

# 资源禀赋差异与地方政府支出偏向 \*

徐琰超 柳 荻 杨龙见

**[摘要]** 地区资源禀赋的差异化导致地方官员面临不同的激励和约束。文章考察了有效竞争条件下的地方财政行为,着重分析了转移支付对异质性地方政府支出结构的影响。理论分析表明,资源禀赋不同的地区会有不同的财政支出偏向:资源丰裕地区的生产性支出所带来的GDP增量相对更高,当地官员为了谋求政治晋升,倾向于扩大政府生产性支出;资源匮乏的地区则倾向于扩大政府行政开支和福利性支出,前者可以增加地方官员的腐败和公务性消费,并通过构筑本地政治网络资源的方式提高私人效用,后者可以使地方官员赢得更多本地居民的支持。本文基于中国县级数据为上述逻辑判断提供了佐证。文章结论丰富了地方政府支出偏向的研究,为进一步规范政府支出结构提供了参考。

**关键词:**资源禀赋 转移支付 地方政府支出

**JEL分类号:**E62 H11 I12

## 一、引言

长期以来,中国的财政分权问题都是学者们关注的重点问题之一。准确地把握中国财政分权的内涵是理解中国经济运行以及社会问题的关键。从财政支出分权的维度来看,中国很可能是世界上分权程度最大的国家。1994~2012年,地方财政支出占全国财政支出的比重平均为77.7%,仅2012年,地方财政支出占全国财政支出的比重高达85.4%。这说明中国地方政府的支出安排在很大程度上决定了整个国家的财政支出结构,在财政分权体制中起到了非常重要的作用。在此基础上,研究异质性地区的官员面临的激励和约束,并分析地方政府的支出结构偏向,在十八届三中全会关于深化财税体制改革系统部署的背景下,有着重要的现实意义。

理解地方政府财政支出行为的前提在于洞悉地方官员的行为目标,分析地方官员所面临的制度激励。相关的系统探讨可以追溯到中国自上而下的官僚治理体制,上级政府通过对下级官员经济增长等指标的考核来选拔官员(Li and Zhou, 2005)。周黎安(2007)将这种激励归结为“竞标赛模式”,认为同一行政级别的地方官员为了追求政治升迁,会竞相提高辖区经济增长水平。部分研究(尹恒和朱虹,2011;尹恒和徐琰超,2012)基于上述逻辑,发现地方政府存在生产性支出偏向。另外一些研究指出,正是由于地方官员单方面追求地区经济增长,而将更多的财政收入投入到生产性支出方面,忽视了诸如教育等福利性支出,造成了地方政府“重生产、轻福利”的支出结构,损害了地区居民的福利(傅勇和张晏,2007;乔宝云等,2005)。此外,还有研究发现地方官员通过扩大政府规模的方式,增加腐败提高私人效用(杨灿明和赵福军,2004;周黎安和陶婧,2009),或者通过扩张行政开支,增加政府供养人口规模,构筑本地政治网络资源的方式,提高官员自身的福利水平(袁飞等,2008)。由此可以发现,地方政府的目标可能是多元化的,不同的政策目标下必然伴随部分地

\* 徐琰超,云南大学经济学院(会计学院)财政税收系,讲师,经济学博士;柳荻,北京师范大学,博士研究生;杨龙见,中央财经大学,讲师。作者感谢国家社会科学基金项目(项目号15XJY019)、中国博士后科学基金(项目号2014M560002)、国家自然科学基金项目(项目号71173019)、教育部新世纪优秀人才支持计划和中央高校基本科研业务费专项资金的资助。

方政府财政支出结构比较特别。然而,根据李嘉图比较优势理论,地方政府往往会遵循“两利相权取其重,两弊相权取其轻”的原则。自然资源、经济发展水平等资源禀赋,决定了地方政府参与竞争的筹码,在中央政策目标的执行力度上也会有分化,反映在政府支出结构上也会有较大差异。遗憾的是,目前的研究主要是集中在生产性支出偏向上,却没有注意到相同制度背景下,不同资源禀赋的地方政府可能会有不同的行为激励(Cai and Treisman, 2005)。

鉴于此,我们打破地方政府同质化的假设,从理论和经验上分析资源禀赋不同的地方政府支出偏向问题。首先,从理论上探讨了地方官员的多重目标与其支出偏向的关系。综合考虑地方官员的多维度效用函数,在地区异质性条件下,建立符合中国财政分权体制的理论模型,分析地方政府差异化的财政支出行为。其次,利用1998~2006年县级政府获得的转移支付,分析不同性质的资金来源对县级财政支出影响的差异,据此验证支出偏向是否存在。文章在一定程度上拓展了关于中国地方政府支出行为的研究,并为未来我国的政府治理提供了参考依据。

余文安排如下:第二部分构建理论模型;第三部分是经验分析思路和基本回归结果;第四部分是敏感性分析;第五部分总结全文。

## 二、理论模型

根据我国财政体制和政府官员的治理模式,我们提出以下两项关键性假设。第一,地方官员的效用函数中包括地区经济发展、居民福利水平和政府行政开支三个方面。不同于以往研究中强调地方政府追求经济增长的单一维度(Li and Zhou, 2005; 尹恒和朱虹, 2012), 尹恒和杨龙见(2014)建立的动态一般均衡模型中,在地方政府的目标函数中增加了福利性公共物品的权重,并且发现了地区经济结构影响地方政府目标函数的经验证据。这其中便隐含了地方政府会根据资源禀赋确定不同目标函数的理念。除了经济增长和福利性支出之外,我们认为地方官员还需要自下而上的政治支持,而行政性开支不仅可以构建本地政治网络资源,还可以提高公务性消费,从而提高地方官员的私人效用水平。鉴于此,地方官员的目标函数中同时包括经济增长、居民福利水平和行政开支更加符合中国现实。第二,不同地区的资源禀赋存在差异。本文定义的资源禀赋是指除资本、劳动和政府生产性支出之外附着在土地上能够推动地区经济增长因素的总和,既包括地区的地理位置、气候条件和自然资源,同时也包括风俗、习惯等人文和制度性因素。

在上述假定下,我们构建理论模型。假设一个国家只有中央和地方两级政府。资本在国内自由流动,每个人的资本禀赋都是相同的,定义为 $\bar{K}$ ,私人的资本边际回报水平为 $\rho$ ,中央政府对厂商征收产品税,税率为 $t$ 。借鉴Barro(1990),厂商的生产函数满足如下形式:

$$F(A, K, P, L) = AK^\alpha P^{1-\alpha} L^{1-\alpha} \quad (1)$$

其中, $P$ 表示政府生产性支出, $K$ 表示地区的资本存量, $L$ 表示本地劳动力, $A$ 表示地区的资源禀赋。厂商追求利润最大化:

$$\max_K (1-t)AK^\alpha P^{1-\alpha} L^{1-\alpha} - \rho K$$

通过一阶条件,可以得到企业对资本的需求方程:

$$K = A^{\frac{1}{1-\alpha}} (1-t)^{\frac{1}{1-\alpha}} \alpha^{\frac{1}{1-\alpha}} \rho L \cdot P \quad (2)$$

将式(2)带入式(1),可以得到:

$$F(A, K, P, L) = A^{\frac{1}{1-\alpha}} (1-t)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \alpha^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \rho^\alpha L \cdot P \quad (3)$$

通过式(1)、(2)和(3),我们能计算出企业的利润:

$$\pi = A^{\frac{1}{1-\alpha}} (1-t)^{\frac{1}{1-\alpha}} \alpha^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} (\rho^\alpha - \rho^2 \alpha) L \cdot P \quad (4)$$

我们假设本地居民平均拥有地区企业的股份,企业利润将平均的分配给每一位地区居民。地区的人均收入水平就为:

$$\pi = \rho \cdot \bar{K} + A^{\frac{1}{1-\alpha}} (1-t)^{\frac{1}{1-\alpha}} \alpha^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} (\rho^\alpha - \rho^2 \alpha) \cdot P \quad (5)$$

为了分析方便,给定:

$$A = A^{\frac{1}{1-\alpha}} (1-t)^{\frac{1}{1-\alpha}} \alpha^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} (\rho^\alpha - \rho^2 \alpha) \quad (6)$$

式(5)可以变为:

$$m = \rho \cdot \bar{K} + A \cdot P \quad (7)$$

其中, $\rho \cdot \bar{K}$ 表示地方居民资本投资的总回报水平, $A \cdot P$ 表示地方企业利润的股份分红。由于地区居民不能自由流动,为了方便表达,我们将地区居民标准化为1,用小写字母表示人均量。消费者的效用函数为:

$$u = u(c, g) \quad (8)$$

其中, $c$ 表示消费者的消费水平, $g$ 表示地方政府提供的福利性公共物品。地方政府负责对消费者征收收入税,税率为 $\tau$ ,那么:

$$c = (1-\tau)(\rho \cdot \bar{K} + A \cdot p) \quad (9)$$

其中, $p$ 表示人均政府生产性支出, $x$ 表示政府行政支出。地方政府面临的预算约束为:

$$\tau(\rho \cdot \bar{K} + A \cdot p) + T = g + p + x \quad (10)$$

其中, $T$ 表示地方政府所获得转移支付。我们假设地方官员的福利函数为:

$$W = \theta(y) + u(c, g) + \varphi(x) \quad (11)$$

式(11)表明地方官员的福利来自于以下三个方面:第一,地区经济增长所带来的政治升迁可能性的提高 $\theta(y)$ ;第二,本地居民福利水平 $u(c, g)$ ,地区居民福利水平上升,可以使地方官员获得更多本地居民的支持;第三,地方官员通过行政开支 $x$ 而获得的效用 $\varphi(x)$ 。我们假设式(11)满足:

$$\frac{\partial \theta(y)}{\partial y} > 0, \frac{\partial^2 \theta(y)}{\partial y^2} \geq 0 \quad (12a)$$

$$\frac{\partial u}{\partial c} > 0, \frac{\partial u}{\partial g} > 0, \frac{\partial^2 u}{\partial c^2} < 0, \frac{\partial^2 u}{\partial g^2} < 0 \quad (12b)$$

$$\frac{\partial \varphi(x)}{\partial x} > 0, \frac{\partial^2 \varphi(x)}{\partial x^2} < 0 \quad (12c)$$

(12a)表示,随着地区人均GDP的增加,地区官员政治升迁的概率也随之增加,并且升迁概率的增量是非递减的,这符合中国现实。在中国,上级政府考核下级官员主要参考地区经济发展指标,经济发展程度越高,升迁的概率越大,升迁之后政府官员所获得的政治声望和收入水平等都会提高,效用水平较升迁之前有大幅提高,所以我们假定官员政治升迁的概率增量随经济发展程度的提高是非递减的。(12b)是关于地区居民效用函数的一般性假设,随着消费和政府福利性支出的不断增加,效用水平增加,效用水平的增量递减。(12c)表明,随着政府行政开支的增加,地方官员的效用递增,但是其增量是随行政开支的递增而递减的<sup>①</sup>。

<sup>①</sup> 虽然地方官员可以通过扩大行政开支提高私人效用,但是这都是需要付出成本的,而且成本随行政开支的增加而递增。

由于模型的比较静态分析涉及到连续二阶偏导数，需要对官员的效用函数进行三阶导数的假设，所以为方便起见，我们假设地方官员的效用函数具体为：

$$W = \theta A p + \ln c + \ln g + \ln x \quad (13)^{\textcircled{1}}$$

地方官员面临的问题可以归纳为，在式(9)和式(10)的约束条件下，最大化式(13)。将式(9)和式(10)带入式(13)，可以得到：

$$\max_{p,g} \theta A p + \ln(1-\tau) + \ln(\rho \bar{K} + A p) + \ln g + \ln [\tau(\rho \bar{K} + A p) + T - g - p]$$

上述问题的一阶条件为：

$$\theta A + \frac{A}{\rho \cdot \bar{K} + A \cdot p} + \frac{A \cdot \tau - 1}{\tau(\rho \cdot \bar{K} + A \cdot p) + T - g - p} = 0 \quad (14)$$

$$\tau(\rho \cdot \bar{K} + A \cdot p) + T - p = 2g \quad (15)$$

通过式(14)和(15)，可以得到：

$$\theta A + \frac{A}{\rho \cdot \bar{K} + A \cdot p} = \frac{2(1 - A \cdot \eta \tau)}{\tau(\rho \cdot \bar{K} + A \cdot p) + T - p} = 0 \quad (16)$$

对式(14)、(15)、(16)和(10)进行比较静态分析，可以得到如下命题。

命题：在上述模型假定环境下，下面不等式成立。

$$\frac{\partial p}{\partial T} > 0, \quad \frac{\partial x}{\partial T} > 0, \quad \frac{\partial g}{\partial T} > 0 \quad (17a)$$

$$\frac{\partial^2 x}{\partial T \partial A} < 0, \quad \frac{\partial^2 g}{\partial T \partial A} > 0, \quad \frac{\partial^2 p}{\partial T \partial A} > 0 \quad (17b)$$

具体证明请参见附录。

(17a)表明，随着无条件转移支付的增加，地方政府的生产性支出、福利性支出和行政开支都会增加；(17b)表明，在获得增加转移支付之后，资源禀赋丰裕的地区相对于资源禀赋匮乏的地区在政府生产性支出方面的投入量将增加，而资源禀赋匮乏的地区在福利性支出和行政开支方面则增加得相对与资源禀赋丰裕的地区更多。

上述命题是符合经济学直觉的。随着无条件转移支付的增加，地方政府的预算逐渐放宽，政府生产性支出、福利性支出和行政成本将同时增加，但是资源禀赋不同的地区在政府支出上存在不同的偏向。资源禀赋丰裕的地区更可能将新增的转移支付投入到生产性支出上，而资源禀赋相对匮乏的地区更倾向于增加福利性支出和行政开支。其原因在于，上级政府考核下级官员政绩时，将地区经济发展程度作为考核地方官员努力程度的重要依据，地区经济发展程度较高的官员更容易获得政治升迁。对资源禀赋丰裕的地区而言，增加一单位政府生产性支出所带来的平均GDP的增量大于资源禀赋匮乏的地区，因此，当地官员就更可能通过扩大生产性支出的方式，推动地区经济发展，提高自身政治升迁的可能性。资源禀赋匮乏的地区扩大政府生产性支出所带来的地区平均GDP增量相对较少，因此，当地官员会转而扩大政府福利性支出和行政开支来提高私人效用。一方面，地方官员扩大政府行政开支可以增加公务消费、腐败并构筑本地政治网络，提高私人效用；另一方面，扩大政府福利性开支可以赢得本地居民更多的支持。

为了验证上述理论判断是否符合中国现实，下面将利用我国1998~2006年的县级层面的数据

<sup>①</sup> 我们设定的政府官员效用函数对地区GDP的一阶导数为常数，二阶导数等于0不会影响整体结论，即便是假设政府官员效用函数对地区GDP的二阶导数大于0，结论依然成立，只是模型的计算量会提高。

据验证上述命题是否正确。

### 三、经验分析思路和基本回归结果

#### (一)经验分析思路

如何分辨县级财政的支出性偏向？比较县级财政“增量收入”和“既有收入”的用途，如果增量资金与既有资金的支出结构存在模型差别，就能够为支出偏向提供证据（尹恒和朱虹，2011）。本文的经验分析也正是围绕这一思路展开。为了使计量模型能够更加契合于理论模型，我们分别对无条件转移支付、政府生产性支出、行政支出与福利性支出的计算方法进行细致说明。

首先，我们定义的无条件转移支付是指地方政府获得的总量转移支付减去制度性转移支付和地方政府无法自由决定用途的转移支付。制度性转移支付主要包括税收返还和收入上缴。这类转移支付执行规则明确，地方政府不仅可以自由支配而且能够准确预测该项转移支付的金额，类似于政府的自有收入。地方政府无法自由决定用途的转移支付主要包括以下四类：(1)专项转移支付，该类转移支付由中央政府指定用途和金额；(2)农村税费改革转移支付，该类转移支付是为了弥补由于农村税费改革造成基层财力下降而设置的，划拨给实行农村税费改革地区的基层农村，主要用于农村地区中小学教育、村级管理费用、五保户补助等，地方政府无权随意使用；(3)调整工资转移支付，该部分主要用于财政供养人口的工资调整；(4)增发国债转移支付服务于特定的政策目标。以上四类转移支付实行专户管理，用途明确且不可以随意挪用。我们将除上述四类转移支付和制度性转移支付之外的其他转移支付统一划归为无条件转移支付。

其次，为了与理论模型中政府生产性支出、行政开支和福利性支出的概念相对应，我们用基本建设支出代表政府生产性支出，行政成本代表地方政府行政开支，教育、医疗卫生支出和社会保障与就业支出的加总代表政府福利性支出<sup>①</sup>。

最后，我们在经验研究中面临的另外一项困难是如何区分资源禀赋的丰裕程度。本文所定义的资源禀赋和地区的全要素生产水平是对应的。传统的测算方法首先定义生产函数，然后估计资本和劳动等要素产出弹性，再将弹性参数带入生产函数计算全要素水平。由于我们使用县级数据，经济社会统计数据中的固定资产投资变量缺失较多，无法使用传统方法对各地区的全要素生产水平进行估计<sup>②</sup>。但是以往的研究结论（Solow, 1957；郭庆旺和贾俊雪，2004 等）表明，全要素水平能够解释地区 GDP 增长率的 70%~80%，甚至更高，这意味着全要素水平与地区 GDP 水平高度相关。所以，在经验研究中，我们首先计算出每一个样本县 1998~2006 年的人均 GDP 水平，然后对处于同一个地市级地区下辖县的人均 GDP 进行排序<sup>③</sup>，根据排名确定资源禀赋丰裕程度<sup>④</sup>。

<sup>①</sup> 医疗支出是从 2003 年才开始单独设立支出账户的。我们在回归中剔除了医疗支出，发现是否加入医疗卫生支出并不会影响回归所得到的核心结论。

<sup>②</sup> 传统的增长核算方法需要得到每一年每一个县的资本存量和劳动力数量。测算资本存量往往使用“永续盘存法”，我们所使用的数据中只有部分样本给出了固定资产投资数据，不仅投资数据有所缺失，而且无法找到每一个县的初始的资本存量数据。除此之外，我们仅仅拥有总人口数据，无法得到更为准确的劳动力数据。

<sup>③</sup> 中国县级官员的政绩由地市级政府进行考核和评价，所以县级官员所面临的主要竞争“对手”是和他处于同一个地市级地区的其他县级官员。除此之外，为了避免内生性，我们在区分资源禀赋富裕与否时，主要是根据人均 GDP 的排序，和人均 GDP 的绝对水平无关。

<sup>④</sup> 我们根据理论模型的资本自由流动的前提假设，通过式(3)将总量生产函数变为人均生产函数，两边同时取对数，构建计量回归方程，被解释变量为人均 GDP，解释变量为政府生产性支出，通过回归我们可以计算出残差，残差和对数人均 GDP 之间的相关系数达到了 0.962。在上述方程中加入时间虚拟变量，残差和被解释变量的相关系数依然高达 0.921。除此之外，我们还利用多项式逼近的方法，在回归方程中控制了解释变量的平方和三次方以及时间虚拟变量，残差和被解释变量的相关系数依然高达 0.915。

根据上述指标，我们构造如下的计量方程：

$$\ln(y_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \cdot I_{it} + \beta_2 \cdot \ln(T_{it}) + \beta_3 \cdot D_i + \beta_4 \cdot \ln(R_{it}) + \beta_5 \cdot \ln(E_{it}) + \beta_6 \cdot \ln(S_{it}) + X_{it} \cdot \delta + \alpha_i + \gamma_t + \xi_{it} \quad (18)$$

其中， $y_{it}$  是被解释变量， $T_{it}$  表示  $i$  地区的政府在  $t$  年获得的人均无条件转移支付， $D_i$  表示  $i$  地区是否为资源禀赋丰裕地区的虚拟变量， $I_{it}$  表示  $D_i$  和  $T_{it}$  的交互项， $R_{it}$  表示地方政府  $i$  在  $t$  年的人均自有财政收入， $E_{it}$  表示地方政府  $i$  在  $t$  年获得的人均税收返还， $S_{it}$  表示地方政府  $i$  在  $t$  年所获得的人均专项转移支付， $X_{it}$  包含其他控制变量。 $\alpha_i$  是地区  $i$  的个体异质性， $\gamma_t$  表示时间异质性， $\xi_{it}$  是随机误差项。我们重点关注上述方程中交互项的参数  $\beta_1$  是否显著。

## (二) 数据处理、控制变量选择及统计描述

### 1. 数据来源

本文主要使用 1998~2006 年县级样本，数据主要来自于各年《全国地市县财政统计资料》。使用上述数据的原因有两点：其一，我国县级总产出水平的统计资料在 1997 年之前并未按照现在的 GDP 统计方法进行核算，而是采用工农业总产值，通过对比 1997 年和 1998 年的样本，我们发现两者差距较大<sup>①</sup>；其二，中国财政支出账户在 2007 年发生了重大变化，难以将不同的财政支出项目划分为生产性、福利性和政府公务开支<sup>②</sup>。

### 2. 数据处理

首先，我们剔除了北京、上海、天津和重庆直辖市的样本，因为直辖市属于省部级单位，下属的区县就类似于地市级，而且中央给予的政策和该直辖市所承担的社会、政治责任可能和其他地区不同。其次，为了降低数据本身的统计错误，同时也为了避免数据异常值对回归结果的干扰，我们在回归中剔除了最高和最低的 1% 样本。最后，我们使用了 Brandt and Holz(2006) 方法所计算的价格平滑指数，统一了不同地区、不同时点的价格水平，使不同年份和不同地区的价格可比。

### 3. 控制变量的选择

回归方程除了加入无条件转移支付、税收返还和专项转移支付之外，还选择了如下控制变量。  
 (1) 滞后期对数人均 GDP 水平。地方政府在获得转移支付之后，会扩大生产性支出，提高当期和随后时间段的 GDP 水平，所以转移支付不仅可能影响财政支出结构，而且可以通过财政支出影响当期的 GDP 水平，为了避免这种逆向因果所造成的内生性，我们选择滞后一期的人均 GDP 水平。  
 (2) 对数人均自有财政收入。自有收入越高的地区，财力越充足，越有能力调配支出结构。  
 (3) 产业结构。我们控制了第一产业和第二产业所占的比重，不同地区的经济发展所依赖的产业结构不同，必然对公共物品产生不同的需求，影响政府支出结构。  
 (4) 对数总人口。该变量表示人口规模，因为公共物品存在非竞争性和非排他性，所以公共物品供给的边际成本随人口的增加而递减。  
 (5) 政府规模<sup>③</sup>。政府规模越大表示政府对地区经济、社会的控制和影响力越强，这可能影响地区财政收入和支出结构。

### 4. 基本统计描述

表 1 是变量的统计描述。政府福利性支出所占比重较高，接近 30%，其次是行政成本占地方财

<sup>①</sup> 1996 年工农业总产值的均值为 304472.1 元，标准差为 437465.7；1997 年的县级 GDP 均值为 193969.2 元，标准差为 225730.7，无论均值还是标准差都存在较大差距。

<sup>②</sup> 2006 年之前，县级财政支出账户主要分为：基本建设支出、农业支出、林业支出、水利气象支出、以教育支出、科学支出、医疗卫生支出、社会保障和就业支出、行政管理费、公检法司支出和其他支出。2007 年的财政支出账户为：一般公共服务、外交、国防、公共安全、教育、科学技术、文化体育与传媒、社会保障和就业、环境保护、乡村社区事务、农林水事务、交通运输、工商业和金融等事务和其他支出。

<sup>③</sup> 一般而言，表达政府规模的指标有两类，第一类是使用政府的支出或收入占 GDP 的比重，第二类是使用政府供养人口占人口比重或“官民比”来表示的。此处，我们使用县级政府财政总支出占 GDP 的比重来表示政府规模。

政总支出的比重,接近15%;占比最少的是基本建设类支出,仅为4.8%<sup>①</sup>。人均无条件转移支付的均值大于人均专项转移支付的均值,接近人均自有收入水平。

表1 基本统计描述

变量名	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
人均行政成本(对数)	20327	1.648	0.732	-0.416	4.932
人均基本建设类支出(对数)	13287	-0.128	1.851	-7.486	5.053
人均福利性支出(对数)	20327	2.222	0.580	-1.939	4.396
行政成本占财政支出比重	20327	0.149	0.053	0.009	0.631
基本建设支出占财政支出比重	13287	0.048	0.056	0	0.658
福利性支出占财政支出比重	20327	0.288	0.074	0.010	0.645
增量收入	19337	2.982	6.856	-102.901	100.424
人均无条件转移支付	20327	13.367	15.171	0.002	213.745
是否为资源禀赋丰裕地区虚拟变量	20327	0.571	0.495	0.000	1.000
人均专项转移支付	20180	8.065	9.096	0.017	129.276
人均自有财政收入	20327	18.944	20.411	1.665	270.385
人均税收返还收入	19987	3.945	4.253	0.000	76.320
政府规模	20327	0.131	0.119	0.007	0.998
人均GDP(对数)	20327	5.894	0.750	2.806	8.493
第一产业占比	20325	0.364	0.242	0.000	1.000
第二产业占比	20325	0.393	0.193	0.000	1.000
地区总人口(对数)	20327	3.488	0.899	-0.564	5.525
财政供养人口(对数)	20312	9.130	0.757	4.913	11.593
财政供养人口比例	20327	0.031	0.016	0.000	0.507
财政供养人口人均公务开支(对数)	20312	-3.643	0.601	-5.950	-0.895

注:一般而言,表达政府规模的指标有两类,第一类是使用政府的支出或收入占GDP的比重,第二类是使用政府供养人口占人口比重或“官民比”来表示的。此处,我们使用县级政府财政总支出占GDP的比重来表示政府规模。

除此之外,我们还发现政府生产性支出占地区财政支出比重与人均GDP之间呈正相关关系,这意味着经济发展程度越高的地区在基本建设支出方面花费的越多;福利性支出和行政开支占财政支出的比重与人均GDP之间呈负相关关系,说明经济发展程度较高的地区在福利性支出和行政开支方面花费的相对较少<sup>②</sup>。

### (三)基本回归的结果

我们将大于等于同一个地市级所管辖县级地区人均GDP中位数的县定义为资源禀赋丰裕的地区。根据豪斯曼检验的结果,基本回归采用了面板数据的固定效应方法,结果见表2。第(1)~(3)列回归的被解释变量分别是人均行政成本(对数)、人均基本建设支出(对数)和人均福利性支

① 县级财政账户中,占总支出比重最高的是“其他支出”,约占县级财政总支出的40%。如果除去“其他支出”部分,行政成本占剩余支出的比重为25%。

② 人均GDP水平与基本建设支出、福利性支出和行政成本占财政支出比重之间的相关系数分别为0.16,-0.14和-0.13。将人均GDP水平定义为被解释变量,分别对上述三组变量进行简单的一元线性回归发现参数均保持了0.1%水平上的显著程度。

出(对数)。综合来看,随着无条件转移支付的不断增加,资源禀赋丰裕的地区将倾向于减少行政成本和福利性支出,增加基本建设支出;而资源禀赋匮乏的地区倾向于扩大行政成本和福利性支出,这和我们的理论模型结论相一致。除此之外,我们还发现随着专项转移支付、自有财政收入和税收返还的增加,行政成本、基本建设支出和福利性支出都增加。这是容易理解的,地方政府获得的转移支付不断增加,预算约束逐渐放宽,地区财力充盈,有能力提高各方面的支出。

表 2 基本回归结果

	(1)	(2)	(3)
	人均行政成本(对数)	人均基本建设类支出(对数)	人均福利支出(对数)
人均无条件转移支付(对数)与是否为资源禀赋丰裕地区交互项	-0.0137*** (-4.86)	0.116*** (5.15)	-0.0108*** (-4.14)
人均无条件转移支付(对数)	0.0445*** (15.52)	0.0986*** (4.33)	0.0481*** (18.31)
是否为资源禀赋丰裕地区	-0.00357 (-0.06)	-0.197 (-0.49)	0.0354 (0.69)
人均专项转移支付	0.0426*** (10.74)	0.447*** (14.43)	0.1000*** (27.15)
人均自有财政收入	0.209*** (39.83)	0.228*** (5.57)	0.129*** (26.52)
人均税收返还	0.0795*** (11.10)	0.189*** (3.43)	0.0503*** (7.58)
政府规模	0.207*** (7.77)	1.657*** (8.24)	0.254*** (10.33)
滞后一期人均 GDP(对数)	0.0331*** (6.75)	0.0400 (1.07)	0.0186*** (4.03)
第一产业占比	-0.0325 (-1.79)	0.395** (2.93)	0.0643*** (3.85)
第二产业占比	-0.0406* (-2.27)	0.172 (1.32)	0.0230 (1.39)
总人口(对数)	-0.537*** (-31.84)	-0.0142 (-0.11)	-0.394*** (-25.50)
截距项	2.947*** (35.78)	-2.002** (-2.76)	3.078*** (39.83)
是否控制时间虚拟变量	是	是	是
豪斯曼检验 P 值	0	0	0
面板数据模型形式	固定效应	固定效应	固定效应
R-sqwithin	0.8688	0.3889	0.8949
N	16099	10863	16099

注:\*,\*\* 和 \*\*\* 分别表示 5%、1% 和 0.1% 显著水平。

为了进一步验证回归结果对资源禀赋丰裕标准的敏感性，我们改换资源禀赋丰裕的标准，进行稳健性分析。表3报告了无条件转移支付与行政成本、基本建设支出和福利性支出之间的回归参数，第1行回归的被解释变量为人均行政成本(对数)，第2列回归的被解释变量为人均政府生产性支出(对数)，第3行回归的被解释变量为人均政府福利性支出(对数)。表3的第1、2和3列分定义人均GDP大于等于该县所处地市级县级人均GDP排名55%、65%和75%分位数的样本县为资源禀赋富裕的地区。综合来看，改变资源禀赋的贫富标准并没有改变基本回归所得到的结论。随着无条件转移支付的增加，资源禀赋丰裕的地区会将更多的转移支付投入基本建设支出中，而资源禀赋匮乏的地区则倾向于扩大行政成本和福利性支出<sup>①</sup>。

表3 不同资源禀赋丰裕程度标准的回归结果

被解释变量	(1)	(2)	(3)
人均行政成本(对数)	-0.0128*** (-4.55)	-0.00931** (-3.26)	-0.00771* (-2.51)
人均基本建设支出(对数)	0.119*** (5.33)	0.109*** (4.88)	0.105*** (4.44)
人均福利性支出(对数)	-0.0108*** (-4.16)	-0.0102** (-3.79)	-0.00788** (-2.67)
人均GDP大于等于 55%分位数样本		人均GDP大于等于 65%分位数样本	人均GDP大于等于 75%分位数样本

注：\*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示 5%、1% 和 0.1% 显著水平；所有的回归选择面板数据固定效应模型，除了控制各年份的虚拟变量之外，还控制了如下变量：人均无条件转移支付(对数)、人均专项转移支付(对数)、人均自有财政收入(对数)、人均税收返还(对数)、政府规模、滞后一期人均GDP(对数)、第一产业占比、第二产业占比、总人口(对数)；所报告的参数是人均无条件转移支付(对数)的系数值和 t 值，其中小括号中的数据是 t 值。

#### 四、敏感性分析

##### (一)“增量收入”与敏感性分析

为了避免基本回归中可能存在的内生性，我们借鉴尹恒和朱虹(2011)的分析思路，将转移支付分为“既有收入”和“增量收入”。根据中国地方政府的预算制度和实际运行情况，地方政府会根据以往的经验预测当年获得的财政收入，并且在年初根据预测的财政收入对支出进行预算。地方政府无法提前预知“增量收入”，也无法将其纳入年初财政预算，是地方政府获得的“意外之财”。一般而言，地方政府会基于前一期所获得的转移支付数额，确定下一年度的政府预算，所以将前一期政府获得的无条件转移支付定义为“既有收入”，而将本期“既有收入”和上一期的“既有收入”之间的差距定义为“增量收入”，这符合计量经济学识别因果关系的条件独立性假定(CIA)。如果地方政府获得该笔转移支付之后，与既有财政收入的支出结构保持一致，那么地方政府的支出结构将不会出现偏向；反之，可以证明地方政府确实存在支出偏向。我们设定如下的计量方程：

$$\begin{aligned} y_{it} = & \varphi_0 + \varphi_2 \cdot I_{it} + \varphi_3 \cdot D_i + \varphi_4 \cdot UT_{it} + \varphi_5 \cdot T_{it} \\ & \varphi_6 \cdot \ln(R_{it}) + \varphi_7 \cdot \ln(E_{it}) + \varphi_8 \cdot (S_{it}) + X_{it} \cdot \delta + \alpha_i + \gamma_t + \xi_{it} \end{aligned} \quad (19)$$

① 虽然将人均GDP大于等于该县所处地市级县级人均GDP水平65%分位数的县定义为资源禀赋富裕地区，且被解释变量为政府人均生产性支出(对数)的回归参数没有达到5%的显著水平，但是该参数依然保持了10%水平上显著。

其中,  $UT_{it}$  表示地方政府  $i$  在  $t$  年获得的“增量收入”,  $I_{it}$  表示  $D_i$  和  $UT_{it}$  的交互项。如果  $\varphi_2$  显著的异于零, 说明资源禀赋不同的地方政府支出存在一定程度上的偏向。

表 4 是使用“增量收入”的回归结果, 我们同样定义大于等于该县所处地市级下辖县人均 GDP

表 4 使用“增量收入”的回归结果

	(1) 人均行政成本(对数)	(2) 人均基本建设支出(对数)	(3) 人均福利性支出(对数)
人均“增量收入”和是否为资源禀赋	-0.00114** (-2.63)	0.0102** (3.23)	-0.00149*** (-3.78)
丰裕地区的交互项			
人均“增量收入”	0.00100* (2.51)	-0.00680* (-2.38)	0.00231*** (6.36)
人均无条件转移支付	0.00290*** (14.84)	0.00752*** (5.48)	0.00264*** (14.80)
是否为资源禀赋丰裕地区	0.00518 (0.09)	0.0873 (0.22)	0.0538 (1.05)
人均专项转移支付	0.0428*** (10.82)	0.447*** (14.36)	0.101*** (27.44)
人均自有财政收入	0.196*** (37.48)	0.179*** (4.34)	0.116*** (23.97)
人均税收返还	0.0754*** (10.54)	0.196*** (3.53)	0.0473*** (7.15)
政府规模	0.181*** (6.75)	1.606*** (7.91)	0.224*** (9.10)
滞后一期人均 GDP(对数)	0.0308*** (6.27)	0.0399 (1.06)	0.0179*** (3.88)
第一产业占比	-0.00628 (-0.35)	0.514*** (3.81)	0.0930*** (5.59)
第二产业占比	-0.0273 (-1.54)	0.249 (1.89)	0.0381* (2.33)
总人口(对数)	-0.537*** (-31.81)	-0.0811 (-0.60)	-0.389*** (-25.15)
截距项	2.913*** (41.80)	1.965** (3.04)	3.116*** (40.66)
是否控制时间虚拟变量	是	是	是
豪斯曼检验 P 值	0	0	0
面板数据模型形式	固定效应	固定效应	固定效应
R-sqwithin	0.8671	0.3765	0.8936
样本量	19213	12568	19218

注: \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示 5%、1% 和 0.1% 显著水平。

水平中位数的样本为资源禀赋丰裕的地区。第(1)列回归结果显示资源禀赋匮乏的地区更易于将“增量收入”用于行政成本;第(2)列回归结果显示资源禀赋丰裕的地区更倾向于利用“增量收入”扩大基本建设支出;第(3)列回归结果显示资源禀赋匮乏的地区更易于将“增量收入”用于扩大政府福利性支出。这与表2的回归结果相一致。

除了利用全样本进行回归之外,我们还根据不同的标准确定资源禀赋的丰裕程度重新复制了表4的回归,考察参数的符号和显著性。表5第(1)、(2)和(3)列分别将县级人均GDP大于等于所处地市级下辖县人均GDP的55%、65%和75%分位数的样本定义为资源禀赋相对富裕的地区,并重复表4的回归。回归结果显示,表5的结果和表4基本一致,随着转移支付的提高,资源禀赋丰裕的地区会将更多的增量转移支付投入到生产性支出方面,而资源相对匮乏的地区则会将更多的增量转移支付投入到福利性支出和扩大行政成本方面<sup>①</sup>。

表5 不同资源禀赋丰歉标准的敏感性分析

被解释变量	(1)	(2)	(3)
人均行政成本(对数)	-0.00113** (-2.67)	-0.000982* (-2.40)	-0.00107* (-2.27)
人均基本建设支出(对数)	0.00862** (2.81)	0.00840** (2.82)	0.00683* (2.31)
人均福利性支出(对数)	-0.00117** (-3.05)	-0.00128*** (-3.45)	-0.00150*** (-4.02)
人均GDP大于等于 55%分位数样本	人均GDP大于等于 65%分位数样本	人均GDP大于等于 75%分位数样本	

注:\*,\*\* 和 \*\*\* 分别表示 5%、1% 和 0.1% 显著水平;由于篇幅原因,其他回归得到的参数没有在表格中报告,如有所需,请向作者索取。

## (二)重新测算资源禀赋水平的敏感性分析

在前面的计量分析中,我们是使用1998~2006年各个县的人均GDP水平来代替地区资源禀赋水平,虽然我们能够从以往对“Solow剩余”的研究中得到启示——Solow剩余能够解释GDP总量的70%~80%。但是,这种做法可能会带来内生性,导致计量结果失准。虽然地方政府支出对地方经济产生什么样的影响在经验分析中并未得到一致性的分析结论,但是地方政府的支出行为能够对地方政府的经济、社会等方面造成了影响是毋庸置疑的,所以地方政府的财政支出行为可能会影响到地区GDP水平,导致解释变量和被解释变量存在拟向因果关系。为了避免上述问题,我们使用1998~2006年全国全部国有企业和规模以上非国有企业数据,对每一个县的资源禀赋水平进行了测算,并重新进行回归。

我们首先假设生产函数符合柯布道格拉斯形式,满足规模报酬不变,根据每一个县的企业样本进行了面板数据的固定效应回归,并且控制了时间虚拟变量;随后将每一个企业的全要素生产水平计算出来;最后根据每一个企业占有整个全国全部国有企业和规模以上非国有企业总产值的比重作为加权指标,乘以每一个企业的全要素水平并加和,就可以得到地区资源禀赋的代理变量。

表6是根据企业数据重新测算地区资源禀赋的回归结果,回归方程使用(18)式,核心被解释

① 虽然第(3)列被解释变量为人均基本建设支出(对数)的估计参数达不到5%的显著水平,但是通过t检验,我们发现参数的显著程度达到10%。

变量是资源禀赋是否充裕的虚拟变量与人均无条件转移支付(对数)的交互项,所选择的控制变量和表4一致。除此之外,我们还通过变化资源禀赋充裕的定义。Panel A是将资源禀赋充裕地区定义为资源禀赋大于等于中位数的地区;Panel B是将资源禀赋充裕地区定义为资源禀赋大于等于60%分位数的地区;Panel C是将资源禀赋充裕地区定义为资源禀赋大于等于70%分位数的地区。通过回归我们可以看出,资源禀赋相对充裕的地区在获得转移支付之后,相对资源禀赋匮乏的地区更倾向于扩大生产性支出;而资源禀赋相对匮乏的地区则更倾向于增加行政支出和福利性支出。回归结果稳健。

表6 重新测定资源禀赋的敏感性分析——基于(18)式的回归

(1)	(2)	(3)
PanelA: 资源禀赋充裕地区定义为资源禀赋大于等于中位数的地区		
人均行政成本(对数)	人均基本建设支出(对数)	人均福利性支出(对数)
-0.0102*** (-3.59)	0.0448* (1.96)	-0.00795** (-3.02)
PanelB: 资源禀赋充裕地区定义为资源禀赋大于等于 60% 分位数的地区		
-0.00923** (-3.26)	0.0484* (2.13)	-0.00709*** (-2.70)
PanelC: 资源禀赋充裕地区定义为资源禀赋大于等于 70% 分位数的地区		
-0.0152*** (-4.46)	0.0537* (2.01)	-0.00652* (-1.99)

注: \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示 5%、1% 和 0.1% 显著水平;由于篇幅原因,其他回归得到的参数没有在表格中报告,如有所需,请向作者索取。

除了根据式(18)进行表6的回归之外,我们还根据式(19),进行了进一步的分析。表7给出了回归结果,核心的被解释变量是“增量收入”与资源禀赋充裕地区虚拟变量的交互项。同样,Panel A是将资源禀赋充裕地区定义为资源禀赋大于等于中位数的地区;Panel B是将资源禀赋充裕地区定义为资源禀赋大于等于60%分位数的地区;Panel C是将资源禀赋充裕地区定义为资源禀赋大于等于70%分位数的地区。除了表7 Panel B 第二列的回归参数的显著程度达到10%,没有达到5%以外,其余回归参数均达到5%显著程度。其回归结果与表4类似,资源禀赋相对充裕的地区更倾向于扩大生产性支出;而资源禀赋相对匮乏的地区则更倾向于增加行政支出和福利性支出。

### (三)关于政府行政开支的敏感性分析

除了上述敏感性分析之外,我们还进一步分析了无条件转移与政府供养人口规模之间的关系。我们根据样本所处同一个地市级下辖县人均GDP的中位数水平,划分为两个子样本集,分别进行回归。表8给出了回归结果,第(1)、(2)列是利用财政供养人口(对数)作为被解释变量的回归结果,我们发现,资源禀赋匮乏的地区的平均无条件转移支付对财政供养人口的弹性是0.0107,资源禀赋丰裕地区的弹性约为0.00717;第(3)、(4)列被解释变量是财政供养人口比例,资源禀赋匮乏地区的无条件转移支付系数在1%程度上显著,而资源禀赋充裕地区的无条件转移支付系数不显著。通过表6的回归,我们发现随着无条件转移支付的提高,资源禀赋匮乏的地区会扩大政府供养人员规模。

表7 重新测定资源禀赋的敏感性分析——基于增量收入的回归

(1)	(2)	(3)
<b>PanelA:</b> 资源禀赋充裕地区定义为资源禀赋大于等于中位数的地区		
人均行政成本(对数)	人均基本建设支出(对数)	人均福利性支出(对数)
-0.000917*	0.00710*	-0.00137***
(-2.15)	(2.06)	(-3.51)
<b>PanelB:</b> 资源禀赋充裕地区定义为资源禀赋大于等于 60%的地区		
-0.000877*	0.00606	-0.00115**
(-2.08)	(1.75)	(-3.00)
<b>PanelC:</b> 资源禀赋充裕地区定义为资源禀赋大于等于 70%的地区		
-0.00260***	0.00792*	-0.00153***
(-5.19)	(2.06)	(-3.35)

注: \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示 5%、1% 和 0.1% 显著水平; 由于篇幅原因, 其他回归得到的参数没有在表格中报告, 如有所需, 请向作者索取。

表8 政府供养人口与对数人均一般性转移支付回归结果

	财政供养人口(对数)		财政供养人口比例	
	(1)	(2)	(3)	(4)
人均无条件转移支付(对数)	0.0107*** (4.11)	0.00717* (2.46)	0.000286** (2.70)	0.000175 (1.10)
人均专项转移支付	0.0179*** (3.89)	0.0357*** (7.49)	0.0000166 (0.09)	0.00154*** (5.85)
人均自有财政收入	0.0163* (2.33)	0.0475*** (7.56)	0.00106*** (3.74)	0.00255*** (7.20)
人均税收返还	0.0354*** (3.78)	0.0183* (2.09)	0.00129*** (3.40)	0.000683 (1.38)
政府规模	-0.151*** (-5.37)	-0.221*** (-4.07)	0.000478 (0.42)	-0.0210*** (-5.86)
滞后一期人均 GDP(对数)	0.00207 (0.34)	0.00287 (0.54)	0.000340 (1.37)	-0.000415 (-1.42)
第一产业占比	0.0886*** (4.39)	0.0231 (1.01)	0.00141 (1.72)	0.000632 (0.51)
第二产业占比	0.0741*** (3.57)	-0.0400 (-1.93)	0.00145 (1.73)	-0.00279* (-2.47)
总人口(对数)	0.562*** (24.74)	0.309*** (16.17)	-0.0139*** (-15.09)	-0.0343*** (-29.22)
截距项	7.020*** (74.59)	7.878*** (91.00)	0.0728*** (19.12)	0.162*** (25.97)

续表

	财政供养人口(对数)		财政供养人口比例	
	(1)	(2)	(3)	(4)
是否控制时间虚拟变量	是	是	是	是
豪斯曼检验 P 值	0	0	0	0
面板数据模型形式	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应
R-sqwithin	0.1393	0.1268	0.0781	0.2201
使用样本	人均 GDP 小于 等于中位数样本	人均 GDP 大于 等于中位数样本	人均 GDP 小于 等于中位数样本	人均 GDP 大于 等于中位数样本
N	8333	7765	8333	7766

注: \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示 5%、1% 和 0.1% 显著水平。

## 五、总结性评述

本文理论分析表明,中国实行的是自上而下的政府官僚治理模式,经济增长表现越好的地区的官员越可能获得升迁机会。资源禀赋丰裕的地区增加政府生产性支出所带来的 GDP 增量较大,随着无条件转移支付的不断增加,资源禀赋丰裕地区的政府官员为了追求政治晋升,倾向于扩大政府生产性支出,提高地区经济发展程度;对资源禀赋匮乏地区的官员而言,增加政府生产性支出所带来的地区 GDP 增量较少,政治晋升的可能性也更小,新增转移支付用于政府行政开支和福利性支出的倾向就越大。地方官员一方面可以通过扩大行政开支增加腐败、公务消费和构筑本地政治网络资源等方式提高私人效用,另一方面增加福利性支出将使官员赢得本地居民更多的支持。这是导致资源禀赋不同的地区表现出不同的财政支出偏向的重要原因。

本文的经验研究部分利用中国 1998~2006 年的县级财政数据对上述理论命题进行了验证,计量结果显示:随着无条件转移支付的增加,资源禀赋丰裕的地区较资源禀赋匮乏的地区,会将更多的无条件转移支付投入到生产性支出上;资源禀赋匮乏的地区较资源禀赋丰裕的地区,会将更多的无条件转移支付用于提高政府公务开支和福利性支出。不同方式的敏感性分析进一步支持了上述结论。

分税制改革以来,中央财权逐渐集中,地方政府的“事责”逐渐增加,转移支付不仅弥补了地区财力缺口而且平衡了地区财力差距。但是,中国自上而下的政府管理模式,加上中国各地区资源禀赋存在较大的差异,最终造成了资源禀赋不同的地方政府表现出不同的财政支出偏向。资源禀赋匮乏的地方会将更多的财政资源用于行政成本,这不仅浪费了财政资源,而且可能造成地方官员利用财政资金构筑地方政治网络,通过腐败和公务性消费等方式变相提高自己福利;资源禀赋相对丰裕地区的官员,为了政治升迁,会将更多的财政收入投入到生产性支出方面,忽视福利性公共物品的供给,导致地区财政支出结构次优。

本文首次考察了异质性政府的支出结构偏向问题,初步探讨了地方官员有效激励与支出结构之间的规律,发现了制度激励下地方政府支出偏向异化的证据。针对地方官员的绩效考核需要因资源禀赋而异,“一刀切”的政绩考核制度会扭曲地方政府的支出结构,不利于财政预算约束的调整。文章的结论有助于重新审视现实中地方政府职能的“缺位”和“越位”现象。我们认为,高效率的财政体系需要充分考虑不同地区的资源禀赋状况,弱化乃至消除有效竞争不足带来的负向激励,

从而保证财政支出结构的优化配置。需要说明的是,文章只是在整体上呈现了资源禀赋与财政支出结构偏向之间的相关性,从政治周期的角度来看,文章的研究还有可以拓展的空间。比如,地方官员的个体特征是影响财政支出结构的关键变量,囿于数据限制,文章无法分离出官员情感因素、治理能力、任期对本地财政支出结构的干扰。随着数据的丰富和地方政府行为理论的完善,纠缠其中的各种因素将会逐步分离开来。

### 参考文献

- 傅勇、张晏(2007):《中国式分权与财政支出结构偏向:为增长而竞争的代价》,《管理世界》,第3期。
- 桂林、陈宇峰、尹振东(2012):《官员规模、公共品供给与社会收入差距:权力寻租的视角》,《经济研究》,第9期。
- 郭庆旺、贾俊雪(2004):《中国潜在产出与产出缺口的估算》,《经济研究》,第5期。
- 乔宝云、范剑勇、冯兴元(2005):《中国的财政分权与小学义务教育》,《中国社会科学》,第6期。
- 乔宝云、范剑勇、彭骥鸣(2006)《政府间转移支付与地方财政努力》,《管理世界》,第3期。
- 杨灿明、赵福军(2004):《行政腐败的宏观经济学分析》,《经济研究》,第9期。
- 尹恒、徐琰超(2011):《地市级地区间基本建设公共支出的相互影响》,《经济研究》,第7期。
- 尹恒、杨龙见(2014):《地方财政对本地居民偏好的回应性研究》,《中国社会科学》,第5期。
- 尹恒、朱虹(2012):《县级财政生产性支出偏向研究》,《中国社会科学》,第1期。
- 袁飞、陶然、徐志刚、刘明兴(2008):《财政集权过程中的转移支付和财政供养人口规模膨胀》,《经济研究》,第5期。
- 周黎安(2007):《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》,《经济研究》,第7期。
- 周黎安、陶婧(2009):《政府规模、市场化与地区腐败问题研究》,《经济研究》,第1期。
- Barro, R. (1990): "Government Spending in A Simple Model of Endogenous Growth", *Journal of Political Economy*, 98, 103–125.
- Brandt, L. and C. Holz (2006): "Spatial Price Differences in China: Estimates and Implications", *Economic Development and Cultural Change*, 55, 43–86.
- Cai, H. and D. Treisman (2005): "Does Competition for Capital Discipline Governments Decentralization, Globalization and Corruption", *American Economic Review*, 95, 817–830.
- Li, H. and L. Zhou (2005): "Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of Personnel Control in China", *Journal of Public Economics*, 89, 1743–1762.
- Solow, R. (1957): "Technical Change and the Aggregate Production Function", *Review of Economics and Statistics*, 39, 312–320.

(责任编辑:周莉萍)

### 附录:关于命题的证明

式(16)同时对求导数,可以得到:

$$\frac{A}{(\rho \cdot \bar{K} + A \cdot p)^2} \frac{\partial p}{\partial T} = \frac{2(1-A \cdot \eta \tau)}{[\tau(\rho \cdot \bar{K} + A \cdot p) + T - p]^2} \left[ (\tau A - 1) \frac{\partial p}{\partial T} + 1 \right] \quad (A1)$$

式(16)同时对  $A$  求导数,可以得到:

$$\frac{\partial p}{\partial A} = \frac{\theta + \frac{\rho \cdot \bar{K}}{(1-A \cdot \tau)} + \frac{2\tau(\tau\rho \cdot \bar{K} + T)}{[\tau(\rho \cdot \bar{K} + A \cdot p) + T - p]^2}}{\frac{2(1-A \cdot \tau)}{[\tau(\rho \cdot \bar{K} + A \cdot p) + T - p]^2} + \frac{A^2}{(\rho \cdot \bar{K} + A \cdot p)^2}} > 0 \quad (A2)$$

整理式(A1),可以得到:

$$\frac{\partial p}{\partial T} = \left\{ \frac{A [\tau(\rho \bar{K} + A p) + T - p]^2}{2(1-A \tau)(\rho \bar{K} + A p)^2} + (1-A \cdot \tau) \right\}^{-1} \quad (A3)$$

通过式(16),可以得到:

$$\frac{A[\theta(\rho \cdot \bar{K} + A \cdot p) + 1]^2}{2(1 - A \cdot \tau)} = \frac{2(1 - A \cdot \tau)(\rho \cdot \bar{K} + A \cdot p)^2}{A[\tau(\rho \cdot \bar{K} + A \cdot p) + T - p]^2}$$

整理上面的式子,可以得到:

$$\frac{\partial p}{\partial T} = (1 - A \cdot \tau)^{-1} = \left\{ \frac{2}{A[\theta(\rho \cdot \bar{K} + A \cdot p) + 1]^2} + 1 \right\}^{-1} \quad (\text{A4})$$

式(A4)对  $A$  求导数,可以得到:

$$\frac{\partial^2 p}{\partial T \partial A} = \left( \frac{\partial p}{\partial T} \right)^2 \left[ \tau + \frac{2\theta(\rho \cdot \bar{K} + A \cdot p) + 2 + 4A\theta(p + A \cdot \frac{\partial p}{\partial A})}{A^2[\theta(\rho \cdot \bar{K} + A \cdot p) + 1]^3} \right] > 0$$

现在计算:

$$\begin{aligned} \frac{\partial x}{\partial T} &= \frac{\partial g}{\partial T} = \frac{1}{2} \left[ 1 - (1 - \tau A) \frac{\partial p}{\partial T} \right] \\ \frac{\partial^2 x}{\partial T \partial A} &= \frac{\partial^2 g}{\partial T \partial A} = \frac{1}{2} \left[ \tau \frac{\partial p}{\partial T} - (1 - \tau A) \frac{\partial^2 p}{\partial T \partial A} \right] \end{aligned}$$

要判断上述式子的符号,等价于判断下面式子的符号:

$$\begin{aligned} &\tau \frac{\partial p}{\partial T} - (1 - \tau A) \frac{\partial^2 p}{\partial T \partial A} \\ &\frac{\partial p}{\partial T} \left[ \tau - (1 - \tau A) \left( \frac{\partial p}{\partial T} \right) \left[ \tau + \frac{2\theta(\rho \cdot \bar{K} + A \cdot p) + 2 + 4A\theta(p + A \cdot \frac{\partial p}{\partial A})}{A^2[\theta(\rho \cdot \bar{K} + A \cdot p) + 1]^3} \right] \right] \\ &= \frac{\partial p}{\partial T} \left[ \tau - \frac{A[\theta(\rho \cdot \bar{K} + A \cdot p) + 1]^2}{2 + A[\theta(\rho \cdot \bar{K} + A \cdot p) + 1]^2} \left[ \tau + \frac{2}{A^2[\theta(\rho \cdot \bar{K} + A \cdot p) + 1]^2} + \frac{4A\theta(p + A \cdot \frac{\partial p}{\partial A})}{A^2[\theta(\rho \cdot \bar{K} + A \cdot p) + 1]^3} \right] \right] \\ &= \frac{\partial p}{\partial T} \left[ \tau - \frac{\tau A^2[\theta(\rho \cdot \bar{K} + A \cdot p) + 1]^2 + 2}{2 + A[\theta(\rho \cdot \bar{K} + A \cdot p) + 1]^2} - \frac{4A\theta(p + A \cdot \frac{\partial p}{\partial A})}{\{2 + A[\theta(\rho \cdot \bar{K} + A \cdot p) + 1]^2\} A[\theta(\rho \cdot \bar{K} + A \cdot p) + 1]} \right] \\ &= \frac{\partial p}{\partial T} \left[ \frac{2 - 2\tau}{2 + A[\theta(\rho \cdot \bar{K} + A \cdot p) + 1]^2} + \frac{4A\theta(p + A \cdot \frac{\partial p}{\partial A})}{[\theta(\rho \cdot \bar{K} + A \cdot p) + 1] \{2 + A[\theta(\rho \cdot \bar{K} + A \cdot p) + 1]^2\}} \right] < 0 \end{aligned}$$

所以:

$$\frac{\partial^2 x}{\partial T \partial A} = \frac{\partial^2 g}{\partial T \partial A} < 0$$

证毕。