

基于品种权保护的公共育种科研投资实证分析

唐力，陈超

(南京农业大学经济管理学院，南京 210095)

摘要：本文在对时间序列数据进行合理处理、谨慎检验的基础上，运用动态分析理论模型和面板数据模型实证分析了我国基于品种权保护的公共育种科研投资问题。结果表明，从长期来看，我国公共育种科研投资对品种创新有正向作用，且其短期内的变化对品种创新变化作用较大；以辽宁、河南、山东为代表的三个地区，其品种创新受到育种科研投资的影响较小，自身配置作用较大；而四川、江苏、吉林地区，品种权创新受到育种科研投资的影响更大。从全国整体水平来看，品种创新的科研投资力度越大，将有利于整体的品种权申请水平。

关键词：品种权保护；品种创新；育种科研投资

An Empirical Analysis on the Public Breeding investment Based on the PVP

TANG Li , CHEN Chao

(College of Economics & Management, NJAU, Nanjing 210095, China)

Abstract: By using the empirical method, analyzed the public breeding research investment based on the variety rights protection in china. The fact that in the long run, China's public breeding research investment had a positive effect on the plant variety innovation, and its short-term changes played a role of a larger prompt to the species innovation change; and in Liaoning, Henan, Shandong, their self-configuration effect was larger than the breeding investment, and in Sichuan, Jiangsu, Jilin, just opposite. From the national point of view, the greater investment will contribute to the overall varieties applications.

Key Words: PVP; high-tech enterprise; variety innovation; breeding investment

基于品种权保护的公共育种科研投资实证分析

摘要： 本文在对时间序列数据进行合理处理、谨慎检验的基础上，运用动态分析理论模型和面板数据模型实证分析了我国基于品种权保护的公共育种科研投资问题。结果表明，从长期来看，我国公共育种科研投资对品种创新有正向作用，且其短期内的变化对品种创新变化作用较大；以辽宁、河南、山东为代表的三个地区，其品种创新受到育种科研投资的影响较小，自身配置作用较大；而四川、江苏、吉林地区，品种权创新受到育种科研投资的影响更大。从全国整体水平来看，品种创新的科研投资力度越大，将有利于整体的品种权申请水平。

关键词： 品种权保护；品种创新；育种科研投资

一 引言

技术创新直接推动经济增长和社会福利提高，但若对技术创新进行投资则需要在知识和创新方面制定相应的产权。如果缺乏产权，就会丧失知识和技术的创新与发明的动力；确立创新的产权是鼓励技术变革、提高创新的私人收益率并大于或接近于社会收益率的有效激励机制（North, 1993）^[1]。作为品种创新的产权制度，国内外许多研究业已证明，植物新品种保护制度能够有效激励育种创新、增加品种研发投资和提高社会福利，是有利于促进农业技术进步的良好制度框架。

从国外的研究来看，Lesser（1997）^[2]认为，育种者对知识产权保护制度的预期能够刺激品种研发投资的增加；更为深入地，Alston 和 Venner^[3]（2002）以小麦为具体研究对象，探讨了始于 1970 年的美国植物新品种保护法案（Plant Variety Protection Act）对小麦育种产业所产生的影响，他们的研究表明，PVPA 的实施对公共科研机构而不是育种企业的小麦育种资源有促进作用；而从我国品种权制度的效应研究来看，植物新品种保护有效地刺激了政府研究部门新品种保护申请的积极性（黄颀等^[4]，2004）；陈超和周宏^[5]（2004）运用计量模型论证了植物新品种保护制度的实施对中国农业技术的创新具有正向推动作用。

中国于 1999 年加入《国际植物新品种保护公约》，启动实施了《中华人民共和国植物新品种保护条例》。十年来，植物新品种保护事业获得了长足发展。年申请量由 10 年前的 115 件攀升到 2008 年的 868 件，自 2004 年以来一直位居国际植物新品种保护联盟成员第四。我国虽已成为品种权申请大国，但远非品种权强国^[6]。透过这些漂亮的统计数据，又必须看到植物新品种权申请的特点：品种权申请量呈逐年上升趋势；大田作物申请量占据绝对优势，园艺作物申请量相对较少；申请量区域分布不均；现企业和个人申请品种权的积极性高于国有科研教学单位^[7]。

从图 1 可以看出，目前国内科研机构仍是我国育种主体。自 1999 年来，国内科研单位

品种权申请量占当年的比重均在 50% 上下浮动（1999 年约为 30%），但 2004-2008 年比重保持在 50% 以下，而相对地，国内个人和国内企业品种权申请量呈上升的趋势。从地域上来看，植物新品种保护十年来地区申请总量超 300 件的四川省、山东省、河南省、吉林省、江苏省、辽宁省，其科研机构的申请总量占全国科研机构申请总量的比重分别约为 11%，6%，9%，6%，9%，7%。六大区域间尚存在差别，而其它地区如海南、宁夏、青海等地的品种权申请总量不足 10 件，因此我国区域品种权保护有较明显的差距。图 2 描述了植物新品种保护 10 年来品种权申请总量超 300 的六大区域的科研机构申请量。

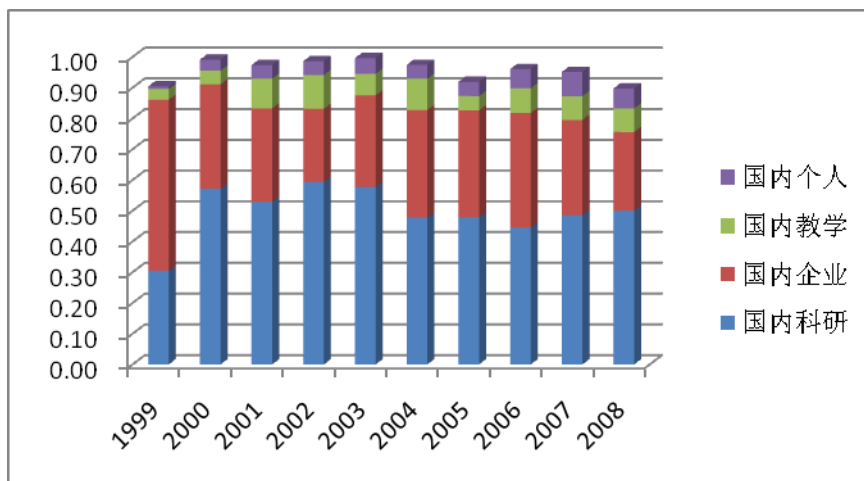


图 1 主要育种主体品种权申请比重（1999-2008 年）

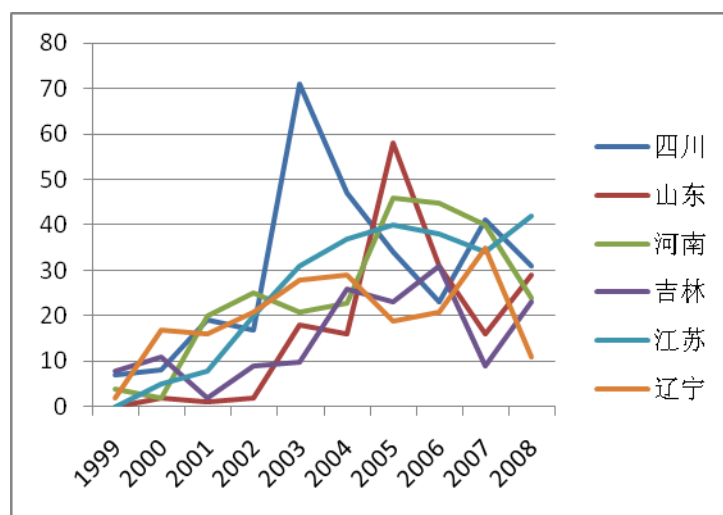


图 2 十年来品种权总申请量超 300 的六大地区科研机构申请量

以上仅是单一地描述了 1999-2008 年植物新品种保护的育种主体贡献及公共科研机构品种权申请的地区差异。由于不同的农业经济基础，公共科研投资地区申请量的不同是意料之中的。目前我国品种权申请主体仍然是科研机构，育种资金主要来源为政府投资，品种权申请数量与国家公共育种科研投资相关。国内外对植物新品种保护制度的经济效应研究已颇为深入，而对公共育种科研投资的品种权申请效率少有研究。因此，本文将在前人已有的研

www.ccipa.org

究基础上,拟采用科技部对国家农业科技单位 1999-2008 年度统计数据,尝试探讨在品种权保护制度下公共育种科研投资对品种创新的动态关系,并对区域间的差异进行深入分析。

二 品种创新与公共育种科研投资动态分析

(一) 动态分析理论模型

对于时间序列的动态分析,首先必须考虑经济时间序列的平稳性。传统的经济计量回归要求时间序列数据满足高斯-马尔科夫定理,数据具备平稳性,否则,计量回归将会出现“伪回归”(Spurious Regression)现象。但是理论还存在一种可能性,那就是有些时间序列,虽然它们自身非平衡,但其某种线性组合是平稳的。这个线性组合反映了变量之间长期稳定的比例关系,称为协整关系^[8]。对具有协整关系的序列,我们算出误差修正项,并将误差修正项的滞后一期看做一个解释变量,连同其他反映短期波动关系的变量一起。因此,建立误差修正模型的步骤如下:首先,对单个序列进行单整检验,若序列都是同阶单整,则满足协整检验的前提,我们就可以对其进行两变量的 Engle-Granger(EG)协整分析和多变量的 Johansen 协整分析。从而建立误差修正模型,进而算出误差修正项。

对 ADL(1, 1)模型

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 y_{t-1} + \beta_3 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

移项后整理可得

$$\nabla y_t = \beta_0 + \beta_1 \nabla x_t + (\beta_2 - 1) \left(y - \frac{\beta_1 + \beta_3}{1 - \beta_2} x \right)_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

方程(2)式即为 ECM, 其中 $y - \frac{\beta_1 + \beta_3}{1 - \beta_2} x$ 是误差修正项, 记为 ecm

如果变量 y_t , x_t 之间存在长期均衡关系, (2) 式中的 ecm 可以写为 $\bar{y} = \frac{\beta_1 + \beta_3}{1 - \beta_2} \bar{x}$,

可见 ecm 反映了变量在短期波动中偏离它们长期均衡关系的程度。模型(2)可简记为

$$\nabla y_t = \beta_0 + \beta_1 \nabla x_t + \lambda ecm_{t-1} + \varepsilon_t$$

一般来说, (1) 式中 $|\beta_2| < 1$, 所以 $\lambda = \beta_2 - 1 < 0$ 。因此当 $y_{t-1} > \frac{\beta_1 + \beta_3}{1 - \beta_2} x_{t-1}$,

ecm_{t-1} 为正, 则 λecm_{t-1} 为负, 使 ∇y_t 减少, 反之亦然。这体现了均衡误差 ecm 对 y_t 的控制。

（二）数据处理

由于中国对单项农作物的科研投入暂无系统且完整的数据统计,而就农业科研投资这一大类数据也无完整统计。因此在缺乏育种科研投资数据的情况下,本文拟采用科技部对国家农业科技单位 1999-2008 年度统计数据,选取全国 620 家与种植业有关的农业科研机构的科研投资数据作为基础,从中选取与种植业科研成果数量直接相关联的科研课题经费投入作为本文研究的育种科研投资变量。以水稻育成品种为例,尽管水稻科研课题经费投入占农业科研总投资的比例较小,大约只占 10%左右,而近 90%的经费支出并没有直接用于科学研究,但国家级农业科研单位(包括中国农业科学院及其所属有关研究所、中国热带农业科学院等)、省市级农业科研单位(包括省级农业科学院、地市级农科所以及少数县级农科所、原种场)育成品种总数在国审、省审品种总数中的比例分别为 83%、76%^[9],因此,采用历年种植业科研课题经费能够反映直接用于种植业育种创新的那部分投资量。另外,本文以历年科研机构的品种权申请量表示科研机构的品种创新,探讨其与公共育种科研投资的动态关系。由于数据涉及较长时间,为了消除物价上涨的影响,公共育种科研投资数据以物价指数进行平减处理。

（三）动态分析结果

1、单位根检验

根据上述分析,我们以 1999-2008 年科研机构的品种申请量、育种科研投入两个时间序列数据为例,观察两者之间的动态关系。为消除序列的剧烈波动,首先将变量进行对数变换,消除异方差现象。对数化后的品种权申请变量和育种科研投资变量分别为 LNPVP 和 LNR&D (基础研究、应用研究、试验研究投入加总数据)。由协整理论可知,只有当变量都为同阶单整序列才可以进行协整分析。利用 ADF 检验变量平稳性结果见表 1。根据表 1 结果可以看出,时间序列变量 LNPVP、LNR&D 是非平稳的,但其二阶差分变量 DDLNPVP、DDLNR&D 是平稳的,所以时间序列 LNPVP、LNR&D 均为 I(2)二阶单整序列,序列可能存在协整关系。

表 1 变量平稳性的 ADF 检验结果

变量	ADF 值	检验形式 (C, T, K)	临界值 (1%)	临界值 (5%)	结论
LNPVP	-0.994083	(C, T, 0)	-5.521860	-4.107833	不平稳
DDLNPVP	-6.566119	(C, T, 0)	-6.292057	-4.450425	平稳
LNR&D	-0.747336	(C, T, 0)	-5.521860	-4.107833	不平稳
DDLNR&D	-3.210379	(0, 0, 0)	-2.937216	-2.006292	平稳

2、协整分析及误差修正模型分析

在通过单位根检验得出品种权申请量与育种科研投资时间序列是平稳过程后,需要通过协整关系检验判断两变量之间是否存在协整关系。本文利用 E-G 两步法对品种权申请和育种科研投资进行协整检验,结果如下:

表 2 模型估计残差序列 e 的 ADF 检验结果

ADF test statistic		-2.864487
Test critical values:	1% level	-2.847250
	5% level	-1.988198
	10% level	-1.600140

由于序列 e 的检验统计值为-2.824487 小于显著性水平 0.01 时的临界值-2.847250,因此可认为估计残差序列 e 为平稳序列,表明品种权申请与育种科研投资序列具有协整关系,品种权申请与育种科研投资之间存在长期均衡关系。协整方程为:

$$LNPVP_t = -21.2446 + 1.9965LNR \& D_t$$

故可建立 ECM 模型:

$$ddLNPVP_t = -0.1327 - 0.4782dLNPVP + 4.6492dLNR \& D_t - 2.9650ddLNR \& D_t - 1.2958ecm$$

$$(-2.683274^*) \quad (7.142341^{***}) \quad (-5.817052^{**}) \quad (-6.310727^{***})$$

3、品种权申请与育种科研投资的动态分析结论

从长期来看,公共育种科研投资对品种创新有正向作用。在短期内,根据模型的参数估计,短期公共育种科研投资的一阶差分变化将引起品种创新相同方向的变化,如果公共育种科研投资变化 1%,引起品种创新变化 4.65%,可见推动作用是比较大的。短期公共育种科研投资的二阶变化则与品种创新变化反向运动,由此可看出短期育种投资的一阶变化对品种创新的影响是最大的。*ecm* 项系数的大小反映了对偏离长期均衡的调整力度,从系数估计值(-1.2958)可以看出调整力度是较大的。

三 品种创新与公共育种科研投资的实证分析

(一) 模型设定与变量选择

在经典线性计量模型中,所利用的样本数据(样本观测值)或者是时间序列数据,或者是截面数据。仅利用时间序列数据或只利用截面数据,经常不能满足经济分析的需要。为了克服这两类数据的局限性,需要采用面板数据。所谓面板数据(panel data)是用来描述一个总体中给定样本在一段时间的情况。通过对样本中每一个样本单位进行多重观察,得到的一个数据集,这种多重观察既包括对样本单位在某一时期(时点)上多个特性的观察,也包括对样本单位的这些特性在一段时间上的连续观察。面板数据可以克服时间序列分析受多重共线性的

困扰,能够提供更多的信息。面板数据能更好地识别和度量单纯的时间序列和单纯的横截面数据所不能反映的影响因素^[10]。

笔者在引言中提及品种权保护有地区分布不平衡的特点,并且透过每年各省的科研机构品种权申请数量可以看出品种权保护存在区域间的差异。本文选择四川、山东、河南、吉林、江苏、辽宁六个品种权申请大省与全国水平作为截面成员,以 1999-2008 年为观测期,建立面板数据。在面板数据的自变量选择中,我们希望通过公共育种科研投资作进一步细化,探讨其对科研机构的品种创新的作用。

如前所述,科研机构的科研课题经费可以代表公共育种科研投资。那么科研课题经费的投入方向主要分为基础研究、应用研究、试验发展、研究与试验发展成果应用、推广示范与科技服务、生产性活动。根据它们的概念界定,本文选择用于品种创新的那部分科研投入,如涉及科研潜力的基础研究、新品种新技术创新的应用研究以及品种技术改良的试验发展这三类的课题经费总投入作为公共育种科研投入,研究其与品种创新的动态关系。由于数据涉及较长时间,为了消除物价上涨的影响,公共育种科研投资数据以物价指数进行平减处理。

本文建立面板数据模型,其基本形式如下:

$$y_{it} = \alpha_{it} + \beta_{it} (basic, apply, exp)'_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$i = 1, 2, \dots, 7; t = 1, 2, \dots, 10$$

其中, y_{it} 是因变量, $(basic, apply, exp)'_{it}$ 是 3×1 维解释变量向量,分别是基础研究投入 basic, 应用研究投入 apply, 试验研究投入 exp, i 为截面成员个数, t 为每个截面成员的观测时期总数。参数 α_{it} 表示模型的常数项, β_{it} 为对应于回归向量的系数向量。

(二) 模型形式的估计

面板数据模型分为联合估计模型、变截距模型和变系数模型三种形式,正确设定面板数据模型的形式是重要而关键的。本文运用 Hausman 检验技术选择面板数据模型的形式。按照面板数据模型选择步骤,经过混合估计模型与个体固定效应模型的 F 检验认为应该建立个体固定效应模型,个体固定效应模型与个体随机效应模型的 Hausman 检验拒绝了个体随机效应模型,进而应该建立个体固定效应模型。再对固定效应模型的 3 种类型进行检验,即个体固定效应模型、时刻固定效应模型、个体时刻固定效应模型。最后认为应该选择个体时刻固定效应模型进行估计。为简要起见,笔者仅对最后一步模型选择分析。

相对于混合估计模型来说,是否有必要建立时刻个体固定效应模型可以通过 F 检验来完成。

H0: 对于不同横截面,不同序列,模型截距项都相同(建立混合估计模型)。

H1: 不同横截面,不同序列,模型截距项各不相同(建立时刻个体固定效应模型)。

F 统计量定义为:

$$F = \frac{(SSE_r - SSE_u) / [(NT - 2) - (NT - N - T)]}{SSE_u / (NT - N - T)} = \frac{(SSE_r - SSE_u) / (N + T - 2)}{SSE_u / (NT - N - T)}$$

其中 SSE_r, SSE_u 分别表示约束模型（混合估计模型的）和非约束模型（时刻个体固定效应模型的）的残差平方和。F 统计量的自由度分别是 N+T, NT-N-T- k-1。

用上例计算，已知 SSE_r= 44003.17, SSE_u= 224350.83。

$$F = \frac{(SSE_r - SSE_u) / (N + T - 2)}{SSE_u / (NT - N - T)} = \frac{(44003.17 - 224350.83) / (7 + 10 - 2)}{2045670 / (70 - 7 - 10)} =$$

$$\frac{1310.156}{459.4496} = 2.85$$

F_{0.05} (17, 49)=1.8502, 因为 F=2.85>1.8502, 拒绝原假设, 结论是应该建立时刻个体固定效应模型。

(三) 面板数据的单位根检验与协整分析

在模型回归之前, 对数据进行平稳性检验, 以确保回归结果具有可靠性。前面我们对品种创新、公共育种科研投资数据进行了单序列的单位根检验与协整检验, 证明了两者间存在长期均衡关系, 下面我们对所利用的面板数据进行单位根检验和协整检验。为使本文检验结果更可信, 对因变量（品种创新）和 3 个自变量（基础研究、应用研究、试验研究投入）同时运用常见的几种面板数据的单位根检验, 如 LLC、IPS 检验、Fisher-ADF 检验、PP 检验和 Hadri 检验。检验结果见表 3 所示。

表 3 变量的单位根检验 prob 结果

变量	LLC 检验	IPS 检验	ADF 检验	PP 检验	HADRI 检验
PVP?	0.0316	0.5610	0.6448	0.8824	0.0003
DPVP?	0.0000	0.0009	0.0006	0.0007	0.3412
BASIC?	0.0000	0.0492	0.0027	0.0414	0.0365
DBASIC?	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.7427
APPLY?	0.0149	0.0877	0.0600	0.1301	0.0000
DAPPLY?	0.0000	0.0001	0.0001	0.0000	0.3542
EXP?	0.1768	0.5427	0.1599	0.1518	0.0002
DEXP?	0.0000	0.0087	0.0012	0.0000	0.2622

如上表所示, 运用常规的 Summary 方法对变量进行单位根检验, 从 Prob 结果的检验数值可以看出, 品种创新 PVP?、基础研究投入 BASIC?、应用研究投入 APPLY?、试验研究投入 EXP? 面板数据的 LLC、IPS 检验、Fisher-ADF 检验、PP 检验和 Hadri 检验都不能完全拒绝面板数据存在单位根的原假设。但是它们的一阶差分变量 DPVP?、DBASIC?、DAPPLY?、

DEXP²却通过了 LLC、IPS、ADF、PP 检验。因此，我们接受序列是存在面板单位根的。

然而理论还有另外一种可能性，即虽然自变量和因变量均是非平稳的时间序列，但是它们的某种组合是平稳的时间序列，非平稳的因变量和自变量的先行抵消了两个时间序列中的随机趋势。经检验，尽管模型中各变量是非平稳的，但它们具有长期或均衡的关系，可以进行回归。

（四） 实证分析结果

依据以上得出的结论，对科研机构品种创新的分析建立个体时刻固定效应模型，模型结果如表 4 所示。

表 4 个体时刻固定效应模型实证结果

Variable	Coefficient	Prob.
BASIC ²	0.02232	0.0757*
APPLY ²	0.11041	0.0005***
EXP ²	0.01321	0.0140**
D2000	12.29910	0.3021
D2001	15.93578	0.1882
D2002	10.55541	0.3923
D2003	36.18940	0.0082***
D2004	33.77959	0.0078***
D2005	41.47957	0.0013***
D2006	25.02958	0.0442**
D2007	28.06890	0.0240**
D2008	25.85732	0.0377**
Fixed Effects		
_SICHUAN--C	-36.30686	
_SHANDONG--C	-12.38523	
_HENAN--C	-7.359958	
_JILIN--C	-24.69164	
_JIANGSU--C	-15.93086	
_LIAONIN--C	-5.736108	
_QUANGUO--C	-79.45633	

注：***表示变量在 1%的置信水平下显著，**表示变量在 5%的水平下显著，

*表示变量在 10%的置信水平下显著。

方程整体拟合效果不错，调整后的拟合集优度达 0.958，D-W 检验值 1.7，F 统计量相伴概率为 0.0000。本文从变量系数、地区差异、时间差异方面进行分析。

由以上个体时刻固定效应模型的变量及其系数可以看出，科研机构公共育种科研投入中的基础研究投入、应用研究投入、试验研究投入对其品种创新的影响分别在 10%、1%、5%的置信水平上显著，但从变量的系数来看，它们对科研机构品种创新的提高作用并不大。具体来说，作用最大的是应用研究投入，而影响最小的是基础研究投入，其次是试验研究投入。

三者具有不同的研究性质，基础研究投入是为获得新知识而进行的独创性研究，其目的是揭示观察到的现象和事实的基本原理和规律，而不以任何特定的实际应用为目的；应用研究主要是为获得新的科学技术知识而进行的独创性研究，它主要针对某一特定的实际应用目的；试验发展是利用从研究或实际经验获得的知识，为产生新的材料、产品和装置，建立新的工艺和系统，以及对已产生或建立的上述各项进行实质性的改进，而进行的系统性工作^[11]。三者对品种创新作用均较小的原因可能是当期的研发投入对品种创新的影响较小。这可以由品种创新和科研投资的动态分析中看出。另一方面，笔者通过对三者历年的投入数据对比知道，科研课题经费投入主要集中在应用研究和试验研究上，而对基础研究的投入相对较少，这是与实际状况相符的。目前我国现行《条例》未对派生品种做出法律规定，派生品种不但可以申请品种权，而且在商业生产和销售过程中不需要征得原始品种育种人的许可。这意味着原始新品种育种者多年的心血结晶将很容易被稍加改变性状而成为他人的成果，原始新品种育种者也可以对自有品种稍加改进以重复申请。派生品种占我国大田作物品种权申请量相当部分，以水稻为例，2008年11月1日农业部发布的《农业植物新品种保护公报》中24个水稻植物新品种初审合格公告中有13个属于派生品种。事实上，这是极不利于品种创新的。由于派生品种的短研发周期与低研发成本，助长了育种者的投机行为，因此科研资金的投入结构表现为轻基础研究而重实验应用。

从时间和空间上来看，1999-2008年地区间的品种创新呈现几个特点：时间虚拟变量普遍显著，2003-2005年是1999-2008年以来自发申请量最高的时期，尤以2005年全年自发申请量最高，其次是2003年，自发申请最低的时期是2002年；不同地区的截距项是不同的，辽宁、河南、山东为截距项最大的地区，江苏、吉林、四川三个地区的截距项较小，但六个地区的截距项均比全国水平大。

四 主要结论

近年来育种科研机构研发投入呈现出快速增长的趋势，以品种创新来衡量，2005年的品种权申请量最大，其次是2003年，以这些年份为代表的品种创新自发配置受到育种科研投资的影响较小，探究原因，可能是由于新品种的研发投资具有一定的时滞性，即当期的科研投资是滞后的，当期投资的贡献将在后续几年体现。本文在动态分析中证明了这个问题，但由于品种权保护制度实施至今仅有十年，时间序列有限，对育种科研投资的时滞性问题亟待解决。

作为品种创新与育种科研投资的动态分析的补充，本文对以四川为首的品种权申请六大省份的科研投资作用进行了探讨。以辽宁、河南、山东为代表的三个地区，其品种创新受到育种科研投资的影响较小，自身配置作用较大；而四川、江苏、吉林地区，品种权创新受到育种科研投资的影响更大。从全国整体水平来看，品种创新的科研投资力度越大，将有利于

整体的品种权申请水平。

参考文献:

[1] Douglass North. "Institution, Institutional Change and Economic Performance". Cambridge University Press, 1990.

[2] Lesser, W. "Valuation of Plant Variety Protection Certificates", Review of Agricultural Economics, Vol.16, No2, May,1994, P231-238.

[3] Alston, J. et al. "The Effects of the US Plant Variety Protection Act on Wheat Genetic Improvement". EPTD Discussion Paper No.62, 2000.

[4] 黄颀, 胡瑞法, Carl Pray, 黄季焜. 中国植物新品种保护申请及其决定因素[J]. 中国农村经济, 2005, 5: 47-53.

[5] 陈超, 周宏. 植物新品种保护制度对农业技术创新的影响[J]. 南京农业大学学报(社科版), 2004, 3: 13-17.

[6] 宋敏. 植物新品种保护未来需求和发展战略[A]. 农业部科技教育司, 农业部植物新品种保护办公室. 全国农业植物新品种保护战略研讨会交流材料汇编[C]. 海口: 2007, 3. 66-93.

[7] 刘平. 国内外植物新品种保护现状[A]. 农业部科技教育司, 农业部植物新品种保护办公室. 全国农业植物新品种保护战略研讨会交流材料汇编[C]. 海口: 2007, 3. 66-93.

[8] 易丹辉. 数据分析与 Eviews 应用[M]. 第一版北京: 中国统计出版社, 2005, 12: 135-185

[9] 陆建中, 付长亮. 1960-2004 年中国农作物新品种选育数量及其分布特点研究[J]. 生物产业技术, 2008 (2).

[10] 张晓峒. Eviews 使用指南与案例[M]. 北京: 机械工业出版社, 2007.

[11] 信乃谄. 科学技术与现代农业[M]. 北京: 中国农业出版社, 2005, 11.