

发挥财政手段调动多元参与的作用。从以政府财政完全负担,到BOT、TOT、PPP(公私合营)、PFI(私人资本参与)以及吸引国内外企业事业单位、团体赠款等方式,以政策培育、引导、利用社会力量,支持和引导多元化、多渠道的环保投入,使民间资本积极主动地介入环保领域,使有限的预算资金通过乘数效应放大投资效果。预算内环保投资可更多地采取贷款贴息、担保等方式,选择一些公益性强、投资额大、战略意义突出的项目,通过直接投资的方式予以支持,这类项目并不一定要财政投资单独承担,可以通过多种公私合营、合作的方式进行。

(三)加强绿色资金的使用监管。

1.加大对绿色资金的检查力度。对政府有关资源环保资金以及重点环保项目的建设效果、运行效益等进行检查评价,详细分析资金投入结构不合理、投入方向不科学、重大项目决策失误等深层次原因,减少财政资金浪费和使用效益不高的问题。

2.加强绿色资金的绩效管理。对各种绿色资金,特别是用途明确的专项资金,在具体的分配使用过程中进行跟踪与反馈。通过建立科学合理的绩效评估指标体系和评估机制(包括对资金的投入产出评估、环保成效的细化评估、绿色发展的具体评估等),对绿色财政资金使用部门和单位及其工作人员履行职能、实现目标的过程、实绩和效果进行综合考核评价,并根据考评结果改进相关工作、降低成本、提高效率。

(四)完善政府绿色采购。

一是扩大政府绿色采购产品的范围。在继续加强绿色产品采购的标准化、规范化、法制化管理的基础上,不断扩大绿色采购清单中产品的范围。二是为了确保绿色产品供货渠道的顺畅和产品数量的充足,政府应对绿色产品的生产企业给予必要的价格补偿。三是将政府机关绿色采购的绩效评价目标和考核办法纳入年度考核进行考评,并规定绿色采购的法定强制购买比例。

(责任编辑 纪燕渠)

财政分权对城乡收入差距的影响研究

——基于省级面板数据的分析

陈工 洪礼阳

内容提要:本文通过构建理论模型,对中国式财政分权与城乡收入差距之间的关系进行了分析,进而提出中国式分权对城乡收入差距产生影响的三条可能途径,并在省级面板数据的基础上,采用系统广义矩估计方法对这三条影响途径进行了检验。结果显示:财政分权程度越高,政府的生产性支出和公共产品支出越偏向于城市部门,越容易引起城乡收入差距扩大;加入财政分权的上述影响作为控制变量之后,分权本身和城乡收入差距呈现负相关关系。最后,本文就所得出的结果提出了相关建议。

关键词:中国式财政分权 城乡收入差距 城市偏向

从实证文献的角度来看,现有的研究结果还不能为“财政分权导致了城乡收入差距扩大”提供一致的证据。实证研究结果之间的不一致难以用现有的理论研究结论来合理解释。

结合现有研究的相关成果,本文进行了如下工作:首先,我们通过构建理论模型,从一个较为全面的视角对中国式财政分权与城乡收入差距间的关系进行分析,进而提出了中国式分权对城乡收入差距产生影响的三条不同途径。其次,我们在中国省级面板数据的基础上构建动态面板回归模型,并采用系统广义矩估计方法对理论模型得到的结果进行了检验。最后,本文根据经验分

析得到的结论提出了相关建议。

一、中国式财政分权与城乡收入差距

假设某辖区内有一个城市居民(居民1)和一个农村居民(居民2),他们在经济运行之初各自拥有数值为 w_1 和 w_2 的初始财富,其中 $w_1 > w_2$ 。首先分析中央政府完全支配本辖区财政资源的情况。假设财政收入通过税率为 τ 的比例税来筹集,并主要用于如下三方面。

一是对农村居民的转移性支出 T 。^①与地方政府相比,中央政府在辖区的具体情况上具有信息劣势,这正是第一代财政分权理论的基石。

* 本文受到国家社会科学基金重大项目“健全公共财政体系研究”(10ZD&036)的资助。

为了将它体现在模型中,我们假设转移性支出在实施过程中会产生一定比例的损耗,最终只能转化为 δT 单位的农村居民收入($\delta \in (0,1)$)。因此城市居民能够用于生产的财富为 $K_1=(1-\tau)w_1$,农村居民能够用于生产的财富为 $K_2=(1-\tau)w_2+\delta T$ 。

二是对城市和农村的生产性支出 I_1 和 I_2 。这部分支出将进入农村居民与城市居民的生产函数,设生产函数的具体形式为 $Y_i=I_i^\alpha K_i^\sigma$ 。其中 α 是政府生产性支出的产出弹性, σ 财富的产出弹性。考虑到中央政府在信息上的相对劣势,我们假设如果由中央政府来实施生产性支出,那么实际能够产生作用的支出数额为 δI_1 和 δI_2 。

三是向城市居民和农村居民提供公共产品 G_1 和 G_2 。这部分支出将直接进入居民效用函数,我们将居民的效用函数设定为产出和公共产品数量的凹函数, $U_i=\beta_1 \ln Y_i+\beta_2 \ln G_i$,其中 β_1 和 β_2 分别是经济产出和公共产品的权重。同样地,若由中央政府来执行公共产品支出,两居民只能分别获得 δG_1 和 δG_2 。

中央政府的目标是在约束条件 $I_1+I_2+G_1+G_2=\tau(w_1+w_2)-T$ 下通过选择 I_1 和 G_1 来最大化社会福利函数: $W=U_1+U_2$ 。求解这一问题可以得到如下—阶必要条件:

$$I_1^c=I_2^c=I^c; G_1^c=G_2^c=G^c; \frac{\beta_2}{G^c}=\frac{\alpha\beta_1}{I^c} \quad (1)\sim(3)$$

上述式子的经济含义是:在最大化社会福利的目标下,政府将会把生产性支出以及公共服务支出均等地投入到城市部门和农村部门,并且生产性支出所带来的边际社会福利等于公共服务支出所带来的边际社会福利。经计算可得,新的城乡收入差距可以表示为:

$$\frac{Y_1^c}{Y_2^c}=\left[\frac{(1-\tau)w_1}{(1-\tau)w_2+\delta T}\right]^\sigma \quad (4)$$

因为 σ 小于1且 T 大于0,所以有 $Y_1/Y_2 < w_1/w_2$ 。说明通过财政收支政策,城乡收入差距得到了收敛。

而在分权体制下,地方政府对本辖区财政资源拥有配置权,其对城乡收入差距的影响与集权体制是不同的,具体表现为以下三个方面。

1. 地方政府的信息优势。假设中央政府将财政资源的配置权下放给地方政府,并且地方政府的目标函数与中央政府相同。与中央相比,地方政府拥有更多的本辖区相关信息,在政策安排上更有效率。因此,我们假定如果财政政策由地方政府执行,将不会发生资金的损耗。农村居民最终能够用于生产的财富为 $K_2^{dc}=(1-\tau)w_2+T$ 。经济运行结束后新的城乡收入差距为:

$$\frac{Y_1^{dc}}{Y_2^{dc}}=\left[\frac{(1-\tau)w_1}{(1-\tau)w_2+T}\right]^\sigma < \frac{Y_1^c}{Y_2^c} \quad (5)$$

因此,如果地方政府的目标也是最大化社会福利,那么财政分权不仅不会扩大城乡收入差距,反而将有助于城乡收入差距的收敛。

2. 地方政府对经济产出的追求。中国式分权的特点之一就是经济上分权的同时在政治上仍然保持着很强的垂直集权,地方政府官员的任命并不是由本辖区选民选举推出,而是通过上级政府的考核决定。这就使得地方政府的行为不是对上,而是对上负责。出于考核指标的可得性、可比性以及对经济增长的关注,GDP成为对地方政府官员最主要的政绩考核内容,这一考核晋升机制赋予地方政府强烈的最大化本辖区GDP的动机,成为中国财政分权影响地方政府行为的重要途径(Li and Zhou, 2005)。

现在假设地方政府的目标函数不是最大化社会福利函数 W ,而是最大化本辖区的GDP,我们可以将

新的地方政府最优化问题表示为:

$$\begin{aligned} \text{Max } & I_1^\alpha [(1-\tau)w_1]^\sigma + I_2^\alpha [(1-\tau)w_2+T]^\sigma \\ \text{St. } & I_1+I_2+G_1+G_2=\tau(w_1+w_2)-T \\ & G_1 \geq \tilde{G}_1, G_2 \geq \tilde{G}_2 \end{aligned}$$

其中 \tilde{G}_1 和 \tilde{G}_2 是必须向各居民提供的最低公共产品数量,它们通过居民和政府间的谈判来最终确定。构建拉格朗日函数并分别对 I_1 和 I_2 求导,可以得到如下—阶必要条件:

$$I_1^{dc2}=\left[\frac{(1-\tau)w_1}{(1-\tau)w_2+T}\right]^{\sigma/1-\alpha} I_2^{dc2} \equiv \varphi I_2^{dc2} \quad (6)$$

因为本文假设 $(1-\tau)w_2+T$ 小于 $(1-\tau)w_1$,所以 $\varphi > 1$ 。对比式(6)与(1),我们可以发现以经济产出最大化为目标对地方政府行为带来的扭曲。正如王永钦等(2007)所提及的,因为城市部门更有增长潜力(在本文表现为城市居民有着较多的财富可以投入生产),一单位生产性支出投入到城市部门将会带来更大的产出,所以地方政府会将更多的生产性支出用于促进城市部门的经济增长,相应地减少对农村部门的生产性支出所占比重。

将式(6)代入产出函数,可计算得到经济运行结束后的城乡收入差距:

$$\frac{Y_1^{dc2}}{Y_2^{dc2}}=\left[\frac{(1-\tau)w_1}{(1-\tau)w_2+T}\right]^{\sigma/1-\alpha} \quad (7)$$

与式(5)和式(4)间的明确关系不同,我们难以判断出式(7)与式(4)的大小关系。式(7)是财政分权对城乡收入差距影响的综合结果:虽然财政分权能使政策实施效率提高和财政资源损耗减少($1 > \delta$),有助于缩小城乡收入差距;但是追求产出最大化的激励却使地方政府将生产性支出偏向于增长潜力更大的城市部门($\sigma/1-\alpha > \sigma$),这又会扩大城乡收入差距。此外,若 I 的产出弹性 α ,或 K 的产出弹性 σ 足够显著,使 $\sigma/1-\alpha$

的数值足够大,这种带有城市偏向的政策不仅会令新的城乡收入差距大于集权体制下的结果,甚至会加剧城乡差距的进一步恶化 ($\varphi > w_1/w_2$)。

3. 地方政府提供公共产品激励的缺失。上述最优化问题的一阶必要条件还可能蕴含着另外一条影响路径。将拉格朗日函数分别对 G_1 和 G_2 求导,并由互补松弛条件可得:

$$G_1^{dc2} = \tilde{G}_1, G_2^{dc2} = \tilde{G}_2 \quad (8)\&(9)$$

将上述两式与(2)对比可以发现,因为在本文的模型中城市和农村居民所享受到的公共产品没有被纳入考核范围,所以地方政府缺乏主动提供的激励,只是提供公共产品数量的下限,这导致居民获得公共产品数量的多少完全由其谈判能力来决定。从我国目前的情况来看,城市居民中有更多的政治代表,他们更容易通过游说等手段使政策的制定偏向于自己,争取更大的获益;而农村居民在谈判地位上则低于城市居民(蔡昉和杨涛,2000;蔡昉,2003;林光彬,2004),因此有理由相信 $\tilde{G}_1 > \tilde{G}_2$ 。上述分析表明,片面追求经济绩效的地方政府由于缺乏主动提供公共产品的激励,将会形成公共产品供给数量上的不平等。虽然在本文的静态模型中无法得到反映,但不能否认教育、卫生、社会保障等公共产品供给上的不平等将对城乡收入差距产生间接的影响。

二、经验分析

第一部分总结了中国式财政分权对城乡收入差距产生影响的三条可能途径,本部分试图在中国省级面板数据的基础上对这些影响途径进行检验。结合前文的结论,我们在此处提出三条假说以供下文进行检验:

一是其他条件不变,分权程度越高,政府生产性支出越偏向城市部门,使得生产性支出对城乡收入差距的扩大作用越明显。

二是其他条件不变,分权程度越高,政府公共产品支出越偏向城市部门,使得公共产品支出对城乡收入差距的扩大作用越明显。

三是在加入分权与上述两类支出的交互影响作为控制变量后,财政分权变量和城乡收入差距呈负相关。

1. 回归方程、变量定义与数据来源说明。为了检验上述三个假说,我们构建形式如下的回归方程:

$$GAP_{it} = \alpha + \beta GAP_{it-1} + \gamma X_{it} + \eta DC_{it} + aPE_{it} + pPGE_{it} + bDC_{it} \times PE_{it} + qDC_{it} \times PGE_{it} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

式(10)中各变量的定义如下:

GAP_{it} 代表各省的城乡收入差距。从本文的理论模型可以看出,本期的城乡收入差距会受到上期城乡收入差距 (w_1/w_2) 的影响,从而形成收入差距的自我增强。因此,我们在自变量中加入了第 $t-1$ 期的城乡收入差距来测量这种自我增强机制的影响程度。该变量由各省城镇居民家庭人均可支配收入除以农村居民家庭人均纯收入得出。

DC_{it} 代表各省财政分权程度。财政分权是本文重点考察的变量,它反映了地方政府对财政资源配置的自主权。结合本文的分析视角(主要是财政支出)以及相关文献的常用处理方法,我们用各省本级人均财政支出占人均财政总支出的比重来衡量财政分权程度。

PE_{it} 代表各省的生产性支出, PGE_{it} 代表各省的公共产品支出。本文用基本建设支出来代表政府的生产性支出,用文教卫支出来代表提供公共产品的支出,并用占财政支出比重的形式来消除财政支出规模带来的影响。

X_{it} 是用于描述各省经济环境特征的控制变量。大量研究表明,城乡收入差距与经济的发展水平存在很强的联系,我们用各省的人均实际GDP作为经济发展水平的代理变量 ($RPGDP_{it}$),用于检验经济发展水平对城乡收入差距的影响。此外,许多文献(如陆铭、陈钊,2004等)都发现非国有化是影响城乡收入差距的一个重要因素,我们用各省非国有单位就业职工人数占职工总人数的比重 ($NONSOE_{it}$) 作为其代理变量。此外,我们也尝试在回归方程中加入城市化、经济开放程度等控制变量进行检验,但是回归结果显示这些变量并不显著,并且主要系数的估计量并没有明显变化,因而此处不予汇报。 ε_{it} 等于 $\mu_i + e_{it}$, μ_i 用于描述个体固定效应, e_{it} 是随机扰动项。

为了避免多重共线性的出现并且让系数值含义更加明显,我们对上述变量都进行了取自然对数的处理。本文的数据来源于“CEIC中国经济数据库”以及《新中国六十年统计资料汇编》^②,各变量的定义以及描述性统计量在表1中给予列示。

2. 估计方法以及实证结果。我们将主要基于式(10)对三个假说进行检验。若假说1成立,那么 b 的估计值应该为正;若假说2成立,那么 q 的估计值应该为正;若假说3成立,那么 η 的估计值应该为负。

由于回归方程的自变量中含有因变量的滞后项,我们要估计的是一个动态面板模型。 GAP_{it-1} 的内生性使得OLS方法得到的结果有偏且不一致。Arellano and Bond(1991)提出了差分广义矩估计方法,即先通过一阶差分消去个体效应项 μ_i ,再用因变量水平值的第1期到第 $t-2$ 期 ($t \geq 3$) 作为因变量一阶差分滞后项的工具变量进行估计。但该方法的有效样本特性较差,容易因为弱工具变量问题对回归结果造成影响。

表 1

变量的定义以及描述性统计量

变量	定义	样本	均值	标准误	最小值	最大值
GAP	$\ln\left(\frac{\text{城镇人均可支配收入}}{\text{农村人均纯收入}}\right)$	390	0.996	0.233	0.470	1.560
DC	$\ln\left(\frac{\text{省人均财政支出}}{\text{省人均财政支出}+\text{中央人均财政支出}}\right)$	390	-0.347	0.128	-0.659	-0.054
PE	$\ln\left(\frac{\text{基本建设支出}\times 100\%}{\text{一般预算支出}}\right)$	390	2.219	0.443	1.257	3.385
PGE	$\ln\left(\frac{\text{科教文卫支出}\times 100\%}{\text{一般预算支出}}\right)$	390	3.171	0.165	2.631	3.593
RPGDP	$\ln\left(\frac{\text{人均 GDP}}{\text{消费物价指数}(1978\text{年}=1)}\right)$	390	7.486	0.655	6.103	9.686
NONSOE	$\ln\left(\frac{\text{非国有单位职工人数}}{\text{职工总人数}}\right)$	390	-1.279	0.383	-2.269	-0.303

注：由于数据缺失等原因，本文数据不包括西藏自治区和港、澳、台地区。

表 2

回归估计结果

解释变量	模型 1		模型 2		模型 3	
	Sys GMM	Dif GMM	Sys GMM	Dif GMM	Sys GMM	Dif GMM
GAP(t-1)	0.844 (0.015)***	0.784 (0.015)***	0.842 (0.017)***	0.783 (0.015)***	0.833 (0.016)***	0.771 (0.015)***
RPGDP	0.145 (0.010)***	0.122 (0.006)***	0.145 (0.008)***	0.137 (0.011)***	0.146 (0.008)***	0.144 (0.009)***
NONSOE	-0.115 (0.015)***	-0.029 (0.025)***	-0.108 (0.009)***	-0.069 (0.014)***	-0.098 (0.011)***	-0.052 (0.012)***
DC	-2.719 (0.673)***	-3.346 (0.373)***	-0.452 (0.208)**	-0.815 (0.209)***	-3.407 (1.074)***	-3.669 (1.277)***
PGE	0.122 (0.074)*	0.258 (0.034)***	—	—	0.278 (0.100)***	0.356 (0.101)***
DC*PGE	0.672 (0.207)***	0.863 (0.113)***	—	—	0.803 (0.284)***	0.852 (0.336)**
PE	—	—	0.044 (0.031)	0.080 (0.032)**	0.111 (0.032)***	0.117 (0.031)***
DC*PE	—	—	-0.036 (0.083)	0.113 (0.084)	0.152 (0.083)**	0.197 (0.087)**
Cons	-1.665 (0.236)***	-1.168 (0.122)***	-1.346 (0.105)***	-1.275 (0.158)***	-2.358 (0.393)***	-2.491 (0.385)***
AR(1)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(2)	0.986	0.844	0.560	0.616	0.562	0.619
Sargan	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

注：(1)***、**、* 分别代表在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著；(2)系数估计值下方的括号内列示的是估计量的标准误；(3)各模型给出的是两步 (two-step) 估计结果；(4) AR(1)、AR(2) 以及 Sargan 检验各行给出的是检验估计量的 p 值。

Arellano and Bover (1995) 和 Blundell and Bond (1998) 在其基础上进一步提出系统广义矩方法，该方法综合了一阶差分方程和水平方程的信息，以因变量的一阶差分滞后项作为水平方程中因变量滞后项的工具变量，被证明具有更高的有效性 (Blundell, Bond and Windmeijer, 2000)。因此，本文将主要基于系统广义矩方法对式 (10) 进行估计，结果见表 2。^③

表 2 的结果显示：模型 1、2、3 的差分方程误差项都存在一阶自相关，但不能拒绝“不存在二阶自相关”的原假设，保证了估计的合理性；其次，三个模型的 Sargan 检验都不能拒绝工具变量有效的原假设；再次，各模型的系统广义矩估计结果和差分广义矩估计结果基本一致，说明本文的估计结果是有效且较为稳健的。

GAP(t-1) 的系数在表 2 的三个

模型中都高度显著，说明城乡收入差距确实存在着自我增强机制，上一期的城乡差距决定了本期城乡差距的“起跑线”。这也从另一方面说明缩小城乡差距是一项刻不容缓、应及早进行的工程，否则这种动态演进机制将大大增加未来行动时需要克服的困难。从表 2 还可以看出，经济的发展水平对城乡收入差距有显著的扩大作用，说明经济发展所带来的好处更多地被城市居民所享

有。这也意味着若不转变发展方式,令农村居民能够更多地享受到经济发展的果实,经济的发展和城乡收入差距的收敛将像鱼和熊掌一样难以兼得。此外,回归结果还显示就业结构的非国有化有助于缩小城乡差距。

再来关注本文的三个假说及其验证情况。首先是假说 1,尽管模型 2 的系统广义矩估计结果显示财政分权与基本建设支出占比的乘积项系数为负,但它并不显著。除此之外,模型 2 的差分广义矩估计结果以及模型 3 的估计结果均显示财政分权与基本建设支出占比的乘积项系数为正。造成上述结果的原因可能在于基本建设支出为农村劳动力创造了就业,在一定程度上模糊了它对城乡差距的影响。基准模型(模型 3)的系统广义矩估计结果显示 b 的估计值为 0.152,并且在 5% 的显著水平下显著异于 0,说明分权程度的提高将使一单位基本建设支出对城乡收入差距的扩大作用更加明显,这符合假说 1 的预测。

其次是假说 2,模型 1 和模型 3 的估计结果均表明 α 的估计值为正且高度显著。基准模型的系统广义矩估计结果显示,财政分权增加 1% 将使城乡收入差距对教科文卫支出比重的弹性增加 0.803%,这意味着额外一单位教科文卫支出将导致更大程度的城乡收入差距增加。这与假说 2 的预测结果一致。

最后,无论是系统广义矩方法还是差分广义矩方法都表明 DC 的系数估计值显著为负。以基准模型(模型 3)的系统广义矩估计结果为例;在引入 DC 和 PE、PGE 的交互影响作为控制变量的情况下,财政分权程度提高 1% 将使城乡收入差距下降 3.407%。这一结果说明财政分权本身是有利于城乡收入差距收敛的,同时也支持了假说 3。值得注意

的是,如果不加入分权与财政支出的乘积项而直接进行估计,DC 的系数将等于 -0.551 并且显著,^④其绝对值显然远小于 3.407。这表明,单独估计的财政分权系数混合了其他两条途径的影响,会低估分权自身的积极作用。

三、结论与含义

本文考察了中国式分权对城乡收入差距的影响机制,并通过构建动态面板模型,在我国省级面板数据的基础上用系统广义矩方法对理论模型的结论进行了检验。我们的结果发现:财政分权与教科文卫支出比重、基本建设支出比重的乘积项对城乡收入差距有扩大作用,表明分权扭曲了政府支出在城乡之间的配置,使得支出更加不利于城乡差距的收敛;在加入分权与上述两类支出的交互影响作为控制变量后,财政分权变量与城乡收入差距呈负相关。上述结果与理论分析的结论是一致的。

本文的政策含义在于,应该认识到中国式分权对城乡收入差距的影响是特殊性与一般性共同作用的结果。我们在关注其特殊性所带来的影响的同时,也必须正视分权的积极作用。财政分权本身是有利于城乡收入差距收敛的,但内生于分权框架之下的绩效考核制度又对政府行为形成了扭曲,抵消了分权的积极作用。为了纠正与财政分权相伴随的政府行为扭曲,可以从以下几方面着手:

1. 完善自上而下的绩效考核制度,通过构建合理的指标体系,加强公共产品供给在考核之中的地位,借此提高地方政府提供公共产品的积极性。

2. 补充自下而上的考核制度,将居民的评价纳入对政府官员的晋

升考核中。通过在政府目标函数中加入对居民福利的考虑,减轻片面追求 GDP 带来的行为扭曲。

3. 为了避免在上述实施过程中城市居民通过有利的谈判地位为自己争取更多利益,应相应地通过拓宽农村居民意愿反映渠道、增加农村居民在人大代表中的席位等手段,逐渐提高他们的意愿对公共决策的影响力;在短期中谈判地位的差距难以改变,可以通过提高农村居民福利在政绩考核中的权重等措施,提高对农村福利的关注。

主要参考文献

- [1]蔡昉. 城乡收入差距与制度变革的临界点[J]. 中国社会科学,2003 (5).
- [2]陈安平. 财政分权,城乡收入差距与经济增长[J]. 财经科学,2009 (10).
- [3]傅勇. 中国的分权为何不同:一个考虑政治激励与财政激励的分析框架[J]. 世界经济 2008 (11).
- [4]赖小琼,黄智琳. 财政分权、通货膨胀与城乡收入差距关系研究 [J]. 厦门大学学报(哲社版),2011(1).

作者单位:厦门大学经济学院财政系
(责任编辑 刘静武)

①为了分析的简便性,我们假设 T 的数值为外生给定,并且有 $(1-\tau)w_2+T$ 小于 $(1-\tau)w_1$ 。

②对于部分年份缺失的变量,我们用插值法给予补齐。

③除了系统广义矩方法外,我们还用差分广义矩方法对各模型进行估计,以此作为参照。

④回归的估计结果为: $GAP_{it} = -1.55 + 0.835 * GAP_{it-1} + 0.157 * RP GDP_{it} - 0.115 * NONSOE_{it} - 0.551 * DC_{it} + 0.023 * PGE_{it} + 0.06 * PE_{it} + \varepsilon_{it}$ 。其误差自相关性以及工具变量有效性也都通过了检验,囿于篇幅,我们并未在正文中汇报。