



Munich Personal RePEc Archive

Will Postponing Retirement Crowd out Youth Employment?

Zhang, Chuanchuan and Zhao, Yaohui

Central University of Finance and Economics, Peking University

2012

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/52931/>

MPRA Paper No. 52931, posted 05 Feb 2014 06:24 UTC

延迟退休年龄会挤出年轻人就业吗？

张川川* 赵耀辉†

摘要 在快速的人口老龄化形势下，延迟退休年龄是一个可以立刻起效缓解抚养压力的措施。然而，很多人认为延迟退休年龄会挤出年轻人就业。本文用我国的数据证明这一论断是缺乏实证支持的。使用 1990 年、2000 年人口普查数据和 2005 年全国 1% 人口抽样调查数据，本文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，而非负相关。我们进一步采用了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。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。最后，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，延迟退休年龄未必会挤出年轻人就业。

关键词 退休年龄 中老年人就业 年轻人就业

Will Postponing Retirement Crowd out Youth Employment?

Abstract: In the situation of rapid population aging, postponing retirement is a timely and effective measure in relieving pressure of old age support. However, many people think that postponing retirement will crowd out youth employment. Using data in China, this paper shows that this judgment cannot be supported by empirical evidence. Using data from 1990 census, 2000 census and 2005 1% population sample survey, this paper examines the impact of employment of older persons on employment of younger persons. Our OLS estimation results suggest that employment of younger persons is positively instead of negatively correlated with employment of older persons. We further dealt with the potential endogeneity of the OLS estimation by employing two-way fix-effects and TSLS estimation strategies. The results still suggest that increase of employment of older persons will promote rather than depress employment of younger persons. We also found a positive effect of employment of older persons on young workers' wage. This study suggests that postponing retirement wouldn't crowd out employment of younger persons.

Key words: Retirement age; Employment of older persons; Youth employment

JEL: H5 J1 J2

*张川川(通讯作者): 中央财经大学经济学院, 电子邮件: ccz.zhang@gmail.com.

†赵耀辉, 北京大学国家发展研究院, 电子邮件: yhzhao@ccer.pku.edu.cn.

一、引言

我国是世界上法定退休年龄最早的国家。自从五十年代以来,我国的人口期望寿命已经延长了将近 30 岁,但是法定退休年龄一直没有变化。进入 21 世纪以来,我国已经进入老龄化社会。2010 年第六次人口普查数据公报显示,我国 65 岁及以上人口比重为 8.87%,比十年前上涨了 21.5%,老年抚养比为 11.9%。¹延迟法定退休年龄,可以立刻缓解人口老龄化所带来的经济压力。然而,这一政策建议遭遇了强烈的反对,主要理由在于,延迟退休年龄会挤出年轻人就业,即所谓“老人不退,新人没位”。²九十年代末以来,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”的论调下,延迟退休年龄就变得更加困难。

在西方国家,由于面临同样的人口老龄化问题,推迟退休年龄也不断被提到议事日程,而在政策辩论中,同样的“老人挤出新人”的论调也不断被反对者使用。最近,这个论调受到了系统性的反驳。Gruber et al. (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,反而会起到促进的作用。³ 在中国,虽然很多人声称“老人”和“新人”在工作中是替代的关系,但是没有任何实证研究可以佐证这个观点。基于 OECD 国家的结论不一定适用于我国,因为作为发展中国家,我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变化,这就可能使得我国不同年龄段劳动力之间的可替代性更小。

本文的研究目的是从经验上考察我国高年龄段人口就业对年轻人就业的影响,为解答延迟退休年龄是否会挤出年轻人就业提供初步的经验证据。尽管我们无法在延迟退休尚未发生的情况下,回答“延迟退休是否挤出了年轻人就业”这一问题,但是类似于 Gruber et al. (2009),我们能够通过估计老年人就业同青年人就业的关系,为我们预估延迟退休后老年人就业增加⁴对青年人就业的影响提供经验依据。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,高年龄段人口的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)以解决 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人就业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。估计结果并没有发现有显著负向影响。本文的研究表明,就我国劳动力市场而言,老年人就业的增加不会对年轻人就业产生负面冲击。

本文其余部分的结构安排如下:第二节介绍相关理论背景;第三节介绍所使用的数据和主要变量的描述性统计;第四节介绍本文所采用的实证策略;第五节报告多种模型设定下的实证结果;第六节对研究结论做进一步的讨论;第七节总结全文。

¹ http://www.stats.gov.cn/tjfx/jdfx/t20110428_402722253.htm.

² 参见 <http://www.cssn.cn/news/446983.htm>。

³ 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)。

⁴ 需要指出的是,尽管延迟退休会导致老年人就业增加是一个被普遍接受的假定,但是延迟退休会使老年人就业有多大程度的增加还取决于现阶段退休人口的就业行为。经验观察显示,部分城镇职工在办理退休手续后仍然在从事工作,如果这种现象普遍存在,延迟退休就不会造成老年人就业大幅度增加,从而也就不会对年轻人就业产生大的负面冲击。不过就统计数据来看,办理退休后仍然在就业的人口占退休总人口的比重非常小,我们根据国家统计局 2009 年城市住户调查数据所做计算显示,全部离退休(包括退休、离休和辞职)人员中只有大约 5%继续或重新参加社会劳动。

二、相关理论背景

认为高年龄段人口就业会挤出年轻人就业的看法主要基于两个理论假设 (Hunt and Katz, 1998; Kalwij et al., 2009): 首先, 不同年龄段劳动力是可替代的; 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。

对于第一条假设, 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。已有的为数不多的经验研究没有得出一致的结论, 有的研究发现高年龄工人和年轻工人之间存在替代关系 (Card and Lemieux, 2000), 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, 因为他们的教育水平平均而言更高。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 至 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)。另一方面, 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所积累技术的专有性, 老年人的技术知识结构往往无法适应新的工作岗位。由于我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起其他发达国家而言更弱。⁵

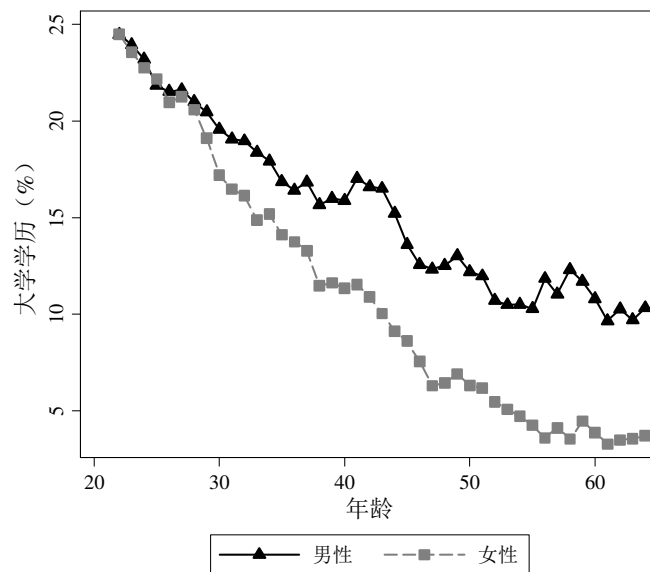


图 1 分年龄人口大学学历占比

数据来源: 2005 年全国 1% 人口抽样调查数据。

注释: 大学学历包括大专、四年制本科和研究生。“人口”指经济活动人口。

对于第二条假设, 经济理论已经表明这种假设从未被经验证据所支持 (Hunts and Katz, 1998; Kalwij et al., 2009; Kapteyn, et al., 2004)。该假设有时候被称作“劳动合成谬误”

⁵ 本文实证部分的工具变量估计结果确实表明, 我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。

(Lump-of-Labor-Fallacy) (Walker, 2007)。Hunt and 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不会有助于年轻人就业, 还会导致年轻人就业机会的减少。

综合文献中对上述两条理论假设的讨论和经验检验, 单从理论上, 还无法确定我国老年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, 因此需要从经验上加以检验。

三、数据

本文所使用的数据是 1990 年、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全国代表性的微观人口数据。⁶ 我们剔除了农业劳动者, 因为他们不受退休制度的影响。我们还剔除了在校学生。1990 年至 2005 年间, 高等教育发展迅速, 剔除在学校生会影响到青年人就业率的计算。大学入学决策很显然会受到就业决策的影响, 例如, 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的把所有的在校大学生都视作失业人员。为确保实证结果的稳健性, 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, 两种情况下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所得到的结果。

表 1 各年龄组人口就业率: 1990-2005

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 年和 2000 年人口普查, 2005 年全国 1% 人口抽样调查。

注释: 样本剔除了在校学生和农业部门从业者。

借鉴 Gruber et al. (2009) 的做法, 我们将受访者按年龄划分为三个劳动力群体: 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 至 64 岁男性和 50 至 59 岁女性为高年龄段劳动力。无论男性还是女性, 均定义 20 至 24 岁为青年人。对于男性, 我们定义 25 至 54 岁为壮年人; 对于女性, 则定义 25 至 49 岁为壮年人。⁷ 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

⁶ 1990、2000 年人口普查和 2005 年人口抽样调查的微观子样本数据是由国家统计局从原始数据中进行随机抽样并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。

⁷ 我们对青年人的定义与 Gruber et al. (2009) 相同, 高年龄段人口和壮年人的定义略有不同, Gruber et al. (2009) 文中对男性和女性采用相同分组, 即 25 至 54 岁为壮年人, 55 至 64 岁为高年龄段人口。我们对女性高年龄段人口定义不同的原因在于, 目前我国女性体力劳动者的法定退休年龄是 50, 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 岁和 65 岁, 这样一来, 50 至 59 岁女性和 60 至 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。为了检验不同年龄段定义下结果是否稳健, 我们定义 60 至 64 岁男性和 55 至 59 岁女性为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表 A2 和表 A3。

2000年的30%，并进一步下降到2005年的29%。青年男性和壮年男性就业率在1990年至2000年间有所下降，随后有所上升。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至2005年间，青年女性和壮年女性的就业率都下降了。特别是2000年至2005年间，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的在时间上的变动没有明显的共同趋势。

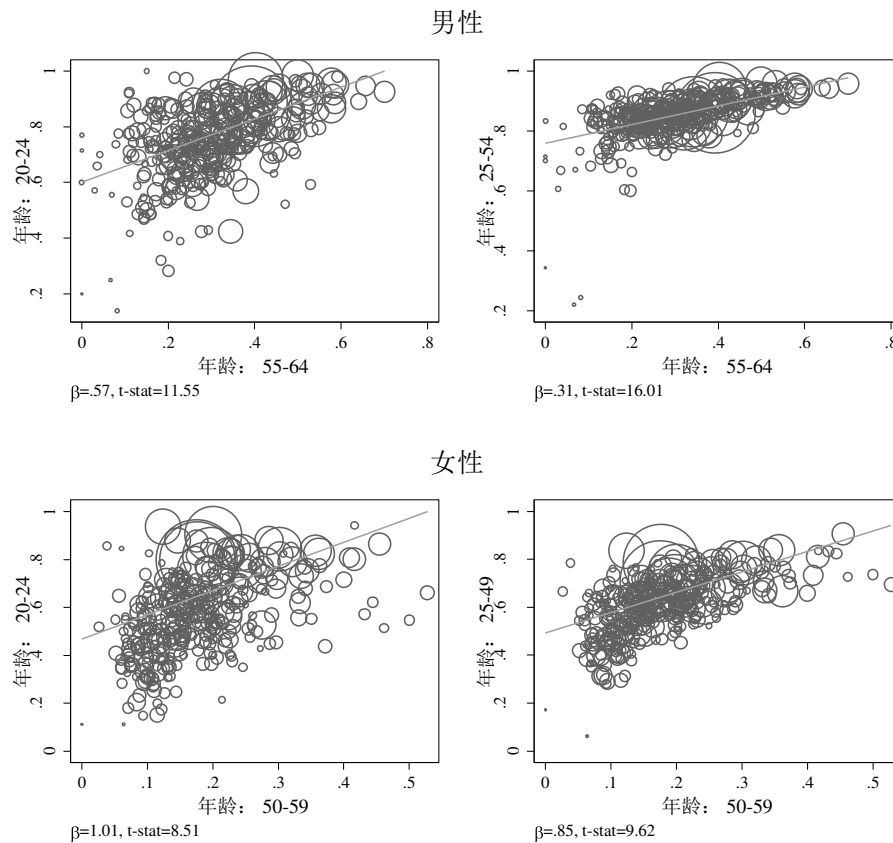


图 2 高年龄段人口就业与青壮年人就业的关系

数据来源：2005年全国1%人口抽样调查数据。

注释：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比重加权。空心圆大小反映的是各城市就业占全国就业的比重。

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显著正相关。这种相关性在女性劳动力群体中更强。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，青年人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果效应⁸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，例如，投资增长快，制造业部门发达的城市各年龄组人口就业率会同时更高。在本文实证分析部分，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变量所导致的问题进行处理，以估计高年龄段人口就业对青年人和壮年人就业的因果性影响。

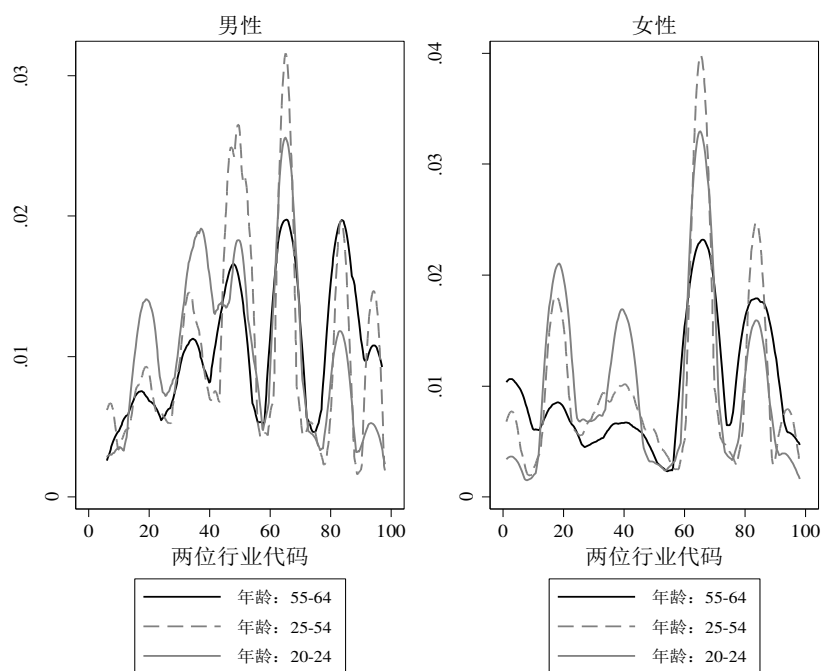


图 3 各年龄组从业者的行业分布

数据来源：2005 年全国 1% 人口抽样调查数据。

注释：样本剔除掉了在校学生和农业部门从业者。共计 90 个行业。

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 年、2000 年和 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。⁹

四、实证策略

我们依次采用三种计量识别策略估计高年龄段人口就业对青年人就业和壮年人就业的影响。第一种方法为传统的 OLS 估计方法。具体的，我们估计如下方程：

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

⁸ “因果效应”可以理解为在一个理想化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, Imbens and Rubin (1996) 给因果效应下了一个定义，Angrist and Krueger (1999) 详细讨论了因果关系的识别问题。

⁹ 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 年和 2005 年数据取自对应年份的年度城市统计年鉴。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。

其中 $Employment_{yj}$ 为青年人（或壮年人）的就业率， $Employment_{Oj}$ 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。¹⁰女性和男性的就业率分别计算。 X_j 是一组影响劳动力供给和劳动力需求的控制变量， j 表示在城市（地级市）水平上定义的观测值 j 。

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， $Employment_{Oj}$ 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人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。在这种情况下，我们得到的高年龄段人口就业对青壮年人就业的正向影响是一种伪回归 (spurious regression)。

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。具体的，我们估计如下模型：

$$Employment_{yjt} = \alpha + \beta Employment_{Ojt} + \gamma X_{jt} + p_j + \gamma_t + \epsilon_j \quad (2)$$

其中 p_j 用于控制城市固定效应， γ_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的因素所导致的遗漏变量偏倚。¹¹但是，固定效应回归无法解决由同时随时间和地区变化的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 et al (2009) 的研究中，他们利用各国退休制度改革所产生的退休激励的变化，将其视作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，导致了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，我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的职工再就业的渠道。基于这样的认识，一个城市正规部门越大，高年龄段人口就业的比例应该越低，这就是我们的识别策略。具体的，我们以接近退休年龄的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。¹²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。由于正规部门和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之后，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在一定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

¹⁰ 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，包括了非户籍人口；使用不同年份数据所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力的个体。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。本文就业率的定义为就业人数和总劳动力人数的比值。这三种指标差别很小，不会对本文的结论产生显著影响。

¹¹ 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；又比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。

¹² 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。

步减轻遗漏变量偏移问题。因此，在对青年人口就业和壮年人口就业进行估计的时候，我们分别控制了青年人口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 and Angrist, 1994)，即由正规部门工人退休所引起的高年龄段人口就业的变化对青壮年人就业的影响，而这正是本文所关注的。具体的，我们估计如下模型：

$$Employment_{Yj} = \alpha + \beta Employment_{Oj} + \gamma X_j + \epsilon_j \quad (3)$$

$$Employment_{Oj} = \alpha + \beta Share_{Oj} + \gamma X_j + u_j \quad (4)$$

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， $Share_{Oj}$ 为 55 至 59 岁男性（或 45 至 49 岁女性）就业者中在正规部门的比重。由于只有 2005 年的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。

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，在年轻劳动力的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工人和壮年工人工资水平的影响。

五、实证结果

（一）高年龄段人口就业对年轻人就业的影响

在本小节，我们依次采用上一节所述三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 A 部分报告了 OLS 估计结果（方程（1））。依照 Gruber et al. (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。¹³使用 2005 年、2000 年和 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人和壮年人就业有显著的正向影响。使用 2005 年数据所作估计显示，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%¹⁴）。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 1 个百分点的增加对应壮年男性就业率 0.312 个百分点（0.37%）的增加。加入控制变量后，系数只有很小的下降。使用 2000 年和 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人和壮年人就业有显著正向影响。加入控制变量后，回归系数有明显下降，表明不同年龄段女性劳动力就业同时受到宏观经济状况的影响。表 2 A 部分的 OLS 估计结果表明，我国高年龄段人口就业同青年人口和壮年人口就业之间存在显著的正向关系，这部分上是由于同时受到宏观经济状况的影响，但是即使剔除掉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 B 部分为双向固定效应估计结果（方程（2））。结果仍然表明高年龄段人口就业对青年人和中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，青年人和壮年人

¹³ 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，采用 1990 年人口普查数据所做横截面估计仅控制了制造业就业比重。

¹⁴ 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*100。文中其他百分比影响的计算均是相对于均值水平。

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, 青年人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 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	0.569*** (0.0493)	0.391*** (0.0548)	0.312*** (0.0195)	0.279*** (0.0249)	1.009*** (0.119)	0.535*** (0.0896)	0.848*** (0.0881)	0.698*** (0.0960)
<i>N</i>	345	278	345	278	345	278	345	278
2000 年样本	0.325*** (0.0631)	0.351*** (0.0605)	0.163*** (0.0278)	0.200*** (0.0261)	0.331*** (0.101)	0.299** (0.115)	0.233*** (0.0630)	0.224*** (0.0838)
<i>N</i>	313	231	315	231	311	231	316	231
1990 年样本	0.231*** (0.0316)	0.212*** (0.0594)	0.133*** (0.0153)	0.124*** (0.0290)	0.867*** (0.105)	0.838*** (0.131)	1.354*** (0.159)	1.379*** (0.150)
<i>N</i>	347	180	347	180	347	180	347	180
全三年样本	0.342*** (0.0370)	0.376*** (0.0396)	0.248*** (0.0215)	0.235*** (0.0206)	0.545*** (0.0713)	0.413*** (0.0782)	0.631*** (0.0522)	0.593*** (0.0581)
<i>N</i>	937	682	937	682	938	682	941	682
B: FE 估计								
	0.179*** (0.0545)	0.149*** (0.0465)	0.181*** (0.0237)	0.121*** (0.0191)	0.451*** (0.0710)	0.345*** (0.0822)	0.543*** (0.0540)	0.428*** (0.0592)
<i>N</i>	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)
<i>N</i>	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 年和 2000 年人口普查, 2005 年全国 1% 人口抽样调查, 1990 年、2000 年和 2005 年城市统计年鉴。
 注释: 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 至 64 岁人口就业率的系数, 女性样本中报告的是 50 至 59 岁人口就业率的系数。样本剔除掉了在校学生和农业部门从业者。斜体数字为回归的样本观测值。控制变量包括城市制造业就业比重, GDP, GDP 增长率和固定资产投资额。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, 所有回归设定下都大于 Stock & 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。

表 2 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。这一估计效果大约是 OLS 估计的两倍。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 1 个百分点的增加可以使青年人

就业率提高 0.588 个百分点 (1.1%)，比 OLS 估计结果略大。高年龄段人口就业对中年人就业的影响为负，但是不显著。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壮年人就业的影响仍然显著为正。附表 A1 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低，高年龄段人口就业率也越低，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，这一结果非常稳健，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应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工人和中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。

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***
	(0.0958)	(0.0975)	(0.284)	(0.222)
<i>N</i>	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
<i>N</i>	277	277	278	278

数据来源：2005 年全国 1% 人口抽样调查和 2005 年城市统计年鉴。

注释：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 至 64 岁人口就业率的系数，女性样本中报告的是 50 至 59 岁人口就业率的系数。样本剔除掉了在校学生和农业部门从业者。斜体数字为回归的样本观测值。所有回归都控制了城市制造业就业比重，GDP，GDP 增长率，固定资产投资额和中青年工人在正规部门的就业份额。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，所有回归设定下都大于 Stock & 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。

表 3 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 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%。对于壮年工人，高年龄段人口就业对他们工资水平的影响为负，但是在统计上不显著。总体上来看，我们没有发现有证据表明高年龄段人口就业的增加会降低年轻工人的工资水平。

六、进一步的讨论

迄今为止，我们的经验分析表明，高年龄段人口就业对青年人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是稳健的。通过采用双向固定效应回归和 TSLs 回归，我们尽量避免传统的 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 et al. (2009) 采用欧美 12 个国家的跨国数据估计得到的结果也非常一致。Gruber et al. (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呢？“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，我们认为至少有三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) 的研究所表明的，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。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，这使得劳动力异质性明显，难以相互替代。并且，出于对工作资历的重视，我国老年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，使得老年人口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，这其中包括与工作相关的支出，例如交通、着装和餐饮支出等(例如，Aguila, et al., 2011; Battistin, et al., 2009; Li, et al., 2013)。Li, et al. (2013) 针对中国的实证研究发现，城镇职工退休后与工作相关的消费减少了超过 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，延迟退休则能够增加总消费需求，从而促进就业。最后，我国存在普遍的隔代照料现象，老年父母在退休后会帮助子女照看孙子女(Lei et al., 2013)，这起到了对家政服务业从业人员的替代。¹⁵如果延迟退休，原本由这部分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

目前，我国男性和女性的法定退休年龄分别为 60 岁和 50 岁，都远低于欧美国家。当前法定退休年龄是在上个世纪 50 年代制定的，五十多年间，我国平均人口预期寿命上涨了将近 30 岁，但法定退休年龄却一直没有变化。面临快速的人口老龄化，改革当前退休制度，延迟法定退休年龄是缓冲人口老龄化负面冲击的一个可行选择。然而，延迟退休年龄这一政策建议遭到了诸多学者和社会公众的反对。反对延迟退休年龄的首要理由在于担心提高退休年龄将增大就业压力，特别是挤出年轻人就业。然而，认为延迟退休年龄将会挤出年轻人就业的观点只是一种猜测，并没有得到任何经验证据的支持。

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，本文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，发现高年龄段人口人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

¹⁵ Lei et al., (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 439 个小时，相当于 55 个标准工作日。

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，延迟退休即使造成老年人就业增加，也未必会挤出年轻人就业。尽管在做出最终结论之前，还有待于更多的实证检验，我们的研究至少表明，认为延迟退休年龄就会挤出年轻人就业的看法可能同“劳动合成谬误”一样是似是而非的。

需要指出的是，本文的研究旨在通过估计老年人就业和青年人就业的关系，来对延迟退休可能带来的就业效应进行预估，并不能直接对“延迟退休**是否挤出了**年轻人就业”这一问题做出解答。回答这一问题，需要在延迟退休改革发生后来进行政策效果评估。然而，延迟退休影响深远，非常有必要在尽可能的情况下，提前对政策可能的造成的效果进行估测，为政策的制定和实施提供经验支持。由于延迟退休的直接后果就是高年龄段人口就业的上升，如果高年龄段人口就业的增加不会导致低年龄段人口就业减少，也就意味着延迟退休不会通过增加老年人就业来挤出年轻人就业，从而能够为回答“延迟退休年龄**是否会挤出**年轻人就业”这一问题提供一定程度上的经验依据。最后还需要强调的是，本文的研究只是从老年人就业对年轻人就业的影响这一个角度出发讨论延迟退休的政策影响，延迟退休政策还涉及到政策影响的异质性、养老金缺口、养老制度公平性和社会政治影响等诸多问题。就业问题只是退休制度改革可能造成的诸多社会经济政治影响中的一个方面，对退休制度的任何改革都需要做出更全面的考虑，在进行政策决策之前还有待于进行更多的更全面的学术研究。

参考文献

- Aguila, Emma, Orazio Attanasio, and Costas Meghir, 2011, “Changes in Consumption at Retirement: Evidence from Panel Data,” *Review of Economics and Statistics*, 93(3), 1094-1099.
- Angrist, Joshua D., Guido W. Imbens and Donald B. Rubin, 1996, “Identification of Causal Effects Using Instrumental Variables,” *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 91, No. 434, pp. 444-455.
- Angrist, Joshua D. and Alan B. Krueger, 1999, “Empirical Strategies in Labor Economics,” in *Handbook of Labor Economics*, chapter 23, pp. 1277-1366.
- Battistin, Erich, Agar Brugiavini, Enrico Rettore, and Guglielmo Weber, 2009, “The Retirement Consumption Puzzle: Evidence from a Regression Discontinuity Approach,” *American Economic Review*, vol. 99, no. 5, 2209-2226.
- Card, David and Thomas Lemieux, 2000, “Can Falling Supply Explain the Rising Returns to College for Younger Men? A Cohort-based Analysis”, *NBER working paper*, No.7655.
- Freeman, Richard, 1998, “Working-sharing to Full Employment: Serious Option or Populist Fallacy?” In: Freeman, R., Gottschalk, P. (Eds.), *Generating Jobs: How to Increase Demand for Less-Skilled Workers*, Chapter 6. Russell Sage Foundation Press, NY, pp. 195-222.
- Gruber, Jonathan, Kevin Milligan and David A. Wise, 2009, “Social Security Programs and Retirement around the World: The Relationship to Youth Employment”, *NBER Working Paper*, No. 14647.
- Hebbink, Gerbert E., 1994, “Production Factor Substitution and Employment by Age Group”, *Economic Modeling*, Vol. 10, No. 3, pp. 217-224.
- Hunt, Jennifer and Lawrence F. Katz, 1998, “Hours Reductions as Work-Sharing”, *Brookings Paper on Economic Activity*, No.1, pp. 339-381.
- Imbens, Guido and Joshua D. Angrist, 1994, “Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects”, *Econometrica*, Vol. 62, No. 2, pp. 467-475.
- Kalwij, Adriaan, Arie Kapteyn and De Vos, Klaas, 2009, “Early Retirement and Employment of the Young”, *Rand Working Paper Series*, No.WR-679.
- Kapteyn, Arie, Adriaan Kalwij and Asghar Zaidi, 2004, “The Myth of Work sharing”, *Labor Economics*, No.11, pp. 293-313.

Lei, Xiaoyan, Kathleen McGarry, Xiaoting Sun and Yaohui Zhao, 2013, "Do Sons Repay for More Parental Investment in Education?" Working paper.

Li, Hongbin, Xinzheng Shi and Binzhen Wu, 2013, "Retirement Consumption Puzzle in China," SSRN working paper series, http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2187005.

Stock, James. H., and Motohiro. Yogo, 2005, "Testing for Weak Instruments in IV regression," in *Identification and Inference for Econometric Models: A Festschrift in Honor of Thomas Rothenberg*, Cambridge University Press.

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

附录:

表 A1 部门就业结构与中老年人就业率

A: 男性样本		
	因变量: 55-64 岁人口就业率	
	(1)	(2)
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 平方	0.523	0.577

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 平方	0.461	0.476

数据来源: 2005 年全国 1%人口抽样调查和 2005 年城市统计年鉴。

注释: 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。第(1)列和第(2)列分别对应青年组和壮年组的 TSLS 回归。样本剔除掉了在校学生和农业部门从业者。所有回归都控制了城市制造业就业比重, GDP, GDP 增长率和固定资产投资额。所有回归都由城市就业占全国就业比重加权。

表 A2 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*** (0.0605)	0.445*** (0.0597)	0.353*** (0.0226)	0.299*** (0.0257)	0.974*** (0.132)	0.463*** (0.0942)	0.826*** (0.0901)	0.612*** (0.0860)
<i>N</i>	345	278	345	278	345	278	345	278
2000 年样本	0.213*** (0.0637)	0.234*** (0.0631)	0.136*** (0.0293)	0.165*** (0.0277)	0.278*** (0.0937)	0.246*** (0.0883)	0.182*** (0.0582)	0.151** (0.0696)
<i>N</i>	313	231	315	231	311	231	316	231
1990 年样本	0.279*** (0.0454)	0.206** (0.0824)	0.140*** (0.0207)	0.096** (0.0433)	1.077*** (0.151)	0.974*** (0.193)	1.654*** (0.260)	1.621*** (0.225)
<i>N</i>	347	180	347	180	347	180	347	180
全三年样本	0.288*** (0.0447)	0.309*** (0.0452)	0.191*** (0.0222)	0.201*** (0.0249)	0.414*** (0.0576)	0.291*** (0.0619)	0.416*** (0.0618)	0.338*** (0.0823)
<i>N</i>	937	682	937	682	938	682	941	682
B: FE 估计								
	0.115** (0.0451)	0.060 (0.0478)	0.084*** (0.0198)	0.083*** (0.0200)	0.329*** (0.0706)	0.220*** (0.0767)	0.318*** (0.0568)	0.169*** (0.0575)
<i>N</i>	937	682	937	682	938	682	941	682
C: TSLS 估计								
	0.563*** (0.2082)	0.817*** (0.1401)	0.559*** (0.1808)	0.603*** (0.1683)	-0.430 (0.6857)	0.697* (0.3832)	-2.437* (1.2559)	-1.027 (0.9782)
<i>N</i>	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 年和 2000 年人口普查，2005 年全国 1% 人口抽样调查，1990 年、2000 年和 2005 年城市统计年鉴。
 注释：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 60 至 64 岁人口就业率的系数，女性样本中报告的是 55 至 59 岁人口就业率的系数。样本剔除掉了在校学生和农业部门从业者。斜体数字为回归的样本观测值。控制变量包括城市制造业就业比重，GDP，GDP 增长率和固定资产投资额。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 A3 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***	0.714***	1.159***	1.083***
		(0.104)	(0.105)	(0.255)	(0.231)
	<i>N</i>	278	278	278	278
B: TSLS 估计					
		0.456*	-0.836	2.614**	-5.252
		(0.253)	(0.757)	(1.167)	(3.593)
	<i>N</i>	277	277	278	278

数据来源：2005 年全国 1%人口抽样调查和 2005 年城市统计年鉴。

注释：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 60 至 64 岁人口就业率的系数，女性样本中报告的是 55 至 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。斜体数字为回归的样本观测值。所有回归都控制了城市制造业就业比重，GDP，GDP 增长率，固定资产投资额和中青年工人在正规部门的就业份额。所有回归都由各城市就业占全国总就业比重加权。