

## 年龄歧视导致了失业：一个断点回归设计

林文炼\*

**摘要：**我国劳动力市场的年龄歧视问题备受关注，却鲜有实证研究。本文在企业招聘存在 35 岁限制背景下，构建断点回归设计，利用 2015 年人口普查数据，研究年龄歧视与失业的关系。实证发现：控制生产力因素影响，刚好超过 35 岁的受访者因单位原因失业的比例从 0.40% 上升到 0.54%；主要原因是用人单位的负面年龄刻板印象；年龄歧视和雇佣决策存在锚定效应；年龄歧视导致的 35 岁失业存在地区、个体和时间异质性。本文为政府治理年龄歧视提供理论和现实依据。

**关键词：**年龄歧视；35 岁失业；断点回归

**DOI：**10.13821/j.cnki.ceq.2025.01.07

### 一、引言

就业歧视是党中央和政府关注的重要问题。理论上，就业歧视指劳动者因非生产力因素而无法获得平等的就业机会和收入水平(Becker, 1957)。近年来，年龄导致的就业歧视是社会各界最关心的问题。本文研究被《工人日报》列入 2023 年度十大劳动热词的“35 岁危机”<sup>①</sup>，其指的是用人单位存在基于 35 岁的年龄歧视，35 岁以上的劳动者求职难、面临失业风险。对此现象，多位政协委员在近年的全国两会中呼吁立法惩治劳动力市场的 35 岁歧视。<sup>②</sup>

尽管人们普遍认为劳动力市场存在年龄歧视，却鲜有实证研究关注此问题。关于 35 岁歧视和 35 岁危机，仅有以下启发性观点与调查：35 岁歧视与公务员招考的年龄限制有关；用人单位的雇佣决策与其主观认为超过 35 岁劳动者的工作热情和精力下降有关。<sup>③</sup>虽然有学者发现，35 岁是中国劳动者收入的重要转折点(Fang and Qiu, 2023; 叶迪等, 2023; 董志强等, 2023)<sup>④</sup>，但他们并不直接研究年龄歧视，因此也未提供实际证据证

\* 林文炼，中山大学商学院、中山大学·深圳创新创业与科技金融研究中心。通信地址：广东省深圳市光明区公常路 66 号中山大学深圳校区，518107；电话：15800004377；E-mail: linwlian3@mail.sysu.edu.cn。作者感谢国家自然科学基金青年项目的资助(72303199)、三位审稿专家和编辑部提出的宝贵意见以及周茜缘和杨德礼的助研工作，文责自负。

① 2023 年度劳动热词的相关报道见 <https://www.workercn.cn/papers/grrb/2024/01/08/5/news-1.html>，访问时间：2024 年 9 月 23 日，下同。

② 有关 35 岁歧视的两会提案的相关报道见 <https://www.workercn.cn/c/2023-03-02/7751620.shtml>。

③ 关于 35 岁歧视和 35 岁危机的启发性观点和调查见 <http://www.people.com.cn/n1/2022/0323/c32306-32382161.html> 和 <https://zhuanlan.zhihu.com/p/612383936>。

④ Fang and Qiu(2023)利用 1986—2012 年中国城市住户调查数据研究“年龄-收入”关系的演变，发现 2005 年以后中国劳动者收入峰值所处的年龄从过去的 55 岁下降至 35 岁。叶迪等(2023)基于 1992—2014 年的数据也有类似发现，他们分别从经验效应、队列效应、人力资本价格时间变化、相对要素需求变化等视角对该现象进行讨论和实证检验。董志强等(2023)针对新就业形态下性别收入差距的研究也发现，2021 年灵工劳动者的年龄和收入呈现倒 U 形关系，峰值在 35—36 岁。

实此事。

本文关注年龄歧视导致的35岁失业,基于行为经济学的启发式决策理论对此进行解释。人们在判断不确定事件发生可能性时,会过度依赖一个数值以节省认知资源(Tversky and Kahneman, 1974),这种锚定启发法常见于企业决策(陈仕华和李维安, 2016;祝继高等, 2017)。若用人单位在判断劳动者生产力和进行雇佣决策时受到锚定启发法的影响,会产生35岁歧视和35岁失业现象。<sup>①</sup>近期实验研究发现,规章制度设定的数值会在人们心中种下一个“锚”(Hurwitz et al., 2020),结合启发式决策理论与轶事证据,公务员招考设定的35岁限制可能引发用人单位的35岁歧视、导致35岁失业现象。

本文实证回答以下问题:我国劳动力市场是否存在年龄歧视导致的35岁失业?若存在,用人单位的年龄歧视是否与锚定启发法有关,统计性歧视或年龄刻板印象是主要原因吗?为回答上述问题,首先从企业发布的5969万个招聘岗位数据中提取了年龄要求信息,发现用人单位最可能在招聘中设置35岁年龄限制。接着,利用2015年人口普查数据,构造基于35岁的断点回归设计进行实证研究。原因如下:第一,普查数据提供受访者的出生年月和是否因单位原因失去工作的信息;第二,基于年龄的断点回归设计可以在局部保持个体的特征不变<sup>②</sup>,有助于控制劳动者生产力因素影响。实证结果显示:劳动力市场存在年龄歧视导致的35岁失业;保持生产力条件不变,刚好超过35岁的受访者因单位原因失业的比例从0.3970%上升到0.5373%。安慰剂检验发现,35岁是用人单位年龄歧视的主要锚定点。

结合简历实验的研究发现:年龄刻板印象可以解释求职者面临的年龄歧视(Carlsson and Eriksson, 2019; Van Borm et al., 2021; Burn et al., 2022)。本文利用企业招聘数据,在城市层面度量用人单位的年龄刻板印象程度,研究发现:年龄歧视导致35岁失业的主要原因是用人单位的负面年龄刻板印象,例如,主观认为年长劳动者的健康水平较低、形象较不吸引人、容易抱怨、缺乏上进心、掌握新技术的能力较差;正面年龄刻板印象可以显著缓解年龄歧视。拓展检验发现,年龄歧视导致的35岁失业存在地区、个体和时间异质性。

本文的贡献如下:第一,丰富了我国劳动力市场歧视问题的研究。学者对我国劳动力市场因性别、户籍、学历、相貌和身材导致的歧视问题展开了大量研究,但对年龄歧视的关注较少。现有的年龄歧视研究关注发达国家劳动力市场,局限于检验求职者面临的年龄歧视。例如,Neumark et al.(2019)利用4万份求职申请的实验发现:相对于29—31岁求职者,49—51岁和64—66岁求职者收到电话回访的可能性分别低了18%和35%。本文关于年龄歧视和失业的实证研究是对现有文献的重要补充。

第二,本文关于锚定启发法的讨论有助于进一步理解年龄歧视的形成机制。现有实

<sup>①</sup> 具体而言,用人单位依据劳动者过去的表现和特征,判断其在未来履行合同期间的生产力是否符合需求;当两组劳动者可观测生产力相近但年龄存在差异时,用人单位会结合年龄对应群体特征进行判断;当结合年长劳动者平均生产力更低进行判断时,这种统计性歧视导致用人单位更可能解雇年长劳动者;当依赖一个数值(例如,35岁)划分年长和年少劳动者时,更可能解雇35岁以上的劳动者。

<sup>②</sup> 例如,雷晓燕等(2010)基于退休年龄构造断点回归设计,发现刚好大于和小于退休年龄个体的特征没有系统性差异。张川川和陈斌开(2014)、梁文泉和钟瑞婷(2023)的研究也有类似发现。

验研究发现,用人单位的年龄歧视主要源于 Phelps(1972)、Arrow(1973)、Aigner and Cain(1977)提出的缺少信息产生的统计性歧视——通常表现为年龄刻板印象。<sup>①</sup>例如,主观认为年长劳动者的适应能力更差、工作热情较低(Carlsson and Eriksson, 2019)、灵活性较差(Van Borm et al., 2021)、健康水平更低、掌握新技术的能力较差(Burn et al., 2022)。本文进一步发现:受锚定启发法影响,用人单位的年龄刻板印象和年龄歧视存在“心理断点”。

第三,本文提出的断点回归设计丰富了年龄歧视领域的研究方法。识别年龄歧视的难点在于控制劳动者生产力因素,学者主要利用简历实验虚构相似的教育背景、工作经历和技能应对此挑战(Neumark, 2018)。然而,Neumark et al.(2019)指出,简历实验通常比较年龄差异较大劳动者之间的求职结果,因此很难排除与年龄相关的生产力因素干扰。本文构建的断点回归设计对比的是年龄差异较小的劳动者,可以较好地解决这一问题。

第四,学者开始利用我国企业的招聘数据,研究性别歧视(Kuhn and Shen, 2013, 2023)、测算就业冲击(陈靖等, 2022)、识别各城市外卖行业兴起时间点(莫怡青和李力行, 2022)以及研究企业雇佣决策是否受人才政策(孙鲲鹏等, 2021)、最低工资(马双等, 2023)、人工智能(陈琳等, 2024)和个体教育失配经历(李晓光, 2024)的影响。本文利用任职要求文本信息,揭示 35 岁现象的统计特征,检验了年龄歧视导致 35 岁失业的刻板印象机制。用人单位的年龄歧视不易观察,学者很难有效开展劳动力市场年龄歧视的成因、后果及治理相关研究。本文表明,企业招聘数据有助于推动年龄歧视领域研究的发展。

## 二、研究背景

本部分利用 2016—2021 年企业发布的 5 969 万个岗位信息<sup>②</sup>,考察用人单位是否系统性锚定 35 岁进行雇佣决策。附表 A1<sup>③</sup>提供了数据样例以供参考。企业通常在任职要求设置年龄限制,文本结构包括:满 X 岁;X 岁以上;X 岁(含)以上;X—Y 岁;X 岁—Y 岁;X 至 Y 岁;X 到 Y 岁;X 岁以上、Y 岁以下;X 岁以下;不超过 X 岁;还有周岁格式(例如,满 X 周岁)和符号差异(例如, X 岁~Y 岁)。根据上述结构,可以判断岗位是否存在年龄限制、具体的年龄下限和上限。图 1 显示,企业招聘的 35 岁现象不可忽视。根据图 1(a),岗位存在年龄限制、上限和下限的比例分别为 18.95%、17.47%、16.35%。根据图 1(b),在 5 个招聘网站中,当企业在岗位中设置年龄限制时,出现 35 岁以下要求的可能性均是最高的。

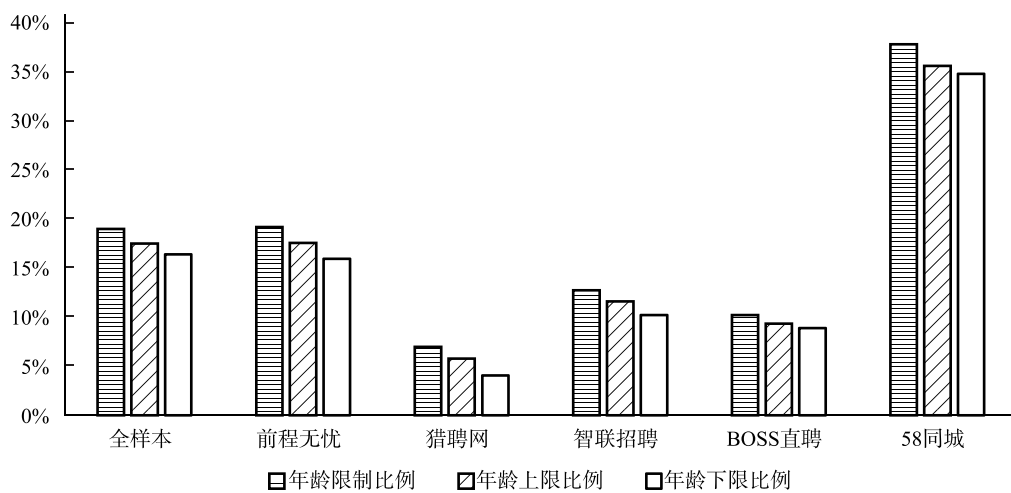
企业会撤回停止招聘的信息,因此在特定时间点获取历史招聘数据存在数据缺失问题,这可能导致关于 35 岁现象的统计存在系统性偏误。我们相对及时地获取了 2022 年 1

<sup>①</sup> 关于年龄歧视的实验研究也讨论和检验了 Becker(1957)提出的“基于偏好的歧视”——雇主、同事或客户存在对年轻劳动者的偏好,不过,没有发现求职者面临的年龄歧视源于年轻劳动者偏好的证据(Lahey, 2008)。本文也没有发现年龄歧视导致 35 岁失业源于年轻劳动者偏好的支持性证据。

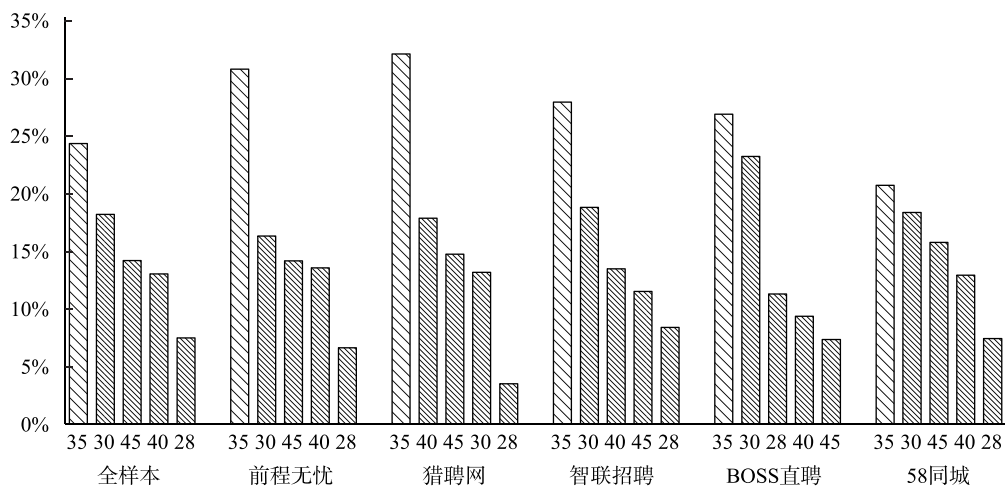
<sup>②</sup> 该数据来自锐思数据库,在代表性上有以下优势:一是覆盖市场占有率较高的招聘网站。其中,前程无忧、猎聘网和 BOSS 直聘是我国互联网招聘行业仅有的 3 家上市公司,2020 年占整个网络招聘行业的市场份额分别为 34.20%、17.30%、18.00%,此外,智联招聘和 58 同城也是重要的综合类招聘网站,招聘行业的相关信息见 <https://baijiahao.baidu.com/s?id=1703507256838204694>。二是覆盖年份较长,有助于减小偶然事件引发的数据异常问题。三是数据量较大,可以缓解测量误差问题。

<sup>③</sup> 限于篇幅,附录未在正文列示,感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载。

月至2024年4月企业在前程无忧、猎聘网和智联招聘发布的4159万条岗位信息,该数据有助于缓解数据获取滞后引发的系统性偏差。附图A1利用该数据对图1进行重新绘制,统计结果仍然显示:(1)我国企业招聘存在明显的年龄限制;(2)用人单位最可能在招聘中设置35岁限制。值得强调的是,图1(b)利用2016—2021年数据的统计显示:企业在前程无忧、猎聘网、智联招聘发布的存在年龄上限的岗位中,明确要求35岁以下的岗位占比分别为30.74%、32.06%、27.88%,附图A1利用2022—2024年数据对应的统计数值分别为28.06%、31.64%、27.09%,数值较为接近,意味着关于企业招聘35岁现象的统计存在系统性偏差的可能性较小。<sup>①</sup>



(a) 存在年龄限制、上限和下限的岗位占总岗位的比例



(b) 在存在年龄上限的岗位中,特定年龄上限前5名占比

图1 我国企业招聘的35岁现象

<sup>①</sup> 此外,附录I还提供了企业招聘35岁现象存在地区、学历和行业异质性的统计结果。

### 三、实证方法和数据

#### (一) 模型设定

根据 Calonico et al.(2014)和 Gelman and Imbens(2019)的建议,本文采用基于数据驱动最优窗宽的局部线性回归和局部二次项回归,检验刚好超过 35 岁的受访者因单位原因失业的比例是否显著提高,对应的回归方程分别为公式(1)和公式(2):

$$Unemployment_{i,j} = \alpha_0 + \alpha_1 \times Over35_{i,j} + \beta_1 \times DistanceFrom35_{i,j} + \gamma_1 \times Over35_{i,j} \times DistanceFrom35_{i,j} + DistrictFixedEffect_j + \epsilon_{i,j}, \quad (1)$$

$$Unemployment_{i,j} = \alpha_0 + \alpha_1 \times Over35_{i,j} + \beta_1 \times DistanceFrom35_{i,j} + \beta_2 \times DistanceFrom35_{i,j}^2 + \gamma_1 \times Over35_{i,j} \times DistanceFrom35_{i,j} + \gamma_2 \times Over35_{i,j} \times DistanceFrom35_{i,j}^2 + DistrictFixedEffect_j + \epsilon_{i,j}, \quad (2)$$

其中,虚拟变量  $Unemployment_{i,j}$  表示地区  $j$  受访者  $i$  普查时是否因单位原因失去工作(用人单位提出与劳动者本人中断劳动关系<sup>①</sup>),是为 1,否为 0。虚拟变量  $Over35_{i,j}$  表示地区  $j$  受访者  $i$  普查时是否年满 35 周岁,是为 1,否为 0。驱动变量  $DistanceFrom35_{i,j}$  表示地区  $j$  受访者  $i$  普查时的年龄与 35 周岁的距离,单位为月,2015 年普查时间为 11 月 1 日,若受访者出生于 1980 年 11 月、10 月和 9 月,分别设置为 -1,0,1,其他出生年月受访者以此类推。失业率和受访者年龄结构可能同时受地区不可观测因素影响,因此模型控制区县固定效应  $DistrictFixedEffect_j$ 。 $\epsilon_{i,j}$  为扰动项。回归采用聚类到区县层面的稳健标准误。若用人单位系统性存在 35 岁歧视、劳动力市场显著存在“年龄歧视导致的 35 岁失业”, $\alpha_1$  显著为正。为避免估计系数过小,将被解释变量乘以 100。

若模型(1)和模型(2)较好地控制了生产力因素影响,那么 35 岁附近受访者的生产力相关特征应该没有显著差异,即满足连续性条件。2015 年人口普查提供个人和家庭信息<sup>②</sup>,保留全部劳动人口需回答的问题对此进行检验,变量定义如下:①个人特征。户主(是=1,否=0)、性别(男=1,女=0)、民族(汉族=1,其他=0)、受教育程度(未上过学=0,小学=6,初中=9,高中或中职=12,大专=15,本科=16,研究生=19)、识字(是=1,否=0)、流动人口(离开户口登记地=1,其他=0)、1(5)年前常住地为本地(是=1,否=0)、已婚有配偶(是=1,其他=0)、有农村土地承包权(有=1,无=0)。②家庭特征。家庭人数、去年有人出生(有=1,无=0)、去年有人死亡(有=1,无=0)、房屋面积、房屋房间数、10 层以上楼房(是=1,否=0)、2000 年后建成住房(是=1,否=0)、有厨房(有=1,无=0)、有厕所(有=1,无=0)、购买的住房(是=1,否=0)、有汽车(有=1,无=0)。

#### (二) 样本构建

采用 2015 年人口普查数据的原因有三:第一,数据量大、覆盖全国、有代表性;第二,提供

① 2015 年人口普查变量说明见 <https://tjj.fujian.gov.cn/tongjijianjian/rk2015/html/fu05.htm>。

② 具体内容见 [https://www.stats.gov.cn/zt\\_18555/zdtjgz/cydc/xw/202302/t20230221\\_1917243.htm](https://www.stats.gov.cn/zt_18555/zdtjgz/cydc/xw/202302/t20230221_1917243.htm)。

受访者的出生年月和失业原因;第三,该数据与锐思数据库提供的招聘数据在时间上较为接近,有助于结合招聘数据与普查数据,进一步检验我国劳动力市场年龄歧视的成因。

2015年人口普查数据有2 003 563个原始观测值,经过以下步骤,获得基准回归样本:第一,根据调查年月和受访者出生年月,构造以月份为单位的年龄信息;第二,保留劳动人口,剔除717 393个普查时未满16周岁或已满60(55)周岁的男性(女性)样本;第三,检验连续性条件需要纳入个人和家庭特征,根据人口普查说明,集体户、家庭住房类型为非普通住宅(包括集体宿舍和工棚、工作地住宿和无住房)的样本不调查相关信息,因此剔除对应42 841个样本以及55 281个没有提供家庭信息的样本;第四,在剩余的1 188 048个样本中,利用Calonico et al.(2014)的方法,对局部线性(二次项)回归选取最优窗宽,约为45(58)个月,获得205 967(267 139)个观测值进行实证分析。

### (三) 描述性统计

在表1中,[-45, 0)、[0, 45]表示包含年龄小于、大于35岁45个月以内的受访者样本。相对于35岁以下受访者,35岁以上受访者因单位原因失去工作的可能性显著高0.1096%—0.1505%。2015年人口普查不调查受访者的收入,因此利用受教育程度、房屋面积、购买住房比例等信息,分析35岁失业是否与个体生产力有关。平均而言,35岁以上受访者的受教育程度较低、家庭财富也较少。因此,对比35岁上下受访者的失业差异,不能直接得出用人单位存在年龄歧视的结论。利用基于35岁的断点回归设计对比刚好大于和小于35岁的个体,可以较好地控制生产力差异影响,识别35岁失业是否源于用人单位的年龄歧视。

表1 描述性统计

	局部线性回归			局部二次项回归		
	[-45, 0)	[0, 45]	[-45, 45]	[-58, 0)	[0, 58]	[-58, 58]
	105 292	100 675	205 967	136 125	131 014	267 139
	均值	均值	均值差异	均值	均值	均值差异
	(1)	(2)	(2) - (1)	(3)	(4)	(4) - (3)
因单位原因失去工作(单位,%)	0.3970	0.5066	0.1096***	0.3938	0.5442	0.1505***
户主	0.2708	0.3444	0.0736***	0.2594	0.3558	0.0965***
性别	0.5067	0.5089	0.0022	0.5055	0.5093	0.0037*
民族	0.8966	0.8991	0.0026*	0.8959	0.8992	0.0033***
受教育程度	10.6233	10.1356	-0.4877***	10.6494	10.0573	-0.5921***
识字	0.9903	0.9872	-0.0031***	0.9906	0.9868	-0.0038***
流动人口	0.4404	0.4065	-0.0339***	0.4452	0.4032	-0.0420***
1年前常住地为本地	0.8670	0.8859	0.0189***	0.8644	0.8875	0.0231***
5年前常住地为本地	0.8122	0.8375	0.0253***	0.8091	0.8390	0.0299***
已婚有配偶	0.8822	0.9185	0.0363***	0.8726	0.9209	0.0483***
有农村土地承包权	0.5912	0.6048	0.0136***	0.5932	0.6075	0.0143***

(续表)

	局部线性回归			局部二次项回归		
	[-45, 0)	[0, 45]	[-45, 45]	[-58, 0)	[0, 58]	[-58, 58]
	105 292	100 675	205 967	136 125	131 014	267 139
	均值	均值	均值差异	均值	均值	均值差异
	(1)	(2)	(2) - (1)	(3)	(4)	(4) - (3)
家庭人数	4.4087	4.2504	-0.1583***	4.4276	4.2170	-0.2106***
去年有人出生	0.0118	0.0120	0.0002	0.01204	0.01200	0.00004
去年有人死亡	0.0585	0.0318	-0.0266***	0.0629	0.0287	-0.0342***
房屋面积	120.3123	119.2304	-1.0819***	120.9144	119.4435	-1.4708***
房屋房间数	3.8519	3.7761	-0.0758***	3.8786	3.7799	-0.0987***
10 层以上楼房	0.0677	0.0591	-0.0085***	0.0664	0.0585	-0.0078***
2000 年后建成的住房	0.5541	0.5480	-0.0061***	0.5564	0.5481	-0.0083***
有厨房	0.8932	0.8935	0.0003	0.8919	0.8931	0.0013
有厕所	0.2389	0.2418	0.0029	0.2410	0.2408	-0.0002
购买的住房	0.7965	0.7815	-0.0150***	0.8032	0.7806	-0.0225***
有汽车	0.2814	0.2782	-0.0032	0.2766	0.2750	-0.0016

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著，若在保留四位小数时统计数据（估计系数）仍为 0.0000，则保留五位小数，下表同。

## 四、实证结果

### (一) 基准回归

表 2 的第(1)、(3)列汇报基准模型(1)和(2)的实证结果。可以看到, *Over35* 的估计系数均在 5% 水平上显著为正。Lee and Lemieux(2010)指出, 若断点回归设计是有效的, 是否加入控制变量对断点处的估计影响不大。因此, 第(2)、(4)列进一步纳入个人和家庭特征控制变量, *Over35* 的系数变化不大, 表明本文的估计结果是可信的。

在经济意义方面, 以第(1)列基于局部线性回归的结果为例, 表 1 的描述性统计显示, 当小于 35 周岁时, 受访者因单位原因失去工作的比例为 0.3970%, *Over35* 的估计系数 0.1403 意味着, 当年龄刚好超过 35 周岁时, 受访者因单位原因失去工作的比例提高到 0.5373%, 显著增长 35.34%。因此, 无论是统计意义还是经济意义, 基准回归结果均支持: 我国劳动力市场存在系统性的 35 岁歧视; 用人单位的年龄歧视导致显著的 35 岁失业现象。

表 2 基准回归: 我国劳动力市场存在“年龄歧视导致的 35 岁失业”吗?

	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>	0.1403**	0.1396**	0.1838**	0.1811**
	(0.0594)	(0.0594)	(0.0771)	(0.0771)

(续表)

	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>DistanceFrom35</i>	-0.0024 (0.0016)	-0.0018 (0.0016)	-0.0042 (0.0042)	-0.0037 (0.0042)
<i>Over35</i> × <i>DistanceFrom35</i>	0.0036 (0.0024)	0.0031 (0.0024)	-0.00001 (0.0065)	-0.0002 (0.0065)
<i>DistanceFrom35</i> <sup>2</sup>			-0.00005 (0.0001)	-0.00005 (0.0001)
<i>Over35</i> × <i>DistanceFrom35</i> <sup>2</sup>			0.0002* (0.0001)	0.0002* (0.0001)
常数项	0.3410*** (0.0384)	1.0197*** (0.1907)	0.3256*** (0.0528)	0.9684*** (0.1690)
个人和家庭特征		是		是
区县固定效应	是	是	是	是
窗宽	45个月	45个月	58个月	58个月
观测值	205 967	205 967	267 139	267 139
调整的 R <sup>2</sup>	0.008	0.010	0.008	0.010

注:控制变量的定义见第三部分第(一)节,括号内为聚类到区县层面的稳健标准误,下表同。

## (二) 图形分析

图形分析是断点回归设计的重要组成部分,其提供一种简单和透明的方式观察我国劳动力市场年龄与失业的关系。因此,本文在图2中对表2的实证结果进行了可视化,绘制受访者因单位原因失去工作的可能性在35岁附近的分布情况、拟合曲线及其95%置信区间。在所有图形中,劳动者因单位原因失去工作在35岁(0点)处均存在跳跃,拟合曲线受异常值的影响较小,说明本文采用线性和二次项的函数形式进行估计是合理的。

## (三) 稳健性检验

表2实证结果通过以下稳健性检验:第一,替换窗宽。基于数据驱动的局部线性(二次项)回归的最优窗宽为45(58)个月,因此采用30—50(50—70)个月的窗宽进行检验。第二,替换估计方法。基准回归采用参数估计,因此采用基于三角核函数的非参数方法,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。第三,替换固定效应。将基准回归控制的区县固定效应替换成城市固定效应并采用聚类到城市的稳健标准误,或在模型中不控制区县固定效应。第四,替换驱动变量计量单位。将基准回归以月份为单位的驱动变量*DistanceFrom35*替换成以季度为单位。第五,排除年龄操纵影响。剔除临近35岁的受访者样本重新执行基准回归。第六,利用劳动能力和参与意愿重新定义劳动者。剔除报告丧失工作能力、毕业后未工作、离退休、料理家务等不具有劳动能力和劳动力市场参与意愿的受访者样本,重新执行基准回归。<sup>①</sup>

① 检验结果和说明见附录II。



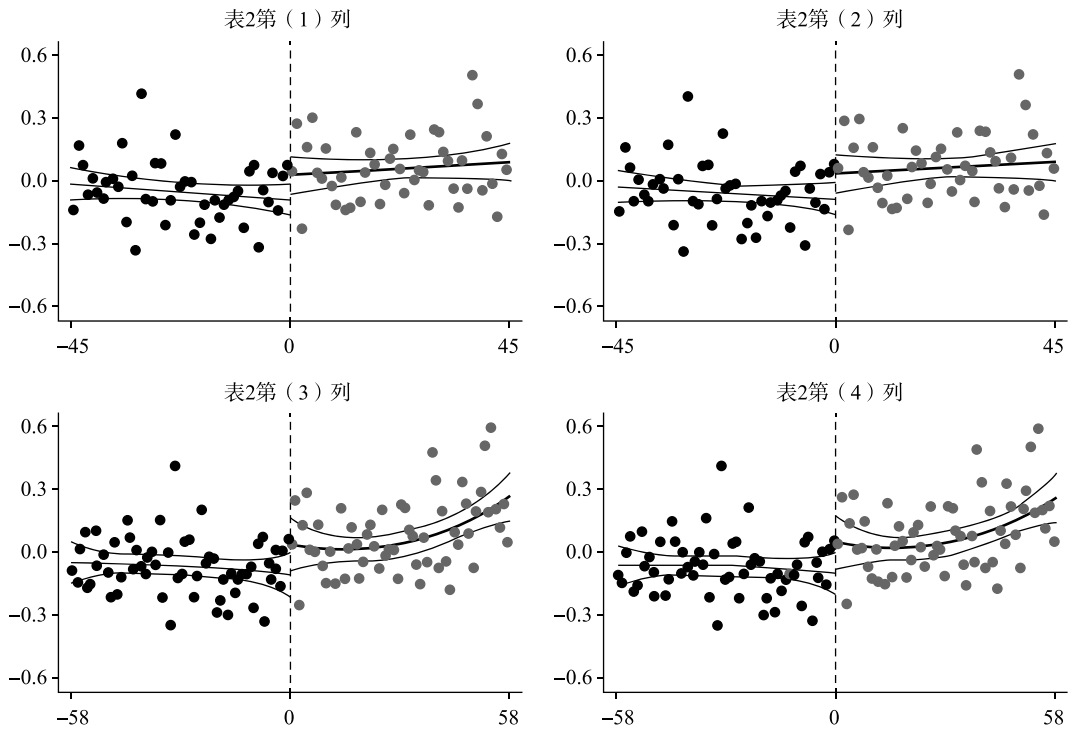


图 2 图形分析：我国劳动力市场存在“年龄歧视导致的 35 岁失业”吗？

注：纵坐标代表因单位原因失去工作（剔除区县固定效应或剔除区县固定效应十个体和家庭特征），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）。

#### （四）连续性条件检验

本节对连续性条件进行检验，证明本文的实证策略较好地控制了劳动者生产力因素影响。

第一，若满足连续性条件，35 岁附近劳动者的年龄应该不存在人为干预情况，即驱动变量  $DistanceFrom35$  在 35 岁处应该是连续的。附图 A2 的检验结果符合预期：子图 (a) 和 (b) 绘制的驱动变量直方图显示，35 岁两侧样本没有异常堆积；子图 (c) 利用 Cattaneo et al. (2020) 的方法对 35 岁处是否存在操纵的检验结果显示，驱动变量的密度函数在 35 岁处不存在显著跳跃，对应估计量  $T$  值为 1.006， $P$  值为 0.315。

第二，若满足连续性条件，35 岁附近受访者的生产力相关特征应该不存在系统性差异。利用人口普查数据提供的个人和家庭特征对此进行检验。需要强调的是，不仅需要检验个人和家庭特征的均值在 35 岁处是否连续，还需关注其标准差的连续性。原因在于，Heckman and Siegelman (1993) 和 Heckman (1998) 指出，劳动者生产力分布差异会导致对歧视程度的估计出现偏误。Neumark et al. (2019) 指出该问题在研究年龄歧视上更明显，当年长劳动者客观上出现合格员工的可能性更低时，用人单位会选择年轻劳动者。换言之，劳动者生产力分布是不可忽视的遗漏变量。因此，检验标准差在 35 岁处的连续性，有助于判断本文的实证策略是否有效控制了不可观测生产力分布的影响。

对于均值的连续性检验，分别将基准回归的被解释变量替换为个人和家庭特征；对于标准差的连续性检验，根据“区县-驱动变量”分组，计算各组个体和家庭特征的标准差，分

别将其视为被解释变量进行回归。表3汇总回归得到 *Over35* 的系数和标准误。结果符合预期:受访者特征的均值和标准差在35岁处是连续的<sup>①</sup>。

表3 对连续性条件的检验

	均值的连续性检验				标准差的连续性检验			
	局部线性回归		局部二次项回归		局部线性回归		局部二次项回归	
	观测值:205 967		观测值:267 139		观测值:49 547		观测值:645 99	
	<i>Over35</i>		<i>Over35</i>		<i>Over35</i>		<i>Over35</i>	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
户主	0.0004	(0.0040)	-0.0016	(0.0054)	-0.0075	(0.0061)	-0.0061	(0.0081)
性别	-0.0020	(0.0045)	0.0055	(0.0061)	-0.0064	(0.0060)	-0.0023	(0.0080)
民族	0.0010	(0.0018)	0.0030	(0.0025)	0.0007	(0.0030)	0.0004	(0.0039)
受教育程度	-0.0385	(0.0248)	-0.0090	(0.0327)	-0.0269	(0.0338)	-0.0451	(0.0441)
识字	-0.0007	(0.0009)	0.0004	(0.0012)	0.0017	(0.0015)	0.0007	(0.0021)
流动人口	0.0001	(0.0041)	0.0010	(0.0054)	-0.0047	(0.0061)	-0.0033	(0.0081)
1年前常住地为本地	0.0014	(0.0029)	-0.0001	(0.0038)	-0.0009	(0.0050)	0.0028	(0.0067)
5年前常住地为本地	0.0047	(0.0033)	0.0051	(0.0044)	-0.0059	(0.0054)	-0.0035	(0.0072)
已婚有配偶	0.0034	(0.0026)	0.0096***	(0.0035)	-0.0076	(0.0048)	-0.0095	(0.0065)
有农村土地承包权	-0.0033	(0.0039)	-0.0065	(0.0052)	0.0041	(0.0061)	0.0032	(0.0081)
家庭人数	0.0005	(0.0150)	0.0384*	(0.0202)	0.0009	(0.0192)	0.0076	(0.0251)
去年有人出生	0.0001	(0.0010)	0.0001	(0.0013)	-0.0014	(0.0019)	-0.0024	(0.0026)
去年有人死亡	0.0003	(0.0019)	0.0005	(0.0026)	-0.0009	(0.0037)	0.0008	(0.0049)
房屋面积	-0.3594	(0.5852)	-0.0634	(0.7863)	-0.8300	(0.8165)	-0.1470	(1.0632)
房屋房间数	-0.0318*	(0.0185)	-0.0216	(0.0245)	-0.0194	(0.0256)	-0.0166	(0.0342)
10层以上楼房	-0.0014	(0.0020)	0.0006	(0.0028)	-0.0038	(0.0035)	-0.0058	(0.0046)
2000年后建成的住房	0.0005	(0.0044)	0.0001	(0.0059)	0.0001	(0.0061)	0.0044	(0.0080)
有厨房	-0.0001	(0.0026)	0.0016	(0.0034)	-0.0016	(0.0043)	-0.0007	(0.0056)
有厕所	0.0037	(0.0033)	0.0016	(0.0044)	0.0019	(0.0053)	0.0028	(0.0070)
购买的住房	-0.0011	(0.0035)	-0.0022	(0.0047)	-0.0026	(0.0054)	0.00003	(0.0070)
有汽车	-0.0030	(0.0039)	-0.0043	(0.0051)	0.0025	(0.0057)	0.0056	(0.0077)

### (五) 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。<sup>②</sup>

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

① 已婚有配偶、家庭人数和房屋房间数的均值在35岁处存在不同程度的跳跃。附表A2在基准回归中纳入这些变量,*Over35*的估计系数变化不大,表明这些变量不影响本文结论。

② 检验结果详见附录III。

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,检验结果符合预期: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>②</sup>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滿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。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。第二部分基于招聘数据的统计显示,企业在招聘中除了对35岁进行要求,还涉及30、40、45、28岁等年龄节点。然而,安慰剂检验结果表明,与招聘不同,企业的解雇决策主要锚定35岁。

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,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。

#### (六) 机制检验

理论上,年龄歧视既可能源于雇主的统计性歧视——通常表现为年龄刻板印象,也可能源于雇主的年轻劳动者偏好(Lahey,2008)。不过,现有的证据指出,年龄刻板印象是用人单位年龄歧视的主要原因。例如,Burn et al.(2022)利用企业招聘数据识别用人单位的年龄刻板印象程度,研究发现负面年龄刻板印象可以解释求职者面临的年龄歧视。借鉴Burn et al.(2022),本节旨在考察:用人单位的年龄刻板印象是否能解释“年龄歧视与35岁失业”的关系?年龄歧视导致的35岁失业是否还与用人单位的年轻劳动者偏好有关?

Burn et al.(2022)结合简历实验与招聘数据,通过以下步骤展开研究:第一,整理文献得到健康、品格、技能维度的年龄刻板印象;第二,利用机器学习识别任职要求与年龄刻板印象的语义相似度;第三,检验年龄刻板印象语义能否解释简历实验得到的年龄歧视。

本文结合断点回归设计与城市层面的招聘数据,通过以下步骤进行检验:第一,参考Burn et al.(2022)得到负面、正面年龄刻板印象的定义,根据Becker(1957)得到年轻劳动者偏好的含义。第二,利用自然语言处理技术,对5969万个招聘岗位的任职要求进行分词,人工挑选与年龄刻板印象、年轻劳动者偏好相关的词语并汇总于表4<sup>①</sup>。第三,对年龄

<sup>①</sup> 关键词方法在透明性上有一定好处:可以清楚地看到哪些词语被识别为年龄刻板印象关键词。相对于Burn et al.(2022)使用的机器学习方法,关键词方法存在以下缺点:一是容易遗漏同义词、近义词或语言表达上的微小变异等情况;二是难以捕捉到上下文和语境中的细微差异;三是难以识别隐含的歧视性语言。本文与Burn et al.(2022)在方法上虽有差异,但在识别思想上是一致的,只是采用关键词方法简化了第二个步骤。不过,也期待学者在未来使用机器学习技术对此做进一步探索和检验。

刻板印象和年轻劳动者偏好构建虚拟变量,例如,对于“年长劳动者的形象较不吸引人”的负面年龄刻板印象,若任职要求出现形象、气质、五官、相貌、品貌任一词,虚拟变量“形象”设定为1,否则为0,其他情况以此类推。第四,使用各城市招聘数据,将35岁限制(是=1,否=0)同时与健康、形象、适应能力、创造力、可靠、抱怨、学习能力、沟通能力、经验、新技术、年轻共11个虚拟变量进行回归。在控制其他因素后,若35岁限制与形象显著正相关,即系数对应的 $T$ 值大于1.96,判断该城市的用人单位存在基于形象的负面年龄刻板印象;若35岁限制与经验显著负相关,即系数对应的 $T$ 值小于-1.96,判断该城市用人单位存在基于经验的正面年龄刻板印象;若35岁限制与年轻显著正相关,即系数对应的 $T$ 值大于1.96,判断该城市用人单位存在年轻劳动者偏好<sup>①</sup>,其他情况以此类推。第五,将各个城市用人单位是否存在负面年龄刻板印象、正面年龄刻板印象和年轻劳动者偏好的判断结果与2015年人口普查数据匹配,对表2的基准回归进行分样本检验。

表4 年龄刻板印象和年轻劳动者偏好:定义与关键词

定义	关键词
Panel A. 年龄刻板印象	
健康	
年长劳动者的健康水平较低	健康、体力、身体素质、记忆力、记性、听说读写、读写能力
年长劳动者的形象较不吸引人	形象、气质、五官、相貌、品貌
品格	
年长劳动者的适应能力较差	适应能力、灵活性
年长劳动者的创造力较差	创造力、创新
年长劳动者较可靠、性格较好	可靠、沉稳、稳重、忠诚、负责、责任、友善、温厚、热情、谨慎
年长劳动者容易抱怨、缺乏上进心	不抱怨、吃苦、抗压、坚韧、激情、事业心、上进心、进取心
技能	
年长劳动者的学习能力较差	学习能力
年长劳动者的沟通能力较好	沟通、表达能力、语言表达、人际交往能力
年长劳动者的经验较丰富	经验
年长劳动者掌握新技术的能力较差	新技术、大数据、人工智能、物联网、云计算、区块链、自然语言、虚拟现实
Panel B. 年轻劳动者偏好	
雇主单纯对年轻劳动者的偏好	年轻

表5汇总检验结果,其中,Panel A、Panel B、Panel C分别是根据城市是否存在负面年龄刻板印象、正面年龄刻板印象、年轻劳动者偏好的分样本回归结果。根据 $Over35$ 的系数是否显著为正,可以得到:第一,可以解释年龄歧视导致35岁失业的负面年龄刻板印象包括年长劳动者的健康水平较低、形象较不吸引人、容易抱怨、缺乏上进心、掌握新技术的

<sup>①</sup> 与 Burn et al.(2022)相比,本文不仅可以考察年龄歧视是否源于年龄刻板印象,还能进一步检验年轻劳动者偏好对年龄与失业关系的解释能力。原因在于:Burn et al.(2022)研究的是美国的劳动力市场,美国1967年颁布的《就业年龄歧视法》(*The Age Discrimination in Employment Act*)不允许企业在发布的招聘信息中包含明确与年龄歧视有关的内容,因此,他们很难提取“年轻”这类明确与年轻劳动者偏好有关的词语,在利用机器学习识别招聘隐含的年龄刻板印象语义时,也较难分离出年轻劳动者偏好语义。

能力较差；第二，不能解释年龄歧视导致 35 岁失业的负面年龄刻板印象包括年长劳动者的适应能力较差、创造力较差；第三，正面年龄刻板印象可以缓解年龄歧视导致的 35 岁失业，具体包括年长劳动者较可靠、性格较好、沟通能力较好、经验较丰富；第四，没有发现年龄歧视导致的 35 岁失业源于用人单位年轻劳动者偏好的支持性证据。<sup>①</sup>

表 5 “年龄歧视导致 35 岁失业”：年龄刻板印象与年轻劳动者偏好<sup>②</sup>

	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
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)	183 880	0.1270**	(0.0633)	238 318	0.1686**	(0.0819)
其他城市	21 466	0.1707	(0.1621)	28 020	0.2130	(0.2136)
② 年长劳动者的形象较不吸引人						
存在城市(形象: $T$ 值 > 1.96)	178 376	0.1297**	(0.0645)	231 166	0.1851**	(0.0835)
其他城市	26 970	0.1406	(0.1465)	35 172	0.0947	(0.1894)
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)	22 656	0.2100	(0.2426)	29 321	0.4910	(0.3184)
其他城市	182 690	0.1241**	(0.0595)	237 017	0.1385*	(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)	1 401	1.1234	(0.7290)	1 838	1.0527	(0.9703)
其他城市	203 945	0.1240**	(0.0594)	264 500	0.1659**	(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)	176 272	0.1528**	(0.0642)	228 304	0.1971**	(0.0833)
其他城市	29 074	-0.0022	(0.1522)	38 034	0.0240	(0.1959)
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)	64 289	0.1665	(0.1121)	83 134	0.2448*	(0.1482)
其他城市	141 057	0.1149*	(0.0694)	183 204	0.1398	(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)	9 875	0.8285***	(0.3166)	12 952	0.9031**	(0.3784)
其他城市	195 471	0.0958	(0.0600)	253 386	0.1363*	(0.0782)
Panel B. 正面年龄刻板印象						
① 年长劳动者较可靠、性格较好						
存在城市(可靠: $T$ 值 < -1.96)	38 172	0.1218	(0.1542)	49 361	0.1681	(0.2077)
其他城市	167 174	0.1336**	(0.0637)	216 977	0.1750**	(0.0815)

① 利用招聘数据在城市层面捕捉年龄刻板印象或年轻劳动者偏好的做法，会受到城市不可观测因素的影响。未来研究可借鉴 Carlsson and Eriksson(2019)，利用对雇主的问卷调查更加直接地检验：用人单位是否对 35 岁以上劳动者存在年龄刻板印象抑或是单纯偏好 35 岁以下的劳动者。

② 加入个人和家庭特征控制变量的结果差别不大，见附表 A3。

(续表)

	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
②年长劳动者的沟通能力较好						
存在城市(沟通能力; $T$ 值 $< -1.96$ )	18 418	0.1517	(0.2322)	23 535	0.3306	(0.3349)
其他城市	186 928	0.1308**	(0.0609)	242 803	0.1596**	(0.0775)
③年长劳动者的经验较丰富						
存在城市(经验; $T$ 值 $< -1.96$ )	8 119	0.1262	(0.3300)	10 399	0.5295	(0.5047)
其他城市	197 227	0.1319**	(0.0602)	255 939	0.1595**	(0.0771)
Panel C. 年轻劳动者偏好						
存在城市(年轻; $T$ 值 $> 1.96$ )	39 979	0.0583	(0.1467)	51 311	0.2551	(0.1994)
其他城市	165 367	0.1497**	(0.0644)	215 027	0.1554*	(0.0823)

### (七) 拓展检验

附录 I 发现企业招聘的 35 岁现象存在地区、学历和行业异质性。因此,本节基于人口普查数据提供的信息,对“年龄歧视导致 35 岁失业”进行异质性分析。

首先,地区异质性。年龄歧视会同时影响企业的招聘和解雇决策,那么当 35 岁劳动者失业时,是否更难在同个城市找到下一份工作,陷入 35 岁危机?根据招聘存在 35 岁及以下要求比例的中位数,将城市划分为招聘年龄限制程度较高和较低两组,对基准回归进行分样本检验。表 6 中 Panel A 的结果显示,因年龄歧视而失业的 35 岁以上劳动者,在同个城市中求职时更可能遇到 35 岁及以下的年龄限制,陷入 35 岁危机。

其次,个体异质性。新闻常提到科技行业劳动者面临年龄歧视和 35 岁危机<sup>①</sup>,引发人们对教育回报率下降的担忧。然而现有研究指出,生产力信息会缓解用人单位的年龄刻板印象(Lahey, 2008)。在表 6 的 Panel B 中,首先接受教育程度进行分样本回归,结果显示,高中及以下的劳动者面临年龄歧视导致的 35 岁失业风险,该结果为教育可以缓解年龄歧视提供了支持性证据;性别歧视是学者关注的重要问题,因此在高中及以下劳动者样本中进一步区分男性和女性,结果显示,男性面临显著的年龄歧视和失业风险;除了直接影响劳动者,失业是否可能通过家庭产生溢出效应值得探讨。因此在高中及以下男性劳动者样本中,进一步依据婚姻状况划分子样本,结果显示,已婚劳动者面临显著的年龄歧视和失业风险,该结果为后续研究年龄歧视通过家庭的溢出效应提供了支持性证据。

最后,时间异质性。基于美国劳动力市场的研究发现,年龄歧视程度不是一成不变的(Dahl and Knepper, 2023)。对我国劳动力市场的研究发现,2005 年以后中国劳动者收入峰值所处的年龄从过去的 55 岁下降至 35 岁(Fang and Qiu, 2023)。从现实情况看,社会各界对年龄歧视的关注度在近年得到明显增加。基于上述学术和现实背景,表 6 的 Panel C

① 关于科技行业年龄歧视的报道见 <https://3w.huanqiu.com/a/de583b/43QxH7r5dWr>。

使用 2005 年和 2010 年人口普查数据,检验“年龄歧视导致 35 岁失业”是近年兴起的,还是常年存在于我国劳动力市场。可以看到,使用 2005 年人口普查数据的实证结果显示, *Over35* 的系数显著为正,即刚好超过 35 岁的劳动者因单位原因失业的比例显著提高,基于 2010 年人口普查数据的结果显示, *Over35* 的系数为正,但不显著,表明“年龄歧视导致的 35 岁失业”在 2005 年已经存在于我国劳动力市场,但在 2010 年并不明显。结合 2005、2010、2015 年普查数据的实证结果可以得到:35 岁歧视及其对失业的影响具有时间异质性。

表 6 拓展检验:地区、个体和时间异质性<sup>①</sup>

	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. 地区异质性						
招聘年龄限制程度较高的城市	102 832	0.2008**	(0.0855)	133 788	0.2410**	(0.1142)
招聘年龄限制程度较低的城市	103 135	0.0787	(0.0824)	133 351	0.1249	(0.1033)
Panel B. 个体异质性						
大专及以上	37 252	-0.0569	(0.1854)	47 875	0.1434	(0.2309)
高中及以下	168 715	0.1675***	(0.0622)	219 264	0.1875**	(0.0818)
其中:女性	83 173	0.0760	(0.0775)	108 240	0.0873	(0.1048)
其中:男性	85 542	0.2374**	(0.0981)	111 024	0.2664**	(0.1305)
其中:未婚/离婚/丧偶	11 723	0.1769	(0.4228)	15 619	0.0637	(0.4678)
其中:已婚	73 819	0.2634***	(0.1013)	95 405	0.2864**	(0.1377)
Panel C. 时间异质性						
2005 年人口普查	309 251	0.2570***	(0.0910)	424 490	0.2488**	(0.1154)
2010 年人口普查	832 034	0.0607	(0.0478)	1 554 553	0.0870	(0.0537)

## 五、政策启示与未来拓展

本文有以下政策启示:第一,政策制定者需要兼顾年龄歧视对就业和失业的双重影响;第二,减少(强化)用人单位的负面(正面)年龄刻板印象,可以缓解因年龄歧视导致的失业问题;第三,降低用人单位的 35 岁锚定效应有助于缓解 35 岁歧视;第四,年龄歧视不易观察,结合企业招聘岗位设置的年龄限制信息,可以评估劳动力市场的年龄歧视程度。

年龄歧视研究领域有以下拓展方向:第一,年龄歧视的成因。本文发现年龄歧视存在锚定效应,但是否主要源于公务员招考,仍缺乏直接的证据。第二,年龄歧视的经济后果。除了直接影响就业和失业,年龄歧视是否会影响企业的生产效率、家庭的消费和投资决

<sup>①</sup> 加入个人和家庭特征控制变量的结果差别不大,见附表 A4。

策、个体的人力资本投资意愿值得探索。第三,年龄歧视的影响因素。本文发现年龄歧视及其对失业的影响存在时间异质性,但其影响因素尚不清楚。深入研究上述问题,有助于理解年龄歧视的形成过程以及经济后果,为我国实现高质量充分就业提出更加有效的治理建议。

## 参考文献

- [1] Aigner, D. J., and G. G. Cain, "Statistical Theories of Discrimination in Labor Markets", *Industrial and Labor Relations Review*, 1977, 30(2), 175-187.
- [2] Arrow, K., "The Theory of Discrimination", In: Ashenfelter, O. A. and A. Rees(eds.), *Discrimination in Labor Markets*. Princeton, NJ: Princeton University Press, 1973, 3-33.
- [3] Becker, G. S., *The Economics of Discrimination*. University of Chicago Press, 1957.
- [4] Burn, I., P. Button, L. M. Corella, and D. Neumark, "Does Ageist Language in Job Ads Predict Age Discrimination in Hiring?", *Journal of Labor Economics*, 2022, 40(3), 613-667.
- [5] Calonico, S., M. D. Cattaneo, and R. Titiunik, "Robust Nonparametric Confidence Intervals for Regression-Discontinuity Designs", *Econometrica*, 2014, 82(6), 2295-2326.
- [6] Carlsson, M., and S. Eriksson, "Age Discrimination in Hiring Decisions: Evidence from a Field Experiment in the Labor Market", *Labour Economics*, 2019, 59, 173-183.
- [7] Cattaneo, M. D., M. Jansson, and X. Ma, "Simple Local Polynomial Density Estimators", *Journal of the American Statistical Association*, 2020, 115(531), 1449-1455.
- [8] 陈靖、李惠璇、徐建国、陈子浩, "城市规模与就业冲击——基于新冠疫情后的网络招聘数据分析", 《经济学》(季刊), 2022年第6期, 第2125—2146页。
- [9] 陈琳、高悦莲、余林徽, "人工智能如何改变企业对劳动力的需求? ——来自招聘平台大数据的分析", 《管理世界》, 2024年第6期, 第74—93页。
- [10] 陈仕华、李维安, "并购溢价决策中的锚定效应研究", 《经济研究》, 2016年第6期, 第114—127页。
- [11] Dahl, G. B., and M. Knepper, "Age Discrimination across the Business Cycle", *American Economic Journal: Economic Policy*, 2023, 15(4), 75-112.
- [12] 董志强、彭娟、刘善仕, "平台灵工经济中的性别收入差距研究", 《经济研究》, 2023年第10期, 第15—33页。
- [13] Fang, H., and X. Qiu, "'Golden Ages': A Tale of the Labor Markets in China and the United States", *Journal of Political Economy Macroeconomics*, 2023, 1(4), 665-706.
- [14] Gelman, A., and G. Imbens, "Why High-Order Polynomials Should Not Be Used in Regression Discontinuity Designs", *Journal of Business & Economic Statistics*, 2019, 37(3), 447-456.
- [15] Heckman, J. J., "Detecting Discrimination", *Journal of Economic Perspectives*, 1998, 12(2), 101-116.
- [16] Heckman, J. J., and P. Siegelman, "The Urban Institute Audit Studies: Their Methods and Findings", In: Fix, M. and R. Struyk, *Clear and Convincing Evidence: Measurement of Discrimination in America*. Washington, DC: Urban Inst. Press, 1993, 187-258.
- [17] Hurwitz, A., O. Sade, and E. Winter, "Unintended Consequences of Minimum Annuity Laws: An Experimental Study", *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2020, 169, 208-222.
- [18] Kuhn, P., and K. Shen, "Gender Discrimination in Job Ads: Evidence from China", *The Quarterly Journal of Economics*, 2013, 128(1), 287-336.
- [19] Kuhn, P., and K. Shen, "What Happens When Employers Can No Longer Discriminate in Job Ads?", *American Economic Review*, 2023, 113(4), 1013-1048.



- [20] Lahey, J. N., "Age, Women, and Hiring: An Experimental Study", *Journal of Human Resources*, 2008, 43(1), 30-56.
- [21] Lee, D. S., and T. Lemieux, "Regression Discontinuity Designs in Economics", *Journal of Economic Literature*, 2010, 48(2), 281-355.
- [22] 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。
- [23] 李晓光, "教育失配经历对企业雇佣决策的影响: 来自简历投递实验和在线招聘职位的证据", 《管理世界》, 2024 年第 4 期, 第 121—145 页。
- [24] 梁文泉、钟瑞婷, "城市内的'孟母': 子女随迁如何影响母亲就业决策和性别收入差距?", 《经济学》(季刊), 2023 年第 5 期, 第 2042—2060 页。
- [25] 马双、肖翰、李丁、张鹏, "最低工资与异质性人力资本需求: 基于招聘网站数据的研究", 《世界经济》, 2023 年第 12 期, 第 92—114 页。
- [26] 莫怡青、李力行, "零工经济对创业的影响——以外卖平台的兴起为例", 《管理世界》, 2022 年第 2 期, 第 31—45 页。
- [27] Neumark, D., I. Burn, and P. Button, "Is It Harder for Older Workers to Find Jobs? New and Improved Evidence from a Field Experiment", *Journal of Political Economy*, 2019, 127(2), 922-970.
- [28] Neumark, D., "Experimental Research on Labor Market Discrimination", *Journal of Economic Literature*, 2018, 56(3), 799-866.
- [29] Phelps, E. S., "The Statistical Theory of Racism and Sexism", *American Economic Review*, 1972, 62(4), 659-661.
- [30] 孙鲲鹏、罗婷、肖星, "人才政策、研发人员招聘与企业创新", 《经济研究》, 2021 年第 8 期, 第 143—159 页。
- [31] Tversky, A., and D. Kahneman, "Judgment under Uncertainty: Heuristics and Biases", *Science*, 1974, 185, 1124-1131.
- [32] Van Borm, H., I. Burn, and S. Baert, "What Does a Job Candidate's Age Signal to Employers?", *Labour Economics*, 2021, 71, 102003.
- [33] 叶迪、史青、陈启斐, "贸易开放与年龄收入差距: 基于双重技能要素禀赋视角", 《世界经济》, 2023 年第 10 期, 第 3—32 页。
- [34] 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。
- [35] 祝继高、辛宇、仇文妍, "企业捐赠中的锚定效应研究——基于'汶川地震'和'雅安地震'中企业捐赠的实证研究", 《管理世界》, 2017 年第 7 期, 第 129—141 页。

# Age Discrimination Causes Unemployment: A Regression Discontinuity Design

LIN Wenlian\*

(Sun Yat-sen University, Shenzhen)

**Abstract:** Although age discrimination in China's labor market has received attention, empirical studies remain limited. Using a regression discontinuity design with 2015 census data, I investigate the relationship between age discrimination and unemployment, particularly in the context of the prevalent 35-year limit in recruitment practices. The results show that, even after controlling for productivity factors, the dismissal rate increases from 0.40% to 0.54% immediately after workers surpass age 35. This rise is driven by negative age stereotypes and anchoring effects in employers' decisions, with regional, individual, and temporal variations. The study provides insights for policy efforts to combat age discrimination.

**Keywords:** age discrimination; unemployment at age 35; regression discontinuity design

**JEL Classification:** J70, J71, J64

---

\* Corresponding Author: LIN Wenlian, No. 66 Gongchang Road, Guangming District, Shenzhen, Guangdong 518107, China; Tel:86-15800004377; E-mail:linwlian3@mail.sysu.edu.cn.