

# 年龄歧视导致了失业：一个断点回归设计

林文炼

## 目录

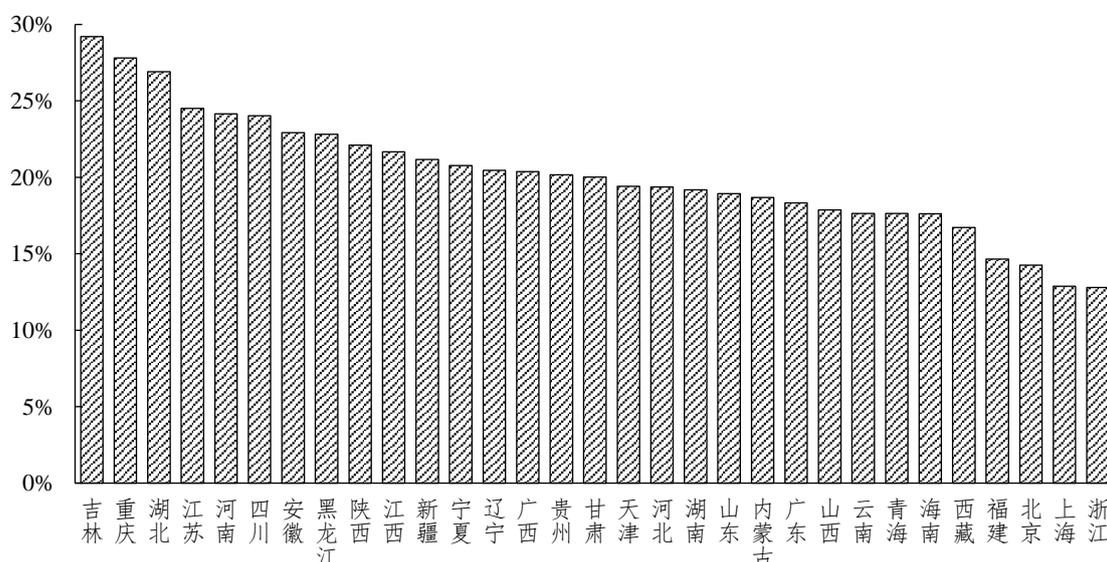
附录 I 企业招聘 35 岁现象的地区、学历和行业异质性.....	1
附录 II 稳健性检验.....	5
附录 III 安慰剂检验.....	9
附录 IV 附表和附图.....	12
参考文献.....	15

### 附录 I 企业招聘 35 岁现象的地区、学历和行业异质性

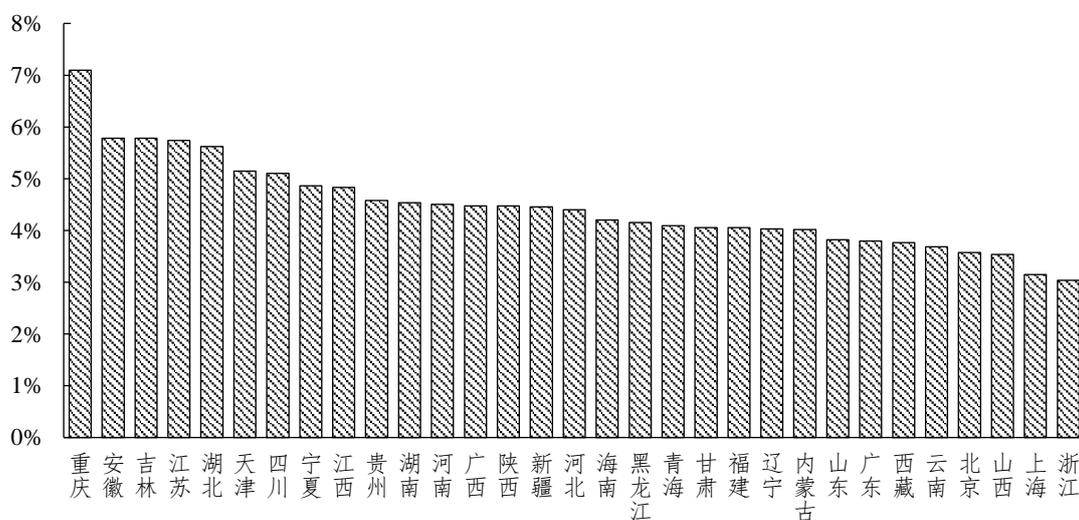
鉴于现有文献对我国企业招聘 35 岁现象的统计较少，此附录从该现象的地区、学历和行业异质性视角进行补充。该统计不仅有助于全面了解 35 岁现象，也可以为本文结合招聘数据和人口普查数据检验年龄歧视背后的刻板印象机制以及拓展分析做一定铺垫。

首先，图 I 1 基于 2016—2021 年招聘数据，分别考察企业在不同省份和城市发布岗位的年龄限制和 35 岁要求，发现招聘 35 岁现象存在地区差异。该发现有助于正文进行两方面探索：第一，可以借鉴 Burn et al. (2022) 的研究，在地区层面刻画用人单位的年龄刻板印象和年轻劳动者偏好，检验他们是否是年龄歧视导致 35 岁失业的机制；第二，检验当遭遇年龄歧视引发的失业时，劳动者是否更难在同个地区找到下一份工作，陷入 35 岁危机。

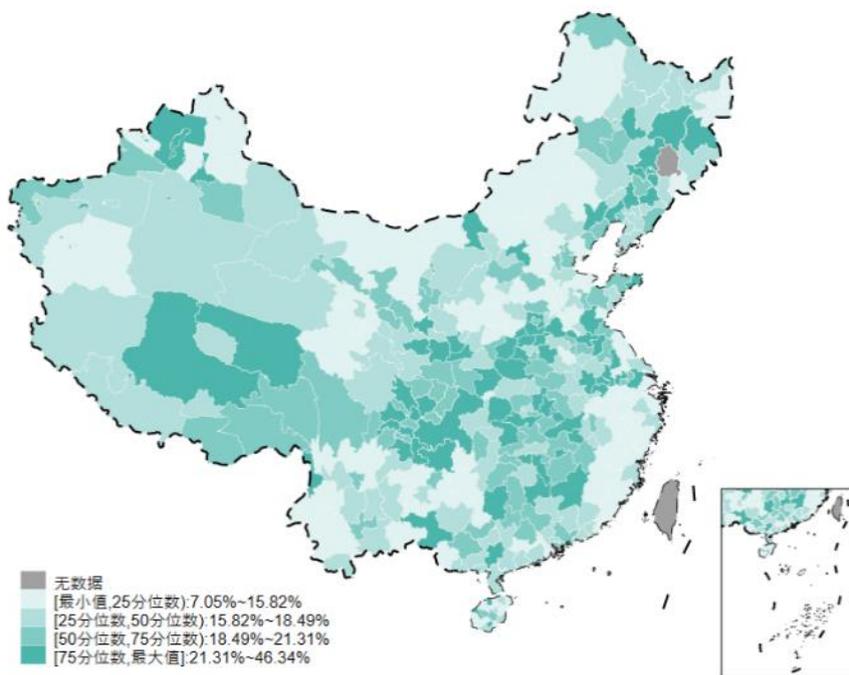
(a) 对于特定省份的工作岗位，存在年龄限制的岗位占总岗位的比例



(b) 对于特定省份的工作岗位，存在 35 岁上限要求的岗位占总岗位的比例



(c) 对于特定城市的工作岗位, 存在年龄限制的岗位占总岗位的比例



(d) 对于特定城市的工作岗位, 存在 35 岁上限的岗位占总岗位的比例

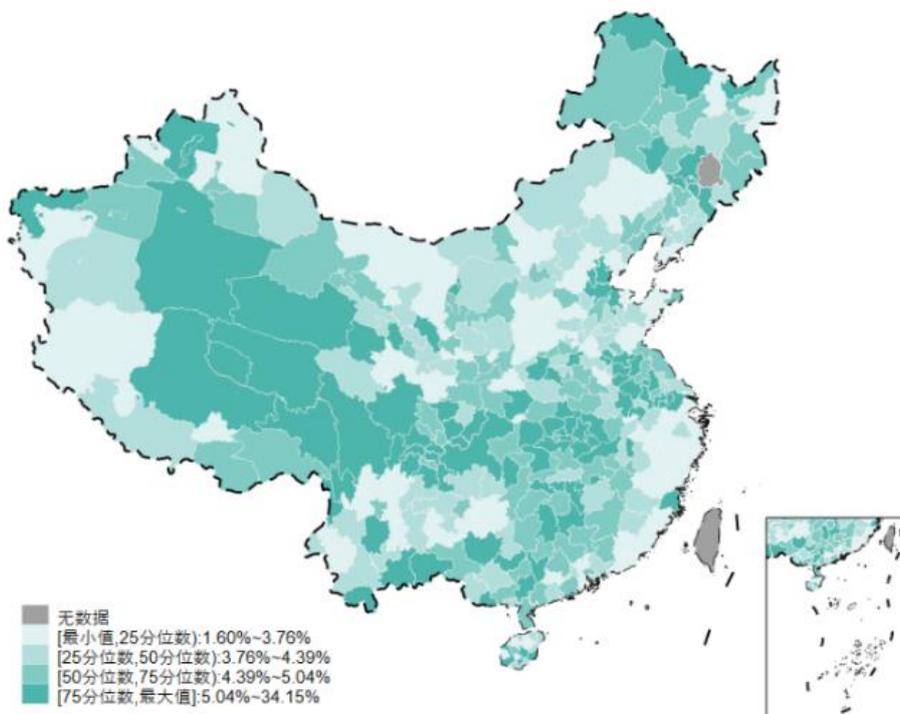


图 1 我国企业招聘 35 岁现象的地区差异

其次,图 I 2 基于 2016—2021 年招聘数据,发现招聘 35 岁现象存在学历异质性。具体而言,要求本科、硕士、博士学历的岗位存在年龄限制的比例分别为 8.95%、8.23%、8.50%,要求 35 岁以下的比例分别为 2.43%、2.53%、3.99%,即对受教育程度要求较高的岗位存在一定年龄限制。不过,对于学历要求相对较低的岗位,企业的年龄限制更加普遍。在学历要求为初中、高中的招聘岗位中,存在年龄限制的比例达到 45.24%、34.32%,明确要求 35 岁以下的比例达到 8.11%、8.59%。该统计一定程度支持教育有助于缓解年龄歧视。正文第四章第七节拓展检验将结合人口普查数据,从失业视角对此做进一步检验。

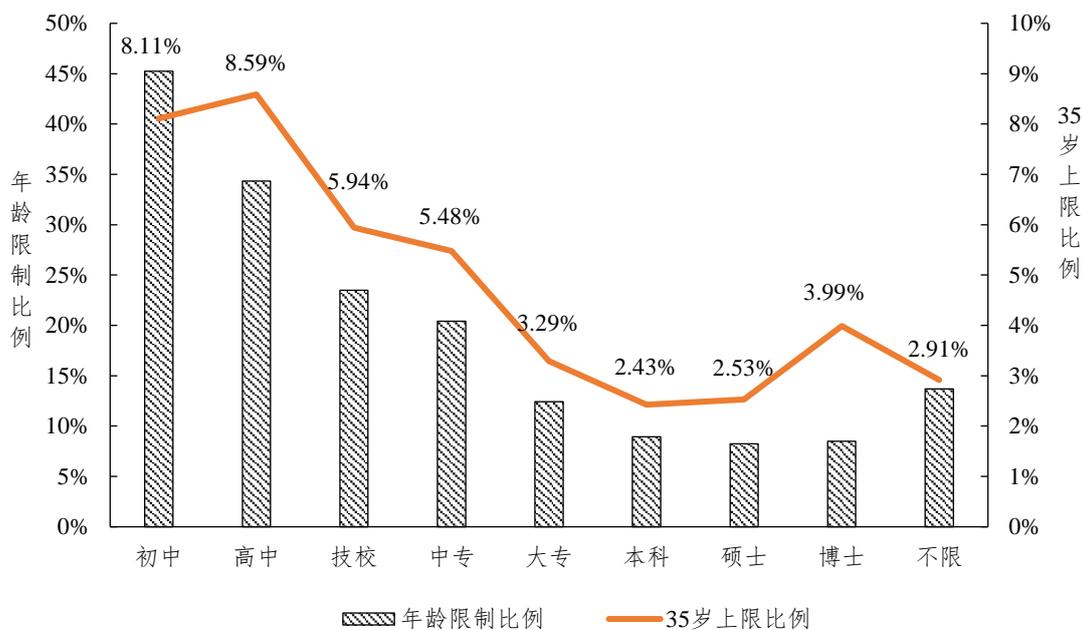


图 I 2 我国企业招聘 35 岁现象的学历差异

由于锐思数据库提供的2016—2021年招聘数据关于企业行业的信息缺失较多,表I1利用2022年1月至2024年4月企业在前程无忧、猎聘网、智联招聘发布的岗位数据,按照各个招聘网站划分的行业类别,对各行业的企业招聘35岁现象进行统计。由于行业分类众多,仅提供35岁以下要求占比前十名和后十名的行业名称、35岁要求占比以及对应的招聘数量。为缓解数据量太小引发的测量误差问题,剔除招聘数量低于1000的行业信息。可以观察到两个现象:第一,金融、服务行业(例如,银行、保险、中介服务、外包服务、租赁服务)企业发布的招聘信息存在相对较高比例的35岁要求;第二,科技行业(例如,新能源、大数据、自动驾驶、芯片/集成电路、光电子行业、智能硬件)企业发布的招聘信息存在相对较低比例的35岁要求。尽管新闻媒体常报道科技行业的35岁危机,但根据下表的统计,非科技行业的35岁现象更加普遍。

表I1 企业招聘35岁现象的行业差异

排序	前程无忧			猎聘网			智联招聘		
	行业名称	35岁要求占比	样本量	行业名称	35岁要求占比	样本量	行业名称	35岁要求占比	样本量
1	银行	15.73%	44316	银行	13.22%	45778	在线音乐/视频/阅读	44.95%	19463
2	保险	15.09%	103249	农业	9.81%	1050	政府/公共事业	40.97%	4886
3	信托/担保/拍卖/典当	10.15%	3942	担保/拍卖/典当	8.30%	3108	国家机构	22.02%	8202
4	金融/投资/证券	10.02%	235759	租赁服务	8.01%	1847	保险业	15.60%	468256
5	中介服务	9.87%	50704	信托	7.78%	2248	银行	15.43%	411531
6	外包服务	9.28%	35802	融资租赁	7.78%	2327	商业代理服务	15.42%	91474
7	美容/保健	8.71%	50591	民航/铁路/公路/水路客运	7.30%	1302	汽车金融服务	15.16%	49086
8	房地产	8.23%	407629	房地产服务	7.21%	12585	互联网金融/小额贷款	14.94%	173198
9	专业服务(咨询、人力资源、财会)	7.85%	408185	政府/公共事业	7.09%	11719	火车站/港口/汽车站/路政	14.48%	9736
10	批发/零售	7.69%	335867	体育	7.04%	3296	新媒体	14.35%	221103
...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
-10	仪器仪表/工业自动化	3.70%	452103	大数据	0.67%	3600	新能源汽车	2.83%	70814
-9	计算机软件	3.64%	843866	社交网络	0.63%	2368	检测/认证	2.71%	216868
-8	汽车	3.59%	529238	汽车研发	0.61%	9214	机器人	2.64%	1475
-7	计算机硬件	3.41%	78849	汽车	0.53%	2839	消费电子产品	2.59%	40873
-6	环保	3.31%	178193	游戏	0.47%	15753	游戏	2.42%	52076
-5	计算机服务(系统、数据服务、维修)	3.26%	150971	医药外包	0.45%	4641	生物工程	2.31%	160055
-4	汽车零配件	3.06%	170748	芯片/集成电路	0.37%	9137	智能硬件	2.06%	6221
-3	新能源	3.00%	414445	自动驾驶	0.24%	3379	社交网络	1.96%	1278
-2	检测, 认证	2.69%	113534	游戏开发	0.14%	2943	光电子行业	1.61%	6030
-1	网络游戏	0.99%	20745	游戏产业	0.13%	3947	搬家/生活配送	1.47%	3003

## 附录 II 稳健性检验

第一，替换窗宽。在基准回归中，基于数据驱动的局部线性回归和局部二次项回归的最优窗宽分别为 45 个月、58 个月，因此分别采用 30—50、50—70 的窗宽进行稳健性检验。为直观看结果是否稳健，将虚拟变量 *Over35* 的系数及其 90% 置信区间汇总绘制于图 II 1。其中，“表 2 第 (1) 列”表示对正文表 2 基准回归结果的稳健性检验结果。可以看到，在不同窗宽下，*Over35* 的系数大小相对稳定，与基准回归估计值差别不大，其 90% 置信区间下限均在 0 以上。这些结果表明，“年龄歧视导致 35 岁失业”的证据对窗宽的选择不敏感。

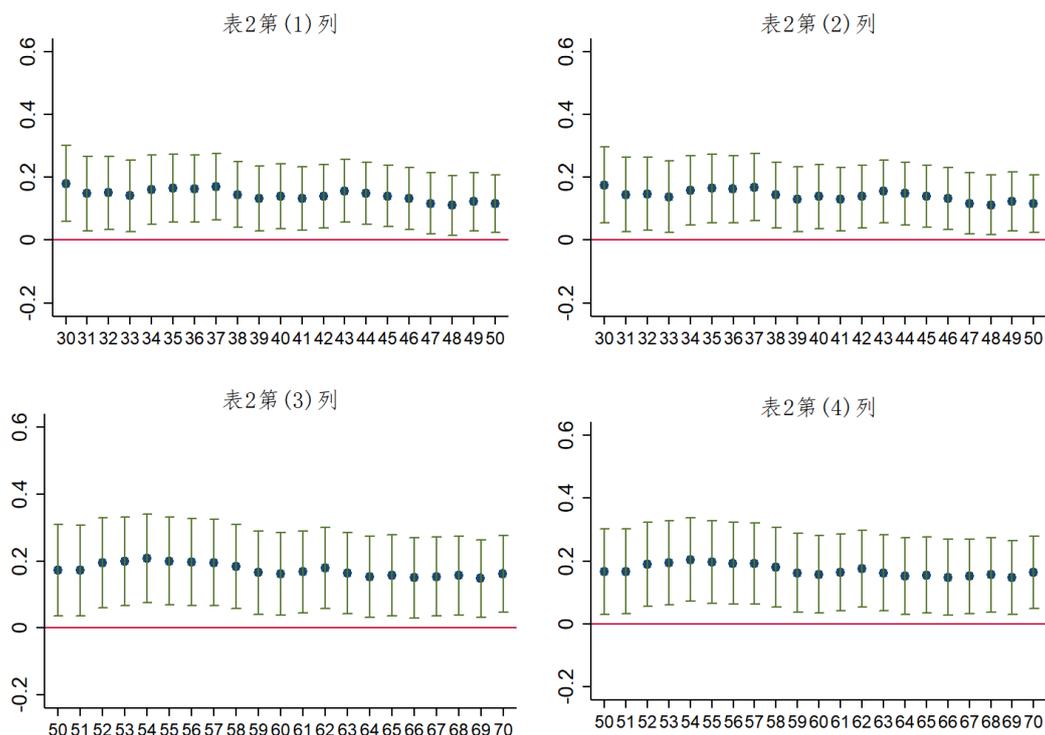


图 II 1 稳健性检验：替换窗宽

注：纵坐标代表 *Over35* 的系数（圆点）及其 90% 置信区间（绿色的线），横坐标代表回归使用的窗宽。

第二，替换估计方法。参数和非参数方法都可以用于估计断点处是否存在跳跃。尽管基准回归的图形展示表明，基于参数方法的局部线性（二次项）回归在模型设定上是合理的，但仍可以采用基于三角核函数的非参数方法进行稳健性检验。与基准回归不同的是，该非参数方法在估计断点处是否存在跳跃时，赋予靠近 35 岁样本更大的权重。对于每个稳健性检验，分别使用基于 Calonico et al. (2014) 方法计算的最优窗宽，结果汇报于表 II 1。无论是否控制劳动者个人和家庭特征，基于非参数方法的 RD 估计量均显著为正。

表 II 1 稳健性检验：替换估计方法

	因单位原因失去工作			
	(1)	(2)	(3)	(4)
RD 估计量	0.1344** (0.0649)	0.1270** (0.0642)	0.1291* (0.0664)	0.1287* (0.0682)

个人和家庭特征		是		是
区县固定效应	是	是	是	是
最优窗宽	48 个月	49 个月	98 个月	92 个月
局部多项式的阶数	1	1	2	2
核函数	Triangular	Triangular	Triangular	Triangular
观测值	214981	226525	482533	451726

第三, 替换固定效应。为尽可能排除地区不可观测因素影响, 基准回归控制区县固定效应。在断点回归设计实践中, 不同固定效应可能对估计系数产生影响。附录图 I 1 显示, 同一省份内, 企业在不同城市招聘岗位的年龄限制程度也有所不同。因此, 表 II 2 的 Panel A 将基准回归控制的区县固定效应替换为城市固定效应, 采用聚类到城市的稳健标准误重新执行正文表 2 回归。*Over35* 的系数均在 5% 水平上显著为正, 系数大小与基准回归估计值差别不大。Panel B 汇报不控制地区固定效应的结果, *Over35* 的系数变化不大且均显著。

表 II 2 稳健性检验: 替换固定效应

	局部线性回归			局部二次项回归		
	观测值	<i>Over35</i>		观测值	<i>Over35</i>	
		系数	标准误		系数	标准误
Panel A. 城市固定效应						
不含控制变量	205967	0.1304**	(0.0543)	267139	0.1811**	(0.0777)
加入控制变量	205967	0.1300**	(0.0540)	267139	0.1768**	(0.0773)
Panel B. 无地区固定效应						
不含控制变量	205967	0.1193**	(0.0540)	267139	0.1762**	(0.0777)
加入控制变量	205967	0.1213**	(0.0535)	267139	0.1732**	(0.0772)

第四, 替换驱动变量计量单位。基于年龄的断点回归设计也有以季度为单位构造驱动变量(雷晓燕等, 2010; 张川川和陈斌开, 2014)。因此将以月份为单位的驱动变量 *DistanceFrom35* 替换成以季度为单位重新执行正文表 2 基准回归, 结果汇报于表 II 3。无论是否加入控制变量, *Over35* 的系数均显著为正, 系数略小于基准回归估计值。最优窗宽分别为 15 个、22 个季度, 与基准回归的 45、58 个月较为接近。

表 II 3 稳健性检验: 替换驱动变量计量单位

	因单位原因失去工作			
	局部线性回归		局部二次项回归	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Over35</i>	0.1319**	0.1309**	0.1554**	0.1539**
	(0.0590)	(0.0591)	(0.0724)	(0.0724)
<i>DistanceFrom35</i>	-0.0072	-0.0055	-0.0099	-0.0084
	(0.0047)	(0.0047)	(0.0106)	(0.0106)
<i>Over35 * DistanceFrom35</i>	0.0139*	0.0122*	0.0076	0.0062
	(0.0072)	(0.0072)	(0.0160)	(0.0160)
<i>DistanceFrom35</i> <sup>2</sup>			-0.0003	-0.0003
			(0.0004)	(0.0004)
<i>Over35 * DistanceFrom35</i> <sup>2</sup>			0.0009	0.0009
			(0.0007)	(0.0007)
常数项	0.3373***	1.0104***	0.3282***	0.9700***
	(0.0399)	(0.1908)	(0.0525)	(0.1551)
个人和家庭特征		是		是
区县固定效应	是	是	是	是
窗宽	15 个季度	15 个季度	22 个季度	22 个季度
观测值	210461	210461	312754	312754
调整的 R <sup>2</sup>	0.008	0.010	0.008	0.010

第五, 排除年龄操纵影响。为缓解对 35 岁两侧存在年龄操纵的担忧, 分别剔除距离 35 岁最近的 2、4、6、8、10、12 个月样本, 重新执行正文表 2 回归, 将得到的 *Over35* 系

数及其 90% 置信区间绘制于图 II 2。可以看到,剔除最邻近 35 岁的 2—10 个月样本<sup>①</sup>, *Over35* 的系数大小变化不大。因此,年龄操纵问题对本文的影响不大。

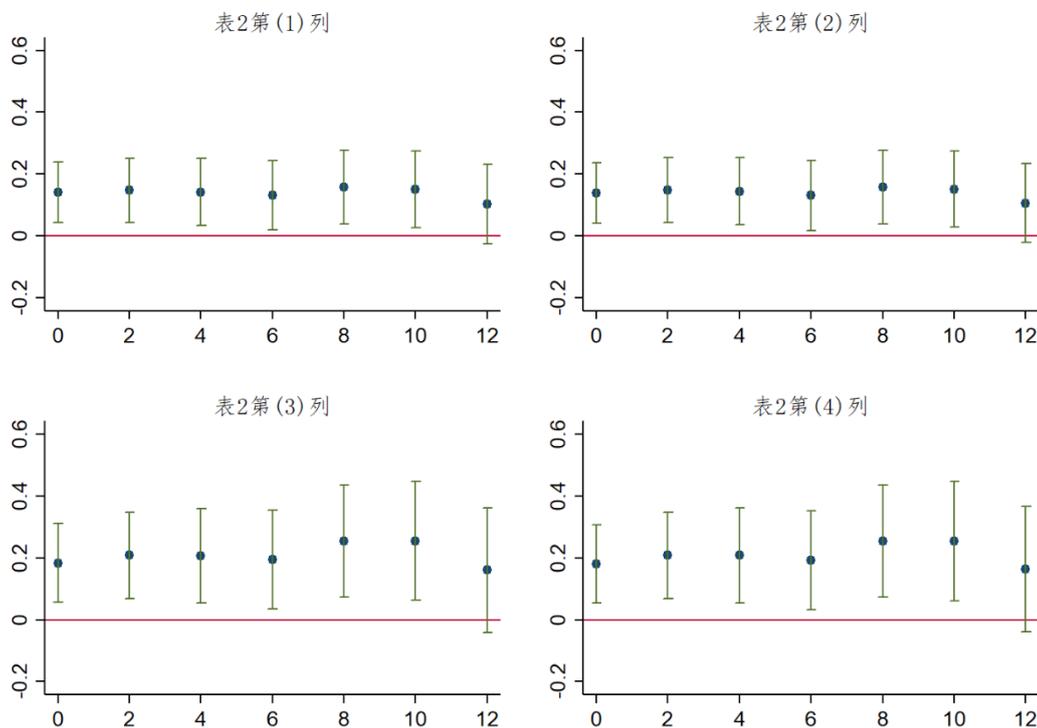


图 II 2 稳健性检验: 排除年龄操纵影响

注: 纵坐标代表 *Over35* 的系数(圆点)及其 90% 置信区间(绿色的线), 横坐标代表回归剔除距离 35 岁最近的月份数。

最后, 利用劳动能力和参与意愿重新定义劳动者。是否具有劳动能力和参与意愿可能是年龄(歧视)的结果, 为防止引入样本选择的内生性问题, 基准回归没有基于他们筛选劳动者样本。根据人口普查询问的受访者未工作原因, 将受访者回答丧失工作能力、毕业后未工作、离退休、料理家务视为不具有劳动能力和劳动力市场参与意愿, 在基准回归中剔除此类受访者进行稳健性检验, 结果汇报于表 II 4。无论是否加入控制变量, *Over35* 的系数均在 5% 水平上显著为正, 且系数略大于基准回归估计值。

表 II 4 稳健性检验: 利用劳动能力和参与意愿重新定义劳动者

	因单位原因失去工作			
	局部线性回归		局部二次项回归	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Over35</i>	0.1585** (0.0670)	0.1568** (0.0670)	0.2105** (0.0870)	0.2073** (0.0870)
<i>DistanceFrom35</i>	-0.0026 (0.0018)	-0.0020 (0.0018)	-0.0048 (0.0047)	-0.0043 (0.0047)
<i>Over35 * DistanceFrom35</i>	0.0038 (0.0027)	0.0031 (0.0027)	-0.0004 (0.0074)	-0.0006 (0.0074)
<i>DistanceFrom35</i> <sup>2</sup>			-0.0001 (0.0001)	-0.0001 (0.0001)

① 相对于年龄相差 1 个月, 年龄相差 12 个月的劳动者更可能在生产力上出现系统性差异, 引入干扰因素会导致 *Over35* 系数的显著性出现下降。

<i>Over35 * DistanceFrom35</i> <sup>2</sup>		0.0002*	0.0002*
		(0.0001)	(0.0001)
常数项	0.3860*** (0.0433)	1.3784*** (0.2358)	1.2979*** (0.2030)
个人和家庭特征	是	是	是
区县固定效应	是	是	是
窗宽	45 个月	45 个月	58 个月
观测值	183028	183028	237298
调整的 R <sup>2</sup>	0.010	0.012	0.010

## 附录III 安慰剂检验

本节通过两个安慰剂检验证明：用人单位的35岁锚定效应是年龄歧视导致35岁失业的重要原因。

第一，如果用人单位确实锚定35岁进行年龄歧视和雇佣决策，那么在其他年龄节点，受访者的失业风险不应该出现显著上升。本文从两个方面对此进行检验：(1)使用2015年人口普查数据，构造基于其他年龄节点的断点回归设计。回归需要利用特定年龄附近5岁的样本进行估计，因此分别以21—49岁为节点重新构造样本执行表2基准回归。表III1的结果符合预期：对于刚好超过其他年龄节点的受访者，他们因单位原因失去工作的比例并没有显著上升<sup>①</sup>；(2)使用2005年和2010年人口普查数据，检验当基准回归考察的受访者未满35岁时，是否面临显著上升的失业风险。具体而言，2015年人口普查时35岁附近受访者出生于1980年11月前后，2005、2010年人口普查时他们的年龄在25、30岁附近。因此，利用2005、2010年人口普查数据，分别构造基于25、30岁的断点回归设计，并采用与表2基准回归相同的窗宽进行检验。表III2的结果符合预期：当基准回归考察的受访者刚好超过25、30周岁时，他们因单位原因失去工作的比例没有显著上升。

表III1 安慰剂检验：考察其他年龄节点

Age	局部线性回归					局部二次项回归				
	观测值	Over_Age				观测值	Over_Age			
		不含控制变量		纳入个人和家庭特征			不含控制变量		纳入个人和家庭特征	
		系数	标准误	系数	标准误		系数	标准误	系数	标准误
21	173169	-0.0134	(0.0450)	-0.0242	(0.0451)	232458	-0.0324	(0.0584)	-0.0345	(0.0585)
22	188874	0.0479	(0.0465)	0.0456	(0.0466)	250188	0.1183**	(0.0602)	0.1227**	(0.0602)
23	205455	-0.0428	(0.0483)	-0.0417	(0.0483)	264655	-0.0571	(0.0637)	-0.0554	(0.0637)
24	218913	0.0003	(0.0486)	0.0020	(0.0486)	281507	0.0176	(0.0625)	0.0162	(0.0624)
25	233914	0.0433	(0.0460)	0.0484	(0.0460)	293539	0.0372	(0.0611)	0.0388	(0.0611)
26	244568	0.0369	(0.0462)	0.0454	(0.0461)	299826	0.0263	(0.0616)	0.0305	(0.0616)
27	248223	-0.0569	(0.0470)	-0.0542	(0.0469)	305249	-0.0803	(0.0638)	-0.0828	(0.0638)
28	248381	-0.0028	(0.0487)	-0.0022	(0.0487)	307520	0.0649	(0.0631)	0.0656	(0.0631)
29	245999	-0.1012**	(0.0511)	-0.1031**	(0.0510)	311659	-0.1401**	(0.0677)	-0.1397**	(0.0675)
30	238604	0.0309	(0.0554)	0.0290	(0.0555)	310383	0.0220	(0.0717)	0.0249	(0.0717)
31	231327	0.0228	(0.0525)	0.0181	(0.0525)	297576	0.0337	(0.0693)	0.0358	(0.0692)
32	222175	-0.0183	(0.0577)	-0.0210	(0.0576)	289487	0.0364	(0.0757)	0.0409	(0.0757)
33	213244	-0.0867	(0.0561)	-0.0892	(0.0560)	281860	-0.1221	(0.0747)	-0.1203	(0.0747)
34	209294	0.0199	(0.0534)	0.0232	(0.0533)	270514	0.0798	(0.0686)	0.0847	(0.0683)
36	207198	-0.0513	(0.0636)	-0.0512	(0.0636)	267928	-0.1013	(0.0806)	-0.0965	(0.0806)
37	208077	-0.0283	(0.0617)	-0.0353	(0.0617)	272562	-0.0626	(0.0833)	-0.0653	(0.0833)
38	207781	0.0638	(0.0687)	0.0611	(0.0686)	277200	0.1311	(0.0878)	0.1341	(0.0876)
39	214488	0.0401	(0.0730)	0.0396	(0.0728)	279971	0.0211	(0.0954)	0.0259	(0.0953)
40	222323	0.0306	(0.0719)	0.0360	(0.0716)	288537	0.0217	(0.0965)	0.0296	(0.0962)
41	229232	-0.0062	(0.0742)	-0.0060	(0.0741)	299272	-0.0315	(0.0957)	-0.0374	(0.0956)
42	240235	0.0376	(0.0726)	0.0394	(0.0726)	305921	0.0583	(0.0931)	0.0617	(0.0932)
43	248159	0.0175	(0.0745)	0.0190	(0.0744)	316879	0.0038	(0.0977)	0.0106	(0.0972)
44	257284	-0.0189	(0.0779)	-0.0286	(0.0776)	320976	0.0783	(0.1001)	0.0680	(0.0996)
45	257173	-0.0784	(0.0757)	-0.0965	(0.0752)	325507	-0.1548	(0.1006)	-0.1737*	(0.0998)
46	258680	0.0596	(0.0789)	0.0579	(0.0785)	328700	0.0139	(0.1014)	0.0039	(0.1008)
47	257774	0.1355	(0.0839)	0.1540*	(0.0834)	329066	0.0577	(0.1082)	0.0571	(0.1076)
48	255620	-0.0311	(0.0847)	0.0011	(0.0844)	333192	-0.1715	(0.1101)	-0.1563	(0.1097)
49	258145	-0.0099	(0.0872)	-0.0117	(0.0871)	327975	0.1283	(0.1182)	0.1377	(0.1178)

① 劳动者因单位原因失业只在很小一部分年龄处存在跳跃，且这些年龄不在基准回归的估计窗口期内，对本文结论影响不大。

表 III2 安慰剂检验：使用 2005 (2010) 年人口普查数据

Panel A. 使用 2005 年人口普查数据	局部线性回归			局部二次项回归		
	观测值	Over25		观测值	Over25	
		系数	标准误		系数	标准误
不含控制变量	261386	0.0010	(0.0544)	337675	-0.0324	(0.0704)
纳入个人和家庭特征	261386	0.0145	(0.0535)	337675	-0.0194	(0.0705)

Panel B. 使用 2010 年人口普查数据	局部线性回归			局部二次项回归		
	观测值	Over30		观测值	Over30	
		系数	标准误		系数	标准误
不含控制变量	1013031	-0.0035	(0.0348)	1313331	-0.0237	(0.0458)
纳入个人和家庭特征	1013031	-0.0063	(0.0346)	1313331	-0.0243	(0.0457)

注：对于控制变量的说明如下。2005、2010、2015 年人口普查数据提供的个人和家庭信息略有差异。与正文表 2 使用 2015 年人口普查数据的基准回归相比，使用 2005 年普查数据的回归增加的控制变量包括：是否农村户口（是=1，否=0）、兄弟姐妹个数、健康水平（健康=1，其他=0）；减少的控制变量包括：是否有农村土地承包权、是否拥有汽车；略有改变的控制变量包括：将是否 10 层以上楼房替换成是否 7 层以上楼房。此外，2005 年人口普查数据只提供城市编码，只能控制城市固定效应以及采用聚类到城市层面的稳健标准误。使用 2010 年人口普查数据增加的控制变量包括：是否农村户口（是=1，否=0）；减少的控制变量包括：1 年前常住地是否为本地、是否有农村土地承包权、是否拥有汽车。基于 2010 年普查数据的回归仍可控制区县固定效应以及采用聚类到区县层面的稳健标准误。

第二，若 35 岁以上受访者报告因单位原因失去工作，确实源于用人单位的 35 岁歧视，而非他们的自身意愿，那么可以观察到：35 岁以上受访者因自身原因（意愿）处于未工作状态的比例不会出现显著上升。利用 2015 年人口普查提供的其他失业原因对此进行检验。这些原因包括：丧失工作能力、因本人原因失去工作、料理家务、在校学习、毕业后未工作、承包土地被征用、离退休。将基准回归的被解释变量依次替换为上述失业原因，表 III3 的结果符合预期：在所有回归中，Over35 的系数不存在显著为正的情况。结合安慰剂检验与基准回归结果可以得到：劳动者并没有锚定 35 岁决定主动辞去工作或者因家庭事务放弃工作，然而，当他们刚好超过 35 岁时，却因用人单位的年龄歧视而失去工作。

表 III3 安慰剂检验：替换被解释变量

Panel A. 不含控制变量	局部线性回归			局部二次项回归		
	观测值	Over35		观测值	Over35	
		系数	标准误		系数	标准误
因丧失工作能力未工作	205967	-0.0989	(0.0652)	267139	-0.1472*	(0.0859)
因本人原因失去工作	205967	-0.0765	(0.1142)	267139	-0.1303	(0.1508)
因料理家务未工作	205967	0.1148	(0.2658)	267139	0.1206	(0.3613)
在校学习	205967	0.0160	(0.0216)	267139	0.0321	(0.0272)
毕业后未工作	205967	-0.0841	(0.0532)	267139	-0.0706	(0.0715)
承包土地被征用	205967	-0.0261	(0.0356)	267139	-0.0260	(0.0479)
离退休	205967	0.0004	(0.0052)	267139	0.0032	(0.0083)

Panel B. 纳入个人和家庭特征	局部线性回归			局部二次项回归		
	观测值	Over35		观测值	Over35	
		系数	标准误		系数	标准误
因丧失工作能力未工作	205967	-0.1070*	(0.0630)	267139	-0.1236	(0.0833)
因本人原因失去工作	205967	-0.0763	(0.1143)	267139	-0.1213	(0.1507)
因料理家务未工作	205967	0.0223	(0.2503)	267139	0.1459	(0.3381)
在校学习	205967	0.0186	(0.0216)	267139	0.0361	(0.0272)
毕业后未工作	205967	-0.0808	(0.0532)	267139	-0.0635	(0.0715)
承包土地被征用	205967	-0.0270	(0.0356)	267139	-0.0269	(0.0478)

离退休	205967	0.0003	(0.0053)	267139	0.0032	(0.0084)
-----	--------	--------	----------	--------	--------	----------

表III3 的安慰剂检验发现, 在被解释变量为“因丧失工作能力未工作”的回归中, *Over35* 系数存在显著为负的情况。表III4 将这部分样本剔除重新执行表 2 回归。结果显示, *Over35* 的系数与基准回归非常接近, 表明本文结论不受这部分劳动者影响。

**表 III 4 剔除因丧失工作能力未工作的样本**

	局部线性回归			局部二次项回归		
	观测值	<i>Over35</i>		观测值	<i>Over35</i>	
		系数	标准误		系数	标准误
不含控制变量	204882	0.1407**	(0.0597)	265739	0.1846**	(0.0775)
纳入个人和家庭特征	204882	0.1397**	(0.0597)	265739	0.1819**	(0.0775)

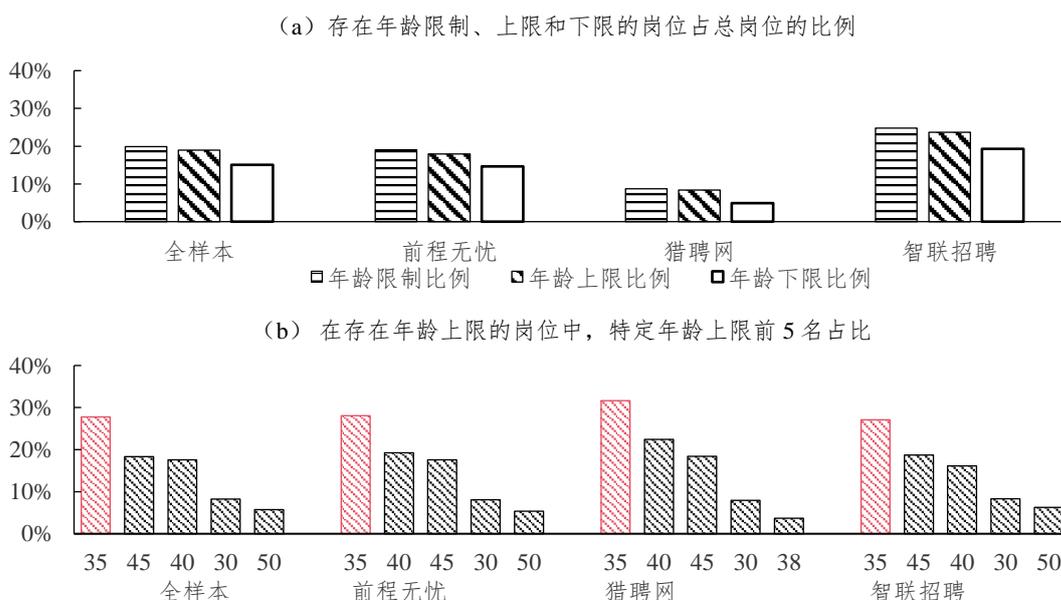
### 附录 IV 附表和附图

表 A1 提供招聘数据样例以供读者参考。其中, 年龄限制的文本结构为“X—Y 岁”, 可以判断岗位存在年龄限制, 年龄下限和上限分别为 28、35 岁。

**表 A1 招聘数据样例**

变量名称	样例
企业名称	欧普照明股份有限公司
发布时间	2019-01-01
岗位名称	市场研究经理
工作城市	上海
薪酬水平	15000-20000
学历要求	本科
经验要求	5-7 年
岗位职责	(1) 负责全方位市场信息调研, 包括但不限于宏观经济、行业趋势、相关产业、竞争对手、客户等, 洞察行业方向和市场机会; (2) 负责对渠道内核心产品的市场动态进行监控分析, 整理分析用户需求、竞品动态, 规划适合市场所需的产品, 满足未来的市场需求, 并为产品设计、产品销售策略提出建议; (3) 统筹新市场、新渠道、新业务模式的项目试点, 通过亲身实践与市场调研, 确定项目的市场定位及产品定位。
任职要求	(1) 28—35 岁, 本科以上学历, 专业不限; (2) 有一线销售经验, 掌握市场调研的基本方法, 擅长信息收集整理、数据分析、推理判断, 能够独立发现和解决问题; (3) 良好的推动力和跨职能沟通能力&熟练 office 办公软件和处理技巧以及其他自动化办公设备。

图 A1 利用相对及时获取的企业招聘数据对正文图 1 进行重新绘制, 以考察本文关于企业招聘 35 岁现象的描述是否显著受到数据获取滞后引发的系统性偏误影响。覆盖的招聘网站包括前程无忧、猎聘网和智联招聘, 岗位发布时间范围是 2022 年 1 月至 2024 年 4 月, 共计 4159 万条包含详细任职要求的数据。



**图 A1 我国企业招聘的 35 岁现象(基于 2022 年 1 月至 2024 年 4 月数据)**

图 A2 汇报 35 岁附近劳动者的年龄是否存在人为干预的检验结果。其中，(a) 和 (b) 基于局部线性回归和局部二次项回归的样本，检验 35 岁两侧的样本是否存在异常堆积情况；(c) 利用 Cattaneo et al. (2020) 的方法对 35 岁 (0 点) 处是否存在操纵进行检验。

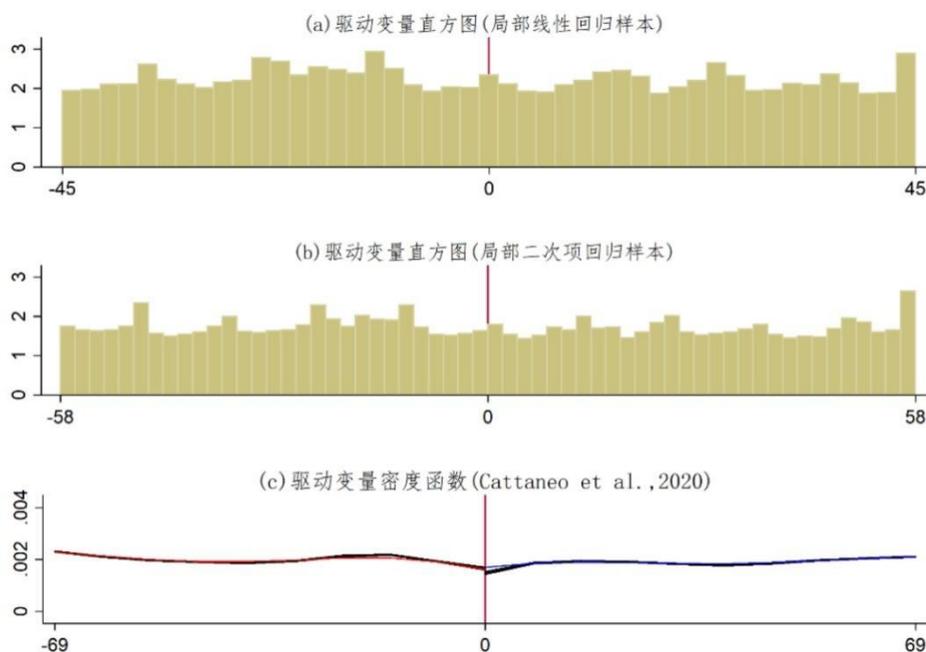


图 A2 驱动变量 *DistanceFrom35* 的直方图和密度函数

注：横坐标代表 2015 年人口普查时受访者的年龄与 35 周岁的距离 (单位：月)。

正文表 3 对连续性条件的检验发现，已婚有配偶、家庭人数和房屋房间数的“均值”在 35 岁处存在跳跃。表 A2 结果显示，加入这些变量后 *Over35* 系数的变化不大。

表 A2 检验“已婚有配偶”、“家庭人数”、“房屋房间数”是否影响本文结论

	局部线性回归			局部二次项回归		
	观测值	<i>Over35</i>		观测值	<i>Over35</i>	
		系数	标准误		系数	标准误
基准回归 (不含控制变量)	205967	0.1403**	(0.0594)	267139	0.1838**	(0.0771)
控制已婚有配偶、家庭人数、房屋房间数	205967	0.1416**	(0.0595)	267139	0.1879**	(0.0771)

表 A3 在正文表 5 基础上加入个人和家庭特征控制变量，结论不变。

表 A3 “年龄歧视导致 35 岁失业”：年龄刻板印象与年轻劳动者偏好 (加入控制变量)

	局部线性回归			局部二次项回归		
	观测值	<i>Over35</i>		观测值	<i>Over35</i>	
		系数	标准误		系数	标准误
Panel A. 负面年龄刻板印象						
① 年长劳动者的健康水平较低						
存在城市 (健康: T 值 > 1.96)	183880	0.1254**	(0.0633)	238318	0.1641**	(0.0819)
其他城市	21466	0.1713	(0.1614)	28020	0.2243	(0.2121)
② 年长劳动者的形象较不吸引人						
存在城市 (形象: T 值 > 1.96)	178376	0.1276**	(0.0645)	231166	0.1803**	(0.0835)
其他城市	26970	0.1533	(0.1467)	35172	0.1193	(0.1890)
③ 年长劳动者的适应能力较差						
存在城市 (适应能力: T 值 > 1.96)	22656	0.2224	(0.2431)	29321	0.5055	(0.3193)
其他城市	182690	0.1231**	(0.0595)	237017	0.1354*	(0.0768)

④ 年长劳动者的创造力较差						
存在城市 (创造力: T 值 > 1.96)	1401	1.0809	(0.7346)	1838	1.0717	(1.0153)
其他城市	203945	0.1238**	(0.0594)	264500	0.1640**	(0.0769)
⑤ 年长劳动者容易抱怨、缺乏上进心						
存在城市 (抱怨: T 值 > 1.96)	176272	0.1524**	(0.0643)	228304	0.1937**	(0.0833)
其他城市	29074	-0.0086	(0.1523)	38034	0.0261	(0.1957)
⑥ 年长劳动者的学习能力较差						
存在城市 (学习能力: T 值 > 1.96)	64289	0.1640	(0.1119)	83134	0.2410	(0.1477)
其他城市	141057	0.1148*	(0.0694)	183204	0.1388	(0.0888)
⑦ 年长劳动者掌握新技术的能力较差						
存在城市 (新技术: T 值 > 1.96)	9875	0.8335**	(0.3225)	12952	0.8941**	(0.3850)
其他城市	195471	0.0954	(0.0601)	253386	0.1345*	(0.0782)
<b>Panel B. 正面年龄刻板印象</b>						
① 年长劳动者较可靠、性格较好						
存在城市 (可靠: T 值 < -1.96)	38172	0.1274	(0.1548)	49361	0.1747	(0.2077)
其他城市	167174	0.1337**	(0.0637)	216977	0.1725**	(0.0815)
② 年长劳动者的沟通能力较好						
存在城市 (沟通能力: T 值 < -1.96)	18418	0.1495	(0.2343)	23535	0.3253	(0.3370)
其他城市	186928	0.1304**	(0.0609)	242803	0.1576**	(0.0775)
③ 年长劳动者的经验较丰富						
存在城市 (经验: T 值 < -1.96)	8119	0.1351	(0.3348)	10399	0.5100	(0.5111)
其他城市	197227	0.1319**	(0.0602)	255939	0.1572**	(0.0770)
<b>Panel C. 年轻劳动者偏好</b>						
存在城市 (年轻: T 值 > 1.96)	39979	0.0677	(0.1474)	51311	0.2592	(0.2001)
其他城市	165367	0.1474**	(0.0645)	215027	0.1514*	(0.0822)

表 A4 在正文表 6 基础上加入个人和家庭特征控制变量, 结论不变。

**表 A4 拓展检验: 地区、个体和时间异质性 (加入控制变量)**

	局部线性回归			局部二次项回归		
	观测值	Over35		观测值	Over35	
		系数	标准误		系数	标准误
<b>Panel A. 地区异质性</b>						
招聘年龄限制程度较高的城市	102832	0.1946**	(0.0855)	133788	0.2337**	(0.1142)
招聘年龄限制程度较低的城市	103135	0.0822	(0.0824)	133351	0.1292	(0.1033)
<b>Panel B. 个体异质性</b>						
大专及以上	37252	-0.0530	(0.1858)	47875	0.1517	(0.2313)
高中及以下	168715	0.1676***	(0.0620)	219264	0.1864**	(0.0816)
其中: 女性	83173	0.0763	(0.0774)	108240	0.0880	(0.1047)
其中: 男性	85542	0.2322**	(0.0981)	111024	0.2603**	(0.1304)
其中: 未婚/离婚/丧偶	11723	0.1651	(0.4237)	15619	0.0510	(0.4691)
其中: 已婚	73819	0.2545**	(0.1012)	95405	0.2727**	(0.1376)
<b>Panel C. 时间异质性</b>						
2005 年人口普查	309251	0.2444***	(0.0885)	424490	0.2389**	(0.1138)
2010 年人口普查	832034	0.0633	(0.0477)	1554553	0.0845	(0.0535)

注: 对于 Panel C 中控制变量的说明如下。2005、2010、2015 年人口普查数据提供的个人和家庭信息略有差异。与正文表 2 使用 2015 年人口普查数据的基准回归相比, 使用 2005 年普查数据的回归增加的控制变量包括: 是否农村户口 (是=1, 否=0)、兄弟姐妹个数、健康水平 (健康=1, 其他=0); 减少的控制变量包括: 是否有农村土地承包权、是否拥有汽车; 略有改变的控制变量包括: 将是否 10 层以上楼房替换成是否 7 层以上楼房。此外, 2005 年人口普查数据只提供城市编码, 只能控制城市固定效应以及采用聚类到城市层面的稳健标准误。使用 2010 年人口普查数据增加的控制变量包括: 是否农村户口 (是=1, 否=0); 减少的控制变量包括: 1 年前常住地是否为本地、是否有农村土地承包权、是否拥有汽车。基于 2010 年普查数据的回归仍可控制区县固定效应以及采用聚类到区县层面的稳健标准误。

## 参考文献

- [1] Burn, I., Button, P., Corella, L. M., and Neumark, D, “Does ageist language in job ads predict age discrimination in hiring?”, *Journal of Labor Economics*, 2022, 40(3): 613-667.
- [2] Calonico, S., Cattaneo, M. D., and Titiunik, R, “Robust nonparametric confidence intervals for regression-discontinuity designs”, *Econometrica*, 2014,82(6): 2295-2326.
- [3] Cattaneo, M. D., Jansson, M., and Ma, X, “Simple Local Polynomial Density Estimators”, *Journal of the American Statistical Association*, 2020,115(531): 1449-1455.
- [4] 雷晓燕、谭力、赵耀辉, “退休会影响健康吗?”, 《经济学(季刊)》, 2010 年第 4 期, 第 1539-1558 页。
- [5] 张川川、陈斌开, “‘社会养老’能否替代‘家庭养老’?——来自中国新型农村社会养老保险的证据”, 《经济研究》, 2014 年第 11 期, 第 102-115 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。