

高投资背后的人口结构因素

——基于省际动态面板数据模型的研究

李 威

(厦门大学经济学院, 福建 厦门 361005)

摘 要: 文章使用中国1990~2011年的省际面板数据和动态面板GMM估计方法, 考察人口年龄结构变化对我国固定资产投资的影响。实证结果表明, 少儿抚养比对投资有负向影响, 而老年抚养比对投资有正向影响。此外, 我国固定资产投资还显示出很强的惯性。在使用不同的计量技术和识别方法之后, 以上结果依然稳健。从人口结构角度看, 我国高投资、低消费的经济特点仍将持续一段时间, 这种情况伴随着我国的老龄化进程会逐渐反转。

关键词: 高投资; 人口年龄结构; 抚养比; 动态面板; GMM估计

中图分类号: C92-05 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-4149(2014)01-0047-08

DOI: 10.3969/j.issn.1000-4149.2014.01.004

The Role of Population Age Structure to High Investment

An Analysis Based on Provincial Panel Data

LI Wei

(School of Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, China)

Abstract: Using dynamic panel data at the provincial level for the period of 1990 to 2011, this paper studies the impacts of age structure change on China's high investment with different specifications and econometric methods. We find that both young dependency ratio and old dependency ratio have led to China's increasing investment rates, in addition, there is strong habit persistency in investment preference. Our results are robust to alternative econometric methodologies and different estimation methods. From the perspective of demographic structure, we forecast that the high investment level will maintain for a period of time, and gradually reverse in the long run.

Keywords: high investment; population age structure; dependency ratio; dynamic panel; GMM estimation

收稿日期: 2013-07-04; 修订日期: 2013-11-17

基金项目: 国家自然科学基金面上项目“我国股市投机性泡沫识别和投资者乘骑泡沫行为研究”(71071132)。

作者简介: 李威, 厦门大学经济学院博士研究生。

一、引言

改革开放后,我国经济增长过程中伴随着较高的投资率。《中国统计年鉴》数据显示,1978~1991年,我国平均固定资产投资率为28.6%,1992年以后,固定资产投资率大幅上升,2012年已经高达72.1%,不仅高于欧美等发达国家的长期投资率,而且高于日本、韩国、新加坡等东南亚国家高增长时期的投资率。中国由高投资拉动的经济增长饱受争议。一方面,高投资的城镇化过程将大量农村劳动人口转移到城镇并创造大量就业岗位,促进了经济快速增长,大大提高了全社会人口的福利。另一方面,中国粗放式高投资也带来诸多负面效应,如投资效率低下导致环境污染、资源短缺、产能过剩、银行系统坏账等问题,增加了投资的长期宏观成本。

我国的高投资、高增长过程,是享受人口红利的劳动力转移过程,同时也是经济转型的工业化和城市化过程。现有研究从农村劳动力转移、工业化、城市化等多个角度解释我国的高投资现象。大量农村剩余劳动力由农村向城市、由农业向工业转移的过程中,存在对建筑材料和机械产品的大量需求,需要较高的资本形成^[1-2]。由于公共资本和私人资本的稀缺性,企业争夺拥挤性公共资本而扩张私人资本的投资行为造成过度投资^[3]。信贷偏好对经济增长结构有重要影响,目前我国消费信贷发展水平较低是导致低消费、高投资的重要原因^[4]。

人口年龄结构变化带来的人口红利,可能是导致高投资的重要因素。一方面,人口红利在带来高速增长、高储蓄的同时压低了利率水平,为投资提供充足的低成本资金。另一方面,大量适龄劳动人口为投资提供充足的廉价劳动力。从图1和图2我们可以直观地看到,人口年龄结构与固定资产投资率存在很强的协同关系:少儿抚养比与固定资产投资率呈负相关,而老年抚养比与固定资产投资率呈正相关。以上经验证据为人口年龄结构影响固定资产投资提供了初步的支持证据。根据联合国的预测数据^①,中国人口增速将在2015年后进入下降通道,到2020年60岁及以上人口将达到2.5亿,届时我

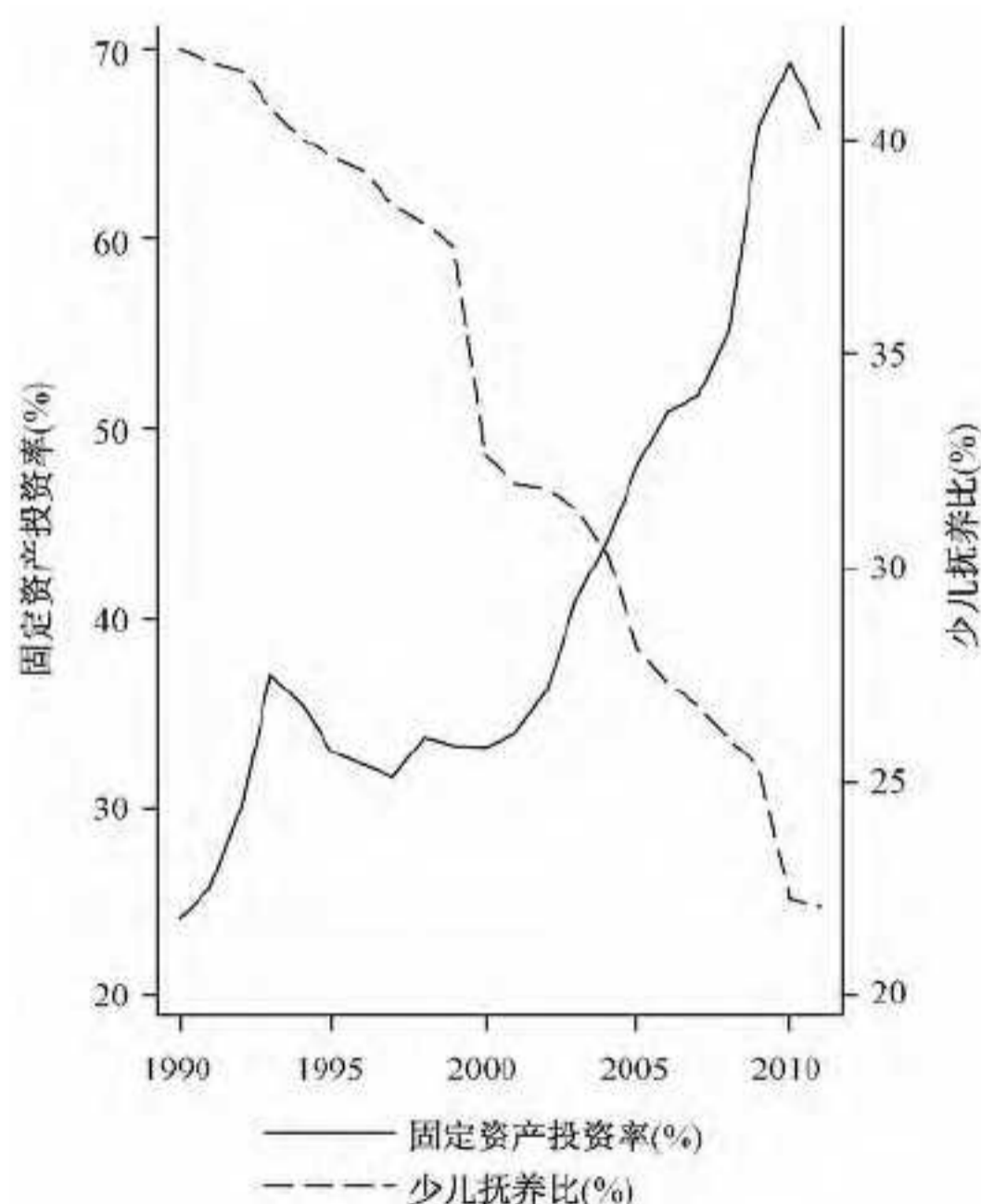


图1 固定资产投资率与少儿抚养比走势图
数据来源:历年《中国统计年鉴》。

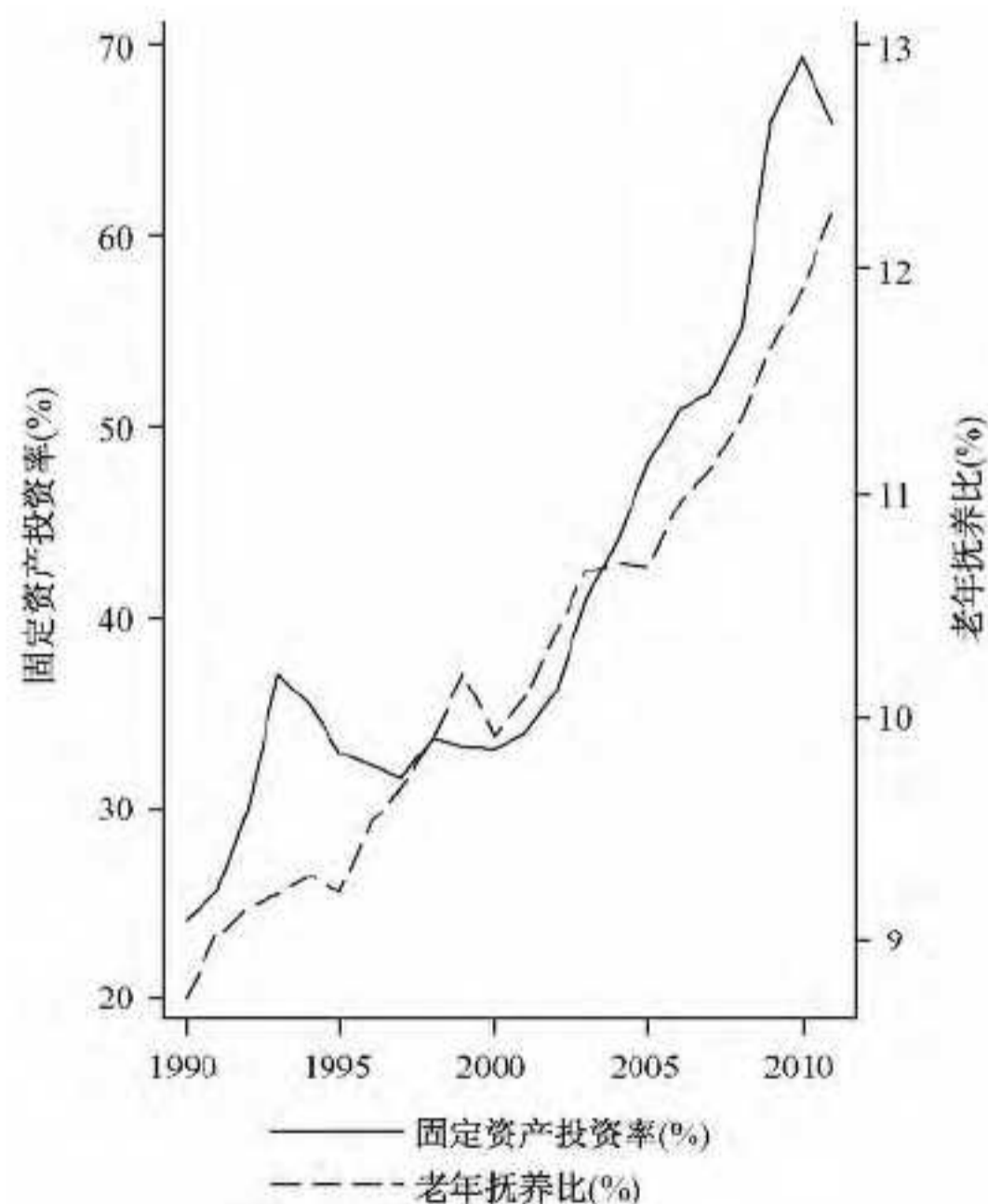


图2 固定资产投资率与老年抚养比走势图
数据来源:历年《中国统计年鉴》。

① 联合国2012年预测数据, <http://esa.un.org/unpd/wpp/Excel-Data/population.htm>

国将步入老龄化与少子化并存的社会，“人口红利”也将变为“人口负债”。研究在“人口红利”消失和老龄化加剧过程中，我国人口年龄结构变化对投资的影响机制及其未来变动趋势，既可以丰富现有关于投资的理论研究，也可以为政府制定长期的人口和经济政策提供参考。

二、文献回顾

人口年龄结构通过资金供给、利率、劳动供给等多种途径影响投资水平。目前鲜有文献分析人口年龄结构对投资水平的影响，大多是考察人口结构对储蓄、利率和劳动供给的影响。本部分回顾梳理相关文献，系统分析人口结构对投资的影响途径，为后面的实证模型奠定理论基础。

人口年龄结构变迁带来的高储蓄，为投资提供充足的资本。李杨等人的研究发现，人口年龄结构转变带来适龄劳动人口增加，在劳动参与率上升的情况下增加总人口的收入，这必然提高储蓄率^[5-7]。而年轻工作人口比重上升造成边际消费倾向下降，进一步提高储蓄水平。在开放经济中，国内的储蓄可以表示为投资和净出口之和： $S = I + (X - M)$ 。由此，经济储蓄水平的提高势必带来投资率的上升；另外，消费不足也在一定程度上促成了投资依赖和投资过度的现状。

人口红利带来的高储蓄长期压低利率水平，大大降低投资成本。殷剑峰认为，工业化和城市化进程满足了我国大量适龄劳动人口的就业需求，使得我国长期保持较高的储蓄率。在“高”投资长期无法与“更高”的储蓄相匹配的情况下，经济中的均衡利率水平必然处于低水平^[8]。汪伟使用我国1989~2006年的省际面板数据研究发现，人口结构是我国近些年高储蓄、低利率的重要影响因素^[9]。长期低利率水平直接降低投资的资金成本，对提高投资收益和投资率起到积极作用。

适龄劳动人口比重上升为投资提供大量低成本劳动力。汪伟研究发现，丰富的劳动力资源压低劳动力价格水平，通过提高投资收益率促进投资增长。而高投资带来的高增长扩大了适龄劳动人口的就业，使得储蓄率进一步上升，为投资提供更多的资金，为进一步增加投资创造条件。因此，人口年龄结构变化促成了高储蓄、高投资、高增长之间的相互强化^[9]。另外，高投资提供了大量工作岗位，为扩大就业、维护社会稳定起到了积极作用。徐旭川使用向量自回归模型分析中国的投资对就业总量和三次产业就业量的影响，发现公共投资和非公共投资都能促进就业增长，但后者对就业增长的促进作用更大^[10]。

综上，已有文献仅间接分析或定性描述人口结构与投资之间的关系，尚无定量分析两者关系的研究。本文使用中国1990~2011年省级面板数据和动态面板GMM方法，量化考察人口结构变化对投资水平的影响。

三、模型设定和数据描述

中国在20世纪70年代实行“一对夫妇只生一个孩子”的计划生育政策，推动了人口年龄结构的快速转型。《中国统计年鉴》数据显示，1990~2011年，我国少年抚养比由42.1%大幅下降到22.1%，而老年抚养比由8.8%缓慢上升到12.3%。与此同时，我国的固定资产投资率从24.2%大幅上升至65.8%，投资水平快速上升使人口红利带来的高储蓄转化为生产资本，大大促进了经济增长。本部分将从中国的实际出发，在定性分析人口年龄结构与投资之间关系的基础上，选取相关变量进行动态面板模型估计，量化研究人口结构变动对投资的影响。

1. 模型设定

本文选取简约型（reduced-form approach）计量模型。相比于结构模型，该计量模型好处在于不

需要特定的假设和环境。另外,由于固定资产投资一般持续期限较长,可能较其他变量有更大的惯性,而且投资数据也显示出很强的持续性。因此,在模型中加入滞后一期的固定资产投资率作为解释变量,并使用动态面板进行识别。本文的模型设定如下:

$$IR_{it} = \beta_{UR} IR_{i,t-1} + \beta_{DEP} DEP_{it} + \beta_{CV} CV_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, IR 为固定资产投资率, DEP 为人口抚养比, CV 为控制变量, 下标 i 代表不同的地区, 下标 t 表示时间, μ_i 为个体效应, ε_{it} 为随机扰动项, β_{UR} 、 β_{DEP} 、 β_{CV} 为对应变量的回归系数。

2. 数据描述

本文选取以下指标进行研究。①固定资产投资率 (IR), 是固定资产投资占 GDP 的比重, 衡量我国经济增长中投资贡献的大小。②人口结构变量选取少年抚养比 ($ydep$) 和老年抚养比 ($odep$), 分别表示少年人口和老年人口与劳动人口的比例。③人均收入 ($pgdp$), 使用人均 GDP 表示, 用以考察经济增长水平。④人均 GDP 增长率 (gr_pgdp), 使用人均国民生产总值增长率表示, 反映经济增长速度对投资的影响。⑤工业 GDP 占 GDP 的比重 ($indrat$), 反映产业结构的变迁对固定资产投资变化的影响。⑥政府财政支出占 GDP 的比重 ($fisrat$), 反映政府支出对固定资产投资的影响。⑦外商直接投资占 GDP 的比重 ($fdirat$), 反映了外商直接投资的影响。⑧城乡收入比 ($incrat$), 使用城镇居民家庭人均可支配收入与农村居民家庭人均纯收入之比来表示, 反映收入不平等状况。⑨实际贷款利率 ($rint$), 使用人民银行的一年期贷款利率减去通货膨胀率得到, 反映投资的资金成本。⑩消费者价格指数 (cpi) 反映物价水平变动的的影响。⑪为了进一步比较各地区抚养比与固定资产投资率之间的关系, 本文根据我国经济区域的划分, 将各省市分为东、中、西部三个地区①。

我们使用中国大陆 31 个省市进行面板分析, 由于分地区抚养比的数据比较缺乏, 本文的样本期为 1990~2011 年。表 1、图 3 和图 4 给出了变量定义与数据的描述性统计结果。固定资产投资率、人均收入、人均 GDP 增长率、工业 GDP 占 GDP 的比重、政府财政支出占 GDP 的比重、外商直接投资占 GDP 的比重、城市化率、城乡收入比和消费者价格指数是根据《新中国 60 年统计资料汇编》和 2010~2012 年《中国统计年鉴》的数据经作者计算得出。名义利率使用每年一年期贷款利率加权平均得到, 权重为该利率实行的天数占当年天数的比重; 实际利率由名义利率减去消费者价格指数得到。少儿抚养比和老年抚养比的数据来源为《1990 年以来中国常用人口数据集》和 2003~2012 年《中国统计年鉴》。

表 1 变量的定义和描述性统计

| 变量 | 表示 | 定义 | 均值 | 标准误 | 最小值 | 最大值 |
|------------|------------|------------------------|-------|-------|--------|--------|
| 固定资产投资率 | IR | 固定资产投资占 GDP 的比例 | 42.29 | 16.39 | 15.33 | 93.40 |
| 少儿抚养比 | $ydep$ | 0~14 岁人口与 15~64 岁人口之比 | 32.81 | 10.54 | 9.65 | 59.26 |
| 老年抚养比 | $odep$ | 65 岁及以上人口与 15~64 岁人口之比 | 10.76 | 2.63 | 4.97 | 21.89 |
| 人均 GDP | $pgdp$ | 人均国民生产总值 (千元) | 12.95 | 14.04 | 0.81 | 85.21 |
| 人均 GDP 增长率 | gr_pgdp | 人均国民生产总值增长率 | 15.82 | 7.59 | -1.52 | 50.72 |
| 工业/GDP | $indrat$ | 工业产值占国民生产总值的比例 | 37.09 | 9.77 | 6.77 | 60.11 |
| 财政支出/GDP | $fisrat$ | 公共财政支出占 GDP 的比例 | 16.60 | 12.80 | 4.92 | 125.10 |
| FDI/GDP | $fdirat$ | 外商直接投资占 GDP 的比例 | 2.81 | 3.10 | 0 | 24.42 |
| 城乡收入比 | $incrat$ | 城乡人均纯收入的比值 | 2.85 | 0.69 | 1.36 | 5.60 |
| 实际贷款利率 | $rint$ | 一年期贷款利率减去通货膨胀率 | 2.26 | 4.99 | -18.72 | 11.86 |
| CPI | cpi | 消费者价格指数 | 5.06 | 6.53 | -3.60 | 29.70 |
| 东部虚拟变量 | $east$ | 东部省份区制为 1, 其他为 0 | 0.35 | 0.48 | 0 | 1 |
| 中部虚拟变量 | $middle$ | 中部省份区制为 1, 其他为 0 | 0.32 | 0.47 | 0 | 1 |

注: 数据来源为《新中国 60 年统计资料汇编》、《中国统计年鉴》和《1990 年以来中国常用人口数据集》, 观测数为 682。

① 根据我国经济区域的划分, 选取北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南 11 个省市为东部地区, 四川、贵州、云南、山西、甘肃、青海、宁夏、新疆、西藏、重庆 10 个省市为西部地区, 其余省市为中部地区。

四、估计方法和结果

本文使用动态面板 GMM 方法进行估计。由于被解释变量的滞后项作为解释变量，其所包含的个体效应与扰动项可能存在相关；另外，各省无法观测到的特征（经济发展水平、资源文化差异等）与解释变量（抚养比）也可能存在相关。这些内生性问题可能导致估计结果发生偏差，使得统计推断失效。动态面板 GMM 方法可以很好地解决上述问题。

阿罗 (Arellano) 等提出差分 GMM 估计方法对动态面板进行估计，其优点在于通过差分或者工具变量来控制不可观察的个体效应或时间效应，并使用解释变量和被解释变量水平值的滞后项作为工具变量来克服内生性问题^[4]。对 (1) 式差分以消除特定的个体效应，得到包含被解释变量滞后项的估计方程如下：

$$IR_{it} - IR_{it-1} = \beta_{LIR} (IR_{it-1} - IR_{it-2}) + \beta_{DEP} (DEP_{it} - DEP_{it-1}) + \beta_{CV} (CV_{it} - CV_{it-1}) + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}) \quad (2)$$

为了克服 (2) 式中解释变量的内生性问题和残差项 $(\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1})$ 与滞后被解释变量 $(IR_{it-1} - IR_{it-2})$ 之间的相关性，差分 GMM 估计通过如下的矩条件给出工具变量集：

$$E [(\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}) \varepsilon_{it-s}] = 0 \quad s \geq 2, t = 3, \dots, T \quad (3)$$

$$E [(\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}) DEP_{it-s}] = 0 \quad s \geq 2, t = 3, \dots, T \quad (4)$$

$$E [(\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}) IR_{it-s}] = 0 \quad s \geq 2, t = 3, \dots, T \quad (5)$$

差分 GMM 估计存在两个缺陷：一是差分转化后会导致样本信息的损失；二是水平值的滞后项作为工具变量往往是弱工具变量。阿罗和邦德等提出的系统 GMM 估计方法在一定程度上克服了上述缺陷^[42-43]。系统 GMM 估计进一步采用差分变量的滞后项作为水平值的工具变量，以增加工具变量的个数，估计过程中同时使用水平方程和差分方程。系统 GMM 估计新增的水平方程工具变量集如下：

$$E [(\varepsilon_{it-1} - \varepsilon_{it-2}) (\mu_i + \varepsilon_{it})] = 0 \quad (6)$$

$$E [DEP_{it} - DEP_{it-1} (\mu_i + \varepsilon_{it})] = 0 \quad (7)$$

为了确保回归结果的有效性，必须对模型设定的合理性及工具变量的有效性进行检验。我们使用 Sargan 统计量检验工具变量的整体有效性，使用 Sargan 差分统计量检验系统 GMM 估计中新增的工具变量，使用 Arellano-Bond AR (1) 和 Arellano-

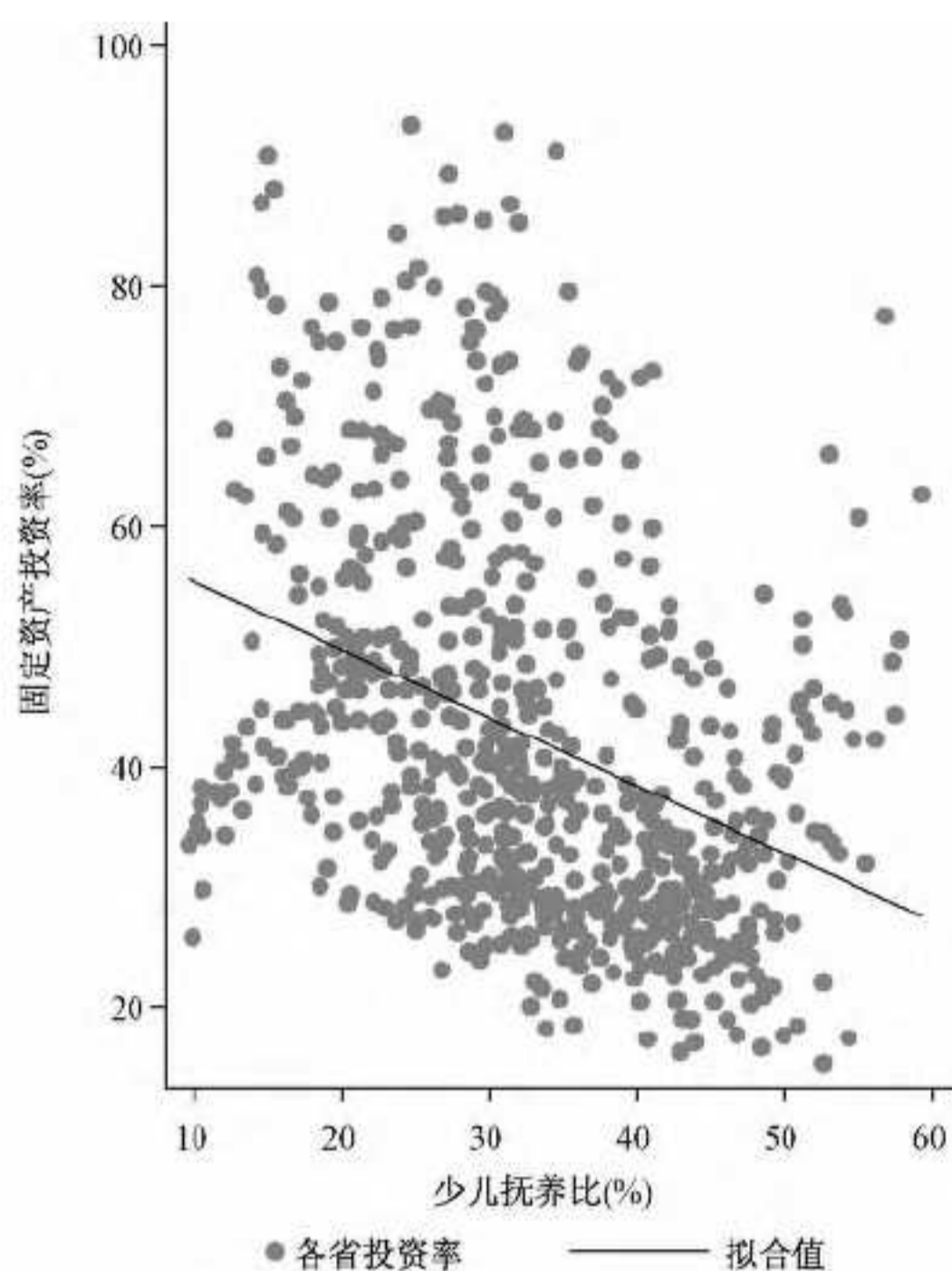


图3 固定资产投资率与少儿抚养比散点图
数据来源：历年《中国统计年鉴》，经作者整理得到。

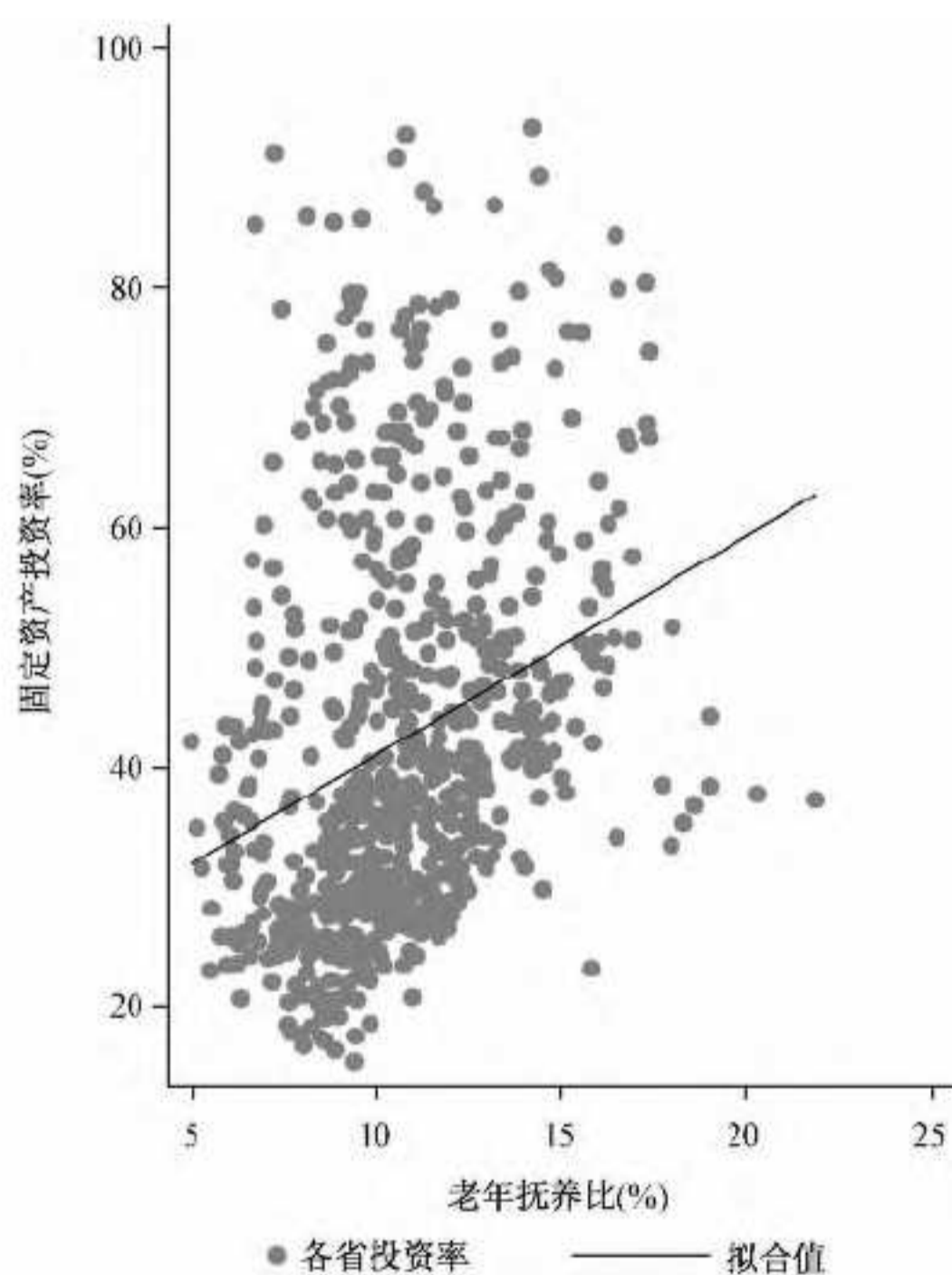


图4 固定资产投资率与老年抚养比散点图
数据来源：历年《中国统计年鉴》，经作者整理得到。

Bond AR (2) 检验随机扰动项是否存在序列相关。

本文使用系统广义矩估计对方程进行估计^①。作为对照，将 OLS 估计和动态面板差分 GMM 估计的结果一并呈现，如表 2 所示。在工具变量的选取上我们做了以下处理：由于计划生育是我国的基本国策并严格实施，我们将人口抚养比作为外生变量，其余变量作为弱外生变量对待，使用系统“内部工具”，用弱外生变量的滞后值作为它们自己的工具变量。模型的 Sargan 检验和差分 Sargan 检验的 p 值均接近 1，显示工具变量集是有效的。差分转换方程残差的 AR (1) 和 AR (2) 检验结果表明，经过差分转换后的误差项只存在一阶序列相关，不存在二阶序列相关，支持残差项不存在序列相关的假设，表明动态回归模型的设定合理。另外，Wald 检验的 p 值表明模型整体非常显著。

表 2 动态面板估计及稳健性检验

| 变量 | 模型 1 | | | 模型 2 | | |
|-----------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | 混合 OLS | 差分 GMM | 系统 GMM | 混合 OLS | 差分 GMM | 系统 GMM |
| <i>IR</i> (-1) | 0.961*** (43.90) | 0.842*** (114.06) | 0.905*** (174.86) | 0.971*** (30.98) | 0.756*** (28.93) | 0.890*** (15.14) |
| <i>ydep</i> | -0.038 (-1.16) | -0.214*** (-21.66) | -0.168*** (-10.63) | -0.104*** (-2.66) | -0.316*** (-5.37) | -0.182* (-1.72) |
| <i>odep</i> | 0.151 (1.31) | 0.444*** (5.61) | 0.596*** (6.88) | 0.200 (1.64) | 0.667*** (3.69) | 0.607*** (3.32) |
| <i>pgdp</i> | | | | -0.080*** (-4.19) | 0.015 (0.20) | -0.088 (-0.64) |
| <i>gr_pgdp</i> | | | | -0.077 (-1.23) | -0.249*** (-7.24) | -0.278*** (-5.08) |
| <i>indrat</i> | | | | 0.052* (1.96) | 0.267** (2.33) | 0.138 (0.67) |
| <i>fisrat</i> | | | | 0.069** (2.28) | 0.256** (2.16) | 0.300* (1.80) |
| <i>fdirat</i> | | | | -0.176** (-2.03) | -0.156 (-0.48) | -0.544 (-1.36) |
| <i>incrat</i> | | | | 1.323** (2.56) | 1.681 (0.97) | 4.874** (2.33) |
| <i>rint</i> | | | | -0.473** (-2.33) | 0.426*** (3.52) | 0.523*** (5.39) |
| <i>cpi</i> | | | | -0.480*** (-3.11) | 0.433*** (3.15) | 0.479*** (3.96) |
| <i>east</i> | -1.557** (-2.41) | | | 0.400 (0.52) | | 6.425 (0.22) |
| <i>middle</i> | -1.281** (-2.20) | | -7.803 (-1.31) | 0.443 (0.62) | | 10.889* (1.65) |
| - <i>cons</i> | 4.124* (1.79) | 10.580*** (14.64) | 7.430*** (2.90) | 2.685 (0.98) | -4.128 (-0.58) | -21.757 (-1.46) |
| 观测数 | 651 | 651 | 651 | 651 | 651 | 651 |
| 联合显著 wald 检验 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| Sargan 检验 p 值 | | 1.000 | | | 1.000 | |
| sargan 差分检验 p 值 | | | 1.000 | | | 1.000 |
| AR (1) 检验 p 值 | | 0.023 | 0.021 | | 0.012 | 0.011 |
| AR (2) 检验 p 值 | | 0.052 | 0.132 | | 0.127 | 0.175 |

注：差分方程和水平方程都使用老年抚养比和少儿抚养比做工具变量，其他变量（包括滞后一期总固定资产投资率、人均 GDP、人均 GDP 增长率、工业产出占 GDP 比重、财政支出占 GDP 的比重、FDI 占 GDP 比重、城市化率、实际利率和 CPI 等）的滞后值仅作为差分方程的工具变量。括号内报告的为 t 统计量，***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著水平上显著。

在表 2 的估计结果中，滞后一期固定资产投资率的系数为 0.89，并且显著，这说明我国固定资产投资的惯性非常稳定。2012 年中国固定资产投资率高达 72.1%，而且很大比重是周期长、惯性大的基础设施，房地产和机器设备为主的固定资产投资。在我国目前消费不振、出口不畅的情况下，可

① 矩估计，也称“矩法估计”，即样本矩作为相应的总体矩估计来求出估计量的方法。矩法估计在使用时可以不知总体的分布，而且具有一定的优良性质，如矩估计为一致最小方差无偏估计。

以推测较高的固定资产投资率将持续一段时间。

本文关注的人口结构变量老年抚养比和少年抚养比均显著。少儿抚养比对固定资产投资率的影响显著为负，这与理论分析的结论一致，表明就社会平均水平而言，抚养子女个数的减少显著减轻了家庭抚养负担，家庭可以进行更多的储蓄和投资。老年抚养比与最终固定资产投资率之间的回归系数为正，一个合理的解释为，我国尚处在老龄化的初期，预期寿命的延长意味着退休后的生活将更长，而生活水平不下降或提高，就必然要增加储蓄和投资，或者由于养老保障制度不健全，中青年人会预期到老年时期的收入减少而增加储蓄和投资。此外，人口年龄结构变化带来的储蓄率上升，为投资提供了充足的资金。从数量关系上看，少儿抚养比下降 1% 将带来固定资产投资率上升 0.18%，而老年抚养比上升 1% 将会带来固定资产投资率上升 0.61%。1990~2011 年，我国少儿抚养比率下降了 20 个百分点，老年抚养比率上升了 3.5 个百分点。因此，推动我国最终固定资产投资率上升的主要人口结构因素为少儿抚养比的下降。

人均 GDP 增长率的系数为负并且显著，反映在经济增速放缓背景下，宏观上当局继续采用提高投资水平的方式拉动经济增长。令人遗憾的是，由于过度工业化，我国资本产出比不断上升，TFP 存在下降趋势。在这样的情况下，保持经济增长只能依赖更高的投资率。20 世纪 80 年代，平均 25.9% 的固定资产投资率可以实现 10% 以上的经济增长，2000 年 33.2% 的固定资产投资率使 GDP 增长 8.4%。而 2012 年经济实现 8.7% 的增长，需要固定资产投资率提高到 72.1%。

工业占 GDP 比重的符号为正，说明工业化所需要的大量设备投资推动了固定资产投资的增加。政府财政支出的符号为正，表明政府投资增加是固定资产投资上升的重要因素。政府投资增加是促进内需以及在经济萧条时期刺激经济复苏的有效手段。如我国在 1998 年亚洲金融危机时期启动了大型水利、交通基础设施建设工程，在 2008 年美国次贷危机发生后实施了四万亿投资计划，有效地在外需不足的情况下顺利实现宏观经济复苏。

城乡收入比系数和居民消费者价格指数系数的符号都显著为正，说明贫富差距扩大导致财富向少数人集中，而富人的边际消费倾向较低，会将更多的财富用于投资以抵御通货膨胀并实现保值增值，在一定程度上促成了低消费、高投资的现状。

贷款利率的符号为正，说明我国预算软约束的情形依然存在，投资成本并不是影响投资的决定性因素。当银行贷款更多地投放到以基础设施和房地产为主的固定资产投资时，将增加中长期贷款和项目贷款的比重，在银行不能通过资产证券化等技术手段转移风险的情况下，投资的最终风险将转嫁到商业银行，加大金融和经济的系统性风险。

其他变量中，人均 GDP 对固定资产投资率没有显著影响，说明发达地区的固定资产投资率并不比其他地区高。另外，外商直接投资对固定资产投资水平的影响也不显著。

通过动态面板的基本识别以及控制潜在因素后的估计结果可以看出，人口结构是影响我国固定资产投资水平的重要因素。在加入控制变量后，初始关注变量的系数变化并不大，符号与之前的结果保持一致。以上证据表明，人口结构变化对固定资产投资造成的影响是稳健的。

五、结论和政策建议

本文使用中国 1990~2011 年的省际面板数据和动态面板 GMM 方法，考察了人口结构（少儿抚养比和老年抚养比）对我国固定资产投资的影响。实证结果表明，少儿抚养比下降和老年抚养比上升是造成我国固定资产投资率持续上升的人口结构因素。另外，滞后一期的最终固定资产投资率对当

期固定资产投资率具有显著的正向影响,表明我国的固定资产投资具有很强的惯性。在使用不同的计量技术和识别方法之后,以上结果依然稳健。

我国20世纪60年代实施的计划生育政策,是造成少儿抚养比快速下降和老年抚养比缓慢上升的直接原因。在这种情况下,子女个数减少减轻了家庭抚养负担并降低了消费,使得家庭储蓄和投资增加。加之我国目前处于老龄化的初期,养老负担相对较轻,平均预期寿命延长意味着退休后的生活将更长,中年人为保证退休后的生活水平不下降,将减少消费并增加储蓄和投资。人口结构变化为投资提供大量低成本资金的同时,还提供充足的廉价劳动力。然而,我国未来人口结构将发生较大变化:在少儿抚养比基本保持稳定的同时,老年抚养比快速上升。这种变化对固定资产投资的影响是深远的。一方面,少儿抚养比下降对固定资产投资上升的推动力将减弱甚至消失;另一方面,随着我国“跑步进入”老龄化社会,老年人高额的医疗保健费用将促使其增加消费,减少储蓄和投资。从长期来看,人口年龄结构的变迁将促使我国固定资产投资水平下降。然而,人口结构变化是一个缓慢的过程,目前我国高投资的状况仍将持续一段时间。

基于以上分析,围绕我国人口年龄结构变化带来的高储蓄、高投资问题,我们提出以下政策建议。第一,调整投资结构。实施科技进步的政策措施,扶持技术密集型行业的发展;鼓励R&D投入,提高企业的竞争力和利润率,提升我国在全球产业链上的位置。第二,提高投资效率。通过制度改革加强地方政府、银行和企业的预算约束,减少政府的隐性担保,让投资者自己承担投资的成本,迫使企业提高投资效率并降低投入产出比。第三,调整经济结构。通过完善社会保障体系、调节收入分配、缩小贫富差距、发展消费信贷等多种途径提高居民的消费能力和消费意愿,扩大消费在国内生产总值中的比重,逐步转变依靠投资拉动的粗放型经济增长方式。

参考文献:

- [1] 经济增长前沿课题组. 高投资、宏观成本与经济增长的持续性 [J]. 经济研究, 2005, (10).
- [2] 姚枝仲. 中国的高投资率问题 [J]. 国际经济评论, 2004, (2).
- [3] 经济增长前沿课题组. 财政政策的供给效应与经济发展 [J]. 经济研究, 2004, (9).
- [4] 汤向俊, 任保平. 信贷偏好与中国低消费、高投资的经济增长结构 [J]. 经济评论, 2011, (1).
- [5] 李扬, 殷剑峰. 劳动力转移过程中的高储蓄、高投资和中国经济增长 [J]. 经济研究, 2005, (2).
- [6] 李扬, 殷剑峰, 陈洪波. 中国:高储蓄、高投资和高增长研究 [J]. 财贸经济, 2007, (1).
- [7] 殷剑峰. 适应低利率环境推动消费贷款和存款利率的市场化 [J]. 新金融, 2006, (1).
- [8] 汪伟. 经济增长、人口结构变化与中国高储蓄 [J]. 经济学(季刊), 2009, (1).
- [9] 同 [8].
- [10] 徐旭川. 我国公共投资对就业影响的实证分析 [J]. 人口与经济, 2006, (2).
- [1] Arellano, M. and S. Bond. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations [J]. The Review of Economic Studies, 1991, (2).
- [2] Arellano, M. and O. Bover. Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models [J]. Journal of Econometrics, 1995, (1).
- [3] Blundell, R. and S. Bond. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models [J]. Journal of Econometrics, 1998, 87 (1).

[责任编辑 武玉, 方志]