
老年人就业和年轻人就业的关系： 来自中国的经验证据

张川川 赵耀辉*

内容提要 本文使用 1990、2000 年中国人口普查数据和 2005 年全国 1% 人口抽样调查数据考察了高年龄段人口就业对年轻人就业的影响。普通最小二乘估计结果(OLS)显示,年轻人就业与高年龄段人口就业显著正相关。我们进一步采用面板数据双向固定效应回归和两阶段最小二乘回归以解决 OLS 估计可能存在的遗漏变量偏倚问题,其结果仍然表明,高年龄段人口就业的增加会提高而非抑制年轻人就业。我们还发现高年龄段人口就业对青年工人的工资水平有显著的正向影响。本文的研究表明,老年人就业的增加不会挤出年轻人就业。

关键词 人口老龄化 中老年人就业 年轻人就业

一 引言

由于计划生育政策的实施和人均预期寿命的延长,中国正在经历快速的人口老龄化过程。2010 年第六次人口普查数据公报显示,中国 65 岁及以上人口比重为 8.87%,比 10 年前上涨了 21.5%,老年抚养比为 11.9%。^① 快速的人口老龄化对中国

* 张川川:中央财经大学经济学院 100081 电子信箱:ccz.zhang@gmail.com;赵耀辉:北京大学国家发展研究院 100871 电子信箱:yhzhao@ccer.pku.edu.cn。

作者感谢国家自然科学基金重点项目(70910107022、71133004)和“中央财经大学协同创新中心”经济学院研究项目的资助。作者感谢哈佛大学 David Wise 和匿名评审人的评论和修改意见,感谢北京大学国家发展研究院、清华大学公共管理学院、中国人民大学劳动人事学院、中央财经大学经济学院学术研讨会和“兼顾效率与公平的中国城市化”学术研讨会与会者的讨论,文责自负。

① 见 http://www.stats.gov.cn/tjfx/jdtx/t20110428_402722253.htm。

的社会养老保障体系和劳动力市场带来了巨大的挑战。改革和完善退休制度以促进老年人就业,是缓解人口老龄化所带来的经济压力的重要手段之一。然而,旨在延缓老年人退休的政策遭到了社会舆论和部分学者的反对,主要理由在于,老年人就业的增加会挤出年轻人就业,即所谓“老人不退,新人没位”。^① 上世纪90年代末以来,随着高等教育招生规模的扩大,大学毕业生就业难的问题引起广泛关注,在“老人挤出新人”的舆论下,实施旨在延缓老年人退休的政策就变得更加困难。

西方国家面临同样的人口老龄化问题,旨在延缓老年人退休的政策不断被提到议事日程,而在政策辩论中,“老人挤出新人”的观点也不断被反对者使用。最近,这个观点受到系统性反驳。Gruber等(2009)使用经济合作与发展组织(OECD)12个国家的数据,估计了高年龄段人口就业对青壮年人就业的影响,发现高年龄段人口就业的增加不但不会抑制青壮年人就业,反而会起到促进作用。^② 在中国,虽然很多人认为“老人”和“新人”在工作中是替代关系,但还没有经验研究可以佐证这个观点。上述学者基于OECD国家的结论不一定适用于中国,因为作为发展中国家,中国劳动力市场处于快速转型阶段,工作岗位特征不断发生变化,不同年龄段劳动者的技能构成也不断发生变化,这就可能使得中国不同年龄段劳动力之间的可替代性更小。

本文的研究目的是考察中国高年龄段人口就业对年轻人就业的影响,为解答老年人就业增加是否会挤出年轻人就业提供初步的经验证据。具体的,本文使用1990和2000年人口普查数据以及2005年全国1%人口抽样调查数据,在城市范围内估计了高年龄段人口就业对青壮年人就业的影响。本文的OLS估计结果显示,高年龄段人口就业与青壮年人就业具有正向关系。在采用双向固定效应回归和两阶段最小二乘回归(TSLS)解决OLS估计可能存在的遗漏变量问题之后,我们发现高年龄段人口就业对青年和壮年人就业均具有显著正向影响。我们进一步估计了高年龄段人口就业对青壮年工人工资的影响,因为从理论上说,延迟退休年龄可能在不影响年轻人就业数量的情况下,导致年轻人工资水平下降,即在“强度边际(intensive margin)”而非“广度边际(extensive margin)”上对年轻人就业产生负向冲击。但本文的估计结果并没有发现有显著负向影响。

本文余下部分结构安排为:第二节介绍相关理论背景;第三节为数据来源和主要变量的描述性统计;第四节为经验分析策略;第五节报告多种模型设定下的检验结果;

^① 见 <http://www.cssn.cn/news/446983.htm>。

^② 他们定义55~64岁为高年龄段人口(older persons),20~24岁为青年人口(youth),25~54岁为壮年人口(prime age persons)。

第六节对研究结论做进一步的讨论;第七节总结全文。

二 相关理论背景

对于高年龄段人口就业会挤出年轻人就业的观点主要基于两个理论假设:首先,不同年龄段的劳动力是可替代的;其次,一个经济体的工作岗位数目是固定的,一类劳动力(如老年人)就业的增加必然引起另一类劳动力(如年轻人)就业的减少(Hunt 和 Katz,1998;Kalwij 等,2009)。

对于第一个假设,研究不同年龄段劳动力之间是否存在替代关系的文献很少,为数不多的经验研究没有得出一致结论。其中有研究发现高年龄工人和年轻工人之间存在替代关系(Card 和 Lemieux, 2000),而有的发现他们之间存在互补关系(Hebbink, 1994)。理论上,高年龄段劳动力和年轻劳动力是否存在替代关系取决于这两个群体在多大程度上是同质的。正如 Freeman (1998)所指出的,技术特征不同的劳动力之间很难彼此替代,且很可能是互补的。高年龄段工人掌握更多的专有技术,这些技术通常来自工作中的积累,而年轻工人则更多的具备一般性技术,因为他们的平均教育水平更高。在中国,快速发展的高等教育使得年轻人的教育水平提高很快:2005年,超过20%的20~30岁年龄段人口有大学学历,而大学学历人口比重在55~64岁男性和50~59岁女性中仅有10.8%和4.8%(图1)。另外,快速的经济增长和产业结构变迁又使得工作特征不断发生变化,增强了工人在工作中积累技术的专属性,老年人的技术知识结构往往无法适应新的工

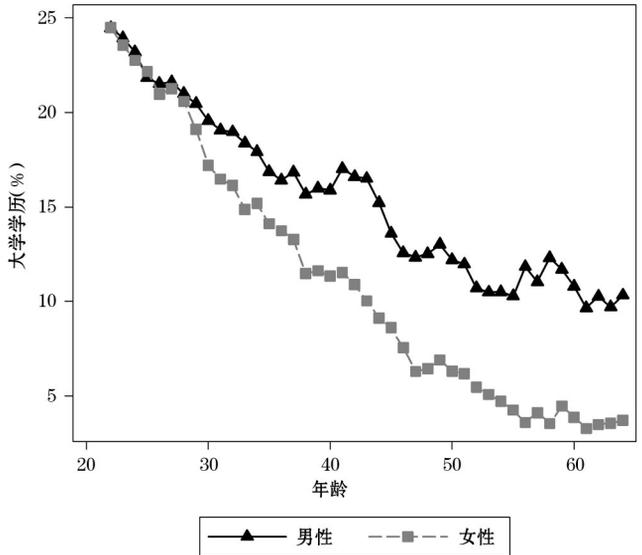


图1 分年龄人口大学学历占比

数据来源:2005年全国1%人口抽样调查数据。

说明:大学学历包括大专、4年制本科和研究生。“人口”指经济活动人口。

世界经济 * 2014年第5期 · 76 ·

作岗位。由于中国不同年龄组劳动力在专有性技术的掌握和教育水平上存在很大差异,使得他们之间的可替代性比发达国家更弱。^①

对于第二个假设,经济理论已经表明这种假设未被经验证据所支持(Hunt 和 Katz, 1998; Kalwij 等, 2009; Kapteyn 等, 2004)。该假设有时候被称为“劳动合成谬误”(lump-of-labor-fallacy)(Walker, 2007)。Hunt 和 Katz(1998)指出,理论上,如果劳动时间投入的下降导致边际生产成本上升,最优产出规模会下降,从而导致总的劳动需求减少。在这种情况下,高年龄段人口就业的下降不仅无助于年轻人就业,还会导致年轻人就业机会的减少。

综合文献中的讨论,单从理论上还无法确定中国高年龄段人口就业和年轻人口就业之间究竟存在怎样的关系以及这种关系的强弱程度,因此需要检验。

三 数据

本文所使用的数据是1990、2000年人口普查数据和2005年全国1%人口抽样调查数据的1%、0.095%和20%微观子样本数据,这是目前可以使用的样本规模最大的具有代表性的全国人口数据。^②我们剔除了自雇佣的农业劳动者以及在校学生。1990~2005年,高等教育发展迅速,剔除在校生活会影响青年人就业率的计算。大学入学决策显然会受就业决策的影响,如在工作机会较少的情况下,青年人可能会选择继续留在学校,但是我们又不能简单地把所有在校大学生都视为失业人员。为确保结果的稳健性,我们分别在剔除和不剔除在校学生两种情况下进行了分析,所得到的估计结果完全一致。限于篇幅,本文只报告了剔除在校学生情况下得到的结果。

借鉴 Gruber 等(2009)的做法,我们将受访者按年龄划分为3个劳动力群体:高年龄段人口、青年人口和壮年人口。由于男性和女性在工作性质上的差异很大,所以本文所有分析都分男女分别进行。

在年龄段的划分上,我们定义55~64岁男性和50~59岁女性为高年龄段劳动力。无论男性还是女性,均定义20~24岁为青年人。对于男性,我们定义25~54岁

^① 本文的工具变量估计结果表明,中国高年龄段人口就业率同青壮年就业率之间的正向关系略强于使用OECD国家数据所得到的结果。

^② 1990、2000年人口普查和2005年人口抽样调查的子样本数据是由国家统计局从原始数据中进行随机抽样、剔除敏感信息后得到并供学术研究使用的,是目前学术界广泛使用的版本。

为壮年人;对于女性,则定义 25~49 岁为壮年人。^① 表 1 分性别报告了 1990、2000、和 2005 年各年龄组人群的就业率。男性高年龄段人口的就业率由 1990 年的 33% 下降到了 2000 年的 30%,并进一步下降到 2005 年的 29%。青年和壮年男性就业率在 1990~2000 年间有所下降,随后又有所上升。女性高年龄段人口的就业率从 1990 年的 14% 上升到 2000 年的 18%,又略微下降到了 2005 年的 17%。1990~2005 年,青年和壮年女性的就业率都出现下降。特别是 2000~2005 年,青年女性的就业率下降了 10 个百分点,壮年女性的就业率下降了 5 个百分点。总体看来,各年龄段人口就业率在时间上的变动没有明显的共同趋势。

表 1 各年龄组人口就业率

年份	男性			女性		
	20~24	25~54	55~64	20~24	25~49	50~59
1990	0.77	0.88	0.33	0.73	0.67	0.14
2000	0.64	0.77	0.30	0.66	0.65	0.18
2005	0.74	0.85	0.29	0.56	0.60	0.17
合计	0.72	0.83	0.31	0.64	0.64	0.17

数据来源:1990 和 2000 年人口普查以及 2005 年全国 1% 人口抽样调查数据。

说明:样本剔除了在校学生和农业部门从业者。

在图 2 中,我们使用 2005 年横截面数据在城市水平上直观的描述了不同年龄段劳动力人口就业率之间的关系。图 2 显示各年龄段人口就业率呈显著正相关。这种相关性在女性劳动力群体中更明显。不同年龄段人口就业率的正相关性还表现在行业分布上。图 3 显示,在高年龄段人口就业率较高的行业上,青年和壮年人的就业率也较高,表现出很强的互补性。图 2 和图 3 的结果表明不仅在城市层面上,即使在行业层面上,不同年龄段人口就业之间也存在很强的互补性。从这些图中,虽然我们看到高年龄段人口就业与青壮年人就业呈显著的正相关,但是我们无法从中得到任何因

^① 我们对青年人的定义与 Gruber 等(2009)相同,而对高年龄段人口和壮年人的定义与他们略有不同,Gruber 等(2009)对男性和女性采用相同的年龄段定义进行分组,即 25~54 岁为壮年人,55~64 为高年龄段人口。我们对女性高年龄段人口定义不同的原因在于,目前中国女性体力劳动者的法定退休年龄是 50 岁,低于男性的 60 岁。如果延迟退休年龄,较为可能的选择是将女性和男性退休年龄分别推迟至 60 和 65 岁,这样,50~59 岁女性和 60~64 岁男性会继续留在工作岗位上,这正是本文重点关注的群体。为了检验在不同年龄段定义下的结果是否稳健,我们对 60~64 岁男性和 55~59 岁女性的高年龄段人口进行了分析,结果没有明显不同,只是系数大小有所变化,详细的估计结果见附表 2 和 3。

果效应^①的解释。这是因为,不同年龄段人口就业的相关性可能源于城市宏观经济状况,如投资增长快,制造业部门发达的城市各年龄组人口就业率在此时会更高。在本文经验分析部分,我们在回归框架下控制其他变量的影响,并且对由于未能控制所有

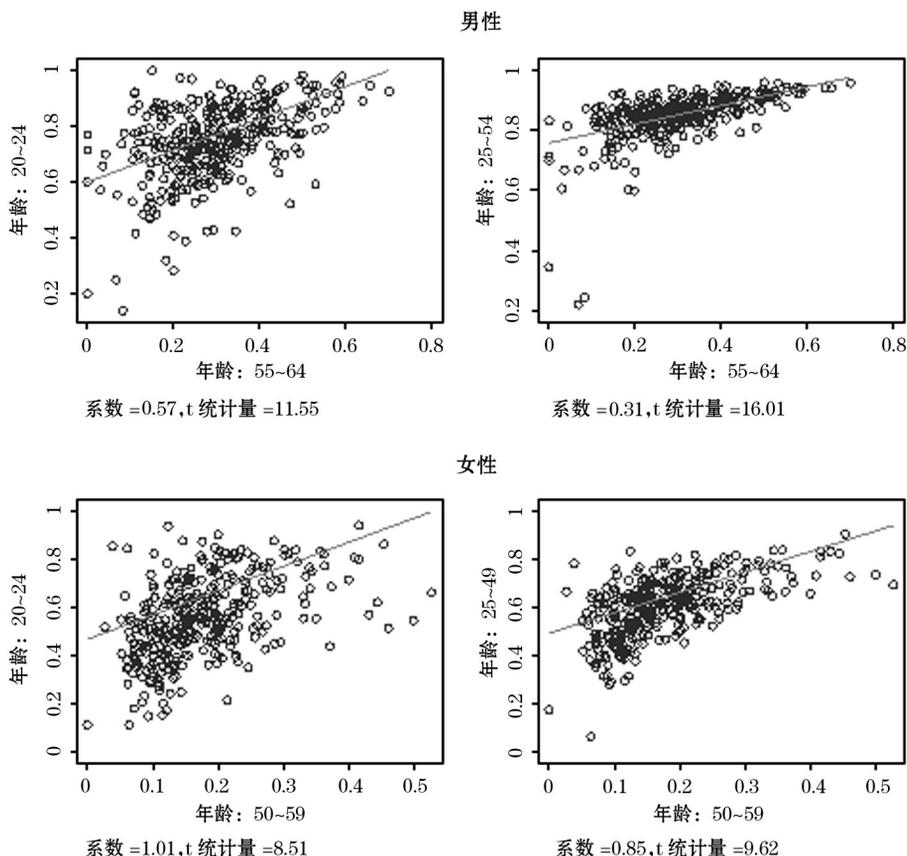


图2 高年龄段人口就业与青壮年人就业的关系

数据来源:2005年全国1%人口抽样调查数据。

说明:样本剔除了在校学生和农业部门从业者。每一个空心圆表示一个城市。线性拟合根据城市就业占全国就业的比重进行加权。空心圆大小反映的是各城市就业占全国就业的比重。

^① “因果效应”可以理解为在一个理想的随机化控制实验中,一个给定的干预或处理(treatment)对特定结果的影响,Angrist等(1996)给因果效应下了一个定义,Angrist和Krueger(1999)详细讨论了因果关系的识别问题。

变量导致的问题进行处理,以估计高年龄段人口就业对青年和壮年人就业的因果性影响。

人口调查数据没有诸如经济增长和固定资产投资等影响整体就业形势的宏观经济变量,我们从《中国城市统计年鉴》中选取这些变量作为回归分析中的控制变量。我们在城市水平上将 1990、2000 和 2005 年的人口调查数据同对应年份的城市统计年鉴数据进行了匹配。^①

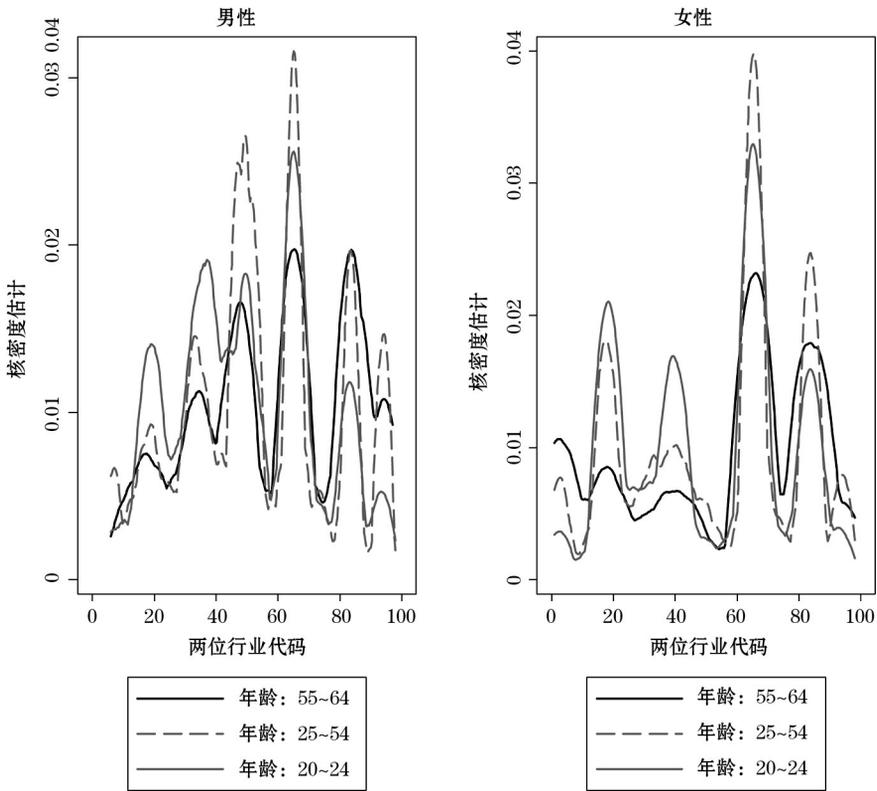


图3 各年龄组从业者的行业分布

数据来源:2005年全国1%人口抽样调查数据。

说明:图中所示为各行业就业概率密度的核密度估计,样本剔除了在校学生和农业部门从业者。行业代码为国家统计局标准行业分类代码,共计90个行业。

① 1990年城市统计年鉴数据取自《新中国城市统计50年资料汇编》,2000和2005年数据取自对应年份的年度《中国城市统计年鉴》。1990、2000和2005年城市统计年鉴数据分别有222、283和280个城市观测值。

四 经验分析策略

我们依次采用3种计量识别策略估计高年龄段人口就业对青年和壮年人就业的影响。第一种方法为传统的OLS估计方法。我们估计如下方程：

$$Employment_{y_j} = \alpha + \beta Employment_{o_j} + \gamma X_j + \varepsilon_j \quad (1)$$

其中, $Employment_{y_j}$ 为青年人(或壮年人)的就业率, $Employment_{o_j}$ 为高年龄段人口就业率, 就业率的计算为就业人数除以总经济活动人数。^① 女性和男性的就业率分别进行计算。 X_j 是一组影响劳动力供给和需求的控制变量, j 表示在城市(地级市)水平上定义的观测值。

OLS估计的有效性依赖于很强的假设,即在加入有限的控制变量(X_j)后, $Employment_{o_j}$ 不和误差干扰项相关。这要求我们控制所有可能影响青壮年就业并与高年龄段人口就业相关的变量,任何变量的遗漏都会导致估计结果有偏。但是,遗漏变量是可能存在的。例如,如果某个城市的政府特别重视就业,或者民众有勤劳的传统,那么该城市高年龄段人口就业和青壮年人就业可能同时高于其他城市,从而导致系数高估;如果一个地区家庭财富水平比较高,年轻人就业更为容易,那么老年人可能更早退出劳动力市场,这又会导致对系数的低估。除遗漏问题以外,如果我们对城市就业的测算存在误差,同样会导致对系数的低估。

我们采用的第二种方法为双向固定效应回归。我们利用多期数据构建城市水平的面板数据,估计如下模型:

$$Employment_{y_{jt}} = \alpha + \beta Employment_{o_{jt}} + \gamma X_{jt} + P_j + \lambda_t + \varepsilon_{jt} \quad (2)$$

其中, P_j 用于控制城市固定效应, λ_t 用于控制时间固定效应。双向固定效应模型可以避免所有由不随时间变化或者不随城市变化因素所导致的遗漏变量偏倚问题。^② 但是,固定效应回归无法解决随时间和地区变化因素所引起的遗漏变量问题。

我们采用的第三种方法为两阶段最小二乘估计(TSLS)。在 Gruber 等(2009)的

① 就业人口和经济活动人口均基于调查时点在城市居住的人口计算,包括非户籍人口;使用不同年份数据进行的计算采用的是相同标准。本文对就业率的定义不同于经济学中标准的定义方法,标准定义中分母不包含退出劳动的个体;也不同于经济学文献中对劳动参与率的标准定义,劳动参与率的分子部分包括了失业者。本文的就业率定义为就业人数和总劳动力人数的比值。这3种指标差别很小,不会对本文的结论产生显著影响。

② 举例而言,沿海开放城市的就业状况可能整体上好于内陆城市,控制城市固定效应,可以剔除城市区位因素的影响;又如,宏观货币政策可能影响就业形势,但是在同一时期,所有城市面临的货币政策是相同的,因此可以由时间固定效应加以控制。

研究中,他们利用各国退休制度改革所产生的退休激励变化,将其视为影响高年龄段人口就业的外生性政策冲击,用于估计高年龄段人口就业对年轻人就业的影响,从而避免或减轻了 OLS 估计的内生性问题。例如,德国在 1972 年出台法案,允许女性在 60 岁、男性在 63 岁退休,同时不改变原有的退休金收益,而 1972 年以前的正常退休年龄为 65 岁。该法案的出台为提前退休提供了激励,导致高年龄段人口就业率的下降。类似的,本文利用外生性的退休制度安排来构造工具变量。

不同于欧美国家,中国的退休制度是以正规部门严格的法定退休年龄为特征的,在正规部门就业的男性工人到了 60 岁、女性普通工人到了 50 岁就必须退休。但是非正规部门(如自我雇佣、私营企业)则基本上没有这样的制度安排,即使有也占较小的比例,它们成为正规部门退休职工的再就业渠道。基于这样的认识,一个城市正规部门越多,高年龄段人口就业比例应该越低,这就是我们的识别策略。具体的,我们以接近退休年龄工人在正规部门就业的比重作为高年龄段人口就业率的工具变量。^① 对于男性,我们以 55~59 岁就业人口在正规部门的比重作为高年龄段人口就业率的工具变量;对于女性,我们以 45~49 岁就业人口在正规部门的比重作为高年龄段人口就业率的工具变量。由于正规部门与非正规部门的就业需求和从业人口特征存在显著的不同,一个城市的正规部门就业比例可能同时影响包括老年人和年轻人在内的城市整体就业需求。但是,就业部门结构对年轻人就业的影响应当只通过年轻人就业部门结构发挥作用,因此,在控制了年轻人本身的就业部门结构后,老年人就业的部门结构应当是相对外生的。此外,年轻人的就业部门结构还可以在某种程度上作为代理变量,进一步控制其他通过就业部门结构影响年轻人和老年人就业的因素,从而进一步减轻遗漏变量偏倚问题。因此,在对青年和壮年人口就业进行估计的时候,我们分别控制了青年和壮年人口在正规部门的就业比重,以确保工具变量的有效性。在 TSLS 回归设定下,我们识别的是局域平均处理效应(LATE)(Imbens 和 Angrist, 1994),即由正规部门工人退休所引起的高年龄段人口就业变化对青壮年人就业的影响。我们估计如下模型:

$$Employment_{y_j} = \alpha + \beta Employment_{o_j} + \gamma X_j + \varepsilon_j \quad (3)$$

$$Employment_{o_j} = \alpha_0 + \alpha_1 Share_{o_j} + \alpha_2 X_j + \varepsilon_j \quad (4)$$

其中(3)式为二阶段回归,各变量定义同(1)式。(4)式为一阶段回归, $Share_{o_j}$ 为 55~59 岁男性(或 45~49 岁女性)在正规部门就业者中的比重。由于只有 2005 年的

① 此处正规部门指机关团体事业单位和国有及国有控股企业。

人口抽样调查数据有部门就业信息,因此 TSLS 估计仅使用 2005 年横截面数据。^①

理论上,高年龄段人口就业对年轻劳动力的影响可能体现在工资水平而非就业上。这取决于年轻人的劳动供给弹性。例如,在年轻劳动力保留工资水平很低的情况下,企业可能通过降低工资而维持同等数量的劳动雇佣。为检验是否如此,我们使用含有工资信息的 2005 年人口调查数据估计了高年龄段人口就业对青年和壮年工人工资水平的影响。

五 检验结果

(一) 高年龄段人口就业对年轻人就业的影响

在本小节,我们依次采用 3 种识别策略估计高年龄段人口就业对青壮年人就业的影响。

表 2 的 A 部分报告了 OLS 估计结果(方程(1))。依照 Gruber 等(2009)的做法,在回归中,我们控制了制造业就业比重、地区国内生产总值、国内生产总值增长率和固定资产投资等同时影响劳动力供给和需求的因素。^② 我们使用 2005、2000 和 1990 年数据所进行的估计一致表明,高年龄段人口就业对青年和壮年人就业有显著的正向影响。我们使用 2005 年数据的估计显示,在男性样本中,高年龄段人口就业率每上升 1 个百分点,青年人就业率上升 0.569 个百分点(0.76%)。^③ 加入其他控制变量后,这一关系减弱到了 0.391(0.53%),但仍然在 1% 水平上统计显著。高年龄段男性就业对壮年男性就业的影响也显著为正。在不加控制变量的情况下,高年龄段男性就业率每增加 1 个百分点对应壮年男性就业率增加 0.312 个百分点(0.37%)。加入控制变量后,系数只有很小的下降。使用 2000 和 1990 年数据进行估计得到的结果类似,只是回归系数的大小有所变化。在女性样本中,我们同样发现高年龄段人口就业对青年和壮年人就业有显著正向影响。加入控制变量后,回归系数明显下降,表明不同年龄段女性劳动力就业同时受宏观经济状况的影响。表 2 的 A 部分的 OLS 估计结果表明,中国高年龄段人口就业同青年和壮年人口就业之间存在显著的正向关系,这可能

① 需要承认的是,由于仅使用 2005 年的横截面数据,TSLS 估计无法利用样本在 1990~2005 年间时间维度上的变异,这是本文 TSLS 估计相比面板数据估计的不足之处。

② 除制造业就业比重以外的其他控制变量均来自城市统计年鉴。由于缺少 1990 年城市统计年鉴数据,我们采用 1990 年人口普查数据所做的横截面估计,仅控制了制造业就业比重。

③ 此处百分比影响的计算是相对于青年人就业的均值水平。此处青年男性就业率为 74.4%,因此百分比影响为 $0.569/74.4 \times 100$ 。文中其他百分比影响的计算均相对于均值水平。

表 2 高年龄段人口就业对青壮年劳动力就业的影响

	男性				女性			
	20~24 岁人口就业率		25~54 岁人口就业率		20~24 岁人口就业率		25~49 岁人口就业率	
A: OLS 估计								
2005 年样本	0.569*** (0.049)	0.391*** (0.054)	0.312*** (0.019)	0.279*** (0.024)	1.009*** (0.119)	0.535*** (0.089)	0.848*** (0.088)	0.698*** (0.096)
观测值	345	278	345	278	345	278	345	278
2000 年样本	0.325*** (0.063)	0.351*** (0.060)	0.163*** (0.027)	0.200*** (0.026)	0.331*** (0.101)	0.299** (0.115)	0.233*** (0.063)	0.224*** (0.083)
观测值	313	231	315	231	311	231	316	231
1990 年样本	0.231*** (0.031)	0.212*** (0.059)	0.133*** (0.015)	0.124*** (0.029)	0.867*** (0.105)	0.838*** (0.131)	1.354*** (0.159)	1.379*** (0.150)
观测值	347	180	347	180	347	180	347	180
3 年样本	0.342*** (0.037)	0.376*** (0.039)	0.248*** (0.021)	0.235*** (0.020)	0.545*** (0.071)	0.413*** (0.078)	0.631*** (0.052)	0.593*** (0.058)
观测值	937	682	937	682	938	682	941	682
B: FE 估计								
	0.179*** (0.054)	0.149*** (0.046)	0.181*** (0.023)	0.121*** (0.019)	0.451*** (0.071)	0.345*** (0.082)	0.543*** (0.054)	0.428*** (0.059)
观测值	937	682	937	682	938	682	941	682
C: TSLS 估计								
	0.700*** (0.220)	0.822*** (0.154)	0.674 (3.598)	0.815*** (0.314)	-0.408 (0.651)	0.588* (0.314)	-0.292 (0.177)	-0.967 (0.974)
观测值	339	277	339	277	345	278	345	278
工具变量 F 值	18.09	55.47	60.38	97.64	32.26	41.55	50.57	51.49
控制变量	否	是	否	是	否	是	否	是

数据来源:1990 和 2000 年人口普查,2005 年全国 1% 人口抽样调查,1990、2000 和 2005 年《中国城市统计年鉴》。

说明:括号中为稳健标准误。***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上统计显著。男性样本中报告的是 55~64 岁人口就业率的系数,女性样本中报告的是 50~59 岁人口就业率的系数。样本剔除了在校学生和农业部门从业者。控制变量包括城市制造业就业比重,GDP、GDP 增长率以及固定资产投资额。除 FE 估计外,所有回归都由各城市就业占全国总就业比重加权。表中倒数第二行为 TSLS 估计一阶段估计中工具变量的 F 值,所有回归设定都大于 Stock 和 Yogo(2005)提供的弱工具变量检验的临界值水平(16.38),显示不存在弱工具变量问题。下表同。

是同时受到宏观经济状况的影响,但是即使剔除宏观经济变量的影响,不同年龄段人口就业率之间的关系仍显著为正。

表2的B部分报告了双向固定效应估计结果(方程(2))。该结果仍然表明高年龄段人口就业对青年和壮年人就业存在显著的正向影响,无论是男性还是女性。是否控制其他变量并没有对结果产生显著影响。对于男性,高年龄段人口就业率每上升1个百分点,青年和壮年人就业率分别上升0.149(0.19%)和0.121个百分点(0.14%)。对于女性,高年龄段人口就业率每上升1个百分点,青年和壮年人就业率分别上升0.345(0.54%)和0.428个百分点(0.67%)。在女性样本中,高年龄段人口就业对年轻人就业的影响更大,这与使用截面数据的OLS估计结果一致。

表2的C部分报告了TSLS估计结果。TSLS估计仅使用2005年数据,因为只有该年的人口调查数据有就业部门信息。结果显示,对男性而言,高年龄段人口就业每增加1个百分点可以使青年人就业率上升0.822个百分点(1.1%),在1%水平上统计显著。这一估计结果大约是OLS估计的两倍,表明OLS估计可能存在低估现象。^①高年龄段人口就业率每上升1个百分点可以使壮年人就业率上升0.815个百分点(0.96%)。对于女性,高年龄段人口就业率增加1个百分点可以使青年人就业率提高0.588个百分点(1.1%),和OLS估计结果很接近。高年龄段人口就业对壮年人就业的影响在统计上不显著。TSLS估计结果表明,即使在控制内生性问题以后,高年龄段人口就业对青年人就业的影响仍然显著为正。附表1为一阶段回归(方程(4))结果,显示接近退休年龄的就业者在正规部门的比重越高,高年龄段人口就业率越低,系数在1%水平上显著。

综合以上回归结果,我们发现没有证据表明高年龄段人口就业会挤出年轻人就业,相反,高年龄段人口就业对年轻人就业具有显著的正向影响,这一结论非常稳健,在各种模型设定下都是如此。

(二)高年龄段人口就业对年轻人工资的影响

我们已经表明高年龄段人口就业不会挤出年轻人就业,然而,理论上高年龄段人口就业对年轻人的负面冲击可能反映在工资水平而非就业上。如果年轻劳动力可以接受更低的保留工资,企业仍然可能雇佣。在本小节,我们估计高年龄段人口就业对青年和壮年工人工资水平的影响。由于只有2005年数据有工资收入信息,所以本小节的分析只使用2005年数据。

^① IV估计高于OLS估计既可能是由于OLS估计存在遗漏变量偏倚导致低估,也可能是由于IV估计的局部处理效应和OLS的平均处理效应存在差异。总体而言,IV估计和OLS估计的结论是一致的。

表 3 高年龄段人口就业对青壮年工人工资水平的影响

	因变量:对数月工资水平			
	男性		女性	
	20~24 岁人口	25~54 岁人口	20~24 岁人口	25~49 岁人口
A:OLS 估计				
	0.583 ^{***}	0.668 ^{***}	1.440 ^{***}	1.237 ^{***}
	(0.095)	(0.097)	(0.284)	(0.222)
观测值	278	278	278	278
B:TSLs 估计				
	0.449 [*]	-1.112	3.453 ^{***}	-4.919
	(0.259)	(1.070)	(1.062)	(3.705)
工具变量 F 值	55.47	97.64	41.55	51.49
观测值	277	277	278	278

数据来源:2005 年全国 1% 人口抽样调查和 2005 年《中国城市统计年鉴》。

表 3 的 A 部分为 OLS 回归结果。同就业相似,我们发现了正向效应而非负向效应。高年龄段人口就业率越高,青年工人的工资水平越高。我们进一步采用 TSLs 回归以解决 OLS 估计可能存在的内生性问题,结果在表 3 的 B 部分给出。高年龄段人口就业率每增加 1 个百分点,男性和女性青年工人的工资水平分别上涨 0.45% 和 3.45%。高年龄段人口就业对壮年工人工资水平的影响为负,但是在统计上不显著。总体上来看,我们没有发现高年龄段人口就业的增加会降低年轻工人工资水平的证据。

六 进一步的讨论

我们的经验分析表明,高年龄段人口就业对青年和壮年人就业有显著正向影响,并且对青年工人工资水平同样有显著正向影响。这一结果在各种模型设定下都稳健。通过采用双向固定效应回归和 TSLs 回归,我们尽量避免了传统的 OLS 估计或者固定效应估计可能存在的内生性问题,但是仍然得到了一致的结论。本文的估计结果同 Gruber 等(2009)采用欧美 12 个国家的跨国数据估计得到的结果一致。Gruber 等(2009)在多种模型设定下的估计显示,55~64 岁人口就业率每增加 1 个百分点,会使 20~24 岁青年人就业率增加 0.49~0.91 个百分点,这高于我们采用 OLS 和固定效应回归方法得到的估计值,同我们采用工具变量方法得到的估计结果非常接近。

为什么老年人就业的增加不仅没有对年轻人就业产生负面冲击,反而产生了正向影响?“劳动合成谬误”忽略了哪些因素?目前尚未有专门文献对此展开研究,但是基于相关的研究文献,我们认为至少有3个原因会导致老年人就业不会“挤出”反而会“挤入”年轻人就业。首先,如Hebbink(1994)的研究所表明,老年人就业和年轻人就业并不存在替代关系,相反,可能存在一定程度上的互补,具体则有待于检验。由于老年人和年轻人在受教育水平上相差甚远,同工作相关的经验知识又各不相同,使得劳动力异质性明显,难以相互替代。出于对工作资历的重视,中国高年龄段人口通常处于领导或管理岗位,年轻人则负责日常事务的处理或协助管理层人员从事管理工作,使得老年人就业和年轻人就业存在很强的互补关系。其次,退休人口和非退休人口在消费行为上存在显著差异,老年人就业变化会通过消费需求变动对社会总劳动力需求产生影响。大量经验研究表明,退休后个人和家庭消费会出现显著下降,这包括与工作相关的支出,如交通、着装和餐饮支出等(Aguila等,2011;Battistin等,2009;Li等,2013)。Li等(2013)针对中国的研究发现,城镇职工退休后与工作相关的消费减少超过30%,其他消费减少了15%。退休所导致的消费需求下降会减少对劳动力的引致需求,从而抑制就业。反之,老年人延缓退休则能够增加总消费需求,从而促进就业。最后,中国存在普遍的隔代照料现象,老年父母在退出劳动力市场后会帮助子女照看孙子女(Lei等,2013),这起到了对家政服务业从业人员的替代。^①如果老年人延迟退出劳动力市场,原本由老年父母承担的孙子女照看工作则需要由市场化的家政服务从业人员承担,从而增加了社会就业。

七 结论

本文使用1990和2000年人口普查数据,以及2005年全国1%人口抽样调查数据,首次在多种模型设定下估计了高年龄段人口就业对青壮年人就业和工资水平的影响。我们发现高年龄段人口就业的增加不但不会对青壮年人就业产生负向影响,反而会有显著的正向影响。我们也没有发现高年龄段人口就业的增加会降低青年工人工资水平。我们的研究结论表明,老年人就业的增加不会挤出年轻人就业。尽管由于数

^① Lei等(2013)使用中国健康与养老追踪调查数据(CHARLS)考察了中国家庭代际间转移支付,基于他们的研究,城市已婚男性的幼年子女得到其父母照看的比例高达26%,过去1年平均接受照看时间为896个小时,相当于112个标准工作日;城市已婚女性的幼年子女得到其父母照看的比例为16%,过去1年平均接受照看时间为439个小时,相当于55个标准工作日。

据的限制和经验研究范式本身的局限性,本文的研究结论可能并不完善,也有待于更多的理论和经验研究探讨,但我们的研究首次从经验上估计老年人就业和年轻人就业的关系,为政府制定相关劳动力市场和退休政策提供了依据。

参考文献:

- Aguila, E.; Attanasio, O. and Meghir, C. "Changes in Consumption at Retirement: Evidence from Panel Data." *Review of Economics and Statistics*, 2011, 93(3), pp.1094-1099.
- Angrist, J. D.; Imbens, G. W. and Rubin, D. B. "Identification of Causal Effects Using Instrumental Variables." *Journal of the American Statistical Association*, 1996, 91(434), pp.444-455.
- Angrist, J. D. and Krueger, A. B. "Empirical Strategies in Labor Economics," in O. Ashenfelter and D. Card, eds., *Handbook of Labor Economics*. Amsterdam: North Holland Press, 1999.
- Battistin, E.; Brugiavini, A.; Rettore, E. and Weber, G. "The Retirement Consumption Puzzle: Evidence from A Regression Discontinuity Approach." *American Economic Review*, 2009, 99(5), pp.2209-2226.
- Card, D. and Lemieux, T. "Can Falling Supply Explain the Rising Returns to College for Younger Men? A Cohort-based Analysis." *NBER Working Paper*, No. 7655, 2000.
- Freeman, R. "Working-sharing to Full Employment: Serious Option or Populist Fallacy?" in R. Freeman and P. Gottschalk, eds., *Generating Jobs: How to Increase Demand for Less-Skilled Workers*, Chapter 6. New York: Russell Sage Foundation Press, 1998.
- Gruber, J.; Milligan, K. and Wise, D. A. "Social Security Programs and Retirement around the World: The Relationship to Youth Employment." *NBER Working Paper*, No. 14647, 2009.
- Hebbink, G. E. "Production Factor Substitution and Employment by Age Group." *Economic Modeling*, 1994, 10(3), pp.217-224.
- Hunt, J. and Katz, L. F. "Hours Reductions as Work-Sharing." *Brookings Paper on Economic Activity*, 1998, No. 1, pp.339-381.
- Imbens, G. and Angrist, J. D. "Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects." *Econometrica*, 1994, 62(2), pp.467-475.
- Kalwij, A.; Kapteyn, A. and De Vos, K. "Early Retirement and Employment of the Young." *Rand Working Paper Series*, No. WR-679, 2009.
- Kapteyn, A.; Kalwij, A. and Zaidi, A. "The Myth of Work Sharing." *Labor Economics*, 2004, No. 11, pp.293-313.
- Lei, X.; McGarry, K.; Sun, X. and Zhao, Y. "Do Sons Repay for More Parental Investment in Education?" Mimeo, 2013.
- Li, H.; Shi, X. and Wu, B. "Retirement Consumption Puzzle in China." SSRN working paper series, No. 2187005, 2013.
- Stock, J. H. and Yogo, M. "Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression," in D. W. Andrews and J. H. Stock, eds., *Identification and Inference for Econometric Models: A Festschrift in Honor of Thomas*

Rothenberg, London: Cambridge University Press, 2005.

Walker, T. "Why Economists Dislike A Lump of Labor." *Review of Social Economy*, 2007, No. 3, pp. 279-291.

附表 1 部门就业结构与中老年人就业率

	因变量:55~64 岁人口就业率	
	(1)	(2)
A: 男性样本		
55~59 岁人口在正规部门就业的比重	-0.0028*** (0.0004)	-0.0011** (0.0004)
20~24 岁人口在正规部门就业的比重	-0.0027*** (0.0008)	
25~54 岁人口在正规部门就业的比重		-0.0044*** (0.0006)
观测值	277	277
R ²	0.5230	0.5770
B: 女性样本		
	因变量:50~59 岁人口就业率	
	(1)	(2)
45~49 岁人口在正规部门就业的比重	-0.0023*** (0.0004)	-0.0011** (0.0005)
20~24 岁人口在正规部门就业的比重	-0.0008** (0.0004)	
25~49 岁人口在正规部门就业的比重		-0.0021*** (0.0006)
观测值	278	278
R ²	0.4610	0.4760

数据来源:2005 年全国 1% 人口抽样调查和 2005 年《中国城市统计年鉴》。

说明:第(1)和第(2)列分别对应青年组和壮年组的 TSLS 回归。

附表 2 高年龄段人口就业对青壮年劳动力就业的影响

	男性				女性			
	20~24 岁人口就业率	25~54 岁人口就业率	20~24 岁人口就业率	25~49 岁人口就业率	20~24 岁人口就业率	25~49 岁人口就业率	20~24 岁人口就业率	25~49 岁人口就业率
A: OLS 估计								
2005 年样本	0.593*** (0.060)	0.445*** (0.059)	0.353*** (0.022)	0.299*** (0.025)	0.974*** (0.132)	0.463*** (0.094)	0.826*** (0.090)	0.612*** (0.086)
观测值	345	278	345	278	345	278	345	278

老年人就业和年轻人就业的关系:来自中国的经验证据

(续附表2)

2000年样本	0.213*** (0.063)	0.234*** (0.063)	0.136*** (0.029)	0.165*** (0.027)	0.278*** (0.093)	0.246*** (0.088)	0.182*** (0.058)	0.151** (0.069)
观测值	313	231	315	231	311	231	316	231
1990年样本	0.279*** (0.045)	0.206** (0.082)	0.140*** (0.020)	0.096** (0.043)	1.077*** (0.151)	0.974*** (0.193)	1.654*** (0.260)	1.621*** (0.225)
观测值	347	180	347	180	347	180	347	180
3年样本	0.288*** (0.044)	0.309*** (0.045)	0.191*** (0.022)	0.201*** (0.024)	0.414*** (0.057)	0.291*** (0.061)	0.416*** (0.061)	0.338*** (0.082)
观测值	937	682	937	682	938	682	941	682
B:FE估计	0.115** (0.045)	0.060 (0.047)	0.084*** (0.019)	0.083*** (0.020)	0.329*** (0.070)	0.220*** (0.076)	0.318*** (0.056)	0.169*** (0.057)
观测值	937	682	937	682	938	682	941	682
C:TSLs估计	0.563*** (0.208)	0.817*** (0.140)	0.559*** (0.180)	0.603*** (0.168)	-0.430 (0.685)	0.697* (0.383)	-2.437* (1.255)	-1.027 (0.978)
观测值	339	277	339	277	345	278	345	278
控制变量	否	是	否	是	否	是	否	是

数据来源:1990和2000年人口普查和2005年全国1%人口抽样调查,1990、2000和2005年《中国城市统计年鉴》。

附表3 高年龄段人口就业对青壮年工人工资水平的影响

	因变量:对数月工资水平			
	男性		女性	
	20~24岁人口	25~54岁人口	20~24岁人口	25~49岁人口
A:OLS估计				
	0.595*** (0.104)	0.714*** (0.105)	1.159*** (0.255)	1.083*** (0.231)
观测值	278	278	278	278
B:TSLs估计				
	0.456* (0.253)	-0.836 (0.757)	2.614** (1.167)	-5.252 (3.593)
观测值	277	277	278	278

数据来源:2005年全国1%人口抽样调查和2005年《中国城市统计年鉴》。

(截稿:2014年3月 责任编辑:李元玉)