



西南财经大学

SOUTHWESTERN UNIVERSITY OF FINANCE AND ECONOMICS

博士学位论文

Dissertation for Doctoral Degree

农业政策、农户行为与农村区域
经济的发展

Agricultural Policy, Peasant Household Behavior and
Development of Rural Regional Economy

学位申请人 李明桥

指导教师 张晓波 教授

学科专业 区域经济学

学位类别 经济学

分类号_____密级_____

U.D.C._____

农业政策、农户行为与农村区域经济的发展

**Agricultural Policy, Peasant Household Behavior and
Development of Rural Regional Economy**

学位申请人:_____李明桥_____

学 号:_____108020202001_____

学 科 专 业:_____区域经济学_____

研 究 方 向:_____城市与农村经济_____

指 导 教 师:_____张晓波 教授_____

定 稿 时 间:_____2012 年 3 月_____

西南财经大学

学位论文原创性及知识产权声明

本人郑重声明：所呈交的学位论文，是本人在导师的指导下独立进行研究工作所取得的成果。除文中已经注明引用的内容外，本论文不含任何其他个人或集体已经发表或撰写过的作品成果。对本文的研究做出重要贡献的个人和集体，均已在文中以明确方式标明，因本学位论文引起的法律结果完全由本人承担。

本人同意在校攻读学位期间论文工作的知识产权单位属西南财经大学。本人完全了解西南财经大学有关保留、使用学位论文的规定，即学校有权保留并向国家有关部门或机构送交论文的复印件和电子版，允许论文被查阅和借阅。本人授权西南财经大学可以将本学位论文的全部或部分内容编入有关数据库进行检索，可以采用影印、缩印、数字化或其他复制手段保存和汇编本学位论文。

本学位论文属于

1、☐ 保密，在_____年解密后适用本授权书。

2、☐ 不保密

特此声明。

学位申请人：

年 月 日

内容提要

从 2004 年至 2012 年中央政府连续 9 年发布以“三农”为主题的中央一号文件，表明现阶段“三农”问题在经济建设中具有重要地位。在一号文件纲领性和指导性作用下，各级政府实施了一整套的强农惠农政策体系促进农民增收，推动资源要素向农村配置、加大对农业基础设施尤其是水利设施的投入力度为农业增产提供条件，协调推进城乡改革增强农村经济发展活力，促进城乡区域经济协调发展。在这过程中，中央和地方两级政府采取了一系列的政策措施来促进农业增产、农村发展和农民增收，其中包括：实施退耕还林政策、全面取消农业税、建立新型农村合作医疗制度、推行农村养老保险政策、以及 2011 年中央一号文件计划今后十年水利投资翻番等政策措施。可以预计，在今后较长时间内，中央和地方政府会继续采取一系列农业政策措施来推动农村区域经济的发展。

现阶段研究农业政策对农村区域经济的影响具有重要的现实意义，然而，现存文献主要关注农业政策实施效果，鲜见研究农业政策如何影响农户行为，进而作用于农村区域经济的发展。研究农业政策如何影响农户行为，有助于了解农业政策影响农户行为的微观机制；研究因农业政策变化的农户行为对农村区域经济的影响，有助于了解农业政策通过农户行为影响农村区域经济的微观传导机制，这种微观传导机制会对农村区域经济产生深远影响。本研究目的在于通过研究三个农业政策如何影响农户经济行为，变化的农户行为又会怎样影响农村区域经济，以探索农业政策影响农村区域经济的微观传导机制。

本文选择新农合门诊补偿、“退耕还林”和农业补贴三个农业政策作为研究的对象，一方面是因为这些政策推行范围较广、涉及农户多、持续时间长，从而对农村区域经济具有深远影响；另一方面，也因为数据原因和笔者研究偏好，尤其是“退耕还林”政策和农业补贴政策是笔者在导师的支持和

帮助下，不仅获得了宝贵的研究数据，而且还多次下乡调研，获得了难得的实地考察机会，从而对农户实际情况有更清晰的认识，激起了研究兴趣和爱好。

本文具体结构如下：第1章为绪论，阐述了本文研究背景、意义与目的，简要介绍了研究框架和调查数据的来源；第2章对国内外文献进行系统的梳理和描述，并作出相应的评述。先综述国内外农业政策文献，后针对本文研究的三个农业政策分别进行相应的文献综述，在此基础上提出本文的贡献；第3章研究了新农合门诊补偿政策对于农户健康需求行为的影响。本章首先分析了农户健康需求行为因门诊补偿政策的改变，随后利用中国健康与营养调查数据估计了农户的医疗需求变化状况；第4章研究了“退耕还林农业政策对于农户生产决策行为的影响。本章首先建立了农户“退耕还林”和“退荒还林”的收益模型，在此基础上比较两种决策行为的相对收益，以发现“退耕还林”政策如何影响农户的生产决策行为；第5章研究了农户如何配置农业补贴以获得更高的家庭净收益。本章首先实证检验了农户配置家庭资源的决策机制，随后分析了农业补贴政策如何影响农户家庭资源的配置；第6章研究农户因以上三个农业政策而变化的行为对农村区域经济的影响；最后一章为本文研究结论与评述。

本研究的主要发现为以下三个方面：首先，本文研究了新农合门诊补偿政策对于农户需求行为的影响。简要介绍了门诊补偿如何影响具有不同就医习惯的农户，这类农户又会导致两种可能的状态——农户患病后未采取治疗措施，但身体能自然康复即为状态一；农户患病后未采取任何措施，小病拖成大病，从而住院治疗即为状态二。研究发现新农合门诊补偿对农户医疗需求行为的影响表现在：一方面，门诊补偿促使农户状态一下及时进行门诊治疗。虽然这增加了医疗费用，但是能使农户迅速的恢复健康，减轻了因为患病而对家庭收入能力的冲击，而且还能避免农户患病后未采取任何措施而自然康复所经历痛苦。另一方面，门诊补偿促使农户状态二下降低住院治疗的概率高达12.3%，这表明门诊补偿使农户及时进行门诊治疗避免拖成大病，有效地抵御了健康风险的冲击。新农合门诊补偿政策提高了农户健康存量，从而提高了农户健康消费的天数，这意味着农户从事生产的劳动供给增加。从短期上看，农户因新农合门诊补偿提高了劳动供给量，从而推动农村产量

的增加,这意味着新农合门诊补偿政策推动了农村经济的增长;从长期上看,当农户根据新农合门诊补偿政策不断调整健康消费量和单位劳动物质资本存量,从而实现最优健康消费量和单位劳动最优资本存量,农户健康消费和生产决策最终处于新的均衡状态,这意味着新农合门诊补偿政策提高了最优健康消费量和最优单位劳动物质资本存量,但新农合门诊补偿政策不会继续推动农村经济的增长,因此,新农合门诊补偿政策不是长期推动农村区域经济增长的因素。

其次,研究了“退耕还林”政策对农户生产决策行为的影响。研究发现:就某村农户而言,绝大多数农户处于贫困或半贫困的状态,如果政府没有支付退耕补偿费的情况下,农户“退耕还林”导致的短期损失使得农户生计难以维持,农户选择“退耕还林”存在的风险较大,理性选择就是“退荒还林”。由此可知,政府惠农政策落实的快慢取决于政府公信度对农户生产行为的影响,当农户的政府公信度不高时,农户面临的主观风险较大,此时理性选择就是观察一段时间。这就是为什么政府出台的各种惠农政策总是要经过一段时间才能惠及每位农户。使用荒地“退荒还林”难以起到生态修复和保护的作用,同时,在荒地上种植经果林所得到的农业经济效益较低,“退荒还林”无法获得长期经济效益。也就是说,“退荒还林”既不能实现生态修复和保护,也不能起到反贫困的作用,农户只获得退耕补偿费。因此,农户选择“退荒还林”短期内获得退耕补偿费对于反贫困起到了一定的作用,但是对农户长期收益没有影响,不利于改善农户长期生产生活,不利于农村区域经济长期发展。

最后,研究了农业生产补贴如何影响农户家庭劳动力和物质资本的配置。研究得出兼业家庭会把农业生产补贴和劳动力投入到非农行业以获取更高的家庭净收益,从而降低了农业净收益,这不利于农业的生产经营。通过数据发现兼业家庭占农户家庭的比例高达 74%,如果以此推算,那么就会有大量的农业补贴资金被农户投入到非农行,从而损害了农业补贴政策激励农户发展农业的积极性。农业净收益的下降对农村区域经济产生了正反两方面的作用。一方面,非农行业净收益高于农业净收益,这就会激励农户把物质资源和劳动力投入到非农行业,从而促进当地非农经济的发展,推动农村劳动力进一步的转移。另一方面,由于农业生产经营以家庭为单位,农户把家庭资

源和劳动力更多地投入到非农行业，短期而言，这不利于农业的发展。在农村地区，或多或少存在耕地抛荒的现象，这表明农村非农行业的发展挤压了以家庭为单位的农业生产经营方式。为应对以家庭为单位的农业净收益不具备竞争力的局面，不少地区开始试行规模化农业生产经营方式。可以预计，未来农村区域经济的发展会因地制宜发展具有特色的非农经济，与此同时，以家庭为单位的农业生产经营方式会逐渐被以公司为单位、规模化和机械化的农业生产经营方式所替代。

关键词：农业政策 农户行为 农村区域经济

Abstract

From 2004 to 2012, the Central Government of China announced Central No. 1 Document which is themed by agriculture, farmer and rural area every year, which proclaims that at the present stage, those issues play an important role in economic construction. Activated by those documents, governments at all levels have carried out a system of policies supporting and benefitting farmers, which increases their income, promotes resource elements allocation to rural areas, sets the stage for increasing agricultural output by increasing investment in agricultural infrastructure construction especially in hydraulic structure. They also promoted urban-rural reform in a coordinative way to enhance the impetus of agricultural and rural development which helps harmonious development of urban and rural region economy. During this process, both central and local governments took a series of measures to increase agricultural production and peasants' income and develop rural areas, which include carrying out the policy of grain for green, abolishing the Agricultural tax comprehensively, establishing new rural cooperative medical system, putting forward rural endowment insurance system and doubling investment in hydraulic structure in ten years planned by the Central No. 1 Document of 2011. It can be predicted that central and local governments will continue to push forward development of urban and rural region economy.

At the present stage, it has important practical significance to study the effects that agriculture policies have on rural region economy. However, existing sources have paid most attention on the practical effects agriculture policies took, while few studied how they affected farm household behavior, and then influenced development of rural region economy. Studying how agriculture policies affected farm household behavior helps to understand microcosmic mechanism of how those policies influenced farm household behavior, which has far-reaching impacts of rural region economy. This study aims to research how the three agriculture policies influence farm household behavior, and how changed farm household

behavior will influence rural region economy. By this way, we can explore microcosmic mechanism of how agriculture policies influence rural region economy.

This paper chooses new farming and outpatient service compensation, grain for green policy and agricultural subsidy as research objects, because on one hand, these policies have wide effects, refer to more peasant families and last for longer time, which make them take profound effects on rural region economy; on the other hand, the statistics and writer's preference matter a lot, for the writer has collected precious data about agricultural subsidy and grain for green policy by field investigation under the tutor's help, which also pall my interests in this field.

The structure of the paper is as follows: Chapter 1 is "Introduction", describing the background, meaning and purpose. It also refers to the studying structure and data resources; Chapter 2 is Literature review, including comments to them. Firstly, it reviews documents of agriculture policies both domestic and overseas, and then the three agriculture policies this paper studies. On this base, contributions of this paper are raised; Chapter 3 studies impacts new rural cooperative medical system has on peasants' health needs. This chapter firstly analyses changes of peasants demands of health driven by outpatient service compensation, and then estimates changes of medical treatment demands, supporting by data of China Health and Nutrition Survey; Chapter 4 studies how grain for green policy affects peasants' decision-making actions of producing. It firstly builds peasants' profit model of "grain for green" and "wasteland for green", on base of which to compare relative revenue of the two actions. By this way, to find out how grain for green policy affects peasants' decision-making actions of producing; Chapter 5 studies how peasants gain higher family net revenue by disposing agricultural subsidy. This chapter firstly demonstrates decision mechanism by which peasants dispose family resources, and then analyses how agricultural subsidy influence the disposition of peasants' family resources; Chapter 6 studies how peasants' actions changed by the three policies affect rural region economy; the last chapter is conclusion and comments.

The contribution of this study is divided into the following three aspects:

firstly, this paper studies influences outpatient copayment have on peasants' demand actions, by simply introducing how outpatient copayment influences peasants with various medical service habits. There are two situations of these peasants, the first one is about peasants who will not see a doctor when getting sick, but after some time, they recovered by themselves, and the second one is about peasants who will not see a doctor when getting sick, by which reason their conditions become more terrible. Studies show that the impact of outpatient copayment on peasants' health demand as follow: on the one hand, outpatient copayment enable illness farmers see doctor as soon as possible; on the other hand, outpatient copayment reduce the probability of hospitalization up to 12.3%, prevent the impact of the health shock on household income. Outpatient copayment not only enlarges the stock of farmer health, but also increasing the number of health days of farmer, this means that farmer can provide more time into work. From the short-term point of view, farmer can provide more time into work due to outpatient copayment, so increase the GDP of rural areas. This indicates that outpatient copayment can help rural economic growth. From long-term point of view, farmers get the optimal consumption of health stock in the new equilibrium. Economic growth can't be continues by outpatient copayment.

Secondly, this paper studies the impact of grain for green on behavior of farmer' s agricultural production. Studies show that, on the one hand, the majority of farmers in our data are poor. If government does not pay money for farmers who have used land to grain for green, then farmers will don' t have enough money to alive, so farmers don' t use land to grain for green. However, in order to get money of compensation for grain for green, farmers use wasteland to grain for green. If farmers trust the government' s promise that government must to pay money for farmers who use land to grain for green, then farmers should use land to grain for green replace use wasteland to grain for green. In terms of using wasteland to grain for green, this can' t bring farmers the benefit in the long-term. From above analysis, we conclude that governments should improve their confidence in farmer' s mind. Only to do this, farmers can do anything when government wants them to do anything.

Finally, this paper studies the impact of agricultural subsidy on configuration behavior of farmers who how to allocate their labor force and capital. Studies show that peasant households which both engage in agricultural production and non-agricultural job allocate the household resource into non-agricultural industry in order to get more net revenue. This doesn't help the development of agricultural output. The ratio of peasant household which both engage in agricultural production and non-agricultural job is more than 74% in total household in our data. This means that a lot of agricultural subsidy to be allocated into non-agricultural industry. The effect of decrease agricultural net revenue on rural economy is double-edged sword. On the one hand, people engage in non-agricultural industry can get more net revenue than engage in agricultural production, this encourage peasant allocates more household resource into non-agricultural industry, so this promotes the development of non-agricultural economy in rural area. On the other hand, the unit of agricultural production is household, so agricultural net revenue is less than non-agricultural industry. In order to promote the development of agricultural production, government should reform the unit of agricultural production.

Keywords: Agricultural-policy , Peasant household behavior; Rural economy

目 录

1.绪论	1
1.1 研究背景、意义与目的	1
1.2 研究框架	5
1.2.1 研究思路与框架	5
1.2.2 主要创新点	6
1.3 使用数据的简要介绍	8
2.文献综述	10
2.1 国外农业政策文献的综述	10
2.1.1 早期农业政策文献的综述	10
2.1.2 现代农业政策文献的综述	11
2.2 国内农业政策文献的综述	12
2.3 对国内外农业政策文献的评述	17
2.4 子课题文献综述	18
2.4.1 农村合作医疗政策的文献综述	18
2.4.2“退耕还林”农业政策的文献综述	24
2.4.3 农业补贴政策的文献综述	25
2.4.4 对子课题研究文献的总结与评述	27
2.5 本文的贡献	29
3.新农合门诊补偿政策对农户健康需求行为的影响	32
3.1 引言	32
3.2 分析框架	33
3.2.1 门诊补偿影响代表性农户医疗费用的期望模型	35
3.2.2 医疗费用因门诊补偿的变化率	36
3.3 估计方法的选取和描述	37

3.3.1 估计方法的选取	37
3.3.2 估计方法的描述	40
3.3.3 敏感性分析 (Sensitivity analysis)	42
3.4 数据、变量和实证结果的分析	43
3.4.1 数据说明	43
3.4.2 变量选取及样本描述	44
3.4.3 实证结果的分析	46
3.5 小结	50
4.政府退耕还林的农业政策对农户生产决策行为的影响	52
4.1 引言	52
4.2 就退耕还林农业政策而言, 对农户生产决策行为的分析	53
4.2.1 农户退荒还林的原因	53
4.2.2 农户没有退耕还林的原因	54
4.2.3 农户退耕还林的必要条件	54
4.3 对农户退耕还林生产决策行为的比较静态分析	56
4.4 退耕还林的农业政策对农户生产决策行为影响的实证检验。	60
4.4.1 数据说明	60
4.4.2 回归结果分析	62
4.5 小结	63
5.农业补贴政策与农户家庭资源的配置	64
5.1 引言	64
5.2 家庭劳动力最优配置模型及经济学含义	65
5.2.1 模型的建立	65
5.2.2 农户家庭劳动力优化配置及其经济学含义	66
5.3 估计方程的推导和数据变量的选取	68
5.3.1 估计方程的推导	68
5.3.2 数据和变量的选取	69
5.4 决定家庭劳动力优化配置的检验结果及现状的解释	74
5.4.1 检验农户配置家庭劳动力是否是为了追求农业产量最大化	74
5.4.2 检验农户配置家庭劳动力是否是为了追求净收益最大化	75

5.5 农业生产补贴政策影响农户家庭劳动力优化配置的简要描述	78
5.6 小结	78
6. 农户经济行为对农村区域经济的影响	80
6.1 引言	80
6.2 农户健康需求行为的改变对农村区域经济的影响	80
6.2.1 Grossman 的健康资本需求模型和新古典经济增长理论的介绍	80
6.2.2 新农合门诊补偿政策对农户健康资本需求的影响	81
6.2.3 农户健康状况的改善对农村区域经济的影响	86
6.3 农户“退荒还林”行为对农村区域经济的影响	91
6.3.1 农户“退荒还林”行为的介绍	91
6.3.1 农户“退荒还林”行为对于农村区域经济的影响	93
6.4 农户家庭资源配置行为对农村区域经济的影响	95
6.4.1 农户如何优化家庭资源配置	95
6.4.2 农户优化家庭资源配置对农业净收益影响	98
6.4.3 农业净收益的变化对于农村区域经济的影响	103
7. 研究结论与评述	105
7.1 研究结论	106
7.1.1 新农合门诊补偿政策的研究结论	106
7.1.2 “退耕还林”政策的研究结论	107
7.1.3 农业补贴政策的研究结论	108
7.2 研究启示	109
7.3 不足与改进	110
参考文献	111
后 记	122
致 谢	123
在读期间科研成果目录	125

1.绪论

1.1 研究背景、意义与目的

从 1949 年新中国成立到 1978 年改革开放，我国试图在这较短的时期内从农业国转变为资本密集型或技术密集型的发达国家。为实现这一战略目标，中央和地方两级政府都采取了一系列的政策措施。一方面，为加快我国工业化进程，政府一度通过“价格剪刀差”从农业部门获取利润来补贴城市工业的发展，同时，通过价格剪刀差，政府可以加快资本积累速度，从而促进国有重工业的发展，实现其优先发展重工业的战略目标；另一方面，通过严格的户籍制度限制人口的自由流动，这样既可以保证农业拥有充足的劳动力，又使得城市不会因为大量的农村人口流入而产生高失业率，有利于建国初期的政权稳固。该经济发展模式与建国初期资本贫乏的基本国情相适应，从而在较短时间内建立了我国的重工业体系。但是该模式不仅没有促进中国经济的高速增长，反而导致中国二元经济结构的问题更为突出（林毅夫，2010）。

1978 年之后，中国采取了渐进式的经济改革模式。改革首先从农业、农村和农民的问题入手，中共中央从 1982 年至 1986 年连续五年发布中央一号文件，改革的目的是为了充分调动农民的积极性以促进农业生产，因此，采用了家庭联产承包责任制取代人民公社进行农业生产。此项改革取得了突出的成效，使得粮食产量从 1978 年的 30477 万吨增加到 1987 年的 40298 万吨，粮食产量的增加很大程度上解决了农村人口的温饱问题。与此同时，1985 年 1 月 1 日颁布《关于进一步活跃农村经济的十项政策》的中央一号文件明确了中央政府对于发展乡镇企业的肯定态度。由于家庭联产承包责任制充分调动了农民从事农业生产的积极性，使得农业部门释放出了大量的农村剩余劳动力，但是严格的户籍制度使得农村劳动力不能流向城市。发展乡镇企业恰好能解决农村剩余劳动力的问题，而且乡镇企业根据居民的消费需求提供相应

的商品，从而能够满足居民在计划经济时期不能满足的各项消费需求。因此，一方面，乡镇企业对劳动力的需求有大量农村剩余劳动力作为保障，另一方面，居民对乡镇企业的产品需求旺盛，使得以劳动密集型为主的乡镇企业得到了飞速发展，成为推动中国经济发展的重要动力之一，以至于有些学者曾经提出中国应该是三元经济即农村、乡镇和城市的格局。改革初期，农业劳动力积极性的提高和中央政府对乡镇企业持肯定态度，农村区域经济获得了良好的发展机会。

由于农村经济改革在较短时间内取得的突出成效，增强了我国进行城市经济改革的动力和信心。改革前，国有企业主导城市经济，充分调动国有企业的生产积极性，提高其劳动生产率有助于城市经济增长。至 1984 年伊始，我国陆续颁布了《国营企业成本管理条例》、《关于进一步扩大国营工业企业自主权的暂行规定》和《关于国营企业工资改革问题的通知》等一系列促进国有企业自主经营和自负盈亏的政策性文件。与此同时，改革也相应地建立了国有资产管理委员会，对国有企业的资金状况进行监管。国有企业在经济变革的背景下发展趋势明显，关乎国民经济命脉的国有企业发展成为中央直属的国有企业，其它国有企业要么划归为地方政府所有、要么转变为集体所有制企业、要么被私人收购转变为民营企业。改革之后的国有企业产权明晰、政企分开、管理科学极大地提高了生产效率，虽然国有企业在国民经济中的比重不断下降，但国有企业在特定行业领域的重要性与日俱增。在改革国有企业的同时，为了学习国外先进的生产技术、管理经验和吸引外商投资，我国把一部分沿海城市作为经济特区来探索城市经济的发展模式。深圳特区的成功实践使得深圳成为继北京、上海之后的第三大城市，特区经济发展一方面有利于我国通过吸引外资来促进城市经济的发展，另一方面有利于我国探讨城市经济的发展模式。如果说乡镇企业提供的商品只能满足居民一般需求的话，那么经济特区提供的商品能够满足居民较高层次的消费需求。虽然存在严格限制人口流动的户籍制度，但是经济特区的发展还是促进了人口的流动，经济特区的当地居民劳动力供给远远不能满足企业的用工需求，城乡工资差距曾一度推动中国发生了世界上史无前例的人口流动。国有企业的发展和经济特区模式推动了我国城市经济的增长。

毫无疑问，城市地区的改革开放促使了中国经济的飞速发展，工业化进

程逐渐加快,使得我国由工业化初期进入到工业化中期,综合国力和人民生活水平有大幅提高。但是,为加快工业化发展进程,所积累的资本大量流入到城市地区和工业部门,对于发展农业和农村经济所投入的资金严重不足,由此导致的严重后果表现为:在 20 世纪 80 年代末开始,农业基础设施投资不足、农村经济发展速度下降、农民收入增速放缓。最为突出的表现为我国粮食产量从 1998 年到 2003 年连续五年下降,粮食安全事关国家的长治久安,是国民经济的命脉;城乡居民人均收入比逐年扩大,这表明我国二元经济格局不但没有因为经济的发展而缩小,反而更为严重,从而使得城乡区域经济发展不平衡的现象更为突出。我国已经进入到工业化中期阶段,城乡区域经济发展不平衡会反过来制约我国的经济的发展进程。

进入 21 世纪,为实现我国经济持续增长、增强发展的动力和源泉,首要任务就是实现区域经济协调发展。区域经济协调发展包括两个方面的内容:东部、中部和西部地区的协调发展以及城市和农村经济的协调发展。就东部、中部和西部的协调发展而言,早在 2000 年,我国就通过大规模的基础设施建设和增强西部城市地区集聚经济能力促进西部地区经济的发展,即西部大开发战略。该战略使得西部地区 GDP 年均增长超过 12%,西部地区 GDP 在全国所占比重有所上升。东西部地区发展速度的差距因西部大开发而缩小。东西部地区城乡居民人均收入比逐年扩大的趋势有所缓解。西部大开发不仅仅推动了西部地区经济的发展,而且市场经济、开放经济的观念也逐渐被西部地区的居民所接受,西部地区地方政府的执政水平也有了较大的提升。

相对于西部大开发战略所取得的成效而言,推动农村区域经济发展的任务就更为迫切和艰巨,原因是多方面的,其中包括:长时期的农业基础设施投资不足,导致粮食产量出现下降;城市地区经济的快速增长吸引了大量农村劳动力流向城市,使得农村地区从事农业生产的劳动力多为老人和妇女,不利于农业生产效率的提高;农民“因病致贫”和“因病返贫”的现象严重而普遍,不仅不利于农民增收,而且不利于农村区域经济的发展;农村地区土地细碎化现象严重,不利于农业生产的规模经济等方面的原因导致推动农村区域经济的发展困难重重。“中央一号文件”(原为:中央政府每年发布的第一份文件)在国家全年工作中具有纲领性和指导性的作用。中央政府在 1982 年至 1986 年连续五年发布以农业、农村和农民为主题的中央一号文

件，使得中央一号文件成为中共中央重视农村问题的专有名词。从 2004 年至 2012 年连续 9 年发布以“三农”为主题的中央一号文件，说明现阶段社会主义现代化建设中“三农”问题是重中之重。在中央一号文件的纲领性和指导性的作用下，各级政府实施了一整套的强农惠农政策体系促进农民增收，推动资源要素向农村配置、加大对农业基础设施尤其是水利设施的投入力度为农业增产提供条件，协调推进城乡改革增强农村经济发展活力，促进城乡区域协调经济协调发展。在这过程中，中央和地方两级政府采取了一系列的政策措施来促进农业增产、农村发展和农民增收，其中包括：实施退耕还林政策、全面取消农业税、建立新型农村合作医疗制度、推行农村养老保险政策、以及 2011 年中央一号文件计划今后十年水利投资翻番等政策措施。今后较长的一段时间内，中央和地方政府会继续采取一系列的农业政策来促进农村区域经济的发展。

农业政策对区域经济的影响一直是国内外研究重点和热点，然而，现存文献主要关注农业政策实施后的效果，而鲜见研究农业政策如何影响农户行为，进而作用于农村区域经济的发展。农业政策影响农户行为，进而作用于农村区域经济的发展即为农业政策的微观传导机制，这种微观传导机制会对农村区域经济产生长远的影响。本研究目的在于通过研究三个农业政策如何影响农户经济行为，农户经济行为的变化又会怎样影响农村区域经济，以探索农业政策影响农村区域经济的微观传导机制。之所以选择新农合门诊补偿、“退耕还林”和农业补贴三个农业政策作为研究的对象，一方面是因为这些政策推行范围较广、涉及农户多、持续时间长，从而对农村区域经济具有深远影响；另一方面，也因为数据原因和笔者研究偏好，尤其是“退耕还林”政策和农业补贴政策是笔者在导师的支持和帮助下，不仅获得了宝贵的研究数据，而且还多次下乡调研，获得了难得的实地考察机会，从而对农户实际情况有更清晰的认识，激起了研究兴趣和爱好。研究意义在于：一旦研究出了农业政策对农村区域经济的长期影响，就会发现农业政策影响农村区域经济的微观传导机制，就可以因此而提出各种政策建议以提高农业政策对农村区域经济的长远影响，这有助于农业增产、农村发展和农民增收，最终实现农村区域经济的可持续发展。

1.2 研究框架

1.2.1 研究思路与框架

农业政策能否成功实施不但归因于政策推行的宏观环境，关键决定于农户受政策激励所采取的应对策略（陈飞，2010）。针对我国现阶段一系列农业政策实施的效果而言，需要相应的经济理论和科学的估计方法借助调查数据进行系统地研究分析。例如，农民的健康状况是否因为新型农村合作医疗门诊补偿政策的实施而有所改观、实施退耕还林的政策对农户生产决策行为产生怎样的影响、农户在农业与非农行业之间配置家庭劳动力与物质资本受到那方面政策因素的影响。以上因农业政策而变化的农户经济行为又会对农村区域经济产生什么样的影响。本文的研究思路为：通过研究农户三方面的经济行为，探索农业政策影响农村区域经济发展的微观传导机制，即农业政策如何作用于农户经济行为，进而对农村区域经济的发展产生影响。具体而言，可以概括为以下几个层次。

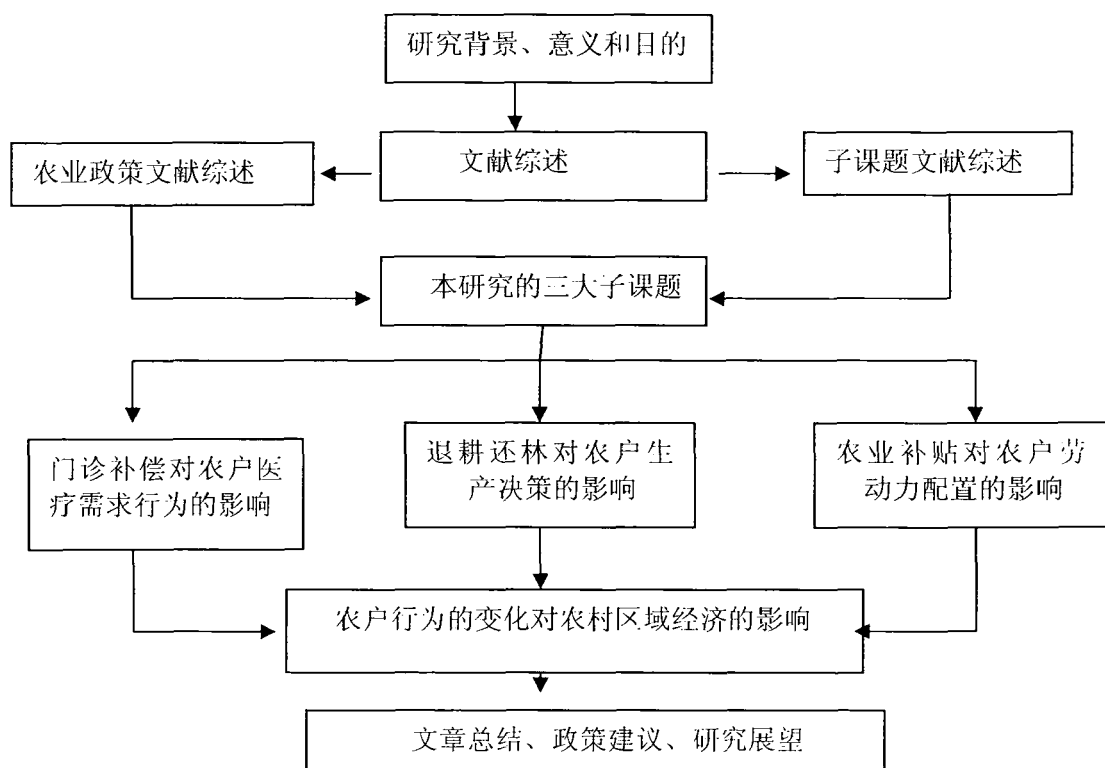


图 1.1 本文的分析框架

首先，简要介绍本文研究的背景、意义和目的便于读者了解本文的研究动机；其次，系统综述研究农业政策的相关文献，并做出相应的评述，以便发现以往研究的空白和不足，进一步突出本研究创新之处；再次，依据相关理论和方法，从新型农村合作医疗门诊补偿政策、退耕还林的政策和农业补贴政策的视角研究政策如何影响农户经济行为，从而作用于农村区域经济的发展；最后，总结归纳农业政策影响农村区域经济发展的内在机理，提出提高农业政策影响农村区域经济发展的相关政策建议，并进一步指出本研究的不足之处和未来的研究展望。上述逻辑分析框架可以用图 1.1 表示。

1.2.2 主要创新点

本文的创新之处为以下三个方面：研究视角的创新、研究方法的创新和研究数据的创新。

首先，本文研究视角为探索农业政策间接影响农村区域经济发展的效应。研究农业政策的间接效应要分两步走，第一，首先研究农业政策如何影响微观农户的经济行为，这是研究的重点也是难点；第二，研究农户经济行为的变化又如何作用于农村区域经济。研究视角的创新之处在于分别研究农业政策对农户经济行为的影响。俗话说“身体是革命的本钱”，因此，研究农户健康需求的经济行为首当其冲，大多研究表明农户健康状况恶化不仅对家庭收入产生巨大冲击，而且对整个家庭的健康状况造成不良影响。因此，研究实施新型农村合作医疗（简称：新农合）门诊补偿政策影响农户健康需求的经济行为有重要的理论价值和现实意义。其次，农户配置农地退耕还林还是从事农业生产受到退耕还林的政策影响，研究退耕还林的政策影响农户农地配置的行为有利于了解政府公信力如何影响农业政策效果。再次，农户家庭在农业与非农业之间配置家庭劳动力和物质资源，一方面会影响农业的粮食产量，另一方面会对农村非农经济产生影响。因此，研究农业补贴如何影响家庭劳动力和物质资源的配置意义不言而喻。最后，研究农户经济行为的变化又会如何影响农村区域经济的发展，有利于发现农业政策影响农村区域经济的间接效应。

其次，就估计方法的创新之处而言，本文运用了基于倾向分为基础的配

对估计方法来估计新农合门诊补偿对农户健康需求行为的影响。近期，项目估计（Program Evaluation）方法或称为政策实施的因果效应估计方法，在理论计量和应用计量的运用中取得了重大突破。新的项目估计方法是在原有项目估计方法中衍生和发展起来的，它是对原有项目估计方法的扬弃，能避免原有估计方法不足的同时，放松了估计方法运用的前提假设。当然，新项目估计方法的优势和特点也伴随着复杂且不易理解的估计系数和标准误表达式。但是，就运用计量经济学进行实证研究而言，没有必要关注新项目估计方法的繁琐推导过程和表达式，而是领悟其运用前提条件和应注意问题。由于新项目估计方法比原有项目估计方法更为复杂，使得国内学者较少运用新的项目估计方法来估计政策实施的因果效应，这样就不能避免原有项目估计方法的缺陷和不足，估计结果准确性大为降低。就国内运用新的项目估计方法来估计政策实施因果效应的文献而言，没有具体说明如何在较多的项目估计方法中——例如，基于事前变量（Pretreatment Variable）或是基于倾向分（Propensity-score）为基础的配对估计方法、偏差纠正配对估计（Bias-corrected-Matching-Estimator）方法——选取某一估计方法的原因，不同的估计方法拥有其不同的前提假设，只有根据具体问题选择其适合估计方法，才能估计出较为准确的结果，否则运用新项目估计方法的优势和特点就不能体现，甚至还不如原有项目估计方法，以至于估计结果得不到广泛认同。本文不但运用了新的项目估计方法，而且还详细说明了应用某一估计方法的具体原因，以使得估计结果具有较高可信度；当通过普通最小二乘法得到的 R^2 较小时，表明残差项在很大程度上是因变量变化的原因，基于此情况，本文还采用了双边随机前沿模型估计了农户家庭如何配置家庭劳动力和农业补贴资金。双边随机前沿模型以分解残差项为基础，以研究不可观测且感兴趣的因变量如何影响因变量。利用双边随机模型进行估计的前提条件是能推导出似然函数和条件密度分布函数，只要这样才能进行估计，为此，本文在现有文献的基础之上推出似然函数和条件密度函数，从而估计出了本文需要的参数。

最后，本研究使用的数据之一是对农村贫困地区农户进行的问卷调查，该数据反映了贫困地区农户的基本经济状况。现阶段中央和地方政府实施一系列强农惠农政策措施推动农村贫困地区农户提高农业生产、增加农业收入。

在此背景下，中国农业科学院和贵州大学共同合作，从 2005 年开始，对贵州农村贫困地区农户的基本经济状况进行跟踪调查，以获得反映贫困地区农户经济状况动态变化的数据。该调查项目主要收集公共政策与农村贫困方面的信息，数据独特新颖，具有较强的针对性和时效性。该数据已经进行了四轮调查，其中最近一轮调查数据为 2011 年，形成了质量较高的面板数据，能反映农村近期的动态变化过程，该数据对本文研究农业政策的间接效应具有不可替代的作用。

1.3 使用数据的简要介绍

本文使用了中国农业科学院和贵州大学对贫困地区农户进行的《“公共政策与农村贫困”项目调查》数据，以及美国北卡罗来大学和中国疾病预防控制中心合作进行的《中国健康与营养调查》（CHNS）数据。

《“公共政策与农村贫困”项目调查》以收集贫困地区农户生产、生活方面的信息为主，该项目调查包括以下七个方面的信息：第一，家庭成员基本情况；第二，家庭生活与公共设施/服务情况调查表；第三，土地情况和农业生产经营调查；第四，家庭五年重大生活事件及其收支情况；第五，家庭借款及人情礼收支情况；第六，有关生活用水方面的信息；第七，家庭成员身体健康状况。该项目调查通过分层随机抽样的方式确定贵州省某县三个行政村（A 村、C 村和 B 村）的农户作为调查对象。这三个行政村到县城的距离依次递减、地形结构变化多样以及户主民族比例不同，这表明三个行政村能广泛代表该县农村地区的基本经济状况，而该县人均收入高于贵州省收入分布的中位数、且低于贵州省人均收入，说明该县人均收入对贵州省人均收入具有广泛的代表性，而贵州又是中国最贫困的省份之一。因此，可以说该项目调查数据能够广泛代表中国贫困地区农户基本的经济状况。而且，从 2005 年至今，在中国农业科学院和贵州大学的大力支持下，该数据已经连续进行了三轮调查，由于调查的地区人口流动相对较小，每轮跟踪调查损失的样本较小，形成了完整的面板数据。一些学者使用该数据在国际著名刊物上发表多篇学术论文，说明该数据具有较强的权威性和可信度。

笔者有幸参加了该数据的第二轮、第四轮以及第二轮的回访调查，历时

尽一个月实地访问的经历使得本人深深地体会到绝对贫困农户的含义。在深深叹息的同时，也观察到一些看似无法理解的农户行为其背后蕴含着丰富的经济学哲理，以至于带领我们实地调查的老师时常对我们说农民是最聪明的群体之一。由于贫困地区农户收入主要依赖于农业生产，因此实施各项农业政策对贫困地区农户的影响效果远远大于对其他地区农户的影响，而且，促进农村区域经济的发展应该优先考虑农村的贫困地区。因此，本文运用贫困地区农户的调查数据分析“退耕还林”政策如何影响农户配置耕地的生产决策行为；农业生产补贴政策如何影响农户配置家庭劳动力和物质资本的行为。

中国健康与营养调查数据（China Health and Nutrition Survey/CHNS）是由中国疾病预防控制中心与北卡罗林娜大学的卡罗娜人口中心（the Carolina Population Center at the University of North Carolina）共同合作进行的调查项目。该数据调查年份为1989年、1991年、1993年、1997年、2000年、2004年、2006年和2009年共进行了8轮调查，涵盖了东北地区的辽宁和黑龙江、华东地区的江苏、山东和河南、华中地区的湖北和湖南以及西南地区的广西和贵州共9个省份，这些地区基础设施水平、经济发展程度和居民健康状况都各不相同。该数据采用跟踪调查的方式进行，每次获得的有效样本量从最低的3600份到最高的7200份。该数据持续时间较长且能在相应的官方网站进行免费下载，因此，该数据无论是在学术上还是政策层面上都具有广泛的影响。在国内缺乏大量公开数据的背景下，学术界对CHNS的利用可谓是“层出不穷”。该数据提供了农村居民的婚姻状况、性别、受教育水平、是否享有新农合报销、户口类型、健康状况、医疗花费、农村合作医疗报销比例等方面的信息，这些信息有利于本文研究新农合门诊补偿政策对农户健康需求行为的影响。

2.文献综述

2.1 国外农业政策文献的综述

2.1.1 早期农业政策文献的综述

一战后，外贸出口的锐减导致农产品价格和农户收入骤降，受此影响，人们改变了市场经济和政府在农村经济中地位和作用的认识，同时农业政策对于发展农业经济的重要性得到广泛地认同（Benedict, 1953）。1929年，美国农业部通过实施农业市场法案来刺激农产品价格和提高农户收入，随后又实施了一系列农业政策包括政府参与农产品出口业务和收购等政策来提高农产品价格（Davis, 1935）。虽然在20世纪二三十年代，农业经济学家通过建议实施各种农业政策来应对经济大萧条。但是，Nourse等（1937）在缺乏数量分析和相应经济模型的背景下，研究发现：在该时期，美国农业局的无作为表明需要更多政策干预农业市场。

西方发达国家实施一系列的农业政策来解决因市场失灵导致的各种农业问题。农业产量受气候、自然灾害等因素的影响较大，农产品供给波动较为强烈，使得农业部门缺乏盈利机会（Schultz, 1945）。政策经济学家意识到，就国内农业生产而言，农产品需求弹性越小，供给量对价格影响就越大，那么严格控制国内农产品供给，价格涨幅就会越高。政府应该主导农产品的期货价格，这样才有利于农户对农业生产进行投资，使得农户获得确定性的农业收益（Johnson, 1947）。考虑到国际出口市场导致国内农产品价格的下跌，需要重新评估新贸易政策。建议实施贸易壁垒政策以免国内农产品价格受到进口农产品价格的影响，与此同时，实施控制供给量政策保持农产品价格稳定（Davis, 1935）。

2.1.2 现代农业政策文献的综述

随着时间的推移,经济学家提高了对农业政策效果的认识。运用前沿理论模型和数理分析工具对数据进行研究分析,对以往农业问题的解释更为合理,也能够回答农业政策的因果效应(Danel, Julian 和 Joseph,2010)。

早在 20 世纪 30 年代,美国政府就开始实施农业补贴,主要是通过农产品价格支持和供给控制来降低新贸易法案对经济的影响。因此,农产品价格支持和供给控制对社会福利水平的影响是重要研究领域之一。例如,Howell(1954)运用无差异曲线的方法来评估农产品价格保护和直接补贴两种农业政策如何影响农户的福利水平,该研究发现直接补贴比价格保护

更能提高农户福利水平;Wallace(1962)首次运用现代分析方法来研究农业政策对福利水平的影响。假设在完全竞争市场条件下的非贸易农产品,政府可以通过市场配额或价格补贴的方式使农业生产者获得高于市场出清的价格。Wallace 比较了市场配额和价格补贴两种政策的福利效果,该研究发现:市场配额政策有利于农业生产者、不利于其消费者,同时对纳税人没有影响;价格补贴政策有利于农业生产者和消费者,但不利于纳税人,而且价格补贴政策使得农业生产者获得的福利水平大于其在市场配额条件下的福利水平。因市场配额导致的失重损失(deadweight loss)是否大于价格补贴的失重损失取决于供给弹性和需求弹性的相对大小。Dardis(1967)和 Josling(1969)在 Wallace 研究的基础之上,比较不同政策转移支付的效率。测度农业政策转移支付效率,有助于发现农业生产者福利水平与消费者、纳税人以及整个社会福利水平之间的内在联系。Gardner(1983)运用 Josling(1974)的剩余转换曲线,比较了不同政策下的边际转移支付效率和平均转移支付效率。该研究发现:选取价格补贴还是市场配额取决于消费者和纳税人对农业生产者转移支付的多少和实施相应政策所动用政府资金机会成本的大小。Alston et al(1990),Bullock、Salhofer 和 Kola(1999)扩展了 Gardner 的研究,这些研究发现:如果农业政策之间不是相互排斥的话,那么政策组合使得纳税人向农业生产者进行转移支付,不会导致农业生产和消费的扭曲,即政策组合能提高了转移支付的效率。

美国政府在 1996 年废除了农产品价格支持和供给控制的农业补贴政策,

取而代之的是实施种植业保险政策。该政策的目标是帮助农民管理融资风险和实施灾害补偿项目，因此，研究的侧重点由价格支持和供给控制转向种植业保险。研究种植业保险政策涵盖的领域较广，既包括信息不对称导致的逆向选择和道德风险问题、又包括投保费率和理赔额度的制度等问题。例如，Jerry(1986)研究了种植业保费制定与农户预期收益率之间的关系，以及没有考虑预期收益率变化趋势情况下理赔测算的偏误问题。该研究发现：理论分析和实证研究都表明，种植业保险改变了农户的风险分担模式，这对于制定保费费率是极其重要的。如果美国种植业保险项目征收保费和理赔不是基于农业生产者个体农业收益，而是基于农业产区的农业总收益，那么在没有逆向选择和道德风险的条件下，种植业保险项目能更有效地弥补农业生产者的农业损失（Mario，1991）。过去的二十年里，美国联邦政府实施了针对特定地区或特定作物的“专项”保险，Ethan（2011）研究发现：对林果业“专项”保险的供给和需求大于其他种植业“专项”保险的供给和需求，而且受保的农作物价格小幅下降；该研究还发现，虽然“专项”保险大幅提高了农产品的供给，但是消费者因此提高的福利较小。除了以上研究领域之外，由于种植业受到气候等因素的影响，需要更为广阔地域空间来分摊种植业的风险，因此再保险问题是种植业保险特有的研究领域之一。Bruce(2010)研究发现种植业保险的需求动机为期望收益和降低风险，多数农户认为对农产品收益进行保险可以有效地降低农业生产的经营风险。由于缺乏再保险市场，私营种植业保险公司在有些领域不能发挥作用，政府应根据这些情况适当地调整种植业保险政策。如果没有再保险作为保证，由于气候因素使得不同农业产区受到相同的影响，那么私营种植业保险市场就不能发挥分担种植业农业风险的作用。通过美国种植业保险市场的实证研究，Mario(1997)发现：如果不同农场收益是随机独立的，那么没有参加再保险公司的投资组合面临风险是参加再保险公司的 20 至 50 倍，该研究还发现再保险合同能有效地覆盖种植业保险公司的系统风险。

2.2 国内农业政策文献的综述

在简要综述国外农业政策发展历程基础之上，进一步梳理研究我国农业

政策的重点领域。研究农村区域经济的发展，离不开对农业政策的研究，尤其对于改革初期的中国而言，农业在我国经济发展中占据重要地位，农业发展趋势对经济增长产生重要的影响(Perkins 1994; Anita, Ben 和 Jonathon 1999; David 和 Richard 1998)，农业劳动力占到国家劳动力半数以上，且消费支出的大部分主要用于购买农产品。要提高农业劳动生产率和降低贫困人口数量的关键在于实施有效的农业政策，因此，这是学术界研究中国农业政策的重点。极端天气、自然灾害等因素频繁影响粮食产量，使得农业生产缺乏稳定性，价格波动较大，不利于农户对农业生产进行投资。为降低农业生产的不确定性，各国政府纷纷实施农业保险政策分散农业生产经营的风险，因此，研究农业保险政策也是国内研究农业政策的重要领域之一。我国经济体制改革之初大幅地提高了生产效率，于是研究 20 世纪 80 年代农业政策对农业劳动生产率的影响成为研究我国农业政策效果重要领域之一。

在 1978 至 1984 年之间，家庭联产承包责任制不但提高农业全要素生产率，而且粮食增产之中的 50% 归因于家庭联产承包责任制；价格机制的调整通过影响中间要素投入间接推动农业产量的增长，然而，其他与市场化相关的改革对农业全要素生产率和粮食产量没有发生作用(Lin, 1992)。改革初期，农业部门内部劳动力结构也发生了相应的变化，种植业劳动力比重下降，而从事养殖业、林果业和园林的劳动力比重上升，与此同时，种植业产量也随之增长，这表明通过分流种植业劳动力从而提高了劳动生产率(Nicholas 1983; Fan 1991; Jin 等 2002)。提高的劳动生产率不仅是因为农业部门劳动力结构的变化，更依赖于农业生产组织模式的制度变革和农业部门的技术创新。增加中间要素投入、技术创新和制度变革都能提高粮食产量。在改革之初，快速增长的粮食产量归因于家庭联产承包责任制的推行，但是，家庭联产承包责任制进一步提高粮食产量的潜力有限，又由于中间要素资源紧缺，因此，农业技术创新是推动粮食产量增长的主要因素(Fan, 1991)。在 1980 至 1985 年之间，水稻、小麦和玉米全要素生产率的增长归因于农业新技术的应用(Jin, 2002)。农业新技术能否普及是农业技术创新能否提高粮食产量的前提条件。农户受教育程度越高，推广农业新技术就越容易(Lin, 1991)，因此，提高农户受教育程度关乎到农业新技术推广的速度。以上研究表明，从实施家庭联产承包责任制的农业政策至今，农业劳动生产率显著提高(Lin 1992; John,

John 和 Zhu 1989)。

随着农业劳动生产率的提升,也出现了研究农业政策与粮食产量的文献。例如,陈飞(2010)等使用 Nerlove(1958)的适应性预期模型研究了我国农业政策、粮食产量与粮食生产调整能力三者之间的关系。因为播种面积和单位产量共同决定了粮食产量,所以分别研究农业政策对播种面积和单位产量的影响不仅可以发现粮食产量变动原因,而且可以避免因直接研究农业政策影响粮食产量而产生的内生性问题,这样的处理方法可以在很大程度上减少了模型的内生性问题,可以避免为解决内生性问题而寻找工具变量的方法。该研究发现:1995至2008年间,无论农户对播种面积还是单位产量的调整能力都在增强,农业政策对粮食生产均具有显著的正向影响,其中固定资产投资和农业支出政策的作用最为突出。预期价格对粮食产量的影响较弱,说明市场的价格机制作用不明显。汪小勤(2009)基于农业公共投资视角研究了1994至2007年的农业技术效率。该研究发现:农业公共投资的差距很大程度上能解释各地区农业技术效率和农业产量增长的差异,因此,缩小中西部地区农业产量的差距首先得加大对这些地区的农业公共投资。赵德余(2010)基于政治经济学的角度解释了粮食政策变迁的观念逻辑,该研究发现:粮食目标政策随着宏观经济环境和粮食部门改革与发展的变化而变化,粮食政策设计所依赖的理论基础为新古典价格理论。

我国庞大的贫困人口规模随着经济增长而迅速变小,以至于中国反贫困对于世界反贫困作出了重要的贡献。我国贫困人口主要集中在贫困地区,尤其是贫困、落后、生存环境及其恶劣的农村地区贫困人口所占比例更高。这些地区非农经济不发达,生产生活主要依靠农业生产,因此,各级政府出台的各项农业政策很大程度上降低了贫困人口的规模。因此,研究农业政策如何影响农村贫困人口的生产生活是重要领域之一。例如,改革之后15年时间里提高的经济效益在历史上是史无前例的(Stanley, 1994),世界银行(2001)指出中国实施家庭联产承包责任制的农业政策使得亿万农户从绝对贫困中解脱出来,中国成为全世界反贫困最为成功的国家(McMillan 2002)。大量的研究表明,对农业研究项目的投资有助于提高农业经济回报率(Alston 等 2000),而且有利于降低农村贫困人口(Fan, Hazell 和 Thorat, 2000a; Fan 等 2000b; Hazell 和 Haddad, 2001; Kerr 和 Kovavalli, 1999)。Fan (2002)等研究

了公共投资政策在经济增长和农村贫困中的作用，该研究发现：政府投入教育上所获得的首位经济效益为降低贫困人口；投入农业研究上所获得的降低贫困人口经济效益为第三位；投入农村通信设施上所获得的降低贫困人口经济效益为第二位。研究表明在农业增产和反贫困之间，政府会做出偏好性选择。樊胜根（2003）等在此基础上研究了对中国农业研究项目的投资与城市贫困率两者之间的关系。该研究表明：以往对于农业研究项目的投资，有助于降低城市贫困率，这主要归因于农业研究有助于降低农产品价格，从而降低了城市贫困率。并估计出对农业研究项目的投资每增加一万元促使城市脱贫的人数与促使农村脱贫的人数相当。该研究表明随着我国快速城市化，对于城市贫困人口而言，加大对农业研究项目的资金支持，是十分重要的。然而，政府近期对于农业研究项目提供的资金支持处于相对稳定水平，这不利于解决城市和农村的贫困问题。金莲（2007）等估计了农村义务教育对贫困的影响，该研究发现：实施改善贫困地区教学设施政策显著影响学龄儿童教育。就“以县为主”的投资和管理机制而言，贫困地区实施农村义务教育政策面临资金缺口的巨大压力，而且教育质量也面临严峻考验。史耀波（2007）等研究了劳动力移民对农村反贫困的影响，该研究发现：劳动力移民对农村地区反贫困的影响以 20 世纪 90 年代为临界点，在这之后，劳动力移民对农村贫困率持续下降的作用明显。陈前恒（2008）研究了最容易获得发展性扶贫项目支持的农户特征。该研究发现：获得发展性扶贫项目可能性最大的农户是哪些非牲畜资产多、曾经有村委任职经历或是积极参加村委组织活动的农户，与此相反，外出务工时间短、平均受教育程度高的农户获得发展性扶贫项目的可能性小。帅传敏（2008）等评估了中国农村扶贫项目管理效率，该研究发现：无论在管理效率还是管理水平上，非政府机构主导的扶贫开发项目都优于政府机构主导的扶贫开发项目，非政府机构和政府机构的扶贫模式各不相同，政府机构的后续管理机制有待完善。

农业生产不但面临不可预测的自然风险，例如：极端气候、地震、火山喷发等自然灾害，而且还面临农产品市场价格大幅波动的风险。双重风险使得农业生产利润波动较大，农产品供给也随之出现大幅变动。世界上大多数国家都建立了农业保险制度来稳定农业生产、提高农户收益和优化农业资源配置。我国也实施了农业保险制度来促进农业生产、农民增收和农村发展。

研究政策性农业保险的目的在于探讨怎样制定最优的保险制度使得农民面临最低的农业生产经营风险，同时农业保险公司也能实现资金的收支平衡，从而促进我国粮食生产和粮食安全。

我国农业经济领域对农业保险的研究取得了丰硕的成果，以下综述一些近期具有代表性的文献。高涛（2009）等模拟了政策性农业保险巨灾风险分担机制。该研究发现：加强农业保险公司商业化的风险分散机制、规范各级政府巨灾风险准备金制度的运行、推动农业保险市场发挥降低农业生产经营风险的作用，首要任务就是制定新的农业保险巨灾风险分担比例。于洋（2009）研究了政策性补贴对中国农业保险市场的影响。该研究发现：政策性农业保险的出台很大程度上缓解了中国农业保险市场供求失衡的现象，该研究还发现保费收入与保费赔付额度具有长期相关性。施红（2010）研究了政府对农业保险公司的激励机制问题，该研究发现：农业保险公司追求利润最大化而政策性农业保险补贴目标是为了实现农户福利水平最大化，两者之间存在一定的矛盾。该研究建议根据农业保险公司的盈利目标和风险偏好，政府应该制定较低风险低补贴和高风险高补贴的政策性农业保险补贴政策，以激励农业保险公司既实现自己利润目标又能兼顾农户福利水平。丁少群（2011）等从政策性农业保险的特征和现状研究了我国政策性农业保险，该研究发现：各地推行的政策性农业保险试点主要关注财政的扶持力度，而在经营技术上的投入不足。各地政策性农业保险的试点并没有分散农业巨灾风险的问题，该研究建议实施巨灾风险准备金制度和国外普遍实施的农业再保险制度。罗向明（2011a）等研究了不同地区农业保险补贴力度对农民福利的影响。该研究发现：财政资金对农业补贴的力度由高到低依次为东部、中部和西部地区。高力度补贴导致制定的理赔金额就越高，农户参加农业保险的积极性就越高，因此，东、中和西部地区农户参加农业保险的积极性依次递减，这就会影响到不同地区农户的生产决策行为，并最终影响农户福利水平。罗向明（2011b）等研究了欠发达地区农业保险补贴安排模式，该研究发现：农业保险使得农户规避了从事农业生产的风险和不确定性，有利于农户增加对农业生产的投资和扩大粮食种植规模。因此，中央政府应该大幅提高对欠发达地区政策性农业保险的扶持，这有利于减少欠发达地区的贫困人口规模。郭颂平（2011）等研究了中国政策性农业保险补贴模式的选择，该研究发现：地方政府为促

进经济发展，把更多的财政资金用于支持产业的发展，而中央政府对于发达地区的财政投入较高。地方和中央的双重财政投入偏好，使得中、西部地区对政策性农业保险的实际需求与有效需求偏离程度高于东部沿海地区。

2.3 对国内外农业政策文献的评述

本文梳理和回顾了国内外农业政策的研究和发展历程。就国外农业政策研究方法的发展历程而言，随着经济理论的创新以及数理分析工具的广泛应用，对农业政策的研究遵循由简单到复杂、由定性分析向定量分析的转变过程。研究方法的转变加深了经济学家对于农业政策的认识，例如，经济学家研究发现实施种植业保险的补贴模式优于价格支持和供给控制的补贴模式，这使得美国政府对农业补贴由价格支持和供给控制转向种植业保险的补贴模式。与此同时，广泛运用数理分析方法不但使得经济学家能对早期的各种理论进行实证检验，而且能够评估农业政策的实施效果。就国外农业政策研究领域而言，涵盖范围较广，其中包括以下几方面：第一，虽然早期经济学家缺乏数据和研究工具的支持，但是通过经济学直觉和相对简单的经济模型对市场的观察，加深了对农业政策成效的认识；第二，发达国家农业劳动力转移持续了数十年的时间，在这期间农业收入和回报率较低，但并没有证据表明这是农业投入或产出市场特有的问题；第三，相当一段时期，研究的重点从政策对价格的影响转向研究政策对经济福利的影响。相对农产品政策对要素供给者、中间人、纳税人以及消费者群体分布的影响而言，农产品政策导致的失重损失较小；第四，就实证研究而言，主要关注如何把模型合理的应用于分析政策效果和特定的市场结构；第五，政治经济学模型对研究农业政策提供了一些帮助，但是现存较为简单和单一的政治经济学模型无助于政策变迁的研究。对于不同农产品、不同国家和不同时期农业政策的变迁过程是有待研究的领域。第六，供给控制和价格歧视有利于生产者和配额获得者，不利于消费者；第七，虽然农业保险能规避巨额补贴和农业生产的大幅波动，但是起草和执行政府农业保险困难重重；第八，研究表明农业的研究资金投入有利于提高农业生产率和回报率。虽然有政府的大力支持，但是农业研究资金的投入一直不足。

相对于国外农业政策的研究发展历程而言,国内农业政策侧重于研究农业政策效果,这主要归因于各级政府不断出台各项政策措施来推动农业生产、提高农户收入和促进农村经济的发展,因此,学术界研究农业政策具有丰富的素材。国内研究农业政策的领域包括:农业政策与劳动生产率、农业政策与粮食产量、农业政策与农村贫困以及农业政策保险等方面的研究。然而,现存文献主要关注农业政策的实施效果,即农业政策对“三农”问题某一方面的影响,而鲜见研究农业政策微观传导机制即农业政策影响农户行为,从而间接作用于农村区域经济发展的文献。研究农业政策的微观传导机制不但可以发现农业政策如何影响农户生产生活决策的经济行为,而且还能探索农业政策对于农村区域经济的长远影响。这既有助于分析现行农业政策的实施效果,又能为今后农业政策的实施提供参考和建议。本文试图研究三个农业政策如何影响农户行为,变化的农户行为又会对农村区域经济产生怎样的影响,以探索农业政策影响农村区域经济发展的微观传导机制。

通过以上的综述可知,无论是研究农业政策对劳动生产率或是农村贫困的影响、还是农业保险政策对农户生产生活的影响,研究农业政策的根源在于关注农业生产、农民福利和农村区域经济的发展。因此,研究农业政策影响农村区域经济的微观传导机制,不但能够发现农业政策对于农户福利水平的影响,而且还能探讨对农村区域经济的长远影响,有助于更好地解决“三农”问题。因此,本文以新农合门诊补偿政策、“退耕还林”政策和农业补贴政策为基础,研究农业政策影响农村区域经济的微观传导机制。结合本文研究的三个子课题进一步综述研究国内外农业政策的相关文献,其结构如下:2.4.1 为农村合作医疗政策的文献综述;2.4.2 为退耕农业政策的文献综述;2.4.3 为农业补贴政策的文献综述。

2.4 子课题文献综述

2.4.1 农村合作医疗政策的文献综述

本小节在综述健康需求相关理论和实证文章的基础之上再综述农村合作医疗的相关文献。Grossman 健康需求模型对于健康经济学的发展做出了杰出

贡献，奠定了健康经济学的分析框架，但是，该模型忽略了医疗服务质量在健康需求中的重要作用，从而在健康需求的分析框架之中没有涉及需求个体对于医疗机构的选择问题。由 Gertler et al.(1987)、Mwabu et al.(1993)等构造的卫生医疗需求模型补充了 Grossman 的人力资本健康需求模型不足之处，从而丰富了健康需求分析的理论框架，国外以 Gertler 的卫生医疗需求模型为理论基础的实证文献也应运而生，例如 Akin et al.(1981)、Akin(1986)、Gertler,Locay 和 Sanderson(1987)、Mwabu(1993)、Ching(1995)、Gupta 和 Dasgupta(2002)等。成功地运用 Gertler 卫生医疗需求模型对我国的居民健康需求进行分析的代表人物有王俊（2008）等和王翌秋（2009）等。王俊（2008）等对中国居民卫生医疗需求行为的研究是从 Gertler 的卫生医疗需求模型理论出发，利用三省实地调研数据进行经验分析，说明影响中国城乡地区居民卫生医疗需求行为的各种因素及其效果。该研究发现：卫生规避现象在城市地区更加普遍；不同因素对居民卫生医疗需求行为的影响各异，城乡差异显著存在；适当的公共政策能够扩大个人的卫生医疗需求，但这种改善效应并不针对所有类别的医疗机构。王翌秋（2009）等对农村居民就诊单位选择影响因素的实证分析探讨了农户就诊单位的特征与可及性，并选用多项 Logit 模型分析影响患者就诊单位选择的因素。该研究发现：医疗服务价格的上涨将使更多的患者难以进入医疗市场获得基本的治疗，合作医疗规定的定点医疗机构和严格的转诊制度在一定程度上限制了农村居民对医疗服务的过度利用，并且，经济因素和疾病严重程度对患者就诊单位选择具有交互影响。

紧接着综述一些具有代表性的新型农村合作医疗（下文简称新农合）方面的研究。进入新世纪后，在医疗卫生服务体系市场化改革的价值取向下，使得我国居民“看病贵、看病难”问题十分普遍，令人更为不安的是医疗支出使得农民“因病致贫、因病返贫”的现象及其严重，这不但导致我国前期投入大量的人力、物力和财力进行的扶贫成效的倒退，而且不利于社会主义和谐社会的建设。为了扭转这种不利局面，中央政府于 2003 年重新启动了农村合作医疗制度改革和建设，新农合应运而生。新农合从地区试点到如今基本覆盖农村居民，一直存在各种各样的问题，例如：新农合是否具有可持续的能力、缴费方式是否具有公平性、“逆向选择”和“道德风险”也是新农合不可回避的问题之一、新农合如何对农户补偿才会使社会福利最优等等。

就新农合出现的各类问题而言，社会学、政治学和经济学等社会学科都具有丰富的研究成果。本小节综述了一些具有代表性的文献，例如顾昕和方黎明（2006）、封进（2007）、王绍光（2008）、朱信凯和彭廷军（2009）、封进和李珍珍（2009）、高梦滔（2010）、田秀娟（2010）、张广科和黄瑞芹（2010）、封进和刘芳（2010）。

虽然王绍光（2008）研究农村合作医疗体制变迁的目的是分析学习机制与适应能力的关系，但是，该文献详细地阐述了农村合作医疗制度的变迁过程：旧农村合作医疗制度产生时期、兴旺阶段、全面普及过程、衰落、新农合萌芽时期及兴起阶段。王绍光研究得出新中国成立初期，绝大多数居民健康没有保障、婴儿死亡率高、人均寿命短，传统合作医疗理念在此背景下开始萌芽了。他认为传统农村合作医疗兴起的原因是政策上得到支持，资金上依托于集体经济，医疗成本控制方面得益于“赤脚医生”积极开展的采、种、制、用中草药工作，充分利用当地药源防病治病。传统农村合作医疗制度在中国物资贫乏、医疗资源极度稀缺、居民医疗需求旺盛的情况下，保证了广大农村居民的医疗服务需求，被公认为发展中国家的典范。以市场化为基础的经济体制改革，在政策上对农村合作医疗采取了放任自流的态度、经济上摧毁了合作医疗的经济基础——集体经济、医疗成本控制上取缔了“赤脚医生”导致合作医疗迅速瓦解。在传统合作医疗逐渐瓦解的基础上，对农村医疗体制的改革有两种立场，一种坚持应巩固和发展我国独创的合作医疗；一种主张农村医疗融资体制改革追寻健康保险模式。中央政府在改革初期权利下放背景下，财政收入也逐年递减，在农村医疗体制改革的模式上倾向于健康保险模式，这一方面可以减轻中央财政负担，另一方面，使得农村医疗筹资体制能自给自足。通过一段时间的试点，这种模式在农村居民人均收入较低背景下难以发挥其作用，与此同时，中央通过税费改革极大地提高了中央财政收入的摄取能力，这使得中央政府有能力推行农民自愿参加，个人、集体和政府多方筹资，以大病统筹为主的农民医疗互助共济制度，即新型农村合作医疗制度得以推广。

封进（2007）通过对异质性个体决策行为的理论研究，回答了实施新型农村合作医疗所面临的三个极具现实意义的问题——关于新农合参与率的问题、新农合是否能实现收支平衡的问题、人头税缴费方式是否具有公平性的

问题。前两个问题是关于逆向选择和道德风险的问题，而最后一个问题涉及平等和资源再分配问题。该研究得出以下结论：首先，新农合的参与率高达92%。其次，只要把医疗支出的共付比例控制在50%左右，新农合是可以实现收支平衡的。最后，主要受益者是收入较低且健康较差的农户，它符合医疗保障制度向病人和穷人倾斜的基本要求。新农合能有效地解决以上问题的原因在于较少的缴费金额、较高的风险规避、较低的医疗支出倾向和政府财政补贴。医疗支出刚性使得穷人医疗支出倾向显著高于富人，而且穷人收入低，遭遇健康负向冲击以后可能需要负债，这一财富效应会引起较大的福利损失。综合以上两点，穷人在新农合中有较高的相对收益。

高梦滔（2010）研究了新型农村合作医疗与农户卫生服务利用的关系，以就诊次数作为参合农户利用医疗服务程度的衡量指标，估计出是否参合变量对于就诊次数的影响。该研究有两个突出的特点：对于内生性问题的处理和选取估计方法方面进行了详细的描述。该研究的回归结果具有较高的可信度，而且结论也证实了当前以政府为主导实施的新农合制度具有一定的合理性。该研究发现：（1）新农合能够有效地增加农村卫生服务利用，参加新农合使得农户1年就诊总次数平均增加0.29次；（2）从结构上看，新农合增加农户的医疗卫生服务利用更多地集中于乡镇卫生院，县级医疗机构次之，增加最少的是村级卫生服务机构；（3）新农合的制度设计似乎没有出现医疗保险制度通常存在的逆向选择问题。就研究结论（3）而言，这是一个值得商酌的结论。原因在于：为解决关键变量内生性问题，高梦滔使用广义线性模型联立方程进行估计，把第二阶段估计出的第一阶段残差变量的系数作为衡量逆向选择的依据，即系数为负表示一种“正向选择”，即参合的农户有相对较少的就诊次数；系数为正则表示一种“逆向选择”，即参合的农户有相对较多的就诊次数。实际这样的定义是不合理的，估计出的残差系数实际上应该是判断“道德风险”的依据，即系数为负表示没有道德风险，即参合的农户有相对较少的就诊次数；系数为正则表示“道德风险”，即参合的农户有相对较多的就诊次数。而且，高梦滔提出“以户为单位参合”、“干部动员保证参合率”效果不错从而避免了逆向选择的问题。这个理由确实是新农合避免逆向选择的原因，但是“以户为单位参合”、“干部动员保证参合率”的政策是在2006年以后才逐步推行的，从而使得我国2008年提前完成了新

农合基本覆盖农村居民的目标。而高梦滔研究使用的是 2003~2006 年的数据,当时新农合覆盖率不高,农户对新农合不甚了解,逆向选择问题很有可能存在。

朱信凯等(2009)使用 2006 年第二次全国农业普查的基础数据,详细的分析了新农合的“逆向选择”问题。朱信凯研究得出新型农村合作医疗制度的内生式缺陷使其难以有效规避“逆向选择”悖论,即投保者的风险无法逐个识别,建立在平均概率基础上的保费将使所有风险概率低于平均概率的人都会退出市场,从而导致保险市场风险不断上升,形成一个典型的“柠檬市场”(Rothschild 和 Stiglitz, 1976)。简单地改自愿原则为强制性原则,并不能实现人人参与的目标。该研究建议在政府财政约束、资金投入不足的条件下,通过“柠檬定价”,依据风险,分类设计合约组合,并建立一套激励相容机制,是解决当前我国农村医疗保险市场“逆向选择”经典难题,扩大新型农村合作医疗惠及面的一种次优选择。

研究农民对于新农合制度的评价是对新农合进行研究不可缺少的组成部分。农民对新农合评价的好坏直接关系到新农合是否具有可持续发展潜力、是否具有分担农户医疗风险的能力以及是否能全面覆盖农村居民等问题。具有较多的文献关于这方面的研究,其中具有代表性的是田秀娟等(2010)基于 13 省 916 个农户的调查数据关于农民对新农合制度评价的研究。该研究结果显示,农民对新农合的评价为“好”和“很好”的概率合计达 43.90%,评价为“不好”和“很不好”的概率合计为 4.58%,评价为“一般”的概率高达 51.52%。收入水平、自感健康状况、是否报销过医疗费以及对新农合管理机构的信任程度是影响农民对新农合做出不同评价的显著因素。

新农合制度是中央政府为了实现与农户“疾病风险共担”、解决农户“因病致贫、因病返贫”风险而建立的正式保险制度。张广科等(2010)基于 5 省一线调研数据估计了新农合分担农户灾难性疾病风险和“因病致贫”风险的程度。该研究的关键环节是如何衡量农户灾难性医疗支出发生率与“因病致贫”率。张广科根据世界卫生组织关于灾难性医疗支出临界值的界定和我国的实际情况,构建了衡量农户灾难性医疗支出发生率与“因病致贫”率的计算公式来分析新农合制度目标。该研究显示,新农合建立后分担了农户 33.3%的灾难性疾病风险和 24.2%的“因病致贫”风险。结果表明,农户的疾

病风险仍然比较严重，新农合制度目标的实现度有待提高，未来新农合的保障范围应保持或强化门诊补偿模式。

就实现新农合目标而言，只有具体地分析新农合的补偿模式，才能发现什么样的补偿模式有助于实现新农合缓解农户“因病致贫、因病返贫”的制度目标。封进等（2009）估计了新农合四种补偿模式带来的效果。该研究采用中国健康和营养调查数据，运用离散选择模型估计了农民的医疗需求函数，评价了新型农村合作医疗中的各种补偿模式的效果。结果表明：治疗费用、疾病特征和医疗的机会成本等因素对治疗方式的选择有显著影响。仅仅补偿住院费用对减轻医疗负担和灾难性医疗支出的作用十分有限，将补偿范围扩大到门诊费用才能有限地抵御健康风险。该研究还估计了补贴引起的医疗费用的上涨幅度对政府补贴的规模。封进和张广科的研究都表明，保持或强化门诊补偿模式有利于实现新农合制度目标。

封进（2010）等研究了新农合对县村两级医疗价格的影响。研究发现新农合对村级医疗价格没有影响，但提高了县级医疗价格，进一步的分析表明，报销比率越高，县级医疗价格上涨越大，价格上涨幅度和报销比率基本一致。造成村级医疗价格不受影响的归因于村私人诊所价格低且质量与公立机构相当，村诊所医疗价格不因新农合的推行而变化；由于县级医疗机构垄断性和盈利性，导致新农合政策的实施促使县级医疗价格上涨，从而冲销医疗保险的效果。

对于新农合可持续性而言，来自上级政府资金支持是必不可少环节。上级政府如何更为合理地在不同地区之间分配资金是一个值得研究的课题。顾昕等（2006）研究了公共财政体系与新农合筹资水平的关系。该研究发现：新农合的筹资主要来自政府补助。对于很多县级政府来说，其新农合筹资主要来自中央政府和省级政府的补助金，这对于新农合的平稳实施至关重要。然而，由于新农合补助金是一种带有配套要求的专项补助，而上级政府大多采用一刀切式的固定金额补助法，农业人口比重高的地方政府不得不承担相对较高筹资责任。为了发挥上级政府补助金推进地方政府财力横向均等化的作用，促使财力不同的地方政府为民众提供大体相同的新农合服务，有必要在政府间转移支付上探寻更为制度化的方法。

2.4.2 “退耕还林”农业政策的文献综述

为了实施生态流域保护和生态修复工程,也为了实施反贫困的战略目标,中央政府从1999年开始试点退耕还林政策并逐步扩大实施范围。退耕还林的试点工作取得了重要的经验和教训,为此,学术界围绕退耕还林进行了方方面面的研究,本文综述了近期关于退耕还林方面的文献。

退耕还林怎样影响农户生产、生活是重要研究领域之一,例如:黎洁(2009)等借助可持续生计分析工具研究了我国西部贫困山区退耕农户的生计状况。该研究发现:兼业农户家庭比农业家庭资本禀赋高、抵御风险强、贫困比率低、环境依赖弱,因此,该研究鼓励农业家庭从事兼业经营来提高生活水平,从而实现环境保护和反贫困的目标。邵传林(2010)等研究了退耕还林过程中农户、地方政府与中央政府之间的博弈行为,该研究发现:就农户与政府之间退耕还林博弈而言,农户短期对政府投机获利收益小于长期与政府合作所获得的收益;就中央政府与地方政府退耕还林的博弈而言,地方政府根据中央政府退耕还林再施相应政策所获收益大于其先实施退耕所获收益。谢旭轩(2010)等采用匹配倍差法(matching difference in difference regression)研究了政府实施退耕还林政策对农户的影响。该研究发现:实施退耕还林使得农户种植业收益受到不利影响;由于获得林业收益具有一定滞后性,加之养殖业要素投入价格上涨,因此,退耕还林初期养殖业和林业不能有效地替代种植业收益的下降;从退耕还林长期效果来看,农户生产生活质量的好坏很大程度上取决于资产积累规模。西部地区农户资产积累较低,而退耕还林又主要在西部地区实施,因此,该研究建议政府应该为退耕还林的资产积累提供有利条件。王术华(2010)研究了退耕还林后期农户复耕意愿。该研究发现:农户家庭收入水平和退耕补贴金额标准是影响农户复耕关键因素。谢旭轩(2011)等研究退耕还林对农户收入的影响,该研究发现:由于退耕还林补贴金额的支持,农户退耕还林并没有对总收益产生影响,但是,退耕还林补助不足以弥补种植业的损失且退耕还林并没有发挥从农业释放劳动力的作用。陈珂(2011)等对退耕农户参与后续产业行为进行了研究,该研究发现:由于受到农地自然特征和退耕农户教育程度等个人特征因素的约束,农户有限理性决策行为使得期望其参与后续产业概率不大。

研究退耕还林还涉及劳动力供给、生态保护和农业劳动生产率等方面的研究。例如：

朱明珍（2011）等研究了退耕还林对劳动力供给的影响。该研究发现：退耕还林工程的实施激励了农户增加林业和非农行业劳动力供给，同时减少了种植业劳动力供给。就退耕还林影响农户力度而言，黄河流域农户受影响大于长江流域农户。崔海兴（2009）研究了退耕还林对耕地利用的影响，该研究发现：退耕还林能有效地提高了林地面积，优化了种植业的产业结构，提高了农地劳动生产率。宋长鸣（2011）在退耕还林政策背景下研究了桑蚕茧劳动效率变化趋势。该研究发现：在退耕还林和东桑西移共同作用下，自然灾害频繁和农户家庭人均桑蚕茧固定资产投资下降，导致劳动效率下降趋势明显。同时，由于桑蚕茧吸纳农村剩余劳动力能力有限，因此应该优化桑蚕茧的产业结构，提高劳动生产率。冉圣宏（2010）等研究了退耕对于土地利用及其生态服务功能的影响。该研究发现：退耕的生态建设措施有效地遏制住了生态恶化的发展趋势，生态服务功能得到进一步提高，其中缓坡、中坡和陡坡耕地的退耕发挥了重要作用；生态建设正外部性不仅仅涵盖退耕居民，而且还对涵盖整个生态体系的居民，因此，政府应该成为生态建设的投资主体。

2.4.3 农业补贴政策的文献综述

国内对于农业补贴政策的研究对象包括粮食直接补贴政策和间接补贴政策，研究视角既有理论研究又有实证分析，但是，研究结论并不具有广泛的一致性。关于粮食直接补贴政策是否能够提高农民种粮积极性、扩大播种面积和提高粮食产量引起了学术界激烈争论。其中支持粮食直接补贴政策能够发挥作用的研究文献如下。

邓小华（2004）、曹芳和李岳云（2005）、孔玲（2006）和王金晖等（2007）研究发现：农户从事农业生产积极性的提高和粮食产量的大幅增加归因于粮食直接补贴政策的刺激作用。同样，陈波（2005）的研究也发现类似的结论即粮食直接补贴政策有利于提高农户收入和粮食供给的稳定增长，与此同时，粮食直接补贴政策还通过间接方式发挥作用，该政策转变了政府和农户的地

位和角色，政府由以往种粮农户的索取者转变为种粮农户的扶持者，农户在该政策中获得了以往不能获得的实惠（李伟毅, 2006）。陈薇（2006）和朱红根（2007）等描述性分析发现粮食直接补贴政策有利于扩大粮食播种面积、提高农户从事农业生产积极性。杨友孝、罗安军（2006）研究了粮食直接补贴政策的短期影响和长期效应。就抵御农业风险能力而言，直接补贴和间接补贴作用各不相同，两者相互补充互为有机整体。有的学者研究发现粮食直接补贴政策要发挥作用必须满足一定的前提条件，例如，粮食直接补贴金额如果不是根据播种面积来计算的话，粮食直接补贴政策效果就会不明显，不会提到提高粮食产量的效果（陈颂东，2007）。司晓杰（2009）研究了粮食补贴政策组合效应是如何协同发挥作用的来提高粮食产量和农户种粮收益。刘克春（2010）研究了粮食生产补贴政策如何影响农户种植决策，该研究发现：实施粮食生产补贴政策通过改变农户粮食生产收入预期，从而对农户粮食生产决策行为产生影响。彭克强（2010）研究了中国支农投入与粮食生产能力之间的关系，该研究发现：从长远来看，政府财政支农资金投入有利于提高粮食产量。但是，就财政支农资金投入工具化特点和应激性倾向而言，促进粮食生产的效果不明显。罗光强（2010）等研究发现财政支农政策具有以下三个功能：（1）财政支粮政策能有效地刺激粮食产出增长；（2）财政支粮政策影响粮食产出增长具有滞后性；（3）财政支粮政策频繁变迁不利于粮食产出的稳定。

不支持粮食直接补贴政策能够发挥作用的研究文献如下。马彦丽和杨云（2005）研究发现：由于中间要素价格上涨导致农户农业生产投入增加，而粮食直接补贴政策无论是对播种面积还是单位面积投入成本都没有产生任何影响。梁世夫（2005）、李鹏和谭向勇（2006）也发现类似结论即粮食直接补贴政策提高农民种粮收益的作用不大。张冬平（2005）等研究发现：虽然粮食直接补贴政策有利于粮食增产，但是，该作用是短期效应不能形成持续动力。王姣和肖海峰（2006）研究发现：不同的补贴方式对粮食产量影响各不相同，其中按播种面积进行补贴对粮食产量的影响较大、按商品粮数据进行补贴效果次之，而按计税面积补贴对粮食产量不产生影响。但是，即使是按播种面积进行补贴提高粮食产量幅度较小。李瑞峰和肖海峰（2006）研究发现：粮食补贴政策体现了中央政府对农民的关注，其象征意义大于其政策本身，

粮食不同政策影响粮食产量的作用逐渐减弱。陆健康（2006）研究发现：直接补贴政策由于补贴金额较低对农民从事农业生产作用不大，该政策与其它政策共同作用才对农民种粮发挥作用。王金晖（2007）等研究发现：粮食直接补贴政策的效果因中间要素价格上涨而被抵消，加之粮食直接补贴金额较小，对粮食生产没有发挥应有作用。穆月英（2009）运用一般均衡（SCGE）模型模拟了农业补贴政策效果，该研究发现：直接补贴政策导致农业总产出增加，国民收入下降；最低收购价导致农业总产出下降，国民收入增加。无论是直接补贴还是最低收购价格都不影响福利收益。

还有部分关于农业补贴政策其它方面的研究，例如，曹光乔（2010）等研究农机购置补贴对农户行为的影响，该研究发现：在农机购置中，农户受教育程度、身体健康状况、资金充裕状况是购买农机决策的重要因素。农机购置补贴政策更容易影响融资能力弱、家庭成员外出务工的农户家庭。臧文如（2010）评估了财政直接补贴政策对粮食数量安全的影响，该研究发现：虽然财政直接补贴政策提高了我国粮食数量安全、自给率和农户积极性，但是影响较小。专项补贴政策优于综合性收入补贴的效果。除此之外，还有关于研究粮食直接补贴政策如何影响粮食生产者、经营者、消费者和政府方面的文献，肖国安（2005）研究了粮食直接补贴政策对粮食生产者和消费者的福利影响，该研究发现粮食直接补贴政策有利于粮食消费者而不是粮食生产者，该研究还发现粮食直接补贴政策没有发挥稳定粮食产量和价格的作用。韩喜平（2007）等研究发现粮食直接补贴政策发挥的作用优于实施生产资料补贴政策。在提供农户受益方面，粮食直接补贴政策的效果也大于粮食价格支持政策。

2.4.4 对子课题研究文献的总结与评述

就研究农村合作医疗文献而言，取得了丰富的研究成果，研究内容包括农村合作医疗萌芽时期到新农合全面覆盖的发展历程，医疗保险中的“逆向选择”和“道德风险”是研究的重要领域之一，以及医疗服务利用与新农合关系的研究，关于新农合补偿模式与农户福利水平的研究，关于新农合与“因病致贫”、“因病返贫”关系的研究，与此同时，这些研究对农村合作医疗

政策制定和实施产生了重要影响。虽然研究成果丰富，但是缺乏关于新农合门诊补偿政策与农户医疗需求行为的研究。新农合门诊补偿政策受益农户数量远远大于只报销大病农户数量，绝大多数农户健康需求行为会因门诊补偿政策而改变，健康需求行为的变化又会影响农户经济行为，从而影响农村区域经济。因此，在各级政府纷纷实施新农合门诊补偿背景下，需要回答的问题是：新农合门诊补偿怎样影响农户健康需求行为，农户健康需求行为的改变又会对农村区域经济产生什么样影响。本文子课题之一：以新农合门诊补偿政策为基础，研究农户健康需求行为的变化，从而影响农村区域经济的微观传导机制。

政府推行“退耕还林”政策涉及范围广、持续时间长，对农户生产生活影响深远，随之产生了大量研究退耕还林的文献，研究领域涵盖退耕还林的方方面面。研究范围包括：退耕还林对兼业农户和农业家庭的影响、退耕还林对农户种植业收益的影响、退耕还林后期复耕意愿的研究、退耕还林对劳动力供给的影响、退耕对土地利用及其生态服务功能的影响、以及对“退耕还林”过程中农户、地方政府和中央政府博弈行为的研究等。虽然研究“退耕还林”政策成果丰硕，但是，鲜有从“退耕还林”政策落实快慢的角度研究“退耕还林”影响农户生产决策行为，也就是说，政府推行“退耕还林”政策时，部分农户“退耕还林”的积极性并不高，是什么因素阻碍了农户“退耕还林”积极性。本文子课题之二：以“退耕还林”政策为基础，研究农户生产决策行为的变化、从而影响农村区域经济的微观传导机制。

国内研究农业补贴政策的对象包括粮食直接补贴政策和间接补贴政策，研究视角既有理论研究又有实证分析，但是，研究结论并不具有广泛的一致性。关于粮食直接补贴政策是否能够提高农民种粮积极性、扩大播种面积和提高粮食产量引起了学术界激烈的争论。其中支持粮食直接补贴政策能够发挥作用的文献有：邓小华（2004）、曹芳和李岳云（2005）、陈波（2005）、孔玲（2006）、李伟毅（2006）、陈薇（2006）、罗安军（2006）、王金晖等（2007）、朱红根（2007）、司晓杰（2009）、刘克春（2010）和彭克强（2010）等。这些文献分别从粮食直接补贴政策影响农户生产积极性、农户收入、播种面积、粮食产量等方面得出粮食直接补贴有利于农业生产；其中不支持粮食直接补贴政策能够发挥作用的文献有：马彦丽和杨云（2005）、

梁世夫(2005)、张冬平(2005)、李鹏和谭向勇(2006)、张冬平(2005)、王姣和肖海峰(2006)、李瑞峰和肖海峰(2006)、陆健康(2006)、王金晖(2007)和穆月英(2009)等。这些文献也从类似的视角研究发现,粮食直接补贴政策对促进农业生产没有起到多大作用。虽然研究粮食直接补贴政策对农业生产是否产生影响的文献丰富,但是,很少有从农户配置家庭劳动力和物质资本的角度研究农业补贴如何影响农业生产。农业补贴政策影响农户配置家庭资源,从而影响农业生产。也就是说,农业补贴政策对农户根据利润最大化原则来配置家庭资源产生影响,从而作用于农业生产。本文子课题之三:以农业补贴政策为基础,研究农户配置家庭劳动力和物质资本的行为、从而影响农村区域经济的微光传导机制。

本文在现有文献基础之上,以新农合门诊补偿、退耕还林和农业补贴政策为基础,研究了农业政策影响农村区域经济的微观传导机制,本文贡献主要体现在以下三个方面。

2.5 本文的贡献

首先,本文研究了新农合门诊补偿政策对于农户需求行为的影响。简要介绍了门诊补偿如何影响具有不同就医习惯的农户,这类农户又会导致两种可能的状态——农户患病后未采取治疗措施,但身体能自然康复即为状态一;农户患病后未采取任何措施,小病拖成大病,从而住院治疗即为状态二。研究发现新农合门诊补偿对农户医疗需求行为的影响表现在:一方面,门诊补偿促使农户状态一下及时进行门诊治疗。虽然这增加了医疗费用,但是能使农户迅速的恢复健康,减轻了因为患病而对家庭收入能力的冲击,而且还能避免农户患病后未采取任何措施而自然康复所经历痛苦。另一方面,门诊补偿促使农户状态二下降低住院治疗的概率高达 12.3%,这表明门诊补偿使农户及时进行门诊治疗避免拖成大病,有效地抵御了健康风险的冲击。新农合门诊补偿政策提高了农户健康存量,从而提高了农户健康消费天数,这意味着农户的劳动供给增加。从短期上看,农户因新农合门诊补偿提高了劳动供给量,从而推动农村产量的增加,这意味着新农合门诊补偿政策推动了农村经济的增长;从长期上看,当农户根据新农合门诊补偿政策不断调整健康

消费量和单位劳动物质资本存量，从而实现最优健康消费量和单位劳动最优资本存量，农户健康消费和生产决策最终处于新的均衡状态，这意味着新农合门诊补偿政策提高了最优健康消费量和最优单位劳动物质资本存量，但新农合门诊补偿政策不会继续推动农村经济的增长，因此，新农合门诊补偿政策不是长期推动农村区域经济增长的因素。

其次，研究了“退耕还林”政策对农户生产决策行为的影响。研究发现：就某村农户而言，绝大多数农户处于贫困或半贫困的状态，如果政府没有支付退耕补偿费的情况下，农户“退耕还林”导致的短期损失使得农户生计难以维持，农户选择“退耕还林”存在的风险较大，理性选择就是“退荒还林”。由此可知，政府惠农政策落实的快慢取决于政府公信度对农户生产行为的影响，当政府公信度不高时，农户面临的主观风险较大，此时理性选择就是观察一段时间。这就是为什么政府出台的各种惠农政策总是要经过一段时间才能惠及每位农户。使用荒地“退荒还林”难以起到生态修复和保护的作用，同时，在荒地上种植经果林所得到的农业经济效益较低，“退荒还林”无法获得长期经济效益。也就是说，“退荒还林”既不能实现生态修复和保护，也不能起到反贫困作用，农户只获得退耕补偿费。因此，农户选择“退荒还林”短期内获得退耕补偿费对于反贫困起到了一定作用，但是对农户长期收益没有影响，不利于改善农户长期生产生活，不利于农村区域经济长期发展。

最后，研究了农业生产补贴如何影响农户家庭劳动力和物质资源的配置。研究得出兼业家庭会把农业生产补贴和劳动力投入到非农行业以获取更高家庭净收益，从而降低了农业净收益，这不利于农业的生产经营。通过数据发现兼业家庭占农户家庭的比例高达 74%，如果以此推算，那么就会有大量的农业补贴资金被农户投入到非农行，从而损害了农业补贴政策激励农户发展农业的积极性。农业净收益的下降对农村区域经济产生了正反两方面的作用。一方面，非农行业净收益高于农业净收益，这就会激励农户把物质资源和劳动力投入到非农行业，从而促进当地非农经济的发展，推动农村劳动力进一步的转移。另一方面，由于农业生产经营以家庭为单位，农户把家庭资源和劳动力更多地投入到非农行业，短期而言，这不利于农业的发展。在农村地区，或多或少存在耕地抛荒的现象，这表明农村非农行业的发展挤压了以家庭为单位的农业生产经营方式。为应对以家庭为单位的农业净收益不具备竞

争力的局面，不少地区开始试行规模化农业生产经营方式。可以预计，未来农村区域经济的发展会因地制宜发展具有特色的非农经济，与此同时，以家庭为单位的农业生产经营方式会逐渐转变为以公司为单位、规模化和机械化的农业生产经营方式。

本文具体结构如下：第3章、第4章和第5章分别研究新农合门诊补偿政策对农户健康需求行为的影响、“退耕还林”政策对农户生产决策行为的影响和农业补贴政策对农户配置家庭资源的影响；第6章研究以上农户经济行为的变化如何影响农村区域经济；最后一章为研究结论与评述。

3. 新农合门诊补偿政策对农户健康需求行为的影响

3.1 引言

农村合作医疗是我国农民自创的互助共济医疗保障制度，在农民获得基本卫生服务方面发挥了重要作用。农村合作医疗先后经历了几个阶段：20 世纪 40 年代为萌芽阶段，50 年代为初创阶段。60~70 年代为发展与鼎盛阶段，80 年代为解体阶段，90 年代以来为恢复发展阶段。进入 21 世纪后，在医疗卫生服务体系市场化改革的价值取向下，我国居民“看病贵、看病难”问题凸显，医患矛盾不断激化升级，医院运营陷入以药养医的怪圈，农民因病致贫、因病返贫的现象严重而普遍，为社会的不稳定增加了砝码。正是在这种大环境下，如何破解医疗迷局成为当务之急，农村合作医疗改革势在必行，因此新型农村合作医疗应运而生。新农合制度是由政府组织、引导和支持，农民自愿参加，个人、集体和政府多方筹资，以大病统筹为主的农民医疗互助共济制度，是当今中国农村地区医疗保障体系的主要支柱。

新农合医疗制度从 2003 年起在全国部分县（市）试点，到 2008 年逐步实现基本覆盖全国农村居民。基于新农合资金收支平衡和分担重大健康风险的考虑，各省市在新农合试点之初，实施了只保大病的补偿政策。然而该补偿模式引起学术界对于新农合缓解“因病致贫、因病返贫”效果产生质疑：如赵志刚等（2006）指出，农户对新农合能否解决家庭的医疗问题表示悲观，认为只保大病受益机会少。封进等（2007）指出：现实中新农合一般只保大病，这将加重逆向选择，降低合作医疗的吸引力和参与率。仅仅补贴大病带来的另一个问题是不利于农民在健康出现问题时及时治疗，导致小病拖成大病，反而引起更多的医疗支出，也影响到新农合基金的收支平衡。封进（2009）

对我国农村医疗保障制度的补偿模式进行了系统研究表明仅仅补偿住院费用对减轻医疗负担和灾难性医疗支出的作用十分有限，将补偿范围扩大到门诊费用才能有效地抵御健康风险。张广科等（2010）对新农合制度目标及其实现路径进行研究时发现：新农合制度建立后分担了样本地区农户 33.3%的灾难性疾病风险和 24.2%的“因病致贫”风险。农户的疾病风险仍然比较严重，新农合制度目标的实现度有待提高，未来新农合的保障范围应保持或强化门诊补偿。胡巧芳（2010）指出为了进一步利用好新农合基金，发挥门诊补偿在扩大受益面、促进小病及早防治等方面的作用。许多省市开始探索建立新农合“门诊补偿”模式用以补偿参合农民普通门诊费用。

在各省市区纷纷实施门诊补偿的政策下，无法回避的两个问题是：新农合门诊补偿如何影响于农户健康需求行为？农户健康需求行为的变化又会对农户健康状况产生什么样的影响？本章研究目的就是回答这两个极具现实意义的问题。

3.2 分析框架

直接研究健康需求行为对健康状况的影响较为困难，原因在于：一方面，没有直接测度健康需求动态变化的数据，另一方面，即使存在健康需求的数据，然而健康状况涵盖的指标较多，无论选取那个指标作为健康状况的测度都存在一定的局限性。但是，医疗需求能反映健康需求状况，因此，通过研究农户医疗需求影响健康状况可以间接研究健康需求行为对健康状况的影响。

新农合门诊补偿对医疗费用的影响取决于对两类农户医疗需求行为的影响，从而对医疗费用发生作用：第一类农户：该类农户具有及时就医习惯，不论大病小病，一旦患病就会立即就诊。门诊补偿虽然不会改变这类人的就医及时性，但却可能导致这类农户“道德风险”问题，即农户因为门诊补偿而过度消费医疗服务，同时，门诊补偿也会激励医生发生对门诊治疗参合农户的“诱导需求（Induce demand）”行为。就我国农户实际情况而言，因农户人均收入处于较低水平，农户因门诊补偿而主动增加门诊消费的可能性不大，同时，鉴于数据局限性，笔者无法估计由于门诊补偿导致医生“诱导需

求”问题的影响，故本文并未涉及第一类农户“道德风险”和医生“诱导需求”两个问题的研究，但可以肯定的是，门诊补偿必然导致第一类农户医疗费用的增加。

对于第二类具有不及时就诊习惯的农户而言，患病后不及时就诊会产生两种可能的状态：第一种状态是患病后基于医疗费用的考量不进行治疗，一段时间之后，农户的病情靠自身免疫力不需要花费医疗支出而自然康复。在这种状态下，如果有门诊补偿促使农户及时进行门诊治疗，就会导致医疗费用增加，在这种情况下，门诊补偿就相当于增加了农户门诊支付能力，从而增加了医疗费用，因此，本文把这种情况称为门诊补偿的收入效应；第二种状态是农户不及时门诊治疗，就会造成小病拖成大病，从而导致住院治疗。在这种状态下，如果有门诊补偿，农户及时就诊，从而避免了住院治疗而转向门诊治疗，促使医疗费用因门诊补偿而下降，这种情况下，门诊补偿改变了患病农户的治疗方式，本文把这种情况称为门诊补偿的替代效应。为了初步的验证门诊补偿对第二类农户医疗需求行为的影响，本文利用中国健康与营养调查（CHNS）2006 年的数据，分别计算了参合的患病农户有无门诊补偿就医行为的分布。如表 3.1 所示，有门诊补偿的患病农户人群门诊治疗比例大于无门诊补偿的患病农户人群，相应地，有门诊补偿的患病农户人群的未治疗比例和住院治疗比例都小于无门诊补偿的患病农户人群。由此可知，门诊补偿很可能影响了农户的就医行为，表 3.1 的统计结果与本文对第二类农户就医行为的分析是一致的。因此，对于第二类农户而言，门诊补偿对医疗费用的影响取决于以上收入效应和替代效应相互作用的结果，由此可知，本文的研究目的：首先是探测出新农合门诊补偿对第二类农户就诊行为的影响；其次，判断门诊补偿的收入效应和替代效应共同作用导致医疗费用是增加抑或下降；最后，由于医疗费用因地区而异，因医院的级别而异，故根据数据估计出医疗费用变化的绝对数具有一定局限性。故本文估计的是因门诊补偿导致医疗费用增加或下降的百分数，这是一个相对指标、具有普适性。为了叙述方便，以下的农户均指第二类农户，除非特别说明之外。分析框架如图 3.1 所示。

门诊补偿对医疗费用的影响，可将分析代表性农户医疗费用因门诊补偿而发生的变化作为样本，然后根据样本农户医疗费用的变化推断出总医疗费

用的变化，由总医疗费用的变化除以医疗费用，即可求出因门诊补偿导致医疗费用增加或下降百分数。

表 3.1 参合患病农户就医行为分布的对比表 单位：%

	未治疗比例	门诊治疗比例	住院治疗比例
门诊补偿	20.98	68.53	10.49
无门诊补偿	29.41	55.88	14.71

3.2.1 门诊补偿影响代表性农户医疗费用的期望模型

代表性农户医疗费用因门诊补偿而发生的变化取决于上文所述由门诊补偿的收入效应和替代效应相互作用的结果。其数学表达式可由 (3.1) 式所示。

$$E(\Delta C|T=1)=O \cdot O_F \cdot P_1 \cdot P(a=1|T=1, B=1)+H \cdot (H_F - O_F) \cdot P_2 \cdot P(a=1|T=1, B=2) \quad (3.1)$$

(3.1) 式中 $E(\Delta C|T=1)$ 表示门诊补偿对代表性农户医疗费用变化的期望，其中 ΔC 表示变化的医疗费用； $T=1$ 表示拥有门诊补偿的农户。 O 表示门诊治疗概率，即门诊治疗的患病农户人数与门诊治疗和住院治疗患病农户人数之和的比值，同理， H 表示住院治疗概率，即住院治疗的患病农户人数与门诊治疗和住院治疗患病农户人数之和的比值。 $O_F \cdot P_1 \cdot P(a=1|T=1, B=1)$ 表示代表性农户在第一种状态下，门诊补偿促使能自然康复的农户及时就诊，从而导致门诊费用的增加量，即上文所述的代表性农户门诊补偿的收入效应。其中： O_F 表示新农合患病农户门诊治疗的人均门诊费用， P_1 表示第一种状态发生的概率， $P(a=1|T=1, B=1)$ 表示农户在第一种状态下因门诊补偿而及时门诊治疗增加的概率，即上文所述的门诊补偿对农户就诊行为的影响。 $a=1$ 表示农户患病后及时就诊， $B=1$ 表示农户患病后能自然康复即为状态一， $B=2$ 表示农户患病后小病拖成大病，从而导致住院治疗即为状态二， a 和 B 都是虚拟变量。 $(H_F - O_F) \cdot P_2 \cdot P(a=1|T=1, B=2)$ 表示在第二种状态下，门诊补偿促使以前小病拖成大病而住院治疗的代表性农户及时门诊治疗，避免了住院治疗，从而导致医疗费用的下降量，即上文所述的代表性农户门诊补偿的替代效应，其中， P_2 表示第二种状态发生的概率， $P(a=1|T=1, B=2)$ 表示代表性农户在第二种状态下因门诊补偿及时门诊治疗而导致住院治疗减少的概率，这也是上文所述的门诊补偿对农户就诊行为的影响， H_F 表示新农合患病农户住院治疗的

人均住院费用。

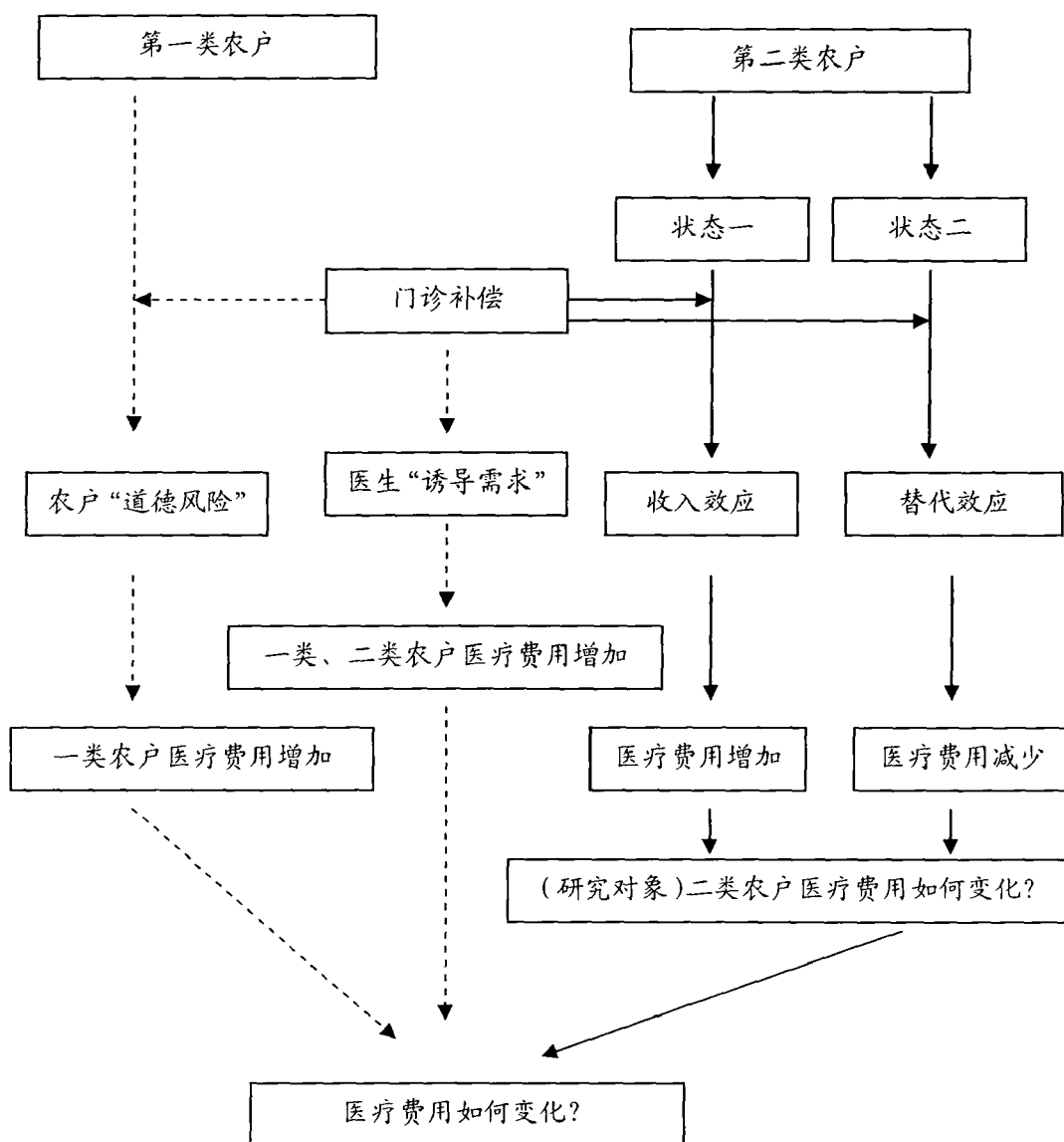


图 3.1: 本文的分析框架图

注：本文主要研究的是门诊补偿如何影响第二类农户的医疗费用，实线箭头表示本文将要研究的问题，虚线箭头表示存在但本文并未涉及的问题。由上文分析可知，虚线箭头表示的问题可以定性分析。

3.2.2 医疗费用因门诊补偿的变化率

根据表达式 (3.1) 中门诊补偿的收入效应和替代效应，可以推断出所有农户门诊补偿的总收入效应和总替代效应，如下两个表达式所示。农户医疗

费用因门诊补偿而发生的变化量即为总收入效应和总替代效应之和。

$$\text{总收入效应} = N \cdot S \cdot HO \cdot O \cdot O_F \cdot P_1 \cdot P(a=1|T=1, B=1) \quad (3.2)$$

$$\text{总替代效应} = N \cdot S \cdot HO \cdot H \cdot (H_F - O_F) \cdot P_2 \cdot P(a=1|T=1, B=2) \quad (3.3)$$

其中：N表示农户参加新农合的人数，S表示四周患病率，HO表示就诊率，即参加新农合的患病农户中门诊治疗和住院治疗的总人数与所有参加新农合患病农户人数的比率，同时，农户医疗费用等于住院费用与门诊费用之和，而住院费用和门诊费用可由如下两式求出。

$$\text{门诊费用} = N \cdot S \cdot HO \cdot O \cdot O_F \quad (3.4)$$

$$\text{住院费用} = N \cdot S \cdot HO \cdot H \cdot H_F \quad (3.5)$$

由(3.2)式、(3.3)式、(3.4)式和(3.5)式，可以推出新农合门诊补偿导致医疗费用发生变化比率如下表达式(3.6)式所示，通过换算可以得到简化形式(3.7)式。

$$\text{医疗费用变化率} = \frac{\text{医疗费用变化量}}{\text{医疗费用}} = \frac{\text{总收入效应} + \text{总替代效应}}{\text{住院费用} + \text{门诊费用}} \quad (3.6)$$

$$= \frac{N \cdot S \cdot HO \cdot O \cdot O_F \cdot P_1 \cdot P(\partial=1|T=1, \beta=1) + N \cdot S \cdot HO \cdot H \cdot (H_F - O_F) \cdot P_2 \cdot P(\partial=1|T=1, \beta=2)}{N \cdot S \cdot HO \cdot H \cdot H_F + N \cdot S \cdot HO \cdot O \cdot O_F}$$

$$\text{医疗费用变化率} = \frac{O \cdot O_F \cdot P_1 \cdot P(\partial=1|T=1, \beta=1) + H \cdot (H_F - O_F) \cdot P_2 \cdot P(\partial=1|T=1, \beta=2)}{O \cdot O_F + H \cdot H_F} \quad (3.7)$$

上式的经济学含义为：门诊治疗概率、住院治疗概率、门诊补偿的收入效应和替代效应共同决定了新农合门诊补偿导致医疗费用的变化率，该变化率不受参加新农合的人数、四周患病率以及就诊率的影响。

3.3 估计方法的选取和描述

3.3.1 估计方法的选取

关于(3.7)式的计算关键在于对农户第一种状态因门诊补偿而及时门诊治疗增加概率 $P(a=1|T=1, B=1)$ 的估计和对第二种状态因门诊补偿导致住院治疗减少概率 $P(a=1|T=1, B=2)$ 的估计，即对农户在患病后能自然康复情况下因门诊补偿而及时进行门诊治疗增加概率估计，和对农户在以往患病后小病拖成大病，从而住院治疗情况下，现因门诊补偿而及时门诊治疗导致住院治

疗减少概率估计。对于农户而言,新农合即将实施门诊补偿政策的时间和地区完全是随机的,门诊补偿对于新农合农户就诊行为是一种“自然冲击”,因此,估计农户第一种状态和第二种状态下就诊行为因门诊补偿变化概率($P(a=1|T=1, B=1)$ 和 $P(a=1|T=1, B=2)$)可用估计政策效果的方法(Program Evaluation)来进行估计。Imbens 和 Wooldridge(2009)指出:在最近二十年,对政策实施的因果效应估计,无论是在理论上还是在实证应用中,都具有逐渐发展成熟的趋势。

采用哪种估计方法对政策实施的因果效应进行估计取决于所使用数据的特征,若已知政策前的事前组(Pretreatment group)和政策后的处理组(Treatment group)、控制组(Control group)的变量值,则可用 DID(Difference-in-Difference)的方法进行估计。就本文而言,新农合在 2003 年开始试点,而本文所使用的中国健康与营养调查数据只有 2004 年和 2006 年的调查数据涉及到新农合信息。一方面,数据中 2004 年参加新农合人数不多(699 人),加之本文使用的数据是参加新农合且患病的农户样本,使得 2004 年政策前的事前组样本量较小(138 人),政策后的处理组和控制组样本量更小,回归结果估计可信度不高;另一方面,Meyer(1995)指出,采用 DID 分析方法的必要前提是没有其他因素与政策变量同步影响被解释变量,根据实际分析可以看出,从 2004 年到 2006 年新农合制度建设一直在进行之中,不仅逐渐采取了门诊补偿,同时也提高了政府和农户的参合费用、调整补偿标准、改变起付线等等,因此,在无法控制其他政策因素的情况下,采用 DID 的方法无法识别农户就诊行为的变化是由门诊补偿政策还是其他政策变化所引起的。

当仅知道处理组、控制组在政策后变量值时,可以用 ATE(Average-Treatment-effect)的方法进行政策实施的因果效应估计。ATE 的方法可以是参数估计的形式(Rosenbaum and Rubin,1985),也可以是非参数估计的形式,如基于事前变量(Premient-variable)为基础的配对估计方法(Abadie and Imbens,2002)、基于倾向值(Propensity-score)为基础的配对估计方法。非参数估计无需对模型函数形式进行设定,从而避免了因模型函数的错误设定而导致的估计偏误。

基于事前变量为基础的配对估计方法是根据处理组和控制组的事前变量

进行配对的,例如,仅知道处理组某个样本政策后因变量值,则在控制组中找到与处理组该样本事前变量特征最为相似,即赋范空间距离最小的四个样本对其进行匹配,对这些匹配的控制组样本因变量取均值,则政策实施对处理组该样本的政策效应(ATT)即是处理组因变量值与其匹配的控制组样本因变量均值之差。同理,也可以估计出政策实施对控制组的政策效应(ATC)以及对包括控制组和处理组在内的所有样本的政策效应(ATE)。之所以选择最为相似的四个样本进行匹配,是因为 Abadie 和 Imbens(2002)指出,只有配对样本数随着样本同时增加时才能使得估计的统计量接近有效边界,因此匹配数量需要较大。但 Abadie 等(2001)也指出,为使配对估计不仅仅依靠少量的信息同时又能排除无关信息的干扰,所取配对样本数为四为宜。对于事前变量维度的选取,Abadie 和 Imbens(2002)指出,对处理组与控制组进行匹配的事前变量的维数最好是小于或等于三维,虽然这样匹配使得估计的统计量能解决有偏性问题,但有可能使估计量不再是有效估计量,幸运的是 Abadie 和 Imbens(2002)提出的偏差纠正配对估计量(Bias-corrected - Matching - Estimator)能有效的解决这一问题。

使用基于事前变量为基础的配对估计方法进行政策实施因果效应的估计有两个前提条件:(1)无混杂因素(unconfoundedness)条件 $(Y(0), Y(1)) \perp T \mid X$ 和(2)公用支持(common support)条件 $0 < P(T \mid X) < 1$ 。前提条件(1)即是说在控制事前变量 X 的条件下,因变量潜在结果(Potential outcome)与是否参与政策项目相独立。前提条件(2)是指给定事前变量,样本是否参与政策项目不是事前确定的,而是随机的。因此,能否使用基于事前变量为基础的配对估计方法,取决于具体问题具体分析,就本文而言,事前变量的选取是以 Grossman (1972)人力资本健康需求理论和国内相应的研究文献为依据,所以它应包括年龄、年龄平方、性别、户口、受教育年限、家庭人均收入和自评健康状况的情况下,前提条件(1)才有可能成立。而本文所选取的事前变量的维度(七维)远大于 Abadie 和 Imbens(2002)提出的最优匹配维度小于或等于三维,因此,本文不宜采用事前变量为匹配依据的方法。

基于倾向值为基础的配对估计方法在匹配的时候不必考虑事前变量的维度问题,从而避免了上述基于事前变量为基础匹配估计方法的不足之处;而且,即使门诊补偿实施的时间和地区对农户而言不是完全随机的情况下,正

如 Rosenbaum 和 Rubin(1983)指出,在政策实施不完全随机的情况下,基于倾向值为基础的配对估计方法对处理组的政策效果(ATT)估计量虽然有偏,但在所有政策因果效应的估计方法中这种估计方法偏误最小。因此,本文运用基于倾向值为基础的配对估计方法对农户第一种状态和第二种状态下因门诊补偿而及时门诊治疗的概率($P(a=1|T=1, B=1)$ 和 $P(a=1|T=1, B=2)$)进行估计。

基于倾向值为基础的配对估计方法的两个假设是:假设(1) $X \perp T | P(X)$,是指倾向值给定条件下,事前变量具有平稳性,也就是说处理组和控制组的变量不具有显著性差异,该假设可用数据进行检验;假设(2) $(Y(0), Y(1)) \perp T | X$,是指给定事前变量的条件下,因变量潜在结果与是否参与政策项目无关。该假设不可检验,所以用此方法进行配对估计时,必须根据相应的经济理论来选择事前变量保证该假设条件的成立。

3.3.2 估计方法的描述

基于倾向值为基础的配对估计方法基本思路如下:首先,估计出由 Rosenbaum 和 Rubin(1983)提出的倾向值,该值的定义为给定事前变量特征 X 的条件下,样本成为处理组($T=1$)的概率,表达式如(3.8)式所示。其次,由假设(1)可推出政策实施对处理组的政策效应(ATT)如(3.9)式所示。其中: Y_{1i} 和 Y_{0i} 分别是第 i 个样本为处理组时的潜在结果(Potential outcome)和为控制组时的潜在结果。

$$P(X) \equiv \Pr(T=1|X) = E(T=1|X) \quad (3.8)$$

$$\begin{aligned} ATT &= E[Y_{1i} - Y_{0i} | T_i = 1] = E[E[Y_{1i} - Y_{0i} | T_i = 1, P(X_i)]] \\ &= E[E[Y_{1i} | T_i = 1, P(X_i)] - E[Y_{0i} | T_i = 0, P(X_i)] | T_i = 1] \end{aligned} \quad (3.9)$$

最后,估计出倾向值之后,运用(3.9)式对处理组政策效应(ATT)进行估计是不可行的,这是因为倾向值是一个连续的变量,处理组和控制组样本的倾向值两两相等是不可能的,因此需要根据倾向值对处理组和控制组进行匹配,然后再进行处理组政策效果(ATT)的估计。对倾向值进行配对广泛使用的方法有最近配对法(Nearest Neighbor Matching)、半径配对法(Radium Matching)、分层配对法(Stratification Matching)以及核配对法

(Kernel Matching)。

本文选用最近配对法和核配对法进行处理组的政策效果(ATT)配对估计,其步骤如下:首先找出处理组样本*i*的配对集合*C(i)*如(3.10)式所示。

$$C(i) = \min_j \|P_i - P_j\| \quad (3.10)$$

其中: P_i 为处理组样本*i*的倾向值, P_j 为控制组样本*j*的倾向值。处理组样本*i*的配对数量为 N_i^C ,则定义样本*i*的权重为 $w_{ij}=1/N_i^C$,如果 $j \in C(i)$,否则 $w_{ij}=0$,由此推断最近配对处理组的政策效应(ATT)可表示为如(3.11)式所示。

$$ATT = \frac{1}{N^T} \sum_{i \in T} \left[Y_i^T - \sum_{j \in C(i)} w_{ij} Y_j^C \right] = \frac{1}{N^T} \left[\sum_{i \in T} Y_i^T - \sum_{i \in T} \sum_{j \in C(i)} w_{ij} Y_j^C \right] = \frac{1}{N^T} \sum_{i \in T} Y_i^T - \frac{1}{N^T} \sum_{j \in C} w_j Y_j^C \quad (3.11)$$

其中: N^T 表示处理组样本数, Y_i^T 表示处理组样本*i*政策后的取值, Y_j^C 表示控制组样本*j*政策后的取值。

其核配对法对处理组的政策效应(ATT)可表示为如(3.12)式所示。

$$ATT^K = \frac{1}{N^T} \sum_{i \in T} \left\{ Y_i^T - \frac{\sum_{j \in C} Y_j^C K \left(\frac{P_i - P_j}{h_n} \right)}{\sum_{k \in C} K \left(\frac{P_i - P_k}{h_n} \right)} \right\} \quad (3.12)$$

其中: $K(\cdot)$ 表示核函数(kernel function), h_n 表示带宽参数(bandwidth parameter),当带宽和核函数满足一定的条件下,表达式(3.13)是处理组样本*i*对应控制组的有效估计值。运用核配对法进行估计时,本文使用Epanechnikov核函数以及带宽为0.06进行估计。

$$\frac{\sum_{j \in C} Y_j^C K \left(\frac{P_i - P_j}{h_n} \right)}{\sum_{k \in C} K \left(\frac{P_i - P_k}{h_n} \right)} \quad (3.13)$$

处理组的政策效应方差表达式为:

$$Var(ATT) = \frac{1}{N^T} Var(Y_i^T) + \frac{1}{(N^T)^2} \sum_{j \in C} (w_j)^2 Var(Y_j^C) \quad (3.14)$$

由(3.11)式、(3.12)式和(3.14)式可以对门诊补偿导致农户第一种状态门诊治疗增加的概率 $P(a=1|T=1, B=1)$ 和农户第二种状态住院治疗减少的概率 $P(a=1|T=1, B=2)$ 进行统计推断。

3.3.3 敏感性分析 (Sensitivity analysis)

只有满足无混杂因素和公用支持两个条件时,使用(3.11)或(3.12)估计 $P(a=1|T=1, B=1)$ 和 $P(a=1|T=1, B=2)$ 概率时才具有稳健性。

如果具有未知因素既影响地方政府是否实施门诊补偿政策又影响农户医疗费用,那么就违背了无混杂因素条件,配对估计结果就会存在“隐性偏误”(hidden bias)。CHNS 具有非实验数据特征,因此不能估计出违背无混杂因素条件下系数偏误的程度。因此,考察本文的估计系数是否满足无混杂因素条件,可以采用 Rosenbaum(2002)推荐的边界方法(Rosenbaum bounds)进行敏感性分析。Aakvik(2001)、DiPrete 和 Gangl(2004)以及 Caliendo, Hujer 和 Thomsen(2005)等在文献中使用该方法进行了无混杂因素的敏感性分析。Rosenbaum(2002)推荐的估计系数上界(+)和下界(-)表达式如(3.15)所示:

$$Q_{MH}^{+(-)} = \frac{\left[\sum_{s=1}^S \left(Y_{1s} - E_s^{+(-)} \right) \right]^2}{\sum_{s=1}^S \text{Var} \left(E_s^{+(-)} \right)} \quad (3.15)$$

其中: MH 表示非参数的 Mantel 和 Haenszel(1959)检验统计量, Rosenbaum(2002)证明了给定两个已知分布, Mantel 和 Haenszel(1959)检验统计量是有界的。当未知因素是二元变量以及未知因素影响程度给定的情况了, E_s 和 $\text{Var}(E_s)$ 分布表示大样本情况下的渐进期望和方差。本文使用 Rosenbaum bounds 来检验估计系数无混杂因素的稳健性。

如果 CHNS 中有的样本违背公用支持(common support)条件,那么进行配对估计时这些样本就会被剔除,估计出的系数是满足公用支持条件子样本的一致估计。然而,如果不同样本之间门诊补偿的政策效应各不相同,那么违背公用支持条件的样本就会对门诊补偿的政策效应产生影响。Lechner(2000b)推荐了违背公用支持条件下检验估计系数稳健性的方法。Lechner(2000b)推荐的估计系数上界(+)和下界(-)表达式如(3.16)所示:

$$\begin{aligned} \tau_{ATT}^{+(-)}(\Omega^{ATT}) &= \tau_{ATT}(\Omega^{ATT*}) \times \Pr(W^{ATT*} = 1 | W^{ATT} = 1) \\ &+ (\lambda - Y^{+(-)}) \times \left[1 - \Pr(W^{ATT*} = 1 | W^{ATT} = 1) \right] \end{aligned} \quad (3.16)$$

其中: Ω^{ATT} 被定义为 $\{(T=1) \times X\}$, W^{ATT} 表示是否属于 Ω^{ATT} 集合样本的二元

变量，是赋值为 1， W^{ATT*} 表示是否满足公用支持条件的样本，是赋值为 1。 $\Pr(W^{ATT*}=1|W^{ATT}=1)$ 满足公用支持条件的样本占所参与政策项目样本的比例。 λ 表示参与政策项目但不满足公用支持条件的样本因变量的均值。

3.4 数据、变量和实证结果的分析

3.4.1 数据说明

本文数据来源于北卡罗来纳大学和中国疾病预防控制中心联合进行的国际合作项目——中国健康与营养调查（CHNS）数据。王绍光（2008）指出：2003 年 1 月，国务院办公厅转发卫生部、财政部、农业部《关于建立新型农村合作医疗制度的意见》，要求从 2003 年起，各省、自治区、直辖市至少要选择 2—3 个县（市）进行新农合医疗试点，取得经验后逐步推开。随即，国务院成立了以吴仪副总理为组长的新农合部级联席会议，并按照经济社会发展的地区差异，首先选取了吉林、浙江、湖北和云南四个省份进行试点，后才陆续在全国开展试点工作。

由此可知，CHNS 的数据只有 2004 年、2006 年和 2009 年最后三轮的调查涉及到新农合方面的信息。而 2004 年又是新农合实施的第二年，被调查的成年人之中参加新农合的样本主要来自于湖北省。因此，CHNS 对农户 2004 年关于新农合方面的调查主要涉及新农合的试点地区，而且 CHNS 中 2004 年被调查的成年人之中参加新农合的样本量较小（699 人），故 CHNS2004 年对农户关于新农合方面的调查数据不具有代表性。王绍光（2008）同时也指出，新农合在 2005 年在全国各地迅速普及，根据 2005 年 9 月召开的全国新农合试点工作会议决定，到 2008 年在全国农村基本建立新农合制度，比原定于 2010 年实现的时间目标提前两年，这说明 CHNS 中 2009 年数据中农户基本都参与了新农合，无法使用 2009 年的数据进行配对估计。因此，CHNS 中 2006 年被调查的成年人之中参加新农合的样本量（2594 人）远大于 2004 年的样本量，同时也小于 2009 年的样本量。以上分析可知，本文采用的是 CHNS2006 年成人调查数据对新农合门诊补偿对医疗费用的影响进行分析。

3.4.2 变量选取及样本描述

就门诊补偿导致农户第一种状态门诊治疗增加的概率 $P(a=1|T=1, B=1)$ 和农户第二种状态住院治疗减少的概率 $P(a=1|T=1, B=2)$ 进行估计而言, 对于变量的选取可分为三类: 因变量 (Y)、政策变量 (T) 和事前变量 (X)。首先, 对于因变量选取 (Y), 文中使用的样本是 2006 年参加新农合且对“过去四周中, 你是否生过病或受过伤? 是否患有慢性病或急性病?”肯定回答的农户。需要说明的是笔者没有区分“是否患有慢性病或急性病?”与“是否生过病或受过伤?”这两个问题的原因在于, 虽然是否患有慢性病或急性病与是否生过病或受过伤的就医行为是不同的, 但是根据访谈得知, 患者在决定门诊治疗还是住院治疗时取决于疾病严重程度, 而与所患是慢性病还是急性病没有直接联系。所以以 2006 年参加新农合且对“过去四周中, 你是否生过病或受过伤? 是否患有慢性病或急性病?”肯定回答的农户, 而没有区分所患的是急性病还是慢性病。另一方面, 本文关注的是门诊补偿如何影响参合患病农户在住院治疗、门诊治疗和未采取措施三者之中的选择行为, 从而对医疗费用产生影响。而不是关注门诊补偿如何影响急性病或慢性病的参合患病农户就医行为, 进而影响到医药费用, 故没有区分这两个问题下统一设问问题。当然, 如果在研究关于病种方面的经济学问题是, 这样的区分是非常必要且必不可少的。

就门诊补偿导致农户第一种状态下门诊治疗增加的概率 $P(a=1|T=1, B=1)$ 而言, 没有门诊补偿之前, 农户患病后不采取任何措施而自然康复。有了门诊补偿之后, 农户患病后就会及时门诊治疗, 由此可知, 生成一个二元变量——即状态一给定的条件下, 因变量的取值范围是患病后门诊治疗和患病后未采取任何措施的农户, 当新农合农户患病后进行门诊治疗赋值为 1, 未采取任何措施赋值为 0——作为因变量就可以表示上述行为。同理, 就门诊补偿导致农户第二种状态下住院治疗减少的概率 $P(a=1|T=1, B=2)$ 而言, 没有门诊补偿之前, 农户患病后不及时门诊治疗, 小病拖成大病从而住院治疗。有了门诊补偿之后, 农户患病后就会及时门诊治疗, 无需住院治疗, 由此可知, 生成一个二元变量——即状态二给定的条件下, 因变量的取值范围是患病后门诊治疗和住院治疗的农户, 当新农合农户患病后进行住院治疗赋值为 1,

进行门诊治疗赋值为零——作为因变量就可以表示上述行为。对于政策变量（T）选取，本文生产一个二元变量——新农合有门诊补偿的农户赋值为1，没有门诊补偿赋值为零——表示门诊补偿的政策影响。

表 3.2 门诊补偿导致农户第一种状态下门诊治疗增加概率的处理组和控制组对比表

事前变量	均值 处理组	控制组	两 组 差 异	最小值 处理组 组	控制	最大值 处理组 组	控制组
年龄	55.6 (16.26)	49.7 (16.86)	5.9 (5.09)	17	18	88	82
受教育年限	4.52 (3.75)	6.72 (4.01)	-2.2 (1.01)	0	0	12	15
性别	0.58 (0.49)	0.54 (0.5)	0.04 (0.4)	0	0	1	1
户口	0.93 (0.28)	0.95 (0.2)	-0.02 (0.02)	0	0	1	1
家庭人均年收入	5491 (6668)	6546 (12695)	-1055 (582)	505	600	60000	60000
自感健康状况	2.97 (0.73)	3.18 (0.9)	-0.21 (0.12)	1	1	4	4

注：二元变量：性别为0表示男性，为1表示女性；户口为0表示城镇户口，为1表示农村户口；自感健康状况为1表示非常好，为2表示好，为3表示一般，4表示差。因变量的取值范围是患病后门诊治疗和患病后未采取任何措施的农户，所以农户平均年龄较大。年龄越大，则受教育程度越低。括号内为标准差。

就事前变量（X）的选取而言，它只有满足基于倾向值为基础配对估计的两个假设，才能使得估计系数是一致、有效的稳健性统计量。对于假设（1）： $X \perp T \mid P(X)$ ，即倾向值给定的条件下，事前变量具有平稳性来说，可以根据所选取的事前变量进行平稳性检验来验证是否满足假设（1）的条件。对于假设（2）： $(Y(0), Y(1)) \perp T \mid X$ ，即给定事前变量的条件下，被解释变量潜在结果与是否参与政策项目无关来说，本文根据 Grossman(1972)的人力资本健康需求模型的结论之一——健康折旧率在生命周期某一时间后随年龄而增加，故年龄对于健康需求的影响是非线性的，教育程度对健康需求也会产生影响——和赵忠（2006）验证了我国健康与年龄之间的非线性关系，故本文包括的事前变量有农户年龄、年龄的平方和受教育年限。宋璐等（2010）指出我国农村健康支出上存在明显的性别差异，因此性别也是本文所选取的事前变量之一。由于我国二元经济结构导致城乡医疗卫生资源分布不合理，加之农村居民和城镇居民健康需求行为可能因户籍差异而不同，所以户口类型也是

本文的事前变量之一。最后，反映社会经济状况的家庭人均收入和自评健康状况也是本文的事前变量。

表 3.3 门诊补偿导致农户第二种状态住院治疗减少概率的处理组和控制组对比表

事前变量	均值		两组 差异	最小值		最大值	
	处理组	控制组		处理组	控制组	处理组	控制组
年龄	54.14 (15.16)	54.86 (14.58)	-0.72 (1.31)	17	24	83	91
受教育年限	4.36 (3.75)	6.84 (3.96)	-2.48 (1.04)	0	0	12	15
性别	0.65 (0.48)	0.57 (0.51)	0.08 (0.15)	0	0	1	1
户口	0.91 (0.28)	0.95 (0.23)	-0.04 (0.09)	0	0	1	1
家庭人均年收入	5831 (5951)	6122 (10270)	-291 (786)	505	600	60000	60000
自感健康状况	3.11 (0.67)	2.92 (0.94)	0.19 (0.57)	2	1	4	4

注：二元变量：性别为 0 表示男性，为 1 表示女性；户口为 0 表示城镇户口，为 1 表示农村户口；自感健康状况为 1 表示非常好，为 2 表示好，为 3 表示一般，为 4 表示差。因变量的取值范围是患病后门诊治疗和住院治疗的农户，所以农户平均年龄较大。年龄越大，则受教育程度越低。括号内为标准差。

门诊补偿导致农户第一种状态下门诊治疗增加概率 $P(a=1|T=1, B=1)$ 的处理组和控制组如表 3.2 所示，就均值而言，有门诊补偿农户的人均年龄更大、受教育年限更短、女性更多、城镇户口较多、家庭人均年收入更低、自感健康状况更好。就处理组和控制组各个事前变量进行显著性检验发现，除受教育年限在 5% 的置信水平内存在显著差异之外，其它事前变量都不存在显著性差异，如表 3.2 所示。同理，门诊补偿导致农户第二种状态下住院治疗减少概率 $P(a=1|T=1, B=2)$ 的处理组和控制组如表 3.3 所示，就均值而言，有门诊补偿农户的人均年龄更小、受教育年限更短、女性更多、城镇户口较多、家庭人均年收入更低、自感健康状况更差。就处理组和控制组各个事前变量进行显著性检验发现，除受教育年限在 5% 的置信水平内存在显著差异之外，其它事前变量都不存在显著性差异，如表 3.3 所示。

通过表 3.2 和表 3.3 中事前变量的处理组和控制组进行平稳性检验发现，表 3.2 和表 3.3 都满足事前变量平稳性假设，即给定倾向值的条件下，有门诊补偿的农户和没有门诊补偿的农户在年龄、受教育年限、性别、户口、家庭人均年

收入和自感健康状况方面不具有显著性差异。因此,通过以上分析本文选取的事前变量满足基于倾向值为基础的配对估计方法的两个假设条件,可以使用该方法对门诊补偿导致农户第一种状态下门诊治疗增加的概率 $P(a=1|T=1, B=1)$ 和农户第二种状态下住院治疗减少的概率 $P(a=1|T=1, B=2)$ 进行估计。

3.4.3 实证结果的分析

运用基于倾向值为基础的配对估计方法,估计出的因门诊补偿导致农户在第一种状态下门诊治疗增加的概率为 3.5 个百分点,也就是说,农户门诊补偿以前患病之后未采取任何措施而自然康复,现因门诊补偿,患病之后而进行门诊治疗的概率增加了 3.5 个百分点。为了进行对比,本文同时也估计出了因门诊补偿导致 CHNS 数据 2006 年拥有医疗保险的成年人群以前患病后未采取任何措施而自然康复,现因门诊补偿,患病之后进行门诊治疗增加的概率(3.6 个百分点)。由此可知,门诊补偿对新农合农户在第一种状态下医疗需求行为的影响与门诊补偿对其它医疗保险投保人在第一种状态下医疗需求行为的影响是一致的,门诊补偿都导致了门诊治疗概率的增加。估计结果如表 3.4 所示。

同样运用基于倾向值为基础的配对估计方法,估计出的因门诊补偿导致农户在第二种状态下住院治疗减少的概率为 12.3 个百分点,如表 3.5 所示,也就是说,农户门诊补偿以前患病之后未采取任何措,导致小病拖成大病从而住院治疗,现因门诊补偿,患病之后及时门诊治疗,从而导致住院治疗减少的概率为 12.3 个百分点。为了进行对比,本文同时也估计出了因门诊补偿导致 CHNS 数据 2006 年拥有医疗保险的成年人群以前患病后未采取任何措施导致小病拖成大病从而住院治疗,现因门诊补偿,患病之后及时门诊治疗,从而导致住院治疗减少的概率为 10.4 个百分点,但是这个估计结果不是很显著。由此可知,门诊补偿对新农合农户在第二种状态下医疗需求行为的影响大于门诊报销对其它医疗保险投保人在第二种状态下医疗需求行为的影响,而且门诊补偿影响其它医疗保险投保人在第二种状态下医疗需求行为的可信度较小。该结论指出同样是门诊补偿的政策效应,却导致了新农合农户和其它医疗保险投保人不同的医疗需求行为,间接的说明我国居民健康及医疗服务利用存在水平不公平的现象——水平公平定义为:同等需要应该得到同等

保健，不应考虑个体的收入、地域、种族等特征，而需要一般与年龄、自身健康状况等变量相关(Stephen, 2005)——本文的这个研究结论与解丕(2009)对健康公平性研究的结果一致，虽然解丕运用回归基础上集中系数分解的方法对健康公平性进行研究，但是，其结果都是殊途同归。

表 3.4 门诊补偿导致农户第一种状态下门诊治疗增加概率 (ATT)

估计方法	样本范围	处理组样本数	控制组样本数	ATT	标准误	t 统计量
最近配对法	全样本	313	55	0.036	0.018	2.028
	新农合	103	45	0.035	0.02	1.753
Kernel 配对法	全样本	313	55	0.036	0.019	1.95
	新农合	103	45	0.035	0.02	1.741

注：ATT 表式因门诊补偿导致新农合农户在第一种状态下及时进行门诊治疗增加概率。为了估计系数显著性更加稳健，标准误是采用 Bootstrap 重复 500 次得到的。虽然本文运用的是最近配对法 (Nearest Neighbor Matching) 进行估计，但是为了探测不同估计方法估计出的 ATT 是否有显著差异，本文还运用了半径配对法 (Radium Matching)、分层配对法 (Stratification Matching) 和 Kernel 配对法对 ATT 进行估计，其他方法的估计结果与最近配对法的估计结果相一致，为了使表格更为简洁，本文只显示了最近配对法和 Kernel 配对法的估计结果。敏感性分析 (Sensitivity analysis) 在 PSM 分析中是比较重要的一环，因为在非实验数据中不可能估计选择性偏误的大小。为探讨估计结果是否具有稳健性，本文同时运用了 Lechner-bounds 方法和 Rosenbaum- bounds 方法对估计结果进行了敏感性分析 (Sensitivity analysis)，发现两种敏感性分析方法的估计结果都较为稳健。

表 3.5 门诊补偿导致第二种状态农户住院治疗减少概率 (ATT)

估计方法	样本范围	处理组样本数	控制组样本数	ATT	标准误	t 统计量
最近配对法	全样本	106	40	-0.104	0.084	-1.234
	新农合	81	37	-0.123	0.037	-3.357
Kernel 配对法	全样本	106	40	-0.102	0.085	-1.2
	新农合	81	37	-0.125	0.035	-3.571

注：ATT 表式因门诊补偿导致新农合农户在第二种状态下及时进行门诊治疗，从而导致住院减少的概率。为了估计系数显著性更加稳健，标准误是采用 Bootstrap 重复 500 次得到的。虽然本文运用的是最近配对法 (Nearest Neighbor Matching) 进行估计，但是为了探测不同估计方法估计出的 ATT 是否有显著差异，本文还运用了半径配对法 (Radium Matching)、分层配对法 (Stratification Matching) 和 Kernel 配对法对 ATT 进行估计，其他方法的估计结果与最近配对法的估计结果相一致，为了使表格更为简洁，本文只显示了最近配对法和 Kernel 配对法的估计结果。敏感性分析 (Sensitivity analysis) 在 PSM 分析中是比较重要的一环，因为在非实验数据中不可能估计选择性偏误的大小。为探讨估计结果是否具有稳健性，本文同时运用了 Lechner-bounds 方法和 Rosenbaum- bounds 方法对估计结果进行了敏感性分析 (Sensitivity analysis)，发现两种敏感性分析方法的估计结果都较为稳健。

本文估计出门诊补偿导致农户状态一门诊治疗概率的增加量和农户状态二住院治疗概率的减少量之后，求出其它相应变量值就可以估计出门诊

补偿导致医疗费用增加或下降的百分比。首先，对于新农合门诊治疗概率和住院治疗概率的计算。CHNS 数据中有关于过去四周是否进行门诊治疗或住院治疗的问题，门诊治疗概率等于新农合门诊治疗人数除以新农合门诊治疗人数和住院治疗人数之和，由新农合门诊治疗概率与住院治疗概率之和等于一可推出新农合住院治疗概率。其次，对于新农合人均门诊费用和人均住院费用的计算。为了使人均门诊费用和人均住院费用不受异常值的影响，本文在计算这两个指标时，都剔除了门诊费用或住院费用在其相应费用分布中处于 5%分位数以下和 95%分位数以上的样本，然后再计算人均门诊费用和人均住院费用。最后，对于状态一和状态二发生概率的计算。本文先计算出新农合农户患病后未采取任何措施而自然康复的人数和住院治疗人数，状态一发生的概率用患病后未采取任何措施而自然康复的人数与住院治疗人数之和的比例来代替，由状态一与状态二发生概率之和等于一可推出状态二发生的概率。由（3.1）式和以上求出的变量指标，则代表性农户门诊补偿的收入效应为 2.9 元，门诊补偿的替代效应为-20.72 元。再由（3.7）式和相应变量指标可求出新农合门诊补偿导致了医疗费用增加了 0.5%，相应的变量及变量值如表 3.6 所示。

本文计算出的因门诊补偿导致农户住院治疗减少的概率为 12.3%，即门诊补偿促使二类农户及时进行门诊治疗，从而有效的抵御健康风险，该结论与封进（2009）关于我国农村医疗保障制度的补偿模式进行研究得出的结论——仅仅补偿住院费用对减轻医疗负担和灾难性医疗支出的作用十分有限，将补偿范围扩大到门诊费用能有效地抵御健康风险——是一致的。由上文分析可知，门诊补偿导致第二类农户医疗费用的增加，而且门诊补偿也会导致第一类农户医疗费用的增加，因此，门诊补偿必然导致医疗费用增加。该研究结果也与封进（2009）的结论一致，但与封进不同的是本文研究得出门诊补偿对第二类农户医疗费用增加较少（0.5%），因此，可以推断出门诊补偿导致医疗费用的增加可能是由于导致第一类农户医疗费用的增加，而就我国农户的实际情况而言，因农户的人均收入处于较低水平，农户因门诊补偿而主动增加门诊消费的可能性不大，因此门诊补偿激励医生产生“诱导需求（Induce demand）”的行为才是医疗费用上涨的主要原因，而封进（2009）只是估计了不同补偿模式下医疗费用的上涨幅度和政府补贴规模，而没用详

细分析医疗费用上涨的原因。

表 3.6 代表性农户医疗需求相关变量和实证结果表

状态一变量	变量代码	变 量 值	状态二变量	变量代码	变量值
门诊治疗概率	O	0.93	住院治疗概率	H	0.07
人均门诊费用	O _F	90	人均住院费用	H _F	2196
状态一发生概率	P ₁	0.92	状态二发生概率	P ₂	0.08
因门诊补偿导致 农户门诊治疗增 加的概率	P(a=1 T=1,B=1)	0.035	因门诊补偿导致 农户住院治疗减 少的概率	P(a=1 T=1,B=2)	-0.123
门诊补偿收入效 应	O _F · P ₁ · P(a=1 T=1,B=1)	2.9	门诊补偿替代效 应	(H _F -O _F) · P ₂ · P(a=1 T=1,B=2)	-20.72
因门诊补偿导致医疗费用增加的比例		0.50%			

3.5 小结

本小结首先简要介绍了门诊补偿如何影响具有不同就医习惯的两类农户，由于数据的局限性，并没有详细的分析门诊补偿如何对第一类农户医疗需求行为产生影响。而第二类具有不及时治疗习惯的农户又会导致两种可能的状态——农户患病后未采取治疗措施，但身体能自然康复即为状态一；农户患病后未采取任何措施，小病拖成大病，从而住院治疗即为状态二。门诊补偿对状态一和状态二下医疗需求行为的影响从而导致医疗费用的变化即为本章所述门诊补偿的收入效应和替代效应。其次，本章通过建立代表性农户因门诊补偿导致医疗费用发生变化的模型，分析了门诊补偿对医疗费用产生影响的路径，即门诊补偿直接影响农户医疗需求行为，从而间接导致医疗费用的变化。最后，本章估计出因门诊补偿导致第二类农户医疗费用增长 0.5%。

综上所述，新农合门诊补偿对第二类农户医疗需求行为的影响表现在：一方面，门诊补偿促使农户状态一下及时进行门诊治疗。虽然这增加了医疗费用，但是能使农户迅速的恢复健康，减轻了因为患病而对家庭收入能力的冲击，而且还能避免农户患病后未采取任何措施而自然康复所经历的痛苦。另一方面，门诊补偿促使农户状态二下降住院治疗的概率高达 12.3%，这表明门诊补偿使农户及时进行门诊治疗避免拖成大病，有效地抵御了健康风

险的冲击，因此，门诊补偿很大程度上缓解了现阶段农户“因病致贫”和“因病返贫”的现象，对于建设社会主义和谐社会起到积极的作用。新农合门诊补偿导致第二类农户医疗费用仅仅增加 0.5%，但却使得具有不及时进行治疗习惯的农户改变就医行为，在很大程度上优化了医疗资源的配置，提高了新农合农户健康的福利水平。农户健康福利水平的提高又会如何影响农村区域经济的发展，第 6 章第 2 部分运用 Grossman 的健康人力资本需求模型和 Ramsey 的经济增长模型分析了农户健康需求行为对农村区域经济的影响。

4.政府退耕还林的农业政策对农户生产决策行为的影响

4.1 引言

新世纪以来，国家加大了保护环境力度，开始推行退耕还林还草等利国利民的政策，即鼓励农户将部分耕地转化为树林。这样农户一方面可以获得退耕还林补偿费，另一方面又可获取林业收益收入，而且经果林所需劳动投入量小于耕地劳动投入量，对于广大农户来说是实实在在的惠农政策。但实施几年来，部分地区退耕还林工程效果并不尽如人意。

位于祖国西南边陲的贵州省某县属于国家级贫困县，而 A 村（下文以英文字母代替行政村名称为了省略村庄具体信息）是该县最贫困的行政村之一。该村所包括的多个自然村自然条件极其恶劣，直到 2007 年 5 月，村里还没有通公路和自来水。当地居民生活水平低下，绝大多数农户主食是所谓的“苞谷饭”，即大米和玉米混合食用。作为退耕还林工程早期试点地，A 村三个自然村农户的生产行为很令人费解。他们非但不积极配合退耕还林，而是往往将土质贫瘠的荒地用作退耕还林指标，进行所谓“退荒还林”，仅仅获取退耕补偿费。2003 年，有关部门对上述三个自然村进行扶贫时，开始免费提供各种经果苗给农户栽种，很长时间内竟然没有一家农户进行栽种。

政府推行的各项惠农政策并不总是从颁布开始就会惠及农户。当惠农政策出台时，绝大多数农户并未表现出积极的配合态度，总是在一段时间后才踊跃参与，而此时惠农政策已经接近尾声。在上述案例中，看似毫无关联的两个事件其实都是一个因素在起决定性作用，那就是：农户对于政府尤其是基层政府落实政策的信任程度，即本章中所谓的“政府公信度”。公信度是政府履行经济调节、市场监管、社会管理和公共服务职能的基石，也是提

高行政效率,降低行政成本,实现行为规范、运转协调、公正透明、廉洁高效行政管理目标的前提(陈庆贵,2007)。当政府公信度较高时,农户就会积极配合政府各项惠农政策;政府公信度较低时,农户则预期政府特别是基层政府惠农政策实施具有不确定性,进而“上有政策,下有对策”,实施效果可想而知。此案例而言,由于基层政府发放退耕补偿费的数量及时间具有不确定性,农户就会依据这种不确定性来决定实际退耕面积。本节将政府公信度较低导致的退耕面积不确定性抽象为退耕面积概率分布函数,据此对农户的生产行为进行深入分析,并认为政府公信度对农户生产行为具有重要的影响。

研究“退耕还林”政策对农户生产决策行为的影响,有利于了解政策实施的因果效应,有利于了解贫困地区农户生产决策行为受到“退耕还林”政策影响的内在机制,从而对农村区域经济产生深远影响。

4.2 就退耕还林农业政策而言,对农户生产决策行为的分析

4.2.1 农户退荒还林的原因

在国家推行退耕还林农业政策的过程中,上述A村没有退耕而是把土质贫瘠的荒地进行退荒还林以此充当退耕还林指标。原因在于国家实施退耕还林农业政策会提供树苗给农户栽种。为了便于分析问题,假设农户在退耕或退荒的过程中树苗不存在成本,则农户退荒还林净收益的累计现值为:

$$\int_0^8 R_1(bz)e^{-rt}dt + \int_0^8 \left[\int_0^w R_2(az)dG(z) \right] e^{-rt}dt \quad (4.1)$$

(4.1)式第一项表示农户退荒还林八年所获得农产品收益 R_1 的累计现值。其中 R_1 为退荒的土地面积 z 与退荒后单位面积农产品净收益 b 之积的函数。由于农户退荒还林主要栽种果树苗,而这些树苗结果期在三年之后,所以前三年净收益实为零,故下简写为 $\int_3^8 R_1(bz)e^{-rt}dt$ 。第二项表示退荒后所获得的退耕补偿费期望收益 $\int_0^w R_2(az)dG(z)$ 的累计现值,其中 $G(z)$ 表示退荒面积的概率分布函数, R_2 为退耕补偿费收益(类似贝努利效用),积分上

限 w 为总耕地面积, a 为单位面积的退耕补偿费用。考虑到时间价值, (4.1) 式两项都引入贴现因子 e^{-rt} 。由于农户退荒还林净收益大于荒地期望收益 (荒地不存在净收益, 故期望收益为零), 所以农户进行退荒还林。

4.2.2 农户没有退耕还林的原因

如果农户退耕还林净收益的累计现值小于农户退荒还林净收益的累计现值, 那么农户就会放弃退耕还林而选择退荒还林从而增加自己的总收益。因此, 农户没有退耕还林的原因是: 退耕后收益的累计现值与退耕前收益的累计现值之差小于退荒收益的累计现值 (可看作机会成本), 表达式如下:

$$\int_0^{\infty} R_3 [h(w-q)] e^{-rt} dt + \int_0^{\infty} \left[\int_0^w R_2(aq) dF(q) \right] e^{-rt} dt + \int_3^{\infty} R_4(bq) e^{-rt} dt - \int_0^{\infty} R_3(hw) e^{-rt} dt < \int_0^{\infty} \left[\int_0^w R_2(aq) dG(q) \right] e^{-rt} dt + \int_3^{\infty} R_1(bq) e^{-rt} dt \quad (4.2)$$

(4.2) 式不等式左边表示农户退耕还林净收益的累计现值, 其中第一项为退耕后剩余耕地面积 ($w-q$) 的农业收益 R_3 的累计现值, h 表示单位面积耕地的农业净收益; 第二项为农户退耕所得补偿费期望收益的累计现值, 其中 $F(q)$ 表示退耕面积概率分布函数, q 为退耕面积; 第三项为退耕还林面积农产品净收益的累计现值, R_4 为退耕农产品收益函数; 不等式左边最后一项为退耕前收益的累计现值。不等式右边的两项表示退耕还林的机会成本即退荒还林净收益的累计现值。

4.2.3 农户退耕还林的必要条件

通过(4.2)式, 我们可推导出农户退耕还林的充要条件如下:

$$\int_0^{\infty} \left[\int_0^w R_2(aq) dF(q) \right] e^{-rt} dt \geq \int_0^{\infty} \left[\int_0^w R_2(aq) dG(q) \right] e^{-rt} dt + \left\{ \int_0^{\infty} R_3(hq) e^{-rt} dt + \int_3^{\infty} R_1(bq) e^{-rt} dt - \int_3^{\infty} R_4(bq) e^{-rt} dt \right\} \quad (4.3)$$

进一步地, 我们只要 (4.3) 式不等式右边大括号内为正数, 即

$$\int_0^{\infty} R_3(hq) e^{-rt} dt + \int_3^{\infty} R_1(bq) e^{-rt} dt - \int_3^{\infty} R_4(bq) e^{-rt} dt > 0 \quad (4.4)$$

就能够保证农户选择退耕还林。

实际上, 如果假设 (4.4) 式小于或等于零, 那么经济含义即是说 q 面积

的耕地用于退耕还林所获得农产品收益的累计现值（（4.4）式不等式左边最后一项），大于相应时间段退耕前该耕地农产品净收益与退荒后相同面积荒地农产品净收益之和的累计现值（（4.4）式前两项），那么在该假设下，即使没有退耕补偿费农户也会进行退耕还林从而增加自己的收益，而这与上述案例中存在退耕补偿费条件下农户并未退耕还林的事实相矛盾。因此该假设不成立，从而推导出（4.4）式成立。

由不等式（4.3）和（4.4）可进一步推导出农户退耕还林的必要条件如下：

$$\int_0^8 \left[\int_0^w R_2(aq) dF(q) \right] e^{-rt} dt > \int_0^8 \left[\int_0^w R_2(aq) dG(q) \right] e^{-rt} dt \quad (4.5)$$

在不等式（4.5）中退耕还林与退荒还林的补偿费都是依据退耕还林的标准来补偿。在核查成本较小的前提条件下，地方政府会对农户退耕还林耕地进行实地核查。但是当核查成本较高时，如A村极其贫困落后且交通不便，加之具有利用退耕补偿费进行间接扶贫动机时，地方政府就有动机在没有核查退耕还林的情况下发放退耕补偿费用。因此，退耕补偿收益函数完全相同，均为 R_2 ，则（4.5）式成立的充要条件为

$$\int_0^w R_2(aq) dF(q) > \int_0^w R_2(aq) dG(q) \quad (4.6)$$

因为 $F(q)$ 和 $G(q)$ 分别是退耕还林和退荒还林土地面积的概率分布函数，所以现引入一阶随机占优的定义及其重要性质进行分析。由微观经济学可知，若对于每个非递减的函数 $u: R \rightarrow R$ ，均有

$$\int U(x) dF(x) \geq \int U(x) dG(x) \quad (4.7)$$

则称分布 $F(\cdot)$ 一阶随机占优于 $G(\cdot)$ 。一阶随机占优具有一个很好的性质：当且仅当 $F(x) \leq G(x)$ 对所有 x 均成立时，分布函数 $F(\cdot)$ 一阶随机占优于 $G(\cdot)$ 。

由不等式（4.6）、（4.7）及其一阶随机占优性质，我们最终可推导出退耕还林必要条件的等价形式为：

$$F(q) < G(q) \quad (4.8)$$

（4.8）式的经济含义表示为：农户退耕还林必要条件是退耕面积的概率要小于退荒相同面积的概率，这在直觉上似乎有悖于常理。另一种表述方法则经济含义则更易于理解即：退耕面积概率分布函数 $F(q)$ 是增函数且 $G(q) \leq$

1, 所以必然存在某一正数 s 使得 $F(q+s)=G(q)$ 。即上式经济意义可另表述为, 退耕面积高于相同概率的退荒面积, 多出的退耕面积为 s 。也就是说, 要想强制农户在退荒或退耕两种选择中做到无差异, 就必须把更多的耕地面积用于退耕还林。而对于 A 村来说, 耕地是农户的基本保证, 使用更多退耕还林显然是不现实的, 他们的理性选择往往是用废弃的荒地冒充退耕还林指标来套取退耕补偿费。引言案例中, 当国家试点推行退耕还林的政策时, A 村农户将土质贫瘠的荒地充作退耕还林指标来获取退耕还林补偿费和较低农业收益的做法看似不可思议, 实则反映了当地居民处于贫困或半贫困状态, 对于风险厌恶程度高。

4.3 对农户退耕还林生产决策行为的比较静态分析

无论农户是退耕还是退荒都面临退耕补偿费是否能按时、足额发放的风险, 政府公信度对于农户评估该风险起到决定性的作用。分析政府公信度如何影响农户生产决策行为应从农户退耕还林的必要条件 (4.8) 式入手。由上文中 (4.1) 式所知, 无论退荒面积概率分布函数 $G(q)$ 为何种形式, 退荒面积农产品净收益的累计现值 ($\int_3^8 R_1(bz)e^{-rt} dt$) 始终大于零, 所以农户退荒还林的净收益始终大于荒地的期望收益, 因此, 在分析农户退耕还林必要条件时, 可以假定退荒面积概率分布函数 $G(q)$ 具有确定的形式, 那么只需分析退耕面积概率分布函数 $F(q)$ 如何受到政府公信度的影响, 从而使得不等式 (4.8) 成立; 而抽象分析政府公信度对退耕面积概率分布函数 $F(q)$ 的影响较为困难。因此, 使用概率密度函数分析政府公信度对农户生产行为的影响相对容易。本节选用的密度函数需要满足以下条件: 首先, 由于农户退耕面积不可能为负值, 密度函数自变量的取值必须大于或等于零; 其次, 密度函数应左偏, 即该函数最大值接近纵轴, 这是因为农户人均耕地不多, 退耕的自然也不多; 最后, 便于理解该分析方法, 选用的密度函数应为常用的密度函数。由此可知, 理想的密度函数为对数正态分布密度函数, 退耕面积密度函数的表达式可假定如下:

$$f(x|\mu, \sigma^2(\mu)) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma(\mu)} \cdot \frac{1}{x} \cdot e^{-\frac{(\log x - \mu)^2}{2\sigma^2(\mu)}}, \quad (4.9)$$

$$1 < x < e^w, 0 < \mu < \infty, \sigma > 0$$

其中 $\log(x)$ 代表退耕面积 q , 参数 μ 是政府公信力; $\sigma^2(\mu)$ 为农户退耕风险度。由于相同退耕面积条件下, 政府的公信力越高则农户退耕承担的风险就越低, 故农户退耕风险度是政府公信力的减函数即 $\sigma'(\mu) < 0$ 。由退耕面积 $q = \log(x)$, 推出自变量 x 变化范围为 $1 < x < e^w$ 。

等式 (4.9) 对政府公信力 μ 进行求导并化简可得下式:

$$\frac{f'_\mu(x|\mu, \sigma^2(\mu))}{f(x|\mu, \sigma^2(\mu))} = -\frac{\sigma'(\mu)}{\sigma(\mu)} + \frac{\log(x) - \mu}{\sigma^2(\mu)} + \frac{(\log(x) - \mu)^2 \sigma'(\mu)}{\sigma^3(\mu)} \quad (4.10)$$

当 $q = \log(x) = \mu$ 时, 等式 (4.10) 可推导出下式:

$$\frac{f'_\mu(x|\mu, \sigma^2(\mu))}{f(x|\mu, \sigma^2(\mu))} = -\frac{\sigma'(\mu)}{\sigma(\mu)} \quad (4.11)$$

等式 (4.11) 表示当退耕面积等于政府公信力时, 退耕面积密度函数边际变化比率等于退耕风险度 (标准差) 边际变化比率的相反数。

当 $q = \log(x) \neq \mu$ 时, $-\frac{\sigma'(\mu)}{\sigma(\mu)} > 0$ 、 $\frac{(\log(x) - \mu)^2 \sigma'(\mu)}{\sigma^3(\mu)} < 0$ 且 $\frac{\log(x) - \mu}{\sigma^2(\mu)}$ 即可能大于零也可能小于零, 所以等式 (4.10) 中 $\frac{f'_\mu(x|\mu, \sigma^2(\mu))}{f(x|\mu, \sigma^2(\mu))}$ 的变化规律不容

易确定。为了发现政府公信力 μ 变化对密度函数的影响规律, 我们仿照类似 Fujita (1999) 的比较静态图形分析法, 借助数学软件 maple, 通过尝试不同政府公信力 μ 和与之变化趋势相反退耕面积风险度 $\sigma^2(\mu)$, 得出如下不同参数的退耕面积密度函数, 如下图 4.1 和图 4.2 所示。

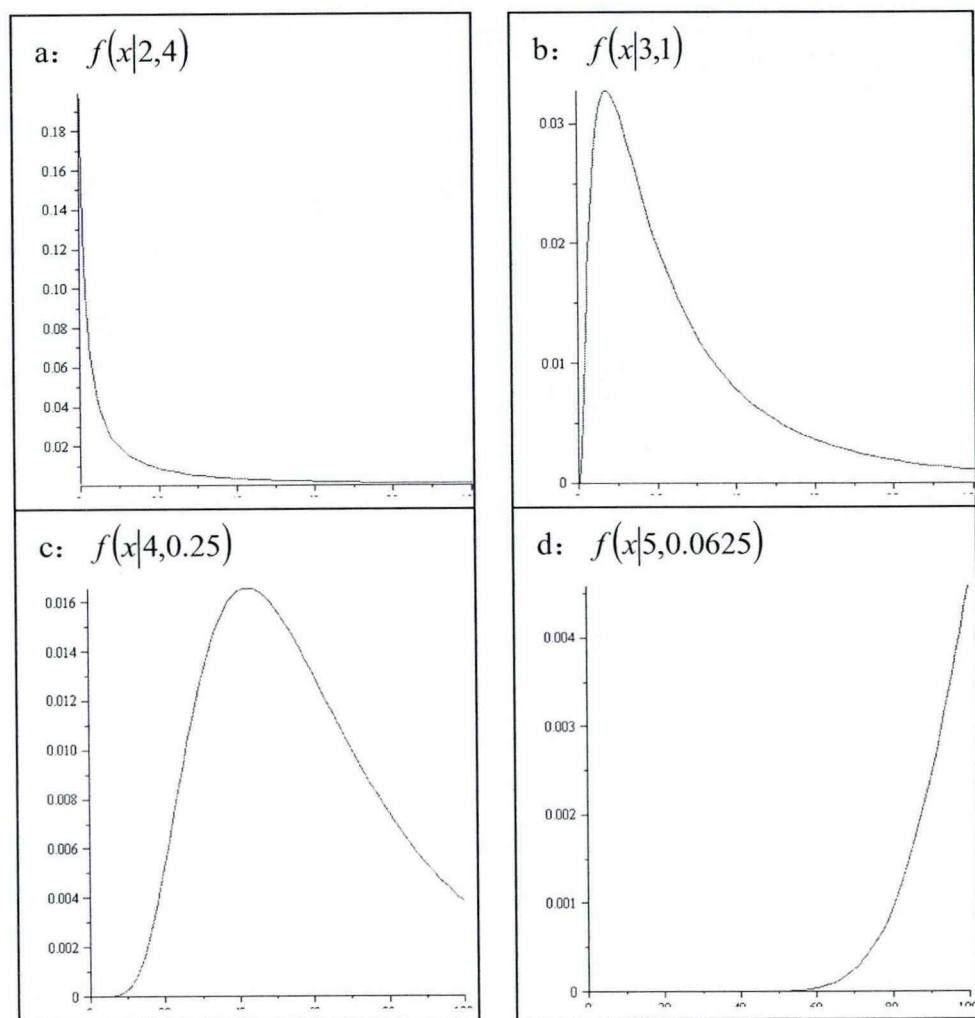


图 4.1 不同参数的对数正态分布图

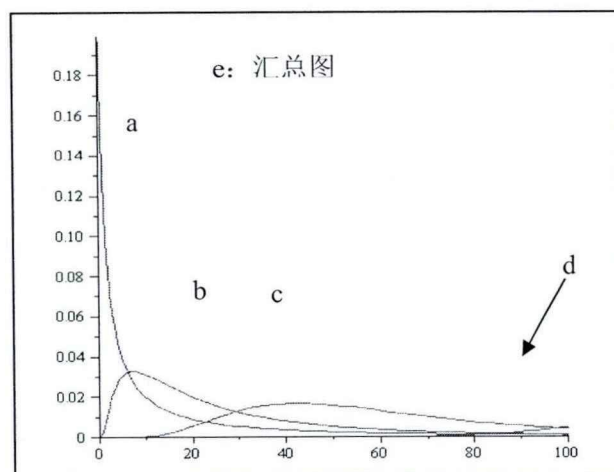


图 4.2 不同参数的对数正态分布汇总图

注意,图 4.2 与图 4.1 形状有很大不同的原因在于,图 4.2 统一了图 4.1 中的纵轴坐标刻度。由于退耕面积概率分布函数是退耕面积密度函数的积分,由汇总图 4.2 可知 $F(X|2,4) > F(X|3,1) > F(X|4,0.25) > F(X|5,0.00625)$, 这表明政府公信度越高,退耕面积概率分布函数越小。由此可以解释:为什么在没有退耕补偿指标的前提下,没有农户栽种政府免费提供的果树树苗?

在退耕政策实施的过程中,地方政府每次都按时、足额地发放了退耕补偿费,政府的公信度因此提高。退耕面积概率分布函数 $F(q)$ 和退荒面积概率分布函数 $G(z)$ 因政府公信度的提高而变小。根据上文中一阶随机占优定义、性质以及退耕概率分布函数和退荒面积概率分布函数都变小可推出退耕补偿收益的累计现值 $\int_0^8 \left[\int_0^{\infty} R_2(aq) dF(q) \right] e^{-rt} dt$ 和退荒补偿收益的累计现值 $\int_0^8 \left[\int_0^{\infty} R_2(az) dG(z) \right] e^{-rt} dt$ 均提高。如果农户预期将来还有退耕还林的指标,那么荒地的期望收益就因此而提高,其荒地期望收益为预期将来还有退耕还林指标的概率乘以相应的退荒农产品收益与补偿费用总和的累计现值,即荒地的预期机会成本。当有关部门免费提供用于扶贫的果树树苗时,一方面由于荒地土质贫瘠,现在种植果树苗的农产品净收益较低;另一方面,当政府公信度因退耕补偿费的按时、足额发放而提高时,荒地的预期机会成本因此而增加。当种植扶贫项目树苗的期望收益小于荒地的预期机会成本时,农户的理性选择就是不种植扶贫项目的树苗,而预留荒地以备将来进行退荒还林套取比种植扶贫项目果树树苗更高的退耕补偿费。现用数学语言表述如下:

$$\pi \left[\int_0^8 R_1(bq) e^{-rt} dt + \int_0^8 \left[\int_0^{\infty} R_2(aq) dG(q) \right] e^{-rt} dt \right] + (1-\pi) \left[\int_0^8 R_1(bq) e^{-rt} dt - c \right] > \int_0^8 R_1(bq) e^{-rt} dt \quad (4.12)$$

表达式(4.12)左边表示荒地的预期机会成本,右边的项则表示从现在起种植果树苗的农产品净收益,其中, π 代表预期有退耕还林指标进而能够领取退耕补偿费的概率。具体地,左边第一项表示预期有指标的收益,第二项为预期没有指标的净收益。不失一般性,这里假设农户预测基层政府第二年下达指标并发放退耕补偿,但期限仍为八年,故左边大括号内第二项积分下限为 1,上限为 9。依据常理,不等式左边第二项即荒地种植果树树苗的期望收益应该为零,因为土质贫瘠的荒地果树的农产品收益 $\int_0^9 R_1(bq) e^{-rt} dt$ 小于农户

购买树苗的支出成本 c ，故当农户预期将来没有退耕还林指标时，不会对荒地进行农业上的投资，故不等式左边只有退荒还林的期望收益。

当政府公信度提高时，退荒面积概率分布函数 $G(q)$ 因此变小，从而退荒还林补偿收益的累计现值 $\int_0^s \left[\int_0^w R_2(az) dG(z) \right] e^{-rt} dt$ 或 $\int_1^y \left[\int_0^w R_2(az) dG(z) \right] e^{-rt} dt$ 随之提高，加之荒地上农产品收益本来很小，故 (4.12) 式条件是能够满足的。

这里似乎出现矛盾，即政府公信度提高，农户越不会栽种政府免费提供的果树苗。为何提高对政府的信任反而会加大农户不配合政府惠农政策（提供免费果树树苗）的实施。针对政府最初的退耕还林政策，A 村三个自然村农户采取退荒还林的投机做法，是因为农户的政府公信度低，预期得到退耕补偿费的概率较小；在政府确实发放退耕补偿的背景下，政府免费提供用于扶贫项目的树苗时，农户因政府公信度的提高而在贫瘠的荒地上栽种免费树苗和预留荒地以备将来套取退耕补偿费之间进行决策。实际上，政府推行的各种惠农政策并不是从颁布开始就会惠及到农户。当惠农政策出台时，绝大多数农户并未表现出积极的态度，而是或观望或套利，总是在一段时间后才会真正参与进来，而此时惠农政策已经接近尾声，以前的优惠也可能随之消失。

4.4 退耕还林的农业政策对农户生产决策行为影响的实证检验。

由以上分析来看，退耕还林的农业政策对农户选择退耕还是退荒、栽种还是不栽种的生产决策行为具有重要影响，为进一步验证两者的内在机理，我们特选取当地调查数据进行实证分析。

4.4.1 数据说明

本节数据部分变量来源于中国农业科学院“公共政策与农村贫困”调查项目。该项目通过对全国数个中西部省份部分贫困县市农户发放调查问卷来收集农村基础数据，旨在研究当前我国基层政府公共财政能否扶助这些偏远落后地区摆脱贫困及其它相关问题。由于调查项目采用跟踪调查法，且取自

一手材料，数据可靠性较高。但令人遗憾的是，该数据库中并没有政府公信度这个变量。为构造政府公信度，我们通过实地调查当地农户将涉及到政府形象的二十个问题分别赋予如下分值：非常满意得 5 分，满意 4 分，一般 3 分，不满意 2 分，很不满意 1 分，不关心 0 分。这样，政府公信度最高分值为 100 分，最低分值为 0 分。基于研究目的及数据可获得性，本节所选取的子样本为 2007 年贵州省某县近郊的 C 村、B 村近 140 个观测值。由于正值当地退耕还林政策首批结束期，因此重点考察了记录两行政村农户退耕还林面积和政府公信度等信息的变量。具体数据描述性统计特征见下表 4.1。

表 4.1 数据描述性统计特征

变量名	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
家庭退耕还林面积	85	0.62	0.95	0	4.83
户主政府公信度	85	59.54	19.12	32	87
户主受教育年限	85	4.45	3.22	0	15
家庭是否有人外出务工	85	0.45	0.49	0	1
户主年龄	85	48.84	13.89	21	87
户主婚否	85	0.48	0.49	0	1
户主是否居住 C 村	85	0.47	0.50	0	1

注：家庭退耕还林面积和户主政府公信度变量为笔者实地访问获得的数据，其它变量为“公共政策与农村贫困”所收集的数据。家庭是否有人外出务工为虚拟变量，1 表示家庭有人外出务工；户主是否已婚本节根据“公共政策与农村贫困”婚姻状况的变量生产一个二元变量，1 表示已婚；0 表示其它，其中包括未婚、离婚、丧偶等。

仔细观测上表数据我们发现，C 村、B 村农户退耕还林面积总体较小，这与当地自然环境有关。据实地调查，某县绝大多数地貌属喀斯特地形，石漠化现象比较严重，能够种植农作物的耕地面积十分有限，2007 年全县人均耕地面积仅为 0.57 亩，远远低于同期全国平均水平（1.39 亩）。在这些样本中，两行政村农户的政府公信度最高为 87 分、最低为 32 分，平均分近 59.54 分；相对于 A 村农户的政府公信度而言，C 村和 B 村的农户对政府信任度较高。我们分析原因，可能是因为 C 村和 B 村更具备区位优势：这两个行政村处于某县城关镇近郊，步行只需要 30 分钟，具有收集信息的优势；而 A 村直到 2007 年才开通公路，从城关镇到 A 村坐车尚需要 35 分钟左右的时间而且路面较差。另外，我们还收集了反映退耕还林农户户主特征的一些变量，如受教育年限、家庭是否有人外出务工、年龄及婚姻状况。我们还用“户主是

否居住 C 村”这个虚拟变量来控制政村可能存在的差异。

表 4.2 退耕还林面积对政府公信度的回归结果

自变量	(1)	(2)	(3)
政府公信度	0.00528** (0.0025)	0.00520** (0.00254)	0.00603* (0.0036)
受教育年限	0.15 (0.11)	0.136 (1.09)	0.14 (0.9)
家庭是否有人外出务工	0.13 (0.84)		0.04 (0.08)
年龄	0.4 (0.25)	0.4 (0.25)	0.37 (0.24)
年龄平方	-0.00620* (0.00370)	-0.00622* (0.00369)	-0.00574 (0.00366)
婚否	0.083 (0.107)	0.086 (0.105)	0.069 (0.107)
户主是否居住 C 村	0.113* (0.0629)	0.112* (0.0623)	0.106* (0.0622)
常数项	-3.980 (4.172)	-3.995 (4.156)	-3.474 (4.126)
样本量	79	85	85
R^2	0.150	0.150	0.169

注：上标“*”和“**”分别表示 10%和 5%统计水平上显著，括号内的数为标准误差。

4.4.2 回归结果分析

采用普通最小二乘法对这一横截面数据直接回归，其回归结果如表 4.2 所示。具体而言，表 4.2 第(1)列是剔除诸如教育年限太长或政府公信度较低等异常值后的回归结果；考虑到农户尤其是农户家庭有外出务工会影响家庭对政府公信度的判断，为避免出现多重共线性问题，第（2）列为去掉家庭是否有人外出务工变量的回归结果，其第（1）列和第（2）列的回归结果没有显著性差异；表 4.2 第（3）列是未剔除异常值的全样本回归结果，主要结果仍然稳健。我们注意到，控制住农户的受教育年限、年龄、婚姻状况和区位等因素后，政府公信度对农户退耕还林的生产决策行为影响始终显著。这说明，较高的政府公信度确实能够调动农户退耕还林积极性从而扩大退耕还林面积并达到退耕还林工程初衷。政府公信度估计系数表明，政府公信度提高

10 分, C 村和 B 村农户家庭就会多退耕 0.05 亩。据调查, 两个行政村约有 550 余户家庭, 仅按一半家庭退耕还林保守估计, 总的多退耕还林面积就会达到 13.75 亩, 而这对于喀斯特地貌的贵州某县农村而言, 是不可忽略的耕地面积。另外, 回归结果还表明, 农户年龄及居住区位对退耕具有显著影响。

4.5 小结

综上所述, 由于 A 村大多数农户处于贫困或半贫困状态, 对风险的厌恶程度高同时经受不起“退耕还林”的短期农业收益损失, 如果政府没有发放退耕补偿费, 那么农户的计生难以维持, 因此农户没有选择退耕还林; 但是, 农户又想获得退耕补偿费, 于是使用荒地进行退荒还林, 加之 A 村交通不变且地方政府有利用退耕补偿费间接反贫困的动机, 于是农户“退荒还林”获得了退耕补偿费, 农户提高了对政府的信任。在此情况下, 当有关部门提供免费树苗进行扶贫时, 当地农户没有栽种的原因在于把耕地留作将来退耕还林, 以获得果树的农业收益的同时又获得退耕补偿费。由此可知, 政府惠农政策落实的快慢取决于政府公信度对农户生产行为的影响, 当政府公信度不高时, 农户面临主观风险较大, 此时理性选择就是观察一段时间或者耕种政府。这就是为什么政府出台的各项惠农政策总是要经过一段时间才能惠及每位农户, 例如农村合作医疗推广、农业新品种普及等。

政府推行退耕还林的政策目标是为了实施生态流域保护和生态修复工程, 也为了实施反贫困的目标战略。某县 A 村农户在退耕还林之初所采取的生产决策行为, 一方面说明贫困地区农户厌恶风险的程度更高, 另一方面说明政府公信度的高低影响到农业政策落实的快慢, 同时, 表明政府在实施农业政策时要注意政策的搭配组合, 不要实施相互排斥的农业政策, 这样会降低政策实施的效应。例如, 上文中退耕还林的政策和免费提供果树苗的扶贫项目就是相互冲突的农业政策。第 6 章第 3 部分研究了在“退耕还林”政策背景下, 农户选择“退荒还林”对于农村区域经济的影响。

5. 农业补贴政策与农户家庭资源的配置

5.1 引言

研究农业补贴政策如何影响农户家庭资源的配置，首先得了解农户根据什么原则配置家庭劳动力和物资资本。根据刘易斯（1954）理论，即古典的“二元经济”模型，该理论核心假设为：给定工资水平情况下，可用于工业部门劳动力数量是无限的。该假设暗示农业部门中存在大量剩余劳动力，以至于农业劳动力边际产量为零，因此，随着劳动力从农业部门向工业部门转移不会对农业产量产生影响，工业部门和农业部门劳动力工资水平都不会变化。这表明农业劳动力边际产量为零是衡量农业是否存在剩余劳动力的标准。以拉尼斯和费景汉（Ranis 和 Fei, 1961）为代表的新古典“二元经济”理论在刘易斯理论基础之上发现，随着农业劳动力的逐渐转移，农业剩余劳动力将最终全部转移到工业部门，此时，工业部门和农业部门的工资差会推动农业劳动力继续转移到工业部门，导致农业部门劳动力短缺，农产品价格上涨，推动农业部门劳动力工资上涨，最终实现工业部门和农业部门劳动力工资水平的收敛，从而实现“二元经济”向“一元经济”转变，表明农业部门劳动力报酬最终会与非农部门工资报酬一致。也就是说，新古典“二元经济”理论认为配置农业劳动力以非农部门劳动力报酬为基础。

国内学者认为研究农业劳动力配置问题归根结底是一个经验问题而非理论问题（蔡昉，2007）。秉持这种观点的学者们认为农业生产所需的用工量决定了农业劳动力的投入量，故根据农业产量最大化确定的劳动投入量就是农业生产所需的劳动配给量。经验法、基准法和劳动定额法常被用来估算其他要素和总产出既定条件下必需的劳动投入量（Taylor, 1988）。蔡昉（2007）通过观察农村劳动力加总数量，年龄结构和就业分布，估计出2006年中国农村所需的劳动投入量。但是，就中国的具体情况而言，对农业所需劳动投入

量的判断应该以农户家庭作为研究对象，而不是农业部门作为研究对象。原因在于：以家庭联产承包责任制为基础的农业生产经营方式下，农地不能自由买卖，农户不会彻底脱离农业而从事非农行业。农户多少具有部分耕地，农户根据家庭净收益最大化来确定家庭劳动力和物资资本在农业和非农行业之间的配置。本章检验了农户根据什么原则来配置家庭劳动力和物资资本，以备第 6 章第 4 部分研究农业补贴影响农村区域经济做准备。

5.2 家庭劳动力最优配置模型及经济学含义

5.2.1 模型的建立

如何在农业与非农行业配置家庭劳动力以实现净收益最大化是农户生产决策的重要内容之一。农户家庭配置多少农业劳动力取决于劳动力资源配置结果。为了更好地叙述农户如何优化劳动力资源配置，本文通过建立模型来推导农户如何配置劳动力资源。为使模型推导通俗易懂，提出如下假设：假设 1，农户不能兼业。对于农户而言，外出务工和务农只能二选一，该假设保证了务农或务工的人数为整数取值。当然，该假设对于地理区位较好的农村地区而言不符合实际情况，但是，对于较为贫困且交通不发达的农村地区，该假设具有一定的合理性。在下文中将会放松该假设；假设 2，农户家庭成员外出务工的净收益为常数 NAI，在下文的分析中也会放松这一假设；假设 3，农业生产函数服从 Cobb-Douglas 函数（CD 函数），即 $Y=A \times S^{b_1} \times K^{b_2} \times TL^{b_3}$ ，其中 Y 和 A 分别表示农业总产值和技术水平，S、K 和 TL 分别表示耕作面积、中间要素投入和农业劳动投入。采用 CD 函数描述中国农业生产的学者有：lin（1992）、Fan(1991)、Nguyen 等（1996）、Wan 和 Cheng(2001)、李功奎和钟甫宁（2006）、范红忠和连玉君（2010）等。假设 4，农户根据耕地面积（S）和中间要素投入（K）来决定农业劳动投入量。因此，耕地成本和中间要素成本相对于农业劳动投入而言不会发生变化，故农户净收益最大化决策模型中不包括耕地成本和中间要素成本不影响农户劳动力的最优配置。通过对农业生产函数 Y、农业劳动投入成本（ $W \times L \times N1$ ）和外出务工净收益 NAI 取对数之后，则农户在农业与非农行业配置家庭劳动力以实现净收益最大化的决策

函数可以表示如下式：

$$\begin{aligned} \text{Max:} \quad & \ln(A)+b_1 \times \ln(s)+b_2 \times \ln(K)+b_3 \times \ln(N_1 \times L)-\ln(W \times L \times N_1) \\ & N_1, N_2 \quad +N_2 \times \ln(\text{NAI}) \\ \text{S.T.} \quad & N_1+N_2=N \end{aligned} \quad (5.1)$$

约束条件表示农户家庭劳动力总人数（N）等于务农人数（N₁）与外出务工人数（N₂）之和。农户在此约束条件下配置家庭劳动力使得农业净收益（ $\ln(A)+b_1 \times \ln(s)+b_2 \times \ln(K)+b_3 \times \ln(N_1 \times L)-\ln(W \times L \times N_1)$ ）和外出务工净收益（ $N_2 \times \ln(\text{NAI})$ ）之和达到最大化。其中，L 和 W 分别表示每名家庭成员农业劳动投入量和相应劳动投入量的农业劳动力报酬。

5.2.2 农户家庭劳动力优化配置及其经济学含义

使用拉格朗日函数求解农户家庭劳动力资源在农业与非农行业的最优配置，构造拉格朗日函数如下：

$$La(N_1, N_2) = \ln(A)+b_1 \times \ln(s)+b_2 \times \ln(K)+b_3 \times \ln(N_1 \times L)-\ln(W \times L \times N_1)+N_2 \times \ln(\text{NAI})+\lambda (N-N_1-N_2) \quad (5.2)$$

则农户净收益最大化的一阶导数条件为：

$$a\{\ln[La(N_1, N_2)]\}/a(N_1)=(b_3-1)/N_1-\lambda=0 \quad (5.3)$$

$$a\{\ln[La(N_1, N_2)]\}/a(N_2)=\ln(\text{NAI})-\lambda=0 \quad (5.4)$$

$$a\{\ln[La(N_1, N_2)]\}/a(\lambda)=N-N_1-N_2=0 \quad (5.5)$$

由（5.4）式可得 $\lambda = \ln(\text{NAI})$ ，表示农户家庭成员在家务农的机会成本（影子价格）即为农户在家从事农业生产所放弃的外出务工净收益。由（5.3）式和（5.4）式可推出 $N_1=(b_3-1)/\ln(\text{NAI})$ ，该表达式的经济学含义为：如果外出务工净收益越大，那么农户在家务农的机会成本就越高，在家务农的劳动力人数就会越少。农户净收益最大化的条件加上假设 1 的约束之后，等式（5.4）和等式（5.5）依然成立，但是，根据假设 1，农户只能在务农和外出务工之间做出选择，因此农户家庭务农人数（N₁）只能为整数取值。那么（5.3）式与零的关系就有三种可能的状态。

状态一，当 $(b_3-1)/N_1 = \ln(\text{NAI})$ 且 $N_1 < N$ 时，则 $a(\ln(La))/a(N_1)=0$ 即等式（5.3）成立。该经济学的含义为：农户家庭劳动力人数恰好使得劳动力的边

际净收益在农业与非农行业无差异，从而使得家庭净收益最大化。刘易斯（1954）指出工业部门只要提供的最低限度生活费用的工资水平高于农业部门的工资水平，农业部门劳动力就会转移到工业部门。因此，当农户家庭存在农业劳动边际产量为零的剩余劳动力且当外出务工的净收益（ λ ）等于零时，由于外出务工的工资收入高于务农的劳动报酬，就会推动农户家庭把劳动力从农业转移到外出务工，直到农业的边际净收益等于零（即边际收益等于边际成本），此时，农户家庭获得的最大净收益等于农业净收益。农户家庭虽然获得外出务工净收益为零，但是，外出务工成员的劳动力被充分利用并且获得的工资收入高于其在家务农所获得的劳动报酬，而且家庭成员的外出务工使得农户家庭农业劳动的投入量由劳动力边际净收益等于零（即劳动力的边际收益等于边际成本）的条件所决定，从而使农业净收益最大化。例如，假设某一农户家庭拥有劳动力人数为 3，外出务工的工资收入高于务农的劳动报酬且外出务工的净收益为零。如果农户配置家庭劳动力 2 人在家务农和 1 人外出务工时，劳动力的边际净收益在农业部门等于零，那么农户家庭净收益最大化。

状态二，当 $(b_3-1)/N_1 \neq \ln(NAI)$ 且 $a(\ln(La))/a(N_1) > 0$ 时，可推出 $(b_3-1)/N_1 > \lambda$ ，该表达式的经济学含义为：在此条件下，再将一名家庭成员从农业转移外出务工所获得的外出务工净收益的增加量小于农业净收益的减少量，此时农户家庭的最优决策为保持相对过多的农业劳动力。

状态三，当 $(b_3-1)/N_1 \neq \ln(NAI)$ 且 $a(\ln(La))/a(N_1) < 0$ 时，可推出 $(b_3-1)/N_1 < \lambda$ ，该表达式的经济学含义为：在此条件下，农户家庭将外出务工的某一家家庭成员转移到家庭农业以弥补农业劳动力投入的不足，所导致外出务工净收益的减少量大于农业净收益的增加量，此时农户的最优决策为保持农业短缺劳动力。

如果放松假设 1，即是说农户家庭可以兼业，那么农户家庭务农人数就可以取连续的数值，等式（5.3）、（5.4）和（5.5）都成立，以上农户家庭劳动力资源优化配置的三种状态就会退化为一情况，即农户根据劳动力的边际净收益在农业和非农行业无差异的条件优化配置家庭劳动力。由此可知，农业部门劳动力是否存在剩余取决于农户家庭劳动力最优配置的结果。

当农业产量达到最大化时，还未被利用的农村劳动力即为刘易斯所定义

的农业剩余劳动力。现有文献大多根据刘易斯农业剩余劳动力的定义，从农业产量最大化的角度来推算农业剩余劳动力的规模。检验究竟是农业产量最大化还是净收益最大化决定农户家庭劳动力资源的最优配置，有助于研究农户配置家庭劳动力和物资资本如何受农业补贴政策的影响。

5.3 估计方程的推导和数据变量的选取

5.3.1 估计方程的推导

本文检验农户配置家庭劳动力是由农业产量最大化还是由净收益最大化决定时，使用了 Sen(1966)提出的农业劳动时间和劳动人数两个概念。本文的农业劳动时间是指农户家庭所有成员从事农业所花费的总时间即为农业劳动投入量的代理变量，农业劳动人数是指农户家庭成员被配置在农业上的人数。农业劳动时间和劳动人数都会对农户家庭农业产量和净收益产生影响，因此，检验农户配置家庭劳动力是由农业产量最大化还是由净收益最大化决定时，需要包括以下四个估计方程。

首先，推导家庭农业劳动人数(N1)分别影响农业总产量[Ln(Y)]和农业净收益[Ln(I)]的估计方程。由假设 3 可知农业产量函数为： $Y=A \times S^{b1} \times K^{b2} \times TL^{b3}$ ，对其取对数可得：

$$\ln(Y)=\ln(A)+b1 \times \ln(s)+b2 \times \ln(K)+b3 \times \ln(TL) \quad (5.6)$$

其中，由 CD 函数可知，如果农业耕作面积(S)和中间要素投入(K)给定，那么最优的农业劳动时间(TL)就会由耕作面积和中间要素投入所决定，用含有误差项的计量模型可以表示如下：

$$\ln(TL)=a0+a1 \times \ln(s)+a2 \times \ln(K)+e \quad (5.7)$$

把(5.7)式代入(5.6)式可得：

$$\ln(Y)=(\ln(A)+b3 \times a0)+(b1+b3 \times a1) \times \ln(s)+(b2+b3 \times a2) \times \ln(K)+b3 \times e \quad (5.8)$$

农业劳动人数和相应的控制变量加入(5.8)式则得到家庭农业劳动人数(N1)影响农业总产量的估计方程如下式所示：

$$\ln(Y)=p0+p1 \times \ln(s)+p2 \times \ln(K)+p3 \times (N1)+P4 \times X+P5 \times V+u1 \quad (5.9)$$

把(5.9)式因变量农业总产量改为农业净收益，则得到家庭农业劳动人

数影响净收益的估计方程如下：

$$\ln(I) = q_0 + q_1 \times \ln(s) + q_2 \times \ln(K) + q_3 \times (N1) + Q_4 \times X + Q_5 \times V + u_2 \quad (5.10)$$

其次，推导家庭农业劳动时间(TL)分别影响农业总产量[Ln(Y)]和农业净收益[Ln(I)]的估计方程。把家庭特征向量(X)和控制行政村效应的二元变量组(V)代入(5.6)式即可得到农业劳动时间(TL)影响农业总产量[Ln(Y)]的估计方程如下：

$$\ln(Y) = c_0 + c_1 \times \ln(s) + c_2 \times \ln(K) + c_3 \times \ln(TL) + C_4 \times X + C_5 \times V + u_3 \quad (5.11)$$

同理，把(5.11)式因变量农业总产量改为农业净收益，则得到家庭劳动时间影响净收益的估计方程如下：

$$\ln(I) = d_0 + d_1 \times \ln(s) + d_2 \times \ln(K) + d_3 \times \ln(TL) + D_4 \times X + D_5 \times V + u_4 \quad (5.12)$$

其中：X和V分别表示家庭特征向量组和控制行政村效应的二元变量组；e、u1、u2、u3和u4都表示误差项。

由此可知，(5.9)式、(5.10)式、(5.11)式和(5.12)式四个估计方程可以检验：是由农业产量最大化还是由净收益最大化来决定农户家庭劳动力配置，从而决定农业是否还有剩余劳动力。

5.3.2 数据和变量的选取

本文利用的数据来自于国际食物政策研究所(美国)、中国农业科学院和贵州大学2007年对贵州省某县三个行政村即A村、B村和C村农户进行的住户调查。该县属于国家级贫困县且贫困率是国家贫困率的两倍，下辖11个乡镇、317个行政村、总人口为402,000，接近94%的人口居住在农村，除汉族外，还有苗族、布依族、仡佬族和彝族等20多个少数民族，少数民族人口占总人口的20%左右，农业劳动力占全县劳动力的三分之二(Zhang, 2011)。

由表5.1给出的A村、B村和C村三个行政村描述性统计可知，三个行政村到县城的距离依次递减、地形结构变化多样以及民族构成广泛，这表明三个行政村能广泛代表某县农村地区的基本经济状况。其中，A村距离县城距离最远且通往县城的路况极差，就A村的村民而言，从事兼业的可能性渺茫，因此A村有外出务工的比例最高。虽然B村距离县城的距离与A村相差不大，但是通往县城的路况较好，交通较为方便。C村距离县城最近，当地村民进城大多采用步行方式，所以当地村民打零工即兼业的可能性最大。由

于地理区位较好，B 村和 C 村两个行政村有外出务工农户家庭的比例明显低于 A 村。该发现与以往研究（Zhao,1999）结论——农村劳动力选择就业的意愿依次为：农村非农产业、外出务工、务农和劳动剩余——相一致。

表 5.1： 行政村描述性统计

	A 村	B 村	C 村	总体
自然村个数	11	5	10	26
农户家庭数	257	151	393	801
总人口	1089	535	1449	3073
距县城距离（公里）	10	8	2.5	6.8
人均耕地面积（亩）	0.87	0.86	1.1	0.98
平地面积所占比例（%）	40	20.1	80	53.4
户主为男性的比例（%）	93.5	94.8	91.6	92.8
户主为少数民族的比例（%）	76.6	12.6	6.7	30.8
有外出务工成员的家庭比例（%）	52	43	41	47
无外出务工成员的家庭（%）	48	57	59	53

本文分别从总样本、兼业家庭和农业家庭的角度对（5.9）式、（5.10）式、（5.11）式和（5.12）式四个方程进行估计。其中，兼业家庭是指并不是所有家庭劳动力都只从事农业的家庭，即兼业家庭中至少有一人要么当地打零工、要么从事自营工商业、要么外出务工；农业家庭是指只从事农业的家庭。

本文所选取的变量包括因变量农业总产值和农业净收益、关键自变量农业劳动时间和农业劳动人数和其他控制变量。首先，就因变量农业总产量而言，由农产品产量和价格可求出相应农产品的产值，把农户家庭所有的农产品产值相加即为本文的农业总产量的代理变量；在求出农业净收益时，因为无法衡量农户家庭农业劳动的报酬，所以农业净收益等于农业总产值扣除中间要素投入，但并没有剔除家庭农业劳动的报酬。其次，就关键自变量农业劳动时间而言，由于具有种植业农忙和农闲每天农业劳动的小时数和相应的劳动天数，就可以求出种植业农业劳动时间。因养殖业、林果业和渔业只有每年劳动的天数，而没有每天劳动的小时数，本文把种植业农忙和农闲平均每天务农时间的均值作为其代理变量，从而求出农户家庭养殖业、林果业和渔业的劳动时间，那么农户家庭农业劳动投入量就可以用农户家庭从事农业劳动的时间代替。农业劳动人数是指农户家庭成员从事农业劳动的人数。再次，就耕作面积和中间要素投入变量而言，农户耕作面积是指把其所拥有的耕地面积扣除租出的耕地面积，再加入租入的耕地面积。中间要素投入是指

从事农业生产所花费的各项支出包括种子费、肥料费、农药支出、排灌费和饲料费等。最后，就其他控制变量而言，包括户主是否为少数民族、家庭每年生病的人次数和家中老人小孩人数、家庭成员平均受教育年限、是否接受过农业科技培训、家庭养殖业所占比重、家中是否有村干部或是党员以及农户家庭所在行政村的二元变量。变量的描述性统计如表 5.2 所示。

表 5.2: 农户家庭描述性统计

变量名	总体	兼业家庭	农业家庭	显著性差异
农业总产值（元）	3914	3790	4286	-497
农业净收益（元）	4452	4398	4604	386
中间要素投入（元）	631	723	350	373
耕作面积（亩）	8963	8484	10293	778
家庭农业人数	1334	1328	1351	-23
家庭农业时间（小时/年）	3087	3405	1833	268
户主是否为汉族	3.79	3.72	4.01	-0.29
家庭生病人数/年	2.91	2.84	3.26	0.26
家庭老人和小孩人数	2.09	2.06	2.13	-0.06
家庭平均受教育年限	0.81	0.79	0.87	0.07
家庭是否接受农业科技培训	1851	1842	1878	-35
家庭养殖业所占比重	1015	1032	968	88
家中是否有村干部	0.69	0.68	0.69	-0.01
家中是否有党员	0.46	0.47	0.46	0.04
家庭中是否有村干部	2.52	2.44	2.75	-0.31*
家庭中是否有党员	1.84	1.81	1.91	0.15
家庭中是否有党员	1.45	1.41	1.56	-0.14
家庭中是否有党员	1.31	1.29	1.36	0.11
家庭中是否有党员	3.66	3.67	3.57	0.11
家庭中是否有党员	2.17	2.19	2.04	0.18
家庭中是否有党员	0.023	0.023	0.028	-0.005
家庭中是否有党员	0.152	0.148	0.167	0.013
家庭中是否有党员	0.14	0.14	0.15	-0.01
家庭中是否有党员	0.23	0.23	0.23	0.02
家庭中是否有党员	0.023	0.03	0	0.03**
家庭中是否有党员	0.148	0.17	0	0.01
家庭中是否有党员	0.06	0.07	0.03	0.04*
家庭中是否有党员	0.236	0.25	0.17	0.02

注：系数下为标准误，显著性差异是指兼业家庭与农业家庭两者之间是否具有显著性差异；**、* 分别表示在置信水平在 0.01 和 0.05 上显著；家庭成员是否为汉族、是否有村干部或党员为二元变量，1 为是，0 为否；计算家庭人均农业劳动时间之前，剔除掉一年农业劳动时间大于 4320（12×360）小时的家庭成员样本；同时去掉农业净收益大于 10 万元/年和小于 -10 万元/年的异常值；因为农村老人劳动年限较长和小孩自理能力较强，所以本文对老人和小孩的界定分别为大于 65 岁和小于 12 岁的人群。

经过数据处理后，农户家庭样本量减少为 710 户，其中有兼业家庭和农业家庭样本分别有 533 户和 177 户。表 5.2 不但报告了总体样本的基本情况，而且分别报告了兼业与农业家庭情况。由表 5.2 可得出以下几个结论：首先，

农户家庭的农业总产值和农业净收益非常低，这与该地区是特别贫困地区的事实相符合。其次，农户家庭耕作面积较小，平均每户仅耕作 3.79 亩，而且耕地的土质贫瘠，不利于农业生产。再次，农业家庭成员的健康状况在 5% 的置信水平上显著低于兼业家庭，同时，农业家庭与兼业家庭在农业总产量和农业净收益上没有显著性差异，这表明农业家庭更容易受到健康的冲击。健康冲击对农户收入会产生明显的影响（高梦滔等，2006），因此，加入此变量以控制住农户健康冲击效应。最后，村干部全部来自于兼业家庭，而且兼业家庭的党员比例显著高于农业家庭，这表明农业家庭的社会地位相对而言低于兼业家庭。

表 5.3 农户家庭农业劳动人数对农业产量的影响

自变量	总体	兼业家庭	兼业家庭	农业家庭
耕作面积对数	0.403*** 0.04	0.638*** 0.048	0.394*** 0.048	0.434*** 0.079
中间要素投入对数	0.350*** 0.024		0.341*** 0.027	0.360*** 0.053
家庭农业人数	0.049* 0.025	0.075* 0.033	0.042 0.029	0.057 0.051
户主是否为汉族	0.145* 0.06	0.221** 0.074	0.089 0.068	0.359* 0.139
家庭生病人次	-0.008 0.012	0.022 0.016	-0.002 0.014	-0.017 0.024
家庭老人和小孩人数	0.063*** 0.017	0.049* 0.023	0.054** 0.02	0.086* 0.036
家庭人均教育年限	0.034*** 0.01	0.036** 0.013	0.033** 0.012	0.036 0.022
家庭是否接受农业科技 培训	0.373** 0.135	0.362* 0.183	0.426* 0.169	0.339 0.241
家庭养殖业占农业总产 值的比例	1.529*** 0.09	1.747*** 0.116	1.592*** 0.108	1.431*** 0.177
家庭成员是否为村干部	0.176 0.139	0.319* 0.16	0.208 0.142	
家庭成员是否为党员	0.13 0.083	0.14 0.104	0.108 0.093	0.287 0.226
B 村	0.186** 0.068	0.167 0.088	0.227** 0.079	0.011 0.149
C 村	0.281*** 0.063	0.356*** 0.081	0.305*** 0.074	0.178 0.14
常数项	4.221*** 0.143	5.982*** 0.106	4.320*** 0.163	4.009*** 0.321
调整的 R 方	0.65	0.545	0.647	0.634
样本量	703	533	525	178

注：A 村作为参照组，***、**和*分别表示估计系数在 0.001、0.01 和 0.05 的置信水平上显著，因变量为农业总产值的对数。

表 5.4: 农户家庭农业劳动投入(时间)对农业产量的影响

自变量	总体	兼业家庭	农业家庭
耕作面积(对数)	0.383***	0.385***	0.373***
	0.04	0.048	0.078
中间要素投入(对数)	0.344***	0.337***	0.359***
	0.024	0.028	0.051
家庭农业劳动时间(对数)	0.086***	0.051	0.171**
	0.024	0.028	0.053
户主是否为汉族	0.142*	0.087	0.318*
	0.059	0.068	0.132
家庭生病人数	-0.005	-0.001	-0.008
	0.012	0.014	0.023
家庭老人和小孩人数	0.059***	0.052*	0.075*
	0.017	0.021	0.034
家庭人均教育年限	0.033**	0.033**	0.029
	0.01	0.012	0.021
家庭是否接受农业科技培训	0.347*	0.419*	0.268
	0.135	0.169	0.234
家庭养殖业占农业总产值的比例	1.517***	1.591***	1.381***
	0.09	0.108	0.172
家庭成员是否为村干部	0.173	0.209	
	0.138	0.142	
家庭成员是否为党员	0.137	0.106	0.305
	0.083	0.093	0.212
B 村	0.193**	0.231**	0.07
	0.068	0.079	0.142
C 村	0.290***	0.312***	0.219
	0.063	0.074	0.136
常数项	3.706***	4.035***	2.881***
	0.214	0.245	0.475
调整的 R 方	0.653	0.647	0.655
样本量	703	525	178

注: A 村作为参照组, ***, **和*分别表示估计系数在 0.001、0.01 和 0.05 的置信水平上显著, 因变量为农业总产值的对数。

5.4 决定家庭劳动力优化配置的检验结果及现状的解释

5.4.1 检验农户配置家庭劳动力是否是为了追求农业产量最大化

表 5.3 和表 5.4 分别表示家庭农业劳动人数 (N1) 和农业劳动时间 (TL) 对农业总产量的影响, 即是说表 5.3 和表 5.4 分别为 (5.9) 式和 (5.11) 两式普通最小二乘法的回归结果。表 5.3 和表 5.4 都说明耕作面积、中间要素投入、家庭老人和小孩人数、养殖业占农业总产值的比例都对家庭农业产量有显著的正向影响。本文估计出的农地产出弹性系数小于 1, 这与范红忠和连玉君 (2010)、Wan 和 Cheng(2001)、Nguyen 等 (1996) 的研究结论——农地产出弹性为 1——不一致。他们的估计方程并没有控制住养殖业所占农业比重。当农户人均耕地面积较小时, 农户会增加养殖业规模来替代耕地面积的不足, 由表 5.3 和表 5.4 可知, 养殖业存在规模报酬递增。不控制住养殖业比例而估计的农地产出弹性具有较大偏误。这表明在控制住养殖业比例的情况下, 农地产出弹性是规模报酬递减的。这是因为当耕地面积增加时, 种植业产量随之增加, 但又要保持家庭养殖业所占农业产量的固定比重, 那么养殖业规模也得相应地增加。即是说, 增加耕地面积导致农户种植业和养殖业农业劳动投入的增加, 这会影响种植业的耕作效率, 从而使得农地的产出弹性小于 1。家庭老人和小孩人数对农业产量有显著地正向影响, 这表明老人和小孩也参与了农业生产。尤其是在农忙时节, 当农业所需的劳动投入较大时, 老人和小孩能有效地缓解农业对家庭劳动力的需求压力。家庭生病人数对于农业生产具有不利影响, 但估计结果并不显著。就兼业家庭而言, 行政村效应能显著地影响家庭农业产量, 而农业家庭农业产量不受行政村效应的影响。

由表 5.3 可知, 兼业家庭接受农业科技培训对农业产量有显著影响, 而农业家庭接受农业科技培训对农业产量没有影响, 这可能是因为农业家庭多为少数民族, 交流上存在一定的语言障碍, 接受农业科技培训知识的能力较差, 这可以由表 5.3 中农业家庭户主为汉族对农业产量有显著影响, 而兼业家庭户主为汉族对农业产量没有影响所印证。

表 5.5 农业劳动人数对农业净收益的影响

自变量	总体	兼业家庭	农业家庭
耕作面积(对数)	0.484*** 0.078	0.502*** 0.09	0.493** 0.169
中间要素投入(对数)	0.164** 0.055	0.163* 0.064	0.124 0.124
家庭农业人数	0.120** 0.046	0.115* 0.053	0.113 0.103
户主是否为汉族	0.186 0.111	0.143 0.123	0.328 0.281
家庭生病人数	-0.057** 0.021	-0.044 0.025	-0.081 0.046
家庭老人和小孩数	0.100** 0.031	0.089* 0.036	0.108 0.069
家庭人均教育年限	0.035 0.019	0.028 0.021	0.042 0.044
家庭是否接受农业科技培训	0.660** 0.231	0.767** 0.284	0.434 0.444
家庭养殖业占农业总产值的比例	1.980*** 0.165	2.048*** 0.191	1.869*** 0.371
其他控制变量	yes	yes	yes
调整的 R 方	0.409	0.428	0.294
样本量	564	414	150

注：***、**和*分别表示估计系数在 0.001、0.01 和 0.05 的置信水平上显著，因变量农业净收益（对数形式）中包含农业劳动力报酬。其他控制变量包括家庭成员中是否有村干部、是否有党员以及三个行政村的虚拟变量，这些控制变量的显著性与表 3 一致。

无论农业家庭还是兼业家庭，表 5.3 中农业劳动人数的估计系数都不显著，这一结果与范红忠和连玉君（2010）、Wan 和 Cheng(2001)、Nguyen 等（1996）的研究结论一致。就有兼业家庭而言，如表 5.3 所示，在没有控制中间要素投入的情况下，增加农业劳动人数可以增加农业产量，但是每增加 1 名农业劳动人数仅使产量增加 7.5 个百分点。由表 5.4 可知，兼业家庭增加农业劳动时间对农业产量没有影响，这说明表 5.3 中增加的农业人数并不是因为增加了农业劳动投入导致产量增长，而是因为农业人数增加之后，重新优化中间要素配置使得产量增加，这可以由表 5.3 回归方程中控制了中间要素投入之后，兼业家庭增加农业劳动人数对产量没有影响所印证。由此可知，兼业家庭的成员从农业转移至非农行业并没有影响农业产量，这说明从事非农行业的家庭成员是刘易斯所述的农业劳动人数边际产量为零的剩余劳动力。由

表（5.3）可知，就农业家庭而言，增加农业劳动人数对农业产量没有影响，说明农业家庭农业劳动人数已经饱和。然而，由表 5.4 可知，增加农业劳动时间可以增加产量，但是农户并没有继续增加农业劳动投入从而使得农业劳动投入的边际产量为零。由此可知，农业家庭的农业生产并没有达到最大值，即是说，农业家庭并没有追求农业产量最大化。

5.4.2 检验农户配置家庭劳动力是否是为了追求净收益最大化

表 5.5 和表 5.6 分别表示家庭农业劳动人数（N1）和农业劳动时间（TL）对农业净收益的影响，即是说，表 5.5 和表 5.6 分别为（5.10）和（5.12）两式普通最小二乘法的回归结果。为了汇报结果更为简洁，表 5.5 和表 5.6 省略本文不关注的因变量。由表 5.5 和表 5.6 可知，增加耕地面积可以提高农户家庭的农业净收益。就 A 村、B 村和 C 村三个行政村而言，由表 5.2 可知，平均每户家庭的耕地面积和农业劳动人数分别为 3.79 亩和 2.09 人，说明农户家庭受到较强的耕地约束。就兼业家庭而言，中间要素投入的边际农业净收益为正，表明兼业家庭中间要素投入不足，这可能是因为兼业家庭的收入主要来自于非农行业，其家庭资金偏重于投向非农行业从而使得农业中间要素投入不足；与此相反，农业家庭的收入全部依赖于农业，故其中间要素投入使得农业净收益最大化，即中间要素投入的边际农业净收益为零。养殖业对农业净收益有显著的正向影响，这表明农户受到较紧耕地约束条件下，增加养殖业规模可以显著地提高农业净收益。同样，兼业家庭接受农业科技培训能显著提高农业净收益，而农业家庭接受农业科技培训对农业净收益没有影响。

当农户受到较紧耕地面积约束时，农户只能通过调节农业劳动人数和农业劳动时间来获取家庭净收益的最大化。就兼业家庭而言，增加农业劳动人数可以提高农业净收益，但农业劳动投入（时间）的增加对农业净收益不产生影响。这表明增加农业劳动人数提高农业净收益并不是由于农业劳动人数的增加导致劳动投入的增加。因此，提高农业净收益是由于农业劳动人数的增加导致投入农业的各种要素重新优化配置的结果。增加农业人数可以提高农业净收益说明兼业家庭从事非农行业的家庭成员所得的净收益高于其从事农业的净收益，这表明兼业家庭对农业的投入相对不足，这也可以由兼业家

庭中间要素的边际农业净收益为正所印证, 这即为本文第三部分推导出的农户家庭最优配置的第三种状态。就农业家庭而言, 表 5.5 和表 5.6 都表明增加农业劳动人数或是农业劳动(投入)时间都对农业净收益没有影响, 也就是说农业劳动人数和农业劳动(投入)时间的边际农业净收益为零。这表明农业家庭进行农业生产是为了追求农业净收益最大化, 而不是农业产量最大化。这就可以解释表 5.3 和表 5.4 中, 为何农业家庭, 在农业劳动人数饱和的情况下, 农业劳动(投入)时间的边际产量为正。

表 5.6 农业劳动投入(时间)对农业净收益的影响

自变量	总体	兼业家庭	农业家庭
耕作面积(对数)	0.499*** 0.08	0.546*** 0.093	0.478** 0.171
中间要素投入(对数)	0.174** 0.056	0.183** 0.065	0.077 0.122
家庭农业劳动时间(对数)	0.029 0.047	-0.041 0.053	0.264 0.211
户主是否为汉族	0.136 0.111	0.069 0.124	0.248 0.272
家庭生病人数	-0.048* 0.021	-0.039 0.025	-0.063 0.045
家庭老人和小孩数	0.096** 0.031	0.093* 0.036	0.083 0.068
家庭人均教育年限	0.037 0.019	0.032 0.021	0.033 0.043
家庭是否接受农业科技培训	0.643** 0.233	0.773** 0.287	0.312 0.443
家庭养殖业占农业总产值的比例	2.011*** 0.167	2.090*** 0.193	1.848*** 0.369
其他控制变量	yes	yes	yes
调整的 R 方	0.402	0.422	0.315
样本量	564	414	150

注: ***, **和*分别表示估计系数在 0.001、0.01 和 0.05 的置信水平上显著, 因变量农业净收益(对数形式)中包含农业劳动力报酬。其他控制变量包括家庭成员中是否有村干部、是否有党员以及三个行政村的虚拟变量, 这些控制变量的显著性与表 5.4 一致。

5.5 农业生产补贴政策影响农户家庭劳动力优化配置的简要描述

综上所述,就兼业家庭而言,中间要素投入的边际农业净收益为正,表明兼业家庭对于农业生产的投入相对不足。政府推行农业生产补贴政策能否有效地提高兼业家庭的农业净收益是值得深思的问题,一方面,兼业家庭有动机把农业生产补贴的资金投入到非农行业从而获得更高的家庭净收益,另一方面,兼业家庭因为中间要素的补贴而进一步减少农业劳动投入,从而使得中间要素投入的边际农业净收益始终为正。因此,兼业家庭如何配置农业生产补贴资金需要实证方式进行检验。然而,对农户进行农业生产补贴政策时,政府无法区分兼业家庭和农业家庭。但由以上分析可知农业家庭的中间要素投入边际农业净收益为零,表明农业家庭因政府补贴获得的福利等于补贴金额。因此,无论政府根据兼业家庭中间要素投入采取何种形式的农业生产补贴,农业家庭获得的收益始终等于中间要素补贴的金额。

由表 5.5 和 5.6 可知,家庭养殖业在农业中所占的比重越大,农业净收益就越高。因此,政府应该针对从事养殖业的农户进行专项补贴鼓励发展养殖业,从而提高农户的农业净收益。但是,农户从事养殖业生产面临的主要问题是价格大幅波动,政府应该实施类似农产品收购机制对养殖业产品进行收购,这样就会使农户从事养殖业面临较小的风险,从而提高农户家庭的农业净收益。

5.6 小结

本章研究了农户如何优化劳动力配置,首先,推导了农户根据净收益最大化决定家庭劳动力在农业和非农行业之间的配置,农户家庭是否存在农业剩余劳动力取决于劳动力最优配置的结果。其次,检验了农户配置家庭劳动力的依据是净收益最大化还是产量最大化,实证结果支持净收益最大化是农户配置家庭农业劳动力的依据。最后,表明兼业家庭农业补贴资金的配置不一定用于农业。如果实施农业生产补贴政策,那么农户就会根据农业生产补贴来调整家庭劳动力和物质资本在农业和非农行业上的配置,以获得最大的家庭净收益。当非农行业净收益高于以家庭为单位的农业净收益时,农户就

会把家庭劳动力和物质资本投入偏向于非农行业，农业净收益就会下降；反之，当非农行业净收益低于以家庭为单位的农业净收益时，农户就会把家庭劳动力和物质资本投入偏向于农业，农业净收益就会上升。因此，估计出农业生产补贴如何影响农业净收益，就会发现农户如何根据农业生产补贴资金配置家庭劳动力和物资资本，从而影响农户家庭从事农业与非农行业，并通过农户行为的微观传导机制影响农村区域经济的发展。第 6 章第 4 部分运用双边随机前沿模型研究了农业生产补贴政策对农户配置家庭资源的影响，从而作用于农村区域经济的发展。

6.农户经济行为对农村区域经济的影响

6.1 引言

以上三个章节分别研究了新农合门诊补偿政策如何影响农户健康需求行为、“退耕还林”政策如何影响农户生产决策行为以及农户配置家庭劳动力和物资资本的机制。当然，农户耕地和家庭劳动力的优化配置以及健康状况的改善不仅仅影响农户家庭，而且对于农村区域经济也会产生深远影响。在上述三个章节研究基础之上，本章节研究了农户健康状况的改善如何影响农村区域经济、农户“退荒还林”套取退耕补偿费行为对农村区域经济的影响、农户根据农业补贴优化配置家庭劳动力和物质资本如何影响农村区域经济。

6.2 农户健康需求行为的改变对农村区域经济的影响

6.2.1 Grossman 的健康资本需求模型和新古典经济增长理论的介绍

本文运用 Grossman 的健康资本需求模型和新古典经济增长理论来分析新农合门诊补偿政策如何对农村区域经济产生影响。为便于读者理解本文分析过程，以下简要介绍健康资本需求模型和新古典经济增长理论。

如果说 Arrow 的论文《不确定性与卫生保健的福利经济学》标志着健康经济学的正式诞生，那么 Grossman 的论文《一个关于健康资本和健康需求的概念》标志着健康经济学分析框架的确立。Grossman 将 Becker 提出的家庭生产函数成功地引入了健康的效用函数分析之中，从而提出医疗保健需求是一种派生需求（derived demand），进而确立了消费者行为的人力资本模型。Grossman 假定消费者个人为了决定他们最理想的健康状况，对能改善他们健康状况的开支进行估价并与花费在其他商品上的开支作比较。他假定消费者

在健康生产函数上有完全信息，从而可以求出带有时间效用函数的极大值，建立了健康需求的均衡模型。成功地运用 Grossman 健康需求的人力资本模型分析我国居民的健康需求问题的代表人物有、赵忠、侯振刚、封进、秦蓓、苗艳青、王弟海等。

基于 Grossman 人力资本健康需求模型的研究都是从微观的角度进行的，而王弟海等（2008）运用 Arrow-Romer 生产函数和 Grossman 人力资本健康需求模型，从宏观的视角分析了健康投资和健康人力资本积累对物质资本积累和经济增长的影响。该研究分析的结果表明：首先，在短期内，经济增长率同健康投资增长率存在正相关关系，健康投资增长率的提高总是能够促进经济增长。但是，健康人力资本存量的提高是否能够提高经济增长还取决于健康人力资本对劳动生产力的贡献是否超过对物质资本积累的基础效应。如果健康人力资本提高劳动生产力的效应超过对物质资本的挤出效应，那么健康人力资本的提高有利于促进经济增长，反之，它则会抑制经济增长。从长期来看，由于健康投资在经济增长过程中总是具有不断增长的趋势，因此，健康投资在长期内肯定会对经济增长具有抑制作用。其次，该研究表明，在 Grossman-Arrow-Romer 模型中，健康人力资本肯定会使经济出现贫困性陷阱，在这种情况下，初始状态高于均衡点的经济会存在持续的经济增长，而初始状态低于均衡点的经济将会陷入低收入、低健康水平、低物质资本积累的恶性循环。

本章借助于消费者最优条件下的经济增长模型即拉姆齐（Ramsey）模型，来分析农户健康状况的改善如何对农村区域经济产生影响。拉姆齐模型描述经济增长的过程如下，每户家庭提供劳动服务和贷出资本从而获得工资收入和资本租金收入。家庭根据效用最大化原则确定每期的最优商品消费量和资本积累量。企业则根据利润最大化的原则借入资本和雇佣劳动力进行生产。家庭和企业相互作用的结果从而实现了经济的增长。

6.2.2 新农合门诊补偿政策对农户健康资本需求的影响

由第 3 章节分析可知，新农合门诊补偿政策的效果表现为一方面提高了农户健康状况，另一方面医疗支出没有大幅上涨。如果把新农合门诊补偿政

策对农户健康状况的影响引入到 Grossman 的健康资本需求模型之中,那么门诊补偿政策相当于提高了农户对健康的总投资,同时减少了农户患病的时间。

Michael Grossman 在其经典论文《一个关于健康资本和健康需求的概念》中把对健康的总投资表示为 $I_i = I_i(M_i, TH_i; E_i)$, 即第 i 年的健康总投资 I_i 是当年医疗花费 M_i 、健康投入时间 TH_i 和人力资本 E_i 边际产量递减的增函数,并且 Grossman 假定健康总投资 $I_i = I_i(M_i, TH_i; E_i)$ 是医疗花费和健康投入时间的一次齐次函数。令 $t_i = M_i / TH_i$, 则健康总投资函数可表示为 (6.1) 式所示:

$$I_i = TH_i \times I_i(M_i / TH_i, 1; E_i) = TH_i \times g(t_i; E_i) \quad (6.1)$$

则健康总投资函数对医疗花费和健康投入时间分别求导可得 (6.2) 式和 (6.3) 式:

$$\frac{\partial I_i}{\partial M_i} = \frac{\partial g}{\partial t_i} = g'(t_i; E_i) \quad (6.2)$$

$$\frac{\partial I_i}{\partial TH_i} = g(t_i; E_i) - t_i \times g'(t_i; E_i) \quad (6.3)$$

$$H_{i+1} - H_i = I_i - \delta_i \times H_i \quad (6.4)$$

健康状况不仅取决于对健康的总投资,而且健康作为一种资本也存在相应的折旧。则农户健康存量的变化如表达式 (6.4) 所示,该表达式说明第 i 年到第 $i+1$ 年健康存量(即健康状况)的变化量等于当年健康总投资减去健康资本的折旧。因此,折旧率的高低也对健康状况产生影响,人们达到一定的年纪之后,则折旧率与年龄成正相关的关系。Grossman 模型指出折旧率随着年龄增加而增加,当健康资本折旧小于健康总投资就会导致健康存量上升即健康状况变好,反之,当健康资本折旧大于健康总投资就会导致健康存量下降即健康状况变差。

从 Grossman 的健康资本需求模型视角而言,新农合门诊补偿政策提高了农户的健康状况,则说明农户的健康存量增加。因为新农合门诊补偿政策不会对农户的年龄产生影响,所以新农合门诊补偿政策不会影响农户健康资本的折旧率。那么,农户增加的健康存量就归因于增加的总投资。由健康总投资函数 $I_i(M_i, TH_i; E_i)$ 可知,农户健康存量的增加有两种形式,一种是农户在未患病的情况下增加健康投入时间例如加强体育锻炼等,从而提高其健康存量;另一种是农户在患病的情况下增加医疗费用的支出,从而提高其健康存量。

因为新农合门诊补偿政策对于农户未患病情况下健康投入时间没有影响,所以门诊补偿政策只对农户患病情况下的健康投资产生影响。与此同时,新农合门诊补偿政策没有导致农户医疗费用的大幅上涨,确使得农户健康状况变好。因此,农户患病后,相同的医疗费用支出情况下,有门诊补偿农户的健康恢复状况优于没有门诊补偿农户的健康恢复状况,门诊补偿政策相当于增加医疗费用的效果。故本文把新农合门诊补偿政策对农户患病后健康投资的作用定义为有效医疗费用系数 A 且 $A>1$, 则门诊补偿条件下农户健康总投资函数变为: $I_i = I_i(A \times M_i, TH_i; E_i)$ 。则其对医疗花费和健康投入时间分别求导可得 (6.5) 式和 (6.6) 式:

$$\frac{\partial I_i}{\partial M_i} = A \times g'(A \times t; E_i) \quad (6.5)$$

$$\frac{\partial I_i}{\partial TH_i} = g(A \times t; E_i) - A \times t \times g'(A \times t, E_i) \quad (6.6)$$

首先,分析有新农合门诊补偿政策的农户与没有门诊补偿政策的农户在健康总投资函数上是否具有显著的差异。(6.2) 式和 (6.3) 式分别表示没有门诊补偿政策条件下农户总投资函数中医疗费用和健康投入时间的边际产量;相应地 (6.5) 式和 (6.6) 式分别表示门诊补偿政策条件下农户总投资函数中医疗费用和健康投入时间的边际产量。健康总投资函数边际产量递减且 $A>1$ 可知 $g'(t_i; E_i) > g'(A \times t_i; E_i)$, 故不通过以上的分析而事先确定 (6.2) 式与 (6.5) 式的相对大小,这表明门诊补偿政策农户总投资函数中医疗费用的边际产量并不一定大于无门诊补偿政策农户总投资函数中医疗费用的边际产量。该经济含义为新农合门诊补偿政策并不必然导致医疗费用支出的增加,该分析结论与第 3 章节实证结果新农合门诊补偿政策仅仅导致农户医疗费用支出增加 0.5 个百分点相一致。同理 (6.3) 式和 (6.6) 式的相对大小也不能事先确定,这表明门诊补偿政策农户总投资函数中健康投入时间的边际产量并不一定大于无门诊补偿政策农户总投资函数中健康投入时间的边际产量,门诊补偿政策对农户健康投入时间的影响具有不确定性。

其次,分析健康人力资本的均衡情况。先分析没有新农合门诊补偿政策条件下,农户健康人力资本的均衡状态。由 Grossman 的健康资本需求模型可得农户跨期效用函数如 (6.7) 式所示。其中, H_0 和 H_1 分别表示初始的健康

存量和第 i 年的健康存量, Φ_i 和 $h_i = \Phi_i H_i$ 分别表示每单位健康存量所能供给农户消费的健康天数和第 i 年所能供给农户消费的健康总天数, 第 i 年其他商品的总消费量 $Z_i = Z_i(X_i, T_i; E_i)$, X_i 和 T_i 分别表示为获得 Z_i 商品, 农户的要素投入和时间投入。农户最大化其跨期效用函数受到预算约束和时间约束两个前提条件的限制, 这两个约束条件如 (6.8) 式和 (6.9) 式所示。其中: 预算约束 (6.8) 式表示农户医疗费用 ($P_i M_i$) 和农户要素投入 ($V_i X_i$) 的现值之和等于农户劳动收入 $W_i T W_i$ (即劳动报酬率 W_i 和劳动时间 $T W_i$ 的乘积) 与初始禀赋 A_0 之和。、时间约束 (6.9) 式表示农户劳动时间 $T W_i$ 、患病休息时间 $T L_i$ 、健康投入时间 $T H_i$ 和生产 Z 商品的投入时间 T_i 之和等于第 i 年农户总的时间禀赋。把 (6.9) 式代入 (6.8) 式, 则得到表达式 (6.10)。

$$U = U(\Phi_0 H_0, \dots, \Phi_n H_n, Z_0, \dots, Z_n) \quad (6.7)$$

$$\sum \frac{P_i M_i + V_i X_i}{(1+r)^i} = \sum \frac{W_i T W_i}{(1+r)^i} + A_0 \quad (6.8)$$

$$T W_i + T L_i + T H_i + T_i = \Omega \quad (6.9)$$

$$\sum \frac{P_i M_i + V_i X_i + W_i (T L_i + T H_i + T_i)}{(1+r)^i} = \sum \frac{W_i \Omega_i}{(1+r)^i} + A_0 = R \quad (6.10)$$

农户在约束条件 (6.10) 式前提下最大化其效用函数 (6.7) 式, 即建立拉格朗日函数求解可得 (6.11) 式和 (6.12 式) 所示。其中, $U h_i$ 表示农户效用函数对第 i 年农户健康天数求偏导, 即健康天数的边际效用; λ 表示财富的边际效用; G_i 表示健康时间对健康存量求偏导, 即健康天数函数中健康存量的边际产量; Π_i 表示健康总投资的边际成本。(6.11) 式含义为: 如果农户要想最大化其效用函数, 那么第 $i-1$ 年健康总投资的边际收益必须等于边际成本。(6.12) 式表示健康投资成本最小化的条件。

$$\frac{\Pi_{i-1}}{(1+r)^i} = \frac{W_i G_i}{(1+r)^i} + \frac{(1-\sigma_i) W_{i+1} G_{i+1}}{(1+r)^{i+1}} + \dots + \frac{(1-\sigma_i) \dots (1-\sigma_{n-1}) W_n G_n}{(1+r)^n} \quad (6.11)$$

$$+ \frac{U h_i}{\lambda} G_i + (1-\sigma_i) \frac{U h_{i+1}}{\lambda} G_{i+1} + \dots + (1-\sigma_i) \dots (1-\sigma_{n-1}) \frac{U h_{n+1}}{\lambda} G$$

$$\Pi_{i-1} = \frac{P_{i-1}}{g'(t_i; E_i)} = \frac{W_{i-1}}{g(t_i; E_i) - t_{i-1} g'(t_i; E_i)} \quad (6.12)$$

同理, 可以求出第 i 年最优健康总投资的表达式, 利用第 $i-1$ 年和第 i 年最优健康表达式之间的关系可以得出 (6.13) 式。(6.13) 式可以推导出等价

的(6.14)式,该表达式的经济含义为:最优健康资本存量的边际产量必然等于健康资本的供给价格 $\Pi_i(r-\Pi_{i-1}^*+\delta_i)$ 。其中, $G_i W_i/\Pi_{i-1}$ 表示投资于健康的边际货币回报率,即农户因健康投资的增加从而提高了健康存量,提高的健康存量所获得的劳动收入与健康投资成本的比例。 $G_i(Uh_i/\lambda)(1+r)^i/\Pi_{i-1}$ 投资于健康的边际非货币回报率。如果农户拥有健康存量不从事劳动,那么农户健康存量的边际效应等于零即 $Uh_i=0$ 。则表达式(6.14)可以简化为(6.15)式。

$$\frac{\Pi_{i-1}}{(1+r)^{i-1}} = \frac{W_i G_i}{(1+r)^i} + \frac{U h_i G_i}{\lambda} + \frac{(1-\delta_i)\Pi_i}{(1+r)^i} \quad (6.13)$$

$$G_i \left[W_i + \left(\frac{U d_i}{\lambda} \right) (1+r)^i \right] = \Pi_{i-1} (r - \Pi_{i-1}^* + \delta_i) \quad (6.14)$$

$$\frac{W_i G_i}{\Pi_{i-1}} = r - \Pi_{i-1}^* + \delta_i \quad (6.15)$$

(6.15)式表示农户效用函数最大化时,农户的最优健康存量为健康需求($G_i W_i/\Pi_{i-1}$)等于健康供给($r-\Pi_{i-1}^*+\delta_i$)时所确定的健康存量。就健康需求函数($G_i W_i/\Pi_{i-1}$)与健康存量之间的关系而言,随着健康存量的增加,健康存量对健康天数的边际产量(G_i)是递减的。农户的劳动报酬率由市场决定与农户健康存量没有关系,健康投资的边际成本由医疗费用价格和农户劳动报酬率决定,因此不受健康存量的影响。由此可知,随着健康存量的增加, G_i 随之下降, W_i 和 Π_{i-1} 都不变,所以健康需求是健康存量的减函数。同理可得健康供给($r-\Pi_{i-1}^*+\delta_i$)不受健康存量存量的影响。健康需求曲线D与健康供给曲线S如图(6.1)所示。

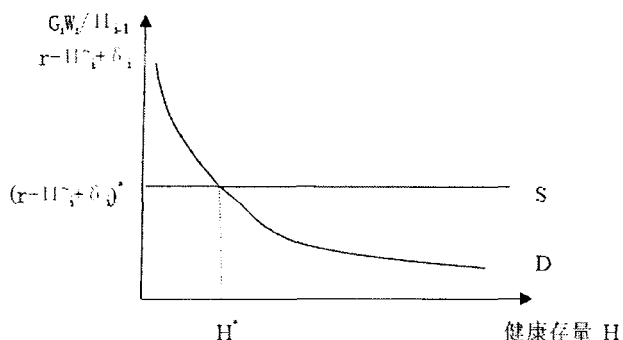


图 6.1 健康需求与供给结构图

最后，分析门诊补偿政策条件下，农户健康人力资本均衡状态的变化。在相同医疗费用支出情况下，有门诊补偿政策的患病农户健康恢复状况优于没有门诊补偿政策的农户，这表明有门诊补偿农户的健康需求高于没有门诊补偿农户的健康需求。因此，有门诊补偿政策农户的健康需求曲线 $D1$ 高于没有门诊补偿政策农户的健康需求曲线 $D0$ ，与此同时，健康需求的供给曲线不受门诊补偿政策的影响，其新的均衡如图 6.2 所示。没有门诊补偿政策条件下，农户的健康需求曲线 $D0$ 与健康供给曲线 S 相交于 A 点，此时农户的最优健康存量为 H_0^* ，门诊补偿政策提高了农户的健康需求，从而使得农户的健康需求曲线向上移动到 $D1$ ，新的健康需求曲线与健康供给曲线相交于 B 点，此时农户的最优健康存量为 H_1^* ，这表明有新农合门诊补偿政策农户健康状况高于没有门诊补偿政策农户健康状况。该结论与第 3 章节结论的区别在于，第 3 章节只是实证证明了农户会因为新农合门诊补偿政策而及时就诊，防止了小病拖成大病的可能性，并不能证实有门诊补偿政策农户的健康存量优于没有门诊补偿政策的健康存量。本结论却证实了有门诊补偿政策农户健康状况优于没有门诊补偿政策的农户。一方面，农户因新农合门诊补偿政策及时就诊防止小病拖成大病，另一方面，新农合门诊补偿政策提高了农户的健康存量。接下来分析农户健康状况的提高如何影响农村区域经济。

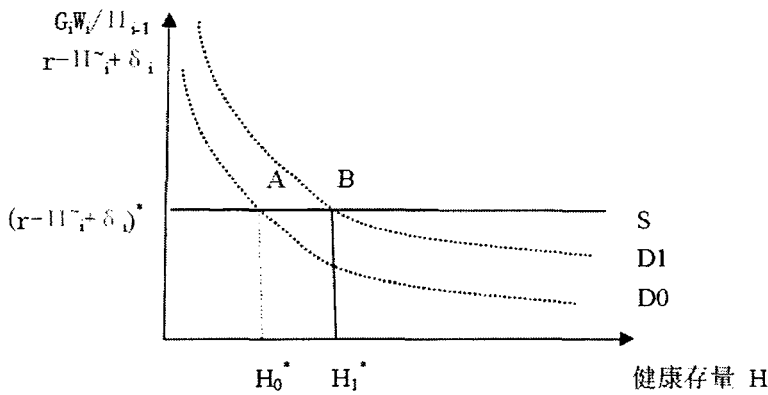


图 6. 2 新农合门诊补偿政策的效应

6.2.3 农户健康状况的改善对农村区域经济的影响

本章运用拉姆齐经济增长模型来分析农户健康状况的改善对农村区域经

济的影响之前有以下几个说明：首先，拉姆齐模型分析最优消费指的是商品消费，而本文分析的最优消费决策是指劳动者对其健康存量的消费。其次，拉姆齐模型分析的消费者是以家庭为单位，从而在分析家庭动态决策时引入了人口增长率的因素。而本文分析的对象是以劳动者为单位，模型中未考虑人口增长率的因素，其原因在于拉姆齐模型中的商品消费可以在家庭成员之间进行分配，而消费者健康存量不能在人与人之间进行转移。最后，本文假定在生产技术不变的条件下，分析农户健康状况改善对农村区域经济的影响，这个假设有利于简化分析过程，当然去掉该假设并不会对本文分析结论产生影响。

首先，分析农户作为健康消费者的情况。本文同样遵循拉姆齐模型的假设，（1）假定所有的农户是同质的；（2）假定投资于健康的平均货币回报率和平均非货币回报率分别等于投资于健康的边际货币回报率（ $G_i W_i / \Pi_{i-1}$ ）和投资于健康的边际非货币回报率（ $G_i (U h_i / \lambda) (1+r)^i / \Pi_{i-1}$ ）；（3）健康消费为跨期替代不变弹性（constant intertemporal elasticity of substitution-CIES）的效用函数。为获得最大化效用，农户作为消费者决定各期健康存量的最优消费量（ c_i^* ），则农户最优决策模型如（6.16）和（6.17）两式所示。其中，跨期替代不变弹性效用函数（6.16）式中的 $p(p>0)$ 为健康消费的主观贴现率， θ 为常数， n 表示农户生命周期时间跨度；约束条件（6.17）式表示健康存量的增量 H_i 等于健康存量的货币回报（ $\Phi_i H_i G_i W_i / \Pi_{i-1}$ ）与非货币回报（ $H_i G_i (U h_i / \lambda) (1+r)^i / \Pi_{i-1}$ ）扣除健康存量的折旧（ $\delta_i H_i$ ）和健康消费量（ c_i ）。

$$MAX: \int_0^n \frac{c_i^{1-\theta} - 1}{1-\theta} e^{-pi} di \quad (6.16)$$

$$\begin{aligned} \text{S.T. } H_i &= \frac{G_i W_i}{\Pi_{i-1}} \Phi_i H_i + \frac{U h_i (1+r)^i}{\lambda \Pi_{i-1}} H_i - \delta_i H_i - c_i \\ H(0) &= H_0 \quad H(n) = 0 \quad c(i) \geq 0 \end{aligned} \quad (6.17)$$

为求解农户最优健康消费，构造现值汉米尔顿(Present-value Hamiltonian)函数如（6.18）所示。由控制变量健康消费量和状态变量健康存量的一阶最优条件可得（6.19）和（6.20）两式。对（6.19）式对时间 i 求导并代入（6.20）式可得（6.21）表达式，该表达式的经济学含义为：农户效用函数的替代弹性（ $1/\theta$ ）和主观贴现率（ p ）、每单位健康存量所能供给消费的健康天数（ Φ_i ）、

健康资本折旧率 (δ_i)、健康资本货币回报率 ($G_i W_i / \Pi_{i-1}$) 和非货币回报率 ($G_i (U h_i / \lambda) (1+r)^i / \Pi_{i-1}$) 共同决定了最优健康消费随时间变化的趋势。由 (6.21) 式可知, 当健康资本的货币回报率和非货币回报率大于健康资本折旧率和主观贴现率时, 农户消费健康存量随时间的流逝而增加, 反之, 当健康资本的货币回报率和非货币回报率小于健康资本折旧率和主观贴现率时, 农户健康存量的消费随时间流逝而减少。因此, 最优的健康消费路径为健康资本的货币回报率和非货币回报率等于健康资本折旧率和主观贴现率。然而, 与拉姆齐模型中资本折旧率为常数的区别在于, 健康资本的折旧率 (δ_i) 在生命周期某一阶段之后随时间增加而增加, 因此农户最优健康消费路径为两个阶段。第一阶段, 当健康资本折旧率 (δ_i) 较小时即农户处于生命周期早期时, 农户最优健康消费路径为健康资本的货币回报率和非货币回报率等于健康资本折旧率和主观贴现率, 此时各阶段农户健康消费量最优; 第二阶段, 当健康资本折旧率较大时即农户处于生命周期后期, 农户最优健康消费路径为健康资本的货币回报率和非货币回报率小于健康资本折旧率和主观贴现率, 此时, 随着时间的流逝农户对健康存量的消费逐渐减少, 直至对健康存量的消费为零, 即农户生命周期的终点。

$$H a m = \frac{c_i^{1-\theta} - 1}{1-\theta} e^{-\rho i} + m \left[\frac{G_i W_i}{\Pi_{i-1}} \Phi_i H_i + \frac{U h_i (1+r)^i}{\lambda \Pi_{i-1}} H_i - \delta_i H_i - c_i \right] \quad (6.18)$$

$$\frac{\partial H a m}{\partial c} = \frac{1}{c^\theta} e^{-\rho i} - m = 0 \quad (6.19)$$

$$\frac{\partial H a m}{\partial H} = -m \left[\frac{G_i W_i}{\Pi_{i-1}} \Phi_i + \frac{U h_i (1+r)^i}{\lambda \Pi_{i-1}} - \delta_i \right] = m \quad (6.20)$$

$$\frac{c'}{c} = \frac{1}{\theta} \left[\frac{G_i W_i}{\Pi_{i-1}} \Phi_i + \frac{U h_i (1+r)^i}{\lambda \Pi_{i-1}} - \delta_i - \rho \right] \quad (6.21)$$

其次, 分析农户作为生产者的情况。先分析没有新农合门诊补偿政策情况下, 农户的生产决策行为。为简化分析过程, 假设农户生产过程服从规模报酬不变的柯布道格拉斯 (CD) 函数即 $Y=K^a L^b$, 其中 $a+b=1$, K 和 L 分别表示物资资本和农户提供的劳动力量, 则农户利润最大化的生产决策行为如 (6.22) 所示, 此处的 δ 是指不随时间变化的物资资本折旧率。由 (6.22) 式

函数的一阶条件可以得出最优单位劳动资本存量 k^* ($k=K/L$) 等于 $(b/W)^a$ 。农户物资资本 K 随时间的增量 $K' = Y - C - \delta K$ 或 $K' = k' L + L' k$, 因为健康消费不能在人与人之间进行转移, 所以本文分析对象是以劳动者而不是家庭为单位, 上文中已假设不存在人口增长, 故人口不随时间而变化即 $L' = 0$, 由此可得 $k' = Y/L - C/L - \delta K/L = k^a - c - \delta k$ 。由此可知, 当单位劳动物资资本生产收入 k^a 大于单位劳动健康消费量 c 和物资资本折旧 δk 之和时, 单位劳动资本随时间增长而增加; 反之, 当单位劳动物资资本生产收入 k^a 小于单位劳动健康消费量 c 和物资资本折旧 δk 之和时, 单位劳动资本随时间增长而减少。因此, 当单位劳动物资资本生产收入 k^a 等于单位劳动健康消费量 c 和单位劳动物资资本折旧 δk 之和时, 单位劳动物资资本存量最大。

$$MAX: \Gamma = K^a L^b - (r + \delta)K - WL \quad (6.22)$$

借助相位图(phase diagram)分析农户作为消费者和生产者时的均衡情况, 如图 6.3 所示, 垂直直线 $c' = 0$ 表示农户的最优健康消费量, 即 (6.21) 式等于零的情况。当农户初始健康消费量处于垂直直线 $c' = 0$ 左边时, 即 (6.21) 式大于零, 农户对健康的消费随着时间流逝而增加, 垂直向上的箭头表示农户健康消费随时间的变化趋势; 反之, 当农户初始健康消费量处于垂直直线 $c' = 0$ 右边时, 即 (6.21) 式小于零, 农户对健康的消费随着时间流逝而减少, 垂直向下的箭头表示农户健康消费随时间变化的趋势。同理, 抛物线 $k' = 0$ 表示 $k' = Y/L - C/L - \delta K/L = k^a - c - \delta k = 0$ 的情况, 即单位劳动物资资本存量不随时间而变化。当农户初始单位劳动物资资本存量处于抛物线 $k' = 0$ 下方时, 农户的健康消费 c 太低, 从而使得 $k' = k^a - c - \delta k > 0$, 即单位物资资本随时间流逝而增加, 水平向右的箭头表示单位物资资本随时间的变化趋势; 反之, 当农户初始单位劳动物资资本存量处于抛物线 $k' = 0$ 上方时, 农户的健康消费太高, 从而使得 $k' = k^a - c - \delta k < 0$, 即单位物资资本随时间流逝而减少, 水平向左的箭头表示单位物资资本随时间的变化趋势。当农户的初始健康消费和单位劳动物资资本位于鞍线路径之上时, 农户随时间流逝会逐步调整健康消费量和单位劳动物资资本存量, 从而最终达到最优健康存量消费量 (c^*) 和最优单位劳动物资资本存量 (k^*)。如图 6.3 所示, 垂直直线 $c' = 0$ 和抛物线 $k' = 0$ 相交的点即为农户最优的健康消费量和最优单位劳动物资资本存量。

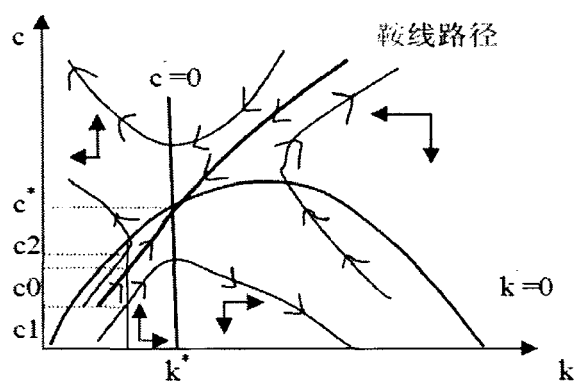


图 6.3 农户消费均衡和相位图

最后，分析有新农合门诊补偿政策的条件下对于农户最优健康消费和最优单位劳动物资资本的影响，从而对农村区域经济的影响。由上文分析可知，新农合门诊补偿政策提高了农户健康状况的同时，并没有大幅增加农户医疗支出费用。另一种表述方式为新农合门诊补偿政策虽然没有提高农户健康状况，但是提高了每单位健康存量所能转化成的健康天数即 Φ_i 值。以上两种表述方式本质上是一样的，其原因在于健康消费所具有的特殊性，即人们对于医疗服务的消费并不是消费医疗服务本身，而是为了获得更好的健康状况从而享有更多的健康天数。第一种表述方式说明 Φ_i 不变，健康存量 (H_i) 增加从而农户获得的健康天数 h_i ($h_i = \Phi_i H_i$) 增加；第二种表述方式说明健康存量 (H_i) 不变， Φ_i 增加从而农户获得的健康天数 h_i ($h_i = \Phi_i H_i$) 增加。本文应用第二种表述方式来分析农户作为消费者如何因为新农合门诊补偿政策最优优化其健康消费量。如图 6.4 所示，由 (6.21) 式可知新农合提高了 Φ_i 值意味着没有门诊补偿政策农户的垂直直线 ($c' = 0$) 向右平移 Φ_i 值增加量的距离就是新农合门诊补偿政策农户 ($ct' = 0$) 健康消费量不随时间变化的曲线。

新农合门诊补偿政策提高了农户健康消费的天数，这意味着农户从事生产的劳动供给增加，本文把因新农合门诊补偿导致农户劳动供给增加定义为有效劳动供给系数 $T(T > 1)$ ，则农户在新农合门诊补偿政策条件下的利润函数如 (6.23) 所示。由 (6.23) 式关于劳动供给 L 和物质资本 K 的一阶条件可以得出最优单位劳动资本存量 kt^* ($k = K/L$) 等于 $T(b/W)^{1/\alpha}$ ，由此可知，新农合门诊补偿政策条件下农户单位劳动最优资本存量 $T(b/W)^{1/\alpha}$ 大于没有新农合门诊补

偿政策条件下农户单位劳动最优资本存量 $(b/W)^a$ 。如图 6.4 所示,新农合门诊补偿政策使得农户健康消费不随时间变化的垂直直线 $(c' = 0)$ 向右位移到新的垂直直线 $(ct' = 0)$ 。这表明新农合门诊补偿政策使得农户最优健康消费量由 c_1 增加到 c_2 ,单位劳动最优资本存量由 k_1 增加到 k_2 。从短期上看,农户因新农合门诊补偿提高了劳动供给量,从而推动农村产量的增加,这意味着新农合门诊补偿政策推动了农村经济的增长;从长期上看,当农户根据新农合门诊补偿政策不断调整健康消费量和单位劳动物资资本存量,从而实现最优健康消费量和单位劳动最优资本存量,农户消费和生产决策最终处于新的均衡状态,这意味着新农合门诊补偿政策提高了最优健康消费量和最优单位劳动物质资本存量,但新农合门诊补偿政策不会继续推动农村经济的增长,因此,新农合门诊补偿政策不是长期推动农村区域经济增长的因素。

$$MAX : \Gamma = K^a (TL)^b - (r + \delta)K - WL \quad (6.23)$$

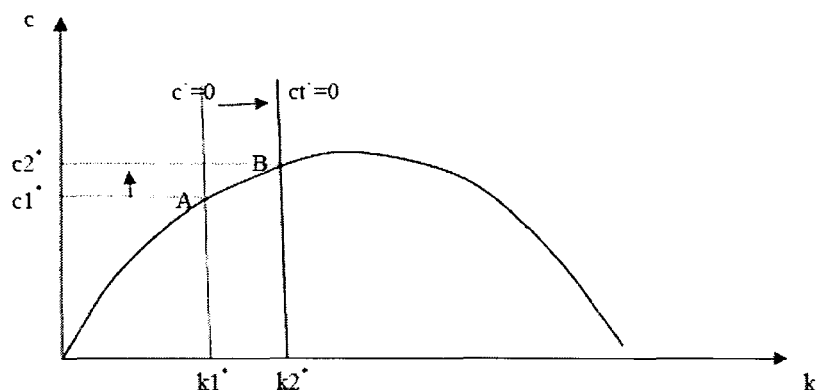


图 6.4 新农合门诊补偿政策效应

6.3 农户“退荒还林”行为对农村区域经济的影响

6.3.1 农户“退荒还林”行为的介绍

政府推行退耕还林的政策目标是为了实施生态流域保护和生态修复工程,也为了实施反贫困的目标战略。从短期上看,退耕还林使得农村地区粮食产量下降,从而不利于农村区域经济的发展;从长期上看,退耕还林使得

生态流域得以保护和修复,有利于农村地区发展旅游业为主的第三产业,从而推动农村区域经济的发展。退耕还林的长期收益高于短期损失,实施“退耕还林”政策是一项利国利民的农业政策。

“退耕还林”政策能否得到贯彻实施取决于农户的生产决策行为。对于交通便利、非农工作机会多的农村地区,退耕还林一方面有利于农户从农业劳动中解放出来从事非农行业,另一方面,因“退耕还林”政策而获得的补助减轻了农户的短期损失。而且,如果农户“退耕还林”种植的是经果林,农户长期获得的收益不低于农户的耕地收益。即使政府的“退耕还林”补助费没有及时拨付或者说没有拨付,这些农村地区的农户也能从事非农行业来维持家庭的生计。因此,交通便利、非农工作机会多的农户退耕还林积极性较高,农村区域经济实现可持续发展的可能性更高。

而对于贵州某县A村农户而言,直到2007年5月,村里还没有通公路和自来水,尤其是地势较高的地区,村民生产生活条件极其恶劣。为了解决这些地区农户的生产生活问题,当地政府采取了全面覆盖和重点扶持的政策措施。一方面,实施退耕还林的生态流域保护和修复工程,从而实现反贫困的目标;另一方面,对于生存环境极其艰苦地区的村民,在政府的帮助下迁移到条件较好的地区。2012年1月,笔者再次来到这些地区调查时,当地村民的生产生活条件有所改善,主要表现在以下几个方面:第一,绝大多数村民都获得了低保,根据村民家庭的收入水平来确定最低生活保障的补助金额;第二,实施餐具补助项目,即缴纳100元获得一个电磁炉、电饭煲以及其他的餐具;第三,发放淹田补助费,当地村民的农田因为修建水库而被淹没了,根据每人每年1000元的补助方式发放;第四,实施取暖补助,对每户家庭发放200公斤优质煤。第五,实施农业生产补贴政策。

农户生产生活得以改善的同时,部分农户与政策措施相违背的生产生活行为应该值得关注。笔者在最近一次调研中发现,一些自然村的生存条件最为艰苦,当地农户在政府的扶持下应该全部迁出。然而,事与愿违,2007年至2011年的4年时间里,不但存在未迁出本村的农户而且还有回迁户,回迁户意味着从条件较好的地区回迁到原来条件较差的地区。通过调查发现,回迁户并不是农户家庭所有成员回迁到原居住地,而是部分家庭成员仍然在迁出地居住,部分家庭成员回迁到原居住地。这样配置家庭成员的居住方式,

一方面,可以获得农户家庭迁出时的优惠政策;另一方面,回迁的家庭成员仍然可以耕作原有耕地,而且其他家庭全部迁出,回迁的家庭成员可以无偿耕种迁出农户的耕地,从而使得耕地面积增加,同理,未迁出农户也是因为能扩大耕地面积的考虑而不愿意迁出。通过此案例发现,农户决策行为并不是依据政策措施的预期目标即农户全部迁出条件艰苦的地区,而是依据其家庭净收益最大化来进行生产生活决策。

因此,政府推行退耕还林的政策时,A村农户根据家庭净收益最大化来进行生产决策。短期内,退耕还林会使农户的净收益下降,但政府的退耕补偿费可以减轻这一损失。当农户政府公信度不高且农户因为居住地条件的限制从事非农行业机会较小时,如果退耕补偿费不能拨付,那么农户的生计就会成为很大问题。风险厌恶的农户就不会选择退耕还林的生产决策行为。A村地区耕地具有细碎化、土质贫瘠的特点,耕地和荒地没有明显的界限,这样为当地村民根据家庭净收益最大化的原则使用荒地“退荒还林”而套取退耕补偿费提供了条件。从短期的角度来说,农户“退荒还林”获得了一定的收益,但从长期来看,使用荒地“退荒还林”从而套取退耕补偿费,获得的经济效益仅仅是退耕补偿费;长期来看,“退耕还林”种植的是经果林,其长期经济效益优于耕地的经济效益,农户的农业劳动投入小于耕地的劳动投入,这为农户从事非农行业提供了条件。因此,长期角度来说,农户“退耕还林”是有利于其家庭净收益最大化的原则,但是短期内,农业产量的下降会导致一定的损失。

6.3.2 农户“退荒还林”行为对于农村区域经济的影响

政府推行“退耕还林”政策时,A村农户采取“退荒还林”来套取退耕补偿费的生产决策行为,不利于该地区农村区域经济的发展。当地政府推行“退耕还林”政策不但为了生态修复和保护,而且也是实现反贫困的重要手段。“退耕还林”种植的是经果林,农业附加值相对较高。而农户使用荒地“退荒还林”,因为土质贫瘠,长期来看农业收益较低。一旦退耕补偿期结束,农户的收益与退耕还林前的收益一样。如图6.5所示,图中横坐标和纵坐标分别表示时间和农业收益。没有“退耕还林”政策时,农业收益如直线ABEK

所示, 各年的农业收益处于一个相对稳定的水平。当政府在时间 t_1 推行“退耕还林”政策, 且农户响应政府号召进行退耕还林, 农户的农业收益有两种可能的情况: 情况一, 农户没有获得了政府支付的退耕补偿费, 则农户的收益曲线为 GHI 。其中, 面积 $BGHK$ 为“退耕还林”短期农业损失, 时间 t_2 表示农户“退耕还林”的经济效益逐步体现, 时间 t_4 表示“退耕还林”的农业经济效益开始高于当初退耕耕地的经济效益; 情况二, 农户获得了政府支付的退耕补偿费, 则农户的农业收益曲线分为有退耕补偿时期的 FE 段和退耕补偿结束后的 HKI 段。则农户“退耕还林”短期损失为面积 BFE 和面积 EHK 。无论是否获得退耕补偿费, 长期来看农户“退耕还林”的长期净收益高于“退耕还林”的短期损失。退耕补偿费具有降低“退耕还林”短期损失的作用。当政府在时间 t_1 推行“退耕还林”政策时, 农户使用荒地“退荒还林”来套取退耕补偿费, 则农户的农业收益曲线分为退耕前的 AB 段、和退耕补偿结束后的 EK 段、以及退耕补偿时期的 CD 段即农户的农业收益加上退耕补偿费 (BC 段)。农户“退荒还林”的短期收益为退耕补偿费, 长期收益还是当初的农业收益, 也就是说农户“退荒还林”不存在长期收益。

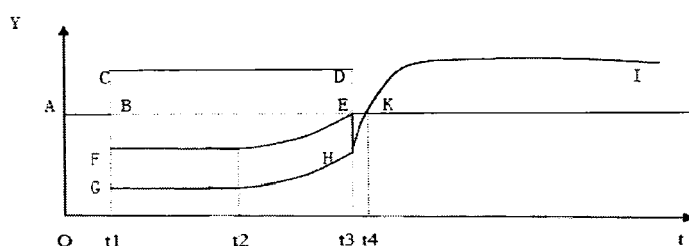


图 6.5 农户农业收益随时间变化的趋势图

由图 6.5 可知, 政府在时间 t_1 推行“退耕还林”政策时, 农户要么采取“退荒还林”来套取退耕补偿费, 要么“退耕还林”来获取长期净收益, 因此农户必然会在“退荒还林”和“退耕还林”两者之中做出选择。政府没有支付退耕补偿费的情况下, 就短期而言, 农户选择“退荒还林”比选择“退耕还林”多出的收益为面积 $BGHE$, 即农户“退耕还林”的短期损失。在此状态下, 农户选择“退荒还林”不会遭受损失, 不存在任何风险; 政府支付退耕补偿费的情况下, 则农户“退荒还林”和“退耕还林”在退耕补偿期 t_1 至 t_3 段的收益曲线分别由 BE 段和 GH 段向上平移退耕补偿费的距离即向上

平移 BC 段的距离。农户选择“退荒还林”比选择“退耕还林”多出的收益为面积 CFED，由平移法则可知，面积 BGHE 和面积 CFED 相等。因此无论是否存在退耕补偿费，在短期内，农户“退荒还林”比“退耕还林”高出的农业收益是不变的。有没有退耕补偿费的区别在于，农户“退荒还林”是否获得短期收益，农户“退耕还林”是否降低了短期损失。

就 A 村农户而言，绝大多数农户处于贫困或半贫困的状态，如果政府没有支付退耕补偿费的情况下，农户“退耕还林”导致的短期损失使得农户生计难以维持，农户选择“退耕还林”存在的风险较大，理性选择就是“退荒还林”。使用荒地“退荒还林”难以起到生态修复和保护的作用，同时，在荒地上种植经果林所得到的农业经济效益较低，“退荒还林”无法获得长期经济效益。也就是说，“退荒还林”既不能实现生态修复和保护，也不能起到反贫困的作用，农户只获得退耕补偿费。当退耕补偿时期结束时，农户的生产决策行为恢复到政府推行“退耕还林”政策之前的状态，无法实现农户从事非农行业和获得持续不断农业收益的目标。因此，农户选择“退荒还林”短期内对于反贫困起到了一定的作用，但是对农户长期收益没有影响，不利于改善农户长期生产生活，不利于农村区域长期的发展。

6.4 农户家庭资源配置行为对农村区域经济的影响

第 5 章分析了农户家庭优化配置劳动力资源的原则和依据，研究发现，农户根据家庭净收益最大化来配置家庭劳动力，农户家庭是否存在剩余劳动力取决于劳动力优化配置的结果，同时简要地提及到了农业补贴对劳动力优化配置的影响。本小节将系统地研究农业补贴如何影响兼业家庭劳动力的优化配置，从而对农业净收益产生影响。农户家庭净收益的变化又会对农村区域经济产生什么样的效果。

6.4.1 农户如何优化家庭资源配置

由第 5 章分析可知，就兼业家庭而言，中间要素投入的边际农业净收益为正，表明兼业家庭对于农业生产的投入相对不足。如果政府推行农业生产

补贴政策且兼业家庭把农业生产补贴全部投资到农业生产上,那么就能有效地提高兼业家庭农业收益。但是,兼业家庭在非农行业上能获得更高的收益,这就会激励部分兼业家庭把农业生产补贴资金投入非农行业,从而使得农业要素投入进一步的不足,导致农业净收益的下降;另一方面,部分兼业家庭因担忧今后不能获得农业生产补贴而不得不把农业生产补贴投入农业,从而增加了农业生产要素投入的配置以实现精耕细作而提高农业收益。

因此,农业补贴对于农业净收益的影响取决于农户配置农业补贴资金和家庭劳动力的综合作用。如果农户配置农业补贴资金和家庭劳动力于非农行业,那么农业净收益就会减少,反之农业净收益就会增加。在数据给定的条件下,可以用双边随机前沿模型(Kumbhakar 和 Christopher,2009)估计农业净收益因兼业家庭优化配置农业生产补贴和劳动力而发生怎样的变化。估计的模型如(6.24)所示,其中 I_i 表示农户 i 的农业净收益, β 为系数向量, X_i 为农户家庭特征变量,包括了农户家庭的耕地面积、户主教育水平、户主民族等方面的变量; ξ_i 为总干扰项,其由三部分组成,第一部分为农户把农业生产补贴和劳动力配置到农业生产上,而得到的农业净收益增加量 θ_i ,第二部分为农户把农业生产补贴和劳动力配置到非农行业,而导致的农业净收益减少量 μ_i ,第三部分为一般意义上的随机干扰项 v_i 。

$$\ln(I_i) = X_i \beta + \xi_i \quad \text{其中 } \xi_i = \theta_i - \mu_i + v_i \quad (6.24)$$

为了同时估计出系数向量 β 和农户配置农业生产补贴和劳动力的领域,采用最大似然估计方法(MLE)来估计模型(6.24)。由模型(6.24)可知,农业净收益增加量 θ_i 和农业净收益减少量 μ_i 具有单边分别的特性,假设 θ_i 和 μ_i 是独立同分布(i.i.d)且都服从指数分布, θ_i 的均值和方差分别为 δ_θ 和 δ_θ^2 , μ_i 的均值和方差分别为 δ_μ 和 δ_μ^2 。同时,还假定 θ_i 、 μ_i 和 v_i 相互独立,一般干扰项 $v_i \sim \text{i.i.d.} N(0, \delta_v^2)$ 。由此假设,根据 Kumbhakar 和 Christopher 可得,总干扰项 ξ_i 的概率密度函数如(6.25)所示。

$$f(\xi_i) = \frac{\exp(a_i)}{\delta_\mu + \delta_\theta} \Phi(c_i) + \frac{\exp(b_i)}{\delta_\mu + \delta_\theta} \int_{h_i}^{\infty} \phi(z) dz = \frac{\exp(a_i)}{\delta_\mu + \delta_\theta} \Phi(c_i) + \frac{\exp(b_i)}{\delta_\mu + \delta_\theta} \phi(h_i) \quad (6.25)$$

其中, $\Phi(\cdot)$ 和 $\phi(\cdot)$ 分别为标准正态分布概率函数和密度函数。其余参数具体形式如下:

$$a_i = \frac{\delta_v^2}{2\delta_u^2} + \frac{\xi_i}{\delta_u}; b_i = \frac{\delta_v^2}{2\delta_\theta^2} - \frac{\xi_i}{\delta_\theta}; h_i = \frac{\xi_i}{\delta_v} - \frac{\delta_v}{\delta_\theta}; c_i = -\frac{\xi_i}{\delta_v} - \frac{\delta_v}{\delta_u}$$

由 (6.25) 可得对数似然函数 (6.26) 式:

$$l(X, \eta) = -\ln(\delta_u + \delta_\theta) + \ln(e^{a_i}\Phi(c_i) + e^{b_i}\phi(h_i)) \quad (6.26)$$

其中, 通过求出对数似然函数的最大值, 既可以估计出所有参数向量 $\eta = [\beta, \delta_u, \delta_v, \delta_\theta]$ 的取值。可进一步推导出 θ_i 和 μ_i 的条件分布如 (6.27) 和 (6.28) 两式所示:

$$f(\theta_i | \xi_i) = \frac{\lambda \exp(-\lambda \theta_i) \Phi(\theta_i / \delta_v + c_i)}{\exp(b_i - a_i) [\Phi(h_i) + \exp(a_i - b_i) \Phi(c_i)]} \quad (6.27)$$

$$f(\mu_i | \xi_i) = \frac{\lambda \exp(-\lambda \mu_i) \Phi(\mu_i / \delta_v + h_i)}{\Phi(h_i) + \exp(a_i - b_i) \Phi(c_i)} \quad (6.28)$$

其中, $\lambda = 1/\delta_u + 1/\delta_\theta$ 。该模型的目的是估计出农业净收益增加量 θ_i 和农业净收益减少量 μ_i 。在 (6.27) 和 (6.28) 两式基础之上, 可以分别推出兼业家庭把农业补贴投入到农业生产导致的净收益增加量 θ_i 和兼业家庭把农业补贴投入到非农行业导致的净收益减少量 μ_i 的条件期望, 如 (6.29) 和 (6.30) 所示:

$$E(1 - e^{-\theta_i} | \xi_i) = 1 - \frac{\lambda}{1 + \lambda} \frac{[\Phi(c_i) + \exp(b_i - a_i) \exp(\delta_v^2/2 - \delta_v h_i) \Phi(h_i - \delta_v)]}{\exp(b_i - a_i) [\Phi(h_i) + \exp(a_i - b_i) \Phi(c_i)]} \quad (6.29)$$

$$E(1 - e^{-\mu_i} | \xi_i) = 1 - \frac{\lambda}{1 + \lambda} \frac{[\Phi(h_i) + \exp(a_i - b_i) \exp(\delta_v^2/2 - \delta_v c_i) \Phi(c_i - \delta_v)]}{\Phi(h_i) + \exp(a_i - b_i) \Phi(c_i)} \quad (6.30)$$

由 (6.29) 和 (6.30) 可推出农户配置农业补贴和家庭劳动力的净效应 NE 为:

$$NE = E(1 - e^{-\theta_i} | \xi_i) - E(1 - e^{-\mu_i} | \xi_i) = E(e^{-\mu_i} - e^{-\theta_i} | \xi_i) \quad (6.31)$$

由以上的双边随机前沿模型可知, 首先通过最大似然方法估计出系数向量 $\eta = [\beta, \delta_u, \delta_v, \delta_\theta]$, 然后再求出 (6.29) 和 (6.30) 两式, 最后就可推出农户配置农业补贴和劳动力的净效应 NE。

表 6.1 兼业家庭状况的描述性统计

变量名	总体		兼业家庭			
	平均值	标准误	平均值	最小值	最大值	标准误
农业净收益（元）	631	8963	723	-97839	42946	8484
耕作面积（亩）	3.79	2.91	3.72	0	17.9	2.84
户主务农程度	1.89	0.98	1.87	1	4	0.98
户主是否为汉族	0.69	0.46	0.68	0	1	0.47
户主教育程度	2.63	1.43	2.63	1	8	1.45
户主婚姻状况	2.12	0.51	2.12	1	4	0.52
家庭生病人次/年	2.52	1.84	2.44	0	10	1.81
家庭老人和小孩人数	1.45	1.31	1.41	0	8	1.29
家庭是否接受农业科技培训	0.023	0.152	0.023	0	1	0.148
B 村	0.2	0.4	0.19	0	1	0.39
C 村	0.46	0.5	0.48	0	1	0.5

注：去掉农业净收益大于 10 万元/年和小于-10 万元/年的异常值；因为农村老人劳动年限较长和小孩自理能力较强，所以本文对老人和小孩的界定分别为大于 65 岁和小于 12 岁的人群。

6.4.2 农户优化家庭资源配置对农业净收益影响

（1）数据来源和变量选取

估计以上模型使用的数据同样来自于国际食物政策研究所（美国）、中国农业科学院和贵州大学 2007 年对贵州省某县 A 村、B 村和 C 村农户进行的住户调查。本文所选取的因变量为农业净收益、自变量包括户主和家庭特征变量以及农户居住地的二元变量。首先，就因变量农业净收益而言，因为无法衡量农户家庭农业劳动的报酬，所以农业净收益等于农业总产值扣除中间要素投入，但并没有剔除家庭农业劳动的报酬。其次，就自变量的选取而言，耕地面积很大程度上影响了农业净收益和农业生产补贴的金额，因此耕地面积作为自变量之一，由表 6.1 可知，农户家庭平均的耕地面积为 3.72 亩，人均耕地面积就更小，且耕地细碎化现象严重，加之土质贫瘠，因此每户农户家庭农业净收益均值较小。户主个体特征与农户家庭是否从事了非农行业存在一定的相关性，从而影响农业净收益。因此，选取务农程度、是否为汉族、受教育程度和婚姻状况为户主个人特征的自变量，其中，户主务农程度分为四种——只务农、不务农、兼业和只上学不务农——分别赋值为 1、2、3 和 4；兼业家庭户主民族为汉族的有 68%；户主教育程度从文盲、小学未毕业等直

到大专及以上，分别赋值 1 到 8，数值越高表明户主受教育程度越高；户主婚姻状况分为未婚、已婚、离婚和丧偶分别赋值 1 至 4；家庭是否有病人、老人和小孩需要照看也会影响农户生产生活情况，因此，自变量也包括家庭每年生病人次数以及家庭老人和小孩数；是否接受农业科技培训和农户所在村的虚拟变量也作为自变量。变量的描述性统计如表 6.1 所示：

（2）回归方程的估计结果

基于模型（6.24）所得的回归结果如表 6.2 所示，其中，因变量为对数的农业净收益，为了分析问题的方便，表 6.2 采用了最小二乘和双边随机前沿估计方法，同时给出了样本总体和兼业家庭的估计结果。由表 6.2 可知，双边随机前沿模型估计系数的显著性与最小二乘法一致，同时兼业家庭最小二乘法调整的 R^2 为 0.21，表明可观测到的因素能够解释农业净收益份额为 21%，这反映出总干扰项（ ξ_i ）在解释农业净收益中的重要性，说明双边随机前沿模型拟合的效果较好。除非特别说明，以下的分析都是以双边随机前沿模型下兼业家庭回归结果分析问题。估计结果显示：就兼业家庭而言，耕作面积在 0.1% 的显著水平上影响农业净收益，农户耕作面积提高 1%，农业净收益提高 0.78%。值得注意的是，接受农业科技培训可以使农业净收益提高 24.2%。农业科技培训使得农业净收益提高较大的原因可能是因为农户种植经济价值更为可观的农作物，例如，调查中发现有的农户种植竹荪获得较为可观的经济效益，但是没有接受农业科技培训是很难种植这类作物的。虽然接受农业科技培训能显著地提高农业净收益，但是表 6.1 中显示只有 2.3% 的家庭接受过农业科技培训，因此加大该地区农业科技培训的投入力度能有效地提高农业净收益。同时，还发现农户所在的地理区位对于农业净收益的影响也较为显著，地理区位反映了交通便利程度，地理区位越好交通越便利，出售农产品的交通成本就越低，农业净收益就越高。

表 6.2 双边随机前沿模型系数估计表

变量名	最小二乘法		双边随机前沿模型	
	总体	兼业家庭	总体	兼业家庭
耕作面积（亩）	0.837	0.9	0.738	0.776
	0.091***	0.107***	0.132***	0.08***
户主务农程度	-0.089	-0.086	-0.046	-0.033
	0.053	0.063	0.041	0.05
户主是否为汉族	0.08	0.07	0.111	0.11
	0.152	0.172	0.142	0.13
户主教育程度	0.08	0.07	0.067	0.058
	0.036*	0.042	0.028*	0.033
户主婚姻状况	-0.19	-0.256	-0.134	-0.165
	0.099	0.113*	0.08	0.103
家庭生病人数/年	-0.006	-0.011	-0.014	-0.021
	0.03	0.036	0.024	0.028
家庭老人和小孩人数	0.075	0.058	0.071	0.06
	0.041	0.05	0.031*	0.038
家庭是否接受农业科技培训	0.7	0.909	0.46	0.48
	0.317*	0.393*	0.196*	0.242*
B 村	0.474	0.499	0.438	0.518
	0.175**	0.203*	0.173*	0.163**
C 村	0.407	0.381	0.382	0.423
	0.163*	0.188*	0.158*	0.139**
常数项	5.85	5.95	6.19	6.16
	0.32***	0.36***	0.362***	0.301***
adj-R2	0.2	0.21		
LR(chi2)			121.1	148.5
p-value			0	0
N	574	425	574	425

注：A 村作为参照组，***、**和*分别表示估计系数在 0.001、0.01 和 0.05 的置信水平上显著，因变量为农业净收益的对数，耕作面积也为对数形式。

（3）方差分解：农业补贴影响农业净收益的效应分析

表 6.3 汇报了农户配置农业补贴和劳动力因素效应的分析结果，其中，随机误差项 δ_v 、农业补贴和劳动力非农配置 δ_u 和农业配置 δ_s 都通过以上双边随机前沿模型估计出来，且都在 0.1% 的置信水平上显著。由 $E(\theta - \mu) = \delta_s - \delta_u = -0.3161$ ，表明大多数兼业家庭把农业补贴和劳动力投入到非农行业，总体而言，农业补贴降低了农业净收益，但农业补贴提高了非农行业净收益，农户家庭净收益是增加的。农业净收益无法解释部分的总方差（ $\delta_v^2 + \delta_u^2 + \delta_s^2$ ）为 1.2775，这其中 88.9% 由农户配置农业补贴和劳动力所贡献；而在农户配置农

业补贴和劳动力总效应中，农业补贴非农配置相对于农业配置几乎处于一个绝对的优势地位，达到 70.5%，农业补贴配置在农业上在总效应中仅为 29.5%。这表明，农业补贴并没有达到提高兼业家庭农业净收益的作用，农户更趋向于把农业补贴和劳动力投入到非农行业。

表 6.3 农业补贴影响农业净收益的效应分析

	变量含义	符号	系数估计
资源 配置 机制	随机误差项	δ_v	0.3765
	农业补贴和劳动力非农配置	δ_μ	0.8949
	农业补贴和劳动力农业配置	δ_θ	0.5788
方差分解	随机项的总方差	$\delta_v^2 + \delta_\mu^2 + \delta_\theta^2$	1.2775
	资源配置因素影响比重	$(\delta_\mu^2 + \delta_\theta^2) / (\delta_v^2 + \delta_\mu^2 + \delta_\theta^2)$	88.90%
	农业补贴和劳动力非农配置影响比重	$\delta_\mu^2 / (\delta_\mu^2 + \delta_\theta^2)$	70.50%
	农业补贴和劳动力农业配置影响比重	$\delta_\theta^2 / (\delta_\mu^2 + \delta_\theta^2)$	29.50%

(4) 农业补贴和劳动力优化配置对于农业净收益的影响

本部分主要关注农户配置农业补贴和劳动力在农业生产和非农行业中各自导致的农业净收益变化量，对应的估计式为 (6.29) 和 (6.30) 两式。(6.29) 式表示农户把农业补贴和劳动力配置到农业生产中获得的农业净收益增量百分比，(6.30) 式表示农户把农业补贴和劳动力配置到非农行业中导致的农业净收益减量百分比。就总体样本而言，农户把农业补贴和劳动力配置到农业生产中使得农业净收益增加 37%；而把农业补贴和劳动力配置到非农行业中导致农业净收益减少 46.52%。就兼业家庭而言，部分农户把农业补贴和劳动力配置到农业生产中使得农业净收益增加 36.7%；而另一部分农户把农业补贴和劳动力配置到非农行业中导致农业净收益减少 46.64%，如表 6.4 所示。综合作用下，就总体样本和兼业家庭而言，农户配置农业补贴和劳动力的净效应 (6.31) 式，分别导致农业净收益下降 9.52%和 9.94%。根据表 6.1 中总体样本和兼业家庭的农业净收益均值分别为 631 元和 723 元，那么农业补贴导致总体样本和兼业家庭的农业净收益分别减少 60 元和 72 元。

图 6.6、图 6.7 和图 6.8 更为直观地体现了农户对于农业补贴和劳动力的配置对于农业净收益的影响。这三张图是根据 (6.29) 式、(6.30) 式和 (6.31)

式绘制出的柱状图。由图 6.6 可知，农户把农业补贴和劳动力配置于非农行业影响农业净收益的分布具有向左拖尾的特征，意味着只有少数兼业家庭把农业补贴和劳动力全部配置到非农行业，从而导致兼业家庭不再务农的情况。由图 6.7 可知，农户把农业补贴和劳动力配置到农业使得农业净收益的增量百分比主要集中于 40%及以下，表明大多数兼业家庭并没有把所有的农业补贴和劳动力配置到农业生产之上。由图 6.8 可知，就配置农业补贴和劳动力而言，大多数兼业家庭的优化配置使得农业净收益下降，这表明农户更倾向于把农业补贴和劳动力投入到非农行业，以获得更高的家庭净收益，从而使得农业净收益下降。

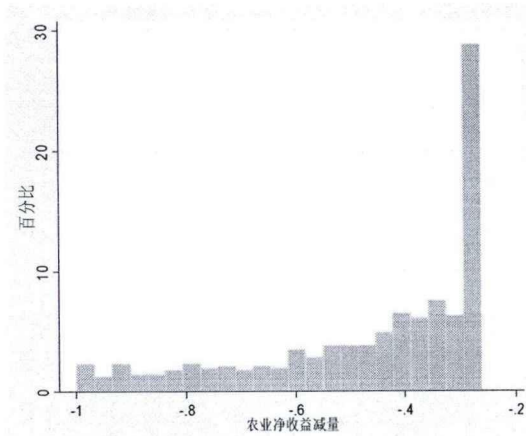


图 6.6 家庭资源非农配置对净收益的影响

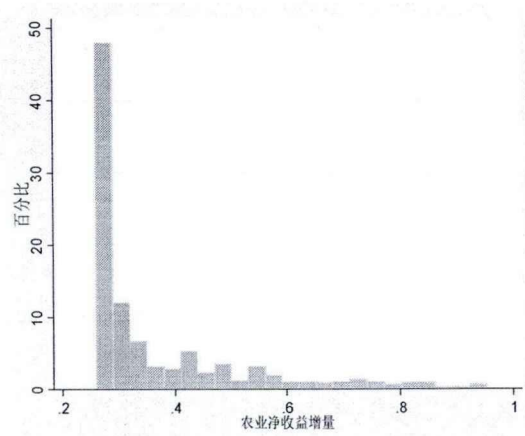


图 6.7 家庭资源农业配置对净收益的影响

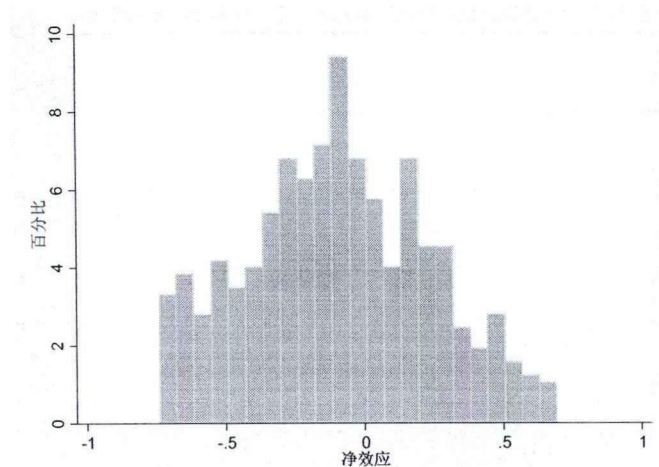


图 6.8 家庭资源配置的净效应

表 6.4 农业补贴影响农业净收益的净效应

变量	总体		兼业家庭	
	均值 (%)	标准误 (%)	均值 (%)	标准误 (%)
农业净收益增量: $E(1-\exp(-\xi))$	37	20.95	36.7	15.36
农业净收益减量: $E(1-\exp(-\mu))$	46.52	15.64	46.64	20.76
净效应: $E(\exp(-\mu)-\exp(-\xi))$	-9.52	1.58	-9.94	1.58

6.4.3 农业净收益的变化对于农村区域经济的影响

通过以上分析发现，由于兼业家庭具有从事非农行业的优势，这会诱导兼业家庭把农业生产补贴和劳动力投入到非农行业，从而获得更高的家庭净收益，但这必然不利于农业生产经营。农村区域经济的发展既离不开农业也离不开非农行业，但是通过以上数据发现兼业家庭占农户家庭总数的 74%，如果以此推算，那么就会有大量的农业补贴资金被农户投入到非农行，从而损害了农业补贴政策激励农户发展农业的积极性。

下降的农业净收益对农村区域经济产生了正反两方面的作用。一方面，非农行业净收益高于农业净收益，这就会激励农户把物质资源和劳动力投入到非农行业，从而促进当地非农经济的发展，推动农村劳动力进一步的转移。另一方面，由于农业生产经营以家庭为单位，农户把家庭资源和劳动力更多地投入到非农行业，短期而言，这不利于农业的发展。在农村地区，或多或少存在耕地抛荒的现象，这表明农村非农行业的发展挤压了以家庭为单位的农业生产经营方式。

当以家庭为单位的农业净收益低于非农行业净收益时，农村经济的发展必然出现非农经济飞速发展与农业产量下降并存的局面。例如，我国粮食生产从 1998 年到 2003 年连续五年下降而非农经济却持续增长就是一个明显的例子。但是，农业产量的下降只是短期现象，否则的话，小到不利于农村区域经济的发展，大到不利于国家长期稳定和可持续发展。为应对以家庭为单位的农业净收益不具备竞争力的局面，不少地区开始试行规模化农业生产经营方式。笔者在四川某县调研时发现，当地出现了种粮大户，其农业生产经营方式为：通过土地流转以 800 元·亩/年的价格向农户租入土地，把细碎的

耕地集中成为一个整体，从而实现规模化和机械化经营，提高了每亩耕地的农业净收益，到达了农业净收益与非农行业相竞争的水平。就农业生产补贴而言，规模化经营的种粮大户也会把补贴资金全部投入到农业生产经营中去，以获取更高的农业净收益。有的地区则是把耕地流转给农业生产经营公司，当地农户成为该公司的工人，从而实现了规模化经营的生产模式，提高了农业净收益。可以预计，未来农村区域经济的发展一方面会因地制宜发展具有特色的非农经济，另一方面，以家庭为单位的农业生产经营方式会逐渐转变为以公司为单位、规模化和机械化的农业生产经营方式，以提高每亩耕地的农业净收益。

7.研究结论与评述

中央和地方两级政府采取了一系列的政策措施来促进农业增产、农村发展和农民增收。其中包括：实施退耕还林政策、全面取消农业税、建立新型农村合作医疗制度、推行农村养老保险政策、以及 2011 年中央一号文件计划今后十年水利投资翻番等政策措施。然而，政府推行的农业政策能否成功实施，从而有利于解决“三农”问题，这不仅取决于政策推行的宏观背景，而且更依赖于农户受政策激励所采取的决策行为。本文的逻辑思路就是分析农业政策如何影响农户的决策行为，农户决策行为的变化又会对农村区域经济产生什么样的影响。本文围绕了以下结构进行分析研究：第一章叙述了本论文的写作目的、采用的研究方法以及创新之处；第二章对现有文献进行了详细综述并提出了本文的贡献；第三、四和五章研究了农业政策如何影响农户的决策行为，之所以选择新农合门诊补偿政策、“退耕还林”政策和农业补贴政策作为研究的对象，一方面是因为这些政策推行范围较广、涉及农户多以及持续时间长等方面的因素；另一方面，也因为数据原因和笔者研究偏好，尤其是“退耕还林”政策和农业补贴政策是笔者在导师的支持和帮助下，不仅获得了宝贵的研究数据，而且还多次下乡调研，获得了难得的实地考察机会，从而加深了对实际情况的认识，激起了研究的兴趣和爱好；第六章是在第三、四和五章的基础之上，分别研究农户变化的健康需求行为、生产决策行为和家庭资源配置行为对于农村区域经济的影响，这章既有理论研究也有实证分析，为本文提出研究启示提供了依据。本章将对上述四章的研究结论进行回顾和梳理，并给出相应的研究启示，最后指出本文的研究不足之处和未来研究的方向。

7.1 研究结论

7.1.1 新农合门诊补偿政策的研究结论

首先,本文研究了新农合门诊补偿政策对于农户需求行为的影响。简要介绍了门诊补偿如何影响具有不同就医习惯的两类农户,由于数据的局限性,并没有详细的分析门诊补偿如何对第一类农户医疗需求行为产生影响。而第二类具有不及时治疗习惯的农户又会导致两种可能的状态——农户患病后未采取治疗措施,但身体能自然康复即为状态一;农户患病后未采取任何措施,小病拖成大病,从而住院治疗即为状态二。门诊补偿对状态一和状态二下医疗需求行为的影响从而导致医疗费用的变化即为本文所述门诊补偿的收入效应和替代效应。通过建立代表性农户因门诊补偿导致医疗费用发生变化的模型,分析了门诊补偿对医疗费用产生影响的路径,即门诊补偿直接影响农户医疗需求行为,从而间接导致医疗费用的变化。估计出因门诊补偿导致第二类农户医疗费用增长 0.5%。

新农合门诊补偿对第二类农户医疗需求行为的影响表现在:一方面,门诊补偿促使农户状态一下及时进行门诊治疗。虽然这增加了医疗费用,但是能使农户迅速的恢复健康,减轻了因为患病而对家庭收入能力的冲击,而且还能避免农户患病后未采取任何措施而自然康复所经历痛苦。另一方面,门诊补偿促使农户状态二下降低住院治疗的概率高达 12.3%,这表明门诊补偿使农户及时进行门诊治疗避免拖成大病,有效地抵御了健康风险的冲击,因此,门诊补偿很大程度上缓解了现阶段农户“因病致贫”和“因病返贫”的现象,对于建设社会主义和谐社会起到积极的作用。新农合门诊补偿导致第二类农户医疗费用仅仅增加 0.5%,但却使得具有不及时进行治疗习惯的农户改变就医行为,在很大程度上优化了医疗资源的配置,提高了新农合农户健康的福利水平。

因为医疗费用能较好地代表健康需求,所以新农合门诊补偿政策改变了农户健康需求行为。政府推行的新农合门诊补偿使得农户患病后及时进行治疗,表明农户因门诊补偿提高了其自身健康需求。农户健康状况因门诊补偿而获得改善的同时社会医疗支出并没有大幅提高,说明新农合门诊补偿政策

是一个较为成功的政策措施。由于顾虑新农合既保大病又保小病会打破以县为统筹单位的新农合资金收支平衡，当初各级政府在推行新农合政策时实施保大病而不保小病的补偿措施。在只保大病的背景下新农合资金逐年持续盈余。使得新农合资金累计盈余量较高，各级政府才试探性的实施了既保大病又保小病的政策措施。该政策既提高了农户健康状况又使得新农合资金收支平衡没有被打破，说明新农合的政策措施效果在逐渐提高，农户健康福利水平也随之提升。

新农合门诊补偿政策提高了农户健康存量，从而提高了农户健康消费的天数，这意味着农户从事生产的劳动供给增加。从短期上看，农户因新农合门诊补偿提高了劳动供给量，从而推动农村产量的增加，这意味着新农合门诊补偿政策推动了农村经济的增长；从长期上看，当农户根据新农合门诊补偿政策不断调整健康消费量和单位劳动物资资本存量，从而实现最优健康消费量和单位劳动最优资本存量，农户健康消费和生产决策最终处于新的均衡状态，这意味着新农合门诊补偿政策提高了最优健康消费量和最优单位劳动物质资本存量，但新农合门诊补偿政策不会继续推动农村经济的增长，因此，新农合门诊补偿政策不是长期推动农村区域经济增长的因素。

7.1.2 “退耕还林”政策的研究结论

综上所述，由于 A 村大多数农户处于贫困或半贫困状态，对风险的厌恶程度高同时经受不起“退耕还林”的短期农业收益损失，如果政府没有发放退耕补偿费，那么农户的计生难以维持，因此农户没有选择退耕还林；但是，农户又想获得退耕补偿费，于是使用荒地进行退荒还林，加之 A 村交通不变且地方政府有利用退耕补偿费间接反贫困的动机，于是农户“退荒还林”获得了退耕补偿费，农户提高了对政府的信任。在此情况下，当有关部门提供免费树苗进行扶贫时，当地农户没有栽种的原因在于把耕地留作将来退耕还林，以获得林业收益和退耕补偿费。由此可知，政府惠农政策落实的快慢取决于政府公信度对农户生产行为的影响，当农户的政府公信度不高时，农户面临的主观风险较大，此时理性选择就是观察一段时间或者耕种政府。这就是为什么政府出台的各种惠农政策总是要经过一段时间才能惠及每位农户，

例如农村合作医疗推广、农业新品种普及等。

使用荒地“退荒还林”难以起到生态修复和保护的作用，同时，在荒地上种植经果林所得到的农业经济效益较低，“退荒还林”无法获得长期经济效益。也就是说，“退荒还林”既不能实现生态修复和保护，也不能起到反贫困的作用，农户只获得退耕补偿费。当退耕补偿时期结束时，农户的生产决策行为恢复到政府推行“退耕还林”政策之前的状态，无法实现农户从事非农行业和获得持续不断农业收益的目标，而这正是政府推行“退耕还林”政策的初衷。因此，农户选择“退荒还林”短期内对于反贫困起到了一定的作用，但是对农户长期收益没有影响，不利于改善农户长期生产生活，不利于农村区域经济长期的发展。

7.1.3 农业补贴政策的研究结论

本小结研究了农户家庭劳动力最优配置、贫困地区农业剩余劳动力和农业生产补贴之间的关系。首先，推导了农户根据净收益最大化决定家庭劳动力在农业和非农行业之间的配置。其次，检验支持了净收益最大化是农户配置家庭农业劳动力的依据。最后，研究得出兼业家庭会把农业生产补贴和劳动力投入到非农行业以获取更高的家庭净收益，从而减低了农业净收益，这不利于农业的生产经营。

农村区域经济的发展既离不开农业也离不开非农行业，但是研究发现兼业家庭占农户家庭的比例高达 74%，如果以此推算，那么就会有大量的农业补贴资金被农户投入到非农行，从而损害了农业补贴政策激励农户发展农业的积极性。农业净收益的下降对农村区域经济产生了正反两方面的作用。一方面，非农行业净收益高于农业净收益，这就会激励农户把物质资源和劳动力投入到非农行业，从而促进当地非农经济的发展，推动农村劳动力进一步的转移。另一方面，由于农业生产经营以家庭为单位，农户把家庭资源和劳动力更多地投入到非农行业，短期而言，这不利于农业的发展。在农村地区，或多或少存在耕地抛荒的现象，这表明农村非农行业的发展挤压了以家庭为单位的农业生产经营方式。

当以家庭为单位的农业净收益低于非农行业时，农村经济的发展必然出

现非农经济飞速发展与农业产量下降并存的局面。为应对以家庭为单位的农业净收益不具备竞争力的局面,不少地区开始试行规模化农业生产经营方式。可以预计,未来农村区域经济的发展会因地制宜发展具有特色的非农经济,同时,以家庭为单位的农业生产经营方式会逐渐转变为以公司为单位、规模化和机械化的农业生产经营方式。

7.2 研究启示

首先,就新农合门诊补偿政策得出的研究结论可知,农户健康状况提高的同时医疗费用支出却只是小幅上升。地方政府是在只保大病的背景下新农合资金逐年持续盈余,使得新农合资金累计盈余量较高,各级政府才试探性的实施了既保大病又保小病的政策措施。因此,在条件允许的背景下,各级地方政府应该积极探索实施各项惠农政策,一旦实施的效果较好就大范围地推行,一旦实施效果不尽如人意就要总结经验教训,为以后农业政策的实施提供参考,也就是说,推行各项惠农政策也可以“摸着石头过河”的形式进行。只有不断地推行各项惠农政策,才能让农户切切实实地感受到政府的关怀与支持,才能不断地总结各项惠农政策的经验与教训,提高惠农政策实施的效果。

其次,就“退耕还林”政策得出的研究结论可知,政府公信度很大程度上影响惠农政策实施的快慢。一个政府在公众中拥有什么样的公信度,代表了一个国家的文明程度。这种公信度意味着政府对政务的公开透明程度和对公民权利的尊重程度。各级地方政府应该把政府公信度纳入目标管理绩效考核,实施考核度准确、对公信度不足部门的惩罚和在反省的基础上选择政府再造的路径,以提高政府公信度。有理由相信,政府自始至终的高公信度能够避免再次出现贵州某县 A 村农户退耕还林不成功的案例,其出台的各项惠农政策也就能尽快惠及于民,真正为当地村民办实事、谋福利。

最后,就农业生产补贴政策得出的研究结论可知,兼业家庭有动机把农业生产补贴和劳动力投入到非农行业以提高家庭净收益,从而挤压了家庭农业净收益。在非农经济飞速发展的现阶段,以家庭为单位的农业生产经营模式已经不再具备竞争力了。规模化、产业化和机械化的农业生产经营模式才

是中国农业生产经营模式的主流方向，才能使中国农产品在国内和国际市场上具有较强的竞争力。各级政府应该与时俱进，积极出台各项政策措施鼓励农户流转出土地，确保农户权益在土地流转过程中不受侵害；同时，向租入土地的农业生产经营公司提供各项优惠政策，促进农业的发展。

7.3 不足与改进

尽管系统地研究了农业政策、农户行为与农村区域经济的发展，但一些不足之处还是需要指出，以期待今后作进一步的研究。

首先，由于数据和笔者能力的局限性，并没有详细的分析门诊补偿政策如何影响具有及时就诊习惯农户的医疗需求行为以及医生的诱导需求行为。只有把这两个问题研究清楚，才能完全了解新农合门诊补偿政策如何影响农户的医疗需求行为。笔者期待今后利用适宜数据和科学估计方法作进一步研究。其次，就“退耕还林”农业政策的研究而言，主要是定性研究为主，缺乏系统科学的估计方法进行实证检验。如果没有实证作为支撑，那么所提出的观点就没有坚实的依据，不易令人信服。这有待笔者今后作进一步地实证检验。最后，本文研究使用数据分别为 2006 年和 2007 年的数据，数据的时效性相对较弱，得出的结论时效性不强，这有待笔者今后使用时效性更强的数据进行检验和分析。

参考文献

中文文献:

- [1]蔡昉, 2007: 《破解农村剩余劳动力之谜》, 《中国人口科学》第 2 期。
- [2]蔡昉和王美艳, 2007: 《农村劳动力剩余及其相关事实的重新考察》, 《中国农村经济》第 10 期。
- [3]蔡昉, 2010: 《人口转变、人口红利和刘易斯转折点》, 《经济研究》第 4 期。
- [4]曹芳, 李岳云, 2005: 《粮食补贴改革研究——以江苏省的调查为例》, 《当代财经》第 4 期。
- [5]曹光乔等, 2010: 《农业机械购置补贴对农户购机行为的影响》, 《中国农村经济》第 6 期。
- [6]陈波, 2005: 《直接补贴、科技兴农与粮食生产》, 《统计与决策》第 11 期。
- [7]陈飞、范庆泉和高铁梅, 2010: 《农业政策、粮食产量与粮食生产调整能力》, 《经济研究》第 11 期。
- [8]陈珂、张丽娜和周荣伟, 2011: 《基于发展预期的农户退耕还林后续产业参与行为影响因素分析》, 《林业经济问题》第 1 期。
- [9]陈前恒, 2008: 《农户动员与贫困村内部发展性扶贫醒目分配》, 《中国农村经济》第 3 期。
- [10]陈庆贵, 2007: 《政府公信度考核本身就是一种公信》, 《光明网》6 月 28 日。
- [11]陈文龙, 2007: 《温州试水政府公信度考核》, 《都市快报》6 月 24 日。
- [12]陈薇, 2006: 《粮食直接补贴政策的效果评价与改革探讨》, 《农业

经济》第8期。

[13]崔海兴、郑凤田和王立群, 2009:《退耕还林工程对耕地利用影响的实证分析》,《农村经济》第3期。

[14]邓小华, 2004:《粮食流通体制改革的经济效应分析》,《农业经济问题》第5期。

[15]丁少群, 王信, 2011:《政策性农业保险经营技术障碍与巨灾风险分散机制研究》,《保险研究》第6期。

[16]范红忠和连玉君, 2010:《家庭内部和家庭外部的农村剩余劳动力及民工荒:基于湖北汉川的农户调查》,《世界经济》第11期。

[17]封进和宋铮, 2007,《中国农村医疗保障制度:一项基于异质性个体决策行为的理论研究》,《经济学季刊》第4期。

[18]封进和李珍珍, 2009,《中国农村医疗保障制度的补偿模式研究》,《经济研究》第4期。

[19]封进、刘芳和陈沁, 2010,《新型农村合作医疗对县村两级医疗价格的影响》,《经济研究》第11期。

[20]高梦滔等, 2006,《健康冲击下的农户收入能力与村级民主》,《中国人口科学》第1期。

[21]高梦滔 2010,《新型农村合作医疗与农户卫生服务利用》,《世界经济》第10期页。

[22]高涛、李锁平和邢鹏, 2009:《政策性农业保险巨灾风险分担机制模拟》,《中国农村经济》第3期。

[23]顾昕, 方黎明, 2006:《公共财政体系与新型农村合作医疗筹资水平研究》,《财经研究》第11期。

[24]郭颂平、张伟和罗向明, 2011:《地区经济差距、财政公平与中国政策性农业保险补贴模式选择》,《保险研究》第6期。

[25]韩喜平, 2007:《我国粮食直接补贴政策的经济学分析》,《农业技术经济》第3期。

[26]胡巧芳, 2010:《新农合“门诊统筹”研究进展分析》,《卫生经济研究》,第8期。

[27]哈尔·范里安:《微观经济学:现代观点》(费方域译),上海三联

书店和上海人民出版社, 2006 年。

[27]金莲, 李小军, 2007: 《农村义务教育政策对农村贫困的影响评估》, 《中国农村经济》专刊。

[29]孔玲, 2006: 《对我国粮食直接补贴政策的分析与评价》, 《农业科技管理》第 6 期。

[30]李功奎和钟甫宁, 2006, 《农地细碎化、劳动力利用和农民收入——基于江苏省经济欠发达地区的实证研究》, 《中国农村经济》第 4 期。

[31]李明桥, 2011: 《新型农村合作医疗门诊补偿政策对农户医疗需求与费用的影响》, 《农业技术经济》第 4 期

[32]李鹏, 谭向勇, 2006: 《粮食直接补贴政策对农民种粮净收益的影响分析》, 《农业技术经济》第 1 期。

[33]李毅伟, 2006: 《对种粮农民直接补贴的政策效应与完善思路》, 《农村经营管理》第 3 期。

[34]黎洁等, 2009: 《可持续生计分析框架下西部贫困退耕山区农户生计状况分析》, 《中国农村观察》第 5 期。

[35]梁世夫, 2005: 《粮食安全背景下直接补贴政策的改进问题》, 《农业经济问题》第 4 期。

[36]廖秀建, 梁世夫和吕建, 2007: 《粮食直接补贴政策的经济分析》, 《全国商情》第 11 期。

[37]林毅夫, 2010: 《林毅夫: “中国奇迹”的经济学解释》, 《理论导报》, 第 3 期

[38]罗向明, 张伟和丁继峰, 2011a: 《地区补贴差异、农民决策分化与农业保险福利在分配》, 《保险研究》第 5 期。

[39]罗向明, 张伟和丁继峰, 2011b: 《收入调节、粮食安全与欠发达地区农业保险补贴安排》, 《农业经济问题》第 1 期。

[40]刘克春, 2010: 《粮食生产补贴政策对农户粮食种植决策行为的影响与作用机理分析》, 《中国农村经济》第 2 期。

[41]梁润和汪浩, 2010, 《医疗保险的福利效应》, 《南方经济》第 6 期。

[42]卢洪友、连玉君和卢盛峰, 2011, 《中国医疗服务市场中的信息不对称程度测算》, 《经济研究》第 4 期。

- [43]罗光强、谭江林, 2010:《财政支粮政策、粮食产出稳定性及其影响研究》,《农业技术经济》第4期。
- [44]马彦丽,杨云, 2005:《粮食直接补贴政策对农户种粮意愿、农民收入和生产投入的影响》,《农业技术经济》第2期。
- [45]穆月英、小池淳司, 2009:《我国农业补贴政策的 SCGE 模型构建及模拟分析》,《数量经济技术经济研究》第1期。
- [46]彭克强、鹿新华, 2010:《中国财政支农投入与粮食生产能力关系的实证分析》,《农业技术经济》第9期。
- [47]冉圣宏、吕昌河和王茜, 2010:《生态退耕对安塞县土地利用及其生态服务功能的影响》,《中国人口·资源与环境》第3期。
- [48]邵传林,何磊, 2010:《退耕还林:农户、地方政府与中央政府的博弈关系》,《中国人口·资源与环境》第2期。
- [49]史耀波、李国平, 2007:《劳动力移民对农村地区反贫困作用的评估》,《中国农村经济》专刊。
- [50]施红, 2010:《政策性农业保险中的保险公司激励机制研究》,《保险研究》第5期。
- [51]司晓杰, 2009:《粮食补贴政策的协同效应分析》,《经济与管理》第11期。
- [52]宋璐和左冬梅, 2010,《农村老年人医疗支出及其影响因素的性别差异:以巢湖地区为例》,《中国农村经济》第5期。
- [53]宋长鸣,胡兴明, 2011:《退耕还林背景下桑蚕茧技术效率及生产弹性分析》,《林业经济》第6期。
- [54]帅传敏等, 2008:《中国农村扶贫项目管理效率的定量分析》,《中国农村经济》第3期。
- [55]田秀娟、侯建林、董竹敏, 2010:《农户对新型农村合作医疗制度的综合评价》,《中国农村经济》第5期。
- [56]汪小勤、姜涛, 2009:《基于农业公共投资视角的中国农业技术效率分析》,《中国农村经济》第5期。
- [57]王厚俊、李明桥和徐妍, 2010:《政府公信度对农户退耕还林行为影响的实证研究》,《农业经济与管理》第3期。

- [58]王姣,肖海峰,2006:《中国粮食直接补贴政策效果评价》,《中国农村经济》第12期。
- [59]王术华、支玲和张媛,2010:《退耕还林后期农户复耕意愿选择研究分析》,《林业经济问题》第6期。
- [60]吴仁寿,2007:《评论:政府公信度纳入绩效考核值得推崇》,《光明网》6月29日。
- [61]肖国安,2005:《粮食直接补贴政策的经济学解析》,《中国农村经济》第3期。
- [62]肖海峰,李瑞峰和王姣,2005:《农民对粮食直接补贴政策的评价与期望》,《中国农村经济》第3期。
- [63]解垚,2009,《与收入相关的健康及医疗服务利用不平等研究》,《经济研究》第2期。
- [64]解垚,2010,《城镇医疗保险改革对预防性储蓄有挤出效应吗?》,《南方经济》第9期。
- [65]谢旭轩,张世秋和朱山涛,2010,《退耕还林对农户可持续生计的影响》,《北京大学学报》第3期。
- [66]谢旭轩,马训舟和张世秋,2011:《应用匹配倍差法评估退耕还林政策对农户收入的影响》,《北京大学学报》第4期。
- [67]王绍光,2008,《学习机制与适应能力:中国农村合作医疗体制变迁的启示》,《中国社会科学》第6期。
- [68]杨友孝、罗安军,2006:《我国粮食直接补贴政策的理论分析》,《经济理论》第6期。
- [69]叶雷,2007:《政府公信度考核与政府再造》,《四川新闻网》6月24日。
- [70]于洋、王尔大,2009:《政策性补贴对中国农业保险市场影响的协整分析》,《中国农村经济》第3期。
- [71]臧文如、傅新红和熊德平,2010:《财政直接补贴政策对粮食数量安全的效果评价》,《农业技术经济》第12期。
- [72]张广科和黄瑞芹,2010:《新型农村合作医疗制度目标及其实现路径》,《中国人口科学》第4期。

[73]张佩颖, 2001: 《中国成为“世界的工厂”》, 《市场报》7月18日第13版。

[74]张晓波, 2009: 《中国经济到了刘易斯转折点了吗?》《浙江大学学报》第9期。

[75]赵德余, 2010: 《解释粮食政策变迁的观念逻辑: 政治经济学的视野》, 《中国农村经济》第4期。

[76]赵志刚和高启杰, 2006, 《农户医疗需求的约束因素分析——以京郊农民为例》, 《中国农村观察》第3期。

[77]赵忠, 2006, 《我国农村人口的健康状况及影响因素》, 《管理世界》第3期。

[78]赵显洲, 2010, 《关于“刘易斯转折点”的几个理论问题》, 《经济学家》第5期。

[79]钟钰和蓝海涛, 2007《中国农村劳动力的变动及剩余状况分析》, 《中国人口科学》第6期。

[80]朱信凯、彭廷军: 《新型农村合作医疗中的“逆向选择”问题: 理论与研究与实证分析》, 《管理世界》2009年第1期。

[81]朱明珍, 刘晓平, 2011: 《退耕还林工程对农户劳动力供给的影响分析》, 《林业经济》第7期。

英文参考文献:

[1]Aakvik,A.2001. "Bounding a Matching Estimator:The Case of a Norwegian Training Program," Oxford Bulletin of Economics and Statistics,63:115-143.

[2]Abadie,A., Drukker,D.,Herr,J.L.and Imbens,G.W.,2001," Implementing Matching Estimator for Average Treatment Effect in Stata",the Stata Journal,Vol.1,pp.1-18.

[3]Abadie,A.and Guido W.Imbens,2002" Sample and Bias-Corrected Matching Estimators for Average Treatment Effect",NBER Working Paper,No.283.

[4]Alston,J.M.,and B.H.Hurd.1990. "Some Neglected Social Costs of Government Spending in Farm Program," American Journal of Agricultural

Economics 72:149-155.

[5]Alston,J., Chan-Kang,C.,Marra,M.,Pardey,P.,& Wyatt,T:2000. "A meta-analysis of rates of return to agricultural R&D,Ex Pede Herculem?" Research report 113, Washington, DC: International Food Policy Research Institute.

[6]Becker.Gary S.Human Capital. New York: Columbia University Press (for Nat.Bur.Econ.Res.),1964.

[7]Becker.Gary S. "A theory of the Allocation of Time." Econ. J.75(Spetember 1965):493-917.

[8]Benedict,M.R.1953.Farm Policies of the United States.New York:McGraw-Hill.

[9]Bruce A.Babcock.2010. "the Politics and Economics of the U.S. Crop Insurance Program," the National Bureau of Economic Research,Working Paper,No.c12109.

[10]Bullock, D.S.,K.Salhofer, and J.Kola,1999. "The Normative Analysis of Agricultural:A General Framework and Review," Journal of Agricultural Economics 50(3):512-535.

[11]Caliendo,M., R.Hujer, AND S.Thomsen,2005. "The Employment Effects of Job Creation Schemes in Germany-A Microeconomic Evaluation," Discussion Paper No.1512,IZA,Bonn.

[12]Chan,Anita, Ben Kerkvliet, and Jonathon Unger.1999. "Comparing Vietnam and China: An Introduction," in Transforming Asian Socilism: China and Vietnam Compared.Canberra: Allen and Unwin, pp.1-14.

[13]Danel A.sumner, Julian M.Alston, and Joseph W.Glauber.2010. " Evolution of the Economics of Agricultural Policy," American journal of agricultural economics.pp401-423.

[14]Dardis,R.1967. "The Welfare Cost of Grain Protection in the United Kingdom," Journal of Farm Economics 49:597-609.

[15]Dardis,R.,and E.Learn,1967. "Measures of the Degree and Cost of Economic Protection of Agriculture in Selected Countries," Economic Research Services, USDA Technical Bulletin No.1384.

[16]Davis, J.S.1935.Wheat and the A.A.A. Washingto DC:Brooking

Institution.

[17]DiPreter,T.,AND M.Gangl.2004. "Assessing bias in the Estimation of Causal Effect:Rosenbaum bounds on Matchin Estimators and Instrumental Variables Estimation with Imperfect Instruments," Working Paper, WZB.

[18]Ethan Ligon.2011. "Supply and Effects of Specialty Crop Insurances," the National Bureau of Economic Research, Working Paper,No.w16709.

[19]Fan,Shenggen.1991. "Effects of Technological Change and Institutional Reform on Production Growth in Chinese Agriculture," American Journal of Agricultural Economics.73,pp.266-75.

[20]Fan,Shenggen;Hazell, P.,& Thorat,S. 2000a. "Government spending, agricultural growth and poverty in rural India." American journal of agricultural economics82(4).

[21]Fan,Shenggen;Zhang, L. & Zhang,X.2000b. "Growth, inequality, and poverty in rural China:the role of public investment." Environment and production technology division discussion paper no.66.Washington,DC:International Food Policy Research Institute.

[22]Fan,shenggen;Linxiu Zhang and Xiaobo Zhang.2002. "Growth and Poverty in Rural China:The Role of Public Investments," EPTD discussion paper, Int. Food Policy Research Institute Washington DC.

[23]Fan,Shenggen; Cheng Fang and Xiaobo Zhang.2003. "Agricultural Research and Urban Poverty:The Case of China," Journal of World Development.31:4,pp733-741.

[24]Fujita, M. , Krugman P. , Venables A. J. , 1999, Spatial Economy: Cities, Regions and International Trade, The MIT Press.

[25]Green, David J. and Richard W.A. Vokes. 1998. Agriculture and the Transition to the market in Asia" Journal of compare Economics.25,pp.250-280.

[26]Grossman, Michael., The Demand for Health: A Theoretical and Empirical Investigation, New York: Columbia University Press For The National Bureau ofEconomicResearch,1972,pp.3-10.

[27]Guido W.Imbens and Jeffrey M.Wooldridge,2009" Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation.Journal of Economic Literature,No.5-86.

- [28]Gustav Ranis and John C.H.Fei,1961:A Theory of Economic Development, The American Economic Review, Vol LI,No.4,pp533-565.
- [29]Hazell,P., & Haddad,L. 2001. "Agricultural research and poverty reduction," IFPRI 2020 Discussion Paper. Washington, DC: International Food Policy Research Institute.
- [30]Howell,L.D.1954. "Benefits versus Cost of Price Supports.," Quarterly Journal of Economics.68:pp115-130.
- [31]Jerry R.Skees and Michael R.Reed,1986. "Rate Making for Farm-Level Crop Insurance:Implications for Adverse Selection," American Journal of Agricultural Economics.68:3.
- [32]Jin,Songqing;Jikun Huang,Ruifa Hu and Scott Rozelle,2002. "The Creation and Spread of Technology and Total Factor Productivity in China' s Agriculture" American Journal of Agricultural Economics.84:4,pp.916-30.
- [33]Johnston, Stanley R.; Aziz Bouzaher, Alicia Carriquiry, Helen H.Jesen and P.Laksminarayan.1994. "Production Efficiency and Agricultural Reform in Ukraine," American Journal of Agricultural Economics.76:3,pp.629-35.
- [34]Johnson,D.G..1947. "Forward Prices for Agriculture," Chicago:University Press of Chicago Press.
- [35]Josling,T.1969."A Formal Approach to Agricultural Policy," Journal of Agricultural Economics 20:175-195.
- [36]Kerr,J., & Kovavalli,S. 1999. "Impact of agricultural research on poverty alleviation: Conceptual framework with illustrations from literature," Environment and production technology division discussion paper No.56. Washington, DC; International Food Policy Research Institute.
- [37]Koopmans,Tjalling C.1965. "On the Concept of Optimal Economic Growth." In the Econometric Approach to Development Planning. Amsterdam:North Holland.
- [38]Kumbhakar S.C. and C.F.Parmeter,2009, "The Effect of Match Uncertainty and Bargaining on Labor Market Outcomes:Evidence from Firm and Worker Specific Estimates" , Journal of Productivity Analysis, Vol.31,No.1,pp1-14.
- [39]Lardy, Nicholas. 1983. Agriculture in China' s Modern Economic

Development.Cambridge:Cambridge U.Press

[40]Lechner,M.2000. "A Note on the Common Support Problem in Applied Evaluation Studies," Discussion Paper, SIAW.

[41]Lin, Justin Yifu.1991."Education and Innovation Adoption in Agriculture:Evidence from Hybrid Rice in China," American Economic Review.73:3,pp.34-51.

[42]Lin, Justin Yifu.1992."Rural Reforms and Agricultural Growth in China," American Economic Review.82:1,pp.34-51.

[43]Lin,J.Y.1992:Rural Reform and Agricultural Growth in China, American Economic Review, 82(1),pp34-51.

[44]Mario J.Miranda,1991."Area-Yield Crop Insurance Reconsidered," American Journal of Agricultural Economics.73:2.

[45]Mario J.Mianda and Joseph W.Glauber.1997. "Systemic Risk, Reinsurance, and the Failure of Crop Insurance Markets," American Journal of Agricultural Economics.79:1.

[46]McMillan, John; John Whalley and Lijing Zhu.1989. "The Impact of China' s Economic Reforms on Agricultural Productivity Growth," Journal of Political Economy.97:4,pp781-807.

[47]McMillan, John.2002. Reinventing the Bazaar. A Natural History of Markets. NY: W.W.Norton &Co.

[48]Meyer,B.D.,1995," Natural and Quasi-Experiments in Economics" ,Journal of Business & Economic Statistics,Vol.13,pp.151-161.

[49]Nours,E.G.,J.S.Davis, and J.D.Black.1937.Three years of the Agricultural Adjustment Administration. Washington DC:Brookings Institution.

[50]Nerlove, M.,1958. "The Dynamics of Supply: Estimation of Farm Supply Response to Price," Baltimore: Johns Hopkins University Press.

[51]Nguyen,Tin,Chen Enjiang and Findlay Christopher,1996: Land Fragmentation and Farm Productivity in China in the 1990s, China Economic Review, 7(2),pp169-180.

[52]Perkins. 1994. "Completing China' s Move to the Market," Journal of Economics Perspect. 8.2,pp.23-46.

[53]Philip H.Brown, Erwin Bulte and Xiaobo Zhang,2011:Positional

Spending and Status Seeking in Rural China, *Journal of Development Economics*, Vol.96, No.1, pp139-149.

[54]Ramsey, Frank., 1928. "A Mathematical Theory of Saving." *Economical Journal*, 38, December, 543-559.

[55]Rosenbaum, P.R. and Rubin., 1983, "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects" *Biometrika* 70(1), pp.41-45.

[56]Rosenbaum, P.R. and Rubin., 1985, "Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods that Incorporate the Propensity Score" *American Statistics*, Vol.6, pp.34-58.

[57]Rosenbaum, P.R. 2002. "Observational Studies," Spring, New York.

[58]Schultz, T.W. 1945. "Agriculture in an Unstable Economy," New York: McGraw-Hill.

[59]Sen, Amartya K, 1966: Peasants and Dualism with or without Surplus Labor, *The Journal of Political Economy*, Vol.74, No.5, pp425-450.

[60]Stephen Morris, Matthew Sutton, Hugh Gravelle, 2005, "Inequity and Inequity in the Use of Health Care in England: An Empirical Investigation" *Social Science and Medicine*, 60:1251-1266.

[61]Taylor, J.R., 1988: Rural Employment Trends and the Legacy of Surplus Labour 1978-86, *The China Quarterly*, 116, pp736-766.

[62]W.A.Lewis, 1954: Economic Development with Unlimited Supplies of Labor, *The Manchester School*, Vol 22, No.2, pp139-191.

[63]Wallace, T.D. 1962. "Measures of Social Costs of Agricultural Programs," *Journal of Farm Economics* 44:580-594.

[64]Wan, G..H. and Cheng E.J., 2001: Effects of Land Fragmentation and Returns to Scale in Chinese Farming Sector, *Applied Economics*, Vol.33, No.2, pp183-194.

[65]World Bank. 2001. *World Development Report 2000/2001*. Washington, DC: World Bank.

[66]World Bank, 2007: China Quarterly Update, September, World Bank Beijing Office.

[67]Zhao Yaohui, 1999: Migration and Earnings Difference: The Case of Rural China, *Economic Development and Cultural Change*, Vol.47, No.4, pp.767-782.

后 记

硕士毕业，当母亲期盼我去银行上班时，而我却选择了读博。那时的我想要追求更高更好的精神生活，必须承认自己曾经为当初读博的决定而后悔过。

我不但选择了西南财经大学而且选择了经济与管理研究院，这可以说是我的荣幸也可以说是我的悲哀。荣幸的是我是从外校硕士毕业考入西财经管院的学生之一，悲哀的是我基础太差在经管院学习很吃力。读博后就学习高级计量经济学、高级宏观经济学和高级微观经济学，记得那时，每天把时间都抓得很紧，发现要学的东西太多太多，也就是在那时，总是后悔当初为什么读博，为什么接受这样的折腾。为了应对博士生资格考试，我几乎把宏观经济学和微观经济学老师布置的作业和学期考试试卷答案内容背了下来，认真地学完了高级计量经济学的教材，“功夫不负有心人”，我终于考过了资格考试。

三高学完之后，开始了专业课的学习，也就是在那时，我开始阅读外文文献，国外学者在学术上的严谨态度、科研上的孜孜不倦和教学上的生动有趣深深地打动了我。阅读这些学者的文献就如同欣赏美丽山水画，不同学者有不同风格，发现其实读博也是一种与众不同的生活，只不过我们追求的是精神生活而已。

蓦然回首！博士生活即将结束，其中的酸甜苦辣、喜怒哀乐如同过往云烟将一去不返。唯一留给我的就是那一份豁达情怀和“人要活到老学到老”的精神，同时，要时刻排除杂念保持旺盛的求知欲，以干好自己将来的本质工作！

李明桥

2012年3月1日

致 谢

在博士论文完成之际，首先要衷心感谢导师张晓波教授。张老师学识渊博、和蔼可亲，与我们交流时的旁征博引深深地吸引了我，让我感受到研究中国经济问题的乐趣与魅力。2007年初，还是硕士研究生的我参加了贵州大学与中国农业科学院联合进行的“公共政策与农村贫困的调查项目”，在这次调查中认识了张老师。那时只是听说张老师很出名，对张老师并不很了解。攻读博士期间阅读国外文献，经常查到张老师的学术论文，张老师对中国经济问题尤其是贫困问题的理解和认识，有着独特的见解。得知张老师将要成为西南财经大学的博士生导师时，心里万分高兴，最终有幸成为了张老师的一名博士生。本人多次跟从张老师下乡调研，调研过程中逐渐学到了张老师如何把实际问题提高到学术研究的水平。让我认识到经济学研究本质在于解释经济现象，为实际问题提供建议和参考。

感谢经济与管理研究院对我给予过支持和帮助的老师 and 同学们，尤其要感谢傅十和教授和张彤副教授。在报考西南财经大学博士研究生时我联系了傅老师，他在百忙之中给予我很多的意见和建议，同时向我提供了一些参考书目。可以说考上经管院离不开傅老师的帮助。攻读博士期间获得了张彤老师很多的帮助，张老师平易近人，通过与她交流和沟通使我学到了很多学术上和人际交往方面的知识，受益颇多。同时还要感谢李涵老师、张岚老师、楚天舒老师、董艳老师、樊纲治老师、龚强老师、郭建南老师、黄霖老师、荣昭老师、吴昱老师、翁祉泉老师、张居衍老师、张进老师和袁燕老师等，他们严谨的治学态度、颇高的学术造诣给予我莫大的启发和动力。同时也要感谢党支部周高蓉书记在日常生活中给予我们的关怀。

要感谢中国家庭金融调查与研究中心全体人员给予帮助和支持。甘犁教授倡导并亲自组建的中国家庭金融调查与研究中心，于2011年6月至9月完成了全国性的调查访问，收集到了有效样本8438户。非常感谢甘老师给予我

在中心兼职的机会，使得我了解如何进行大范围的调查活动。在调查访问中，向孙沛学到了一些访问系统的知识。在中心进行数据处理工作时，得到了徐舒老师的指导和帮助，向他学到了不少计量经济学和 STATA 软件方面的知识。撰写调查报告的过程中，获得了尹志超教授的帮助。当然，来到中心工作也离不开柴国俊和房彦兵的积极联系。中心的彭虹、贾佑兰、周瑞轩、郝娟、侯振楠、何其林、郭文鹏等同事使得我的工作丰富多彩。在中心积累的知识对于本人毕业论文起到了关键作用，并将深深地影响我今后的工作和学习，对此一并表示感谢。

我还要感谢我同学和朋友，如陶刚、窦晨斌、李化、石东伟、陶洪亮、吴贾、王鹏、张艳磊、韦峰、韩晓、申宇、秦晓丽、侯辛、吴萌、徐丽鹤、王超、弋代春等。无论学习还是生活，都随处可见他们热心的帮助，因为他们而充实了我的博士研究生生活，给我带来太多的欢乐与回忆，我将永远铭记并珍视这段来之不易的友谊。

最后，还要感谢父母、亲人及女朋友林利洪的无私帮助。父母为了抚养我们兄妹三人每天早出晚归、数十年如一日。每当我遇到困难时，父母总是默默地支持我、鼓励我，使我克服了一个又一个困难。在此表示由衷的感谢，即将投入工作岗位的我一定要好好地报答父母的养育之恩。

在读期间科研成果目录

在读期间科研成果目录（在读期间已发表的专著、论文、课题、教材、工具书等）			
序号	题目	刊物或出版社	排名情况
1	对农村劳动力转移“钟摆现象”的解释	《人口研究》	第一作者 2009 年第 1 期
2	政府公信度对农户退耕还林行为影响的实证研究	《农业经济与管理》	第二作者 2010 年第 3 期
3	新型农村合作医疗门诊补偿政策对农户医疗需求行为和费用的影响	《农业技术经济》	独立作者 2011 年第 4 期