



# Nicole et al. 2016

## Abstract

人们普遍认为人口老龄化会对经济增长产生不利影响，但很少有实证证据表明其影响的程度。本文首先观察到，美国许多州的老年人口数量已经大幅增长，其中大部分增长是由生育率的历史趋势(historical trends)决定的。我们使用 1980–2010 年间美国各州人口老龄化率的预测变化来估计老龄化对各州人均产出的经济影响。我们发现，**60 岁以上人口比例增加 10%，人均 GDP 增长率下降 5.5%。三分之二的下降是由于各年龄段工人的劳动生产率增长放缓，而三分之一是由于劳动力增长放缓。**我们的结果表明，由于人口老龄化(due to population aging)，本十年和下一个十年的年度 GDP 增长将分别放缓 1.2 个百分点和 0.6 个百分点；

## 0. Introduction

2010 年至 2020 年间，美国 60 岁或以上人口比例将增加 21%，2010 年至 2050 年间将增加 39%(老龄化管理局，2014 年)。美国人口年龄结构本身的这种戏剧性变化——生育率和死亡率历史性下降的影响——有可能对**经济表现以及政府福利计划的可持续性产生负面影响**，并可能**导致整个人口的(the population as a whole)消费下降**。

人口老龄化的潜在宏观经济和财政影响已得到广泛承认，许多研究试图预测老龄化对未来经济表现的影响(例如，Cutler 等人,1990 年; Borsch–Supan, 2003 年; Vogel, Ludwig 和 Börsch–Supan, 2013 年; 国家研究委员会, 2012 年; Sheiner, 2014 年)。然而，**关于老龄化对经济增长的实际影响，鲜有实证估计**。这是一个关键的知识缺口。尽管人口变化由于(on account of)其预先确定的性质而相对容易预测，但企业、个人和决策者随后进行的经济调整不具有类似的确定性。因此，如果不对经济调整做出假设，就不可能预测经济增长的路径，而经济调整可能会减弱或放大(dampen or amplify)预先确定的人口结构变化的影响。同样，也很难衡量适当数量的政策干预来抵消人口老龄化的经济和财政影响。

在本文中，我们提出了经验弹性，总结了自 1980 年以来美国人口老龄化的现实经济反应。我们的分析首先观察到，人口老龄化已经进行了很长时间，并且在全国不同地区以不同程度的强度进行。在一些地区，人口老龄化的速度与近期预期水平相当(the population has been aging at rates on par with those expected in the near future)。1980 年和 2010 年，六个州 60 岁以上人口的增长率超过 30%，与 2010 年至 2040 年预计的全国增长率相似。在同一时期(over the same time period)，三个州 60 岁或 60 岁以上人口比例下降。

我们利用美国各州老龄化率的这种变化来估计老龄化对各州人均国内生产总值 (GDP)增长率、州劳动力参与率和劳动生产率指标的影响。为了解释驱动州人口老龄化率和州经济成果(如移民)的其他因素，我们使用州年龄结构的预定组成部分——10 年前的年龄结构——作为其不断变化的年龄结构的工具变量。我们**利用可预测的老龄化的这种变化来估计老龄化对 GDP 增长的因果影响**。



我们的估计表明，60 岁及以上人口比例的 10% 增长会使人均 GDP 增长率下降 5.5%。将人均 GDP 分解为其组成部分——人均 GDP 和就业人口比——我们发现，GDP 增长下降的三分之二是由人均 GDP 增长率或劳动生产率下降驱动的，而只有三分之一是由于劳动力增长放缓。这一发现与[人口老龄化主要通过影响劳动力参与来影响经济增长的预测背道而驰，对平均生产率几乎没有影响](#)(国家研究委员会，2012 年; Burtless，2013 年)。此外，我们发现生产率增长的下降不仅反映了工人群体年龄构成的变化(在年龄增长更快的州，工人平均年龄更大)。相反，人口老龄化减缓了所有(整个)年龄分布的收入增长 的证据表明，[老龄化导致所有年龄组工人的平均生产率下降](#)，包括年轻工人。重要的是，这些[溢出效应](#)似乎不是由广泛劳动力供应边缘上的选择驱动的(these spillover effects do not appear to be driven by selection on the extensive labor supply margin)，因为我们发现人口老龄化不会影响年轻工人的就业率。

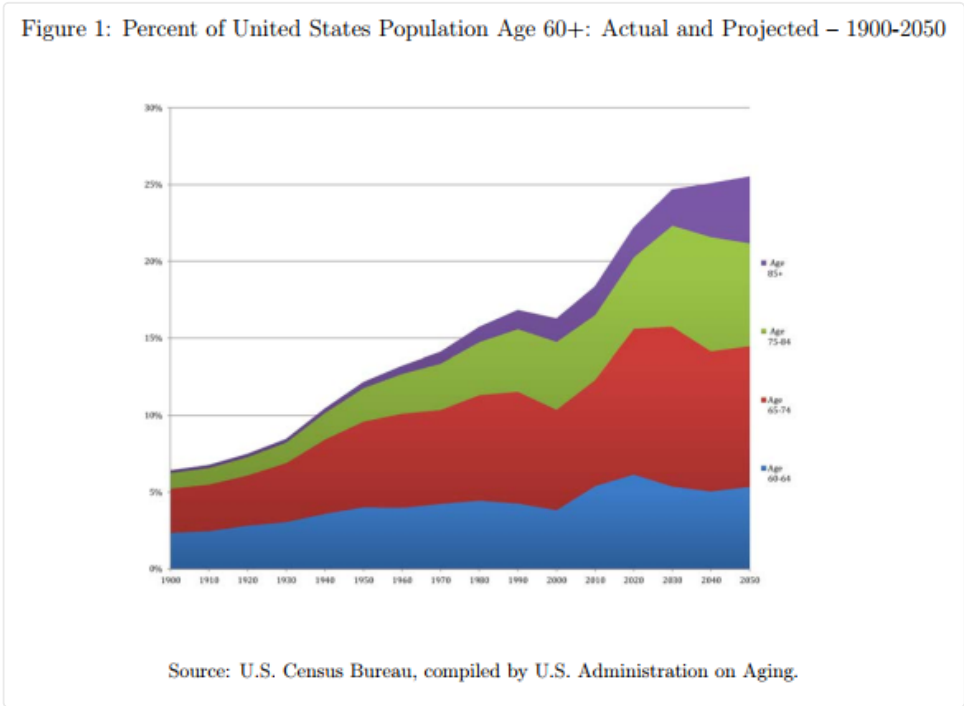
我们的论文为有关[人口年龄结构变化对宏观经济影响](#)的文献提供了一个重要的补充。虽然没有关注老龄化本身，但与我们的[论文最相关的是 Feyrer\(2007、2008 \)的两项研究](#)( a pair of studies by)，该研究利用经合组织和低收入国家在 1960 年至 1990 年间的面板数据，估计了[工人年龄分布变化对全要素生产率变化的实际影响](#)。[Feyrer 得出结论，工人年龄与全要素生产率之间的关系呈倒 U 型](#)；具体而言，生产率增长随着 40–49 岁工人比例的增加而增加，随着年龄较大工人比例的增加而降低。隶属国家研究理事会的 美国老龄化人口的长期宏观经济影响委员会得出结论，Feyrer 论文中报告的年龄系数模式对规范(specificaton)敏感，不太可能真实(国家研究委员会，2012 )。[委员会得出结论认为，生产率影响可能是不重要的](#)(negligible, 可以忽略不计的)，但呼吁对这一问题进行进一步研究。与委员 会的观点类似，Burtless(2013)认为，由于与年轻工人相比(in comparison to younger workers)，老年工人的收入一直在上升，即使老年人口比例有所增加，也没有证据表明(there is little evidence that)美国劳动力的老龄化损害了经济生产率。

我们的实证方法有[两个优点](#)(There are two advantages to our empirical approach)。[首先](#)，通过比较具有不同老龄化轨迹的美国各州的经济经验，我们能够[利用](#) 如果人口老龄化速度更快或更慢，产出、就业和生产率如何变化的 [反事实估计](#)。我们的[方法产生了与人口老龄化相关的经济增长弹性，其中包含 了对人口变化的经济反应](#)，因此，[随着人口老龄化的继续发展，这可能有助于预测未来对经济增长的影响](#)。[其次](#)，考察同一国家内的经济单位可以让我们在跨国研究中保持 可能与人口老龄化相互作用的 国家养老金制度、劳动力市场制度和文化退休规范的影响不变。因此，我们的估计应被解释为在国家政策环境不变的情况下，人口老龄化与经济增长之间的关系。因此，我们的研究设计没有捕捉到人口老龄化对联邦预算的“间接”影响(例如，医疗支出的增加)，也没有捕捉到联邦老龄化政策响应(不同于州老龄化政策响应)的影响(例如，为社会保障福利增税)。虽然联邦层面的间接影响肯定令人感兴趣，但它们是独立的考虑因素，可以通过其他方法恢复。

在下一节中，我们[在一个经济产出的标准模型中描述人口老龄化如何影响经济增长](#)。在第二节中，我们展示了 1980 年至 2010 年间各州人口老龄化的变化。接下来第三节是我们的实证策略(This is followed by our empirical strategy in Section 3)。我们在第四节展示我们的结果，并在第五节得出结论(We present our results in Section 4 and conclude in Section 5)。

## 1. How Population Aging Affects Economic Growth

图 1 显示了 1900 年至 2000 年间美国 60 岁及以上人口的百分比，以及预计到 2050 年的百分比。这一数字说明了人口在过去一个世纪中几乎一直在老龄化。人口没 有老化的唯一十年是 20 世纪 90 年代，当时婴儿潮超过了年龄分布的中间阶段。预计美国人口将继续老龄化，到 2030 年将以相对较快的速度增长(同样是由于婴儿潮)，此后将以较慢的速度增长。



美国人口规模(The size of the U.S. population)及其在任何时间点的年龄分布都是出生率、死亡率和移民率历史趋势的结果。今天的人口老龄化是 1960 年代出生率急剧下降(标志着婴儿潮的结束)和死亡率长期下降的结果。移民可以在一定程度上抵消这些人口力量(force),但还不足以扭转人口老龄化。

但这些人口因素(demographic forces)如何影响经济增长?考虑经济总产出及其子成分的一般表示。一个国家经济的生产用函数  $y_{st} = F[\Omega_{st}, k_{st}, \ell_{st}]$  来表示, 其中,  $y_{st}$  为 s 州 t 时间的人均产出,  $\Omega_{st}$  为思想或技术的(人均)存量,  $k_{st}$  为人均物质资本指数,  $\ell_{st}$  人均有效劳动投入;

有效劳动力投入取决于经济中的就业率和劳动力的人力资本, 这两个组成部分都可能受到人口年龄结构的影响。在个人中, 劳动力供给行为因年龄和时间而不同。类似地, 来自认知和健康以及正规学校教育和工作经验投资的人力资本(Mincer,1974; Becker,1975)在个人生命周期和不同的出生群组(across birth cohorts)中各不相同。因此, 我们将特定年龄的就业和人力资本纳入有效劳动力投入的表达式中:  $\ell_{st} = p_t(a_{st}) \theta_t(a_{st})$ , 其中, 函数  $p_t(a_{st})$  是时间 t 时的人均工人数量(即就业率)(the number of workers per person), 它取决于老年人口比例( $a_{st}$ )。函数  $\theta_t(a_{st})$  是劳动力的人力资本(生产力), 也取决于老年人口的比例。

为了说明这些组成部分的变化如何影响产出增长, 我们对生产函数进行了微分(differentiate the production function)并重新排列了各项术语, 用生产弹性和各生产要素的百分比变化来表示人均产出增长的百分比变化(production elasticities and percent changes in each factor of production):

$$\frac{dy_{st}}{y_{st}} = \eta_{\Omega} \frac{d\Omega_{st}}{\Omega_{st}} + \eta_k \frac{dk_{st}}{k_{st}} + \eta_{\ell} \frac{d\ell_{st}}{\ell_{st}}$$

where

$$\eta_{\Omega} = \frac{\partial F(\Omega_{st}, k_{st}, \ell_{st})}{\partial \Omega_{st}} \frac{\Omega_{st}}{F(\Omega_{st}, k_{st}, \ell_{st})}$$
$$\eta_k = \frac{\partial F(\Omega_{st}, k_{st}, \ell_{st})}{\partial k_{st}} \frac{k_{st}}{F(\Omega_{st}, k_{st}, \ell_{st})}$$
$$\eta_{\ell} = \frac{\partial F(\Omega_{st}, k_{st}, \ell_{st})}{\partial \ell_{st}} \frac{\ell_{st}}{F(\Omega_{st}, k_{st}, \ell_{st})}$$

使用  $\ell$  的定义, 并用  $a$  上标标明老年人口份额的弹性, 我们有:

$$\frac{dy_{st}}{y_{st}} = \eta_{\Omega} \frac{d\Omega_{st}}{\Omega_{st}} + \eta_k \frac{dk_{st}}{k_{st}} + \eta_{\ell} [\eta_{\theta}^a + \eta_p^a] \frac{da_{st}}{a_{st}} \tag{1}$$
$$for \quad \eta_{\theta}^a = \frac{d\theta_t(a_{st})}{da_{st}} \frac{a_{st}}{\theta_t(a_{st})} \quad and \quad \eta_p^a = \frac{dp_t(a_{st})}{da_{st}} \frac{a_{st}}{p_t(a_{st})}.$$

方程(1)显示了产出增长和老年人口份额(the older population share)增长之间的关系如何取决于三个关键弹性。首先, 这种关系是  $\eta_t$  的函数,  $\eta_t$  是生产相关于经济有效劳动力供给的弹性。这种相对于劳动力的生产弹性本身就是资本和技术存量的函数。第二, 老年人口份额的增长通过  $\eta_{\theta}^a$  影响生产增长,  $\eta_{\theta}^a$  是劳动生产率相关于老年人的弹性。最后, 这种关系由  $\eta_p^a$  支配,  $\eta_p^a$  劳动力参与关于老年人的弹性。因此, 老年人口份额的变化可以通过两个渠道影响经济的有效劳动力供给: 改变工作人口的比例和影响劳动力中工人的生产率构成。这里的生产率还可以包括随着人口老龄化而发生的密集型边际劳动供给变化, 尽管我们在实证分析中将密集型劳动供给与每小时效率分开。该模型对老年人口份额和生产之间的关系没有什么结构, 但我们指定了这些特殊的弹性, 因为它们是劳动力投入的基本组成部分。如上所述, 该模型允许劳动力投入通过与资本存量 and 技术的相互作用反过来影响生产, 因为  $\frac{\partial F(\Omega_{st}, k_{st}, \ell_{st})}{\partial \ell_{st}}$  包括这些因素。因此, 这里没有假设劳动和生产之间的关系独立于资本和技术。

人口老龄化对劳动力参与和生产率的影响不仅仅是劳动力供给和生产率年龄分布的机械函数。年长工人可能是年轻工人的补充或替代品 (Older workers may be complements or substitutes for younger workers)因此, 年长工人比例的变化可能会通过与年轻工人的互动影响经济的生产率和劳动力供应。该模型的人力资本函数没有对这些相互作用提出任何声明(make no claim), 尽管我们提供了经验证据, 证明了老年人份额变化与年轻人劳动产出变化之间的关系(the relationship between changes in the older share and changes in labor outcomes at younger ages)。

## 2. Data

为了构建一个州的年龄结构测度，我们从 1980 年、1990 年和 2000 年人口普查综合公共用途微观数据(IPUMS)和 2009–2011 年美国社区调查(ACS)中获得了按年龄划分的州人口统计(population counts)(Ruggles 等人, 2015 )。由于 ACS 的规模相对较小，我们结合 2009–2011 年的样本构建了“2010 年人口普查”。除[人口统计](#)外，人口普查和 ACS 还包含衡量上一日历年[就业状况、工作时间和劳动收入的个人层面数据](#)。我们将这些数据汇总到[州年度水平，以获得州就业率、总工作时间和总劳动收入](#)。为了便于按部门进行子分析，我们在两位数的行业水平、州水平和年水平 构建了一组平行的人口和劳动力市场指标。

为了衡量总产出，我们从经济分析局(BEA)获取了各州各年份的 GDP。州 [GDP 的定义是“位于一个州的劳动力和资本在生产中增加的价值\(the value added in production by the labor and capital located in a state\)”](#)，以美元计量。这些 数据“提供了一个州生产的综合衡量标准”(BEA, 2006)。州 [GDP 数据还包括特定行业的产出衡量标准，我们使用这些标准来研究老龄化对不同经济部门的不同影响](#)。由于人口普查和 ACS 的年度劳动产出指的是上一年(即 1980 年人口普查中的 1979 年)，因此我们匹配了所示普查年(即 1979 年、1989 年、1999 年或 2009 年)前一年的 GDP 数据。然而，为了便于阐述( for ease of exposition)，我们在下文按时间编制索引时指的是人口普查年份(we refer to the Census years )。

经济分析局(BEA)还收集州一级的[雇员总薪酬\(total employee compensation\)数据](#)，包括支付给雇员的工资和薪金以及非现金福利(wages and salaries paid to employees as well as noncash benefits)。工资和薪金是员工薪酬的主要组成部分，包括加班工资、病假工资、遣散费、激励金(如佣金、小费和奖金)以及递延薪酬计划的自愿捐款。非现金福利包括实物福利和雇主对养老金计划、健康保险和社会保险项目的贡献。我们[使用 BEA 员工薪酬数据作为衡量一个州全部劳动薪酬的指标，并作为人口普查收入的补充数据](#)。

我们为所有分析变量按州构建了 10 年增长率。这些数据如表 1 所示，其中截至普查年 t(as of census year t) 的变量增长指的是 t–10 和 t 之间的百分比变化。顶部的面板显示所有普查年份的汇总数据，而下部的面板分开显示每次普查年份的数据。各州 60+ 人口的规模和增长率在所有年份都有显著差异。在汇总样本中，60 岁以上的人口比例在各州和普查年份的范围为 0.095 至 0.313，平均值为 0.24，标准偏差为 0.029。[60 岁以上的人口比例的 10 年增长率](#)在–9% 到 47% 之间，平均值为 4%，标准偏差为 8%。[各州和不同年份的经济增长](#)也有很大差异。在州年度汇总样本中，10 年人均 GDP 增长率在–12% 到 131% 之间， 平均值为 55%，标准差为 26%。[生产率增长](#)，以每名工人的 10 年 GDP 增长率衡量， 范围在–8% 到 117% 之间，平均值为 55%，标准差为 19%。最后，[劳动力增长](#)，人均 GDP 增长的另一个组成部分，从–10% 到 9% 不等，平均值为–0.3%，标准差为 4%。

为了阐明(to shed light on)表 1 中总结的变化背后的区域模式，我们还提供了 decade by decade 发生 的人口老龄化州变化的[分级统计图图\(choropleth map\)](#)。1980 年至 1990 年(图 2A)，西部和 Rust 带的老年人口增长相对较快。与此同时，包括加利福尼亚州、德克萨斯州、佛罗里达州和纽约州在内的 15 个州的老年人口相对规模出现了收缩。1990 年至 2000 年(图 2B)，大多数州的老年人口相对规模都有所下降，只有 12 个小州的老年人口增长呈弱正增长模式。然而，在 2000 年至 2010 年期间(图 2C)，20 个州的老年人口增长率[超过 15%\(above 15%\)](#)，其中包括北太平洋州和山区州，以及几乎所有南大西洋州。在此期间，只有 4 个州(佛罗里达州、北达科他州、南达科他州和哥伦比亚特区)的增长率低于 5%。值得注意的是，到目前为止，佛罗里达州的老年人口 比例已经相对较高。

如果按年龄划分的迁移(migration, 移民)和死亡率模式完全独立于经济变化，那么比较经历快速人口老龄化的州和经历缓慢人口老龄化的州的经济产出将是有用的。但[经济变化本身可以通过影响移民和死亡率的同期模式来塑造人口年龄结构](#)，因此，[州一级的经济增长和人口老龄化之间的任何关联都不可能代表人口老龄化的因果影响](#)。正如我们在下一节中详细介绍的那样，我们通过一项研究设计[来解决这个问题](#)，该设计利用了[人口年龄结构在一定程度上是历史人口模式\(例如生育趋势\)的结果这一事实](#)。我们的研究设计利用人口年龄结构的预定成分进行识别，以避免这些混淆来源。



| Table 1: Summary Statistics                            |        |              |         |         |
|--|--------|--------------|---------|---------|
| 1990, 2000, 2010 (N=153)                               |        |              |         |         |
|  | Mean   | Standard Dev | Min     | Max     |
| Fraction of Population 60+                             | 0.240  | 0.029        | 0.095   | 0.313   |
| Percent Change in Fraction of Population 60+           | 4.258  | 7.901        | -9.089  | 47.073  |
| Predicted Percent Change in Fraction of Population 60+ | 4.445  | 8.338        | -14.103 | 59.196  |
| Percent Change in GDP per Capita                       | 55.480 | 25.548       | -12.001 | 130.816 |
| Percent Change in GDP per Worker                       | 55.277 | 19.425       | -8.105  | 117.128 |
| Percent Change in GDP per Dollar Earned                | 4.343  | 6.259        | -27.825 | 30.941  |
| Percent Change in GDP per Compensation Dollar          | 2.090  | 3.631        | -25.977 | 17.660  |
| Percent Change in Employment-to-Population Ratio       | -0.314 | 4.225        | -10.022 | 9.262   |
| 1990 (N=51)  |        |              |         |         |
|  | Mean   | Standard Dev | Min     | Max     |
| Fraction of Population 60+                             | 0.236  | 0.030        | 0.095   | 0.313   |
| Percent Change in Fraction of Population 60+           | 2.141  | 4.959        | -6.802  | 25.911  |
| Predicted Percent Change in Fraction of Population 60+ | 2.307  | 5.078        | -9.113  | 54.631  |
| Percent Change in GDP per Capita                       | 87.702 | 18.672       | 42.872  | 130.816 |
| Percent Change in GDP per Worker                       | 78.780 | 15.498       | 38.674  | 117.128 |
| Percent Change in GDP per Dollar Earned                | 0.095  | 3.346        | -14.269 | 11.216  |
| Percent Change in GDP per Compensation Dollar          | 3.354  | 3.187        | -10.264 | 12.604  |
| Percent Change in Employment-to-Population Ratio       | 4.887  | 1.961        | -1.709  | 9.262   |
| 2000 (N=51)  |        |              |         |         |
|  | Mean   | Standard Dev | Min     | Max     |
| Fraction of Population 60+                             | 0.228  | 0.028        | 0.123   | 0.297   |
| Percent Change in Fraction of Population 60+           | -3.066 | 3.122        | -9.089  | 28.764  |
| Predicted Percent Change in Fraction of Population 60+ | -2.836 | 4.321        | -14.103 | 39.822  |
| Percent Change in GDP per Capita                       | 53.087 | 7.594        | -12.001 | 69.543  |
| Percent Change in GDP per Worker                       | 53.724 | 7.339        | -8.104  | 73.158  |
| Percent Change in GDP per Dollar Earned                | 0.804  | 4.168        | -27.825 | 14.571  |
| Percent Change in GDP per Compensation Dollar          | 0.674  | 4.131        | -25.977 | 17.660  |
| Percent Change in Employment-to-Population Ratio       | -0.406 | 1.919        | -6.392  | 3.117   |
| 2010 (N=51)  |        |              |         |         |
|  | Mean   | Standard Dev | Min     | Max     |
| Fraction of Population 60+                             | 0.255  | 0.024        | 0.181   | 0.308   |
| Percent Change in Fraction of Population 60+           | 12.324 | 4.678        | 0.219   | 47.073  |
| Predicted Percent Change in Fraction of Population 60+ | 12.487 | 5.749        | -1.898  | 59.196  |
| Percent Change in GDP per Capita                       | 32.955 | 9.985        | 4.599   | 87.947  |
| Percent Change in GDP per Worker                       | 38.677 | 8.133        | 16.249  | 87.025  |
| Percent Change in GDP per Dollar Earned                | 10.706 | 3.810        | 3.366   | 30.941  |
| Percent Change in GDP per Compensation Dollar          | 2.370  | 3.068        | -7.499  | 17.042  |
| Percent Change in Employment-to-Population Ratio       | -4.208 | 2.259        | -10.022 | 1.806   |

Unit of observation is state-year. There are 51 observations per year and 153 total. All percent changes refer to ten year changes:  $\frac{X_t - X_{t-10}}{X_{t-10}}$ .  
“GDP per Dollar Earned” refers to GDP divided by total labor earnings.  
“GDP per Compensation Dollar” refers to GDP divided by total compensation to employee (wages and in-kind benefits).

Figure 2A: Growth Rate in Age 60+ Population by State: 1980-1990

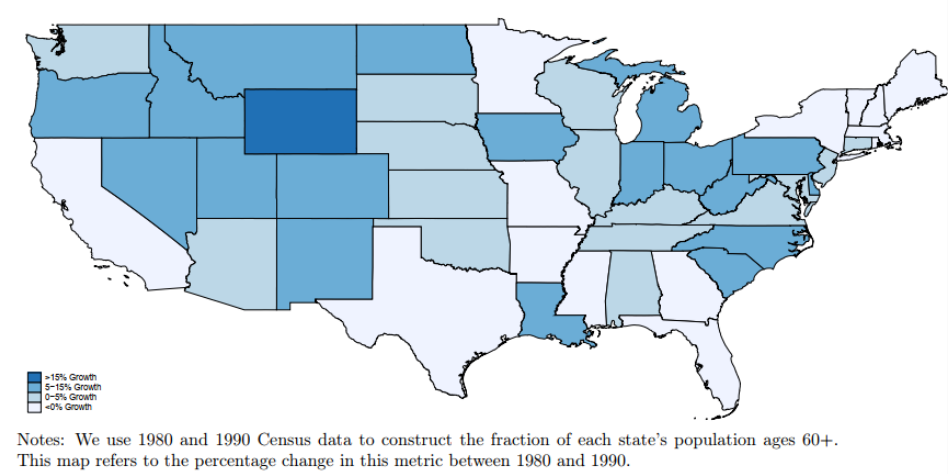


Figure 2B: Growth Rate in Age 60+ Population by State: 1990-2000

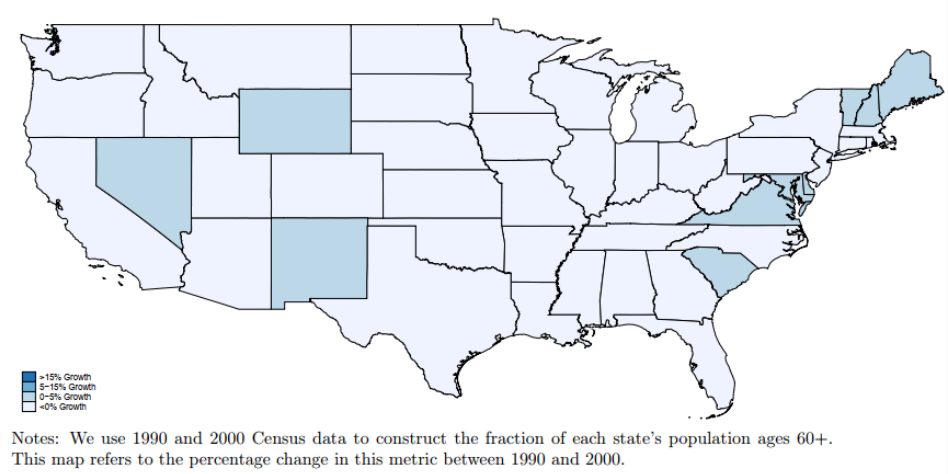
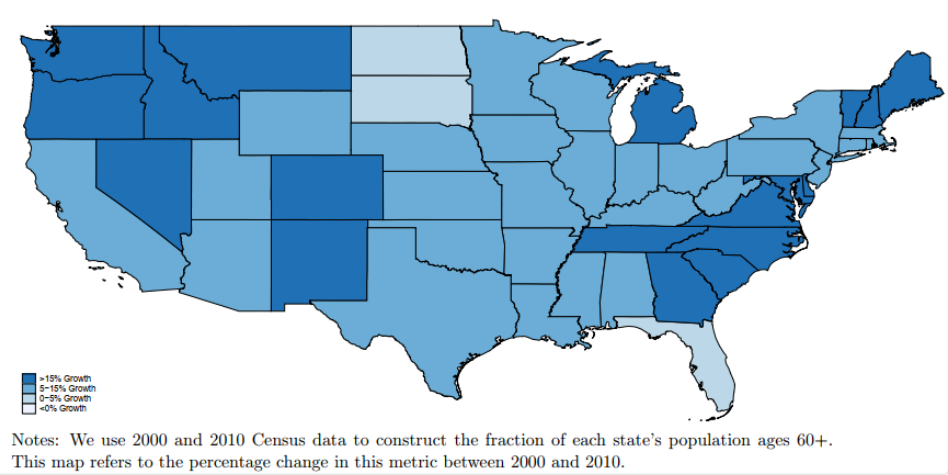


Figure 2C: Growth Rate in Age 60+ Population by State: 2000-2010



为了获得方程(1)中微分生产函数的可估计规范，我们注意对下列方程进行微分可以获取方程(1)：

$$\ln y_{st} = \eta_{\Omega} \ln \Omega_{st} + \eta_k \ln k_{st} + \eta_{\ell} [\eta_{\theta}^a + \eta_p^a] \ln a_{st}$$

由于国家层面的技术和资本是不可观测的，我们用国家和时间固定效应对其效应进行建模。具体来说，让

$\alpha_s + \gamma_t + \varepsilon_{st} = \eta_{\Omega} \ln \Omega_{st} + \eta_k \ln k_{st}$ 。这允许随着时间的推移而增长，同时也允许各州拥有不同水平的资本和技术。我们还允许州特定的产出冲击，用  $\varepsilon_{st}$  表示。我们的识别假设是，我们的工具变量与这些冲击不相关，这一假设将在后面讨论。我们采用第一阶差分，并包括额外的控制变量，以得出以下可估计规范(to arrive at the estimable specification)：

$$\ln y_{s,t+10} - \ln y_{st} = \varphi_t + \beta \left[ \ln \left( \frac{A_{s,t+10}}{N_{s,t+10}} \right) - \ln \left( \frac{A_{st}}{N_{st}} \right) \right] + X'_{st} \delta_t + (\varepsilon_{s,t+10} - \varepsilon_{st}) \quad (2)$$

其中， $y_{st}$  是普查年度 t 时间 s 州的经济产出(如人均 GDP)，A 是 60 岁及以上的个人数量，N 代表 20 岁及以上的总人口，X 包含一组随时间变化的控制变量(a set of time-varying control variables)，其影响也允许随时间变化， $\varphi_t \equiv \gamma_{t+10} - \gamma_t$ 。我们在 X 中包括初始(t 期)国家劳动力的两位数行业构成(具体而言，是每个行业工人比例的对数)，以说明可能使各州倾向于特定增长路径的初始条件。因变量和自变量的对数差异规范 标准化了具有不同初始人口份额的各州之间的增长比较，并产生了易于解释的弹性  $\beta$ 。在展示我们的主要结果时，我们将展示我们的结果对不同函数形式是都是稳健的。

我们感兴趣的主要结果是 20 岁及以上人口的人均 GDP 的增长。为了理解 GDP 增长变化的驱动机制，我们还研究了人均 GDP 的具体分解。首先，我们将人均 GDP 分解为两个组成部分：人均 GDP(劳动生产率)和工作人口(劳动人口, person working)比例。这一分解使我们能够评估人口老龄化对经济增长的影响在多大程度上是通过劳动力增长的变化来实现的，又有多大程度上是通过生产率增长的变化来实现的。

其次，我们进一步将生产率组成部分，即每名工人的 GDP，分解为三个子组部分：每美元劳动报酬的 GDP(即 GDP/收入)、每小时工作收入(即工资)和每名工人(L)的小时数(H)(密集型劳动供给)。生产力成分的分解测试收入的补偿调整，而不是密集型边际劳动力供应的变化。由于劳动力收入可能不能完全反映劳动力成本，我们重复分解以替代 BEA 的总劳动报酬衡量标准，其中包括支付给工人实物福利的价值。总的来说，这些分解为推动人口老龄化和经济增长之间关系的机制提供了丰富的图景。

而方程(2)将州人口老龄化的变化与州经济产出的变化联系起来，州年龄结构的变化可能在一定程度上取决于与经济增长相关的因素。例如，经济衰退可能导致黄金年龄的工人(壮年工人 prime-aged workers)迁出该州，而鉴于迁移的终生回报较小，年长工人可能更可能留在该州。因此，我们会观察到老龄化州的经济产出不太有利，尽管这种关系不是因果关系。同样，各州之间不同行业的增长和下降可能会影响死亡率，而且这些死亡率影响可能不会在所有年龄组中都是一致的，这会根据各州的经济状况直接改变各州的年龄构成。

为了解决这些潜在的困惑，我们使用工具变量策略来估计方程(2)，该方程利用各州人口老龄化随时间变化的差异和可预测成分。我们首先构建全国人口普查存活率，定义为一次人口普查中全国人口年龄 j+10 与上一次人口普查中群组(cohort)人口(j 岁)规模的比率。然后，我们将在州的一次人口普查中 j 年龄段的人口数量乘以特定年龄段的全国存活率，以预测下一次人口普查中 j+10 年龄段的人口数量。例如，为了预测 2000 年阿拉巴马州 60 岁人口的数量，我们将 1990 年阿拉巴马州 50 岁人口的数量乘以 2000 年 60 岁人口与 1990 年 50 岁人口的全国比率。该方法使用与国家层面群组的变化相互作用的初始状态构成(This approach uses initial state composition interacted with national level cohort changes)，其优点是不考虑因不同的州级迁移和死亡率而产生的差异进行识别。该工具(变量)与 Bartik 工具在思想上类似(Bartik,1991; Blanchard & Katz,1992)，后者通过国家特定行业的增长与最初的地方(local)行业构成相互作用来预测当地经济增长。

更准确地说，该工具是 t 和 t+1 之间对州 60 岁以上人口的比例的对数预测的变化：

$$\ln \left( \frac{\hat{A}_{s,t+10}}{\hat{N}_{s,t+10}} \right) - \ln \left( \frac{A_{st}}{N_{st}} \right)$$

$$where \quad \hat{A}_{s,t+10} = \sum_{j \geq 50} N_{jst} \times \frac{N_{j+10,t+10}}{N_{jt}}$$

$$\hat{N}_{s,t+10} = \sum_{j \geq 10} N_{jst} \times \frac{N_{j+10,t+10}}{N_{jt}}$$

该工具(变量)使用的差异的主要来源(The main source of variation used by the instrument)是各州 50–59 岁人口的相对规模差异。据预测，50–59 岁 人口比例较大的州，老年人口数量将出现相对较大的增长。我们利用的人口老龄化变化在时间 t 之前是可以被州居民预测和观察的(we exploit is predictable and observable by residents of the state before time t)。通过这种方式，该工具与国家层面的人口老龄化相似。

## 4. Estimates and Mechanisms

### A. Effect of Population Aging on Economic Growth

我们从研究设计的视觉描述(depiction)开始。在图 3A 中，每个数据点都是对一个州的十年变化的观察，并根据基准年的人口规模进行加权。该图显示了原始数据中 1980–2010 年期间实现的人口老龄化与人均 GDP 增长之间的的强负相关关系。图 3B 表明了第一阶段的关系对我们的研究设计至关重要。在这里，我们看到预测老龄化工具对已实现的人口老龄化有着强有力的预测。最后，图 3C 显示了预测老龄化工具与随后的经济增长之间的直观简化关系。

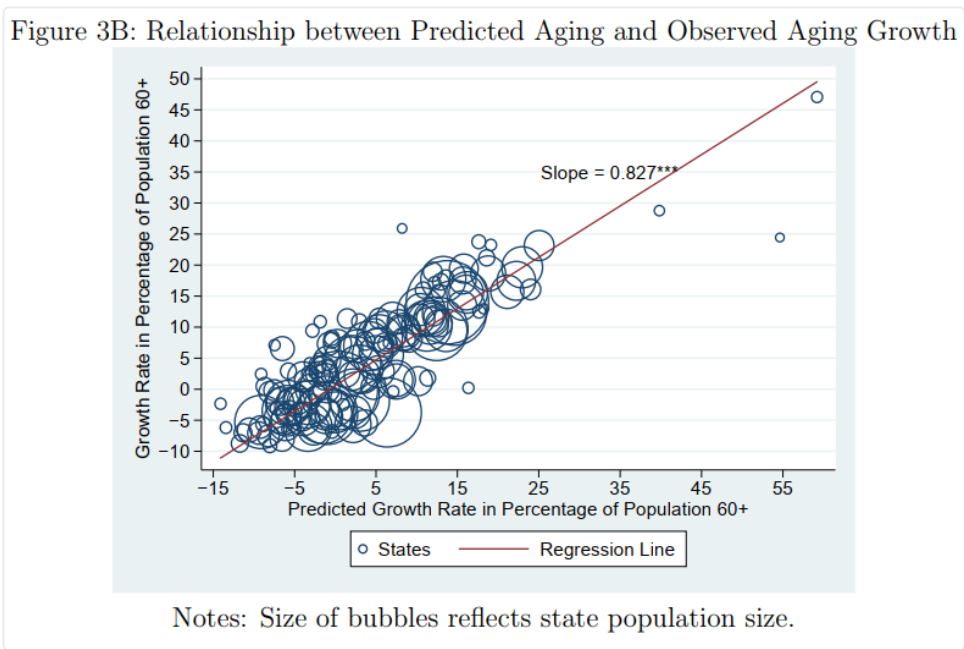
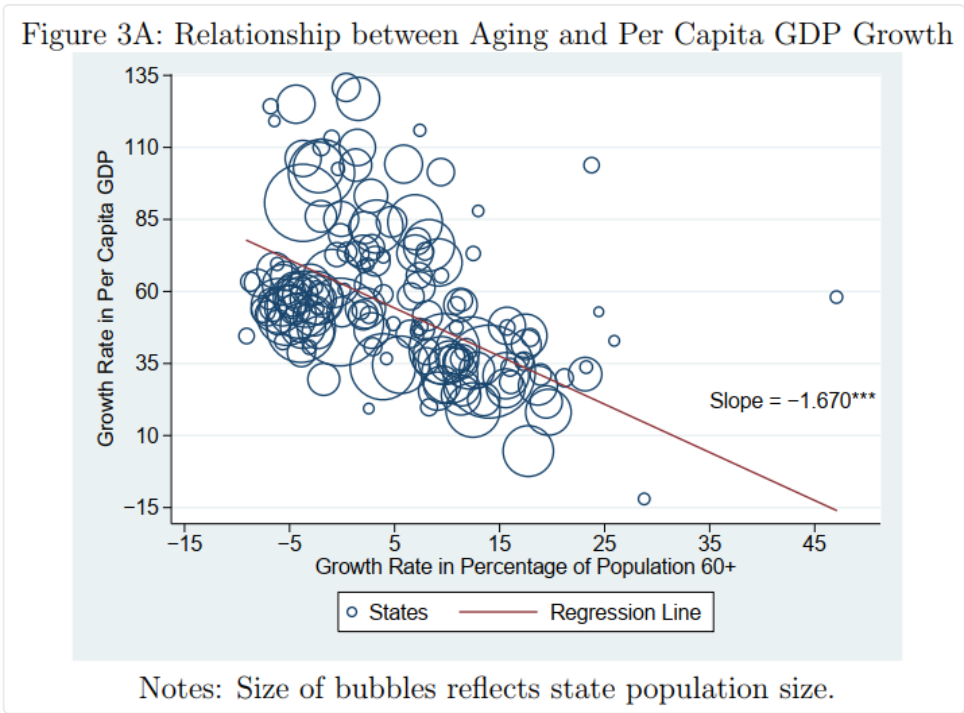
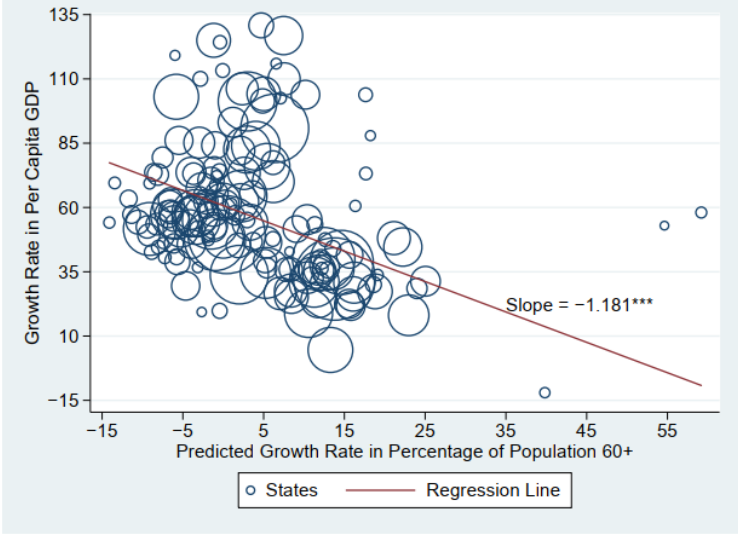




Figure 3C: Relationship between Predicted Aging and Per Capita GDP Growth



Notes: Size of bubbles reflects state population size.

表 2 列出了在**纳入基准年国家产业构成控制和固定时间效应**后总结这些关系的系数。面板 A 显示了等式(2)的对于 1980 年至 2010 年整个期间以及每十年的 **普通最小二乘法(OLS)**估计。**因变量为对数人均 GDP 的变化**。点估计表明，经历 60 岁以 上人口比例增长的州，人均 GDP 增长也较慢。使用全样本，我们估计**州 60 岁以上人口的比例每增加 10%，经济增长就会下降 8.3%**。与此估计值相比，图 3A 中更大的斜率系数表明了控制时间固定效应的重要性。将样本一次限制在一个十年的差异内(Limiting the sample to one ten–year difference at a time)，我们始终发现一个大且统计显著的相关性。

如上所述(as noted above)，各州人口可能以不同的速度老化有许多原因，经济增长本身可能通过影响移民决定而影响州的年龄结构；如果年轻工人搬到增长较快的地方寻找新的就业机会，或者相反，如果老年人老年人迁移到增长较慢的地方以利用较低的生活成本，这将使 OLS 估计值偏离零。同样，如果经济增长影响死亡率，那么这也可能导致偏差。这种情况下，偏差的方向不太明显，因为它取决于任何增长引起的死亡率变化在年龄分布中的表现。

表 2 的 B 组显示了我们的工具(变量)——国家 60+ 人口比例对数的预测变化——与经济增长之间的简化关系。我们发现，预测的 60+ 人口比例的增长 10% 会使人均 GDP 增长降低 3.9%。C 组显示了 在控制初始产业构成和时间固定效应条件下 第一阶段的系数。对于预测和实际增长之间的第一阶段关系，额外的控制作用相对较小。对于 60+ 人口的预测增长率每增加 10%，我们发现一个州实际经历了 7.2% 的增长(与图 3B 中暗示的 8.3% 相比)。

| Table 2: Results  |                                  |                      |                      |                      |
|---|----------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Panel A:  | Ordinary Least Squares Estimates |                      |                      |                      |
| Dependent Variable:   | $\Delta \ln (\text{GDP} / N)$    |                      |                      |                      |
|   | 1980-2010                        | 1980-1990            | 1990-2000            | 2000-2010            |
| $\Delta \ln (\frac{A}{N})$  | -0.826***<br>(0.140)             | -0.853***<br>(0.220) | -1.344***<br>(0.332) | -0.608***<br>(0.208) |
| No. Obs.  | 153                              | 51                   | 51                   | 51                   |
| Panel B:  | Reduced Form Estimates           |                      |                      |                      |
| Dependent Variable:   | $\Delta \ln (\text{GDP} / N)$    |                      |                      |                      |
|   | 1980-2010                        | 1980-1990            | 1990-2000            | 2000-2010            |
| $\Delta \ln (\frac{A}{N})$  | -0.390***<br>(0.134)             | -0.563**<br>(0.215)  | -0.375<br>(0.429)    | -0.306**<br>(0.172)  |
| No. Obs.  | 153                              | 51                   | 51                   | 51                   |
| Panel C:  | First Stage Estimates            |                      |                      |                      |
| Dependent Variable:   | $\Delta \ln (A / N)$             |                      |                      |                      |
|   | 1980-2010                        | 1980-1990            | 1990-2000            | 2000-2010            |
| $\Delta \ln (\frac{A}{N})$  | 0.716***<br>(0.054)              | 0.627***<br>(0.119)  | 0.504***<br>(0.161)  | 0.865***<br>(0.071)  |
| No. Obs.  | 153                              | 51                   | 51                   | 51                   |
| Notes: Significance Levels: *10%, **5%, ***1%. Standard errors in parentheses adjusted for clustering at state level. Each observation is weighted by period $t$ population. Other variables included: year dummies; the log of the fraction of workers in period $t$ working in each of the following industries: agriculture, mining, construction, manufacturing, transportation, communications / utilities, wholesale trade, retail trade, finance / insurance / real estate, business and repair services, personal services, recreation services, professional services, and public administration. The effects of these industry composition variables are allowed to vary by year. |                                  |                      |                      |                      |

表 3 针对几十年数据分别汇总和单独给出了 **人口老龄化对经济增长影响的两阶段最小二乘估计值**， 分别按基准年州人口在顶部和底部行进行加权和不加权。使用全样本，我们估计**60 岁以上人口比例增加 10% 会使经济增长减少 5.5%**。我们的 **IV 估计值比 OLS 估计值小**，这与年轻个体系统性迁移到增长较快的地区相一致。OLS 和 IV 估计值之间的差 异在统计学上具有边际(marginally)显著性 (p=0.06)。IV 估计值基本上不受加权方案的影响。如果没有加权，我们估计的统计显著性影响为 4.8%。虽然存在噪音(noisy)，但我们发现，无论权重如 何，每个十年的结果都是一致的。



| Table 3: Instrumental Variable Estimates: Effect of Aging on GDP Growth |                      |                               |                      |                     |  |
|---|----------------------|-------------------------------|----------------------|---------------------|--|
| Dependent Variable:   |                      | $\Delta \ln (\text{GDP} / N)$ |                      |                     |  |
|   |                      | Weighted by Population        |                      |                     |  |
|   | 1980-2010            | 1980-1990                     | 1990-2000            | 2000-2010           |  |
| $\Delta \ln (\frac{A}{N})$  | -0.545***<br>(0.173) | -0.898**<br>(0.336)           | -0.744<br>(0.655)    | -0.354**<br>(0.194) |  |
| No. Obs.  | 153                  | 51                            | 51                   | 51                  |  |
|   |                      | Unweighted                    |                      |                     |  |
|   | 1980-2010            | 1980-1990                     | 1990-2000            | 2000-2010           |  |
| $\Delta \ln (\frac{A}{N})$  | -0.478***<br>(0.161) | -0.361<br>(0.319)             | -0.996***<br>(0.369) | -0.258**<br>(0.152) |  |
| No. Obs.  | 153                  | 51                            | 51                   | 51                  |  |

Notes: Significance Levels: \*10%, \*\*5%, \*\*\*1%. Standard errors in parentheses adjusted for clustering at state level. Other variables included: year dummies; the log of the fraction of workers in period  $t$  working in each of the following industries: agriculture, mining, construction, manufacturing, transportation, communications / utilities, wholesale trade, retail trade, finance / insurance / real estate, business and repair services, personal services, recreation services, professional services, and public administration. The effects of these industry composition variables are allowed to vary by year.

| Table 4: Decomposing Main Effect |                               |                               |                      |
|----------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|----------------------|
|                                  | (1)                           | (2)                           | (3)                  |
| Dependent Variable:              | $\Delta \ln (\text{GDP} / N)$ | $\Delta \ln (\text{GDP} / L)$ | $\Delta \ln (L / N)$ |
| $\Delta \ln (\frac{A}{N})$       | -0.545***<br>(0.173)          | -0.373**<br>(0.161)           | -0.172***<br>(0.047) |
| No. Obs.                         | 153                           | 153                           | 153                  |

Notation: L = number of workers

Notes: Significance Levels: \*10%, \*\*5%, \*\*\*1%. Standard errors in parentheses adjusted for clustering at state level. Each observation is weighted by period  $t$  population. The coefficients presented in Columns (2) and (3) mechanically sum to the main effect presented in Column (1). Other variables included: year dummies; the log of the fraction of workers in period  $t$  working in each of the following industries: agriculture, mining, construction, manufacturing, transportation, communications / utilities, wholesale trade, retail trade, finance / insurance / real estate, business and repair services, personal services, recreation services, professional services, and public administration. The effects of these industry composition variables are allowed to vary by year.

虽然我们的**规范模型将人均 GDP 的变化作为老年人口份额变化的函数**，但经济增长也可能受到年龄分布其他点变化的影响。此外，60 岁以上人口份额的预测增长可能与其他年龄组份额的预测增长相关联，这表明**遗漏变量和其它(相关)年龄组比例相关的可能性**。我们可以明确地检验这种可能性，因为我们的**工具变量策略可以扩展到预测其他年龄组的增长**。为了实现这一点，我们在规范中包括多个年龄组，一次一个，和以前一样，使用两阶段最小二乘法估计我们的主要模型，这些工具变量是每个年龄组的预测变化，这里使用与之前相同的方法预测变化。被排除的年龄组为 20–29 岁年龄组。结果见附录表 A.1。我们发现，只有 60 岁以上人口的增长导致人均 GDP 增长在统计上显著下降。当我们包括所有其他年龄组时，我们的**估计与以前几乎相同——60 岁以上人口比例增加 10% 会导致经济增长率下降 5.9%**。包括或不包括其他年龄组对该估计几乎没有影响。因此，我们得出结论，在本文中( in our context)，**单独确定这些其他年龄组对于一致的估计是不必要的**。

我们还测试了我们的**结果对函数形式假设的稳健性**。**Silva 和 Tenreyo(2006) 表明，线性回归中的对数因变量限制了误差项**。等式(2)中的规范假设误差项在人均 GDP 增长中是乘性的(multiplicative, 乘法的，倍增的)。使用指数规范和泊松回归放松了这一假设，同时考虑了乘性和加性误差项。我们使用工具变量泊松回归复制了我们的主要分析，并在附录表 A.2 中 给出了结果。我们与之前的结果相似(We find similar results as before)，表明我们的估计不被函数形式假设所驱动。

同样，我们检验我们的结果是否是通过将人均 GDP 的对数变化指定为老年人口份额对数变化的函数 而不是老年人口份额水平的变化来驱动的。在附录 A.3 中，我们使用老年人口份额水平的变化，估计老年人口每增加一个百分点都会使人均 GDP 下降了 2% 以上。鉴于样本中老年人口的平均份额为 0.24，老年人口比例增加 10% 意味着人均 GDP 增长下降了 4.9%，这与我们的主要估计相似。

在附录表 A.4 中，我们表明，我们的**主要估计值对纳入区域–年交互项是稳健的**，因此，常见的(common)区域冲击不会左右我们的结果。附录表 A.5 显示，与居住州相比，人口普查中测量的劳动成果与居住州相比的一年错位(misalignment)不会对我们对 2000–2010 年期间(即当前和上一年居住州均可用的期间)的估计值产生重大影响。当我们使用上一年居住州( the prior year’s state of residence)时，IV 估计值的大小增加。

最后，我们的**工具变量策略假设：除非通过州年龄结构的变化，否则州的初始年龄分布不能预测经济产出的趋势**。我们在附录表 A.6 中以多种方式检验了这一假设。第(1)列，我们使用 20 年前而非 10 年前的年龄分布产生的工具变量进行估算。也就是说，我们使用 t–10 年(而非 t 年)的州年龄分布预测 t 和 t+10 之间的州层面的人口老龄化。使用与之前相同的方法(Using the same method as before)，我们预测 t 年和 t+10 年 60 岁以上人口的比例，以构建预测变化。t–10 年的年龄分布应与 t 和 t+10 期间的基本(underlying, 潜在的)经济趋势无关。第(1)列的估计 值与本文的主要估计值相似，这表明任何预先存在的趋势都与我们的工具不相关。

在第(2)列和第(3)列中，我们报告了一项规范中的估计值，该规范控制了 s 州人均 GDP 的初始(t 期)对数，以说明初始经济条件的趋势。鉴于先前的各州趋同证据(given previous evidence of convergence across states)(Barro & Sala-i-Martin,1992)，这种控制可能很重要。由于与使用滞后因变量估计规范相关的偏差(the biases associated with estimating a specification with a lagged dependent variable)，我们使用 Arellano 和 Bond(1991)中介绍的 GMM 估计(estimator)。在第 (2)列中，我们使用 Arellano-Bond 估计量(estimator)。该估计在数量上大于本文的主要估计，尽管我们不能否认这两个估计值相等(p 值=0.12)。第(3)列复制了第(2)列，但也将滞后的行业就业份额变量作为额外的控制(additional controls)。同样，尽管我们不能否认第(2)列和第 (3)列估计值相等(p 值=0.26)，但估计值仍在增加。附录表 A.6 中显示的结果强烈表明(strongly suggest)，潜在趋势并没有驱动(driving)我们的结果。

## B. Decomposing the Effect—Labor Force and Productivity Growth

虽然文献一致认为，由于劳动力增长放缓，人口老龄化可能导致人均 GDP 增长放缓，但几乎没有证据表明人口老龄化如何影响总生产率。表 4 将人均 GDP 分解为这两个组成部分，并分别估计了人口老龄化对人均工人 GDP 和人均工人数 量(GDP per worker and the number of workers per capita)。第(1)列再现了人口老龄化对人均 GDP 增长的总影响。通过构造，人口老龄化对人均工人 GDP 增长(in GDP per worker) (第 2 列)和人均工人增长(growth in workers per capita)(第 3 列)的估计影响总和(sum to)为第(1) 列的总影响。

我们发现，正如预期的那样，人口老龄化降低了劳动力增长(第 3 列)。具体而言，60 岁以上人口的比例增加 10% 导致人均工人增长率下降 1.7%。然而，人口老龄化对生产率增长的影响更大；60 岁以上人口的比例增加 10% 导致人均工人 GDP 增长率下降 3.7%。

为了进一步分解生产率效应，我们使用以下标识(the following identity):

$$\ln \left( \frac{GDP}{N} \right) = \ln \left( \frac{GDP}{\text{Earnings}} \right) + \ln \left( \frac{\text{Earnings}}{H} \right) + \ln \left( \frac{H}{L} \right) + \ln \left( \frac{L}{N} \right)$$

其组成部分定义如下:

- 1)  $\frac{GDP}{\text{Earnings}}$  =支付给劳动力的每美元产出(output per dollar paid to labor)
- 2)  $\frac{\text{Earnings}}{H}$  =每小时工作收入(工资)
- 3)  $\frac{H}{L}$  =每个工人的小时数(劳动力供应的密集边际, intensive margin of labor supply)
- 4)  $\frac{L}{N}$  =工作人口的比例(劳动力供应的广泛边际, extensive margin of labor supply)

然后，我们对每个组成部分的 10 年对数差分别估算方程(2)。结果如表 5 所示。第 (1)列顶行的估计值表明，老年人口比例的增长对每个工人的工作小时数或密集型边 际劳动力供应几乎没有影响。相反，第(2)列显示，老年人比例增加 10%，每工作 小时 GDP(GDP per hour worked)减少 3.4%。由于密集边际效应很小，人口老龄化对每工作小时 GDP 增长的影响很小。表 (5)与人口老龄化对每小时工作的 GDP 增长(GDP per hour worked) 的影响几乎与人口老龄化对人均工人 GDP(GDP per worker)的增长相同(表 4 第 2 列)。因此，估计的生产率效应(productivity effect)不能用平均工作小时数的减少来解释。

接下来，在表 5 的第(3)列和第(4)列中，我们检验了人口老龄化对生产率增长的影响是否反映了劳动边际产品的变化。如果工人的工资与其劳动边际产品成比例，那么收入应该根据生产率的变化进行调整。如果发生这种调整，那么生产率增长的下降应该反映在每小时工作收入中，人口老龄化对每美元收入 GDP 的影响应该为零(the effect of population aging on GDP per dollar earned should be zero)。我们在表 5 的第(3)列和第(4)列中的发现支持这些假设。60 岁以上人口比例增加 10% 会使平均工资增长统计显著降低 2%(p<0.05)(第 4 栏)，使每一美元收入的 GDP 统计但不显著地减少 1.4%(第 3 栏)。第 (3)列和第(4)列中的估算值按构造与第(2)列中的估算值相加。因此，分解指出劳动边际产品的变化是生产率增长下降的主要原因

由于劳动收入可能无法完全反映因福利(benefits)而产生的劳动成本，因此我们重复分解，用 BEA 的劳动报酬总额指衡量标准来替代劳动收入，如表 5 的底行所示。在这些模型中，我们发现：当包括货币福利和实物福利时，人口老龄化对平均工资增长的负面影响甚至更大。我们的估计表明，60 岁以上人口比例增加 10% 会导致每工作小时平均薪酬增长统计显著性地下降 3.3%(p<0.01)，以及每一美元劳动薪酬 GDP 增长统计但不显著地下降 0.1%。



值得注意的是，我们的生产率估算代表了每个工人产出的所有决定因素的综合影响。虽然可以分解每个工人的产出，以估算资本、劳动力和全要素生产率的单独贡献(Wong, 2001; Feyrer, 2007)，但这种方法需要测量经济分析单位随时间变化的实物资本存量的数据。不幸的是，美国各州还没有关于实物资本的政府统计数据。也就是说，虽然原则上一个州的实物资本存量可能会进行调整，以补偿劳动力减少或人均工人产出的变化，但事实上，美国各州的资本市场是一体化的(与劳动力市场相反)(capital markets are integrated across U.S. states)，这意味着基于州的研究设计的估计不太可能包含资本效应。此外，由于**在应对供求冲击时，资本流动比劳动力更自由(Kalemli Ozcan 等人, 2014; Bernard 等人, 2013)**，人口老龄化导致的资本投资供给增加(因为老年人拥有更多财富)不太可能归于(accrue to)它们的来源州(accrue to the states in which they originate)。

总的来说，我们的**分解结果表明，人口老龄化对经济产出增长的总体影响中，约有 1/3 是通过劳动力参与的变化来实现的**。我们发现几乎没有证据表明利润率的剧烈变化(intensive margin changes)是整体效应的重要驱动因素。总影响的其它 2/3 是由于每工作小时 GDP 的变化。我们表明，**生产率增长的下降与工资增长的下降相匹配，这表明存在用于弥补了劳动力边际产品的实际损失的劳动力市场调整**。

在下一节中，我们将探讨**人口老龄化导致经济增长放缓，特别是劳动生产率增长放缓的潜在机制**。首先，我们**估计了人口老龄化对行业层面人均 GDP 增长的影响**，以检验其影响是否集中在任何特定行业或一组行业。其次，我们考察了**人口老龄化对不同年龄组的就业和收入的影响**，以考察老年人对年轻人的溢出效应。

| Table 4: Decomposing Main Effect              |                              |                              |                      |
|---|------------------------------|------------------------------|----------------------|
|   | (1)                          | (2)                          | (3)                  |
| Dependent Variable: $\Delta \ln(\frac{A}{N})$ | $\Delta \ln(\text{GDP} / N)$ | $\Delta \ln(\text{GDP} / L)$ | $\Delta \ln(L / N)$  |
|   | -0.545***<br>(0.173)         | -0.373**<br>(0.161)          | -0.172***<br>(0.047) |
| No. Obs.                                      | 153                          | 153                          | 153                  |

Notation: L = number of workers

Notes: Significance Levels: \*10%, \*\*5%, \*\*\*1%. Standard errors in parentheses adjusted for clustering at state level. Each observation is weighted by period  $t$  population. The coefficients presented in Columns (2) and (3) mechanically sum to the main effect presented in Column (1). Other variables included: year dummies; the log of the fraction of workers in period  $t$  working in each of the following industries: agriculture, mining, construction, manufacturing, transportation, communications / utilities, wholesale trade, retail trade, finance / insurance / real estate, business and repair services, personal services, recreation services, professional services, and public administration. The effects of these industry composition variables are allowed to vary by year.

| Table 5: Decomposing the Productivity Effect  |  |                                   |  |   |
|---|--|-----------------------------------|--|---|
|   | Decomposing $\Delta \ln(\text{GDP}/L)$ |                                   | Decomposing $\Delta \ln(\text{GDP}/H)$               |   |
|   | (1)                                    | (2)                               | (3)  | (4)   |
| Dependent Variable: $\Delta \ln(\frac{A}{N})$ | $\Delta \ln(H/L)$                      | $\Delta \ln(\text{GDP}/H)$        | $\Delta \ln(\text{GDP}/\text{Earnings})$             | $\Delta \ln(\text{Earnings}/H)$             |
|   | -0.031<br>(0.033)                      | -0.343**<br>(0.151)               | -0.145<br>(0.112)                                    | -0.197**<br>(0.113)                         |
| No. Obs.                                      | 153                                    | 153                               | 153  | 153   |
| Dependent Variable: $\Delta \ln(\frac{A}{N})$ | (1)<br>$\Delta \ln(H/L)$               | (2)<br>$\Delta \ln(\text{GDP}/H)$ | (3')<br>$\Delta \ln(\text{GDP}/\text{Compensation})$ | (4')<br>$\Delta \ln(\text{Compensation}/H)$ |
|   | -0.031<br>(0.033)                      | -0.343**<br>(0.151)               | -0.011<br>(0.108)                                    | -0.331***<br>(0.123)                        |
| No. Obs.                                      | 153                                    | 153                               | 153  | 153   |

Notation: L = number of workers; H = total number of hours worked; Earnings = total labor earnings; Compensation = total compensation paid to workers.

Notes: Significance Levels: \*10%, \*\*5%, \*\*\*1%. Standard errors in parentheses adjusted for clustering at state level. Each observation is weighted by period  $t$  population. The coefficients in Columns (3) and (4) mechanically add up to the effect estimated in Column (2). The coefficients in Columns (1) and (2) mechanically add up to the effect estimated in Column (2) of Table 4. Other variables included: year dummies; the log of the fraction of workers in period  $t$  working in each of the following industries: agriculture, mining, construction, manufacturing, transportation, communications / utilities, wholesale trade, retail trade, finance / insurance / real estate, business and repair services, personal services, recreation services, professional services, and public administration. The effects of these industry composition variables are allowed to vary by year.

### C. Effects by Industry

**人口老龄化可能对不同行业产生不同程度的影响，这取决于其劳动力的年龄结构、行业特定的技能需求，或者该行业是否生产可贸易或不可贸易的商品或服务**。此外，随着年龄的增长，消费模式的变化可能导致对特定种类商品和服务的需求发生变化。例如，**随着人们退出劳动力市场，他们倾向于减少与工作相关的商品和服务的消费，并增加医疗服务的消费(Hurd 和 Rohwedder, 2008;Hurst, 2008)**。我们基于州的研究设计将捕捉这些由老龄化引起的产品需求变化，即老年人所需的商品和服务主要在其生产州消费的程度。这种服务的一个例子是医疗保健，在大多数情况下，医疗保健必须在生产地消费





| Table 8: Age-Specific Labor Outcomes: Change in Log of Employment Share |                      |                      |                   |                     |                     |                     |                  |
|---|----------------------|----------------------|-------------------|---------------------|---------------------|---------------------|------------------|
| Men   |                      |                      |                   |                     |                     |                     |                  |
| Ages  | 20-29                | 30-39                | 40-49             | 50-59               | 60-69               | 70-79               | 80-89            |
| $\Delta \ln(\frac{A}{N})$   | -0.243***<br>(0.083) | -0.300***<br>(0.087) | 0.096<br>(0.087)  | 0.399***<br>(0.082) | 0.769***<br>(0.116) | 0.728***<br>(0.162) | 0.226<br>(0.358) |
| No. Obs.  | 153                  | 153                  | 153               | 153                 | 153                 | 153                 | 153              |
| Women   |                      |                      |                   |                     |                     |                     |                  |
| Ages  | 20-29                | 30-39                | 40-49             | 50-59               | 60-69               | 70-79               | 80-89            |
| $\Delta \ln(\frac{A}{N})$   | -0.215***<br>(0.080) | -0.264***<br>(0.096) | 0.176*<br>(0.100) | 0.583***<br>(0.085) | 1.097***<br>(0.112) | 0.946***<br>(0.271) | 0.133<br>(0.493) |
| No. Obs.  | 153                  | 153                  | 153               | 153                 | 153                 | 153                 | 153              |

Notes: Significance Levels: \*10%, \*\*5%, \*\*\*1%. Standard errors in parentheses adjusted for clustering at state level. Each observation is weighted by period  $t$  population. Other variables included: year dummies; the log of the fraction of workers in period  $t$  working in each of the following industries: agriculture, mining, construction, manufacturing, transportation, communications / utilities, wholesale trade, retail trade, finance / insurance / real estate, business and repair services, personal services, recreation services, professional services, and public administration. The effects of these industry composition variables are allowed to vary by year.

表 9 **按年龄组和性别列出了相应的工资效应**。结果变量是对数工资的变化，与以前一样，对数工资定义为总劳动收入除以总工作时间(按年龄组、性别、州 和年份)。在这里，我们发现**人口老龄化对年轻工人和老年工人的生产率增长有很大 影响**。我们的点估计表明，60 岁以上人口比例增加 10% 会降低整个年龄分布(到 69 岁)的生产率增长降低 3–5%(无论男性还是女性)。

| Table 9: Age-Specific Labor Outcomes: Change in Log of Wage |                      |                      |                      |                      |                      |                  |                  |
|---|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|------------------|------------------|
| Men   |                      |                      |                      |                      |                      |                  |                  |
| Ages  | 20-29                | 30-39                | 40-49                | 50-59                | 60-69                | 70-79            | 80-89            |
| $\Delta \ln(\frac{A}{N})$                                   | -0.422***<br>(0.150) | -0.325***<br>(0.119) | -0.402***<br>(0.113) | -0.477***<br>(0.096) | -0.498***<br>(0.107) | 0.129<br>(0.261) | 0.429<br>(0.507) |
| No. Obs.  | 153                  | 153                  | 153                  | 153                  | 153                  | 153              | 153              |
| Women   |                      |                      |                      |                      |                      |                  |                  |
| Ages  | 20-29                | 30-39                | 40-49                | 50-59                | 60-69                | 70-79            | 80-89            |
| $\Delta \ln(\frac{A}{N})$                                   | -0.342**<br>(0.135)  | -0.404***<br>(0.137) | -0.376***<br>(0.123) | -0.433***<br>(0.123) | -0.324**<br>(0.125)  | 0.045<br>(0.276) | 0.712<br>(0.641) |
| No. Obs.  | 153                  | 153                  | 153                  | 153                  | 153                  | 153              | 153              |

Notes: Significance Levels: \*10%, \*\*5%, \*\*\*1%. Standard errors in parentheses adjusted for clustering at state level. Each observation is weighted by period  $t$  population. Other variables included: year dummies; the log of the fraction of workers in period  $t$  working in each of the following industries: agriculture, mining, construction, manufacturing, transportation, communications / utilities, wholesale trade, retail trade, finance / insurance / real estate, business and repair services, personal services, recreation services, professional services, and public administration. The effects of these industry composition variables are allowed to vary by year.

我们的估计揭示了**人口老龄化导致的劳动力供给变化如何改变劳动力的生产率构成**。我们发现， **人口老龄化导致 60–69 岁工人的平均工资增长放缓，这意味着在这 一年龄段退休的个人平均生产率高于留在劳动力市场的个人，老年工人数量的增长降低了老年人的工资，或者两者兼而有之**。年轻工人的工资增长减少可能是因为，如果富有生产力的老年工人更有可能退休，那么退休的老年工人对年轻工人失去了积极的生产溢出效应。**更一般地说(more generally)，如果年轻工人和老年工人是生产的互补投入，老年工人的平均生产率较低可能会影响到年轻群体，从而导致两个群体的工资增长放缓。**

老年工人相对于年轻工人的相对生产率可能取决于工作经验、健康、教育和许多其他因素。**Feyrer(2008)指出，Mincer 工资回归中对经验收益率(the return to experience from Mincer wage regressions )的典型估计意味着 20 岁和 50 岁工人的生产率之间存在 60% 的差异**。一项针对德国汽车制造商的案例研究发现了具有启发性的证据：**经验更丰富的老年工人比年轻工人更具生产性** (Börsch–Supan 等人, 2008)。

**直到最近(until recently)，这种经验生产力优势还被年轻工人比年长工人更高的教育程度部分抵消**。但由于 20 世纪 70 年代教育水平的长期增长(戈尔丁和卡茨， 2007)，**65 岁的人教育水平正在急剧增加，从 1980 年的 10.1 年增加到 2020 年的 13.3 年**。随后的教育程度下降意味着，与此形成鲜明对比的是，25 岁人群中完成教育的时间几乎没有增长，从 1980 年的 13.3 年增长到 2020 年的预计的 13.9 年。最终的结果是(the net result is that)，**现在平均年龄较大的工人受教育程度几乎与平均年龄较小的工人相同**。

**与年龄相关的健康差异也可能抵消部分经验生产力优势**，因为(owing to)随着年龄的长，残疾率更高。然而，健康趋势表明，随着肥胖相关残疾对年轻人群的影响不成比例，这一现象也可能有所缓解(Freedman 等人, 2013)。也许最大的悬而未决的问题与认知的年龄特征及其对工作效率的影响有关。虽然认知的某些方面在成年后逐 渐下降(例如，处理速度)，但其他方面在晚年前保持稳定(例如，知识)(Verhaegen & Saltwouse, 1997)，个体之间的下降时间存在相当大的异质性(Hartshorne & Germine, 2015)。最有趣的是，认知功能的群体(cohort)改善指向一个认知 老化过程，该过程本身具有高度可塑性(Staudinger, 2015)。

人力资本获取和减少的这些年龄和群组模式表明，**随着时间的推移,人口老龄化对经济增长的影响可能存在异质性**。附录表 A.7–A.9 列出了 1980 年至 2010 年期间 每十年按年龄和性别分别列出的就业和工资影响。我们发现，对年轻工人工资的负面溢出效应在 20 世纪 80 年代最强，当时老年男子的就业率处于有史以来的最低点，老年人和年轻工人之间的人力资本差距正在迅速缩小，在台式计算机和互联网普及之前。从那时起，老年男性和女性的就业率上升，**技术的传播改变了许多工作的技能需求**。

**虽然需要进一步的研究来确定工作中的确切机制，但我们的发现预示着生产率增长将进一步放缓，这不仅反映了劳动力的组成差异，而且反映了各个年龄段个体之间的实际生产率损失**。与此同时，在整个生命周期中加大对人力资本开发的投资，加上鼓励老年人就业的政策和做法，可以在一定程度上防止这些损失。

---