公共科技基础条件平台的规模效应与结构效应
—浙江大型科学仪器设备协作共用平台的案例研究

郭鹰[1]，何世伟[2]，吴晓玲[2]

（1．浙江省社会科学院经济研究所，浙江杭州 310007;

2．浙江省科技信息研究院，浙江杭州 310006）

【摘 要】公共科技基础条件平台具有规模效应与结构效应，以浙江大型科学仪器设备协作共用平台为例，通过构建向量自回归模型和面板数据模型，对平台 2006—2011 年的数据进行分析，结论是，从长期效应来看，平台的规模对平台使用功效的发挥具有正向的影响;从动态效应来看，虽然平台规模的扰动对平台功效的冲击短期有所波动，但总体以正向的冲击为主，且正向累积效应显著;平台的规模与使用功效之间存在单向格兰杰因果关系，前者是后者变动的格兰杰原因，但后者不是前者的格兰杰原因;平台结构对使用功效的影响均为正向的，但弹性系数存在较大差异。在此基础上，提出了进一步促进公共科技基础条件平台建设的政策建议。

【关键词】科技基础条件平台;规模效应;结构效应;浙江

【中图分类号】F127．55　　**【文献标识码】**A　　**【文章编号】**1003－4161(2013)01－0157－04

一、引言

公共科技基础条件平台是指向社会提供科技基础条件保障的平台，如科技文献资源共建共享平台和大型仪器设备协作共用平台等，它们的经费以政府投入为主，主要任务是整合、重组和优化现有大型科学仪器、科技文献、科学数据和实验动物等科技资源，充分运用信息、网络等现代技术，利用国际国内科技资源，成为具有公益性、基础性、战略性的公共科技基础条件平台[1]，从而有效改善科技创新环境，增强持续发展能力，为科技长远发展与重点突破提供强有力的支撑。《2004—2010 年国家科技基础条件平台建设纲要》和《“十一五”国家科技基础条件平台建设实施意见》提出了以建立共享机制为核心，以资源整合为主线，全面推进科技基础条件平台的建设任务，大项目的承接、大成果的实现、创新的突破均需要大规模的基础设施条件。平台能汇聚诸多创新要素的科技资源，建立共建共享机制，从而使平台拥有的设备设施达到一定规模，使集中、优化配置科研资源成为可能[2]。

张利华等对科技平台的定义是，政府为提升所辖行政区域内的创新能力，促进经济发展和社会进步，整合区域内外科技资

基金项目:本文为浙江省科技计划项目“浙江省大型科学仪器设备协作共用平台建设”(课题编号:2011E60004);浙江省科技计划项目“分析测试技术专题知识库研究人才培养项目”(课题编号:2010F20012)。

收稿日期：2012－11－08

作者简介：郭鹰(1967—)，男，浙江杭州人，浙江省社会科学院经济研究所副研究员，管理学博士，主要研究方向为区域创新;吴晓玲(1959—)，女，浙江杭州人，浙江省科技信息研究院高级工程师，主要研究方向为科技管理;何世伟(1981—)，男，浙江杭州人，浙江省科技信息研究院工程师，主要研究方向为科技管理。

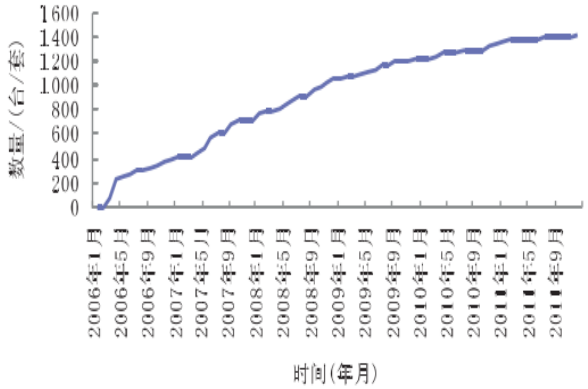
源构筑的面向区域内各创新主体的基础支撑体系，为其提供研发、中试、检测等与创新相关的公共服务[3]。严隽琪阐述了平台建设对国家创新体系的建设、未来科技发展总体战略的实施、地方科技的创新以及经济社会协调发展所具有的现实指导意义[4]。王军从国家财政角度说明了平台建设对健全公共财政职能，切实提高财政资金使用有效性的重要作用[5]。吴永忠基于当代科技发展与创新的演化趋势，分析论证了平台建设的必要性[6]。葛丽敏从技术创新服务平台的功能性质(自身研发与技术服务)和服务需求(共性需求与个性需求)两个维度，对创新服务平台的功能进行分类[7]。

近年来，各地纷纷结合自身特色与优势，将公共科技基础条件平台建设与产业技术创新以及经济发展紧密结合起来，积累了丰富的实践经验。但目前对公共科技基础条件平台的研究主要集中在作用、组织、功能和机制等方面，而对在实践中影响着平台发展的关键问题———平台资源规模与结构的研究尚未涉及。鉴于此，本文以沿海发达地区的浙江大型科学仪器设备协作共用平台(以下简称“大仪平台”)为例，就平台的资源规模效应与结构效应作一具体分析。之所以选择浙江为个案研究的样本，其原因在于:(1)浙江大仪平台于 2006 年初对外开通服务，在全国起步较早[8]，积累了相当的经验数据;(2)浙江大仪平台是科技部牵头的“全国大型科学仪器设备协作共用网”、“长三角区域大型科学仪器设备协作共用网”的成员，服务面已从浙江省走向长三角和全国，其发展中面临的问题在全国具有代表性。

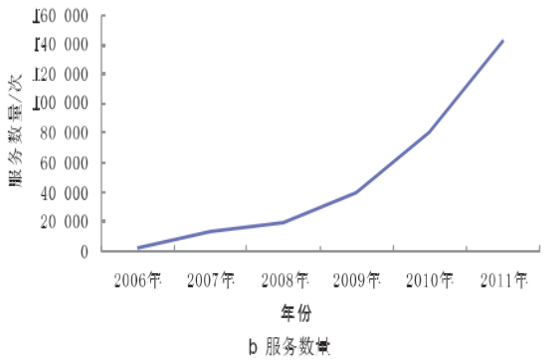
二、科技基础条件平台的规模效应

(一)大仪平台的发展情况

大仪平台是根据浙江省科技发展的需要，以提高全省大型科学仪器设备资源利用率为目标，运用现代信息技术，建立共建共享机制，整合浙江省内大学、科研院所、分析测试机构和企业的大型科学仪器设备资源(单价在人民币 20 万及以上的入网仪器设备为主)，提供分析测试服务，已初步建成布局合理、功能齐全、开放高效、体系完备的科学仪器设备资源协作共用服务系统。截至 2011 年底，大仪平台入网大型科学仪器设备达到 1424 台(套)，自成立以来已累计为社会提供了 30 万余次检测任务，分析样品总数累计达到 259 万个，检测机时总数累计达到 322 万小时，收费总额达到 7．3 亿元，入网设备数量和服务数量均呈现快速上升趋势(见图 1)。



a 入网仪器数量



b 服务数量

图 1　大仪平台的规模演变

数据来源:根据浙江省大型科学仪器设备协作共用平台统计数据

(二)变量与数据

大仪平台入网仪器的数量 X 代表着平台的规模水平，平台仪器的服务数量 Y 代表着平台的使用功效水平。为了研究平台的规模效应，需要分析 X 与 Y 之间的关系。为消除时间序列中存在的异方差和共线性现象，对上述变量做自然对数变换，变换后的数据分别记作 lnX 和 lnY。本文使用的计量分析软件是 Eviews6．0。本文研究的对象是大仪平台 2006 年至 2011 年的月度数

据，其中，入网仪器数量 X 是月度末的时点数，服务数量 Y 是月度内发生数。所有数据来源于大仪平台的后台统计，由于个别年度变量的数值可能为零，为减少偏度，参照潘文卿、张伟的处理方法，均加 1 再取自然对数[9]。表 1 是变量的描述性统计结果。

表 1　变量描述性统计结果

变量	均值	标准差	最大值	最小值	中位数
ln Y	7.527904	1.687411	9.735483	1.098612	7.502704
ln X	6.551190	1.176003	7.261927	0.000000	6.962716

(三)平台规模对使用功效的长期效应分析经

ADF 单位根检验的方法检验平稳性，lnY 和 lnX 均为水平平稳，所以通过直接回归分析两者之间的关系，为克服残差的自相关性，采用一阶自相关模型进行估计，结果见表 2。从表 2 可以看出，变量之间呈现正向关系，X 对 Y 的弹性系数是 1．46，即从长期来看，大仪平台入网仪器数量提高 1%，服务数量就提高 1．46%。模型总体拟合度达到 87%，说明模型拟合优度较高。DW 值接近 2，说明残差不存在自相关。

表 2　平台规模长期效应的回归结果

变量	系数	t 检验值
c	－2.149592	－1.498903
ln X	1.463878***	6.965162
AR(1)	0.573156***	6.965085
R^2 修正值	0.871102	
F 检验值	237.5335***	
DW 检验值	1.931806	

注:*** 表示 1% 置信度下通过 t 检验。

(四)平台规模效应的动态影响分析

因为 lnY 和 lnX 均为水平平稳，所以可以建立向量自回归 VAR 模型来研究平台规模对平台使用功效的动态影响。根据 AIC 准则和 SC 准则发现，在滞后期为 4 时，AIC 值和 SC 值均最小，由此选择 VAR 模型滞后阶数为 4。利用脉冲响应函数，在 VAR 模型的基础上，确定上网仪器数量对服务数量冲击的时间轨迹，响应时间长度设定为 20，动态轨迹如图 2 所示。

从图 2 可以看出，当上网仪器数量发生单位冲击后，第 1 个月服务数量出现负向反应，在第 2 个月达到低峰后迅速回升，于第 5 个月起产生正的反应，在第 8 个月达到高峰后开始缓慢下降，但一直保持为正，达到高峰时 1 个单位的上网仪器数量冲击会引起服务数量上升 0．04 个单位。同时还可以看到，上网仪器数量对服务数量冲击的累积效应也比较强，前 20 个月累积效应为 0．4。分析表明，平台的规模效应持续时间比较长，且正向累积效应显著。

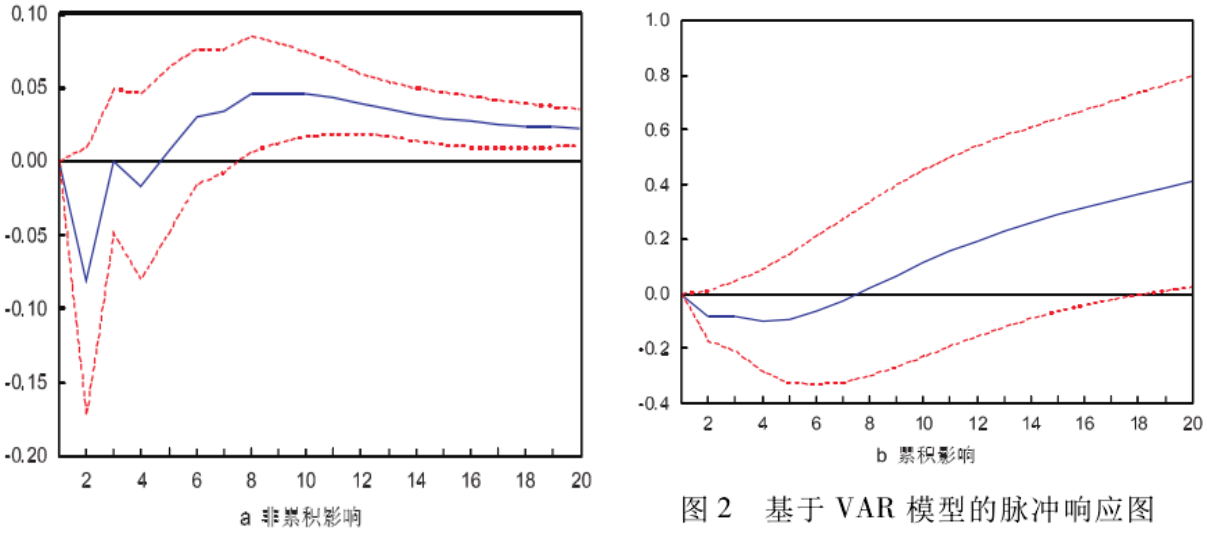


图 2　基于 VAR 模型的脉冲响应图

(五)格兰杰因果关系检验

本文分析了变量之间的长期关系和动态关系，但是究竟谁是“因”谁是“果”，还需要通过格兰杰因果关系检验确定，检验结果见表 3。

表 3　ln Y 和 ln X 的格兰杰因果关系检验结果

原假设	F 值	概率 P
ln Y 不是 ln X 的格兰杰原因	0.57672	0.6806
ln X 不是 ln Y 的格兰杰原因	4.12764	0.0051

注:滞后阶数取 4。

根据格兰杰因果检验结果，可以得到以下结论:在 1%的显著性水平上，上网仪器数量是平台服务数量的格兰杰原因，而平台服务数量不是上网仪器数量的格兰杰原因。

三、科技基础条件平台的结构效应

(一)模型及数据

目前，大仪平台按成员单位的隶属关系，按结构分为 8 类，分别是教育、科技、卫生、商检、技监、工业、农业和其他。本文研究的对象是 2006—2011 年的年度数据，所有数据来源于大仪平台的后台统计。6 年间大仪平台服务数量按单位的隶属关系归类汇总，平均比例关系如图 3 所示。可以看出，对外服务数量平均占比最高的是商检(66%)，其次分别是科技(13%)、教育(8%)、农业(4%)、其他(3%)、卫生(3%)、工业(2%)和技监(1%)。

为进一步研究平台结构对平台服务数量的影响，本文建立式(1)的面板数据模型。

$$\ln Y_{it} = \alpha_i + \beta_i \ln X_{it} + u_{it}。 \qquad (1)$$

式(1)中，Y 代表年度内发生的服务数量;X 代表年度入网设备数量，取中位数，即 6 月 30 日时点的入网设备数量;i 为 1～8，分别代表上述按隶属关系区分的 8 类结构;t 表示不同的年度，本文中表示 2006—2011 年;u_{it}为随机扰动项;α_i是截距项;β_i是入网设备数量的弹性系数。为消除序列异方差，对模型进行了对数化处理。

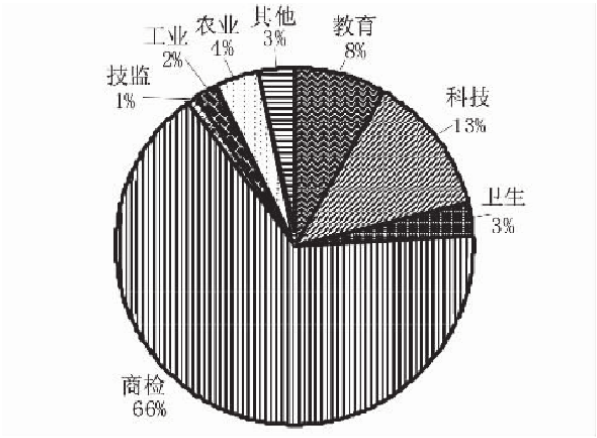


图 3　大仪平台按隶属关系区分的服务数量平均比例结构

(二)估计方法说明

1．面板数据平稳性检验

对各变量分别通过 LLC，IPS(W)，ADF－Fisher 和 PP－Fish-er4 种检验方法，对其水平值进行检验。检验发现，所有变量都是水平平稳的，以 1%置信度通过了单位根检验。

2．确定模型类型

根据截距项和系数项的不同，模型分为 3 种类型:混合模型(无个体影响的不变系数模型)、变截距模型(含有个体影响的不变系数模型)和无约束模型(含有个体影响的变系数模型)。本文使用的方法是 F 检验。通过检验，确定属于无约束模型。

3．确定影响形式

影响形式可分为固定影响与随机影响，本文采用 Hausman 检验方法进行判断，检验结果表明模型影响形式为固定影响，所以采用固定影响进行估计。

4．变量的描述性统计分析

表 4 报告了变量的描述性统计分析结果。

表 4　变量描述性统计结果

变量	均值	标准差	最大值	最小值	中位数
$\ln Y_i$	6.905874	2.447805	11.65674	0.000000	7.557206
$\ln X_i$	4.075346	1.305852	6.311735	0.000000	3.931056

5. 面板数据模型的估计结果

由于不同类型之间的效应差异较大，可能存在横截面异方差，为了减少由此造成的影响，采用截面加权(Cross－section Weights)。由此可以得到一个方程

$$\ln Y_i = 0.038 + \alpha_i^* + \beta_i \ln X_i,$$

$R^2 = 0.94, F = 35.35, \text{Prob}(F - \text{statistic}) = 0.0000$ DW = 1.9929。

其中，α^*_i是各隶属类型服务数量自发增长对平均自发增长的偏离值;β_i为入网仪器数量的弹性系数，即入网仪器数量提高1个百分点，服务数量将上升β_i个百分点。本研究主要关心β_i估计结果(见表5)。

表5 大仪平台入网仪器数量对服务数量弹性系数β_i的估计结果

隶属关系类型 i	β_i 估计结果	隶属关系类型 i	β_i 估计结果
教育	1.940838	技监	0.157844
科技	1.116518	工业	0.750577
卫生	1.694848	农业	3.698296
商检	1.609292	其他	2.074657

模型总体拟合度达到94．3%，说明模型拟合优度很高。DW值接近2，说明残差不存在自相关。通过以上分析，可以得到以下结论:各类型的入网仪器数量对服务数量的弹性系数均为正，即影响都是正向的，但弹性系数差异很大。弹性系数最大的类型是农业(3．70)，即这个隶属类型的入网仪器数量每上升1个百分点，服务数量将上升3．70个百分点，这说明农业隶属类型入网仪器数量对服务数量的拉动效应非常强;随后的隶属类型分别是其他(2．07)、教育(1．94)、卫生(1．69)、商检(1．61)、科技(1．12)、工业(0．75)和技监(0．16)。造成上述差异的原因可能是不同隶属类型仪器的应用性存在差异，农业入网仪器的应用性较广，而技监等入网仪器的应用性较窄;也有可能存在着体制、机制上的差异，农业入网仪器在开放共享方面的障碍较低，而技监等入网仪器在开放共享方面可能存在的障碍较高。

四、结论与建议

(一)结论

本文依据浙江大型科学仪器设备协作共用平台2006—2011年的入网仪器数量及对外服务数量的统计数据，通过构建向量自回归模型和面板数据模型，分析得出以下结论。

(1)从长期效应来看，公共科技基础条件平台的规模对平台使用功效的发挥具有正向的作用，即平台集聚的资源数量越多，平台所发挥的作用越大。

(2)从动态效应来看，虽然公共科技基础条件平台规模的变动对平台使用功效的冲击短期有所波动，但总体以正向的冲击为主，且正向累积效应显著。

(3)公共科技基础条件平台的规模与使用效应之间存在单向因果关系，前者是后者的格兰杰原因，而后者不是前者的格兰杰原因。

(4)公共科技基础条件平台的结构对功效的影响均为正向的，但弹性系数存在较大差异，造成的原因可能既有仪器本身的因素，也有体制、机制上的因素。

(二)建议

综上所述，为进一步发挥好公共科技基础条件平台的作用，我们提出以下政策建议。

(1)大力发展公共科技基础条件平台的资源规模。平台拥有的科技基础条件资源的数量是平台生存与发展的基础，它既是生存和成长的基础，也是竞争力的依托。发展平台的规模需要有效提升平台的资源吸附能力。科技基础条件资源的分布具有不平衡性，所有的科技基础条件资源不可能在一个科技基础条件平台都具备齐全，因此就需要平台利用其独特的优势，如区位优势、制度优势和环境优势等来吸引更多的科技基础条件资源要素。平台通过更多科技基础条件资源的流入，形成资源投入和市场服务的双向需求，从而使平台产生相对于周边的势能差。有了势能差，就能实现对平台内外各种科技基础条件要素的吸引，从而为创新发展提供源源不断的科技基础条件资源。

(2)科学优化公共科技基础条件平台的资源结构。资源的结构反映了平台拥有的科技基础条件资源的质量，优化结构需要通过有效提升平台的资源整合能力来实现。科技基础条件资源整合能力是指平台内各种资源要素的整治、弥补、聚合、组合的过程，从而达到科技基础条件资源的有效配置，以便合理利用各种资源。科技基础条件平台的发展不在于先天科技基础条件资源的多寡，关键在于如何发挥平台优势，整合平台内外各种类型的资源。同时，由于科技基础条件资源要素是流动的，因此资源整合能力也是一个动态的过程，要在动态中保持一个最优的结构，从而保证平台发挥最优的结构效应。

参考文献:

[1] 王桂良．浙江省创新平台建设启示录--浙江省三类重大科技创新平台建设回眸与展望［J]．今日科技，2009，(6):6－11.

[2] 洪晓军．创新平台的概念甄别与构建策略［J]．科技进步与对策，2008，25(7):7－9.

[3] 张利华，陈钢，李颖明，等．面向区域发展的区域创新服务平台构建研究--以浙江省绍兴县区域创新服务平台为例［J]．科学管理研究，2007，25(5):51－54.

[4] 严隽琪．建设研发公共服务平台积极完善创新支持体系［R]．北京:国家科技部，2004.

[5] 王军．发挥财政职能作用推进国家科技基础条件平台建设［R]．北京:国家财政部，2004.

[6] 吴永忠．科技创新趋势与国家科技基础条件平台的建设［J]．自然辩证法研究，2004，20(9):73－76.

[7] 葛丽敏．公共科技服务平台的功能定位与组织模式研究—以浙江为例［D]．杭州:浙江工业大学，2008.

[8] 何世伟．浙江省大型科学仪器设备协作共用平台建设的运行机制探讨［J]．科技资讯，2009，(17):85－86.

[9] 潘文卿，张伟．中国资本配置效率与金融发展相关性研究［J]．管理世界，2003，(8):16－23.