》, 2020 年第 7 期, 第 175—190 页。
- [16] 赵仁杰、范子英, “养老金统筹改革、征管激励与企业缴费率”, 《中国工业经济》, 2020 年第 9 期, 第 61—79 页。

注：该附录是期刊所发表论文的组成部分，同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容，请务必在研究成果上注明附录下载出处。