



分类号 F063.4
学 号 2017106059

南京农业大学

硕士 学位 论 文

城乡家庭中“夹心一代”的双向代际支持研究

李卉

指导教师 徐翔 教授
学科门类 管理学
一级学科 农林经济管理
二级学科 农业经济管理
研究方向 农业经济理论与政策
答辩日期 二〇二〇年六月三日

**RESEARCH ON TWO-WAY INTERGENERATIONAL
SUPPORT OF “SANDWICH GENERATION” IN URBAN AND
RURAL HOUSEHOLDS**

**By
HUI LI**

**A Thesis
Presented to the Nanjing Agricultural University
in Partial Fulfillment of the Requirement
for the Degree of
Master of Management Science
in
Agricultural Economics and Management**

**Supervised by
Professor XIANG XU**

Nanjing Agricultural University

Nanjing, China

June 2020

目录

摘要.....	I
ABSTRACT.....	II
第一章绪论.....	1
1. 1 研究背景和问题提出.....	1
1. 1. 1 研究背景	1
1. 1. 2 问题的提出	2
1. 2 研究意义.....	3
1. 3 研究目标、内容和技术路线.....	3
1. 3. 1 研究目标	3
1. 3. 2 研究内容	4
1. 3. 3 文章结构安排与技术路线图	4
1. 4 本文的创新与不足.....	5
1. 4. 1 可能的创新	5
1. 4. 2 可能的不足	6
第二章理论回顾与文献综述.....	7
2. 1 相关概念界定.....	7
2. 1. 1 双向代际支持	7
2. 1. 2 外部教育支持	7
2. 2 关于双向代际支持的相关文献综述.....	8
2. 2. 1 关于家庭代际投资行为的动机理论研究	8
2. 2. 2 关于家庭代际投资决策的研究	9
2. 2. 3 关于代际经济支持影响因素的研究	9
2. 2. 4 关于公共教育支出与家庭教育支出的相关研究	12
2. 3 简要述评.....	13
第三章家庭教育支出、外部教育支持与代际经济支持的理论分析.....	14
3. 1 模型假设.....	14
3. 2 模型构建.....	14
3. 3 研究假说.....	16
3. 4 本章小结.....	16
第四章家庭教育支出与外部教育支持对代际经济支持的影响.....	18
4. 1 数据来源及家庭代际投资行为特征	18

4.2 计量模型与方法.....	19
4.3 变量选择及说明.....	21
4.4 家庭教育支出对代际经济支持的影响.....	24
4.4.1 家庭教育支出对代际经济支持的影响结果.....	24
4.4.2 影响代际经济支持的其他因素.....	27
4.4.3 稳健性分析.....	28
4.5 外部教育支持的调节作用分析.....	30
4.5.1 外部教育支持对挤出效应的调节作用	30
4.5.2 调节作用的城乡差异分析	32
4.6 本章小结	33
第五章结论及政策建议.....	34
5.1 本文主要结论.....	34
5.2 相关政策建议.....	35
参考文献.....	37
致 谢.....	43
攻读硕士期间学术成果.....	45

图目录

图 1-1 技术路线图	5
-------------------	---

表目录

表 1-1 老年人口主要生活来源分布（单位：%）	1
表 4-1 样本家庭的教育支出和代际经济支持水平（元/年）	19
表 4-2 变量设置及取值说明	23
表 4-3 弱工具变量检验	25
表 4-4 家庭教育支出对代际经济支持的实证结果	26
表 4-5 家庭教育支出对代际经济支持的稳健回归结果	29
表 4-6 外部教育支持调节效应的实证结果	32

城乡家庭中“夹心一代”的双向代际支持研究

摘要

我国老龄化问题加剧，虽然社会养老体系不断完善，但是家庭养老依然是主要的养老模式。依据 2011 年《中国人口和就业统计年鉴》和 2015 年《人口普查与抽样调查数据库》的数据计算可知，老年人口的生活来源中，家庭成员的经济支持占比虽然有所下降但依然是主要的收入来源。无论对于城镇家庭还是农村家庭，若要提高老年人的晚年生活水平及其幸福感还需家庭成员的支持，社会保障性收入只能保证其基本的生活需要，因此家庭的重要性毋庸置疑。虽然国家已全面放开二胎政策来缓解人口老龄化带来的问题，但是夫妇生育二胎的意愿并不强烈，加之教育成本逐渐上升，居民的收入水平上升幅度小，家庭的教育负担逐渐加重。

综上分析，在家庭受到收入制约时，为使家庭效用最大化，家庭经济负担必然加重，而作为家庭中主要劳动力和收入来源的“夹心一代”，在进行资源配置时，往往受到限制。将样本家庭根据收入四分位数分组可知，“夹心一代”对上一代被赡养人的经济支持随收入增加变化较小，而对下一代教育支出的变化较大，进一步根据两种代际投资决策占家庭消费的比重分析，收入水平较低的家庭两种投资比重差异更大，低收入家庭更重视对下一代的教育投资，由此引出本研究的主要内容，即关注家庭教育支出与代际经济支持的关系及其在城乡家庭中的差异性。根据《中国社会统计年鉴》显示，国家财政性经费占非家庭教育投入的主要位置，但其他教育投入占比逐年上涨，城乡之间、不同教育阶段的教育投入存在显著差异，家庭直接投资与非家庭投资成为家庭教育支出的主要来源。因此本文加入“外部教育支持”影响因素，进一步探究非家庭因素如何影响代际投资决策及其城乡差异。

本文使用 2016 年“中国家庭追踪调查”(CFPS) 数据，采用工具变量法实证检验了假说一，“夹心一代”在配置家庭经济资源时，更倾向于子女教育，从而造成家庭教育支出“挤出”代际经济支持，并在此基础上进行了城乡分样本回归，结论具有稳健性。进一步采用费舍尔组合检验法对假说二进行检验，证实获得外部教育支持的家庭中“挤出效应”更小，特别是农村样本家庭，而在城镇家庭中没有显著差异。相关结论表明，与家庭人均收入四分位数中最低的 25% 相比，人均收入分位数越高，对上一代的经济支持力度也越大；与未获得外部教育支持的家庭相比，获得组的收入分位数系数更大，可解释为获得外部教育支持增强了家庭收入对赡养支持的正向作用，尤其是在农村家庭。因此在保障家庭养老和社会养老的同时，也应该拓宽农村家庭提高收入的渠道，与此同时促进城乡教育资源的合理配置，充分发挥外部教育支持在缓解农村家庭教育负担中的作用，提高家庭的整体福利水平。

关键词：家庭教育支出；外部教育支持；代际经济支持

RESEARCH ON TWO-WAY INTERGENERATIONAL SUPPORT OF “SANDWICH GENERATION” IN URBAN AND RURAL HOUSEHOLDS

ABSTRACT

The problem of aging in my country has intensified. Although the social pension system has been continuously improved, family pension is still the main model. According to the calculation of the 2011 China Population and Employment Statistics Yearbook and the 2015 Census and Sampling Survey Database, it can be seen that the proportion of economic support from family members for the elderly has declined. But it is still the main source of income. No matter for urban families or rural families, the support of family members is necessary to improve the living standards and well-being of the elderly. Social security income can only guarantee their basic living needs, so the importance of the family is beyond doubt. Although the country has fully liberalized the second-child policy to alleviate the problems caused by the aging population, the desire of couples to have a second child is not strong. With the gradual increase in education costs, the income increases slowly, and the education burden of family is gradually increasing.

To sum up, when the family is restricted by income, in order to maximize family utility, the family's economic burden will inevitably increase, and the "sandwich generation", as the main labor force and income source in the family, is often restricted when allocating resources. Grouping sample households by income quartiles, it can be seen that the economic support of the "sandwich generation" to the dependents of the previous generation changes little with the increasing income, while the change in education expenditure for the next generation is greater. Analysis of the proportion of decision-making as a percentage of household consumption. Households with lower income levels have greater differences in the proportions of the two types of investment. Low-income households pay more attention to the investment in education for the next generation. So pay attention to two things: the relationship between intergenerational economic supports and its differences between urban and rural families. According to the China Social Statistics Yearbook, national fiscal funds account for the main position of non-family education investment, but the proportion of other education investment is increasing year by year. There are significant differences in education investment between urban and rural areas and at different stages of education. Household investment has become the main source of family education expenditure. Therefore, this paper adds the influence factors of "external education support" to further explore how non-family factors affect intergenerational investment decisions and their urban-rural differences.

This paper uses the data of the 2016 China Family Tracking Survey (CFPS) and uses the instrumental variable method to empirically test Hypothesis 1, that is, when

ABSTRACT

the “sandwich generation” allocates family economic resources, it is more inclined to children’s education, which causes family education expenditure to “squeeze out” intergenerational economic support, and on this basis, the urban and rural areas are divided. Sample regression, the conclusion is robust. Further using the Fisher's combined test to test Hypothesis II, it is confirmed that the “squeeze-out effect” is smaller among households receiving external education support, especially in rural sample households, but there is no significant difference among urban households. Relevant conclusions show that, compared with the lowest 25% of the family's per capita income quartile, the higher the per capita income quantile, the greater the economic support for the previous generation; compared with households without external education support, The income group's income quantile coefficient is greater, which can be explained by the fact that obtaining external education support enhances the positive effect of family income on support, especially in rural households. Therefore, while guaranteeing family and social pensions, we should also broaden the channels for rural families to increase their income, and at the same time promote the rational allocation of urban and rural education resources, give full play to the role of external education support in easing the educational burden of rural families, and improve the overall welfare level.

KEY WORDS: family education expenditure ; external education support ;
intergenerational economic support

第一章绪论

1.1 研究背景和问题提出

1.1.1 研究背景

在我国，依靠成年子女的家庭养老模式依然是主流，即便社会养老保障体系不断完善，如表 1-1 所示，表 1-1 由 2010 年《中国人口和就业统计年鉴》和 2015 年《人口普查与抽样调查数据库》计算而得，代表全国 60 岁及以上老年人生活来源的总体状况，按照城市、镇和乡村分别统计，可以看出城市地区的老年人多依靠社会保障性收入，村镇地区以家庭其他成员供养为主，离退休金、养老金等社会保障性收入所占比例有明显提高，但比例依旧较小。即使城市地区的老年人不以家庭经济供养为主，但家庭的作用不容忽视，若要提高老年人的晚年生活幸福感还需家庭成员的支持，社会保障性收入只能保证其基本的生活需要，无论经济支持还是生活照料，家庭的重要性毋庸置疑，村镇地区更是如此。

表 1-1 老年人口主要生活来源分布（单位：%）

Tab.1-1 Distribution of main sources of life of the elderly population(%)

	劳动收入		离退休金、养老金		最低生活保障金		财产性收入		家庭其他成员供养		其他	
	2010	2015	2010	2015	2010	2015	2010	2015	2010	2015	2010	2015
城市	1.7%	1.8%	16.9%	20.4%	0.6%	0.6%	0.2%	0.2%	5.7%	5.0%	0.4%	0.8%
镇	3.9%	4.4%	4.6%	6.1%	0.7%	1.0%	0.1%	0.1%	7.7%	8.4%	0.4%	1.0%
乡村	23.5%	17.3%	2.6%	3.8%	2.6%	3.4%	0.1%	0.2%	27.3%	23.3%	1.0%	2.3%
全国	29.1%	23.5%	24.1%	30.2%	3.9%	5.0%	0.4%	0.5%	40.7%	36.7%	1.8%	4.1%

虽然国家目前已全面放开二胎政策来缓解人口老龄化带来的问题，但是夫妇生育二胎的意愿不强烈，随着教育成本逐渐上升，居民的收入水平上升幅度小，再加上其他消费支出的影响，家庭的教育负担逐渐加重。近年来，随着家庭对教育的重视程度不断提高，家庭教育支出占家庭总支出的比重逐步上升。根据《2017 年中国家庭教育消费白皮书》，家庭教育支出占比高达 50% 以上，占家庭年收入的比重达 20% 以上。在 2017 年北大财政所发布的调查结果显示，以高中生家庭为例，平均家庭教育负担率为 26.7%，其中农村为 30.9%，城镇为 25.6%，中国“高考”是寒门学子向上流动的主要渠道，若不试图调整这种资源分配，不仅不利于教育资源的代际流动，而且很可能挤占家庭其他支出，影响整个家庭的福利水平。

随着人口老龄化和过去计划生育政策的影响，家庭结构由原来多代同堂的主

干家庭向核心家庭转变，家庭规模趋于小型化，中年劳动者作为“夹心一代”不仅需要承担比年轻时更重的工作责任，而且还背负着沉重的家庭责任，往往需要在照料长辈的同时照料孩子，赡养和抚幼负担加重。当家庭可支配的经济资源与社会保障的覆盖面和力度有限时，作为家庭的主心骨如何分配家庭代际资源，并减轻身上的重担值得我们关注。在减轻家庭教育负担方面，非家庭教育支出的减负效果显著。根据 2018 年《中国社会统计年鉴》，合计教育经费约为 42562 亿元，较上一年上升了 9.45%。其中，国家财政性教育经费占 80.37%，农村小学占比为 61.53%，城镇小学占比为 38.47%，农村中学占比为 36.19%，城镇中学占比为 63.81%，由此看出国家财政性教育支出根据教育阶段的不同，在城乡分配上有较大差异；民办学校中举办者投入约为 225 亿元，占比为 0.53%，占比较之去年上升了 10.69%；社会捐赠收入约为 85 亿元，占比较小，约为 0.2%，较上一年相比上涨了 4.88%。综上可知，即使教育资源分配的城乡差异较大，但是教育资源的投入力度在逐渐加强，并且非家庭对教育的支持呈现政府支持为主，多方主体共同参与的态势，政府和社会群体对家庭教育投资起到了一定的帮扶作用。这种作用往往受益的不止有目标群体，家庭相关人员也能间接受到影响。因此，本文在研究家庭代际投资决策的基础上，进一步探究了外部教育支持对家庭决策的影响。

1.1.2 问题的提出

我国人口老龄化问题加剧，作为主要养老模式的家庭养老受到了挑战，全面放开二胎政策可以缓解人口老龄化带来的家庭问题，提升家庭幸福感，但二胎政策的缓解作用具有滞后性，对于目前或即将步入老年生活的人来说，未获得其带来的有利影响，甚至还要与孙辈竞争家庭经济资源。从长期看，子辈数量增加似乎能减轻家庭的养老负担，但是短期内是否会让家庭陷入困境？短期内无法马上享受多子女的福利，甚至还会面临与孙辈“抢占”家庭资源的困境，尤其是在教育成本逐渐增加和教育资源分配不均的境况下，家庭教育支出是否会影响家庭中被赡养人的福利？基于政府和社会群体对家庭教育的支持是否会减轻家庭中“夹心一代”的抚幼负担，从而改善被赡养人的福利水平？教育资源的分配具有城乡差异，这种差异会如何影响“夹心一代”的代际投资决策？

1.2 研究意义

老龄化问题带来的家庭及社会问题，引发了学术界的广泛热议。针对其带来的家庭养老问题，即代际经济支持受到何种因素影响，尤其是目前正处于从“计划生育”进入“全面二胎政策”的衔接阶段，“二胎政策”对于缓解老龄化问题的有利影响无法迅速普及，但家庭抚养负担增加所产生的不利影响会立即显现，加之家庭对教育的重视与教育成本的攀升，因此研究抚幼负担中的教育投资部分对被赡养人所获经济支持的影响具有一定的现实意义。鉴于外部教育支持能一定程度上减轻家庭的教育负担，本研究还试图解释外部教育支持对与目标群体相关的家庭成员的影响，对于政府和社会群体为我国教育事业的投资提供一定的理论依据与政策建议。同时，还考察家庭代际投资与外部教育支持影响的城乡差异，为我国家庭养老资源与教育资源在城乡中的配置提供理论依据与参考建议。

本文站在三代同堂家庭中“夹心一代”的视角，认为对父辈的赡养是“夹心一代”考虑家庭资源禀赋及第三代子辈后进行的代际投资行为，不同于以往的研究框架，只考虑两代人的行为对被赡养人影响。理论推导中试图剖析“夹心一代”在考虑不同代际家庭成员的经济福利后如何使得个人效用最大化，并且将外部教育支持的影响纳入了个人效用函数。因此，本文在一定程度上为研究子辈提供经济赡养决策提供了一个全新的视角，也有助于从“夹心一代”个人效用的角度理解其对父辈进行经济支持的内在机制。

1.3 研究目标、内容和技术路线

1.3.1 研究目标

本文的研究目的在于，当家庭经济资源有限及考虑不同代际家庭成员经济福利的情况下，厘清“夹心一代”如何在不同代际家庭成员之间进行投资来达到个人效用最大化，明确“夹心一代”对父辈进行经济支持的内在机制，具体目标为考察“夹心一代”为子代提供教育支出与为父辈提供经济支持二者的关系如何，并比较城乡家庭在对父辈进行经济支持的影响因素上有何差异。在此基础上考虑“外部冲击”带来的影响，即外部教育支持对“夹心一代”的代际投资行为的影响，具体目标为探究外部教育支持如何影响教育支出与经济赡养之间的关系，并进一步考察其影响在城乡家庭中的差异。

1.3.2 研究内容

针对以上研究目的，本文提出以下研究内容：

(1) 运用 OLG 代际交叠模型和效用最大化理论，推导出“夹心一代”如何在子女教育和老人赡养方面配置资源，并在效用函数中引入“外部教育支持”因素，从理论上推导外部教育支持如何发挥“调节作用”，从而影响家庭教育支出与代际经济支持的关系。

(2) 利用 CFPS2016 样本数据，首先根据人均收入分位数对样本家庭进行分组，描述性分析家庭教育支出与代际经济支持在不同收入组上的差异；然后使用 OLS 和工具变量法实证检验理论推导结果，并通过城乡分样本回归检验该影响是否稳健。同时，探讨其他变量对代际经济支持的影响，并分析其影响机制。

(3) 通过费舍尔组合法实证检验外部教育支持是否具有“调节作用”，并分析其影响机制。根据家庭是否获得外部教育支持进行分组，利用“实证 p 值”检验“调节作用”是否显著并分析作用的大小，在城乡分样本回归的基础上进一步考察“调节作用”对不同家庭代际经济决策的影响有何差异。

1.3.3 文章结构安排与技术路线图

本研究共分为五章，内容依次如下：

第一章，首先介绍本研究的选题背景，家庭养老依然是主要的养老模式，从老年人的主要生活来源构成入手说明代际经济支持的重要性，加之目前家庭的教育支出越来越高，家庭经济负担加重，进一步从政府和社会群体对我国教育事业的贡献说明对家庭教育支出的影响，最后引出本文的研究问题。接着阐明了本文的研究意义、目标、具体的研究内容及创新与不足。

第二章，首先介绍本文的相关概念，再从家庭的代际投资决策入手，阐述国内外关于两种代际投资品的相关理论和研究成果。梳理了影响代际经济支持的影响因素，从家庭特征到社会特征因素，从家庭成员特征到家庭禀赋特征，总结归纳其对代际经济支持的影响及机制并介绍使用的计量方法，为后文的研究奠定了基础。

第三章，主要对家庭教育支出、外部教育支持与代际经济支持之间的关系进行理论分析。本章依据已有理论和建立个人效用最大化的 OLG 模型提出本文的两个关键假设。

第四章，主要对家庭教育支出、外部教育支持与代际经济支持进行实证检验。首先介绍了 CFPS2016 数据库的样本特征及变量的选取依据与含义、实证方法的

相关原理；利用豪斯曼检验等方法对模型内生性问题和工具变量进行检验，在此基础上利用 OLS 和工具变量法对假说一进行实证分析，并根据城乡家庭分样本回归进行稳健性检验；最后利用费舍尔组合检验法探究了外部教育支持的“调节作用”及其在城乡样本中的影响差异，检验假说二。

第五章，根据前文的研究分析与实证检验进行全文的总结，并结合现实情况与问题提出了相应的政策建议。

本研究的技术路线如下：

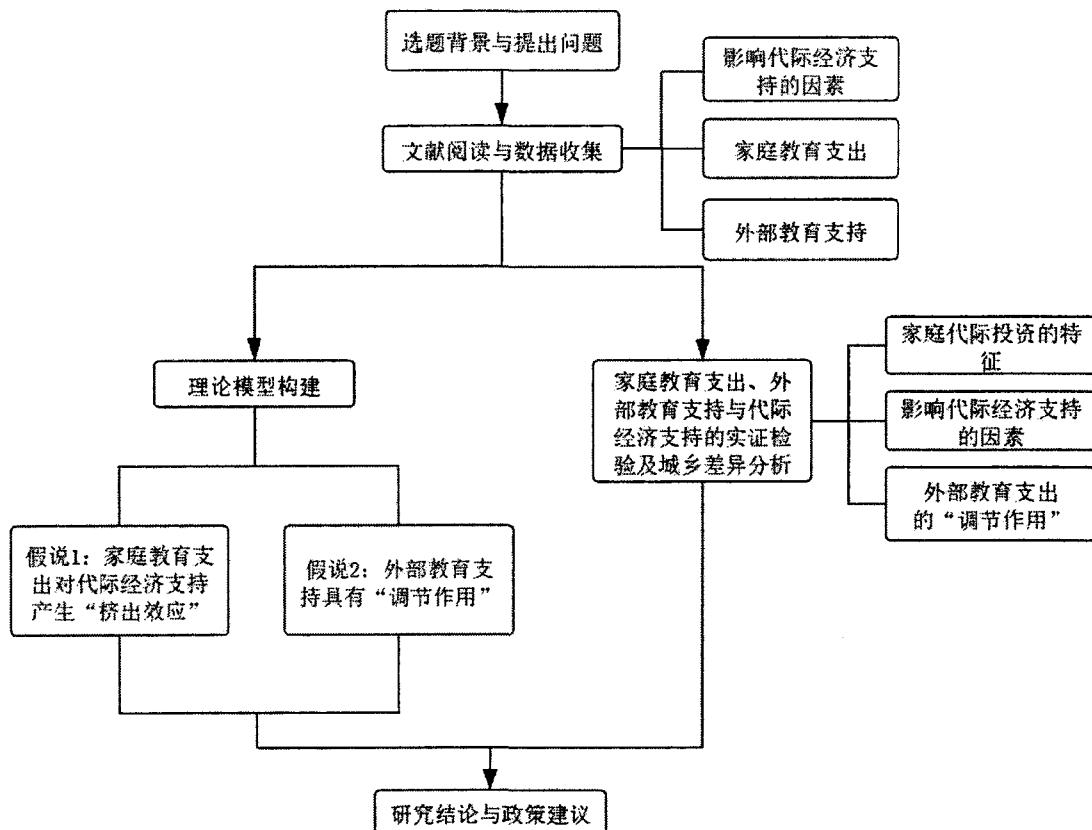


图 1-1 技术路线图

Fig.1-1 Technology roadmap

1.4 本文的创新与不足

1.4.1 可能的创新

本文的创新之处主要体现在研究视角。对代际经济支持的研究，已有文献多从两代人的行为特征考虑，而忽视了三代家庭中其他代际成员的影响，本文将三代同堂家庭中“夹心一代”对子辈的教育投资行为纳入影响代际经济支持的研究

框架，从家庭三代人的关系拓展了研究视角；在理论模型分析框架中，建立个人效用函数时引入“夹心一代”对不同代际家庭成员的支持行为，即考虑家庭教育支出与对父辈的经济支持行为对个人一生效用水平的影响，不同于已有研究引入个人对养老保险的投资；关于“外部冲击”对经济支持的研究，已有研究多探究“新农保”政策的直接影响，而鲜有研究从外部教育支持的角度考察对经济支持的间接影响；已有研究多以农村家庭为研究对象，少有研究进行城乡对比分析。

1.4.2 可能的不足

首先，本文使用的是公开数据库，问卷设计并不是围绕本研究展开，关键变量的数据只存在于 2016 年的调查中，故只对一年的截面数据进行研究，而面板追踪数据更适用于探究家庭的代际经济投资。

其次，本文以家庭中“夹心一代”的代际支持行为为研究对象，将家庭中的“夹心一代”视为整体，从而忽视了同一家庭中同处于“夹心一代”的不同家庭成员的行为决策异质性。就研究被赡养人福利水平而言，本研究只关注了经济支持方面，指标较单一，研究不够全面，还应涉及子女为父母提供的生活照料与情感慰藉。

第二章理论回顾与文献综述

2.1 相关概念界定

2.1.1 双向代际支持

根据代际支持提供与获得的主体不同，代际支持可以指父辈对子辈向下的代际支持，也可以指子辈对父辈向上的代际支持；针对代际支持的内容不同，就向上代际支持而言，主要包括经济支持、生活照料与情感慰藉。就向下代际支持而言，在子代不同的生命阶段支持内容也不同，在少儿期指对子代的人力资本投资，在中年期指对子女的家务支持以及照料孙辈。由此也可看出代际支持具有向上和向下两个方向。

因此，本文标题中的“双向”是针对家庭中“夹心一代”（中年期）而言，研究其对向上和向下的代际支持。针对向上的代际支持，本研究指的是“夹心一代”对父辈的经济支持，即赡养费用，在文中称为“代际经济支持”；针对向下的代际支持，本研究指的是“夹心一代”对子辈的经济支持，即家庭教育支出，此变量由三部分构成，学校内支出、课外辅导费和其他教育费用。不同于其他的消费支出，家庭教育支出兼具消费性与投资性。

2.1.2 外部教育支持

本研究中的外部教育支持与公共教育支出类似，但也有不同。公共教育支出指的是国家财政对教育的经费投入，投资主体为政府，而外部教育支持主要指非家庭的教育投入且不包含义务教育阶段，外部教育支持的提供者不仅包含政府还包含学校及其他组织机构，主体涉及更广泛，且不包含九年义务教育支出，则证明此变量对于“调节”教育支出对经济支持的影响比公共教育支出更合适，因为外部教育支持能够识别出家庭中主动支付的教育费用并对此部分教育费用对代际经济支持的影响进行调节。

2.2 关于双向代际支持的相关文献综述

2.2.1 关于家庭代际投资行为的动机理论研究

1、利他主义

利他主义效应最早由贝克尔（Becker, 1988）提出，通过建立个人效用函数来说明，该效用函数完全取决于自己家庭的其他成员和个人消费的商品，预算约束为家庭收入，若能够使其自身效用最大化，则证明其为利他主义者。从与人类行为相关的角度定义，也与消费和生产的选择相关，当家庭成员受到外部冲击时，利他主义者能够保证家庭成员减少冲击带来的损害，因为利他主义者通过“捐赠”减少自身的消费以抵消家庭成员减少的部分，家庭成员都会主动承担一部分责任。由此，利他主义家庭比利己主义家庭更能抵抗外来冲击，他们也更愿意采取提高自身收入的行动，自身收入提高意味着家庭收入提高。但家庭收入的可变性较小，如果一个家庭成员的收入提高带来了另一个家庭成员的收入减少得更多，那么会选择放弃这一能使收入提高的行为，因此家庭收入的可变性较小。一个利他主义者也可以有许多受益者，包括其父母、子女、配偶和兄弟姐妹。无论有多少受益者，都能通过建立个人效用函数，以其家庭收入作为约束条件，一个利他主义者都能使自身效用最大化，对不同的受益者进行“捐赠”从而达到“外部效益”内部化。贝克尔的这一理论普遍适用于效率、劳动分工和家庭行为等问题，可以给予更好的解释。

2、示范效应

考克斯和斯塔克（1996）首次提出了涉及三代人的示范效应理论，认为“夹心一代”对父辈的代际转移会对子辈形成榜样作用，子辈会效仿其行为从而在成年后对其提供养老支持。就国内对“示范效应”的研究，子辈会效仿父辈的行为，兄弟姐妹之间也存在“示范效应”。戴建兵等（2018）的研究指出“示范效应”在本质上希望晚年能获得子女照顾的需求催生的派生需求，并建立父辈的期望效用函数提出相应假说进行实证检验，最终结论为“多子多福”和“养儿防老”等传统观念提供了相应的理论解释。高建新等（2012）则认为中国传统家庭深受孝文化影响，因此赡养父母为每个子女的责任，这也成为了该子女是否被家庭认可的标准和人们道德评价的准绳，为了得到社会和家庭的认可，子女之间争相分担养老责任，可能促使他们更积极地赡养父母，这一理论分析在通过实证检验后得到证实。

2.2.2 关于家庭代际投资决策的研究

家庭代际投资与本文的双向代际支持类似，家庭代际投资的对象主要为家庭代际公共品，家庭代际公共品是在代际公共品的基础上发展而来，主要指家庭中处于工作阶段的成年人或者政府，为家庭中未成年人及老年人提供的满足代际教育或养老基本需求的产品（吕光桦等，2010），可将其划分为后顾式和前瞻式代际公共品，前者包括家庭养老、社会养老等与老年人相关的经济行为，后者包括家庭教育投资及公共教育投资及补助等与少儿相关的经济行为。

目前，关于代际投资决策的研究较少，主要集中在理论研究，考察利己动机和利他动机在决策中所发挥的作用。Doeleman et al. (1998) 从利己动机的角度，利用有限代际交叠模型研究未来对代际公共品的投资；而 Boldrin et al. (1998) 则利用此模型研究了现收现付的社会养老保障和公共教育中的多数决定规则的政治意义，不同于利己动机而是代际契约来完成代际投资决策；Rangel (2003) 通过效用剩余量函数比较，运用出发战略的博弈框架，结论表明处于利己动机不会投资对后代发挥效用的诸如公共教育、环境保护等决策。Becker (1988) 则强调利他动机在家庭决策中的作用。

代际投资决策由最初研究宏观上市场中的行为，到后来研究微观家庭决策行为。杨继波等（2015）通过世代交叠模型，利用 1998—2011 年数据探讨中年期在有限收入约束下权衡进行子女教育和养老保险的投资，在利己动机和利他性动机同时作用的前提下，分析政府公共教育支出对家庭代际品投资的影响，进一步讨论不同收入水平的家庭的代际投资决策如何受到公共教育支出的影响。理论和实证结果引导政府在公共教育支出方面应该加强对低收入家庭的补贴，这不仅解决了低收入家庭子女教育的资金问题，同时也能有效缓解目前中国人口老龄化的养老保障问题。吕光桦等（2010）从理论上推导出二次人力资本投资的期望回报率提高，从而增加了教育投资金额，但“挤出”了家庭的养老支出，接着还研究了加入政府的规制行为后家庭该如何决策。刘庆兵和郝胜龙（2011）通过建立双向世代间转移的模型，分析在有无社会保险的情况下，个人如何在赡养与教育之间选择并探究其对经济增长的影响。

2.2.3 关于代际经济支持影响因素的研究

从已有文献可知，子女对父母的赡养义务主要从三个维度衡量，情感慰藉、经济支持和生活照料，贺志峰（2011）认为这也是影响老年人主观幸福感的主要途径，聂建亮（2018）认为经济支持和生活照料是关键。王德强（2016）的研究

结论表明影响成年子女提供赡养义务的因素主要包括成年子女的个体特征、父母特征和社会养老保障，对于不同特征的家庭影响方向和程度异质性较强。就经济支持行为而言，影响因素主要包含家庭层面和社会层面。

多数学者皆以父母个体样本为调查对象，研究其影响因素。丁志宏（2014）认为子女的经济状况越好，给父母的经济支持越多，韦宏耀（2016），毛瑛等学者（2017）还从性别差异的教育研究赡养行为的差异性，男性比女性提供更多的经济支持，尤其是有兄弟的女性，但随着女性社会和经济地位的提高，张航空（2012），狄金华（2014），丁志宏（2012）等学者认为这种差异逐渐缩小，女性甚至超过了男性在赡养义务上的作用，聂建亮（2018）认为子女性别结构对于农村老年人获得经济支持的可能性影响不大。子女数量对经济支持的获得一直存在争议，谢桂华（2009），狄金华（2014）等学者的研究表明前者对后者不存在显著影响，胡仕勇（2016）认为分居家庭中的子代数量增加至5个时，农村老年人获得经济支持的概率最大，为了克服结果的不一致性，利用 Heckman 两阶段备择模型检验了子女数量与代际支持的概率、程度的关系，并使用“计划生育”政策作为工具变量进行稳健性检验，张海峰（2018）得出“竞相示范”作用大于“互相卸责”作用的结论，即子女数量增加，则老人获得经济支持的可能性和程度都显著上升，但老年人收入增加会减小增加的幅度；王爱君等学者（2018）认为子女的婚姻、健康和教育水平对代际经济支持的影响具有门限效应，只有处于一定水平，代际经济支持的可能性才会提高；除了子女特征产生的影响，刘春梅（2013），左冬梅（2011），宋璐（2008），张烨霞（2007,2008）等学者以农村家庭为对象，研究农村子女外出务工行为对代际经济支持的影响，并基于性别视角研究其影响的差异性。舒玢玢等（2017）的研究中认为经济支持对老年人健康的影响不显著是因为子女外出务工的收入汇款中大部分用来进行家庭教育投资，因此可以看出就农村家庭而言，外出务工的汇款收入并未显著提高被赡养人的健康水平，其中对下一代的教育支出是其中重要的影响因素。

被赡养人特征也是重要的考察方面，主要考虑被赡养人的收入水平、身体健康水平、与儿女的互帮互助行为、居住模式等方面。宁满秀等（2015）认为被赡养人的收入与其获得代际经济支持的概率呈负向关系，且不同的收入水平挤出效应的动机和程度也有所不同；郑志丹等（2017）认为代际经济支持与老年人的身体健康负相关，原因可能是身体越差的老人更需要生活照料而不是物质帮助；韦宏耀等（2016）认为代际间保持紧密的互动，代际经济支持会增加，在此基础上，刘西国等（2016）进一步表明代际经济支持的规模会下降，胡仕勇（2016）认为父辈近期内对子代投资不会对子代的行为产生显著影响，宋璐（2010）的研究进一步表明为子女提供隔代照顾会加强子女的代际支持；王硕（2016）认为父母与

子女之间的居住模式也会影响代际经济支持的程度，若与子女不同住则会给父母带来更多的金钱或实物上的补偿，若考虑分居后的居住距离，“分而不离”的居住模式通过促进子女的经济支持从而提高了老年人的主观福利水平（郑晓冬，2018）。

另一种影响代际经济支持的家庭因素为家庭禀赋，狄金华等学者（2014）认为家庭禀赋越丰富，给父母经济支持的频率也越高，刘二鹏等学者（2018）则强调家庭禀赋是影响失能老人获得代际支持的关键因素，但聂建亮（2018）的研究表明，农村子女的家庭经济条件对于老年人获得经济支持的可能性影响不大。随着人口老龄化程度加深，二胎政策逐渐放开，对家庭的关注逐渐转向家庭结构与类型，胡仕勇等学者（2016）将代际投入分为父辈对孙代的经济投入和时间投入、父辈对子代的经济投入，将父辈对孙辈的影响纳入研究框架，从考虑家庭两代人到纳入第三代的影响，张烨霞等学者（2008）以农村三代家庭为研究对象，研究祖辈对孙辈的支持如何影响经济支持；王翌秋等学者（2017）以老年人对成年子女与孙子女的经济转移为研究对象，在新农保政策的支持下，“挤入”了老年人对年轻两代人的经济支持；就家庭类型而言，韩枫（2017）以城乡空巢老人家庭为研究对象，丁志宏（2019）将多子女家庭与城市独生子女低龄父母家庭进行比较研究，伍海霞（2018）则研究城市第一代独生子女家庭老年与子代之间的经济行为；李超等学者（2014）以父母随迁国外和留守国内两类新移民家庭为研究对象。

在社会层面中，社会保障制度是目前学界关注的焦点。父母的收入来源有两种形式，一种是直接的劳动所得，另一种是公共代际转移。既有研究已经对后者如何影响家庭代际转移作出了大量尝试，但得出的结论却一致。矛盾点主要在于转移支付对于家庭的代际经济支持作用到底是“挤出”还是“挤入”呢？SECONDIG（1997）认为这主要取决于子女提供经济支持的动机，出于交换代际的代际经济支持则会被“挤入”，出于利他主义动机则会被“挤出”，但通常情况下这两种动机是同时存在的，难以分辨。也有可能与研究方法有关，陈华帅和曾毅（2013）利用两年面板数据，使用固定效应面板模型和 PSMDD 等方法控制老人参保行为的内生性和样本选择偏误，结论表明老人领取的养老金在均值基础上每增加 1 元，其子女提供的代际支持将减少 0.808 元，但刘伟兵和韩天阔（2019）利用一年的截面数据利用断点回归控制内生性后，实证结果表明未产生显著影响，刘西国（2015）将社会保障收入细分成医疗保险、养老保险、退休金等，一起放入模型中进行研究，结果表明社会保障收入会挤出代际经济支持，并且挤出效应具有异质性，张航空等学者（2011）认为这种挤出不会被全部挤出，当养老金不能满足被赡养人需求的时候，子女会进行相应的“填补”；杨政怡（2016）则分别分析新农保对适龄参保群体和应受益群体对家庭养老的影响。

2.2.4 关于公共教育支出与家庭教育支出的相关研究

关于家庭教育支出的研究目前已经成果颇丰，就本文的研究对象而言，主要阐述公共教育支出与家庭教育支出的相关研究结论。公共教育支出和家庭教育支出作为不同类别的教育投资，对于提高我国的人力资本积累具有重要作用。公共教育投入对家庭教育支出的影响，由于使用的数据和计量模型方法不同，目前未形成统一的定论，不同的研究角度得出的结论也具有显著的差异性。大部分的研究结论认为公共教育投入对家庭教育支出是一种替代作用。Das J et al. (2013) 利用印度和赞比亚的数据估计了当预期到公共教育支出增加时，家庭会降低在书本和文具上的支出，若未预期到公共教育支出增加也不会造成家庭教育支出减少；袁诚等（2013）从不同类型的教育支出进行分析，政府教育支出显著“替代”了家庭教育总支出、义务教育学杂费和家教费，且收入水平不同导致“替代效应”存在差异，李军（2019）的研究结论与之相似，政府的教育投入对中低收入家庭的替代作用更大；张恩碧等学者（2015）从时间维度考量，无论长期还是短期，提高公共财政预算教育经费占国家财政支出的比重均将导致农村居民人均教育支出占现金消费支出的比重下降；陈平路（2013）等学者的研究表明政府的义务教育经费对农村居民教育支出具有显著的挤出效应，尤其是中西部地区；蔡宏波等（2019）利用户籍制度对家庭教育支出的影响表明，城市户籍意味着更好的公共教育资源和教育机会从而挤出了家庭教育支出。以上结论均为我国教育财政政策的制定提供了理论依据。另一部分学者则认为公共教育投入挤入家庭教育支出。陈平路（2013）的研究表明政府的高中教育经费对农村居民教育支出具有显著的挤入效应；公共教育支出对家庭教育支出的挤入作用依据家庭的异质性而有所不同，魏晓艳（2018）研究表明公共教育支出的挤入作用受到城乡身份、外出务工以及家庭经济条件的影响，并且主要是针对非必要性教育支出；还有一部分学者则认为二者之间没有显著的影响。从迁出地和迁入地考虑政府教育支出，曹妍（2016）以成本分担理论为基础，将微观数据与流入地或流出地所在县级的宏观数据相结合，结果发现，对于留守儿童而言，流出地县级政府的支出水平对家庭教育支出的影响并不显著；陈平路等（2013）的研究表明政府的教育支出对城镇居民的教育投入影响不显著；沈百福等（2012）在控制了城镇家庭的收入和公共教育支出变量后表明，收入是影响家庭教育支出的重要因素，公共教育支出不是重要的线性影响因素。

以上研究均从支出的角度出发，还有学者从收入的角度研究公共教育支出与家庭教育支出的关系，试图解释二者之间的影响机制。李江一（2016）等学者从相对收入理论的角度检验了城乡收入差距对居民消费结构的影响。城乡收入差距

扩大显著促进了农村家庭的人力资本和社会资本投入，政府增加对农村地区的教育投入可缓解城乡收入差距扩大对农村家庭食品衣着消费的挤出，且不会挤出农村家庭的私人教育投入；周安华等（2018）研究公共教育支出对居民财产性收入的影响，以个体教育人力资本作为中介变量；李天芳（2014）认为政府和非政府的教育经费投入对不同阶段的城乡教育差距有显著不同的影响，并解释为是由于城乡收入差距过大导致；陈纯槿（2017）等学者的研究表明在控制了学生家庭背景和学校特征后，生均公用经费的提高显著降低了家庭经济收入对学生学业成就的影响，从而缩小了教育不平等带来的消极影响；吴玲萍等（2018）认为收入差距过大会对教育消费产生正向激励，可能会造成过度消费，进而加重居民的经济负担从而影响家庭的生活水平，因此建议通过加强公共教育投入以规避家庭可能面临的困境；邱伟华（2009）从数值模拟结果中得出保持支出水平不变，公共教育比社会保障对收入差异的调节作用更强。

2.3 简要述评

总体上，国内外学者对影响代际经济支持的因素研究成果颇丰。影响因素可分为提供赡养的子女、获得经济支持的被赡养人、家庭以及社会保障等四个主要方面，在研究方法和研究内容上提供了重要的参考价值。然而，已有文献的研究视角主要为家庭中父辈与子辈的行为关系，鲜有研究涉及家庭三代人，忽视了三代家庭中“夹心一代”的代际投资决策行为对家庭成员的影响，“夹心一代”作为家庭主要的劳动力，影响了家庭中“老中少”三代的经济福利水平，尤其是当老年一代和少儿一代在研究中被认为是没有收入来源的家庭成员。舒玢玢等（2017）在研究外出务工对农村老年人健康水平的影响中表明，外出务工汇款收入对其健康的影响不显著，其中主要的原因之一是因为汇款收入被用作对子女的教育投资，在提高老年人福利水平上受限。因此，在家庭经济资源有限的情况下，考察“夹心一代”对父辈的经济支持影响因素时，不能忽视“夹心一代”对子代的教育投资，这两个方面共同构成了“夹心一代”的代际投资行为。综合已有文献的研究成果，将“夹心一代”对下一代的经济行为纳入研究框架是有必要的。

已有文献多研究农村家庭，并且研究对象多为成年子女个体，鲜有研究利用“夹心一代”的代际投资决策作为研究对象并探讨城乡差异。就外部支持而言，多研究“新农保”等社会保障制度对代际经济支持的直接影响，而政策的影响除了针对目标群体以外，还会对目标群体的相关人员产生间接影响，因此，考察外部教育支持这一非家庭直接投资因素对家庭其他成员的影响具有现实意义，有利于全面理解政策的实施效果。

第三章家庭教育支出、外部教育支持与代际经济支持的理论分析

3.1 模型假设

根据第二章的内容，故提出以下基本假设：

(1) “养儿防老”和“孝敬父母”的传统观念深入人心，因此基于利他主义的赡养父母和为子女提供教育支持成为了普遍的家庭投资行为，“夹心一代”作为理性经济人也希望未来能获得来自子女的经济赡养，从而保障和提升晚年生活，实现一生效用水平的最大化。家庭养老和家庭教育投资的均衡决策是家庭的基本行为策略，这属于家庭经济行为中的管理行为，即家庭发挥提供教育支持或者赡养等职能作用的过程；

(2) 每个家庭在 t 期有三代人，分别为少年（处于受教育阶段）、中年（工作期）和老年（退休期），家庭中只有“夹心一代”做出投资决策，且为家庭的主要劳动力，为第一代老年和第三代少年提供经济支持，其余收入进行当期的消费和储蓄；

(3) 家庭中对第三代的教育投资还受到外部教育支持的影响；

(4) 将OLG代际交叠模型中对养老保险的投资定义为当期中年人对上一代父辈的代际经济支持，因为代际经济支持存在“示范效应”（戴建兵，2018），因此会影响中年人“夹心一代”在未来从子代获得的经济赡养（来自下一代的经济支持），将三代人的利益纳入分析框架。

3.2 模型构建

理论模型构建借鉴Eckstein&Zilcha(1994)模型中构建个体效用函数是关于消费及人力资本对数函数的方法和杨继波(2015)在代际交叠模型中通过引入养老保险从而涉及三代人的模型方法，本研究将代际交叠模型中的养老保险定义为当期“夹心一代”对上一代的代际经济支持，考虑到家庭的代际投资行为中利他主义(Becker, 1981)的重要性，故也纳入分析框架，将家庭中“夹心一代”的个体效用函数表述为：

$$U = \alpha_1 \ln C_t + \alpha_2 \ln C_{t+1} + \alpha_3 \ln h_{t+1} \quad (3-1)$$

式(1)中， C_t 和 C_{t+1} 分别指的是“夹心一代”在中年期和老年期的消费； h_{t+1} 为子女获得的人力资本； α_1 和 α_2 为消费的偏好系数； α_3 为对子女进行教育投资

的偏好系数，其中：

$$0 < \alpha_i < 1 (i = 1, 2, 3)$$

$$\max U(Y_t, S_t, B_t, A_t)$$

s.t.

$$C_t = Y_t - S_t - A_t - B_t \quad (3-2)$$

$$A_t = \beta_1 Y_t \quad (3-3)$$

$$C_{t+1} = A_{t+1} + S_{t+1} = S_t(1+r) + \beta_2 Y_{t+1} + \varphi A_t \quad (3-4)$$

$$h_{t+1} = h_t^b B_t^\theta G_t^\phi (0 < \theta, \phi < 1, \theta + \phi \leq 1) \quad (3-5)$$

其中， Y_t 为个体在 t 期的收入水平； S_t 为个体在 t 期的储蓄； A_t 为家庭“夹心一代”对父辈的代际经济支持（未来的养老保障在当期的支出）； B_t 为当期“夹心一代”对子辈的教育支出； A_{t+1} 为子代对“夹心一代”在 t+1 期的代际经济支持； Y_{t+1} 为子代成年后的收入水平； β_1 为家庭“夹心一代”的代际经济支持占其收入的比例， β_2 为家庭子代在 t+1 期对父辈的代际经济支持占其收入的比例，二者为衡量“利他主义”的参数，根据模型的假设条件（1）设立 β_1 和 β_2 ， φ 为“示范效应”的大小，存在假设（4）时成立，因为“夹心一代”兼具“利他主义”与“自利主义”，故参数 β_1 、 β_2 与 $\varphi \in (0, 1)$ ； r 为利率，外生给定； G_t 为外部教育支持， B_t 受到 G_t 的影响，即 $B(G)$ ，假设子女获得的人力资本投资 h_{t+1} 与“夹心一代”的人力资本 h_t 、教育支出 B_t 以及外部教育支持 G_t 有关，不考虑“夹心一代”的时间投入， h_t 为外生变量，在“夹心一代”成年前已由第一代父辈决定，故在效用函数中可以不予考虑，因此将式（3-5）简化为：

$$h_{t+1} = k B_t^\theta G_t^\phi \quad (3-6)$$

个体“夹心一代”一生的效用水平分为中年期和老年期，因为少年期没有收入来源由父辈外生给定，故不考虑少年期的效用，效用函数与储蓄 S 、对子代的教育支出 B_t 和 t 期与 t+1 期的代际经济支持 A 有关，前者 A_t 为“夹心一代”对父辈的经济支持，后者 A_{t+1} 为子代对“夹心一代”的代际经济支持，而 A_{t+1} 与 A_t 有关，因此，三代同堂家庭中“夹心一代”的总效用水平由储蓄、对子女的教育支出在未来产生的经济回报和当期对父辈的代际经济支持在未来产生的示范效应决定。该效用函数将“夹心一代”对父辈的赡养水平和对子辈的教育投资纳入了效用分析框架，同时外部教育支持通过影响家庭对子辈的人力资本投资从而对家庭的代际投资决策产生影响。

从式（3-2）可见，当收入水平一定时，家庭教育支出与“夹心一代”对父辈的代际经济支持呈负相关，因此，提出研究的第一个假说：

H_1 ：城乡家庭中“夹心一代”在配置家庭经济资源时，更倾向于子女教育，从而造成家庭教育支出“挤出”代际经济支持。

将公式(3-2)–(3-4)和(3-6)代入(3-1)中可知，“夹心一代”的效用函数为：

$$\begin{aligned} U &= \alpha_1 \ln(Y_t - S_t - A_t - B_t) + \alpha_2 \ln(A_{t+1} + S_{t+1}) + \alpha_3 \ln(kB^\theta G^\phi) \\ &= \alpha_1 \ln(Y_t - S_t - A_t - B_t) + \alpha_2 \ln[\beta_2 Y_{t+1} + \varphi A_t + S_t(1+r)] + \alpha_3 \ln(kB^\theta G^\phi) \end{aligned} \quad (3-7)$$

求最大化效用决策，则有

$$\frac{\partial U}{\partial B_t} = \frac{-\alpha_1}{(Y_t - S_t - A_t - B_t)} + \frac{\alpha_3 \theta}{B_t} = 0 \quad (3-8)$$

$$\frac{\partial U}{\partial S_t} = \frac{-\alpha_1}{(Y_t - S_t - A_t - B_t)} + \frac{\alpha_2(1+r)}{S_t(1+r) + A_{t+1}} = 0 \quad (3-9)$$

$$\frac{\partial U}{\partial G_t} = \frac{\alpha_3 \phi}{G_t} + \frac{\alpha_3 \theta}{B_t} \cdot \frac{\partial B_t}{\partial G_t} = 0 \quad (3-10)$$

联立(3-8)、(3-9)和(3-10)式可得：

$$\frac{\partial B_t}{\partial G_t} = \frac{\alpha_3 \phi [S_t(1+r) + A_{t+1}]}{-\alpha_2(1+r)G_t} < 0 \quad (3-11)$$

从式(3-11)可见，当外部教育支持增加时，家庭教育投资支出会减少，因此，提出研究的第二个假说：

H_2 ：“挤出效应”在是否获取外部教育支持的家庭间存在异质性。

3.3 研究假说

根据以上理论分析和数学推导可得出本研究的两个假说：

假说一：城乡家庭中“夹心一代”在配置家庭经济资源时，更倾向于子女教育，从而造成家庭教育支出“挤出”代际经济支持。

假说二：“挤出效应”在是否获取外部教育支持的家庭间存在异质性。

3.4 本章小结

本章通过一系列假设与数学推导得出了两个主要研究内容，假设条件认为家庭养老为主要的养老模式，并且主要由“夹心一代”提供家庭养老经济支持，通过前提假设条件得到了家庭教育支出与代际经济支持二者的关系，从而提出了本文的假说一，即城乡家庭中“夹心一代”在配置家庭经济资源时，更倾向于子女教育，从而造成家庭教育支出“挤出”代际经济支持；通过讨论“夹心一代”的个人效用最大化问题解释了外部教育支持如何影响二者的关系，即本文的假说二，“挤出效应”在是否获取外部教育支持的家庭间存在异质性。

在定义“夹心一代”的个人效用函数时没有考虑社会保障的影响，并且认为

家庭中“夹心一代”一定会对上一代进行经济支持和对下一代进行教育投资，且同时具备利他主义和自利主义倾向，将“夹心一代”的代际投资决策纳入其效用水平函数，不仅包含了自身对效用水平的影响，还考虑对子辈和父辈的投资行为对效用水平的影响，在三代同堂的家庭中讨论“夹心一代”的效用水平最大化决策。

第四章家庭教育支出与外部教育支持对代际经济支持的影响

4. 1 数据来源及家庭代际投资行为特征

本文数据来自 2016 年北京大学中国社会科学调查中心（ISSS）的“中国家庭动态跟踪调查”。采用分层多阶段抽样设计使得样本能够代表大约 95% 的中国人口，范围覆盖 25 个省/市/自治区，调查对象包含样本家户中的全部家庭成员，CFPS2016 分为家庭、家庭成员、少儿和成人四个层次，旨在反映中国社会经济、教育、家庭、人口和健康等方面的变迁。该数据含有完整的家庭成员信息和丰富的家庭信息，可以满足本研究的要求。

先根据 50 岁以上和 18 岁以下两个年龄段初步筛选家庭样本，再根据年龄和家庭规模等条件筛选出三代同堂的家庭，最后根据家庭编码匹配成员信息和家庭信息。本文的因变量不同于以往的研究，以成人个体的代际经济支持作为被解释变量，而是对家庭整体的代际经济支持行为进行研究，重点研究家庭中青成年人即“夹心一代”的代际经济行为，以家庭为单位而非单独个体，决策单元往往是共同决策。在 CFPS 数据库中若家庭编码一样，则证明家庭成员之间具有紧密的经济联系，符合本研究的要求。在删除缺失值且处理异常值后，确保家庭中包含 50 岁及以上的第一代和正处于教育阶段（包括义务教育阶段和非义务教育阶段）的第三代，最终得到 993 个三代同堂的家庭样本（5286 个个体）。将第一代确定为 50 岁及以上是符合现代家庭人口特征的，王跃生（2014）利用中国人口普查数据研究表明，目前三代家庭的年龄结构主流是中年或低龄老年父母为第一代，因为第一代父辈在家务中起主导作用，并帮助子辈抚养孙子女，并且 50 岁以上成员的构成占比逐年增加。

表 4-1 根据人均收入四分位数将家庭教育支出与代际经济支持进行分组描述性统计，家庭所处的收入分位数水平越高，教育支出均值也越高，与更低收入分位数的家庭相比，教育支出平均增长量约为 874 元，并且教育支出的变异程度随着收入分位数的上升而扩大，说明收入水平越高的家庭所能获得的教育资源越丰富，因此家庭之间的差异也越大；而家庭代际经济支持虽然与家庭的人均收入分位数呈正比，但与教育支出相比，平均增长量较小约为 479 元，变异程度也不大，这符合刚性需求的特点，再加上父辈基于利他主义更倾向于主动减小子辈的经济负担。就占家庭总消费支出的比例而言，家庭教育支出的比重高于家庭代际经济

支持所占比重，且家庭收入水平越低这种差距越明显，在人均收入分位数为最低25%的家庭，家庭教育支出占家庭消费的比重约为12.7%，而代际经济支持所占比重为4.6%，比重相差8个百分点，随着收入水平的提高，两种代际投资所占消费的比重之差在缩小，而代际经济支持所占比重随着收入的增长无明显变化，这充分说明了家庭收入水平越低，家庭越重视对下一代的人力资本投资，因此可能会影响被赡养人的经济和生活水平。综上所述，可以初步看出，家庭更倾向于对下一代进行人力资本投资，尤其是收入水平较低的家庭，迫切希望通过教育来改善或提升家庭的生活状况，即使会加剧家庭的经济负担，对于收入水平较高的家庭，家庭教育支出也越高，但对上一代父辈的经济赡养水平没有明显变化。在家庭经济资源有限的情况下，讨论家庭对上一代子辈和下一代父辈的经济行为还需进行实证分析以得出结论。

表 4-1 样本家庭的教育支出和代际经济支持水平（元/年）

Tab.4-1 The educational expenditure and intergenerational economic support of the households

	最低 25%		中下 25%		中上 25%		最高 25%	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
家庭教育支出	4505.2	5379.3	4996.6	5653.4	5632.9	7573.2	7127.0	10226.0
占比		12.7%		11.50%		9%		7%
代际经济支持	1392.1	1634.1	1672.3	2055.8	2140.3	2674.6	2829.2	2911.5
占比		4.60%		4.20%		3.40%		2.70%

注：数据来源于CFPS；占比为家庭教育支出、代际经济支持分别占家庭总消费支出的比重

4.2 计量模型与方法

为识别家庭教育支出对代际经济支持的挤出效应，本文采用最小二乘法(OLS)进行估计，为避免异方差的影响使用稳健标准误，首先设定如下形式的基准模型：

$$\ln(sup_i) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(edu_i) + \phi X_i + \mu_i \quad (4-1)$$

其中， i 为受访家庭； sup_i 为被解释变量，表示家庭*i*对上一代的经济支持； edu_i 为核心解释变量，表示家庭*i*对下一代的教育支出，包括校内和校外的教育支出。 X_i 反映户主特征、家庭特征和被赡养人特征； μ_i 为干扰项。

此外，考虑到被解释变量和核心解释变量均为家庭层面数据，二者之间可能存在内生联系，而基准模型(4-1)使用的最小二乘法(OLS)不能有效解决内生性问题，可能使得 α_1 的估计结果有偏。本文的内生性问题主要来自以下两个方面：一方面可能存在遗漏变量问题。对上一代的经济支持与对下一代的教育支出除了受到家庭资源禀赋的影响，家庭决策者还会出于“利他主义”进行家庭代际投资决策以及其他不可观测的因素，导致基准模型(4-1)中的干扰项与解释变量

相关，即不能满足前定变量的假设，导致 OLS 估计量不一致，无法收敛到真实的总体参数；另一方面家庭教育支出与代际经济支持同为家庭的经济决策行为，二者可能互为因果，互相影响。

为了得到无偏估计，本文首先在基准模型（4-1）中控制了相关特征变量，接下来参考陈强（2010）对内生变量的解决思路，将内生变量分成两部分，即一部分与扰动项相关，而另一部分与扰动项无关，则通过与扰动项无关的那一部分进行回归得到一致估计，可以借助“工具变量”来实现这种对内生变量的分离。

根据相关理论，一个有效的工具变量需要满足两项条件：（1）内生性：工具变量与内生解释变量相关，即 $\text{Cov}(x_i, p_i) \neq 0$ （2）外生性：工具变量与扰动项不相关，即 $\text{Cov}(x_i, u_i) = 0$ ，通过工具变量的这两个性质可以得到对于 α_i 的一致估计。实现工具变量法一般通过“两阶段最小二乘法”（Two Stage Least Square，后文使用 2SLS 表示），即通过以下两个回归达到目的：

第一阶段回归：用内生解释变量（家庭教育支出）对工具变量回归，得到内生解释变量的拟合值 \hat{p} 。

$$\ln(\hat{p}_i) = \beta_0 + \lambda IV_i + \eta X_i + \varepsilon_i \quad (4-2)$$

第二阶段回归：用被解释变量（代际经济支持）对第一阶段回归的拟合值进行回归。

$$\ln(sup_i) = \partial_0 + \partial_1 \ln(\hat{p}_i) + \phi X_i + \mu_i \quad (4-3)$$

在式(4-2)中将内生变量 edu_i 作为被解释变量，工具变量作为核心解释变量，同时将影响代际经济支持的变量作为控制变量放入模型中，关注工具变量的系数 λ 。式 (4-3) 为第二阶段估计模型，得到的估计系数 ∂_1 比式 (4-1) 中的 α_i 更可靠，具有无偏性。

参考杨克文（2019）在研究中的做法，认为排除家庭本身的社区（村）平均教育支出取对数后可以作为家庭教育支出的有效工具变量，样本筛选后的家庭能保证家中至少存在一个孩子，因此具有一定合理性。一方面，根据余丽甜（2018）的研究结果表明，邻里效应对家庭教育支出具有显著的正向影响，因此工具变量的相关性条件在一定程度上得到满足，本文也进行了相关性检验，如表 4-3 所示。另一方面，排除家庭本身的社区（村）平均教育支出与家庭不可观测的传统、偏好、能力等变量无关，具有很强的外生性，对该家庭的代际经济支持不会产生直接影响。综上，认为该变量满足工具变量的两项有效性条件，因此为合适的工具变量。

根据本文的研究内容，借鉴温忠麟（2005）对调节效应的研究结果，如果因变量 Y 和自变量 X 之间的关系是变量 N 的函数，则称 N 为 X 和 Y 之间的调节

变量。若调节变量 N 为类别变量时，需要检验在不同 N 的情况下自变量 X 对因变量 Y 的影响程度，需对样本进行分组检验，进而比较子样本的系数差异，若差异显著，则变量 N 的调节效应显著。因此本文为了验证假说二，需要对比分析两个子样本组的系数是否存在差异并具有统计意义，一般方法为在模型中引入交互项（Chow 检验）来进行调节效应的分析，但是“Chow”检验法假设条件较为严格，只允许需要检验的变量的系数在组别之间存在差异，其他控制变量的系数则不随组别发生变化，若其它变量的系数在两组之间存在明显差异时，此检验方法估计出的结果可能存在问题。因此可以放松这一假设，允许其他控制变量在组间存在差异。借鉴连玉君（2008, 2010, 2017）对调节效应的研究方法，使用费舍尔组合检验（Fisher Permutation Test）法进行调节效应的检验，此方法主要以“自体抽样法”（Bootstrap）为基础，假设条件最为宽松，这种方法最早出现在 Ffron 和 Tibshirani (1993)。

检验的原假设为 $H_0 : d = 0$ ，其中 $d = \beta_0 - \beta_1$ ，即组间系数估计值不存在显著差异，检验的统计量采用自体抽样法计算出的实证 p 值（也称为经验 p 值），其表示为实际观察到的组间系数差异可能出现的概率。求实证 p 值的步骤如下：本文的调节变量 N 为二值分类变量，根据 N 的取值，总样本中有 n_1 个取值为 1 的样本， n_2 个取值为 0 的样本，首先从总样本中随机抽取 n_1 和 n_2 个样本，并把他们分配到 $N=1$ 和 $N=0$ 两个组，这两个组称为经验样本，然后分别估计两个组中核心解释变量（被调节变量）的系数，并记录系数差异 d_i ，获得统计量 d 的经验分布，最后将前两步反复进行 k 次（本研究中的 $k=1000$ ），从而得出 d_i ($i=1, 2, \dots, k$) 大于实际系数差异 d 的百分比，即为实证 p 值，其中 $\hat{p} = \frac{\#\{d^{S_j} > \hat{d}_0\}}{K}$ ，分子 $\{d^{S_j} > \hat{d}_0\}$ 表示最后一步中得到的 K 个 d^{S_j} 中大于实际观测的 \hat{d}_0 的个数，倘若 $\hat{p} < 0.05$ ，则可以在 5% 的显著性水平上拒绝原假设，则表明系数在组间具有显著差异，需要特别说明的是，由于 d^{S_j} 的分布不一定是对称的，所以 $\hat{p}=0.03$ 与 $\hat{p}=0.97$ 都可以认为在 5% 的显著性水平上拒绝原假设。因为无论处于哪种情况都可以视为在原假设条件下小概率事件发生，即原假设不合理。它与传统统计检验中的 p 值一样，具有相同的含义与作用。此方法比传统的 Chow 检验假设条件更宽松，比单纯的分组回归来比较系数的显著性，结果更为可靠，不仅可以检验系数在组间的差异还能比较变量在组间的影响程度大小。

4.3 变量选择及说明

本文的被解释变量为家庭代际经济支持，特指青中年人对于上一代父母的经济支持。根据成人问卷中受访者对于“请将实物折合成现金，过去 6 个月，您平

均每个月给父亲/母亲多少钱？”的回答，以家庭为单位对成人个体进行求和，为了变量统计口径一致，乘以 2 估算过去一年的经济支持。考虑到经济支持是连续变量，可能受到异方差的影响，取自然对数。

依据研究内容及研究假说，本文认为影响家庭代际经济支持的因素可分为三类，相应地从 CFPS 中选取所需变量并进行处理。

(1) 家庭教育支出

本文的核心解释变量为家庭教育支出，家庭教育支出由三部分构成，学校内支出、课外辅导费和其他教育费用，问卷对以上三项支出都进行了问题设计，“过去 12 个月，您家一共向“孩子/您支付了多少元？”，根据家庭成员的回答将这三部分教育支出分项加总得到过去一年的家庭教育支出，同样进行取自然对数处理。

(2) 外部教育支持

外部教育支持作为本文的调节变量，来源于个人问卷中的提问，“过去 12 个月，除了自家直接支付和亲戚朋友支付的教育费用外，政府、学校及其他组织机构是否以奖助学金、减免学费等形式为孩子/您支付了一部分或全部的教育费用？不包括九年义务教育支付的费用”。若家庭中有成员此变量为 1 则形成的家庭变量取值为 1，否则为 0，总样本中包含 207 个取值为 1 的家庭，约占样本总量的 21%，此变量具有良好的代表性，786 个取值为 0 的家庭。

(3) 控制变量

本文的控制变量包括户主特征、家庭特征和被赡养人特征。CFPS 没有对户主进行定义和识别，本研究将家庭数据集中的“财务回答人”作为户主，因对家庭的资源配置更加了解近似作为家庭决策者，以此衡量家庭决策者的个人特征，包括户主性别、年龄和年龄的平方。家庭因素主要包括经济和人口特征，主要包括家庭的城乡分类（农村=0，城镇=1）、家庭规模、家庭人均收入四分位数和抚养比（老年和少儿抚养比）。已有研究表明影响代际经济支持的重要因素还包括被赡养人的特征，利用问卷中相应的变量计算出家庭中被赡养人中有多少人为孩子料理家务活并帮助照看孩子，并算其占被赡养人数的比重，同理计算被赡养人中与孩子同居的比例；购买医疗保险、领取退休金和养老金都会影响家庭的经济行为，根据数据集计算出被赡养人中有多少人有以上三种行为，并计算出占被赡养人数的比重。因本研究以家庭为单位，为了更好地衡量被赡养人的特征，故以此比重作为控制变量进行表示。针对被赡养人的子女数和教育年限个人特征，为了转化为家庭特征，特进行平均处理，分母为家庭中被赡养人数。

表 4-2 为变量设置及取值说明，能较好地说明样本特征。其中，家庭代际经济支持取对数后的均值为 6.96，最大值约为 3 倍标准差，被解释变量的变异程度

较大；家庭教育支出取对数后的均值为 7.05，最大值为 11.11，标准差为 2.88，解释变量的变异程度能较好地解释被解释变量；获得外部教育支持的家庭有 207 个，约占样本总量的 21%，具有良好的代表性。户主年龄分布在 16 到 85 岁之间，性别均值约为 0.6，户主的性别在样本中分布较均匀。就家庭特征而言，农村家庭数量较多有 571 户，城镇家庭有 422 户，家庭规模的最小值为 3 人，符合三代同堂家庭对于家庭人口规模的最低要求；家庭人均收入分位数以最低的 25% 为基准组，分为中下 25%、中上 25% 和最高 25% 四个收入层次，处于基准组的家庭有 291 户，处于中下收入水平的家庭有 359 户，处于中上收入水平的家庭有 216 户，处于最高收入水平的家庭有 127 户，由此变量为 CFPS2016 家庭库中所生成的综合变量，所以该变量反映的是该家庭在原始数据集中所处的位置，非在本研究样本中所处的收入水平，由样本特征可知，不同收入水平的家庭户数相差不大，分布较均匀，故本研究数据集能较好地反映不同收入水平的家庭经济行为特征；家庭老年和少儿抚养比均值分别为 0.18 和 0.246。从被赡养人特征来看，与子女同住比例的均值为 0.8，说明被赡养人与子女同住的比例较高，被赡养人的平均健康均值为 3.72，处于中等水平，家庭中至少有 50% 的被赡养人正在领取养老金，购买医疗保险的人数比也较高，但是领退休金的比例较低，可能与样本中将被赡养人的年龄定为 50 岁及以上有关，从被赡养人平均子女可知，平均每个被赡养人至少有一个后代，进一步说明样本符合三代同堂的家庭特征，被赡养人的平均教育年限为 3.7 年，受教育水平较低，这可能会影响被赡养人的平均收入水平进而影响晚年的生活保障和质量，进一步说明家庭养老的重要性。

表 4-2 变量设置及取值说明
Tab.4-2 Variable setting and value description

变量名称	变量定义	说明	均值	标准差	最小值	最大值
lnsup	家庭代际经济支持	取对数(元)	6.96	1.13	0.69	10.05
lnedu	家庭教育支出	取对数(元)	7.05	2.88	0	11.11
工具变量						
lneduiv	村居其他家庭的平均教育支出	取对数(元)	7.69	2.19	0	11.11
调节变量						
support	是否获得外部教育支持	是=1，否=0	0.21	0.41	0	1
户主特征						
hzage	年龄		47.29	13.43	16	85
hzage2	年龄的平方		2416.72	1362.96	256	7225
hzgender	性别	男=1，女=0	0.56	0.50	0	1
家庭特征						
urban	家庭分类	城镇=1，农村=0	0.43	0.50	0	1
familysize16	家庭规模		5.58	1.75	3	13

		以最低的 25% 为基准组				
incper_ratio	人均收入四分位数					
	中下 25%		0.36	0.48	0	1
	中上 25%		0.22	0.41	0	1
	最高 25%		0.13	0.33	0	1
oldratio	老年抚养比	65 岁及以上成员占家庭劳动 力的比重	0.18	0.15	0	0.67
childratio	少儿抚养比	14 岁及以下成员占家庭劳动 力的比重	0.25	0.14	0	0.67
被赡养人特征						
famlive_ratio	与子女同住的比例	被赡养人中与子女同住的人 数占被赡养人数的比例	0.8	0.37	0	1
avhealth	平均健康水平	个体健康水平为 1-5 (健康- 不健康), 加总求和除以被 赡养人数	3.72	1.06	1	5
YLinsur_ratio	购买医疗保险的比例	购买医疗保险的人数占被赡 养人数的比例	0.91	0.24	0	1
rsub_ratio	领退休金的比例	领退休金的人数占被赡养人 数的比例 (从原所在机关、 事业单位领取退休金)	0.10	0.28	0	1
pension_ratio	领取养老金的比例	领取养老金的人数占被赡养 人数的比例	0.60	0.45	0	1
avchilrn	平均子女数	被赡养人的子女数求和除以 被赡养人数	1.29	0.61	0.2	5
aveduy	平均教育年限	被赡养人的教育年限求和除 以被赡养人数	3.70	3.79	0	16

4. 4 家庭教育支出对代际经济支持的影响

4. 4. 1 家庭教育支出对代际经济支持的影响结果

由于回归方程存在潜在的内生解释变量“家庭教育支出”，所以在分析家庭教育支出对代际经济支持的影响时，本文作了两次回归，其一不考虑模型中的内生性问题，利用最小二乘法（OLS）回归，其二考虑模型中的内生性问题，利用工具变量进行两阶段最小二乘法（2SLS）回归。如果工具变量与内生变量的相关性很弱，即 $\text{Cov}(x_i, p_i) \approx 0$ ，则会导致估计量 $\hat{\theta}_1$ 的方差变大，从而产生“弱工具变量问题”。为了检验工具变量的相关性，从第一阶段的回归结果可知，社区（村）

其他家庭的平均教育支出对该家庭的教育支出具有显著的正向影响，在1%显著水平上通过检验，并且F统计量的值远大于10，根据经验法则可以排除弱工具变量的问题，结果如表4-3所示。由于本文只有一个工具变量，在恰好识别的情况下无法进行外生性检验，因此在4.2节通过定性分析讨论了工具变量的外生性，认为“村居其他家庭的平均教育支出”不会直接对代际经济支持产生影响，能较好地满足外生性条件。

表4-3 弱工具变量检验
Tab.4-3 Weak Identification test

解释变量	第一阶段回归			
	因变量：该家庭的教育支出			
	系数	标准误	系数	标准误
社区（村）平均家庭教育支出	0.785***	0.0242	0.784***	0.0245
控制变量（户主特征、家庭特征）	控制		控制	
控制变量（被赡养人特征）	\		控制	
样本量	993		993	
F-统计值	1051.66		1025.95	

注：第二列为稳健标准误，***P<0.01, **P<0.05, *P<0.1；控制变量（如表4-4）和常数项均未列出。

使用工具变量法的前提是模型存在内生性问题，在上文和4.2节中已经从理论上论述了存在内生性问题的可能性，接下来从统计上检验解释变量是否为内生变量。由于扰动项不可观测，因此无法直接检验解释变量与扰动项的关系，只能通过使用有效的工具变量来检验解释变量的内生性。上文已经在理论和统计上分析了工具变量的有效性，因此在表4-4中列出了内生性检验的结果。“豪斯曼检验”（Hausman）的卡方统计值为3.51且在10%的显著性水平上通过检验，拒绝原假设，表明存在内生性问题，工具变量法更有效。但若存在异方差问题，传统的豪斯曼检验不适用。故接着采用“杜宾-吴-豪斯曼检验”（Durbin-Wu-Hausman Test，简记为DWH），该检验适用于异方差的情况，能得到更为稳健的结果，卡方统计值为3.15且在10%的显著性水平上通过检验，拒绝原假设，则认为存在内生解释变量，与豪斯曼检验结果一致。

为了便于比较，我们将两种回归方法的结果同时放入表4-4中，对于变量系数的解释，以工具变量法的回归结果为主。两个模型分别先控制了户主和家庭的特征，最后控制了被赡养人的特征。

从表4-4可看出，OLS模型和2SLS模型的回归结果都显示家庭教育支出显著影响代际经济支持，2SLS模型估计结果表明，系数在1%的显著性水平上为负，与OLS模型估计结果相比，使用工具变量处理内生变量之后家庭教育支出对代际经济支持有更大的负向影响。从模型（4）可知，在其他条件不变的情况下，家庭对下一代的教育投资每增加1%，对上一代的经济支持额度下降了0.057%，

证实了本文的第一个研究假说。

表 4-4 家庭教育支出对代际经济支持的实证结果

Tab.4-4 Empirical results

变量名	(1) OLS	(2) OLS	(3) 2SLS	(4) 2SLS
家庭教育支出 (工具变量: 村居其他家庭的平均教育支出)	-0.026** (0.012)	-0.028** (0.012)	-0.055*** (0.018)	-0.057*** (0.018)
户主年龄	-0.020 (0.019)	-0.028 (0.019)	-0.021 (0.019)	-0.028 (0.019)
户主年龄的平方	0.000 (0.000)	0.000* (0.000)	0.000 (0.000)	0.000* (0.000)
户主性别	-0.044 (0.069)	-0.017 (0.068)	-0.047 (0.069)	-0.020 (0.067)
家庭城乡分类	0.114 (0.071)	0.045 (0.073)	0.099 (0.072)	0.030 (0.074)
家庭规模	0.114*** (0.019)	0.126*** (0.021)	0.119*** (0.020)	0.133*** (0.021)
人均收入四分位数 (最低25%为基准)				
中下25%	0.286*** (0.087)	0.233*** (0.087)	0.291*** (0.086)	0.238*** (0.086)
中上25%	0.553*** (0.101)	0.474*** (0.102)	0.544*** (0.101)	0.464*** (0.102)
最高25%	1.029*** (0.119)	0.836*** (0.123)	1.007*** (0.119)	0.811*** (0.124)
老年抚养比	-0.288 (0.228)	-0.307 (0.234)	-0.261 (0.228)	-0.288 (0.233)
少儿抚养比	0.537** (0.250)	0.397 (0.257)	0.525** (0.250)	0.368 (0.256)
与子女同住的比例		-0.300*** (0.105)		-0.322*** (0.106)
平均健康水平		0.002 (0.031)		0.004 (0.031)
购买医疗保险的比例		-0.104 (0.136)		-0.094 (0.135)
领取退休金的比例		0.253** (0.127)		0.245* (0.127)
领取养老金的比例		-0.242*** (0.080)		-0.241*** (0.079)
平均子女数		-0.112** (0.053)		-0.112** (0.053)

平均教育年限		0.023** (0.010)		0.023** (0.010)
常数项	6.310*** (0.509)	7.050*** (0.561)	6.519*** (0.525)	7.265*** (0.578)
样本量	993	993	993	993
R-squared	0.121	0.153	0.116	0.148
Hausman检验	\	\	\	3.51*
DWH检验	\	\	\	3.15*

注：“***”、“**”、“*”分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著；括号内为估计系数的稳健标准误。

4.4.2 影响代际经济支持的其他因素

从其他特征变量可以得出，家庭特征变量中，家庭收入和家庭规模为影响代际经济支持的主要因素，皆为正向影响，且在 1% 的显著性水平上通过检验。家庭人均收入四分位数以最低的 25% 为基准组放入模型进行回归，随着家庭人均收入分位数的增加，对上一代的支持力度也越大，根据模型（4），与基准组相比，人均收入处于中等偏下的家庭对上一代的经济支持水平高出 23.8%，中等偏上的家庭高出 46.4%，最富有的家庭与收入水平最低的家庭相比代际经济支持将近翻一番，说明家庭收入对于被赡养人的生活水平有重要的影响，家庭收入差距一定程度上也扩大了被赡养人的经济和生活水平差距；根据模型（4），家庭中每增加一名家庭成员，代际经济支持增加 13.3%；家庭抚养比对代际经济支持的影响不显著。考虑被赡养人的人口学和经济特征，除了被赡养人的平均健康水平和购买医疗保险的比例变量不显著，其他特征变量皆显著。在控制其他变量不变的情况下，从居住方式来看，被赡养人中与子女合住的比例每增加一个单位，代际经济支持减少 32.2%，且在 1% 显著性水平上通过检验，也就是说与子女分居则会给父母带来更多的金钱或实物上的补偿，与已有结论相符（王硕，2016）；从被赡养人的社会保障收入分析，由于样本中含有未满 60 岁的被赡养人，还未达到领取养老金或者退休金的要求，所以本文利用人数比衡量社会保障收入对家庭代际经济支持的影响，被赡养人中购买医疗保险的人数比每增加一个单位，子辈给与父辈的代际经济支持额度下降 9.4%，但是统计上不显著；被赡养人中领取退休金的人数比每增加一个单位，家庭的经济支持提高 24.5%，而领取养老金的人数越多，子辈的经济支持减少 24.1%，前者正相关，后者负相关，根据 CFPS2016 中对该变量的设定可知，领取退休金的人曾在机关或事业单位工作，因此可推断其家庭条件较好，可以为子女提供更好的教育支持，子女成年后能回报给父母的经济支持也越多，而领取养老金则与子女的代际经济支持形成替代关系，一定程度上减少了子女的赡养负担；被赡养人的子女数量显著挤出了子辈对父辈的赡养

额度，平均子女数量增加一个单位，代际经济支持减少 11.2%，与宁满秀（2015）的“竞相示范”作用大于“互相卸责”的研究结论相悖。被赡养人的受教育年限每增加一年，子辈提供的赡养水平增加 2.3%，父辈的受教育水平越高，自身的能力和收入水平也越高，相应也提高了子辈各方面的条件，下一代出于对父辈的回馈和感恩，给予父辈的也越多。无论是否考虑内生性问题，户主特征除了年龄的二次项，其他变量均对代际经济支持没有显著影响，年龄的二次项在模型（2）和（4）中皆在 10% 的显著性水平上通过检验但是影响较小；户主的性别系数为负，虽然不显著，但说明男性比女性的经济支持少，与狄金华（2014）、丁志宏（2017）等学者的研究结论相符，女性在赡养义务上的作用逐渐增强。

4.4.3 稳健性分析

4.4.2 节是对所有家庭包括城镇和农村样本进行实证检验，表 4-5 根据城乡分类变量进行分样本回归，以此检验家庭教育支出对代际经济支持的“挤出效应”是否在城镇和农村家庭依然显著。计量模型依然与 4.4.2 节一致，但是不加入城乡分类变量，分别对城镇样本和农村样本采用最小二乘法（OLS）和两阶段最小二乘法（2SLS）进行估计，分析结果以 2SLS 为准。

从表 4-5 可知，无论是城镇家庭还是农村家庭，控制其他条件不变的情况下，家庭教育支出对代际经济支持依然存在“挤出效应”，再一次证实了假说一和上文的结论。在城镇样本中，家庭教育支出对代际经济支持的影响在 1% 的显著性水平上通过检验，农村样本中影响在 10% 的统计水平上显著，不能通过分样本回归来简单的比较“挤出效应”的系数大小从而推断影响程度的差异。根据已有文献进行定性分析可知，农村家庭的经济负担较城镇家庭而言更重，从家庭收入来源的角度，城镇家庭的劳动者获得收入的渠道更多、资源更丰富，就被赡养人而言，平均教育水平更高，收入也更高，得到的社会保障也更好，因此“夹心一代”对于父辈的养老支持压力可能更小，对于“上有老，下有小”的家庭负担相比农村家庭可能更轻。

从其他变量的回归结果可知，表 4-5 与表 4-4 的结果大致相同。家庭人均收入分位数和家庭规模特征依然是影响代际经济支持的主要因素，无论对于城镇家庭还是农村家庭。就家庭人均收入分位数而言，不同收入水平的农村家庭对代际经济支持的差异更明显，而在城镇家庭中，只有中上收入水平和最高收入水平与最低收入家庭之间对于经济支持的差异显著，说明在城镇家庭中收入水平的提升对代际经济支持的影响比在农村家庭中小，农村家庭的代际经济支持对于家庭收入的变化更敏感。从被赡养人特征变量可知，城镇家庭中领退休金的比例变量在 5% 的统计水平上显著为正，而在农村家庭中不显著，主要是因为领退休金的人

来自机关、事业单位，因此在农村样本中不产生显著影响，但在城镇家庭中结果相反，与总样本回归中结果一致。针对养老金领取比例变量，在农村家庭的影响更大，在1%的显著性水平上通过检验，领取养老金的比例每提高一个单位，家庭对上一代的代际经济支持减少29%，与总样本回归中的结论一致，但在城镇家庭不显著。平均子女数和平均教育年限在城镇家庭均有显著影响，对农村家庭没有影响，被赡养人的子女数越多，城镇家庭提供的代际经济支持越少，说明城镇家庭中子女对父母的养老责任会根据兄弟姐妹的个数而减弱，城镇家庭中被赡养人的平均教育年限越高挤入了家庭的代际经济支持，可能是因为城镇家庭中被赡养人的教育水平在代际间传递更明显，子辈的收入水平越高对上一代父辈的经济支持也越多。而在农村家庭教育资源有限，导致教育回报在代际间的传递较小。户主的年龄特征对代际经济支持的影响在城镇样本中更明显，可能与生命周期中的资源配置有关。

表 4-5 家庭教育支出对代际经济支持的稳健回归结果

Tab.4-5 Robust regression results

变量名	城镇		农村	
	OLS	2SLS	OLS	2SLS
家庭教育支出 (工具变量：村居其他家庭的平均教育支出)	-0.013 (0.018)	-0.056*** (0.021)	-0.053*** (0.016)	-0.065* (0.037)
户主年龄	-0.066* (0.036)	-0.067* (0.036)	-0.012 (0.023)	-0.012 (0.023)
户主年龄的平方	0.001** (0.000)	0.001** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
户主性别	-0.098 (0.104)	-0.097 (0.103)	0.060 (0.092)	0.057 (0.091)
家庭规模	0.131*** (0.031)	0.141*** (0.031)	0.129*** (0.028)	0.131*** (0.028)
人均收入中下25%	0.106 (0.146)	0.089 (0.141)	0.291*** (0.108)	0.295*** (0.106)
人均收入中上25%	0.452*** (0.173)	0.407** (0.172)	0.432*** (0.121)	0.431*** (0.119)
人均收入最高25%	0.763*** (0.181)	0.696*** (0.180)	0.883*** (0.181)	0.878*** (0.180)
老年抚养比	-0.162 (0.327)	-0.162 (0.321)	-0.308 (0.345)	-0.291 (0.346)
少儿抚养比	0.667 (0.412)	0.633 (0.408)	0.201 (0.332)	0.187 (0.326)
与子女同住的比例	-0.239* (0.145)	-0.281* (0.146)	-0.385** (0.159)	-0.391** (0.157)

平均健康水平	-0.009 (0.048)	-0.008 (0.048)	0.006 (0.041)	0.008 (0.041)
购买医疗保险的比例	-0.176 (0.197)	-0.186 (0.188)	-0.048 (0.201)	-0.040 (0.198)
领取退休金的比例	0.314** (0.149)	0.321** (0.148)	0.124 (0.266)	0.121 (0.262)
领取养老金的比例	-0.158 (0.124)	-0.155 (0.122)	-0.293*** (0.106)	-0.292*** (0.104)
平均子女数	-0.186** (0.089)	-0.196** (0.088)	-0.064 (0.069)	-0.063 (0.068)
平均教育年限	0.027* (0.014)	0.025* (0.014)	0.019 (0.014)	0.020 (0.013)
常数项	8.030*** (1.013)	8.422*** (1.024)	6.779*** (0.692)	6.849*** (0.715)
样本量	422	422	571	571
R-squared	0.154	0.138	0.150	0.149

注：“***”、“**”、“*”分别表示在1%、5%和10%的水平上显著；括号内为估计系数的稳健标准误。

4.5 外部教育支持的调节作用分析

4.5.1 外部教育支持对挤出效应的调节作用

第四节讨论了家庭教育支出对代际经济支持的影响，在控制其他因素不变的情况下，家庭教育支出挤出了代际经济支持，这一结论在控制了内生性问题后依然成立。在稳健性检验中对家庭进行城乡分类，结果表明，无论是城镇家庭还是农村家庭，家庭教育支出都对代际经济支持产生了显著的影响，但家庭对上一代的经济支持行为在不同收入水平下的差异存在显著的城乡差别，农村家庭的收入变化对代际经济支持的影响更显著，城镇家庭收入的变化对代际经济支持的“挤入”作用更小。根据楚红丽（2008）对教育负担率的研究，随着收入的增加，教育负担率不断减小，可见家庭收入对减轻家庭经济负担的重要性。已有研究表明，公共教育支出能够通过减少家庭教育支出从而减轻家庭负担，李军（2019）的研究认为政府教育投入“替代”家庭教育支出的作用对于中低收入家庭影响更大。在教育需求越来越多样，教育投入成本不断增长的背景下，政府的公共教育支持不是唯一的支持力量，刘红宇（2019）认为也应该逐渐重视教育社会投入的力量。因此研究非家庭教育支持对家庭的影响具有深刻的社会意义。根据CFPS对本研究调节变量“外部教育支持”的定义，排除了九年义务教育阶段的支出费用，政府和学校还包含其他组织机构的奖助学金、减免学费等形式，可以看出该变量能较好地反映当下社会的教育支持力度。

根据 4.2 节阐述的调节效应检验方法，本节沿用上文的计量模型，并使用两阶段最小二乘法进行回归，旨在检验本研究的假说二，同时讨论是否接受外部教育支持的两组间各个变量对代际经济支持的影响差异。表 4-6 为根据家庭是否获得外部教育支持分组进行的费舍尔组合检验的实证结果。“ b_0-b_1 ”为组间系数估计值的差异，即根据是否获得外部教育支持进行分组回归后的结果差值，“经验 p 值”用来检验“ b_0-b_1 ”是否显著。

经由费舍尔组合检验得到的组间差异与经验 p 值如表 4-6 所示，家庭教育支出对代际经济支持的“挤出效应”在组间存在显著差异，在 10% 的统计水平上通过检验，即假说二成立，获得外部教育支持能显著缓解家庭教育支出对代际经济支持的“挤出效应”。“挤出效应”的差值为 -0.063，即在未获得外部教育支持的家庭中，家庭教育支出对代际经济支持的“挤出效应”为 b_0 ，在获得外部教育支出的家庭中，“挤出效应”为 b_1 ，比较两个组间的“挤出效应”(b_0-b_1)，差值为负，说明外部教育支持显著缓解了家庭教育支出对代际经济支持的“挤出效应”。根据已有研究分析，外部教育支持能减少家庭的教育支出，在保证下一代效用不变和家庭经济资源一定的情况下，家庭对下一代的经济支出减少则可以弥补被赡养人所需的那部分支出，从而减少家庭的经济负担，提高家庭整体的效用水平。另一方面，当家庭获得了更多的外部教育支持则认为家庭的“第三代”子辈在将来能获得更多的教育回报，因此当对上一代的经济支持存在“示范效应”时（戴建兵，2018），家庭对父辈投资增加，当家庭“夹心一代”成为老一辈被赡养人时，获得的代际经济支持会增加。因此，“夹心一代”通过在当期对父辈进行更多的经济投入目的在于未来能从子代获得更多的经济保障。从这两个角度，当期家庭中被赡养的一代经济福利增加。

费舍尔组合检验的另一个优势则是可以检验其他变量的组间差异。家庭人均收入四分位数对代际经济支持的影响在两组间差异显著，均在 5% 的统计水平上通过检验。系数差异表明，同样是不同收入水平的家庭在赡养水平上进行比较，未获得外部教育支持的家庭比获得支持的家庭差异要小。可以解释为，当家庭获得外部教育支持，保持其他条件不变的情况下，收入对家庭赡养能力的增加更明显，即外部教育支持增强了收入对代际经济支持的影响。

表 4-6 外部教育支持调节效应的实证结果

Tab.4-6 Empirical results of moderating effects

变量表	993		农村 (n=571)		城镇 (n=518)	
	b0-b1	经验 p 值	b0-b1	经验 p 值	b0-b1	经验 p 值
家庭教育支出	-0.063*	0.089	-0.122*	0.096	-0.06	0.193
户主年龄	0.049	0.163	0.071*	0.099	0.073	0.302
户主年龄的平方	-0.001*	0.078	-0.001*	0.061	-0.001	0.222
户主性别	-0.22	0.106	-0.280*	0.09	-0.201	0.267
家庭城乡分类	-0.112	0.274	\	\	\	\
家庭规模	0.007	0.469	-0.008	0.46	0.115	0.163
中下 25%	-0.431**	0.025	-0.422*	0.058	0.002	0.482
中上 25%	-0.491**	0.024	-0.609**	0.023	-0.328	0.298
最高 25%	-0.531**	0.034	-0.346	0.238	-0.734	0.121
老年抚养比	0.945*	0.054	0.476	0.278	0.518	0.314
少儿抚养比	0.662	0.166	0.168	0.399	0.646	0.337
与子女同住的比例	0.189	0.235	0.271	0.238	0.004	0.49
平均健康水平	-0.028	0.352	0.082	0.196	0.329**	0.028
购买医疗保险的比例	0.002	0.5	-0.049	0.432	0.212	0.357
领退休金的比例	-0.11	0.4	1.616***	0.01	1.303***	0.01
领取养老金的比例	-0.000	0.476	0.009	0.447	0.298	0.273
平均子女数	0.002	0.497	-0.067	0.342	0.279	0.192
平均教育年限	0.016	0.269	0.034	0.141	-0.048	0.14
常数项	-0.164	0.448	-0.413	0.385	-0.571	0.461
	support=0	support=1	support=0	support=1	support=0	support=1
样本量	786	207	425	146	361	61

4.5.2 调节作用的城乡差异分析

在第四节中通过城乡分样本回归再一次证实了假说一，为了探讨外部教育支持调节作用的城乡差异，故在城乡分样本回归的基础上，进一步根据是否获得外部教育支持进行费舍尔组合检验，Fisher 检验的经验 *p* 值用来检验子样本的系数差异是否显著。沿用上文的计量模型和两阶段最小二乘法，结果如表 4-6 所示。

实证结果表明外部教育支持的调节作用只在农村样本中显著，差异为-0.122，经验 *p* 值为 0.096，在 10% 的显著性水平上通过检验。在未获得外部教育支持的家庭，其家庭教育支出的“挤出效应”比获得外部教育支持的家庭大。但该差异在城镇样本中不显著，即城镇家庭是否接受外部教育支持对家庭教育支出的挤出效应不存在调节作用。可能是因为农村家庭的经济负担比城镇家庭更大，收入约束大，所以外部教育支持对家庭的影响更明显。而城镇家庭能获得的教育资源和养老资源更丰富，因此外部教育支持的影响较小。正如王志涛（2012）的研究中

表明政府教育支出对农村居民人均生活消费和人均转移性支出存在显著的正向影响，如果把代际经济支持看做一种“消费”，“夹心一代”为了获得更多的劳动时间或者对于父辈照料孙辈的一种“经济补偿”，则外部教育支持对农村家庭的影响更显著。与 4.5.1 节中的结论相似，在农村家庭中收入禀赋对代际经济支持的“挤入作用”得到了加强，而在城镇家庭中依然不显著。

4.6 本章小结

本章在第三章的理论分析与数学推导的基础上，采用实证分析的方法证明了假说一和假说二的成立。基于 2016 年中国家庭动态跟踪调查数据，得到以下结论：1、在控制其他条件不变的情况下，“夹心一代”在配置经济资源时，更倾向于子女教育，故家庭教育支出“挤出”代际经济支持，假说一成立，在城乡分样本回归后依然成立。说明在家庭经济资源有限的情况下，家庭“夹心一代”进行代际投资更倾向于下一代，一定程度上损害了被赡养人的经济福利，为了保证家庭的整体效用水平不变，家庭需要通过获得更高的收入才能达到，这无疑加重了家庭中主要劳动力，即“夹心一代”的经济负担；2、为了缓解家庭“夹心一代”的经济负担，从家庭教育入手，若家庭获得了外部教育支持，不仅包含政府的教育投入还包括社会的教育投入，这种“挤出效应”得到了缓解，尤其是在农村家庭，外部教育支持的调节作用显著，在城镇家庭中外部教育支持的调节作用不显著；3、在其他影响被赡养人经济福利的因素中，家庭收入的作用至关重要，不仅提高了被赡养人经济福利，收入水平的差距也会因此传递给被赡养水平，收入对代际经济支持的提升作用在农村家庭更明显；在获得外部教育支持后，收入对代际经济支持的影响更大，尤其对于农村家庭。可以看出，农村家庭的“夹心一代”虽然收入水平和教育资源没有城镇家庭的丰富，过高的教育成本可能会给家庭成员带来负效应，但是一旦获得了更高的收入或者来自外部的“收入冲击”，则对代际经济支持的影响比城镇家庭的更大，则可以认为当家庭面临沉重的家庭负担时，家庭收入和外部支持给农村家庭带来的“边际效用”大于城镇家庭。因此，农村家庭更应该成为政策倾斜的对象。4、从被赡养人的特征可知，总体上来说，被赡养人与子女分居则会带来更多的金钱或实物上的补偿；被赡养人中领取退休金的人数越多，家庭所提供的代际经济支持也越多，而领取养老金的人数越多则相反；被赡养人的子女数量显著挤出了赡养额度；被赡养人的受教育年限越高，子辈提供的赡养额度也越高。

第五章结论及政策建议

5.1 本文主要结论

本文通过构建三代家庭中“夹心一代”的个人效用函数，分析“夹心一代”的代际投资决策如何影响家庭养老，在理论推导中模拟了“夹心一代”的经济行为和行为关系，利用CFPS2016数据，借助计量模型，采用最小二乘法和费舍尔组合检验对假说一和假说二进行了验证，结论如下：

第一、在家庭经济资源有限的情况下，城乡家庭中“夹心一代”更倾向于子辈的教育投资，可能会影响被赡养人的经济福利。因此在收入水平不变的情况下，若要保证子辈和父辈的福利水平，“夹心一代”的家庭经济负担会加重。并且从回归分析中可知，家庭收入对代际经济支持的影响至关重要，尤其是对农村家庭。

第二、只有通过改变家庭的收入水平，提高“夹心一代”经济决策的可行域，才能有效缓解面临的经济压力。本研究认为获得外部教育支持可以减少家庭教育支出从而缓解其对代际经济支持的“挤出效应”，特别是对农村家庭。其中外部教育支持不仅包含了政府的教育投入，还包含社会对教育的投入，根据《中国教育经济统计年鉴》对教育经费投入的划分，政府投入包括拨款、教育税减免、专项补助、学生资助等，社会投入包括学杂费投入和学校自筹资金，学校自筹资金又包括了科技创收、社会捐赠及其他创收。

第三、通过对本文的假说进行检验发现，在农村家庭样本的实证结果中，家庭收入和外部教育支持的影响系数更显著，可以认为获得了更高的收入或者来自外部的“收入冲击”对代际经济支持的影响，农村家庭比城镇家庭的更大，当家庭面临沉重的家庭负担时，家庭收入和外部支持给农村家庭带来的“边际效用”大于城镇家庭。因此，农村家庭更应该成为政策倾斜的对象，符合“帕累托最优”，城镇家庭在获得外部教育支持时，“挤出效应”没有明显改变，而在农村家庭中则变小，家庭境况得到了改善。

第四、公共支出除了教育方面，还应该包括社会保障等方面。从文中的实证结果可知，被赡养人中领退休金的比例越高，家庭对父辈的经济投入也越多，而领取养老金的人数越多则相反，对父辈的经济投入减少。因为前者是针对来自机关和事业单位的退休人员，被赡养人对子女的教育投资较多，因此得到子女的经济回报也越多，而养老金作为一种社会保障，一定程度上减小了家庭的经济负担，但就被赡养人的福利水平而言不一定提高，甚至可能降低，因为目前养老金的支持力度较低，只能保障其基本生活需要。

第五、被赡养人与子女分居后获得的经济支持水平更多，本研究只单纯的考量经济方面对家庭养老的影响，而未考量生活照顾和情感慰藉对被赡养人的影响。农村家庭中外出务工的比例越来越高，外出子女通过外出获得更高的收入来补偿在生活和情感上对父辈的养老缺失。

5.2 相关政策建议

根据本文的研究结论可知，在家庭收入受到约束时，家庭教育支出对代际经济支持产生“挤出效应”，“夹心一代”可以通过提高家庭收入和获得外部的教育支持来扩大家庭经济资源配置的可行域，从而缓解家庭的经济负担，家庭中被赡养人的经济福利提高。尤其是提高农村家庭的人均收入水平，对代际经济支持的“挤入”作用更强烈，并且外部教育支持在农村家庭比城镇家庭中发挥的“调节作用”更显著，因此本研究的政策建议主要针对农村家庭。

一、影响家庭经济决策的主要约束条件为收入水平，因此拓宽农村居民增收渠道，增强创收能力，完善劳动力市场，响应国家“扶贫政策”，保障农民相关收入权益至关重要，不仅关系到“夹心一代”一生的效用水平，还关系到被赡养父母的经济生活水平。对于已从事农业生产的农户而言，可以通过提高相关农业生产技能和综合素质达到创收的目的，即进行二次人力资源开发（吕光桦等，2010），开展相关的农民培训和职业教育，提高自身的综合素质，政府可以牵头组织相关培训活动并给予教育补贴；“互联网”等信息化技术在农村的普及和高速发展，为农户创业创收提供有力渠道，通过建立健全信息化服务平等，拓展销售渠道，提高农产品品牌知名度；其次，利用“信息化”技术搭建农村劳动力就业信息服务交流中心，充分高效利用农村内部的社会资本，为农村劳动力进行非农就业提供多样化的交流方式。

二、重视深化公共教育投入体制改革，发展以政府为主，社会组织为辅的教育支出体系，缩小城乡教育资源分配差距。从本研究中的结论可知，外部教育支持对缓解农村家庭经济负担的作用尤其显著，相比于城镇家庭效果更大。鉴于目前教育资源存在城乡分配不均的问题，认为农村家庭中对公共教育的投资需求更大，因此加大投入能更好的发挥财政支持的作用。但政府不是万能的，为减小财政负担，促进社会收入“二次分配”更加公平，对于教育投资主体不应局限于政府，更应该开发社会主体的力量。坚持政府的引导，发挥市场在教育资源配置中的作用，发挥民间资本和个人捐赠在教育投资中的积极作用，建立健全所需的服务机制，规范其捐助渠道和市场，同时建立相应法律法规和监管机制，合理合法管理社会对教育的投入资金；为提高社会主体的积极性，可以采取适当的奖励和鼓励措施，例如减免相关税费等。

三、针对家庭养老存在的风险，应当健全社会保障体系以分担家庭风险，弘扬和发展优秀传统文化，提升基本安全感。从养老保障、医疗保障和养老服务社会化体系三个方面进行建设与完善，既保障了被赡养父母的经济生活水平，也能适当减轻家庭养老压力，从本文的结论中可知，养老金“挤出”子女的赡养费，虽然减轻了子女的经济负担，但不一定利于被赡养人的福利水平提升，一方面要稳定“夹心一点”对父母的经济支持，另一方面应该尽可能提升社会对被赡养人的支持力度，无论是在经济还是精神层面，对于社区养老等新型养老模式的开展和利用也是关键。随着老龄化程度加深，重新审视社会保障的规模，建立健全城乡居民的养老保障制度和养老服务体系，构建多层次、有针对性的养老保障体系，逐步放开对社会保险的限制，使其合理有计划地运行，政府与市场相结合。农村家庭的外出劳动力与当地社会的融合会削弱其原有的养老意愿，现代化观念对传统养老观念产生冲击，从而导致对“崇老文化”认同感的降低，因此针对不同类型的养老风险应采取不同的政策，例如个人健康促进政策、困难家庭经济补助政策、家庭成员“分而不离”的住房保障政策、中老年“空巢”心理干预政策、异地老人投靠子女养老支持性政策、失能老人甄别及日常护理提供政策、临终关怀服务提供政策等。

参考文献

- [1]Cox D, Stark O. On the Demand for Grandchildren:Tied Transfers And the Demonstration Effect. *Journal of Public Economics*, 2004, (10):1665–1697.
- [2]高建新,李树茁.农村家庭子女养老行为的示范作用研究[J].人口学刊,2012(01):32–43.
- [3]吕光桦,寇国明.我国社会保险政府补助经济机制研究——代际家庭公共品供给模型的扩展分析及实证[J].财经研究,2010,36(09):59–68.
- [4]杨继波,吴柏钧.公共教育支出对家庭代际投资决策的影响——基于世代交叠模型的分析[J].经济管理,2015,37(12):135–144.
- [5]刘庆彬,郝胜龙.利用世代交叠模型对赡养经济中养老不确定性问题的理论研究[J].统计研究,2011,28(10):84–90.
- [6]Doeleman, Jacobus and Sandier, Todd. The Intergenerational Case of Missing Markets and Missing Voters[J]. *Land Economics*, 1998, 74, (1):1–15.
- [7]Boldrin, Michele, Ana Montes. Intergenerational Transfer Institutions: Public Education and Public Pensions[M]. University of Minnesota, 1998: 66–71.
- [8]Antonio Rangel. Forward and Backward Intergenerational Goods:Why is Social Security Good for the Environment[J]. *The American Economic Review*, 2003, (3):813–834.
- [9]Becker, Gary, Kevin Murphy. The Family and the State[M]. *Journal of Law and Economics*, 1988: 1–18.
- [10]贺志峰.代际支持对农村老年人主观幸福感的影响研究[J].人口与经济,2011(S1):1–3.
- [11]聂建亮.子女越多农村老人越幸福吗?——兼论代际支持对农村老人主观幸福感的影响[J].西北大学学报(哲学社会科学版),2018,48(06):91–101.
- [12]王德强,王涛.农村子女履行赡养义务偏好影响因素的实证分析[J].农业技术经济,2016(12):54–62.
- [13]丁志宏.城市子女对老年父母经济支持的具体研究[J].人口学刊,2014,36(04):74–82.
- [14]韦宏耀,钟涨宝.代际交换、孝道文化与结构制约:子女赡养行为的实证分析[J].南京农业大学学报(社会科学版),2016,16(01):144–155+166.
- [15]毛瑛,朱斌.社会性别视角下的代际支持与老龄健康[J].西安交通大学学报(社会科学版),2017,37(03):63–72.
- [16]张航空.儿子、女儿与代际支持[J].人口与发展,2012,18(05):17–25.
- [17]狄金华,魏利香,钟涨宝.老人居住模式与养老资源获取——对谢桂华研究的再检验[J].北京社会科学,2014(05):65–72.

- [18] 丁志宏, 游奇, 魏海伟. 谁更会给老年父母经济支持? [J]. 中国农业大学学报(社会科学版), 2017, 34(02): 102-111.
- [19] 聂建亮. 养儿还能防老吗?——子女人口经济特征、代际关系与农村老人养老资源获得 [J]. 华中科技大学学报(社会科学版), 2018, 32(06): 33-41.
- [20] 谢桂华. 老人的居住模式与子女的赡养行为 [J]. 社会, 2009, 29(05): 149-167+227.
- [21] 狄金华, 魏利香, 钟涨宝. 老人居住模式与养老资源获取——对谢桂华研究的再检验 [J]. 北京社会科学, 2014(05): 36-39.
- [22] 胡仕勇, 李佳. 子代数量对农村老年人代际经济支持的影响——以亲子两代分居家庭为研究对象 [J]. 人口与经济, 2016(05): 47-54.
- [23] 张海峰, 林细细, 张铭洪. 子女规模对家庭代际经济支持的影响——互相卸责 or 竞相示范 [J]. 人口与经济, 2018(04): 21-33.
- [24] 王爱君, 张义, 庚琳. 子女婚姻、健康是否影响其对农村老人的代际支持 [J]. 财经科学, 2018(12): 91-103.
- [25] 刘春梅, 李录堂. 外出务工农村子女的代际养老支持意愿研究 [J]. 农业技术经济, 2013(12): 25-32.
- [26] 张烨霞, 靳小怡, 费尔德曼. 中国城乡迁移对代际经济支持的影响——基于社会性别视角的研究 [J]. 中国人口科学, 2007(03): 31-40+95.
- [27] 宋璐, 李树茁. 劳动力迁移对中国农村家庭养老分工的影响 [J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 2008(03): 10-21.
- [28] 左冬梅, 李树茁. 基于社会性别的劳动力迁移与农村留守老人的生活福利——基于劳动力流入地和流出地的调查 [J]. 公共管理学报, 2011, 8(02): 93-100+127.
- [29] 张烨霞, 李树茁, 靳小怡. 农村三代家庭中子女外出务工对老年人经济支持的影响研究 [J]. 当代经济科学, 2008(01): 8-15+124.
- [30] 舒玢玢, 同钰莹. 成年子女外出务工对农村老年人健康的影响——再论“父母在, 不远游” [J]. 人口研究, 2017, 41(02): 42-56.
- [31] 宁满秀, 王小莲. 中国农村家庭代际经济支持行为动机分析 [J]. 农业技术经济, 2015(05): 21-33.
- [32] 郑志丹, 郑研辉. 社会支持对老年人身体健康和生活满意度的影响——基于代际经济支持内生性视角的再检验 [J]. 人口与经济, 2017(04): 63-76.
- [33] 韦宏耀, 钟涨宝. 代际交换、孝道文化与结构制约: 子女赡养行为的实证分析 [J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2016(01): 56-59.
- [34] 刘西国. 基于 Heckman-HLM 模型的代际经济支持影响因素分析 [J]. 统计与决策, 2016(11): 95-99.
- [35] 胡仕勇, 李佳. 子代数量对农村老年人代际经济支持的影响——以亲子两代分居家庭为

- 研究对象[J]. 人口与经济, 2016(05):47-54.
- [36] 宋璐, 李树苗. 照料留守孙子女对农村老年人养老支持的影响研究[J]. 人口学刊, 2010(02):35-42.
- [37] 王硕. 家庭结构对老年人代际支持的影响研究[J]. 西北人口, 2016, 37(03):78-83.
- [38] 郑晓冬, 方向明. 居住模式、居住距离与农村老年人主观福利的关系研究[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2018(05):28-38+161-162.
- [39] 狄金华, 韦宏耀, 钟涨宝. 农村子女的家庭禀赋与赡养行为研究——基于 CGSS2006 数据资料的分析[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2014, 14(02):35-43.
- [40] 刘二鹏, 张奇林. 失能老人子女照料的变动趋势与照料效果分析[J]. 经济学动态, 2018(06):92-105.
- [41] 韩枫. 城乡空巢老人代际支持状况分析——基于 2014 年中国家庭发展追踪调查数据[J]. 西北人口, 2017(1):77-84.
- [42] 丁志宏, 夏咏荷, 张莉. 城市独生子女低龄老年父母的家庭代际支持研究——基于与多子女家庭的比较[J]. 人口研究, 2019, 43(02):87-99.
- [43] 伍海霞. 城市第一代独生子女家庭亲子代际经济流动分析[J]. 人口与发展, 2018, 24(05):24-32.
- [44] 李超, 李诗云, 王雷. 随迁与留守——新移民家庭代际关系分析[J]. 人口与经济, 2015(02):40-51.
- [45] SECONDI G. Private monetary transfers in rural China: are families altruistic? [J]. The Journal of Development Studies, 1997 (2): 487-511.
- [46] 陈华帅, 曾毅. “新农保”使谁受益:老人还是子女? [J]. 经济研究, 2013, 48(08):55-67+160.
- [47] 刘伟兵, 韩天阔, 刘二鹏. 社会养老保险对家庭养老的局部替代研究——以城乡居民基本养老保险对家庭代际支持的影响为例[J]. 四川理工学院学报(社会科学版), 2019, 34(03):1-17.
- [48] 刘西国. 社会保障会“挤出”代际经济支持吗?——基于动机视角[J]. 人口与经济, 2015(03):116-126.
- [49] 张航空, 孙磊. 代际经济支持、养老金和挤出效应——以上海市为例[J]. 人口与发展, 2011, 17(02):14-19+62.
- [50] 杨政怡. 替代或互补:群体分异视角下新农保与农村家庭养老的互动机制——来自全国五省的农村调查数据[J]. 公共管理学报, 2016, 13(01):117-127+158-159.
- [51] Das J, Dercon S, Habyarimana Jet al, School Inputs Household Substitution and Test Scores [J]. American Economic Journal Applied Economics, 2013, 5(2):29-57.
- [52] 袁诚, 张磊, 曾颖. 地方教育投入对城镇家庭教育支出行为的影响——对我国城镇家庭动

- 态重复截面数据的一个估计[J]. 经济学动态, 2013(03):29-35.
- [53] 李军. 收入不平等、教育投入与经济增长——基于多重中介效应视角分析[J]. 晋阳学刊, 2019(05):92-104.
- [54] 张恩碧, 王容梅. 农村居民教育支出比重与财政教育支出比重的相关性分析[J]. 消费经济, 2015, 31(02):73-78.
- [55] 陈平路, 鲁小楠, 侯俊会. 政府教育支出的挤入挤出效应分析[J]. 教育与经济, 2013(04):16-20.
- [56] 蔡宏波, 李昕宇. 户籍身份对家庭教育支出的影响研究[J]. 中国人口科学, 2019(01):76-87+127.
- [57] 沈百福, 颜建超. 我国公共教育支出与城镇居民家庭教育支出问题研究[J]. 上海教育科研, 2012(10):5-10.
- [58] 曹妍, 杨娟. 县级政府教育投入是否影响随迁家庭教育负担?——基于 CHIP 和县级数据的实证分析[J]. 教育发展研究, 2016, 36(01):78-84.
- [59] 魏晓艳. 公共教育投入对个人教育投入的实证效应研究[J]. 复旦教育论坛, 2018, 16(02):75-82.
- [60] 李江一, 李涵. 城乡收入差距与居民消费结构: 基于相对收入理论的视角[J]. 数量经济技术经济研究, 2016, 33(08):97-112.
- [61] 周安华, 颜梓鸿, 曹虹剑. 公共教育支出对居民财产性收入影响的作用机制分析[J]. 湖南社会科学, 2018(04):135-145.
- [62] 李天芳. 城乡教育差距与收入差距关系及其成因探究[J]. 经济与管理, 2014, 28(06):29-33.
- [63] 陈纯槿, 郅庭瑾. 教育财政投入能否有效降低教育结果不平等——基于中国教育追踪调查数据的分析[J]. 教育研究, 2017, 38(07):68-78.
- [64] 吴玲萍, 徐超, 曹阳. 收入不平等会扩大家庭教育消费吗?——基于 CFPS 2014 数据的实证分析[J]. 上海财经大学学报, 2018, 20(05):100-111.
- [65] 邱伟华. 公共教育、社会保障与收入分布[J]. 财经科学, 2009(10):83-92.
- [66] Eckstein, Z, Zilcha, I. The Effects of Compulsory Schooling on Growth, income Distribution and Welfare[J]. Journal of Public Economics, 1994, (54):339-359.
- [67] Gary S. Becker. Altruism in the Family and Selfishness in the Market Place[J]. Economica, 1981, 48, (189):1-15.
- [68] 王跃生. 三代直系家庭最新变动分析——以 2010 年中国人口普查数据为基础[J]. 人口研究, 2014, 38(01):51-62.
- [69] 陈强. 高级计量经济学及 stata 应用[M]. 高等教育出版社, 2010: 120-130.
- [70] 杨克文, 臧文斌, 李光勤. 子女教育对中老年父母健康的影响 [J]. 人口学

- 刊, 2019, 41(05):72-90.
- [71]余丽甜, 詹宇波. 家庭教育支出存在邻里效应吗? [J]. 财经研究, 2018, 44(08):61-73.
- [72]温忠麟, 侯杰泰, 张雷. 调节效应与中介效应的比较和应用 [J]. 心理学报, 2005(02):268-274.
- [73]连玉君, 苏治, 丁志国. 现金-现金流敏感性能检验融资约束假说吗? [J]. 统计研究, 2008(10):92-99.
- [74]连玉君, 彭方平, 苏治. 融资约束与流动性管理行为 [J]. 金融研究, 2010(10):158-171.
- [75]连玉君, 廖俊平. 如何检验分组回归后的组间系数差异? [J]. 郑州航空工业管理学院学报, 2017, 35(06):97-109.
- [76]Efron B R Tibshirani. An introduction to the bootstrap [M]. New York:Chapmann & Hall, 1933.
- [77]王硕. 家庭结构对老年人代际支持的影响研究 [J]. 西北人口, 2016, 37(03):78-83.
- [78]宁满秀, 王小莲. 中国农村家庭代际经济支持行为动机分析 [J]. 农业技术经济, 2015(05):21-33.
- [79]刘红宇, 马陆亭. 教育社会投入发展测度及其在教育经费投入政策中的价值 [J]. 现代教育管理, 2019(06):42-48.
- [80]戴建兵, 陈翀. 家庭养老行为的示范效应研究 [J]. 云南民族大学学报(哲学社会科学版), 2018, 35(01):72-81.
- [81]王志涛, 王艳杰. 政府公共支出与农村减贫关系的实证研究 [J]. 财贸研究, 2012, 23(06):60-64.

致 谢

论文完成，离别在即，回顾过去三年的学习时光，我从一个学术小白逐渐成长为一名能独立思考并自己解决问题的硕士研究生。达到这些，除了自身的努力外，更离不开大家对我的指导与帮助。因此，谨向所有关心和帮助过我的老师、同学和家人致以最诚挚的感谢。

首先感谢我的导师徐翔教授，从开学伊始，徐老师就在学习上为我们制定了目标并提出了学习建议，这让我们充满了斗志。还记得我的论文选题诞生于一段“浪漫的旅程”，和徐老师如往常一样约定在“桃李廊”见面，然后沿着校园大道，再到下马坊公园，一边散步一边就论文选题进行了深入的交流与探讨，就这样定下了选题与方向。徐老师便是这样一位恩师，让我们在轻松愉悦的环境下进步与成长，却不乏对我们严格要求。无论是在学术上还是生活情感上，徐老师都在告诫我们，一旦下定决心，就应该努力地往前走，不要回头，坚信自己的选择。在南农的“桃李廊”和下马坊公园的林荫道，每一步脚印、每一处风景、遇到过的每一场雨、每一缕阳光，都承载着徐老师对我们的谆谆教诲与期许。

还要感谢南京农业大学经济管理学院所有老师的指导与帮助，特别感谢易福金教授，作为助教与其共事的两年里，既让我对知识点进行了巩固学习，也为我的学术开拓了新思路。还要感谢同门李冰和师兄师姐们，张良师兄、丁志超师兄和李成龙师兄在这三年里给予了我巨大的帮助与鼓励，耐心且细心地教导我，让我在求学路上少走弯路，丁振峰师兄和鲁强师兄也为我们树立了榜样。与此同时，还要感谢相亲相爱的室友陈慧与谢清心，章丹、梁午迟等同学，在我最艰难的时候，指引我、鼓励我、带领我走出阴霾，给予我莫大的关怀与照顾。

无论何时，父母永远是我最坚强的后盾和精神支柱，感谢他们无条件地包容与陪伴，当我陷入困境时，开导我、鼓励我。我成长的每一步都凝结了他们勤劳的汗水与无私的爱，是他们成就了今天的我。

感慨这一路遇到的艰难困苦，让我明白，学无止境，要学会感恩，没有过不去的坎，只有过不去的人。同时，向 2020 年为疫情奋战的所有“逆行者”致敬！

李 卉

2020 年 5 月 30 日

攻读硕士期间学术成果

- [1] 李卉.外部教育支持下的家庭教育支出与代际经济支持——基于 CFPS 的实证研究[J].福建茶叶,2020,42(02):103-105.