|  |
| --- |
| 学校代码：10327 |
| 学 号：MG10001050 |



**硕** 士 学 位 论 文

**中国人口年龄结构变动对经济增长的影响研究**

|  |  |
| --- | --- |
| **院** **系：** | **国际经贸学院** |
| **专** **业：** | **国民经济学** |
| **研 究 方 向：** | **经济发展与产业规划** |
| **姓** **名：** | **柴** **焱** |
| **指 导 教 师：** | **李** 杏 **教授** |
| **完 成 日 期：** | **2013 年 6 月 30 日** |
| **答 辩 日 期：** | **2013 年 7 月 1 日** |

**The Research on The Impact of Economic Growth Changes in Population Age Structure of China**

A Dissertation Submitted to

Nanjing University of Finance and Economics For the Academic Degree of Master of Economics

By Chai Yan

Supervised by Professor Li Xing

School of International Economics and Business

Nanjing University of Finance and Economics

JUN 2013

**学位论文独创性声明**

本论文是我个人在导师指导下进行的研究工作及取得的研究成果。论文中除了特别加以标注和致谢的地方外，不包含其他人或其它机构已经发表或撰写过的研究成果。其他同志对本研究的启发和所做的贡献均已在论文中作了明确的声明并表示了谢意。

作者签名： 日期：

**学位论文使用授权声明**

本人完全了解南京财经大学有关保留、使用学位论文的规定，即：学校有权保留送交论文的复印件，允许论文被查阅和借阅；学校可以公布论文的全部或部分内容，可以采用影印、缩印或其它复制手段保存论文。保密的论文在解密后遵守此规定。

作者签名： 导师签名： 日期：

摘 **要**

1949年建国至今，中国已经发生了翻天覆地的变化，在众多影响经济增长的因素当中，劳动力的贡献是极其重要的。伴随着我国经济的不断增长，人口转变所带来的人口年龄结构的变化也在悄然发生，2000年我国就已经开始迈入了人口年龄结构老化的阶段，随着我国人口红利的逐渐消失，中国经济增长需要新的动力。中国作为世界第一的人口大国，从人口年龄结构视角分析我国经济增长的潜在动力是具有极强的现实意义的。

本文首先对国内外学者就人口年龄结构对储蓄、投资、劳动力供给和经济增长等研究文献进行了回顾和评述，从要素供给角度全面探讨了人口年龄结构对经济增长的影响路径。人口年龄结构主要通过物质资本存量、人力资本存量和技术进步三个渠道来影响经济增长。考虑到人口年龄结构对经济影响有一定的时间效应以及数据的可得性，本文选取了1992-2011年共20年的统计数据，以省级面板数据建立了人口年龄结构对物质资本存量、人力资本存量、技术进步和经济增长的回归模型，从实证角度分析了人口年龄结构对些经济变量的影响。由于工作年龄人口对经济增长的贡献显著，本文进一步利用了2010年的人口普查数据对工作年龄人口做了细分年龄段，然后通过回归模型进行了实证分析。实证结果表明工作年龄人口比重对物质资本存量和技术进步存在的正向影响，老年人口则存在负向影响，工作年龄人口比重和老年人口比重都对健康型人力资本存量存在正的影响，少儿抚养比和出生率对教育型人力资本有负向影响。在对细分工作年龄人口的研究中发现不同年龄段工作人口对技术进步影响也存在差异。

最后本文根据实证结果并结合我国现状提出在人口年龄结构老化趋势下实现经济增长的政策建议，主要包括四个方面：加强养老保障需求和制度供给，增强储蓄动机；增加教育资源，促进技术进步；延缓退休，提高劳动参与率；创造良好市场环境，平衡地区经济发展。

**关**：人口年龄结构 ；物质资本存量；人力资本存量；技术进步 ；经济增长

Abstract

Since 1949, great changes have taken place in China. Among the many factors that affect economic growth, the contribution of labor is extremely important. With China's economy growing, the transformation of population has brought about the changes of people's age structure. In 2000, China entered the stage of the aging of the population's age structure, and with the gradual disappearance of China's demographic dividend, we need more motives to speed up the economical growth. China is the most populous country in the world, so analyzing the potential power of China's economic growth from the perspective of the population's age structure is of practical significance.

At the beginning, this paper reviews and comments the researches of savings, investment, labor supply and economic growth on the age structure of the population done by scholars from China and abroad. And then, it chooses to discuss the effects of the age structure on economic growth from the elements of supply. It mainly works through three channels of the labor stock, capital stock and technological progress to affect the economic growth, and among these, the influence of age structure of the population on the capital stock and technical progress is the main aspect of this study. Considering the age structure of the population on the economic impact of time effects and data availability, The paper selects statistics for 20 years, 1992-2011, establishes a provincial panel data regression model of the age structure of the population of the capital stock, technological progress and economic growth, and directly analyzes the impact of the age structure on the three economical variations from an empirical point of view. Because of the working-age population's significant contribution to economic growth, the study also uses 2010 census data of the working-age population segments ages sectional regression. The empirical results shows that the working-age population have a significant positive impact on the capital stock and technological progress, compared with a negative impact on the elderly population, The proportion of working-age population has a positive effect on the health of human capital, the proportion of the elderly population positive impact on the health of human capital, the negative impact of the child dependency ratio and the birth rate education human capital. And there are also differences in the study of the influence of the working-age population on technological progress.

Finally, according to empirical results combined with the actual situation in China, several policy recommendations to achieve economic growth in the population age structure aging trend are brought up. Mainly including four aspects: strengthening the demand for old-age security and the system of supply, and enhance savings motive; expand educational resources, promote technological progress; delaying retirement, raise the labor force participation rate; create a good market environment, make a balance in regional economic development.

KEY WORDS: The age structure of population; The stock of physical capital; The stock of human capital; Technological development; Economic growth

目 录

[摘](#_Toc686586323)[要](#_Toc686586323) 3

[Abstract](#_Toc686586324) 3

[第一章 绪论](#_Toc686586325) 4

[1.1 研究背景与意义](#_Toc686586326) 4

[1.1.1 研究背景](#_Toc686586327) 4

[1.1.2 研究意义](#_Toc686586328) 4

**[1.2](#_Toc686586329)** [文献综述](#_Toc686586329) 4

**[1.2.1](#_Toc686586330)** [研究现状](#_Toc686586330) 4

**[1.2.2](#_Toc686586331)** [文献评述](#_Toc686586331) 5

**[1.3](#_Toc686586332)** [研究方案](#_Toc686586332) 5

**[1.3.1](#_Toc686586333)** [研究方法](#_Toc686586333) 5

**[1.3.2](#_Toc686586334)** [可能的创新点](#_Toc686586334) 5

**[1.3.3](#_Toc686586335)** [存在的不足](#_Toc686586335) 5

**[1.3.4](#_Toc686586336)** [技术路线图](#_Toc686586336) 5

[第二章 人口年龄结构对经济增长影响路径分析](#_Toc686586337) 6

**[2.1](#_Toc686586338)** [经济增长理论中的人口因素](#_Toc686586338) 6

**[2.2](#_Toc686586339)** [人口年龄结构对物质资本存量的影响](#_Toc686586339) 6

**[2.3](#_Toc686586340)** [人口年龄结构对人力资本存量的影响](#_Toc686586340) 6

**[2.4](#_Toc686586341)** [人口年龄结构对技术进步的影响](#_Toc686586341) 6

[第三章 中国人口年龄结构演化和经济增长现状](#_Toc686586342) 8

[3.1 中国人口年龄结构演化](#_Toc686586343) 8

[3.1.1 中国人口年龄结构现状](#_Toc686586344) 8

**[3.1.2](#_Toc686586345)** [中国人口年龄结构演化过程](#_Toc686586345) 10

**[3.1.3](#_Toc686586346)** [中国人口年龄结构的发展趋势](#_Toc686586346) 11

**[3.2](#_Toc686586347)** [中国经济增长中的人口年龄结构因素](#_Toc686586347) 11

**[3.2.1](#_Toc686586348)** [中国经济增长现状](#_Toc686586348) 12

**[3.2.2](#_Toc686586349)** [人口年龄结构与中国经济增长关系](#_Toc686586349) 12

[第四章 人口年龄结构对经济增长影响的实证分析](#_Toc686586350) 18

**[4.1](#_Toc686586351)** [面板数据模型](#_Toc686586351) 18

**[4.2](#_Toc686586352)** [实证分析](#_Toc686586352) 19

**[4.2.1](#_Toc686586353)** [人口年龄结构对物质资本存量影响的实证分析](#_Toc686586353) 19

**[4.2.2](#_Toc686586354)** [人口年龄结构对人力资本存量影响的实证分析](#_Toc686586354) 40

**[4.2.3](#_Toc686586355)** [人口年龄结构对技术进步影响的实证分析](#_Toc686586355) 49

**[4.2.4](#_Toc686586356)** [细分工作人口年龄结构对技术进步影响的实证分析](#_Toc686586356) 53

**[4.2.5](#_Toc686586357)** [人口年龄结构对经济增长影响的实证分析](#_Toc686586357) 55

[第五章 结论及政策建议](#_Toc686586358) 60

**[5.1](#_Toc686586359)** [相关结论](#_Toc686586359) 60

**[5.2](#_Toc686586360)** [政策建议](#_Toc686586360) 60

[参考文献](#_Toc686586361) 60

[攻读硕士学位期间发表的论文](#_Toc686586362) 62

[后 记](#_Toc686586363) 62

# 第一章 绪论

## 1.1 研究背景与意义

### 1.1.1 研究背景

全球人口年龄结构将陆续迈入老化阶段，由于西方国家经济发展水平领先，死亡率率先下降，人口年龄结构老化也较早。而中国随着生产水平的不断提高，死亡率和生育率都有所下降，我国也将面临这一人口问题1.1949年建国至今，中国已经发生了翻天覆地的变化，在众多影响经济增长的因素当中，劳动力的贡献是极其重要的。中国作为世界第一的人口大国，除了人口总量还在不断增长外，人口转变所带来的人口年龄结构的变化也在悄然发生，2000年我国就已经开始迈入了人口年龄结构老化的阶段，随着我国人口红利的逐渐消失，中国经济增长需要新的动力。

中国在经历了婴儿潮之后又实施了30年的计划生育政策，当婴儿潮群体陆续参与社会劳动时，较高的工作年龄人口比重和较低的少儿抚养比，为我国提供了长期的“人口红利”。但是中国人口红利已经开始逐渐消失，2010年中国开展的第六次人口普查结果显示，65岁及以上老年人口比重已达8.9%，预示中国正迈入老龄化社会。按照联合国标准，60岁以上老年人口在人口中的比例达10%，或者65岁及以上的老年人口占总人口的比例达到7%，一个国家或地区就成为老龄化社会。2012年中国15-59岁的劳动年龄人口比重更是出现了首次下降，劳动年龄人口的绝对数也减少了345万人，15-59岁劳动年龄人口占总人口的比重为

69.2%，比上年末下降0.60个百分点。与西方国家不同的是，中国在迈入老年型社会时，人均GDP还不足1000美元（赵晓辉，2007），因此在中国还将面临“未富先老”的社会问题。过去大部分研究都注重人口总量及其增长速度与经济增长的交互关系，没有进一步关注人口转变带来的人口年龄结构变化对经济增长的影响。现阶段关于人口年龄结构与经济增长的关系的讨论还未达成定论，认为人口年龄结构的老化对经济增长既有正面影响也有负面影响。而人口年龄结构对经济增长的影响过程复杂多样，需要进行全面的梳理和分析，才能得出有效结论，从而找到中国经济持续增长的源泉。

### 1.1.2 研究意义

从理论上来说，本文首先探讨人口年龄结构是怎样作用于经济增长的，尝试

从要素供给角度分析人口年龄结构对经济增长的影响路径，即人口年龄结构与物质资本存量、人力资本存量和技术进步的关系。大量经济增长模型研究的重点就是如何找到一个可持续的发动机，并且怎样维护发动机高效运转（Howitt and

Aghion，1998）2。而内生增长理论则认为这个发动机就是技术进步，内生增长理论就是在寻找技术进步，由于技术进步主要依赖于人的创新能力。国内学者对人口年龄结构与经济增长的研究主要侧重在人口年龄结构对储蓄、投资、消费等方面因素分析，主要是从需求角度分析，但在要素供给角度全面分析的文献较少。根据经济增长理论，要素供给仍然是对经济增长起到重要作用，并且国内文献一般不直接分析人口年龄结构对资本存量和技术进步的影响，而是分析对储蓄率和人力资本投入的影响。

从实践来说，2000年我国就已经开始迈入了人口年龄结构老化的阶段，随着我国人口红利的逐渐消失，长远来看中国经济增长需要新的动力。中国作为世界第一的人口大国，在人口转变的大背景下，从人口年龄结构视角分析我国经济增长的潜在动力是具有极强的现实意义的。“十二五”规划中，我国提出了一系列积极的措施来应对人口年龄结构老化问题，主要有进一步完善社会养老服务，开发利用老年劳动力资源，培养壮大老年产业等。这些内容的实现都要以一定的经济发展水平为保障，人口年龄结构变化对劳动力供给、物质资本存量、人力资本存量、技术进步这些与经济增长有密切关系的因素产生直接或间接的影响。关于人口年龄结构对经济增长的全面研究有利于正确判断我国的宏观经济形势，探究经济长期增长的实现方式。

## **1.2** 文献综述

人口年龄结构变动对经济增长的影响已经在世界范围内引起高度重视，国内外学者已有大量文献研究并且阐释了人口年龄结构对经济增长的影响机制。

### **1.2.1** 研究现状

**1.基于储蓄、投资的视角**

人口年龄结构对储蓄的影响主要是基于生命周期假说，这一假说认为人们的消费支配不是取决于短期的收入水平而是取决于一生总体的收入水平，从而得到一生消费的效用最大化。一般而言工作年龄人口（15-64岁）的收入水平最高，因而储蓄率较高，而少儿人口和老年人口处于财富的消耗期，因而储蓄率较低或者负储蓄。在生命周期理论的作用下，如果人口年龄结构中工作年龄人口的比重

2徐升艳.中国人口老龄化对经济增长的影响研究[D].南京：南京大学，2011.

较大，储蓄会上升，投资也随之上升。

Higgins和Williamson（1996）通过研究1958年以来亚洲经济增长的数据，发现这一时期亚洲经济的快速增长主要是得益于储蓄率的显著提高，这应该主要是由于少儿抚养比的降低。Higgins and Williamson（1997）利用一些亚洲国家经济发展的数据，采用混合截面分析和时间序列方法研究表明抚养比对储蓄率存在很强的负面效应。Lingh and Malmbe（1998）研究发现人口年龄结构主要通过储蓄机制和投资机制影响经济增长。袁志刚和宋铮（2000）将中国养老制度基本特征作为变量加入到迭代模型进行研究，发现中国人口年龄结构变化导致理性人更愿意进行储蓄，从而使储蓄率提高。Bloom et al.（2003）通过研究发现预期寿命能够显著影响储蓄率，这是由于老年人较之年轻人具有更低的储蓄倾向。换言之，他认为预期寿命对储蓄率的影响可以从两个方面理解，然而只要人口增长达到某种均衡状态，这两方面效应就会相互抵消，从而使储蓄率呈现先升后降的变化。王德文，蔡昉，张学辉（2004）通过1982-2000年三次人口普查数据的省际面板分析，得出人口转变带来的人口年龄结构的变动对经济增长的贡献将在

2015年左右由人口红利阶段进入人口负债阶段。

舒尔茨3（2005）选用了亚洲16个国家和地区1952-1992年共40年的面板数据研究发现，一国的人口年龄结构变动与储蓄率存在交互关系，二者并没有显著的估计结果，而且二者的关系对于所选用的计量工具十分敏感。Li. et al（2007）也认为预期寿命的延长对储蓄率具有两方面的效应，在数据选取上，他采用了1960-2004年的跨国面板数据。Bloom et al（2007）的研究还发现，在资本市场完美的前提下，如果没有社会保障的存在，延长工作年限是寿命延长的最优反应，这对储蓄率的影响是微乎其微的，甚至是负向影响。但是，如果某个国家具有相当完善的社会保障制度，比如北欧等国家，这就为退休者提供了非常强的退休激励，在退休年龄固定的前提下，导致理性人会在退休前更多地将收入进行储蓄，而不是消费。刘永平4（2007）在研究人口年龄结构老化对经济增长影响时，得出了影响方向不定的结论，一个是由于我国的计划生育政策，生育率降低缩小了家庭规模，因而家庭的少儿抚养负担较轻，有更多时间和经济能力加强对子女的人力资本投入，另外在我国现收现付的养老机制下，老年人口比例的增加，加重了家庭的养老负担，储蓄水平下降，从而导致可用于社会投资的资本减少。刘永平和陆铭5（2008）进一步研究还发现，人口老龄化的程度、产出对资本和教育投入的敏感程度等都会影响人口年龄结构老化与经济增长的关系。

3宋保庆，林筱文.人口年龄结构变动对城镇居民消费行为的影响[J].人口与经济，2005（07）：24-32.

4刘永平.人口老龄化、家庭养老与经济增长[D].上海：复旦大学，2007.

5刘永平，陆铭.放松计划生育政策将如何影响经济增长—基于家庭养老视角的理论分析[J]. 经济学（季刊），2008（04）：277-300.

**2.基于劳动力供给、人力资本的视角**

人口转变带来的人口年龄结构的变化必然引起劳动力供给数量的变化，当工作年龄人口占总人口比重较大时，其劳动参与率往往也较高。例如，当婴儿潮时期出生的人口陆续步入工作年龄时，社会的劳动力供给总量会大幅度增加。同时生育率降低，使得劳动力抚养负担减轻，家庭规模的缩小使得女性有机会参与工作，劳动参与率提高，Andersson（2001）提出了人口年龄结构对经济增长产生影响的另一个机制，即人力资本。Faruqee，et al（2003）生育率的下降使得家庭规模进一步缩小，少儿抚养负担的降低，使得家庭将更多的资源对子女的人力资本进行投资，包括健康形式的人力资本和教育形式的人力资本。Bailey（2006）的研究发现，女性劳动参与率高的国家，生育率往往较低。不过，Chong Bum and seung Hoon（2006）研究发现，低生育率带来的少儿抚养负担下降与劳动力供给增长的反向线性关系只是短期的，长期来看，生育率的降低会带来劳动力储备的减少，因此，少儿抚养比和劳动力供给之间呈现出倒U型关系。

人口年龄结构的变化还将引起劳动力供给质量的变化。基于贝克尔的人力资本理论，Fougere，Harvey，Mercenier，Mertte（2009）研究探讨了在加拿大人口年龄结构老化对劳动力供给和人力资本投资的长期影响以及对生产性资本投入的影响，他们的研究证实了1980年代到1990年代由于预期寿命的延长而导致的个人更理性地选择在年轻时进行教育投资，积累知识，将来可以提供更高水平、更有效率的劳动，因而对人力资本的积累是一个强大的平滑机制，如果忽略这一点，会导致对人口年龄结构老化所带来的经济成本的高估，还指出在过去几年中，发现老年人的工作参与率显著增加，并认为这只是个开始，在未来几十年中受到较高教育水平的老年人工作参与率的提高是个新趋势。

蔡昉6（2009）认为人口年龄结构老化会减少劳动力的供给数量，从这一角度，分析了如何继续保持经济增长。蔡昉7（2010）在理论上揭示了人口年龄结构转变和经济发展的相关关系，并利用未来人口年龄结构预测的经验材料对刘易斯拐点的到来和人口红利的逐渐消失作了相关判断。

### **1.2.2** 文献评述

综合来说，国内外学者就人口因素对经济增长的影响研究已经从单纯的分析人口规模发展到对人口年龄结构进行分析，这极大的丰富和深化了人们关于人口因素影响经济增长的认识。国内外研究己从储蓄、投资、劳动力供给和人力资本等视角探讨了人口年龄结构变动与经济增长之间的关系，由于选择了不同的研究

6蔡昉.未来的人口红利—中国经济增长源泉的开拓[J].中国人口科学，2009（01）：2-10.

7蔡昉.人口转变、人口红利与刘易斯转折点[J].经济研究，2010（04）：4-13.

样本和研究方法，一些研究领域仍然没有确切结论。总体而言，人口年龄结构宏观经济效应的研究仍处于探索阶段，未来研究仍有很大拓展空间。

第一，尽管国内外学者已经意识到人口年龄结构对宏观经济产生影响，并做了大量研究，但大都是一些孤立的点，在传导机制和过程上仍然需要进一步深入，在少数的传导路径分析中，也一般侧重于储蓄、投资等需求角度的变化。

第二，对于中国而言，人口年龄结构变动带来的人口红利正逐步消失，人力资本作为影响经济增长的重要传导机制，国内学者就人口年龄结构转变与人力资本形成直接关系的研究十分匮乏。国外学者则相对研究较多，这可能也与人口年龄结构变动较早出现在发达国家有关，因此国外的相关研究对于发展中国家也有启示作用。

## **1.3** 研究方案

### **1.3.1** 研究方法

本文采用的研究方法主要有：

第一，理论分析与实证分析相结合的研究方法。在第二章分析了人口年龄结构对经济增长的影响路径，第四章建立计量模型，以省级面板数据建立了人口年龄结构对物质资本存量、人力资本存量、技术进步和经济增长的回归模型，对工作年龄人口做了细分年龄段的截面回归模型。

第二，定性分析与定量分析相结合。收集了大量人口年龄结构和经济发展的数据，分析二者的发展趋势，并将人口年龄结构对经济发展的关联程度做了简要的分析，利用这些数据进行了大量实证分析，说明从人口年龄结构角度促进经济增长的可行性。

### **1.3.2** 可能的创新点

第一，从要素供给角度全面研究了人口年龄结构对经济增长的影响机制。根据经济增长理论，要素供给仍然对经济增长起到重要作用。从要素供给角度全面研究的文献较少，并且国内文献一般不直接分析人口年龄结构对物质资本存量、人力资本存量和技术进步的影响，而是分析对储蓄率和人力资本投入的影响，本文从实证分析角度直接研究他们之间的影响。

第二，从健康型人力资本和教育型人力资本两方面进行分析，特别是对健康型人力资本的分析，研究人口年龄结构对健康型人力资本的影响更加符合我国国情。

第三，进一步对工作年龄人口进行细分，不同年龄段的工作人口对经济增长的贡献程度都有所不同，尤其是在创新能力方面显示出较大差异，本文利用2010

年的普查数据分年龄段研究了不同年龄段工作人口与技术进步的关系。

### **1.3.3** 存在的不足

由于人口年龄结构的变化是一个长期的过程，对经济增长产生影响也需要一定时间，因此考虑到数据的可得性，本文尽可能选取了较长的时间年限

（1992-2011年），但可能仍不足以完全反映出人口年龄结构的变化对经济产生的影响，如果可能的话，数据还有待拓展。

### **1.3.4** 技术路线图

本文的技术路线图如下：



绪论

文献综述

路径分析

人口年龄结构对人力资本存量影响

中国人口年龄结构演化

人口年龄结构对技术进步影响

现状分析

中国经济增长中人口年龄

结构因素

对物质资本存量影响分析

对人力资本存量影响分析

实证分析

对技术进步影响分析

细分工作人口年龄结构对

技术进步影响

对经济增长影响分析

经济增长理论中的人口因素

人口年龄结构对物质资本存量影响

结论及政策建议

图1.1 技术路线

# 第二章 人口年龄结构对经济增长影响路径分析

## **2.1** 经济增长理论中的人口因素

经济发展是人类社会发展的基础，国内外学者一直致力于对经济增长的研究，从早期的古典经济增长理论、新古典经济增长理论到现在的新经济增长理论。影响一国经济长期发展的因素是多方面的，在这些影响因素中，人口因素是重要的组成部分，在新经济增长理论中，人口因素不但包含了劳动力数量而且包含了劳动力质量，即考虑了对人力资本的讨论。新增长理论的代表人物有卢卡斯和罗默，卢卡斯的增长模型表明，一国要想取得较快的持续的经济增长速度，需要拥有大量的人力资本，除人力资本之外，罗默将经济增长理论中的技术进步内生化了，同样也是着眼于经济的长期增长。这也是罗默和卢卡斯结合现代经济发展的客观实际而得出的内生经济增长理论，因为大量的研发投资和劳动者教育、技能培训能促进科学和技术有创新性的进展，而现代经济发展中企业为追求利润而进行的大量投入研发也启发了卢卡斯和罗默提出的内生经济增长理论。罗默和卢卡斯等经济学家也曾构建了增长模型来阐释其提出的内生增长理论。然而，人力资本投资对生产作用最终归结为：劳动者素质的提高对经济增长的促进。加之，技术进步对生产作用最终归结为：生产工具以及生产资料的改进上。故新古典增长模型，即Y=F（K, L, A）仍然是最能概括人力资本投资和技术进步对经济增长的模型，而不是罗默等学者所构建的增长模型。但是，当今在经济学家阐释新古典增长模型时，仍须用到罗默等学者的内生增长理论。尤其，Mankiw、Wei 和Romer（1992）的研究更突出的将增长的大部分贡献归功于人力资本投入，从而将人力资本引入柯布-道格拉斯生产函数，进一步扩展了索洛模型，成为目前经济学家研究经济增长收敛理论的一种行之有效的方法。

假设柯布-道格拉斯生产函数的规模报酬不变，带有人力资本的索洛模型可以表示为

*Y**K**H*( *A L*) 1 

（2.1）

*T* t t t  *t*

其中，*Yt*表示产出，*Kt*表示物质资本投入，*Ht*表示人力资本投入，*At*表示

技术进步，*Lt*表示劳动力，*At Lt*表示有效劳动。**、**分别表示物质资本和人力资本在产出中的比重。

人口作为影响经济增长的重要因素，以往的研究主要考虑的是人口转变带来

人口数量的变化对经济增长产生的影响，研究发现人口转变带来的人口年龄结构变化不但通过劳动力供给数量对经济增长产生影响，根据新经济增长理论也可通

过对技术进步和资本投入来影响经济增长。本文主要是在带有人力资本的索洛模型（式2.1）的基础上从要素供给角度全面分析人口年龄结构变动对经济增长的影响。

物质资本存量

人力资本存量

经济增长

技术进步

人口年龄结构

图2.1 人口年龄结构对经济增长的影响路径

## **2.2** 人口年龄结构对物质资本存量的影响

根据莫迪利亚尼提出的“生命周期理论”，人们都根据他有生之年的全部预期收入来规划他的消费支出，使其保持在一个较为平滑的水平。当人们的生命周期进入工作年龄段之后，个人储蓄会逐渐上升，随后下降。因此，人口年龄结构的变化对储蓄有重要影响，如果工作年龄人口占总人口的比例大，那么会有利于储蓄率的提高，反之，如果老年人口增多，会对储蓄增长率的提高有所抑制，同时，工作年龄人口的抚养比也与他们所承担的培养和赡养的经济负担密切相关，低抚养率意味着较轻的经济负担，从而减少家庭消费，增加了储蓄。在一个资本市场发达的经济体中，储蓄水平会影响到资本积累和投资，从而对物质资本存量产生影响。这是人口年龄结构对经济增长影响的一种渠道。

传统观点认为人口年龄结构中老年人口比重的增加对储蓄和投资有负的影响效应。根据生命周期理论，在一生的不同阶段，人们的储蓄水平是不同的，工作年龄阶段由于收入水平高，以及对未来养老的预防动机，都会使储蓄率保持在较高水平。而退休后由于收入水平的降低，人们的储蓄率也随之降低。并且人口年龄结构对储蓄影响显著还表现在，即使初期的人口老化程度不足以使储蓄率水平呈现下降趋势，也会减缓储蓄率的增长速度。主要是由于人口年龄结构老化所造成的抚养负担过重。储蓄率水平直接关系到投资水平，从而对经济发展产生不利的影响。投资是社会经济发展的依托，一国的投资源泉主要有两个，一是来自政府部门的投资，而是来自家庭部门的投资，即私人投资。当一国的人口年龄结构趋于老化时，会减少政府的积累基金和增加政府的消费基金。我国作为发展中

国家，在目前城乡老年福利设施匮乏，社会保障制度不完善的情况下，政府必须将大量资金投入到这这部分需求当中，在资金总量一定的前提下只能减少社会其他方面的投资规模。同样，老年人口的增加也会降低私人投资的能力和倾向性，因为相对而言，老年人的收入水平较低，可用于储蓄的资金减少，与此同时，由于身体健康的不适有可能产生更多医疗费用。政府的公共投资和私人投资的减少长期下来必然会影响到物质资本存量。近30年来中国经济所呈现的快速增长趋势，物质资本存量作为重要因素对经济增长的贡献已经被广泛认可，而人口年龄结构的变化也可能通过改变物质资本存量这一要素来对经济增长产生影响。

## **2.3** 人口年龄结构对人力资本存量的影响

人力资本与实物资本一样，都能由投入获得回报，但是二者的回报方式不一样，拥有人力资本的工作人口可以获得更高的工资。随着时间的延长，人力资本也会有所折损。对人力资本的研究一直以来将教育投资视为重要部分，甚至于完全用教育投资来替代人力资本，直到20世纪80年代末，Ram和Schultz在研究印第安农业产出增长的原因时，引出了“健康人力资本”一词，从此引起了学术界对该词重要性的探讨。有些学者通过从食物消费与营养水平的提高对“健康人力资本”影响角度来研究健康与长期经济增长的关系。这些学者认为“健康人力资本”提高的主要原因归功于人们长期食物消费与营养水平的提高。这里“健康人力资本”提高主要体现在人均寿命的提高、死亡率的下降、人们平均体重和身高的增加等。持有此类观点学者中，具有代表的为福格尔等人的研究，他们认为食物消费和营养水平的提高主要从这几方面提高了人类社会的健康水平：（1）食物供给的增长可以有效解决饥荒危机，从而会降低死亡率与生病率、提高人均寿命，直接促进了人口持续增长（Lee, 1981; Richards, 1984; Fogel, 1992），而人均寿命是衡量一个国家平均健康水平的一种方式，Heston，Summer，and Aten

（2006）研究认为，人均寿命与人均GDP之间存在很强的关联性；（2）食物消费和营养水平提高可以减少人们由于长期营养不良而患得疾病，从而会降低生病率、提高劳动时间（Fogel, 1991; Fogel and Flout, 1994等）；（3）然而，最为重要的是：福格尔认为食物消费和营养水平的提高最终能够改善人类体魄和身体结构，最为显著的为提高人类平均身高和体重等。人类体魄和身体结构的改善增强了人类抗病能力，从而降低人类死亡率、提高人类劳动强度（Fogel，1994a，

1994b）。与发达国家相比，发展中国家更需要这种健康的体魄，因为，发展中国家生产技术更主要的依赖是繁重的体力劳动。

大量研究表明在目前的发达的经济体中，智力在一个人收入回报中上影响更多，因此教育形式的人力资本投资是更加重要的方面，也是人力资本研究的主要

方面，经济学家从人们的工资数据中来推断人力资本回报，并将其定义为教育回报，即一个劳动力多接受一年教育，他应该得到的工资增加值。Maurer-Fazio，M and Dinh. N（2004）研究发现教育回报率随市场化和竞争程度的加深而得到提高；在城市劳动力市场中，教育的差异是解释不同群体收入差异的重要因素。由于对未来工资水平的理性预期，人们更愿意在年轻时选择进行教育投资，积累知识，将来可以提供更高水平、更有效率的劳动，得到更高的工资。生育率的下降和少儿抚养比的降低，也是人们更加注重对子女的教育投资，延长接受知识的时间，虽然短时间降低了社会劳动参与率，教育投资的提高也使将来劳动力素质的提高。

## **2.4** 人口年龄结构对技术进步的影响

人口年龄结构对有效劳动*At Lt* 的影响主要表现在的对劳动力供给量和技术

进步两方面，人口年龄结构变化直接影响到的是劳动力供给数量。首先，在我国婴儿潮时期出生的人口陆续进入劳动年龄人口序列时，工作年龄人口数量的大幅度增长使得老年抚养比和少儿抚养比迅速下降，在老年人口比例未达到较高水平之前，形成了一个人口红利时期，这时的劳动力供给较为充足，促进了经济发展。其次是受相关政策的影响，20世纪80年代我国实施的计划生育政策使得家庭规模缩小，同时增加了女性受教育的机会，教育使得女性更有能力参与社会的劳动生产，而女性劳动参与率的提高又进一步导致了家庭规模的缩小8。Balley9

（2006）的研究发现，女性劳动参与率高的国家的生育率往往较低。

劳动力供给数量的增长是有限的，技术进步A才是长期经济增长的源泉，而技术创新则是促进技术进步的内在动力。创新需要资源的投入，对技术创新而言，这种投入叫做研发（R& D）。研发投入可以带来创新产出，也是企业追求利润的内在动力，2011年按来源分我国研发经费共8687.0亿元，其中企业为6420.6亿元，占比73.9%。研发投入主要指研发经费投入和人力资源投入的结构。在研发经费一定的条件下，研发人员投入规模将会对技术创新水平产生重要影响。因此分析人口年龄结构对技术进步的影响，可以从人口年龄结构对研发人员投入规模的影响进行考察。大量研究表明创新人员的创新水平与其受教育程度密切相关，根据2012年我国的科技统计报告数据，2011年我国投入研发活动的劳动力人数达到401.8万人，其中，女性101.7万人，博士学历25.2万人，硕士学历56.6

万人，本科学历127.9万人。虽然长期来看，教育回报率水平较高，但短期内接

8李魁，人口年龄结构变动与经济增长——兼论中国口红人利[D].武汉：武汉大学，2010.

9 Bailey, M. J, More power to the pill: the Im Pact of Contrace Ptive Freed on women＇s Lifecycle Labor Supply, Quarterly Journal of Economics, 2006, 121(l)：289-320.

受知识的时间也占用了用于创新的有效时间，Jones 10（2005a）提出所谓的“知识负担机制”，该机制建立在两点基本的观察之上：第一，创新者并非生下来就处于知识前沿，他需要一开始就接受大量的教育；第二，知识的前沿也在随时间向前推进，创新者也需要不断学习新的知识，因此，随着知识存量的增加，创新者面临着越来越沉重的“知识负担”。Jones**11**（2005b）的实证研究发现，Nobel奖获得者以及其他重大发明者取得成就的年龄在二十世纪的一百年中增加了大约6岁。而工作年龄人口比重的增加将通过增加R& D研发人员的数量来弥补他们由于学习知识而用于创新的有效时间的减少，使得我国技术进步水平总体保持不变。按国际可比的全时当量计，2011年我国R& D人员总量达到288.3万人年，比上年增加32.9万人年，年增长12.9%。

**10** Jones, Benjamin F". The Burden of Knowledge and the-Death of the Renaissance Man: Is Innovation Getting

Harder" NBERWorkingPaperSeries2005, 11360.

**11** Jones, Benjamin F." Age and Great Invention"，NBER Working Paper Series 2005, 11359.

# 第三章 中国人口年龄结构演化和经济增长现状

## 3.1 中国人口年龄结构演化

### 3.1.1 中国人口年龄结构现状

人口年龄结构主要是指一定时点、地区各年龄组人口占总人口的比重。1965年联合国颁布了人口年龄结构的划分标准，0-14岁为少儿人口，15-64岁为工作年龄人口，65岁及以上为老年人口，并依据老年人口占总人口的比重的不同，将人口年龄结构类型分为“年轻型”、“成年型”和“老年型”三种（见表3-1）。确定老年型人口年龄结构的标准一般有两种：一是65岁以上人口比重超过了7%，二是60岁以上人口比重超过了10%，本文主要参照第一种划分方法。

表 3.1 联合国对人口年龄结构类型的划分标准

|  | 年轻型 | 成年型 | 老年型 |
| --- | --- | --- | --- |
| 老年人口比重 | <4% | 4%-7% | >7% |
| 少儿人口比重 | >40% | 30%-40% | <30% |
| 老年人口/少儿人口 | <15% | 15%-30% | >30% |
| 年龄中位数 | <20 岁 | 20 岁-30 岁 | >30 岁 |

数据来源：1965年联合国人口年龄结构

表 3.2 历次人口普查中国人口年龄结构的发展变化（万人、%）

|  | 总人口数 | 0-14 岁 | 15-64 岁 | 65 岁及以上 |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 1953 年 | 59 435 | 36.28 | 59.31 | 4.46 |
| 1964 年 | 69 548 | 40.69 | 55.75 | 3.56 |
| 1982 年 | 100 818 | 33.59 | 61.50 | 4.91 |
| 1990 年 | 113 368 | 27.69 | 66.74 | 5.57 |
| 2000 年 | 126 538 | 22.89 | 70.15 | 6.96 |
| 2005 年 | 130 628 | 20.27 | 72.04 | 7.69 |
| 2010 年 | 133 281 | 16.61 | 74.47 | 8.92 |

数据来源：2000-2011年《中国人口统计年鉴》



图 3.1 中国历次人口普查的人口年龄结构数据来源：2000-2011年《中国人口统计年鉴》

按照65岁人口超过7%的化分标准，中国人口年龄结构已经开始向老年型转

变，在2000年这一比例就达到6.96%，正式迈入老年型人口社会，在2005年1%

的人口抽查中和2010年的第六次人口普查中，老年人口总数分别为10045万人和11827万人，老年人口占总人口的比重更是高达7.69%和8.92%。2010年的普查数据与2000年第五次人口普查65岁及以上的老年人口为8811万人相比，10

年增长了1.34倍，年均递增1.3%，与1953年的2620万老年人口相比，57年增

长了4.51倍，年均递增7.9%。到2010年底，中国已有25个省（区、市）成为人口老年型地区，其中老龄化水平超过全国平均值的有辽宁（10.31%）、上海

（10.13%）、江苏（10.88%）、浙江（9.34%）、安徽（10.23%）、ft东（9.84%）、湖北（9.09%）、湖南（9.77%）、广西（9.24%）、重庆（11.72%）和四川（10.95%）

11个省市。少儿人口占总人口的比重在第六次人口普查中，相比2005年下降了

3.66个百分点。

由图3.1可以看出从在历次的人口普查数据中，工作年龄人口呈明显上升趋

势，在2010年的人口普查数据中，工作年龄人口已经达到了133281万人，占总人口的比重高达74.47%，而在1953年这一比例仅为59.31%，近50年增长了

15.09%，同时少儿人口比重呈明显下降趋势，相较于1964年40.69%的最高比例，

2010年少儿人口比重仅为16.61%，下降了24.08%。

除了人口比重外，在研究人口年龄结构对经济增长的影响时，对人口年龄结构的特征进行衡量的另一重要指标是抚养比，包括老年抚养比、少儿抚养比，是指老年人口或少儿人口与工作年龄人口之比。从图3-4中可以看出从1982年开

始，少儿抚养比明显下降，老年抚养比则呈逐年递增但并不显著，因此总抚养比也是逐年下降。从少儿抚养负担的变化来看，1982年的少儿抚养比为54.6%，相当于每两个工作年龄人口要抚养一个少年儿童，而2010年下降到22.3%，下降幅度达到32.3%；从老年抚养负担的变化来看，1982年的老年抚养比为8.0%，

2010年则增长到11.9%，增长幅度不大。



图3.2 1982-2010年中国人口抚养比数据来源：2000-2011年《中国人口统计年鉴》

### **3.1.2** 中国人口年龄结构演化过程

西方学者对人口老龄化原因的研究中，主要归于人口转变理论，在人口转变过程中，生育率和死亡率不断下降，同时预期寿命不断上升。人口转变学说先后经西方学者兰德里（A. Landry）、汤普森（W. Thompson）、诺特斯坦（F. Notestein）、金德伯克（C. P. Kindelberger）、赫里克（B. Herrick）和布莱克（C. Blacker）的发展完善，形成了“人口转变理论”，人口转变理论发展过程中的差异主要在于阶段的划分，如将人口转变阶段划分为三阶段模型、四阶段模型和五阶段模型，实质上四阶段模型和五阶段模型只是对三阶段模型更细致的划分。如图3.3在诺特斯坦三阶段人口转变模型中，第一阶段的人口特征是高死亡率和高增长率，同时这一时期的生产力水平较低。第二阶段随生产力水平上升以及社会环境和生活习惯的变化，人口特征表现为死亡率领先于出生率的下降，人口自然增长率呈下降趋势。第三阶段中经济发展水平已经很高，出生率和死亡率都下降至更低水平，但死亡率相对稳定，出生率有进一步下降的趋势。如图3.4中国目前正处在低出生率和低死亡率的第三阶段，由于社会医疗水平的发展和人类生命的自然寿命限制，死亡率下降到一定水平会保持稳定，影响人口年龄结构变化的主要是生育率

水平。

中国的人口转变是从建国之后开始的，因为人口发展过程是与生产力、经济发展过程紧密相连的，所以随着经济的快速发展、医疗条件生活水平的提高以及人口调控政策的施行，中国的人口发展出现了从快速增长到低增长的演变过程。图3.4描绘了从1950-2010年中国人口出生率和死亡率的趋势图，对比图3.3的诺特斯坦三阶段，就可以观察出中国人口转变的历程。

1949年建国之后一直到1960年为中国人口的转变的第一阶段，这时的出生率和死亡率都处于高位水平，总人口的增长缓慢，维持在1.5%到2%的增长率范围内。这一时期出生率不受政策控制基本维持在37‟左右，死亡率随着战后医疗卫生条件的改善逐渐下降。

从1960年至1985年可以被认为是中国人口的转变的第二阶段。这一时期又

可以细分为1960年至1970年的后自然灾害时期和1971-1984年的计划生育推行时期。在初期扩张的前十年，农业生产好转国民经济复苏，死亡率呈快速下降的趋势，而出生率出现补偿性反弹，人口增长率随之快速上升。此后政府针对生育率和人口增长率的上升，逐渐推行中国特有的生育模式，在70年代后期出生率得到控制并且逐步下降，人口增长率逐步下降。

从1985-2010年中国的人口发展处于第三阶段。计划生育政策的效果逐步显现出生率由1985年的23.2‟下降到2010年的11.9‟，而死亡率在7.2‟上下很小的区间内波动。这段时期中国的总人口数仍然处于扩张状态，但人口增长率急速下降，从1985年至1990年间的1.61%急速下降到2005到2010年间的0.42%。

这一局面说明中国已经处于人口转变的后期阶段。根据2011年联合国世界人口

展望的预测，中国的人口增长率会在未来继续下降，在2025年中国将出现人口负增长的状况。

目前中国人口转变处于第三阶段，由于在这一阶段中死亡率进一步下降的可能性有限，对人口年龄结构变化起到主要作用的就是生育率的影响。根据郭志刚

（2008b）提供的有关文献研究和初步分析，导致中国低生育率水平的有以下因素。第一，目前我国育龄妇女本身生育意愿不高，第六次人口普查全国育龄妇女的平均生育率为3.31%，第五次人口普查则为3.61%；第二，由于我国传统思想导致的性别偏好和1978年10月以来实行的计划生育政策，同样抑制了生育率；第三，社会转型带来的生活方式、思想观念的变化，如丁克家族的生活方式、不婚比例提高、抚养费用增加都进一步降低了生育率水平；第四，人口流动对生育率的抑制。第六次人口普查全国的总和生育率12仅为1.18，低于世代更替水平（一个妇女平均生育2.1个孩子）。

12 总和生育率指的是一个妇女一生平均生育的子女数目

出生率死亡率

**Ⅲ**

出生率

自然增长率

死亡率

死亡率

出生率

**Ⅱ**

**Ⅰ**

图 3.3 诺特斯坦三阶段人口转变模型



45

40

35

30

出生率和死亡率(‟)

25

20

15

10

5

0

1950 1955 1960 1965 1970 1975 1980 1985 1990 1995 2000 2005 2010

出生率 死亡率

图 3.4 中国人口出生率和死亡率数据来源：2010年联合国人口展望-人口统计资料库

### **3.1.3** 中国人口年龄结构的发展趋势

中国人口年龄结构的发展趋势有如下特点：

第一，老龄人口规模大、增长快。中国作为世界第一的人口大国，人口年龄结构从2000年开始逐渐老化，经过2000年至2010年十年的发展，我国65岁以

上的老年人口数量接近1.1亿人，这种增长速度远远高于世界发达国家，根据联

合国统计预测，1950年至2000年世界老年人口增长176%，同一指标中国增长

217%，2000年至2025年世界老年人口增长90%。

第二，高龄人口增长迅速。在所有老年人口中80岁及以上的高龄老人的数

量增长最快。这部分人群的比重在2000年至2010年的10年间增加了480多万人，预计到2050年我国高龄老人将占所有老年人口的29%，百岁老人的数量将翻15倍。

根据《中国人口老龄化发展趋势百年预测》的“中方案”预测，我国的出生率将从2010年的13.85‟下降至2055年的9.26‟，之后基本稳定在9‟左右，

2010年的死亡率6.91‟上升至2055年的15.60‟，2100年预测为16.01‟，在出生率和死亡率的共同左右下，自然增长率也从2010年的6.91‟一直呈下降通道，并在2030年开始出现负增长-0.17‟，之后的自然增长率也一直为负数，并在2055年达到最低值-6.60‟，2100年的自然增长率为-6.09‟。



图3.5 中国人口出生率、死亡率、自然增长率预测趋势图数据来源：2006年《中国人口老龄化发展趋势百年预测》

出生率和死亡率的变化也将使人口年龄结构发生改变。中国65岁以上的老

年人口将从2010年的11688.23万人开始一直处于上升通道，并且在2055年达到33923.71万人，45年间老年人口总数增加了近两倍。同时少儿人口和工作年龄人口都呈逐年下降趋势，2010年的少儿人口为2608.19万人，2100年则降至了15523.88万人，减少了40.33%，2010年的工作年龄人口为98300.38万人，2100年仅为61861.25万人，减少了37.06%；由图3.7可以看出在未来百年间老年抚

养比呈快速上升通道，从2010年的最低值11.89%一直上升到2055年的最高值

41.70%，45年增长了2.5倍，之后也一直处于40%左右的高位，2010年稳定在

40.39%的水平。少儿抚养比则基本不变，2010年、2055年、2100年的少儿抚养比分别为26.47%、25.68%和25.09%，总体变化幅度不大，在它们共同作用下，总抚养比也上升较快从2010年的38.36%上升至2055年的67.39%，2100年为

65.48%。从以上数据不难看出，在未来几十年中，中国人口年龄结构老年化程度在不断加深。



图 3.6 中国人口年龄结构预测图数据来源：2006年《中国人口老龄化发展趋势百年预测》



图 3.7 中国人口抚养比预测图数据来源：2006年《中国人口老龄化发展趋势百年预测》

## **3.2** 中国经济增长中的人口年龄结构因素

### **3.2.1** 中国经济增长现状

#### 1. 中国经济增长总量

改革开放30年来中国经济一直呈现了高速增长趋势，如图3.8所示在以1982年为基期计算的实际GDP中，1982年的实际GDP为5330.5亿元，2010 年

高达85675.6亿元，30年间增长了15倍。结合图3.1中国人口年龄结构变化和

图3.2 1982-2010年抚养比变化趋势图来看，经济的高速增长与工作年龄人口比重的增加，少儿抚养比降低有很大关系，对比三个图示可以很清楚的看见这个特征，工作年龄人口的增加直接带来了劳动力数量的增加，大大提高了社会的生产能力，而少儿抚养比的降低在过去30年中极大的促进中国经济的快速发展，也即所谓的“人口红利”。王德文、蔡昉、张学辉13（2004）通过1982-1990年和1990-2000年两个时间段三次人口普查数据的省际面板分析，得出人口转变带来

的人口年龄结构的变动对经济增长的贡献将在2015年左右由人口红利阶段进入人口负债阶段。

90000亿元

80000亿元

70000亿元

60000亿元

50000亿元

40000亿元

30000亿元

20000亿元

10000亿元

0亿元

实际GDP

图 3.8 1982-2010年中国实际GDP

数据来源：2000-2011年《中国统计年鉴》

#### 2.中国经济增长方式

中国作为典型的发展中国家，经济发展方式以刘易斯（Lewis, 1954）为代表的二元经济发展理论加以区分可以分为农业经济部门和工业经济部门，农业经

13王德文，蔡昉，张学辉.人口转变的储蓄效应和增长效应——论中国增长可持续性的人口因素[J].人口研

究，2004(05)：55-68.

济部门存在着相对过剩的劳动力，在我国由一元经济向二元经济发展转变的过程中，农村剩余劳动力开始向城镇的工业部门转移。中国经济发展方式也由粗放型向集约型经济发展，粗放型经济增长方式技术进步贡献能力较低，注重要素投入，主要是人力资本投入和物力资本投入，即劳动密集型产业和资本密集型产业。中国是资源大国和人口大国，在经济发展初期，这种经济发展方式发挥了中国的比较优势，符合我国的国情。但这种粗放型发展方式必然带来一系列环境污染问题和经济增长动力的疲软。技术进步是中国经济高速增长的原因。而随着中国经济增长过程中人口红利的消失，如何提高工作年龄人口的创新能力，促进技术进步，是我国经济增长所面临的主要问题。

### **3.2.2** 人口年龄结构与中国经济增长关系

1978年改革开放后经济高速发展，如图3.8所示在以1982年为基期计算的实际GDP中，1982年的实际GDP为5330.5亿元，2010年高达85675.6亿元，

30年间增长了15倍。我国改革开放期间是计划生育政策执行期间，也是婴儿潮时期出生的人群加入工作的期间，此时我国人口年龄结构处在低少儿抚养率和工作年龄人口比重逐年增高的阶段。1982-2010年我国一方面还处于人口红利期，另一方面经济增长方式开始有所转变。人口年龄结构选择工作年龄人口比重和少儿抚养比分别衡量来衡量，经济增长选择实际GDP增长率来衡量人口年龄结构和经济增长的相关关系用灰色相对关联度14来衡量。

相对关联度是利用灰色关联度计算出来的人口年龄结构与实际GDP的相对关联度，其计算基本步骤是：

选取原始序列

*Xi* = (*Xi*1,

*X**i*

2, ，... *X**i* *n*

（3.1）

进行初值像处理

*Xi*= (*Xi*1,

*X**i*

2, ，... *X**i**n*

（3.2）

其中：*Xi**k*=*Xi* *k*/*Xi* 1, *k**n*, *k*、*n**z* 。

对初值像进行始点零化处理，得到初值像的始点零化像

14灰色关联度分析主要是依据各因素数列的曲线的相似程度来判断他们之间的关联性，灰色关联分析

可分为绝对关联度和相对关联度分析，绝对关联采用始点零化像方法进行初值化处理，因为各因素性质差异较大，计算结果往往难以得出合理的结果，而相对关联度分析首先进行初值像处理，使用相对量进行分析，只考察其他年份相对于初始年份的变化程度，弥补了绝对关联度的缺陷

*X* 0 = (*X* 01, *X*0 2, ，... *X*0 *n*

（3.3）

*i* i i i

其中：*X* 0*k*=*X**k*-*X*1, *k**n*, *k*、*n**z* 。

*i i i*

根据模型公式

*n*-1

1

0 0

*Si* =  *Xi*

##### *K* =2

*k*+ *Xi*

2

*n*

*k*、*n*

且*i* *j*

（3.4）

计算 *Si* ， *S j* ， *Si* -*S j* 。

计算灰色相对关联度

1 +*Si* +*S j*

1 +*Si* +*S j* +*Si S j*-

*Rij* =

*I* *j*

（3.5）

表 3.3 我国人口年龄结构与经济增长指标统计（1982-2010年）

| 年份 | 实际 GDP 亿） | 工作年龄人口比重% | 少儿抚养比% | 关联度 R1 | 关联度 R2 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 1982 | 5330.51 | 61.5 | 54.6 | 0.7062 | 0.6852 |
| 1983 | 5897.14 | 65.9 | 52.5 |
| 1984 | 6942.36 | 66.7 | 50.5 |
| 1985 | 7927.25 | 67.2 | 47.8 |
| 1986 | 8459.17 | 67.2 | 45.1 |
| 1987 | 9246.57 | 67.5 | 43.5 |
| 1988 | 9712.04 | 67.6 | 43.0 |
| 1989 | 9305.61 | 67.7 | 42.8 |
| 1990 | 9937.58 | 68.5 | 41.5 |
| 1991 | 11206.55 | 70.1 | 41.0 |
| 1992 | 12998.89 | 70.3 | 40.6 |
| 1993 | 14834.43 | 70.4 | 40.3 |
| 1994 | 16309.43 | 70.3 | 39.8 |
| 1995 | 17315.59 | 70.3 | 39.6 |
| 1996 | 18750.52 | 70.5 | 39.3 |
| 1997 | 20298.87 | 70.7 | 38.5 |
| 1998 | 21763.66 | 70.9 | 38.0 |
| 1999 | 23522.91 | 71.3 | 37.5 |
| 2000 | 25950.42 | 71.7 | 32.6 |
| 2001 | 28417.41 | 72.0 | 32.0 |
| 2002 | 31569.74 | 72.2 | 31.9 |
| 2003 | 35355.28 | 72.3 | 31.4 |
| 2004 | 40198.81 | 72.3 | 30.3 |
| 2005 | 45472.09 | 72.5 | 28.1 |
| 2006 | 52677.67 | 72.6 | 27.3 |
| 2007 | 62026.02 | 72.7 | 26.8 |
| 2008 | 69476.28 | 72.9 | 26.0 |
| 2009 | 75343.55 | 74.1 | 25.3 |
| 2010 | 85675.58 | 74.5 | 22.3 |

数据来源：2000-2011年《中国统计年鉴》

从表3.3的数据分析可以看出分别以工作年龄人口比重和少儿抚养比所表示的中国人口年龄结构与实际GDP 所表示的经济增长之间的相对关联度分别为

0.7062和0.6852，说明人口年龄结构与GDP之间存在一定的相关关系。这也为后文的实证分析提供了现实基础。

# 第四章 人口年龄结构对经济增长影响的实证分析

## **4.1** 面板数据模型

面板数据是同时在时间和空间截面上取得的二维数据，从横截面上看是由若干个体在某一时刻构成的截面观测值，从纵剖面上看则是一个时间序列。面板数据模型的一般形式如下：

*K*

*Yit**it**kit xkit**uit*

*k*1

（4.1）

其中，i=1,2,3…N表示N个体；t=1,2,3„T，表示已知的T个时点。*yit* 是

被解释变量对个体i在t时的观测值；*it*

是常数项；*xkit*是第k个非随机解释变

量对于个体i在t时的观测值；*kit*是待估计的参数；*uit*是随机误差项，面板数据中的随机误差项也满足相互独立、零均值、同方差的假定。特别，当回归系数只与个体有关，不随时间变化时，即，*kit* = **时，模型可用矩阵表示为

*Yi* *i**Xii**Ui*, (*i*1, 2,3,... *N*)

（4.2）

一般而言有混合估计模型、固定效应模型和随机效应模型三种面板数据模型。混合估计模型是指采用普通最小二乘法（OLS）估计参数把面板数据混合在一起，但对数据有一定要求，不同个体之间从时间上看不存在显著差异，同时不同截面之间从截面上看也不存在显著差异。固定效应模型是针对数据的截面或者时间序列不同的，此模型有不同的截距。若固定效应模型中的截距项包括了截面随机误差项（*ui*）和时间随机误差项（*vt*）的平均效应，而且对均值的离差分别是*ui*和*vt*，固定效应模型就变成了随机效应模型。通常，固定效应模型应用以样本自身效应为条件，而随机效应模型多用于以样本推论总体。

要实现对非观测效应的控制可以通过设置虚拟变量，利用面板数据进行研究。为了得到更加有效的模型估计结果，需要增加模型自由度，减少解释变量的共线性问题，而面板数据模型可以很好的解决这一问题，就是对不同截面单元不同时点观测值的结合。

## **4.2** 实证分析

本部分主要采用面板数据回归方法研究人口年龄结构对经济增长的影响。在进行实证分析之前，本文将20年的数据按照2年一组进行了组内平均，从而得

到了10个界面的面板数据结构。组内平均可以使数据平滑，从而能可有效消除异常观测值带来的不利影响，而且有助于增加参数估计的准确性。不同于现有研究所采用的根据人口年龄结构与经济增长的直接关系所导出的理论模型建立直接计量模型的方法，本论文分别研究了人口年龄结构对经济增长各要素的影响，以及人口年龄结构对经济增长的直接影响，进而得出更充分的研究结论。论文所建立的计量模型包括以下5个，分别为人口年龄结构对物质资本存量的影响，对人力资本存量的影响，对技术进步的影响，细分工作人口年龄结构对技术进步的影响以及对经济增长的影响。

### **4.2.1** 人口年龄结构对物质资本存量影响的实证分析

#### 1. 模型设定和变量的统计描述

本文所建立的人口年龄结构对资本存量影响的计量模型不依赖于特定的理论模型，而采用的是简约式模型，同时为了消除数据波动过大所带来的不利影响，模型采用双对数形式，其基本形式如下：

Ln *capit***0**1 ln *faiit***2 ln *writ***3 ln *orit**ui**it*

（4.3）

式（4.3）中，下标*i*代表各个省份，*t*代表时间，*u*i为不可观察的地区效应，

**it为随机扰动项。*cap*it代表*i*地区*t*时期的物质资本存量，*fai*it代表*i*地区*t*时期的固定资产投资，*wr*it代表*i*地区*t*时期的工作年龄人口比重（以15-64岁年龄段人口数除以当期总人口数而得），*or*it代表*i*地区*t*时期老年人口比重（以65岁及

65岁以上人口数除以当期总人口数而得）。此外，本文加入其他对资本存量有潜在影响的变量作为控制变量，包括人口规模、外商直接投资等，以考察当这些控制变量不变时年龄结构对资本存量的影响，增强估计的稳健性。最终得到的计量模型为：

Ln *capit*

**0 **1 ln *faiit* **2 ln *writ* **3 ln *orit* **4 ln *psit*

**5 ln *fdiit* *ui* *it*

（4.4）

式（4.4）中，*ps*it代表*i*地区*t*时期总人口数，*fdi*it代表*i*地区*t*时期外商直接投资额。

由于本研究需要估计各省资本存量，其中需要用到固定资产投资价格指数，因现有统计数据只公布了1992年以来各省的这一信息，且本文所设定的其他指

标（如各省科技活动经费1990年开始见诸统计，各省专利受理量、技术市场交

易额等自1986年开始见于统计年鉴）的时间限制，本研究使用1992-2011年中国大陆各省的面板数据，其中西藏因部分数据不完整，而且在各省中因经济比重较小而未被纳入本文研究范围，重庆的统计数据始于1997年，故将重庆的数据

归并到四川省，因此本文的研究范围包括大陆29个省区市。原始数据取自历年

《中国统计年鉴》、各省统计年鉴、《中国人口和就业统计年鉴》等相关年鉴资料。目前国内外大量文献对物质资本存量数据的研究，都是通过每年的投资数据

计算的，这种方法就是1951年由Goldsmith所开创的永续盘存法（PIM）。永续盘存法计算出的物质资本存量是以不变价格计算的过去投资的加权和，其估算资本存量的基本公式为：

*Kt* 

*It*( 1**

*T*) *K*1*t*

（4.5）

式中，*Kt*表示第*t*期物质资本存量，*It*表示第*t*期投资，*t*表示资本的经济折旧率。从此式可以看出，永续盘存法计算资本存量主要涉及以下四个变量的确

定方法问题：基期资本存量*K*0；每一期的投资额*It*；投资品价格指数，以便折

算成不变价格；经济折旧率*t*。对于当年投资额的选择，学者们采用的通常有“积累”、全社会固定资本投资以及近期被广泛选用的资本形成总额或固定资本形成总额。而在这些可选指标中，由于“积累”这一口径目前已不再采用，全社会固

定资产投资与SNA体系不相容。本文沿用目前多数研究的做法，选用固定资本形成总额作为当年投资指标。投资品的价格指数则选用固定资产投资价格指数

（其中，部分省份在某些年度缺失的固定资产投资价格指数本文仿照其他学者的研究，以当年社会总零售物价指数代替）。对于经济折旧率，则按照张军15（2004）的做法，将各省固定资本形成总额的经济折旧率设为9.6%。至于基期的资本存量，本文将基年选为1992年，沿用与张军等相似的做法，将1992年各省区市固定资本形成额除以10%作为该省区市的基期资本存量。由此，本文以1992年价格为基期计算出了1992 -2011年中国的省际物质资本存量，见表4.1、表4.2。

15张军，吴桂英，张吉鹏.中国省际物质资本存量估算：1952-2000[J].经济研究，2004（10）：46-57.

表 4.1 1992-2011年中国各地区物质资本存量（Ⅰ）（单位：亿元）

|  | 1992 | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 北 京 | 2009.80 | 2075.01 | 2228.62 | 2544.82 | 2809.34 | 3077.65 | 3406.61 | 3737.44 | 4105.79 | 4568.21 |
| 天 津 | 1851.20 | 1873.78 | 1945.09 | 2047.92 | 2175.63 | 2330.71 | 2530.32 | 2708.69 | 2912.53 | 3171.98 |
| 河 北 | 3900.20 | 3950.76 | 4084.94 | 4343.68 | 4740.34 | 5245.49 | 5842.03 | 6492.43 | 7160.14 | 7847.47 |
| ft 西 | 1755.20 | 1781.05 | 1825.30 | 1867.64 | 1920.22 | 2018.34 | 2194.68 | 2383.84 | 2581.68 | 2795.14 |
| 内蒙古 | 1492.40 | 1525.35 | 1567.29 | 1614.74 | 1649.31 | 1710.07 | 1783.54 | 1867.62 | 1969.62 | 2103.42 |
| 辽 宁 | 4051.80 | 4199.19 | 4350.60 | 4459.76 | 4567.90 | 4685.37 | 4845.81 | 5017.23 | 5265.77 | 5571.99 |
| 吉 林 | 1525.70 | 1575.61 | 1656.23 | 1733.67 | 1832.11 | 1893.68 | 1981.53 | 2104.52 | 2269.62 | 2456.48 |
| 黑龙江 | 2461.80 | 2487.39 | 2561.15 | 2691.65 | 2859.00 | 3043.99 | 3296.23 | 3521.98 | 3760.08 | 4052.37 |
| 上 海 | 3820.10 | 3928.49 | 4248.38 | 4777.37 | 5404.93 | 6020.12 | 6600.46 | 7145.41 | 7724.03 | 8346.78 |
| 江 苏 | 8638.90 | 9224.17 | 10165.85 | 11378.22 | 12516.50 | 13553.96 | 14805.09 | 16144.45 | 17298.04 | 18597.33 |
| 浙 江 | 3611.80 | 3757.74 | 4042.07 | 4465.96 | 4991.98 | 5518.01 | 6111.51 | 6744.50 | 7496.12 | 8402.46 |
| 安 徽 | 2003.00 | 2074.80 | 2196.49 | 2379.13 | 2587.57 | 2812.02 | 3041.33 | 3262.26 | 3507.32 | 3782.58 |
| 福 建 | 1984.50 | 2054.72 | 2242.46 | 2502.11 | 2808.99 | 3154.19 | 3583.58 | 4008.53 | 4439.11 | 4871.79 |
| 江 西 | 1369.30 | 1409.24 | 1464.10 | 1527.70 | 1615.68 | 1739.58 | 1870.76 | 2012.08 | 2165.68 | 2361.17 |
| ft 东 | 7582.80 | 7694.20 | 7825.16 | 8056.60 | 8426.73 | 8928.16 | 9587.52 | 10394.62 | 11424.46 | 12558.50 |
| 河 南 | 3466.70 | 3516.84 | 3678.36 | 3940.37 | 4290.76 | 4704.58 | 5195.66 | 5698.06 | 6247.60 | 6836.65 |
| 湖 北 | 2356.30 | 2426.76 | 2609.66 | 2898.32 | 3276.28 | 3680.85 | 4131.81 | 4596.50 | 5086.72 | 5630.90 |
| 湖 南 | 2282.90 | 2318.98 | 2383.89 | 2486.90 | 2649.93 | 2817.79 | 3026.78 | 3275.17 | 3556.99 | 3886.32 |
| 广 东 | 7472.90 | 7621.07 | 7791.56 | 8071.98 | 8466.75 | 8966.73 | 9641.31 | 10396.11 | 11225.51 | 12145.08 |
| 海 南 | 1047.30 | 1057.14 | 1090.28 | 1112.06 | 1111.32 | 1107.19 | 1110.60 | 1127.62 | 1146.82 | 1168.68 |
| 广 西 | 1501.10 | 1582.52 | 1728.10 | 1855.87 | 1974.29 | 2081.25 | 2224.32 | 2334.12 | 2448.65 | 2583.85 |
| 四 川 | 4009.10 | 4006.64 | 4197.52 | 4515.52 | 4849.91 | 5268.63 | 5889.35 | 6502.38 | 7212.09 | 8022.72 |
| 贵 州 | 922.50 | 930.17 | 945.97 | 973.71 | 1021.07 | 1091.89 | 1192.82 | 1321.19 | 1468.01 | 1671.36 |
| 云 南 | 2084.10 | 2096.41 | 2112.30 | 2156.47 | 2228.18 | 2326.70 | 2488.40 | 2649.39 | 2778.01 | 2915.60 |
| 陕 西 | 1652.20 | 1684.64 | 1730.50 | 1794.22 | 1863.84 | 1947.25 | 2078.29 | 2232.88 | 2439.59 | 2658.29 |
| 甘 肃 | 857.30 | 852.99 | 851.89 | 861.44 | 889.29 | 932.88 | 985.75 | 1058.42 | 1148.66 | 1267.85 |
| 青 海 | 290.40 | 295.11 | 301.78 | 312.80 | 336.05 | 370.07 | 411.67 | 458.95 | 517.17 | 598.86 |
| 宁 夏 | 383.80 | 389.78 | 397.11 | 405.31 | 413.96 | 427.24 | 450.27 | 484.26 | 528.76 | 587.15 |
| 新 疆 | 1811.80 | 1847.27 | 1935.28 | 2029.56 | 2100.15 | 2179.18 | 2294.23 | 2406.30 | 2552.10 | 2715.56 |

表 4.2 1992-2011年中国各地区物质资本存量（Ⅱ）（单位：亿元）

|  | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 北 京 | 5129.90 | 5768.81 | 6490.65 | 7428.45 | 8438.11 | 9554.69 | 10281.06 | 11293.59 | 12559.27 | 13832.11 |
| 天 津 | 3490.84 | 3929.76 | 4436.39 | 5069.54 | 5855.45 | 6860.37 | 8207.10 | 10203.65 | 12682.19 | 15546.27 |
| 河 北 | 8561.88 | 9455.87 | 10633.99 | 12126.81 | 13932.95 | 16084.73 | 18844.52 | 22022.61 | 25435.40 | 29638.85 |
| ft 西 | 3070.00 | 3462.04 | 3982.45 | 4680.43 | 5546.86 | 6582.22 | 7656.59 | 9276.19 | 11179.53 | 13323.64 |
| 内蒙古 | 2360.50 | 2890.58 | 3691.14 | 4879.70 | 6276.80 | 8008.71 | 10014.15 | 12789.67 | 15831.99 | 19184.62 |
| 辽 宁 | 5945.54 | 6519.49 | 7465.54 | 8622.10 | 10148.82 | 12037.35 | 15224.37 | 17757.57 | 20838.28 | 24322.55 |
| 吉 林 | 2691.79 | 2997.72 | 3352.01 | 3958.70 | 5039.78 | 6563.44 | 8554.42 | 10686.13 | 13156.79 | 15527.08 |
| 黑龙江 | 4381.43 | 4728.66 | 5150.13 | 5665.79 | 6356.40 | 7269.35 | 8346.40 | 10030.23 | 11625.58 | 13413.51 |
| 上 海 | 9070.26 | 9874.69 | 10851.08 | 12010.89 | 13368.21 | 14946.61 | 16362.83 | 18288.85 | 19868.46 | 21300.99 |
| 江 苏 | 20115.08 | 22265.34 | 24738.05 | 28007.53 | 31730.48 | 36021.60 | 40441.80 | 46444.85 | 53554.59 | 61060.51 |
| 浙 江 | 9586.60 | 11298.88 | 13318.71 | 15527.72 | 17909.67 | 20495.93 | 23028.51 | 25894.22 | 29152.14 | 32457.28 |
| 安 徽 | 4097.16 | 4490.79 | 5082.11 | 5793.38 | 6656.48 | 7697.12 | 8926.64 | 10373.60 | 12127.47 | 14149.53 |
| 福 建 | 5346.57 | 5961.74 | 6765.73 | 7758.07 | 9020.19 | 10641.72 | 12648.26 | 14985.67 | 17467.23 | 20347.26 |
| 江 西 | 2674.02 | 3135.28 | 3692.62 | 4319.17 | 5033.36 | 5811.62 | 6615.30 | 7785.89 | 9039.35 | 10425.36 |
| ft 东 | 13986.62 | 15811.92 | 18226.76 | 21258.38 | 24773.87 | 28444.30 | 32453.17 | 38059.89 | 44277.09 | 50811.48 |
| 河 南 | 7533.99 | 8395.14 | 9499.38 | 11180.56 | 13509.31 | 16567.24 | 20160.19 | 24921.23 | 30349.93 | 36165.54 |
| 湖 北 | 6181.97 | 6754.69 | 7464.89 | 8357.46 | 9552.18 | 11002.32 | 12603.80 | 14707.03 | 17220.80 | 20295.32 |
| 湖 南 | 4262.15 | 4704.02 | 5232.44 | 5970.28 | 6860.36 | 7947.68 | 9391.50 | 11182.37 | 13437.97 | 15947.31 |
| 广 东 | 13257.30 | 14981.75 | 17028.86 | 19723.75 | 22736.02 | 25964.10 | 29588.38 | 34189.61 | 39463.42 | 45159.51 |
| 海 南 | 1198.36 | 1247.16 | 1310.81 | 1398.43 | 1510.23 | 1646.40 | 1878.06 | 2179.99 | 2573.97 | 3028.84 |
| 广 西 | 2767.79 | 2994.19 | 3316.61 | 3787.93 | 4437.25 | 5239.46 | 6099.30 | 7679.65 | 9927.25 | 12502.09 |
| 四 川 | 9013.17 | 10289.47 | 11729.42 | 13449.32 | 15519.14 | 18007.09 | 21025.49 | 24263.88 | 28077.86 | 32504.31 |
| 贵 州 | 1907.28 | 2173.15 | 2450.05 | 2757.62 | 3114.21 | 3524.30 | 3993.54 | 4583.91 | 5306.42 | 6179.78 |
| 云 南 | 3084.23 | 3333.68 | 3676.18 | 4145.12 | 4739.20 | 5439.28 | 5992.56 | 6884.59 | 8349.43 | 10150.30 |
| 陕 西 | 2911.98 | 3316.57 | 3774.81 | 4336.60 | 5097.29 | 5949.44 | 7154.06 | 8529.97 | 10299.21 | 12230.82 |
| 甘 肃 | 1406.57 | 1562.85 | 1745.74 | 2023.38 | 2331.80 | 2689.30 | 3204.07 | 3682.06 | 4252.87 | 4933.24 |
| 青 海 | 694.97 | 807.53 | 921.53 | 1047.14 | 1183.01 | 1334.19 | 1496.95 | 1744.60 | 2080.76 | 2493.31 |
| 宁 夏 | 658.56 | 767.52 | 889.70 | 1029.02 | 1187.21 | 1373.74 | 1622.54 | 1991.29 | 2432.78 | 2852.14 |
| 新 疆 | 2939.82 | 3248.44 | 3585.95 | 3998.57 | 4525.11 | 5048.35 | 5520.54 | 6074.55 | 6846.59 | 7735.29 |

表4.3 是对本模型所选取的变量的统计描述，其中物质资本存量、固定资产

投资、外商直接投资额（按历年人民币兑美元汇率兑换为元）调整为1992年不

变价。从而，式4.4所涉及变量的统计描述如下：

表 4.3 变量的统计描述

|  | 样本数 | 平均数 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 物质资本存量（亿元） | 580 | 7533.392 | 10703.114 | 290.40 | 61060.51 |
| 固定资产投资（亿元） | 580 | 3952.481 | 3762.714 | 225.14 | 22462.87 |
| 工作年龄人口比重 | 580 | 0.716312 | 0.035155 | 0.6142 | 0.8352 |
| 老年人口比重 | 580 | 0.068602 | 0.016202 | 0.0374 | 0.1736 |
| 各地区人口数（万人） | 580 | 3012.121 | 2901.733 | 487.023 | 10505.16 |
| 外商直接投资额（亿元） | 580 | 24.11054 | 179.1072 | 0.1342 | 1849.609 |

#### 2.面板数据的平稳性检验

为防止因面板数据不平稳而造成的伪回归，在对模型进行估计之前，需要先进行平稳性检验，也即进行面板数据的单位根检验。本文在这里主要根据LLC值和IPS值判断变量是否存在单位根。

表4.4 单位根检验结果

|  | lncap | lnfai | lnwr | lnor | lnps | lnfdi |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| LLC 值 | 3.13034  （0.0014） | 5.03178  （0.0000） | 4.28293  （0.0000） | -0.87929  （0.0004） | -3.67102  （0.0002） | 0.13742  （0.0021） |
| IPS 值 | 0.87462  （0.0008） | 2.34091  （0.0031） | 0.28172  （0.0003） | -0.34945  （0.0000） | -1.13832  （0.0000） | 0.09277  （0.0009） |

注：括号内为伴随概率P 值

从LLC检验和IPS检验可以看出，变量序列均为平稳过程，故可以对数据进行面板回归分析。

#### 3.实证结果及分析

在对计量模型进行估计之前，需要先判断面板模型采取哪一种具体形式。一般先进行F检验，其原假设为：

*H*1 ：不同横截面样本点和时间上斜率都相同，但截距不同，即为变截距形

式。

*H*2：不同横截面样本点和时间上的截距和斜率都相同，即一般模型形式。判定规则为：若接受假设*H*2，则为不变系数模型，检验结束；若拒绝假设*H*2 ，

则检验假设*H*1，如接受*H*1，则为变截距模型，如拒绝*H*1，则为变系数模型。

构造的F统计量为：

(*S*2*S*1) /(*n*1) *K* 

*F*1 

*S*1 /*nT**n*(*K*1)

~ *F*[(*n*1) *K*, *n*(*T**K*1)]

（4.6）

(*S*3*S*1) /(*n*1)(*K*1)

*F*2 

*S*1 /*nT**n*(*K*1)

~ *F*[(*n*1)(*K*1), *n*(*T* *K*1)]

（4.7）

其中，*S*1、*S*2、*S*3分别为变系数模型、变截距模型和一般模型的最小二乘残差平方和，*n*为截面单位个数，*K*为解释变量个数，*T*为时期数。

据此，在用Eviews6.0软件判断是否使用固定效应模型的检验中，经计算得

出的F统计量为*F*2 =11.04，大于1%的临界值，故拒绝原假设，不应该选择混合

回归模型。*F*1 =1.07，小于1%的临界值，故接受原假设，应选择固定效应变截距模型。而在检验面板数据模型是选择固定效应模型还是随机效应模型的Hausman检验中，p值为0，故拒绝采用随机效应模型的原假设，模型应采用固定效应形

式。表4.5、4.6列出了固定效应变截距模型的估计结果。

表 4.5 固定效应模型估计结果

|  | 回归系数 | 标准差 | t 统计量 | P 值 |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 常数 | 0.057108 | 0.470707 | 8.487983 | 0.0000 |
| 固定资产投资对数 | 0.103954 | 0.021321 | 7.910014 | 0.0003 |
| 工作年龄人口比重对数 | 0.547424 | 0.358365 | 6.445181 | 0.0066 |
| 老年人口比重对数 | -0.01062 | 0.076461 | -2.06421 | 0.0127 |
| 各地区人口数对数 | -1.01024 | 0.133983 | -4.16504 | 0.0000 |
| 外商直接投资额对数 | 0.012069 | 0.016226 | 3.213831 | 0.0007 |

表 4.6 固定效应模型地区效应参数的估计结果

| 省份 | 估计值 | 省份 | 估计值 |
| --- | --- | --- | --- |
| 北京 | 0.139337 | 河南 | 0.023521 |
| 天津 | 0.178488 | 湖北 | 0.004204 |
| 河北 | 0.005194 | 湖南 | 0.006331 |
| ft西 | 0.004988 | 广东 | 0.128531 |
| 内蒙古 | 0.040212 | 广西 | 0.024992 |
| 辽宁 | 0.025406 | 海南 | -0.014535 |
| 吉林 | 0.022826 | 四川 | 0.1341962 |
| 黑龙江 | -0.002036 | 贵州 | -0.014618 |
| 上海 | 0.150606 | 云南 | 0.001700 |
| 江苏 | 0.190342 | 陕西 | 0.097093 |
| 浙江 | 0.169003 | 甘肃 | -0.007110 |
| 安徽 | -0.028644 | 青海 | -0.021174 |
| 福建 | 0.002093 | 宁夏 | -0.002504 |
| 江西 | 0.025100 | 新疆 | -0.024685 |
| ft东 | 0.145008 |  |  |
|  | | | |

方程拟合优度*R*2为0.941125，调整后的拟合优度为0.910834，显示方程拟合情况良好。

从估计结果可以看出，工作年龄人口比重对物质资本存量有正向影响，且工作年龄人口比重提高1%时，资本存量相应增加0.5474%。这表明工作年龄人口对我国的物质资本存量增加进而维持长期经济增长具有较为显著的促进作用。回归结果也显示出，老年人口比重对物质资本存量有负向影响，且老年人口比重提高1%时，资本存量下降0.0106%。从本文所考察时间段来看，老年人口比重对我国物质资本存量的负向影响较为微弱，但随着我国人口年龄结构的老化速度加快，老人人口比重将进一步增加，老年人口增加对物质资本存量的负面影响将进一步凸显。而从其他控制变量来看，人口规模（各地区人口数）对物质资本存量也对资本存量有负向影响，说明当前阶段人口规模扩大不利于资本存量的提高。由于在国民收入增长一定的情况下，人口增长首先引致的是消费的扩大，从而导致积累的降低。人口增长阻碍储蓄和投资的现象在发展中国家尤为常见，原因在于发展中国家人口增长率较高，福利支出增加趋向于不平衡状态，导致用于生产的资本比例下降，从而抑制了经济发展的速度。此外，外商直接投资也对物质资

本存量增加具有正向影响。

个体固定效应反映了一些哑变量（难以观测和度量但对因变量有显著影响的变量）对资本存量的影响，而且这些变量在时间上具有一定的稳定性。从表4.5

中可以看出，除了5个所列示的变量的影响外，我国各省区资本存量存在明显的地区效应。总体来看，经济发达地区如北京、天津、上海、江苏、浙江、四川、ft东、广东等地的地区效应排在前列，从而可以认为这些地区在经济发展阶段、经济市场化程度等方面发展较好，高于全国平均水平（由于重庆被包含在四川省统计数据内，因此可能反映了四川和重庆两个地区的共同固定效应），实证结果基本符合现实情况。

### **4.2.2** 人口年龄结构对人力资本存量影响的实证分析

由于在前文的理论分析中，已经把人力资本存量分为健康型人力资本和教育型人力资本两方面，故而本部分将分别研究人口年龄结构对这两部分人力资本的影响。

#### **1.** 人口年龄结构对健康型人力资本存量影响的实证分析

考虑到健康型人力资本对经济增长的作用主要体现在保证人力资本的正常投入，故本文从成本角度考察健康人力资本的投入。根据王弟海（2008）等人的研究，本文我们可以假设当期的健康水平主要来自于健康投资，因此可采用健康投资作为健康人力资本存量的代理变量。全国卫生机构总床位数和年末人口总量可从《中国统计年鉴》中获得，从而可以得到全国卫生机构人均床位数的数据，我们把它作为健康人力资本存量的代理变量。

考虑到对人口年龄结构的划分，本节所拟定的检验方程为：

Ln *hhit*

**0 **1 ln *writ* **2 ln *orit* **3 ln *pgdpit* **4 ln *fgprit*

**5 ln *ceit* *ui* *it*

（4.8）

被解释变量为全国卫生机构每千人床位数（*hhit*），解释变量为工作年龄人口比重（*writ*），老年人口比重（*orit*），人均国内生产总值（*pgdpit* ）、财政收入占

GDP 比重（*fgpr*）、城镇居民家庭恩格尔系数16（*ce*）作为控制变量。模型采

*it* it

用双对数形式。人均国内生产总值按照历年价格指数调整为1992年不变价，各变量的统计描述如下：

16部分省份缺乏较早年度的城镇居民恩格尔系数统计，本文以城镇居民食品支出额占人均生活费支出比重替代。

表 4.7 变量的统计描述

|  | 样本数 | 平均数 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 卫生机构每千人床位数 | 580 | 2.9844 | 0.9285 | 0.2189 | 5.9556 |
| 工作年龄人口比重 | 580 | 0.7163 | 0.0351 | 0.6142 | 0.8352 |
| 老年人口比重 | 580 | 0.0686 | 0.0162 | 0.0374 | 0.1736 |
| 人均国内生产总值 | 580 | 1.3889 | 1.4097 | 0.0986 | 8.3448 |
| 财政收入占 GDP 比重 | 580 | 0.1046 | 0.0291 | 0.0639 | 0.1849 |
| 城镇居民家庭恩格尔系数 | 580 | 0.3872 | 0.6278 | 0.2328 | 0.6367 |

面板数据平稳性检验表明不存在单位根，故可进行回归分析。固定效应模型检验中，经计算得出的F统计量为*F*2 =21.16，大于1%的临界值，拒绝原假设，

不应选择混合回归模型。*F*1 =0.18，小于1%的临界值，故接受原假设，应选择固定效应变截距模型。在检验面板数据模型是选择固定效应模型还是随机效应模型的Hausman检验中，p值为0.0013，拒绝采用随机效应模型的原假设，模型应采用固定效应形式。表4.8、4.9给出了固定效应模型的估计结果。

表 4.8 固定效应模型估计结果

|  | 回归系数 | 标准差 | t 统计量 | P 值 |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 常数 | 2.596201 | 2.189273 | 5.067214 | 0.0018 |
| 工作年龄人口比重对数 | 0.160612 | 0.62424 | 4.92163 | 0.0014 |
| 老年人口比重对数 | 1.169331 | 0.78345 | 5.168232 | 0.0000 |
| 人均国内生产总值对数 | 0.623412 | 0.546912 | 4.010621 | 0.0009 |
| 财政收入占 GDP 比重对数 | 0.016594 | 0.133983 | 2.209461 | 0.0017 |
| 城镇居民家庭恩格尔系数对数 | -0.03419 | 0.236901 | -3.17835 | 0.0003 |

表 4.9 固定效应模型地区效应参数的估计结果

| 省份 | 估计值 | 省份 | 估计值 |
| --- | --- | --- | --- |
| 北京 | 0.284311 | 河南 | -0.213401 |
| 天津 | 0.364624 | 湖北 | 0.168878 |
| 河北 | 0.209146 | 湖南 | -0.105371 |
| ft西 | -0.045131 | 广东 | 0.617117 |
| 内蒙古 | -0.203545 | 广西 | -0.019231 |
| 辽宁 | 0.037198 | 海南 | -0.483961 |
| 吉林 | 0.128391 | 四川 | -0.40128 |
| 黑龙江 | 0.182216 | 贵州 | 0.300941 |
| 上海 | 0.440158 | 云南 | -0.020214 |
| 江苏 | 0.527661 | 陕西 | 0.261815 |
| 浙江 | 0.569842 | 甘肃 | -0.021201 |
| 安徽 | -0.163404 | 青海 | -0.303565 |
| 福建 | 0.165125 | 宁夏 | 0.210942 |
| 江西 | -0.027382 | 新疆 | -0.319296 |
| ft东 | 0.272711 |  |  |
|  | | | |

方程拟合优度*R*2为0.861013，调整后的拟合优度为0.841924，方程拟合情况较好。从固定效应模型回归结果中可以看出，工作年龄人口比重对健康型人力资本存量有正的影响。老年人口比重对健康型人力资本存量存在正的影响。城镇居民家庭恩格尔系数与健康型人力资本存量成负向关系。其他变量诸如人均国内

生产总值、财政收入占GDP比重等的提高使得国家有更多资源可以进行健康型人力资本投资，估计结果证实了这一点。与此同时，地区效应参数估计结果表明，东部沿海地区的地区效应一般较高，中西部地区除个别省份外，大部分处于较低水平，表明健康型人力资本较多集中于东部地区，中西部地区需要进一步改善条件，提高健康型人力资本存量。

#### **2.** 人口年龄结构对教育型人力资本存量影响的实证分析

目前对教育型人力资本存量的度量主要主要有教育经费投入，平均受教育年限等。考虑到本文的研究的人口年龄结构对教育型人力资本的影响路径主要是生育率的降低，少儿抚养比的降低，使得家庭更加注重子女的教育投资，延长受教育时间，期望将来得到更高的教育回报，因此本文更适合用平均受教育年限这一指标来衡量，而且平均受教育年限的数据可得性高，比较适合我国国情，因而本

文采用受教育年限法度量教育型人力资本。在具体指标的选取上，根据多数文献的方法，本文选取高中及以上文化程度人数占总人口比重来表示。

根据已有文献和相关理论，教育型人力资本存量的影响因素主要有人口年龄构成、收入、医疗费用、失业率。对于人口年龄构成的变量，我们采用少儿抚养比和出生率来表示。收入水平是影响教育型人力资本的又一重要因素，通常收入水平较高的地区对于教育的投入也会比不发达地区的高。但收入水平的不平等会影响教育的取向和教育资源的分配情况。在此，我们用人均国民生产总值来表示收入水平。医疗费用和失业率与教育型人力资本的增加有着反向变化关系。在预算一定的情况下，医疗费用的增加或失业率的增加都会制约教育的投入增长。个人医疗费用的扩大限制了收入中用于投资的部分，特别是重大医疗项目则会完全阻碍了各种投资。失业率的增加更多的减少了公共部门对教育的支持力度。

本文所建立模型如下：

Ln *teiit*

Ln *cdrit* ln *borit* ln *unempit*ln *pgdpit*ln *thiit**ui**it*

（4.9）

被解释变量为高中及以上文化程度人数占总人口比重，用*teiit*表示，解释变量为少儿抚养比（*cdrit* ）、出生率（*borit*），人均国内生产总值（*pgdpit* ）、人均

医疗费用（*thiit*）和城镇登记失业率（*unempit*）为控制变量，数据来源于各地区历年统计年鉴。各变量的统计描述如下：

表 4.10 变量的统计描述

|  | 样本数 | 平均数 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 高中及以上文化程度人数占总人  口比重 | 580 | 0.1890 | 0.2134 | 0.0912 | 0.5211 |
| 少儿抚养比 | 580 | 0.7163 | 0.0351 | 0.6142 | 0.8352 |
| 出生率 | 580 | 0.24 | 0.13 | 0.14 | 0.32 |
| 人均国内生产总值 | 580 | 1.3889 | 1.4097 | 0.0986 | 8.3448 |
| 人均医疗费用 | 580 | 0.2581 | 0.3443 | 0.0915 | 0.6419 |
| 城镇登记失业率 | 580 | 0.034 | 0.052 | 0.004 | 0.056 |

首先进行面板数据的平稳性检验，IPS和LLC检验结果表明不存在单位根，可进行面板数据回归分析。是否使用固定效应模型的检验中，计算得出F统计量

为*F*2 =19.38，大于1%的临界值，拒绝原假设，不应选择混合回归模型。*F*1 =0.16，小于1%的临界值，故接受原假设，应选择固定效应变截距模型。在检验面板数据模型是选择固定效应模型还是随机效应模型的Hausman检验中，p值为0，拒

绝采用随机效应模型的原假设，模型应采用固定效应形式。表4.11、4.12给出了固定效应模型的估计结果。

表 4.11 固定效应模型估计结果

|  | 回归系数 | 标准差 | t 统计量 | P 值 |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 常数 | 0.098112 | 0.083781 | 3.24512 | 0.0014 |
| 少儿抚养比对数 | -0.353721 | 0.271992 | -2.7186 | 0.0000 |
| 出生率对数 | -0.125892 | 0.208513 | -2.05291 | 0.0002 |
| 人均国内生产总值对数 | 0.406732 | 0.493002 | 3.74876 | 0.0018 |
| 人均医疗费用对数 | -0.229201 | 0.392088 | -2.81001 | 0.0000 |
| 城镇登记失业率对数 | -0.234286 | 0.213496 | -2.45895 | 0.0000 |

表 4.12 固定效应模型地区效应参数的估计结果

| 省份 | 估计值 | 省份 | 估计值 |
| --- | --- | --- | --- |
| 北京 | 0.287416 | 河南 | -0.246021 |
| 天津 | 0.472421 | 湖北 | 0.300532 |
| 河北 | 0.091762 | 湖南 | 0.092413 |
| ft西 | -0.020542 | 广东 | 0.560291 |
| 内蒙古 | -0.181241 | 广西 | -0.140811 |
| 辽宁 | 0.187463 | 海南 | -0.19832 |
| 吉林 | -0.152812 | 四川 | 0.193012 |
| 黑龙江 | -0.001012 | 贵州 | 0.178131 |
| 上海 | 0.308121 | 云南 | 0.144631 |
| 江苏 | 0.502921 | 陕西 | 0.206843 |
| 浙江 | 0.350927 | 甘肃 | -0.39100 |
| 安徽 | 0.106021 | 青海 | -0.293024 |
| 福建 | 0.017131 | 宁夏 | -0.123823 |
| 江西 | -0.130201 | 新疆 | 0.190481 |
| ft东 | 0.304151 |  |  |

方程拟合优度*R*2为0.842278，调整后的拟合优度为0.830912，方程拟合情况较好。估计结果表明，少儿抚养比、出生率对教育型人力资本存量具有负向影响；人均国内生产总值对教育型人力资本存量有正向影响，人均医疗费用和城镇登记失业率对教育型人力资本存量存在负向影响，这与理论预期一致。地区效应参数估计结果表明，一些中西部地区省份教育型人力资本存量远低于东部地区，提高教育型人力资本存量是提升人力资本从而获得长期经济发展的迫切任务。

### **4.2.3** 人口年龄结构对技术进步影响的实证分析

#### 1.模型设定和变量的统计描述

技术进步是一个很宽泛的概念，在索洛的新古典增长模型中，技术进步被表示为模型残差，这一残差也就成为后来常用的以全要素生产率代表技术进步的来源。但使用全要素生产率来代表技术进步也存在诸多不合理之处，特别是在针对中国经济增长时更是如此。比较典型的是，克鲁格曼1994年的文章认为，东亚经济增长完全是要素投入的作用，全要素生产率没有贡献，因此东亚的经济增长不存在技术进步，这一论断自然引起了诸多争议。对此林毅夫指出，一个国家的长期可持续发展最重要的因素是技术的不断创新，并不在于全要素生产率的高低

17，这与内生增长理论的相关结论是一致的。因而，从经济长期可持续发展来看，

考虑技术进步应该更注重创新的作用。而由于专利申请量这一指标因有易于获取的统计数据，且国外已有数十年的以专利申请量作为创新指标的应用经验，故而本文选用专利申请量作为创新的指标，用于表征技术进步。从而，本节所设定的基本计量模型如下：

Ln *patentit***0**1 ln *rdfit***2 ln *writ***3 ln *orit**ui* *it*

（4.10）

其中，*patent*it代表*i*地区*t*时期三种专利授权量，考虑到数据的可得性，本文选用这一统计指标旨在表示我国各省区的技术进步情况。*rdfit*代表*i*地区*t*时期

科技经费投入，表示当地对科技研发活动的资金投入情况。*wr*it、*or*it分别代表*i*地区*t*时期的工作年龄人口比重（以15-64岁年龄段人口数除以当期总人口数而得）、*i*地区*t*时期老年人口比重（以65岁及65岁以上人口数除以当期总人口数

而得）。*ui*为不可观察的地区效应，*it*为随机扰动项。此外，考虑到制度因素可能对创新有潜在影响，本文还加入了各地区技术交易市场交易额（*tmit*）代表制

17 林毅夫，任若恩.东亚经济增长模式相关争论的再探讨[J].经济研究，2007（08）：4-11.

度创新因素，因技术市场的活跃程度可以反映出各地区在技术创新这一方面的制度环境是否良好。因此，最终确定的计量模型如下：

Ln *patentit***0**1 ln *rdfit***2 ln *writ***3 ln *orit***4 ln *tmit**ui**it*

（4.11）

*tmit*代表*i*地区*t*时期的技术市场交易额。技术市场交易额按历年价格指数调整为1992年不变价，对各变量的统计描述如表4.13所示。

表 4.13 变量的统计描述

|  | 样本数 | 平均数 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 三种专利授权数 | 580 | 9488.333 | 17977.36 | 14 | 81097 |
| 科技经费投入（亿元） | 580 | 116.5387 | 402.2338 | 0.0121 | 914.3262 |
| 工作年龄人口比重 | 580 | 0.716312 | 0.035155 | 0.6142 | 0.8352 |
| 老年人口比重 | 580 | 0.068602 | 0.016202 | 0.0374 | 0.1736 |
| 技术市场交易额  （万元） | 580 | 458688.1 | 1988124 | 1885 | 18902752 |

#### 2. 实证结果及分析

同样，实证分析之前先对数据的平稳性进行检验。LLC和IPS检验的结果均拒绝“存在单位根”的原假设，因此可进行面板数据的回归分析。首先用Eviews6.0软件进行判断是否使用固定效应模型的检验，经计算得出的F 统计量为

*F*2 =39.14，远大于1%的临界值，拒绝原假设，不应选择混合回归模型。*F*1 =0.28，小于1%的临界值，故接受原假设，应选择固定效应变截距模型。在检验面板数据模型是选择固定效应模型还是随机效应模型的Hausman检验中，p值为0，故

拒绝采用随机效应模型的原假设，模型应采用固定效应形式。表4.14、4.15列示出了固定效应模型的估计结果。

表4.14 固定效应模型估计结果

|  | 回归系数 | 标准差 | t 统计量 | P 值 |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 常数 | 1.106854 | 0.470707 | 5.917052 | 0.0021 |
| 科技投入经费对数 | 0.190452 | 0.021321 | 8.92064 | 0.0000 |
| 工作人口比重对数 | 2.174327 | 0.358365 | 6.445321 | 0.0008 |
| 老年人口比重对数 | -0.383213 | 0.076461 | -3.06082 | 0.0000 |
| 技术市场交易额对数 | 0.016594 | 0.133983 | -4.25364 | 0.0000 |

表 4.15 固定效应模型地区效应参数的估计结果

| 省份 | 估计值 | 省份 | 估计值 |
| --- | --- | --- | --- |
| 北京 | 0.364304 | 河南 | 0.210508 |
| 天津 | 0.324617 | 湖北 | 0.148878 |
| 河北 | 0.264846 | 湖南 | 0. 040934 |
| ft西 | -0.046232 | 广东 | 0.807117 |
| 内蒙古 | -0.193565 | 广西 | -0.007233 |
| 辽宁 | 0.050987 | 海南 | -0.528396 |
| 吉林 | -0.029393 | 四川 | 0.635285 |
| 黑龙江 | 0.121226 | 贵州 | 0.290957 |
| 上海 | 0.480128 | 云南 | -0.017211 |
| 江苏 | 0.737608 | 陕西 | 0.242818 |
| 浙江 | 0.569784 | 甘肃 | 0.046232 |
| 安徽 | 0.163014 | 青海 | -0.193565 |
| 福建 | 0.185880 | 宁夏 | 0.010987 |
| 江西 | 0.059626 | 新疆 | -0.129393 |
| ft东 | 0.372537 |  |  |
|  | | | |

方程拟合优度*R*2为0.931476，调整后的拟合优度为0.917682，显示方程拟合情况良好。在反映人口年龄结构的两个变量中，工作人口比重对技术进步的影响显著为正，每1%的工作人口比重上升带来2.174%的三项专利授权数的增加，而老年人口比重对创新能力的影响显著为负，每1%老年人口比重的上升带来

0.383%的三项专利授权数的减少。这反映出所考察的期限内促使我国创新产出增加的主体人群是15~64岁的工作年龄人群，而人口年龄结构的老化对创新产出的不利影响也很显著，因此如何进一步提高工作年龄人群的创新效率是下一阶段提高我国创新能力、建设创新型国家的重要任务。另外两个控制变量科技经费投入、技术市场交易额的实证结果也显示了其对创新能力提高的正向影响，特别的，反映制度因素的技术市场交易额的回归系数较小，这显示出目前我国各地促进创新的制度因素需要进一步完善。

而在个体固定效应结果中，实证结果揭示了一些新现象。在传统意义上的科研、教育重地如北京、上海、陕西、湖北等地并未表现出特别高的地区效应，反而是经济特别是工业较为发达的广东、江苏、浙江、四川、ft东等地的地区效应很高。这一方面可能与本文所选取的指标有关，因各地三种专利授权量并不能全面反映地区的创新能力，如科研力量较强、创新能力突出的地区可能更为重视基

础研究，或者所进行的创新并未申请专利，另一方面，这也揭示出我国当前的科研创新更为倾向于应用研究，特别是与企业生产相关的科研，故而经济特别是制造业发达的地区其专利申请量相对较多。

### **4.2.4** 细分工作人口年龄结构对技术进步影响的实证分析

为了探查我国具体的工作人口年龄结构对技术进步的影响，本小节将以细分的工作人口年龄结构进行实证分析。考虑到目前缺乏各连续年度的省际细分工作人口年龄结构的统计数据，难以进行面板数据分析，本文基于可获取的统计数据，以2010年人口普查数据为横截面数据对29个省进行单方程线性回归分析。

#### **1.** 模型设定及变量的统计描述

本节所设定的计量模型的形式如下：

Ln *patenti* **0**1 ln *rdfi***2 ln *tmi* **3 ln *aagei* **4 ln *bagei*

**5 l n*c a gi e***6

L n *d ai g**e*7 l n

*Ei a**g*

（4.12）

式中，*patenti* 代表各地区三种专利授权量，*rdfi*代表各地区科技经费投入，

*tmi*代表各地区技术交易市场成交额，*aagei*, *bagei*, *cagei*, *dagei*, *eagei*分别代表各地区15-24岁、25-34岁、35-44岁、45-54岁、55-64岁年龄段人口占当年总人口数的比重，*i*为随机扰动项。原始统计资料对工作人口年龄结构划分为15-19岁，20-24岁，25-29岁，30-34岁，35-39岁，40-44岁，45-49岁，50-54岁，55-59

岁，60-64岁。本文最初依照统计数据以5岁为组距建立计量模型进行回归时，

发现存在严重的共线性，而由于本节想要探查各工作年龄组对创新能力的影响，因此不能通过删除变量的方法消除共线性。为了解决该问题，本文采用其他研究者通常采用的扩大组距的方法，以10岁为组距，同时解释变量设置为各细分工作年龄组人数对总人口数的比重，模型的共线性问题得到了较好解决。变量的统计描述见表4.16：

表 4.16 变量的统计描述

|  | 样本数 | 平均数 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 三种专利授权数 | 29 | 24802.89 | 31522.35 | 264 | 138382 |
| 技术市场成交额（万元） | 29 | 1251509 | 2754327 | 9972 | 15795367 |
| 科技经费投入（亿元） | 29 | 210.5344 | 289.0724 | 5.8725 | 758.5323 |
| 15-24 岁人口比重 | 29 | 0.168603 | 0.013535 | 0.1367 | 0.2115 |
| 25-34 岁人口比重 | 29 | 0.152900 | 0.015176 | 0.0995 | 0.2078 |
| 35-44 岁人口比重 | 29 | 0.187748 | 0.016229 | 0.1574 | 0.2054 |
| 45-54 岁人口比重 | 29 | 0.145973 | 0.030125 | 0.1147 | 0.1863 |
| 55-64 岁人口比重 | 29 | 0.109962 | 0.024276 | 0.0715 | 0.1426 |

#### **2.** 实证结果及分析

利用Eviews6.0对计量模型（4.12）进行估计，所得结果如表4.17所示：

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 回归系数 | 标准差 | t 统计量 | P 值 |
| 常数 | 4.386204 | 2.170173 | 9.02531 | 0.0000 |
| 技术市场成交额对数 | 0.220379 | 0.163321 | 5.202459 | 0.0003 |
| 科技经费投入对数 | 1.360273 | 0.160912 | 9.41163 | 0.0007 |
| 15-24 岁人口比重对数 | 0.202581 | 1.134271 | 4.024258 | 0.0012 |
| 25-34 岁人口比重对数 | 1.023092 | 0.904332 | 6.548546 | 0.0006 |
| 35-44 岁人口比重对数 | 1.50282 | 1.202515 | 8.27564 | 0.0000 |
| 45-54 岁人口比重对数 | -0.270261 | 1.141901 | -2.785411 | 0.0000 |
| 55-64 岁人口比重对数 | -0.6017231 | 1.880942 | -4.827026 | 0.0041 |
|  | | | | |

表 4.17 模型估计结果

模型的总体拟合优度*R*2为0.917732，调整后的*R*2为0.871003，显示模型拟合状况良好。F统计量为69.19231，大于临界值，显示方程总体显著。各变量的

t统计量均显著。

从前面人口年龄结构对创新能力的影响分析中可以得到工作年龄人口比重和老年人口比重对技术进步的影响，而由于创新的主体主要分布在工作年龄人口中，因此进一步探查工作人口年龄结构对创新能力的影响很有必要。从实证结果

中来看，在整个工作人口年龄（15-64岁）结构中，35-44岁年龄段人群对创新能力的正向影响最为显著，其弹性值为1.50282，其次是25-34岁年龄段人群，其弹性值为1.023092。而15-24岁年龄段人口和45-54岁年龄段人口对创新的影响较不显著。可以这样理解，工作人口年龄结构对创新能力的影响程度主要取决于人力资本，一般而言，创新是对学习能力和知识运用能力要求比较高的活动。

此外，从另两个变量技术市场成交额对数和科技经费投入对数的回归结果来看，其回归系数基本符合理论预期。从中也可以看出，技术市场成交额对创新能力的正面影响较小，科技经费投入对创新能力的影响较大，这反映出我国目前的创新成果还主要依靠高投入带来的高产出，而制度因素对创新的正面影响尚未充分发挥，需要进一步改善促进创新的制度环境，提高科技创新绩效，促进技术进步。

### **4.2.5** 人口年龄结构对经济增长影响的实证分析

人口年龄结构的变化，即少儿人口比重、工作年龄人口比重和老年人口比重，或者是少儿抚养比和老年抚养比的变化，这些变量的变化通过影响决定经济增长的变量，进而对经济增长产生影响。本文已经从物资资本存量、人力资本存量和技术进步三方面进行了全面的探讨，在这一框架下，可以进一步研究人口年龄结构对经济增长的直接影响。

**1. 模型设定及变量的统计描述**

因而，本节所拟定的经济增长方程的基本形式如下：

Ln *gdpit*

**0 **1 ln *writ* **2 ln *orit* *ui**it*

（4.13）

式中，*gdp*it代表*i*地区*t*时期的地区生产总值，按1992年价格进行了平减。

*writ*、*orit*分别代表*i*地区*t*时期的工作年龄人口比重、*i*地区*t*时期老年人口比重。

*u*i为不可观察的地区效应，**it为随机扰动项。此外，考虑到GDP还受其他潜在因素的影响，本文加入了非国有、集体单位固定资产投资比重表示国内经济的市场化水平，加入外商直接投资额表示经济的对外开放程度，加入R&D经费支出表示对科技创新的支持力度，加入第二产业产值比重表示产业结构状况。因此，最终确定的经济增长方程计量模型为：

Ln *gdpit*

**0 **1 ln *writ* **2 ln *orit* **3 ln *usrit* **4 ln *fdiit*

**5 ln *rdfit* **6 ln *sirit* *ui* *it*

（4.14）

其中，*usr*it代表*i*地区*t*时期非国有、集体单位固定资产投资比重，*fdi*it代表

*i*地区*t*时期外商直接投资额，*rdfit*代表*i*地区*t*时期的R&D经费支出，*sirit* 代表*i*

地区*t*时期的第二产业产值比重。

变量的统计描述结果如表4.18，其中地区生产总值、外商直接投资、R&D

经费支出按历年价格指数调整为1992年不变价：

表 4.18 变量的统计描述

|  | 样本数 | 平均数 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 地区生产总值（亿元） | 580 | 7429.44 | 7034.011 | 298.78 | 40936.92 |
| 工作年龄人口比重 | 580 | 0.716312 | 0.035155 | 0.6142 | 0.8352 |
| 老年人口比重 | 580 | 0.068602 | 0.016202 | 0.0374 | 0.1736 |
| 非国有、集体单位固定资产投资比重 | 580 | 0.559284 | 0.120999 | 0.2298 | 0.8156 |
| 外商直接投资（亿元） | 580 | 24.11054 | 179.1072 | 0.1342 | 1849.609 |
| R&D 经费支出（亿元） | 580 | 74.3 | 193.6 | 0.4 | 914.3 |
| 第二产业产值比重 | 580 | 0.56 | 0.51 | 0.09 | 0.81 |

**2.实证结果及分析**

同上，先检验数据平稳性。LLC和IPS检验结果均拒绝“存在单位根”假设，故可以直接进行面板数据回归。首先用Eviews6.0软件进行判断是否使用固定效

应模型的检验，经计算得出的F统计量为*F*2 =9.14，大于1%的临界值，故拒绝原

假设，不采用混合回归模型；*F*1 =0.52，小于1%的临界值，接受原假设，选择固定效应变截距模型。在检验面板数据模型是选择固定效应模型还是随机效应模型的Hausman检验中，p值为0，故拒绝采用随机效应模型的原假设，模型应采用固定效应形式。表4.19、4.20列示出了固定效应模型的估计结果。

表 4.19 固定效应模型估计结果

|  | 回归系数 | 标准差 | t 统计量 | P 值 |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 常数 | 4.041156 | 0.320642 | 12.36441 | 0.0012 |
| 工作年龄人口比重对数 | 0.145437 | 0.483835 | 4.17037 | 0.0001 |
| 老年人口比重对数 | -0.09273 | 0.276058 | -4.36403 | 0.0013 |
| 非国有、集体单位固定资产投资比重对数 | 0.219251 | 0.046456 | 4.17422 | 0.0036 |
| 外商直接投资额对数 | 0.188321 | 0.021751 | 5.02302 | 0.0006 |
| R&D 经费支出对数 | 0.143581 | 0.257831 | 3.14523 | 0.0013 |
| 第二产业产值比重对数 | 0.253891 | 0.356882 | 6.13401 | 0.0021 |

表 4.20 固定效应模型地区效应参数的估计结果

| 省份 | 估计值 | 省份 | 估计值 |
| --- | --- | --- | --- |
| 北京 | 0.487714 | 河南 | 0.240209 |
| 天津 | 0.451241 | 湖北 | 0.130583 |
| 河北 | 0.051791 | 湖南 | 0.072211 |
| ft西 | -0.190551 | 广东 | 0.550292 |
| 内蒙古 | -0.141265 | 广西 | -0.170362 |
| 辽宁 | 0.191465 | 海南 | -0.128835 |
| 吉林 | -0.102662 | 四川 | 0.293012 |
| 黑龙江 | -0.070146 | 贵州 | -0.170101 |
| 上海 | 0.428127 | 云南 | -0.115384 |
| 江苏 | 0.520628 | 陕西 | 0.246891 |
| 浙江 | 0.450957 | 甘肃 | -0.301052 |
| 安徽 | 0.106484 | 青海 | -0.193024 |
| 福建 | 0.028318 | 宁夏 | -0.129323 |
| 江西 | -0.132072 | 新疆 | 0.090487 |
| ft东 | 0.310151 |  |  |
|  | | | |

方程拟合优度*R*2为0.907314，调整后的拟合优度为0.861401，显示方程拟

合情况良好。从实证结果来看，老年人口比重对数对GDP有负面影响，工作年龄人口比重对数的估计系数绝对值大于老年人口比重对数的绝对值。

此外，从其他控制变量对GDP的影响可以看出，经济的市场化程度对经济增长的影响明显。而且，反映国内经济市场化程度的非国有、集体单位固定资产投资比重对GDP的正面影响与反映经济对外开放程度的外商直接投资额对GDP的正面影响程度接近，说明现阶段不仅提高国内经济的市场化程度对经济增长具有明显的促进作用，而且进一步提高经济的对外开放度也具有同样的促进作用。

R&D经费支出对经济增长的正效应也非常显著，进一步表明扩大科技投入对保持我国经济长期增长具有明显的促进作用。第二产业产值比重也是推动经济增长的重要因素，而且回归结果表明，这一促进作用显著要高于其他变量，说明长期以来我国经济增长主要依靠第二产业带动。

从个体固定效应来看，北京、天津、上海、江苏、浙江、广东等地的地区效应要高于全国平均水平，广大中西部地区的地区效应明显低于平均水平，经济发展的区域化差异明显。这说明这些地区的经济基础、市场环境、政策制度、产业结构、科技投入等因素对经济增长的促进作用较为明显，我国长期以来实行的不平衡发展战略所带来的区域差异化发展结果在这里得到了体现。

# 第五章 结论及政策建议

## **5.1** 相关结论

本文就人口年龄结构变化对经济增长的影响展开研究，以人口年龄结构变动对经济增长的影响机制和途径作为主要研究对象，分析了人口年龄结构对物质资本存量，人力资本存量和技术进步的影响，并利用1992-2011年各省20 年

的面板数据和2010年的截面数据进行了实证分析，得出以下结论。

第一，物质资本存量影响方面，工作年龄人口比重对其有正向影响，老年人口比重对物质资本存量有负向影响，但影响不是很大。总体来看，经济发达地区如北京、天津、上海、江苏、浙江、广东等地的地区效应比较明显，这些地区在经济发展阶段、经济市场化程度等方面发展较好，高于全国平均水平（由于重庆被包含在四川省统计数据内，因此可能反映了四川和重庆两个地区的共同固定效应），实证结果基本符合现实情况。

第二，人口年龄结构对人力资本存量的影响可以分为健康型人力资本和教育型人力资本两部分。工作年龄人口比重对健康型人力资本存量有正的影响，这与前面理论分析所指出的发展中国家的体力劳动的参与性更多是相一致的。老年人口比重对健康型人力资本存量存在正的影响，人口老龄化的加速使得需要经常入住卫生机构的老年人口比例增加，虽然老年人口不构成人力资本存量，但是医疗卫生机构的改善同时也为少儿人口和工作人口的提供了更好的医疗服务设施，故而长远来看对健康型人力资本存量的增加起到了一定的推动作用。少儿抚养比和出生率对教育人力资本有负向影响。出生率的降低、少儿抚养比的降低，使得家庭更加重视子女质量，更愿意对其进行教学人力资本投资。失业率与教育型人力资本存在竞争性的关系，失业率增加减少了公共部门对教育人力资本的投资。人均GDP的增加促进了教育人力资本的积累，这与我们的假设是一致的。

第三，工作年龄人口比重对以创新成果表征的技术进步的影响显著为正，而老年人口比重对创新能力的影响显著为负，这与西方发达国家近年的研究结果有所不同，这可能与我国国情有关，作为发展中国家，人口年龄结构老化出现时间相对较晚，对创新能力可能产生的长期正向影响还没有显现。同时工作年龄人口的比重直接关系到R&D研发人员的规模。按时间来看，计划生育政策带来的优生效果开始显现，从90年代中期开始，第一代独生子女开始参加工作，由于他们从小得到了更有质量的物质生活和教育投资，增加他们的知识积累，使得他们更有能力加入到研发队伍，进一步促进技术创新。而人口老龄化对创新产出显示出不利影响，一是老年人口自身创新能力的缺乏，二是因为再学习能力的退步，

老年人口较排斥新技术产品的引用，对企业的研发投入也是一种阻碍。在个体固定效应结果中，实证结果揭示了一些新现象。在传统意义上的科研、教育重地如北京、上海、陕西、湖北等地并未表现出特别高的地区效应，反而是经济特别是工业较为发达的广东、江苏、ft东等地的地区效应很高。

第四，在整个工作人口年龄（15-64岁）结构中，35-44岁年龄段人群对创新能力的正向影响最为显著，其弹性值为1.50282，其次是25-34岁年龄段人群。而15-24岁年龄段人口和45-54岁年龄段人口对创新的影响较不显著。一般而言，创新是对学习能力和知识运用能力要求比较高的活动。35-44岁年龄段的工作人群，虽然此时教育人力资本有所折旧，但是其“干中学”经验资本进一步增加，知识运用能力更加娴熟。25-34岁年龄段人群也有具备较强的创新能力，该年龄段人口主要集中在刚毕业大学生中，他们接受了多年的教育人力资本投入，知识水平较为先进。15-24岁的低年龄段劳动力和45-54岁的高年龄段劳动力对创新能力影响不显著，前者虽然教育人力资本投入较高，但主要还是处于知识的学习阶段，其运用知识和实践能力较弱，工作经验也较少；后者由于年龄增大，虽然具有丰富的“干中学”经验，但教育资本有了很大程度的折旧，这部分损失不足以用“干中学”经验弥补，其创造能力在逐步下降。55-64岁人群对创新的作用呈现负向影响，可能是由于老年工作人群在创新的投入与产出上存在脱节。

第五，在经济增长方面，老年人口比重对数对GDP有负面影响，这显示出目前人口年龄结构老化对我国经济增长的负面影响已经较为明显。虽然工作年龄人口比重对数的估计系数绝对值大于老年人口比重对数的绝对值，但由于目前我国人口结构中，少儿人口比重显著下降，老年人口比重持续上升，随着未来劳动年龄人口比重的逐步减少，人口年龄结构老化对经济增长的负面影响还将持续。

## **5.2** 政策建议

1978年10月全面施行的计划生育政策使得我国出生率大幅降低，其政策效果一直持续到现在。国民经济的发展与人均收入的提高使得人口死亡率降低和国民的平均预期寿命不断增加，这些因素致使我国的老年人口的比重在近二十年内快速上升，这些给我国经济的发展带来许多复杂性，从人口年龄结构老化对物质资本存量、人力资本存量和技术进步的传导路径可以更加确信人口年龄结构变化和经济发展两个过程之间的内在联系。

第一，加强养老保障制度和需求。我国作为发展中国家，在目前城乡老年福利设施匮乏，社会保障制度不完善的情况下，政府必须将大量资金投入到这部分需求当中，在资金总量一定的前提下只能减少社会其他方面的投资规模。老年人的收入水平较低，可用于储蓄的资金减少，与此同时，由于身体健康的不适有可

能产生更多医疗费用。政府的公共投资和个人投资的减少长期下来必然会影响到物质资本存量。因此，政府可以完善城乡福利设施，使老年人生活个更有保障，身心健康，对待老人晚年可能出现的各种健康问题要侧重于“防”，而不是“治”，尽量减少不必要的支出。加强对城乡福利设施的完善短期来看可能减少了政府的积累基金，但人口年龄结构老化是个必然趋势，长远来看会大大降低政府对于老年人口的健康维护支出。另外养老制度的完善还将使家庭不必过于依赖先收现付的养老方式，利用劳动者的养老期望增强储蓄动机。在目前我国医疗服务还不是很发达的情况下，老年人身体健康还可以将更多的医疗资源用于少儿人口和工作年龄人口，这将有助于促进经济的长期增长。

第二，扩大教育资源。由于经济增长依赖于技术进步，人力资本对技术进步起到至关重要的作用，生育率下降导致的少儿抚养比的降低，使得家庭更有能力加强对子女的培养，延长子女接受教育的时间。目前我国正在逐步走出人口红利期，为了及早应对这一不利状况，需要进一步加强对教育的投资，如高中实行义务教育，高校的扩招。除了重视对少年人口的教育外，政府和企业还需要完善对工作年龄人口的培训，以期减缓教育资本的折旧，提高劳动生产率。加强对老年人的科技转化普及，一方面发挥老年人资源提高劳动参与率，另一方面可以引导老年人对于新科技和新产品的市场需求，这样既提高老年人的生活质量，市场需求的增加也能促使企业积极研发新产品。

第三，延缓退休。提高劳动参与率，延缓退休是扩大劳动力供给，缓解养老负担的重要途径。45-54岁的高年龄段劳动力对创新能力影响不显著，但高年龄但劳动力具有较为丰富的“干中学”经验，因此在我国基础教育和本科教育完善的基础上同时提高工作中的技能培训，可以减缓教育折旧时间，即使高年龄段劳动力不适合从事创新工作，也仍然有能力从事其他工作，扩大劳动力供给，减缓劳动年龄人口比重的下降。

第四，为经济增长创造良好的市场环境。人口年龄结构对物质资本存量、技术进步和经济增长的影响还有明显的地区差异，在对技术进步的影响上，工业较为发达的广东、江苏、浙江、四川、ft东等地的地区效应很高。可能是我国当前的科研创新更为倾向于应用研究，特别是与企业生产相关的科研，而在对经济增长的影响上，北京、天津、上海、江苏、浙江、广东等地的地区效应要高于全国平均水平，广大中西部地区的地区效应明显低于平均水平，经济发展的区域化差异明显。因此政府要加强培育经济不发达的地区市场环境，充分利用当地的劳动力资源，促进经济发展。

参考文献

[1] 保罗·舒尔茨. 人口结构和储蓄: 亚洲的经验证据及其对中国的意义[J]. 经济学（季刊）, 2005（07）: 991-1018.

[2] 蔡昉. 未来的人口红利——中国经济增长源泉的开拓[J]. 中国人口科学, 2009（01）: 2-10.

[3] 蔡昉. 人口转变、人口红利与刘易斯转折点[J]. 经济研究, 2010（04）: 4-13.

[4] 蔡昉, 张车伟.人口, 将给中国带来什么[M]. 广东: 广东教育出版社, 2002.

[5] 贺菊煌. 人口红利有多少[J]. 数量经济技术经济研究, 2006（07）: 24-35.

[6] 李魁. 人口年龄结构变动与经济增长——兼论中国人口红利[D]. 武汉: 武汉大学, 2010.

[7] 李海明. 人口老化的经济分析: 近期研究文献述评[J]. 经济评论, 2010（01）: 154-160.

[8] 李文星, 徐长生. 中国人口变化对居民消费的影响[J]. 中国人口科学, 2008(03）: 29-38 .

[9] 李仲生. 人口经济学[M]. 北京: 清华大学出版, 2006.

[10] 邻沧萍, 杜鹏. 社会老年学[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 1999.

[11] 刘国恩, William H. Dow, 傅正泓, Joh Akin. 中国的健康人力资本与收入增长[J]. 经济学（季刊）, 2004（10）: 101-108.

[12] 刘永平. 人口老龄化、家庭养老与经济增长[D]. 上海: 复旦大学, 2007.

[13] 刘永平, 陆铭. 放松计划生育政策将如何影响经济增长——基于家庭养老视角的理论分析[J]. 经济学（季刊）, 2008a（04）: 277-300.

[14] 刘永平, 陆铭. 从家庭养老角度人口老龄化的中国经济能否持续增长[J]. 世界经济, 2008b（01）: 65-77.

[15] 穆光宗. 有关人口老龄化若干问题的辨析[J]. 人口学刊, 1997（01）3-8.

[16] 吕娜. 健康人力资本与经济增长研究文献综述[J]. 经济评论, 2009（06）: 143-152.

[17] 彭秀健. 中国人口老龄化的宏观经济后果应用一般均衡分析[J]. 人口研究, 2006(04): 12-22.

[18] 舒尔茨（Schulz, J. H）. 老龄化经济学[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2010.

[19] 王弟海, 龚六堂, 李宏毅. 健康人力资本、健康投资和经济增长——以中国跨省数据为例[J]. 管理世界, 2008（03）: 27-39.

[20] 王德文, 蔡昉, 张学辉. 人口转变的储蓄效应和增长效应——论中国增长可

持续性的人口因素[J].人口研究, 2004（05）: 55-68.

[21] 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（10）: 29-52.

[22] 汪伟, 钱文然. 人口老龄化的储蓄效应[J]. 经济学动态, 2011（03）: 114-120.

[23] 翁媛媛, 高汝熹, 饶文军. 中国高储蓄率部门特征、成因及对策[J]. 经济学家, 2010(03), 41-49.

[24] 徐升艳. 中国人口老龄化对经济增长的影响研究[D]. 南京: 南京大学, 2011.

[25] 姚引妹. 中国人口年龄结构变动的经济效应研究[D]. 浙江: 浙江大学, 2010.

[26] 于学军. 中国人口老化的经济学研究[M]. 北京: 中国人口出版社, 1995.

[27] 袁蓓, 郭熙保. 人口转变类型对人口年龄结构的影响——兼论我国人口老龄化的原因[N]. 海南大学学报（人文社会科学版）, 2009（12）: 645-650.

[28] 袁蓓, 郭熙保. 人口老龄化对经济增长影响研究评述[J]. 经济学动态, 2009(11）: 114-120.

[29] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952-2000[J]. 经济研究, 2004(10): 46-57.

[30] 朱超, 周晔, 张林杰. 储蓄投资行为及外部均衡中的人口结构效应——来自亚洲的经验证据[J]. 中国人口科学, 2012（1）: 39-49.

[31] Ahlburg, D. A, Does Population MatterAReviewEssay, PopulationandDevelopmentReview, 2002, 28(2): 329-350.

[32] Almond. S, The Distributed Lag Between Capital Appropriations and Expenditures, Econometric, 1965, 33(1): 178-196.

[33] Angrist, J. A, G. W. Imbens, and D. B. Rubins, Identification of Causal Effects Using Instrumental Variables, Journal of The American Statistical Association, 1996(2): 444-472.

[34] Alestra. P and M. Nerlove, Pooling Cross Section and Time Sources Data in The Estimation of a Dynamic Model, Econometric, 1966, 34(3): 385-412.

[35] Bailey, M. J, More Power to The Pill: The Impact of Contrace Pive Freed on Women＇s Lifecycle Labor Supply, Quarterly Journal of Economics, 2006, 121（l): 289-320.

[36] Baltagi, B. H, Econometric Analysis of Panel Data. New York: Wiley, 1995.

[37] Becker, G. S, A Treatise on The Family. Cambridge MA: Harvard University Press, 1981.

[38] Birdsall, N., A. C. Kelley and S. W. Sinding (eds), Population Matters. Oxford: Oxford University Press, 2001.

[39] Bloom, D. Canning and B. Graham, Life Expectancy and National Saving Rates. Harvard School of Public Health, Boston, MA, 2002.

[40] Bloom, D. E. and J. G. Williamson, Demographic Transition and Economic Miracles in Emerging Asia, World Bank Economic Review, 1998, 12(03): 419-455.

[41] Bound. J, D. A. Jaeger, R. M. Baker, Problems with Instrumental Variable Estimation When The Correlation Between The Instruments and Endogenous Explanatory Variables is Weak, Journal of The American Statistical Association, 1995, (09): 443-450.

[42] Fougere, Harvey, Mercenier, Mertte, 2009. Population Ageing, Time allocation and Human capital: A General Equilibrium Analysis for Canada. Economic Modelling 26, 30-39

[43] Fougère, Maxime, Mérette, Marcel, 1999. Population Ageing and Economic Growth in Seven OECD Countries. Economic Modeling 16, 411–427.

[44] Fougère, Maxime, Mérette, Marcel, 2000a. Population Aging, Intergenerational Equity and Growth: an Analysis with Anendogenous Growth Overlapping Generations Model. In: Harrison, Hougaard Jensen, Svend, Pedersen, Lars Haagen, Rutherford, Thomas(Eds.), Using Dynamic General EquilibriumModels for Policy Analysis. North Holland, Amsterdam.

[45] Fougère, Maxime and Mérette, Marcel 2000b, Economic Dynamics of Population Aging in Canada: An Analysis with a Computable Overlapping Generations Model, Mimeo, Department of Finance, Ottawa.

[46] Freige-Seren, Maria Jesus, 2001. Human Capital Accumulation and Economic Growth. Investing ones Economics 25(3), 585–602.

[47] Hanushek, Eric A, Kimko, Dennis D, 2000. Schooling, Labor Force Quality and The Growth.

[48] Jones, Benjamin F, Age and Great Invention, 2005, NBER Working Paper Series11359.

[49] Jones, Benjamin F, 2005, The Burden of Knowledge and The Death of The Renaissance Man.: Is Innovation Getting HarderNBERWorkingPaperSeries11360.

# 攻读硕士学位期间发表的论文

1、《我国人口年龄结构对技术进步的影响》，决策与信息，2013，（02）.

后 记

时光荏苒，转眼间研究生生活学习就要结束了，离开校园生活迈入社会又是新的开始。时间仿佛还是停留在刚入校的时候，一样的绿树成荫，一样的青春朝气。以这样一篇论文来结束自己的求学生涯，在我自己是颇感惭愧的，我深知这篇论文远远没有达到在开题时老师所寄予的期望，希望老师们能够多多包容。

感谢南财，让我感受到学术之路的博大和深远，在这两年多的时间里，南财的老师、同学给了我很多的教诲和帮助，学到了许多相关专业的理论知识，不仅丰富了知识结构，而且也培养了一定的独立思考能力，尤其是在学术研究上受益匪浅，一次次的锻炼使我得到了成长，踏入社会之后要有怎样的态度，更重要的是怎样的行动。

感谢我的导师李杏教授，她的非凡气质、乐观进取和博学睿智，是我做人和做事的双重楷模，至今，第一次见到李老师那如沐春风般的美丽笑容依然历历在目。很庆幸遇见了李老师，感谢李老师在这两年来对我学习和生活上的教育和帮助，她对我学业的教诲和各方面潜移默化的影响，将是我终生受用不尽的财富，我将铭记老师对我的鼓励和鞭策，这是我得以坚持和继续进发的最大动力。

同时，我也要感谢国际经贸学院的全体老师，感谢张为付教授、韩耀教授、高觉民教授、曹杰教授、闫星宇副教授、宣烨教授、王素芹教授、陈小文副教授、程进副教授、杨青龙老师等老师们在这两年来的时间里对我的教育和帮助，也感谢他们在百忙之中抽出宝贵时间来指导我的论文。

感谢刘涛、李佩、孟凡峰、蒲红霞等同学的陪伴和帮助，谢谢他们和我曾经一起走过的岁月。最后，我也想向所有关心我的家人、朋友和同学表示感谢，有了你们的支持，我会继续努力前进，谢谢你们！