产权管制、要素投入与林业经济增长关系的实证分析

高 岚,张自强

(华南农业大学 经济管理学院,广东 广州 510642)

摘 要: 产权结构的变化会影响产出的变化,林业产权制度不断变革的过程也是林业产权管制不断放松和产权结构不断变化的过程。文章从林业产权管制放松的视角入手,运用主成分分析方法度量林业产权管制的制度变量,并将其与资本等其他要素投入相结合,分析它们对林业产出的共同作用以及它们之间的关系。利用 1996—2007 年间广东省林业相关数据验证了林业产权管制的放松对于林业产出具有重要贡献的假设关系,而且两者之间的关系具有长期稳定性。研究认为由于外部性等因素的影响,林业产权管制的放松对于林业产出的贡献有限,但是目前林业产权管制仍有进一步放松的空间,仍需不断完善林业产权制度。

关键词: 林业产权;产权管制;产权结构;主成分分析

中图分类号: F307.2 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672 - 0202(2012)01 - 0077 - 09

一、引言

林业发展对于经济的可持续发展和生态环境的保护与改善具有“四个重要地位”①。改革开放以来集体林权制度经过了数次变革,林业产权的管制得到了逐步放松。从 80 年代的“林业三定”②到 2008 年的新一轮集体林权制度改革(以下简称集体林改或林改),国家逐渐加大了对林业的关注与重视,我国的林业建设也取得了显著成效③。尽管由于林业经营的外部性以及林业发展不仅要追求经济效益同时还要实现生态效益和社会效益,国家对林业产权的部分内容有必要进行管制。但是为促进林业经济进一步发展下,林业的产权管制仍然还有释放的空间。裘菊等 2007 年通过对福建省的调研发现,2003 年新一轮林改后,林区经营模式在结构上的变化,由此带来的林业经济发展的初始绩效开始显现[1]。集体林改赋予了农民更多的权利,在激发农民生产积极性的同时农民的经营收益权也得到了维护,农民的收入得到了显著提高,森林资源和生态环境也得到了合理保护和有效改善[2-3]。总体上看,国内许多学者对新一轮的集体林改所产生的现实绩效从实证描述或计量研究的角度进行了评价,肯定了林权改革的实际效果[4-5]。但是也有学者研究发现,集体林改的正面影响是有限的而且并不显著。朱冬亮和肖佳通过对福建省集体林改的实地调查研究发现集体林权制度改革取得的经济绩效不能完全归因于林改本身所形成的激励机制[6]。刘璨也认为一项集体林产权制度的影响是长

收稿日期: 2011 - 10 - 25

基金项目: 省教育厅人文社会科学重点研究基地重大项目(09JDXM79004);广东省普通高校人文社会科学重大攻关项目(10ZGXM63003)

作者简介: 高 岚(1959—),女,四川绵阳人,华南农业大学经济管理学院教授,主要研究方向为林业经济理论与政策,森林资源与环境经济.

① 2009 年 6 月 22 日,温家宝会见中央林业工作会议代表时强调,林业在贯彻可持续发展战略中具有重要地位,在生态建设中具有首要地位,在西部大开发中具有基础地位,在应对气候变化中具有特殊地位。

② 改革开放初期(1980—1983) 林业实行了“三定”(即稳定山权和林权,划定自留山,确定林业生产责任制)。

③ 第七次全国森林资源清查(2004—2008 年)显示全国森林面积 1.95 亿 hm^2,全国森林覆盖率由 18.21% 提高到 20.36%。活立木总蓄积净增 11.28 亿 m^3,森林蓄积净增 11.23 亿 m^3。林木蓄积年净生长量 5.72 亿 m^3;森林植被的总碳储量 78.11 亿 t,年生态服务功能价值 10.01 万亿元。

期的,集体林产权制度变迁与其绩效之间存在滞后效应[7]。王文烂通过对福建省10县(区)2006年调查数据进行分析,结果并不支持集体林权制度改革将增加农民的林业收入进而增加农民收入这个命题[8]。从现有关于集体林改与绩效关系的研究文献来看,尽管对集体林改实际效果的评价会因为研究视角或地区差异而有所不同,但是普遍认为林权的明晰以及林权制度的完善能够促进了林业发展,产生了良好绩效[9-11]。林业产权的明晰和管制的放松以及林权产权制度的完善,一方面有利于维护农民的合法权益,提高农民生产经营的积极性促进林业发展;另一方面,赋予农民林权就意味着扩大了农民生产决策的空间和范围,有利于经营模式与经营环境的匹配,提高产出和效益。

通过以上分析,可以发现以往研究有着一些共同之处和有待进一步深入研究的地方。首先,集体林改的绩效会因为地区之间的差异而不同,以实地调查研究得出的绩效评价难以代表整体,以致对林改绩效的评价产生争议。其次,现有文献已研究得出集体林改对林业发展具有重要作用,但是却少有文献通过实证分析,来具体衡量林业制度改革对林业发展的实际贡献。因此本文想通过对林业制度变迁的制度变量从产权管制放松的视角,运用主成分分析方法进行衡量,并借助扩展的科布道格拉斯生产函数,以广东为个例分析林业制度改革对林业发展的实际影响及贡献情况,同时也对以往研究该问题的部分不足之处进行补充。

二、制度度量的理论依据与模型设定

(一)制度与经济增长

North&Thomas论证了一种有效地产权制度能够缩小个人行为的私人利益与社会利益的差异,从而对经济增长具有决定作用[12]。经济增长的根本原因是制度的变迁,一种提供适当个人刺激的有效产权制度体系是促进经济增长的决定性因素[13]。国内学者对于制度要素对经济增长的贡献开展了广泛和系统的研究,认为制度变迁对于经济增长具有显著的积极作用而且至关重要。一个经济体中的财产权利界定了个人与稀缺资源利用之间的关系,产权的分配通过可以预知的一般方式影响激励机制和人们的行为[14]。国内许多学者就制度变迁对经济增长的作用,运用不同的方法和在不同的领域展开了广泛研究。可以看出对于这方面的研究已经较为深入和全面,而这样的一种研究逻辑或分析方法同样可以与林业的特征相结合,运用于分析林业经济的增长,但是鲜有引入制度变量来分析林业产业的发展。尽管已有学者分析了资本、劳动、土地和技术等要素对林业经济增长的影响[15-16],但是没有度量制度变量以及分析其对林业产出的贡献大小。本文将以广东省为例引入制度变量,分析制度变迁对林业发展的影响。考虑到林权制度改革的过程也是国家不断完善和赋予农民权利的过程,其制度变迁也就可以理解为国家对林业产权管制的放松①。

(二)实证分析的理论基础与模型设定

1. 研究逻辑简述

一个产权的基本内容包括行动团体对资源的使用与转让权,以及收入的享有权[17]。菲吕博腾和配杰威齐指出产权制度是一系列用来确定每个人相对于稀缺资源使用时的地位的经济和社会关系[18]。李周认为完整的林权包括林地和林木的所有权、经营权、处置权、收益权。林业产权管制下产权制度或产权结构未能与基本环境相适应,不利于林业的正常发展,过去的几次林业改革也并不成功[19]。李晨婕和温铁军研究得出80年代与90年代的林权改革,在外部宏观条件不具备下,内部制度安排方面做出最大努力,也难以取得良好成效[20]。意味着制度安排与环境不相匹配或匹配度不高,难以提升经济绩效。Stigler指出,管制起源于利益集团通过寻租游说政府实施产业进出管制政策[21]。因此管制的结果是效率低下和非生产性活动增加[22]。但是,随着林业制度的不断改革,林业发展的外部条件得以改善,同时林业制度变迁的过程也是不断赋予农民林权的过程。意味着这一过程扩大了农民的经营选择权,从而进一步提高了制度安排与安排环境相匹配的可能

① 林业制度改革从农业高级合作社和人民公社下林地所有权,经营权都归集体所有,逐渐过渡到80年代的"林业三定"和最近新一轮的集体林改下林地所有权归集体所有,经营权归家庭所有。而且这一改革过程中还包括有"四荒"拍卖与林业经营形式多样化的放开,无不证明林业改革是逐步赋予农民林权的过程。李周认为林改践行的是"还权"于民的理念(李周. 改进集体林业政策加速集体林业发展. 林业经济,2006,6)。

性。森林资源的产权范围以及促成该产权形成的基本条件(包括森林资源特征)共同决定着林业产出[23]。本文假设林业产权管制的放松下,形成新的产权结构扩大了农民生产决策的选择空间,从而在现有外部宏观条件下有利于提高林农的生产经营积极性,促进林业产出增长。罗必良提出了"管制—产权—绩效"理论范式简称 RPP 模型(Regulation-Property Rights-Performance)[24],与何一鸣、罗必良提出的产权管制结构—体制选择行为—经济制度绩效,新 SCP 范式共同认为产权管制的放松有利于经济增长。本文借助于这一研究逻辑,运用主成分分析方法度量林业产权管制放松的制度变量,以 Jensen 和 Meckling 提出生产函数的理论模型为基础,分析该变量所引起的林业产权结构的变化对林业产出的实际影响。

2. 实证分析的模型设定

早在 1979 年 Jensen 和 Meckling 就论证说,生产函数依赖于产权结构就像它们依赖于技术进步那样[25]。Jensen 和 Meckling 提出的生产函数:

$$Q = F_R(L,K,M,C;T) \tag{1}$$

其中,Q 表示产出;T 代表与生产有关的技术和知识状况,F 为所有生产函数的总称,它能按照产权体制分割,F_R 是对应产权结构 R 的一个生产函数;R 将定义为外部规则;C 代表表述了组织形式选择集(相对于新古典模型中的技术选择集)的一个综合标志。Jensen 和 Meckling 改建的生产函数显示:产权结构如何通过影响企业内部规则幅度的大小,来影响人们的行为和企业产出[26]。通过这一模型,产权管制对产出的影响路径可以理解为,集体林改改变了制度环境和林业产权结构(R),使得林业产权管制的放松改变了农户对于经营模式(C)的选择,进而对产出(Q)的作用。

本文在模型(1)的基础之上对柯布—道格拉斯生产函数进行扩展分析产权管制放松对林业发展的影响。采用的生产函数是一个包括资本和劳动投入,技术和制度变量的柯布—道格拉斯函数。基本方程如下:

$$Y = AK^aL^bI^cZ^d \tag{2}$$

其中 Y 代表产出;A 代表技术进步、人力资本等其他未显示的进入生产函数的增长因素,对此我们沿用索洛余值法来处理;K 和 L 分别代表资本投入和劳动投入;I 代表产权管制放松的制度变量(简称产权管制变量),相当于 C;Z 代表新增造林面积相当于 M;a,b,c,d 为参数,表示要素投入的产出弹性;μ 为随机扰动项。为估计方便对(2)式两遍取对数得到表达式:

$$LnY = LnA + aLnK + bLnL + cLnI + dLnZ + \mu \tag{3}$$

对变量 K,L,I,Z 进行相关性检验发现变量之间的多重共线性问题比较严重。为了避免该问题影响模型参数的稳定性,我们采用产出和资本的密集形式(即 y = Y/L,k = K/L)重构生产函数:

$$y = Ak^aI^bZ^c \tag{4}$$

两边取对数从而得到表达式:

$$Lny = LnA + aLnk + bLnI + cLnZ + \mu \tag{5}$$

三、产权管制变量的选取、测量与数据来源

(一)变量的选取与数据来源

1. 变量的设定

本文借鉴罗必良设定产权管制放松指数的思路,再结合孔凡斌设计的中国林业市场化水平的评价指标[27],以及广东省林业发展的实际情况和数据收集的现实可能性①,选取三个变量 X1,X2,X3 作为衡量林业产权管制放松的管制变量。变量 X1:木材总采伐量中非国有和集体采伐量的比重;变量 X2:林业系统职工人数中非国有和集体工业职工比重;变量 X3:林业系统工业总产值中非国有和集体工业总产值的比重。广东省的新一轮集体林改是从 2008 年开始展开,考虑到新改革对林业发展的影响和统计数据的可获得性,选取了来源于《广东省农村统计年鉴》和《广东统计年鉴》中 1996—2007 年间的相关数据。并且以 1995 年为不变价格,运用林业产值增

① 广东省农村统计年鉴从 1993 年开始有记录,由于年鉴本身统计数据的有限而且每一年统计的资料有所变动,其中与本文有关林业的统计数据从 1996 年开始才具有连续性,所以本文收集的资料从 1996 年开始。

长指数对广东省林业产值 Y 进行处理,另外由于广东省固定资产投资增长指数缺乏,利用全国的固定资产投资增长指数替代,并对投资 K(K 为林业资金投入)以 1995 年不变价格进行处理①,具体情况见表 1。

表 1 1996—2007 年各投入要素及选取变量的取值

年份	产值 Y(亿元,1995 年不变价)	投资 K(亿元,1995 年不变价)	造林 Z(万亩)	劳动力 L(万人)	X1(%)	X2(%)	X3(%)
1996	47.45	5.37	22.5	7.65	46.66	0.31	8.65
1997	47.97	5.33	7.5	7.39	48.31	1.52	10.44
1998	49.68	5.68	10.5	6.95	52.30	2.17	8.41
1999	52.32	6.37	7.5	6.78	61.27	2.24	8.33
2000	54.15	9.44	25.5	4.87	67.00	3.34	6.39
2001	56.59	8.05	48	4.75	61.62	3.36	16.73
2002	55.01	9.41	87	4.45	58.14	3.94	33.53
2003	53.47	10.96	72	4.88	53.15	3.51	28.96
2004	55.29	13.59	60	4.62	58.44	0.10	21.81
2005	56.89	13.55	27	4.66	61.89	0.34	12.56
2006	54.05	16.31	10.5	4.49	67.93	0.36	44.83
2007	56.07	18.56	7.5	4.32	68.52	0.27	54.42

资料来源:广东农村统计年鉴(1996—2008 年)及广东统计年鉴 2010。

2. 变量指标的指数化方法

集体林权制度不断改革的过程也是林业产业逐步市场化的过程,各指标的指数值表示的是林业市场化水平某一方面的相对位置,各指标的指数化计算参照樊纲、王小鲁方法,进行测算[28]。具体步骤如下:

(1)设定指标得分区间。以 1996 年为基期年份,各指标得分的值最大为 10,最小为 0,并且 0 分为下线,10 为上限。

(2)计算指标得分。由于各指标都是市场化正指标,其得分 $= \frac{V_i - V_{\min}}{V_{\max} - V_{\min}} \times 10$;其中 V_i 是某年份第 i 个指标的原始值,$V_{\max}$ 和 $V_{\min}$ 分别是各指标在 1996 与 2007 年间第 i 个指标相对应的原始数据中的最大值和最小值。各指标的指数化得分值见表 5。

(二)基于主成分分析的产权管制变量的测度

以主成分分析方法确定 X1、X2 和 X3 指标的权重。为避免主观随机因素的干扰,采用主成分分析法确定各个指标的权重,其最大的特点和优势在于客观性,即权重不是根据人的主观判断,而是由数据自身的特征所确定的。运用 Eviews6.0 统计分析软件对林业产权管制的制度变量进行主成分分析。

1. 确定主成分个数(m)。文中主成分个数的提取原则为主成分对应的特征值大于 1 且主成分累计贡献率达到或超过 85% 的前 m 个主成分。由表 2、表 3 可以知道 2 个主成分累计方差接近于 85%,且变量 X2,X3 分别在第一主成分和第二主成分上有较高载荷,说明第一主成分和第二主成分基本反映了它们的信息。

表 2 主成分分析的特征值与方差解释

主成分	特征值	方差	累计方差
1	1.55436	0.5181	0.5181
2	0.964294	0.3214	0.8395

表 3 初始因子载荷与系数矩阵

指标	初始因子载荷		主成分系数	
	F1	F2	Y1	Y2
X1	0.404	0.661	0.324	0.673
X2	0.911	-0.233	0.731	-0.237
X3	-0.077	0.713	-0.062	0.726

① 对于林业产值以 1995 年的不变价进行处理是基于上一年 =100 的林业产值增长指数来测算的。而投资的处理因为没有相对应的增长指数,我们以上一年 =100 的全国固定资产投资价格指数进行处理,然后将处理的投资数据与原有投资加权平均后得出现有投资数据。

2. 确定主成分表达式(Y_j)。用表 2(初始因子载荷矩阵)中的数据除以主成分相对应的特征值开平方便得到主成分中每个指标所对应的向量系数f_i(见表 3)。根据各自对应的系数乘以原始数据(指标指数)即可得到各个主成分的表达式,计算公式为:

$$Y_j = \sum_{i=1}^{15} f_i x_i$$

3. 确定权重和综合分值计算模型。在计算主成分综合分值时,先要确定各个指标的主成分综合权重($Q_{总}$),以该权重作为综合分值计算模型中各个指标的系数。各单个指标的各主成分权重 Q_j 则用主成分表达式 Y_j 中每个指标所对应的系数乘以第 j 个主成分所对应的方差贡献率,再除以所提取的各主成分的方差贡献率之和,各单个指标主成分权重之和为主成分综合权重 $Q_{总}$,其计算公式表达为:$Q_{总} = Q_1 + Q_2$。计算结果如表 4 所示。

表 4　各指标的主成分权重

指标	Q_1	Q_2	$Q_{总}$	$Q'_{总}$
X1	0.200	0.258	0.458	0.433
X2	0.451	-0.091	0.360	0.340
X3	-0.038	0.278	0.240	0.227

注:$Q'_{总}$是将 $Q_{总}$ 经过归一化处理的数据,即让 X1,X2,X3 的权重之和为 1。

根据以上计算结果,可得到广东省林业制度变迁过程中产权管制变量综合分值的计算模型:

$$I = 0.432X1 + 0.341X2 + 0.227X3 \quad (6)$$

根据模型(6)可得到基于各变量的产权管制变量综合分值 I(如表 5)。另外,1996 年—2007 年广东省产权管制变量综合分值的变动情况如图 1。可以看出林业产权管制从 1996 年—2007 年间逐渐得到放松,但是速度较为缓慢,而且与林业产值(以 1995 年为不变价格)具有相似的变动趋势。

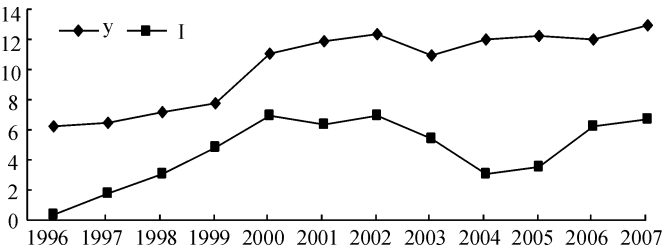


图 1　林业产值与林业产权管制变量综合分值的变动情况

表 5　管制变量的指数化得分值及主成分综合分值

年份	X1	X2	X3	I(综合分值)	年份	X1	X2	X3	I(综合分值)
1996	0.00	0.56	0.47	0.30	2002	5.25	10.00	5.65	6.95
1997	0.76	3.71	0.84	1.78	2003	2.97	8.88	4.70	5.36
1998	2.58	5.38	0.42	3.04	2004	5.39	0.00	3.21	3.05
1999	6.68	5.59	0.40	4.88	2005	6.96	0.62	1.28	3.51
2000	9.30	8.44	0.00	6.89	2006	9.73	0.67	8.00	6.24
2001	6.84	8.49	2.15	6.33	2007	10.00	0.44	10.00	6.73

资料来源:广东农村统计年鉴(1996—2008 年)以及模型(6)计算得出。

四、产权管制放松对林业发展作用的实证分析

(一)模型回归过程

1. 变量的单位根检验。考察模型(5)中包含 Lny, Lnk, LnI, LnZ,这些变量的平稳性,以避免伪回归问题。对每个变量进行单位根检验。进过测量发现以上变量在经过一次差分后平稳(如表 6),表明各变量之间可能存在协整关系。对模型(5)做一阶差分 ls 估计,结果表明短期内产权管制变量对林业发展的影响不显著。

表6 变量的一次差分单位根检验

变量	检验形式	MacKinnon 临界值	ADF 统计值	结论
Lny	无截距项和时间趋势项	-1.982	-2.182**	平稳
Lnk	无截距项和时间趋势项	-1.982	-2.725**	平稳
LnI	无截距项和时间趋势项	-2.886	-2.966***	平稳
LnZ	无截距项和时间趋势项	-1.996	-2.820**	平稳

注:零假设是变量存在单位根即非平稳,检验的统计值小于临界值则拒绝零假设,说明变量序列是平稳的。* 表示10%水平上显著,** 表示5%水平上显著,*** 表示1%水平上显著。

2. 考察产权管制变量对林业发展长期影响及协整检验。对模型(5)进行估计,其估计结果如表7,模型的估计结果可以看出,各指标都显著而且模型整体上拟合得比较好。从生产函数来看,可以认为产出与技术、投资和劳动投入存在长期均衡关系,另外,从制度经济学的理论来看,制度对经济增长同样有着均衡关系:某一变量在某时期受到干扰后偏离长期均衡点,会存在一种均衡机制在下一期使其调整回到均衡状态。为验证这一点,我们对模型(5)的估计所生成的残差序列进行协整检验。检验结果如表8,可以得出,检验结果在1%的显著水平下显著,即残差序列是平稳的I(0)序列,存在协整关系,说明产权管制变量与林业产值存在长期均衡关系。

表7 模式(5)估计结果

Variable	Coefficient	Std. Error	t - Statistic	Prob.
C	1.795338	0.059289	30.28098	0.0000
LOG(K)	0.308542	0.032842	9.394668	0.0000
LOG(Z)	0.070836	0.017869	3.964175	0.0042
LOG(I)	0.083251	0.022852	3.643033	0.0066
R - squared	0.974052	Mean dependent var		2.294511
Adjusted R - squared	0.964321	S.D. dependent var		0.280224
F - statistic	100.101	Log likelihood		20.67066
Prob(F - statistic)	0.000001	Durbin - Watson stat		1.792231

表8 残差序列的稳定性检验

	ADF 检验显著水平		
	1%	5%	10%
检验形式	无截距和时间趋势项	无截距和时间趋势项	无截距和时间趋势项
MacKinnon 临界值	-2.8167	-1.9823	-1.6011
ADF 统计值	-3.8023	-3.8023	-3.8023

注:零假设是变量存在单位根即非平稳,检验的统计值小于临界值则拒绝零假设,说明变量序列是平稳的。

(二)要素贡献率的测算

根据回归结果,可以计算出物质资本、林业产权管制、造林面积和技术进步在1996—2007年间对林业产值的贡献大小(表9)。

从表9可以看出,1996—2007年间的广东林业产值年均增长超过9%。其中这一产出中有39.5%来源于资本投入,有11.92%来源于新增造林面积的投入,林业产权管制变量和技术进步的贡献分别为18.27%和30.31%。在这些要素的贡献中产权管制放松的影响较为显著,且这一要素的产出弹性为0.0829。可以看出林业产权管制的放松所引起林业产权结构的变化对于林业产值增长的贡献程度和重要性。各种投入要素对

林业产值贡献大小我们可以试图从 Jensen 和 Meckling 提出的生产函数入手来理解,这也是本研究的重要理论基础。

表 9　投入要素对林业产值增长的贡献

变量	年均增长(%)	产出弹性	贡献值	贡献率(%)
人均林业产值(y)	9.53	—	9.53	100
人均投资(k)	12.2	0.3086	3.765	39.5
造林面积(Z)	16	0.0708	1.136	11.92
产权管制变量(I)	20.9	0.0829	1.74	18.27
技术进步(A)	—	—	2.889	30.31

注:各变量的年均增长是指这些变量的年增长率的平均值,并剔除各变量中某一年份变动幅度较大的异常值后,计算得出。

首先,技术与林业产权制度的关系。Jensen 和 Meckling 强调产出依赖于技术如同依赖于产权结构,也就意味着产权结构对于产出的影响程度并不一定低于技术对产出的作用。但是他们并没有评论谁的作用更大。而对于技术与制度的关系争论由来已久。戴维斯和诺斯认为制度与技术都是对资源以某种方式进行组合,所以解释技术变迁的理论同样可用于解释制度安排的变迁[29]。诺斯和托马斯进一步强调制度变迁优先于技术变迁的观点。总的来说技术与制度存在相互影响的关系,无论是技术还是制度都必须与其安排的对象相匹配才能达到技术开发和制度设计的初衷,但是问题就在于他们的匹配不是孤立的,而是存在相互作用和影响关系。没有农村土地制度(包括林地制度)的不断完善,适用于规模化经营的农业和林业技术设施就难以提高产出。诚然,生物技术的进步同样能够提高产出,但是由于生物技术的外部性,以家庭为单位的经营模式下我们难以想象农户会考虑开发生物技术,然而这一情况却能在大规模的农场经营中成为可能。从这一视角可以得出,由于林业产权管制的适当放松,将有利于林业生产技术的进步及应用,从而提高产出。意味着技术进步对林业产出的贡献中也同时体现了林业产权管制放松的作用。

其次,投资与林业产权管制放松的内在联系。一方面,林业的投入产出比较低,同时在林业产权不完善下难以对收入形成良好预期,林业发展难以吸引社会投资。从 1996—2007 年林业建设资金的来源情况看,非国有资金的比例在逐步下降①。另一方面,资金要素本身的稀缺。特别是建国后的几十年,受外部宏观经济的制约,国家将有限的资金用于发展以重工业为主导的产业部署,而且农业和林业对于经济发展的"四大贡献"中就包含有资金贡献②,国家不仅没有多余的资金投入林业反而要依赖林业发展来获取资金要素。近年来,随着经济的发展尽管资金要素变得逐渐充足和林业发展外部环境的改善,投资要素对林业产出的贡献和作用将进一步增大。

最后,林业产权管制对造林的影响。除了国家和集体造林外,还有私人造林(包括农户造林)。私人造林的积极性与产权制度的安排有直接联系,合理的产权安排有利于提高农民的造林积极性,从而增加林业产出。但是这一要素对产出的贡献较小。一方面,由于林业产权管制的软约束,农民的造林积极性不高,新增林地对产出的贡献也就低。另一方面,能够增加林地面积除了受到固定国土面积的硬约束外,还受到城市化快速推进下的现实约束。所以新增造林面积对于林业产出的贡献是有限的,而且会逐步降低。

五、结论与启示

本文基于 Jensen 和 Meckling 的理论模型,运用广东省的数据,在产权管制放松所引起的产权安排变动的

① 林业建设资金中非国有资金占总建设资金的比例,1996 年为 56.28%,2007 年为 14.86%(广东农村统计年鉴(1997—2008 年)整理得出)。

② 1978 年以来工农产品价格剪刀差局部扩大,从 1953 年到 1985 年工农业比值剪刀差总共 7000 多亿(严瑞珍等.中国工农业产品价格剪刀差)。"四大贡献"包括要素贡献,产品贡献,外汇贡献和市场贡献(蔡昉.穷人经济学)。

层面上,分析了1996年—2007年间林业产权管制变量对于林业产出的贡献大小,并且认为产权管制放松是广东林业经济增长的重要动力。由于林业产业发展的自身特性,尽管林业产权管制的放松对于林业产出的贡献有限,但是目前林业产权管制仍然有进一步放松的空间,因此仍需进一步推进集体林权制度改革,不断完善林业产权制度。

另外,值得进一步强调的是:第一,投资、造林面积和产权管制变量对林业产出的影响不是孤立的而是一个整体,各要素之间又相互联系和影响,不能简单地剔除某个要素而孤立地看待各要素对产出的影响。第二,制度安排的有效性与合理性要求制度与安排对象具有较高的匹配度,才有利于降低林地租金的耗散,提高产出。我国林业改革在80年代所遭受的挫折,其中一个重要的原因是由于在农地家庭承包制实施示范效果下,林业制度安排的被动跟进,制度的安排忽视了林业经营不同于农业生产的差异性,使得林业制度改革未能与实际的客观条件相适应,从而造成损失。因此,林业制度的改革应当考虑到各地区的森林资源特征与农户经营行为的差异。第三,在不断变动的宏观经济条件下,制度安排的对象也在不断地变化,而且制度变迁的原动力跟要素的变动有关。制度安排与对象的匹配是一个动态的过程,也表现在追求外部利益的制度变迁过程。从80年代的"林业三定"到最近新一轮的集体林改,林业的发展经过了多次改革,林业的发展逐步加快。可以理解为,每一次改革都是对实际制度与对象的关系进行调整,除了为适应林业经济发展的需要,同时也是为适应农民和农村生产生活的需要。总体上看都是为了实现制度安排与对象的相适应,而这样的适应是一个不断变化和完善的过程。

参考文献:

[1] 裘 菊,孙 妍,李 凌,等. 林权改革对林地经营模式影响分析——福建林权改革调查报告[J]. 林业经济,2007,(1):23.

[2] 刘 璨. 南方集体林区的家庭经营制度及其绩效[J]. 改革,2008,(5):88.

[3] 张 蕾,文彩云. 集体林权制度改革对农户生计的影响——基于江西、福建、辽宁和云南4省的实证研究[J]. 林业科学,2008,(7):77-78.

[4] 徐晋涛,孙 妍,姜雪梅,等. 我国集体林区林权制度改革模式和绩效分析[J]. 林业经济,2008,(9):31.

[5] 高 岚,李 怡. 集体林权改革视野的个案选择与制度设计[J]. 改革,2010,(5):89.

[6] 朱冬亮,肖 佳. 集体林权制度改革:制度实施与成效反思——以福建为例[J]. 中国农业大学学报(社会科学版),2007,(1):81.

[7] 刘 璨,等. 中国集体林制度变迁新进展研究[J]. 林业经济,2008,(5):14.

[8] 王文烂. 集体林权制度改革对农民林业收入的影响[J]. 林业科学,2009,(8):141-146.

[9] 李 周. 改进集体林业政策加速集体林业发展[J]. 林业经济,2006,(6):17-18.

[10] 徐秀英,马天乐,刘俊昌,等. 南方集体林区林权制度改革研究[J]. 林业科学,2006,(8):125-126.

[11] 刘 璨,吕金芝. 我国集体林产权制度问题研究[J]. 制度经济学研究,2007,(1):102.

[12] NORTH D C, THOMAS P R. The rise of the western world: a new economic history[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1973.

[13] D. C. 诺斯. 制度、制度变迁与经济绩效[M]. 北京:三联书店出版社,1994.

[14] 埃里克·弗鲁博顿,鲁道夫·芮切特. 新制度经济学:一个交易费用分析范式[M]. 上海:上海人民出版社,2006:39 .

[15] 吴成亮,高 岚,林方彬. 广东省林业科技进步贡献率的测算与分析[J]. 华南农业大学学报(社会科学版),2007,(4):41-42.

[16] 冯 达,郑云玉,温亚利. 要素投入对林业经济增长的效应研究[J]. 中国林业经济,2010,(3):1-2.

[17] STEVEN N S,CHEUNG. The structure of a Contract and the Theory of a Non-Exclusive Resource[J]. J Law,April,1969,12.

[18] E. G. 菲吕博腾,S. 配杰威齐. 产权与经济理论:近期文献的一个综述[C]//财产权利与制度变迁,上海人民

出版社,2005:204.
[19] 李　周. 林权改革的评价与思考[J]. 绿色中国,2008,(17):9 - 10.
[20] 李晨婕,温铁军. 宏观经济波动与我国集体林权制度改革——1980 年以来林区三次林权改革"分合"之路的制度变迁分析[J]. 中国软科学,2009,(6):126 - 127.
[21] STIGLER G. The Theory of Economic Regulation[J]. The Bell Journal of Economics and Management Science, 1971,(2):13 - 21.
[22] 何一鸣,罗必良. 产权管制、制度行为与经济绩效——来自中国农业经济体制转轨的证据(1958 ~ 2005 年)[J]. 中国农村经济,2010,(10):5 - 6.
[23] Doru Leonard Irimie, Hans Friedrich Essmann. Forest property rights in the frame of public policies and societal change[J]. Journal of Forest Policy and Economics,2009,(11):95 - 101.
[24] 罗必良,何一鸣. 产权管制放松的理论范式与政府行为—广东例证[J]. 改革,2008,(7):82.
[25] MICHAEL C JENSEN, WILLIAM H MECKLING. Rights and Production Functions: An Application to Labor Managed Firms and Codetermination[J]. Journal of Business, 1979,52(4):469 - 506.
[26] 思拉恩·埃格特森. 新制度经济学[M]. 北京:商务出版社,1996:113 - 114.
[27] 孔凡斌. 主成分分析法的中国林业市场化水平评价——基于中国 15 省(区)2002—2006 年相关统计数据[J]. 中国农村经济,2010,(10):45 - 46.
[28] 樊　纲,王小鲁. 中国各地区市场化相对进程报告[J]. 经济研究,2003,(3):13 - 14.
[29] L. E. 戴维斯,D. C. 诺斯. 制度创新的理论描述、类推与说明[C]//财产权利与制度变迁,上海人民出版社,2005:306.

An Empirical Analysis on the Contribution of Regulation of Property Rights and Input Factors to Forestry Economic Growth

GAO Lan, ZHANG Zi-qiang

(*College of Economics and Management*, *South China Agricultural University*, *Guangzhou* 510642, *China*)

Abstract: Changes in the structure of property rights will affect the output changes. The process of constant change of the system of forest property rights accompanied constant diversification in the structure of property rights and continuously deregulation of forestry property rights. Based on deregulation of forestry property rights, this study utilizes principal component analysis to measure the institutional variable of regulation of forestry property rights, and take this variable combined with other input factors, such as capital, to analysis their contribution to forestry output and the relationship between them. The empirical data relate to forestry of Guangdong province during 1996—2007, proves the hypothesis that deregulation of forestry property rights play an important role in forestry output and the relationship between them are long-term stability. The results show that as the impact of external factors such as externality, the contribution about deregulation of forestry property rights to forestry output is limited, but regulation of property rights has also room for further relaxation, and the system of forestry property rights need to continuous improvement.

Key Words: Forestry Property Rights; Regulation of Property Rights; Structure of Property Rights; Principal Component Analysis