

中国地方政府竞争、预算软约束与 扩张偏向的财政行为^{*}

方红生 张 军

内容提要：基于最新的实证研究文献，本文使用中国 1994—2004 年度 27 个省份的面板数据和系统广义矩方法估计了中国地方政府的周期性政策反应函数。估计结果表明，无论是基于全部政府支出，还是基于分类支出，中国地方政府都实行的是一种在衰退期比繁荣期更为积极的“扩张偏向的财政政策”。本文认为这种“扩张偏向的财政政策”就是中国式分权的治理模式和预算软约束相互作用的一个可以解释的结果。接着，本文利用两个政府竞争指标证实了上述假说。最后提出了相应的政策建议。

关键词：反周期性财政政策 顺周期性财政政策 政府竞争 预算软约束

一、引言

在过去的十年中，国际经济学界越来越关注宏观调控经验中的财政政策行为。出人意料的是，研究发现，很多发展中国家的财政政策竟然是顺周期的（Cavin and Perotti, 1997；Talvi and Vegh, 2005；Catão and Sutton, 2002；Kaminski et al., 2004），这与传统的看法不符。根据凯恩斯主义理论，一国政府应该实施反周期性财政政策，否则会导致宏观经济不稳定；而根据新古典主义理论，一国政府应该实施政府支出和税率不变的政策。因此，大多数经济学家都同意这样的看法，即顺周期性财政政策将对一国的宏观经济稳定有害。然而，一国政府为什么会采用这种不利于宏观稳定的顺周期的财政政策？最新的研究认为，除金融约束外，最根本的因素还是在于一国的政治制度和政府治理体制（Tornell and Lane, 1999；Talvi and Vegh, 2005；Woo, 2005；Alesina et al., 2008）。

中国的现实情况是怎样的呢？方红生、张军（2009）首次对这个问题进行了较有创新性的研究。其创新性主要表现为两点。第一点是方法上的。他们发现现有文献中关于顺周期性的两阶段研究方法只会给出两种研究结论，要么认为一国或地区实施的是一种顺周期性财政政策，要么认为一国或地区实施的是一种反周期性财政政策，除此之外，没有第三种政策。而一阶段方法尽管可以克服上述局限，但是在考察政策行为的决定因素方面会遇到麻烦。因此，他们完全抛弃了现有的研究方法。第二点是理论上的。根据现有文献和中国的现实特征，他们提出了一个解释中国地方政府扩张偏向的财政政策的假说，认为中国地方政府扩张偏向的政策就是中国式分权的治理模式和缺乏良好的制度约束互动的一个可以解释的结果。

* 方红生，浙江财经学院经济与国际贸易学院，邮政编码：310018，电子信箱：fudancenter7@yahoo.com.cn；张军，复旦大学中国社会主义市场经济研究中心，邮政编码：200433，电子信箱：junzh.2000@fudan.edu.cn。本文为国家社科基金项目（08CJL008）、国家自然科学基金项目（70873022）、浙江省自然科学基金项目（Y6080332）、浙江省优秀青年教师资助计划项目、浙江省高校人文社科重点研究基地（财政学）的研究成果和 2009 年度中国经济学年会入选论文。除此之外，本文的研究还得到复旦大学国家哲学社会科学中国经济国际竞争力研究创新基地区域竞争力研究项目“金融深化、财政分权和中国的地区经济发展”以及上海市重点学科建设项目（西方经济学）的资助，作者深表感谢。本文初稿曾在浙江财经学院的“双周学术论坛”上报告过，与会者提出了建设性评论，匿名审稿人给出了十分宝贵的意见，陈诗一和傅勇给予重要数据支持，一并表示感谢。当然，文责自负。

详见方红生（2009）的理论和经验研究综述。

本文试图对以上两点做出改进。第一点,在方法上,我们承认有个权衡取舍,但是现有的一阶段方法在对一些因素进行控制的基础上可以很好的估计出政府在不同经济周期阶段上的反应函数,而方红生、张军(2009)关于“扩张偏向的政策”的研究结论或许是一阶段方法中控制因素的影响所致,并不是政府对经济周期的直接反应。因此,从试图揭示事实的角度看,我们更偏好一阶段方法。实际上,最新的几篇实证研究文献都采用的是这种方法(Andersen and Nielsen, 2007; Jaimovich and Panizza, 2007; Hercowitz and Strawczynski, 2004),但是这些文献在他们的文章中根本没有被提及,或许正是这种重要的遗漏导致他们最终放弃了一阶段方法。有意思的是,即使我们采用了最新实证文献中的“标准”做法,中国地方政府依然采用的是“扩张偏向的政策”。其中“标准”做法具有两个主要特征,一是在计量方程中引入了“繁荣”(boom)和“衰退”(recession)两个周期性指标,考察政策的反应是否具有非对称性;二是采用工具变量法和(或)系统广义矩方法对内生性进行处理。第二点,在理论上,我们认为中国地方政府“扩张偏向的政策”是中国式分权的治理模式和预算软约束相互作用的一个可以解释的结果。我们认为“中国式分权的治理模式”主要解决了中国地方政府有激励实施“扩张偏向的政策”的问题,但是要使这种政策变成现实,还需要解决一个“融资”问题,特别在经济发生衰退的时候。大多数发展中国家为什么在经济衰退时期实行顺周期性财政政策?其中的一个重要原因可能还是受到金融的约束。中国地方政府为什么可以在经济衰退时期实施扩张偏向的政策?一个重要的原因自然是中国地方政府解决了“金融约束”的问题。平新乔(2006)就曾给出一个中国地方政府“预算内软约束”和“预算外基本无约束”的著名论断。陈抗等(2002)曾提出“攫取之手”的概念,他们认为预算外收入和制度外收入基本上反映了“攫取之手”的行为。我们认为正是这种“攫取之手”解决了“金融约束”的问题,从而导致中国地方政府“预算软约束”。

除以上两点改进外,在检验理论假说部分,采用以税收为基础构造的政府竞争指标(傅勇、张晏, 2007),并且构造了一个以土地出让均价为基础的政府竞争指标,以此增强理论检验的稳健性。

本文的结构安排如下:在第二部分,基于最新的实证研究文献,我们采用1994—2004年度的中国省级面板数据估计中国地方政府的周期性政策反应函数。计量结果显示,无论是基于全部政府支出,还是基于分类支出,中国地方政府都实行的是一种在衰退期比繁荣期更为积极的“扩张偏向的政策”。第三部分是理论假说及其检验部分。理论假说是对第二部分所发现的“扩张偏向的政策”进行理论解释,我们认为中国地方政府“扩张偏向的政策”就是中国式分权的治理模式和预算软约束相互作用的一个可以解释的结果。随后,我们采用两个政府竞争指标对其进行检验。计量结果显示,我们的理论假说被证实。最后是结论与政策含义。

二、中国地方政府的周期性政策反应函数估计

(一) 计量模型设定

为了更好地揭示出中国地方政府的周期性政策反应函数,我们采用了最新实证研究文献中的一阶段计量模型设定方法,该设定可以估计出政府对不同周期阶段所做出的非对称性反应。参考Alesina et al (2008)、Jaimovich and Panizza (2007)、Hercowitz and Strawczynski (2004)和 Andersen and Nielsen (2007)的做法,我们将计量模型设定如下:

$$F_{it} = F_{it-1} + \beta_1 Gap_{it} \times Boom_{it} + \beta_2 Gap_{it} \times Recession_{it} + X_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中 F_{it} 是一个财政政策指标,遵循方红生、张军(2009),我们采用政府支出/GDP表示。除此之外,我们还考察政府支出结构中的主要类型,如基本建设支出、行政管理费支出和科教文卫支出。 Gap_{it} 是经济周期指标,是产出缺口的简称。我们产出缺口的估计方法同方红生、张军(2009)。 $Boom_{it}$ 表示经济繁荣,具体的定义是,如果 $Gap_{it} > 0$,则 $Boom_{it} = 1$,否则等于0。 $Recession_{it}$ 表示经济衰退,具体的定义是,如果 $Gap_{it} < 0$,则 $Recession_{it} = 1$,否则等于0。 X_{it} 是其它控制变量。遵循

Alesina et al (2008) 和 Jaimovich and Panizza (2007), 我们将外部冲击包含在控制变量中。考虑到外部冲击数据在中国很难获取, 作为尝试, 我们用杨灿明、孙群力 (2008) 的贸易依存度的条件标准差作为替代性指标。在控制变量中, 我们还加入了四个年度虚拟变量 (Year1998、Year1999、Year2002 和 Year2003) 用于控制样本期间较为重要事件的影响。在当年取值为 1, 其他年份取值为 0。Year1998 和 Year1999 用来控制亚洲金融危机的影响。Year2002 和 Year2003 用来考察在 2002 年实施并于 2003 年调整的具有适度集权效果的所得税分享改革的影响。 u_i 是省别效应, ε_{it} 是误差项。

除外部冲击的数据来源于杨灿明、孙群力 (2008) 的提供外, 这里其他变量所依赖的基础性数据都来源于《新中国五十五年统计资料汇编》。

(二) 估计方法

在上面所提到的四篇最新的实证文献中, 只有 Andersen and Nielsen (2007) 将 (1) 式看成是一个动态面板数据模型并用系统广义矩方法对其进行估计。我们知道, 对于时间跨度相对于截面数较小的动态面板数据模型而言, 采用动态面板数据处理技术是一个非常好的选择 (Roodman, 2006)。截止目前, 有两种处理技术, 一种是差分广义矩估计法, 另一种是系统广义矩方法。早前, 差分广义矩估计法 (first-differenced GMM, 简称 DIF-GMM) 被广泛用来处理动态面板数据模型中的严重内生性问题。DIF-GMM 的基本思路是先对 (1) 式进行一阶差分以去掉固定效应的影响, 然后用一组滞后的解释变量作为差分方程中相应变量的工具变量 (Arellano and Bond, 1991)。然而, Blundell and Bond (1998) 的进一步研究认为, DIF-GMM 估计量较易受弱工具变量的影响而产生向下的大的有限样本偏差。为了克服这一问题, Blundell and Bond (1998) 提出了系统广义矩方法 (System GMM, 简称 SYS-GMM)。SYS-GMM 估计量结合了差分方程和水平方程, 此外还增加了一组滞后的差分变量作为水平方程相应变量的工具。相对来说, SYS-GMM 估计量具有更好的有限样本性质。

在理论层面, GMM 估计量 (DIF-GMM 和 SYS-GMM) 的一致性关键取决于各项假设条件是否满足, 这需要进行两个检验, 第一个是通过 Hansen 过度识别约束检验对所使用的工具变量的有效性进行检验, 此检验的原假设是所使用的工具变量与误差项是不相关的; 第二个是通过 Arellano-Bond 的自相关检验方法对差分方程的随机误差项的二阶序列相关进行检验, 其原假设是一阶差分方程的随机误差项中不存在二阶序列相关。如果不能拒绝上述检验的原假设则意味着工具变量有效和模型设定正确。

在操作层面, 对于 GMM 估计结果是否有效可行, Bond et al. (2002) 给出了一种简单的检验方法, 即如果 GMM 估计值介于固定效应估计值和混合 OLS 估计值之间, 则 GMM 估计是可靠有效的。这是因为混合 OLS 估计通常会导致向上偏误的滞后项系数, 而在时间跨度较短的面板数据中, 采用固定效应估计则会产生一个严重向下偏误的滞后项系数。

除此之外, 在操作层面, 我们还应尽可能地满足一个拇指规则, 即工具变量数不超过截面数。Roodman (2006) 指出太多的工具变量数可能过度拟合内生变量而不能去掉内生部分。具有讽刺意味的是, 过多的工具变量还可能弱化上面的 Hansen 过度识别约束检验。

(三) 计量结果分析

1. 全部政府支出

我们利用 1994—2004 年度的 27 个省份的面板数据 (除西藏、重庆、四川和海南外) 和三种方法对 (1) 式进行估计, 估计结果见表 1。根据前面估计方法的讨论, 我们认为, 第 (3) 列 SYS-GMM 估计结果是稳健且可靠的。理由是: (1) Hansen test 不能拒绝工具变量有效的原假设; (2) AR (2) 检验不能拒绝一阶差分方程的随机误差项中不存在二阶序列相关的原假设; (3) 滞后项的估计值介于第

感谢两位作者的慷慨提供, 让我们有了一个尝试的机会。

(1)列 OLS 估计值和第(2)列 FE 估计值之间;(4)工具变量数(22)小于截面数(27)。因此,下面我们将根据第(3)列对计量结果进行分析。

首先,计量结果显示,在控制其他变量的影响之后,中国地方政府在衰退期采取的是反周期性财政政策,即实际 GDP 每低于潜在 GDP 一个百分点,中国地方政府的政府支出占 GDP 的比重将会平均增加约 1.7 个百分点。而在繁荣期则采取的是顺周期性财政政策,即实际 GDP 每高于潜在 GDP 一个百分点,中国地方政府的政府支出占 GDP 的比重将会平均增加约 0.25 个百分点。这意味着中国地方政府采取的是一种在衰退期比繁荣期更为积极的“扩张偏向的财政政策”。

其次,其他控制变量的符号也与我们的直觉一致。亚洲金融危机对政策的影响高度显著,1998 年和 1999 年分别使中国地方政府的政府支出占 GDP 的比重平均增加约 1.05 个百分点和 0.89 个百分点。在 2002 年实施并于 2003 年调整的具有适度集权效果的所得税分享改革对政策的影响也高度显著,2002 年和 2003 年分别使中国地方政府的政府支出占 GDP 的比重平均减少约 1.29 个百分点和 1.02 个百分点。

最后,考虑到篇幅的限制,我们并没有报告控制外部冲击后的结果。实际上,我们的计量结果显示,外部冲击变量高度不显著。我们的解释可能是下面三个原因的结合,一是控制亚洲金融危机影响的年度虚拟变量本身就可看成是对外部冲击的一种控制,二是外部冲击可能主要通过影响经济周期间接的来影响政府的政策,三是杨灿明、孙群力(2008)的贸易依存度的条件标准差可能还无法很好地刻画外部冲击的程度。

下面是分地区考察中国地方政府的周期性政策反应函数。考虑到动态面板数据处理技术要求时间跨度小于截面数,因此,我们并没有用分地区数据分别估计(1)式而是采用虚拟变量法一并估

表 1 中国地方政府的周期性政策反应函数估计(1994—2004)

	(1)	(2)	(3)
被解释变量	TEXP		
估计方法	OLS	FE	SYS-GMM
TEXP. 1	0.029*** (106.15)	-0.080*** (28.86)	-0.023*** (61.55)
Gap × Boom	-0.172** (-2.09)	0.087 (0.75)	0.249* (1.78)
Gap × Recession	-0.762*** (-6.48)	-1.074*** (-6.96)	-1.663*** (-4.27)
Year1998	0.738*** (3.12)	0.757*** (2.95)	1.046*** (4.57)
Year1999	0.609*** (2.52)	0.777*** (2.95)	0.887*** (5.80)
Year2002	-0.829*** (-2.94)	-0.548* (-1.84)	-1.289*** (-4.70)
Year2003	-1.586*** (-6.03)	-0.840*** (-2.62)	-1.020*** (-3.11)
AR(1)	—	—	0.002
AR(2)	—	—	0.103
Hansen Test	—	—	0.366
观察值	270	270	270
工具变量数	—	—	22

注:(1)括号中的数值是 t 统计量;(2)***表示在 1%水平上显著,**表示在 5%水平上显著,*表示在 10%水平上显著;(3)TEXP. 1, Gap × Boom 和 Gap × Recession 都是内生变量,其余都是外生变量;(4)TEXP 表示全部政府支出占 GDP 的比重;(5)为了满足工具变量数不大于截面数及工具变量有效性,对于内生变量我们使用了滞后两期并用了 collapse,对于因变量的一阶滞后我们用了滞后三期。

在 1%显著性水平上显著。
在 10%显著性水平上显著。

除此之外,即使控制了外部冲击,我们前面关于中国地方政府的“扩张偏向的财政政策”的研究结论仍然成立。

计三大地区的政策反应函数。估计结果见表 2。同理,我们认为,第(3)列 SYS-GMM 估计结果是稳健且可靠的。首先,计量结果显示,东部和中部地区都明显采用的是在衰退期比繁荣期更为积极的“扩张偏向的财政政策”,即在衰退期采用的是反周期性财政政策和在繁荣期采用的是顺周期性财政政策,但强度有所不同。具体地说,在东部,实际 GDP 每低于潜在 GDP 一个百分点,东部地方政府的政府支出占 GDP 的比重将会平均增加约 1.3 个百分点,而实际 GDP 每高于潜在 GDP 一个百分点,东部地方政府的政府支出占 GDP 的比重将会平均增加约 0.32 个百分点。在中部,实际 GDP 每低于潜在 GDP 一个百分点,中部地方政府的政府支出占 GDP 的比重将会平均增加约 1.75 个百分点,而实际 GDP 每高于潜在 GDP 一个百分点,中部地方政府的政府支出占 GDP 的比重将会平均增加约 0.53 个百分点。这也意味着与东部相比,中部地区采用的是更为积极的“扩张偏

表 2 中国地方政府的周期性政策反应函数估计(1994—2004):分地区考察

被解释变量	(1)	(2)	(3)
	TEXP		
估计方法	OLS	FE	SYS-GMM
TEXP. 1	0.018*** (98.79)	- 0.109*** (29.17)	- 0.035*** (48.63)
Gap × Boom × East	- 0.048 (- 0.48)	0.010 (0.07)	0.320** (2.30)
Gap × Recession × East	- 0.500*** (- 3.53)	- 0.529*** (- 2.66)	- 1.298*** (- 4.54)
Gap × Boom × Central	- 0.070 (- 0.61)	0.052 (0.30)	0.527** (2.15)
Gap × Recession × Central	- 0.638*** (- 3.98)	- 0.802*** (- 3.31)	- 1.753*** (- 3.59)
Gap × Boom × West	- 0.268* (- 1.84)	0.197* (1.11)	0.168 (0.82)
Gap × Recession × West	- 1.369*** (- 7.79)	- 1.927*** (- 8.98)	- 2.179*** (- 3.09)
Year1998	0.814*** (3.56)	0.704*** (2.91)	1.099*** (4.70)
Year1999	0.716*** (3.05)	0.768*** (3.11)	0.994*** (6.02)
Year2002	- 0.733*** (- 2.70)	- 0.390 (- 1.39)	- 1.180*** (- 4.45)
Year2003	- 1.430*** (- 5.52)	- 0.716** (- 2.38)	- 0.848** (- 2.12)
AR(1)	—	—	0.007
AR(2)	—	—	0.085
Hansen Test	—	—	0.603
观察值	270	270	270
工具变量数	—	—	30

注:(1)括号中的数值是 t 统计量;(2)***表示在 1%水平上显著,**表示在 5%水平上显著,*表示在 10%水平上显著;(3) F. 1, Gap × Boom × East, Gap × Recession × East, Gap × Boom × Central, Gap × Recession × Central, Gap × Boom × West 和 Gap × Recession × West 都是内生变量,其余都是外生变量;(4)如果某个省份属于某个地区,则代表该地区的虚拟变量为 1,否则为 0;(5)TEXP 表示全部政府支出占 GDP 的比重;(6)为了满足工具变量数不大于截面数及工具变量有效性,对于内生变量我们使用了滞后两期并用了 collapse,对于因变量的一阶滞后我们用了滞后三期。

Andersen and Nielsen(2007)也用了这种方法。

理由是:(1)Hansen test 不能拒绝工具变量有效的原假设;(2)AR(2) 检验在 5%显著性水平上不能拒绝一阶差分方程的随机误差项中不存在二阶序列相关的原假设;(3)滞后项的估计值介于第(1)列 OLS 估计值和第(2)列 FE 估计值之间;(4)相对于截面数(27),工具变量数(30)并没有过大。我们认为 5%显著性水平是可以接受的,Mackiewicz(2006)就曾在 5%显著性水平上讨论过工具变量有效性的问题。其实通过增大工具数是不难实现 AR(2) 值变大的。但是,我们还是尽可能地满足 Roodman(2006)工具数不大于截面数的建议。

向的财政政策”。其次,计量结果显示,与其他地区相比,西部地区在繁荣期并没有明显采用顺周期性财政政策而是采用的中性政策。不过,与其他地区相比,西部地区在衰退期则采取的是更为积极的反周期性财政政策。具体地说,实际 GDP 每低于潜在 GDP 一个百分点,西部地方政府的政府支出占 GDP 的比重将会平均增加约 2.18 个百分点。

最后,其他控制变量的符号也与直觉一致。分析见表 1。

2. 分解政府支出

遵循国外现有研究的做法,我们也对全部政府支出进行分解。基于中国支出的功能分类和中国学者的通常做法,我们主要考察基本建设支出、行政管理费支出和科教文卫支出三类。计量结果分别见表 3、表 4 和表 5。

计量结果显示,三大类支出与全部政府支出一样都表现为“扩张偏向的财政政策”。在三大类支出中,在衰退期,政府基本建设支出扩张的程度最大,其次是科教文卫支出,最低是行政管理费支出,而在繁荣期,政府行政管理费支出扩张的程度最大,其次是基本建设支出,最低是科教文卫支出。有意思的是,无论在哪种情形下,基本建设支出扩张的程度都大于科教文卫支出,这与傅勇、张晏(2007)的发现非常相似。他们发现,在中国式分权的治理模式下,中国政府支出结构偏向于基本建设支出而不是科教文卫支出。

系数为正但不显著。

表 3 中国地方政府的周期性政策反应
函数估计(1994—2004):基本建设支出

	(1)	(2)	(3)
被解释变量	INF		
估计方法	OLS	FE	SYS-GMM
INF . 1	- 0.07*** (32.34)	- 0.23*** (18.39)	- 0.18*** (34.57)
Gap × Boom	- 0.09* (- 1.74)	- 0.01 (- 0.26)	0.12** (2.22)
Gap × Recession	- 0.24*** (- 3.40)	- 0.31*** (- 4.05)	- 0.70*** (- 3.09)
AR(1)	—	—	0.002
AR(2)	—	—	0.135
Hansen Test	—	—	0.283
观察值	270	270	270
工具变量数	—	—	22

注:(1)括号中的数值是 t 统计量;(2)***表示在 1%水平上显著,**表示在 5%水平上显著,*表示在 10%水平上显著;(3)INF . 1, Gap × Boom 和 Gap × Recession 都是内生变量,其余都是外生变量;(4)INF 表示基本建设支出占 GDP 的比重;(5)未列的外生变量是表 1 中的年度虚拟变量;(6)为了满足工具变量数不大于截面数及工具变量有效性,对于内生变量我们使用了滞后两期并用了 collapse,对于因变量的一阶滞后我们用了滞后三期。

表 4 中国地方政府的周期性政策反应
函数估计(1994—2004):行政管理费支出

	(1)	(2)	(3)
被解释变量	ADM		
估计方法	OLS	FE	SYS-GMM
ADM . 1	- 0.08*** (32.34)	- 0.45*** (10.01)	- 0.17*** (19.81)
Gap × Boom	- 0.04 (- 1.60)	- 0.01 (- 0.27)	0.13** (2.68)
Gap × Recession	- 0.02 (- 0.72)	- 0.03 (- 0.75)	- 0.27*** (- 5.64)
AR(1)	—	—	0.086
AR(2)	—	—	0.17
Hansen Test	—	—	0.067
观察值	270	270	270
工具变量数	—	—	22

注:(1)括号中的数值是 t 统计量;(2)***表示在 1%水平上显著,**表示在 5%水平上显著,*表示在 10%水平上显著;(3)ADM . 1, Gap × Boom 和 Gap × Recession 都是内生变量,其余都是外生变量;(4)ADM 表示行政管理费支出占 GDP 的比重;(5)未列的外生变量是表 1 中的年度虚拟变量;(6)为了满足工具变量数不大于截面数及工具变量有效性,对于内生变量我们使用了滞后两期并用了 collapse,对于因变量的一阶滞后我们用了滞后三期。

三、理论假说及其检验

(一) 理论假说

前面对中国地方政府的周期性政策反应函数的估计说明,中国地方政府采取的是一种“扩张偏向的财政政策”。方红生、张军(2009)认为中国地方政府的这一政策行为就是中国式分权的治理模式和缺乏良好的制度约束互动的一个可以解释的结果。本文试图对此做出改进,我们认为中国地方政府“扩张偏向的财政政策”是中国式分权的治理模式和预算软约束相互作用的一个可以解释的结果。与方红生、张军(2009)假说中的“缺乏良好的制度约束”相比,我们所引入的“预算软约束”这一概念更“直接”地捕捉了政策行为的实际发生过程。具体

地说,我们认为“中国式分权的治理模式”主要解决了中国地方政府有激励实施“扩张偏向的政策”的问题,但是要使这种政策变成现实,还需要解决一个“融资”问题,特别在经济发生衰退的时候。大多数发展中国家为什么在经济衰退时期实行顺周期性财政政策?其中的一个重要原因可能还是受到金融的约束。中国地方政府为什么可以在经济衰退时期实施扩张偏向的政策?一个重要的原因自然是地方政府解决了“金融约束”的问题。我们认为,只有引入“预算软约束”这一概念才能更好地解释中国地方政府的“扩张偏向的财政政策”。实际上,在最近的一篇综述中,方红生(2009)就曾给出过金融约束理论可以增强其他新政治经济学理论对衰退期政策行为的解释力这一观点,而我们的假说则是从另一个角度体现了这一观点。

进一步地,由于中国式分权的治理模式对中国地方政府影响的一个重要渠道是政府竞争(张军等,2007;周黎安,2007;傅勇、张晏,2007),而政府竞争的努力程度越高,就越会形成扩张偏向的财政政策。因此,我们可以将前面的假说具体化为,中国地方政府“扩张偏向的财政政策”就是中国地方政府竞争与“预算软约束”相互作用的一个可以解释的结果。

(二) 理论检验

遵循现有的一阶段方法,为了检验上述理论假说,我们只需要将解释变量与(1)中衡量经济周期阶段的变量进行交互就可以了。计量经济学告诉我们,交互项数目越多,就越有可能导致高度共线性的产生。事实上,在我们下面的计量过程中都发现在一个计量方程中不能同时放入两个交互项,否则就会出现高度共线性。这也从另一个侧面说明,一阶段方法在考察政策行为的决定因素方面还存在技术上的缺陷。因此下面在所有计量报告中只出现一个交互项。

1. 基于税收竞争构造的政府竞争指标的检验

交互项之间的相关系数都显著高于共线性存在的门槛值0.7(Lind et al., 2002)。

表 5 中国地方政府的周期性政策反应函数估计(1994—2004):科教文卫支出

	(1)	(2)	(3)
被解释变量	SECH		
估计方法	OLS	FE	SYS-GMM
SECH. 1	- 0.004*** (57.16)	- 0.26*** (15.69)	- 0.05*** (40.37)
Gap × Boom	- 0.04 (- 1.52)	0.04 (1.24)	0.04 (1.00)
Gap × Recession	- 0.15*** (- 4.22)	- 0.23*** (- 5.93)	- 0.34*** (- 4.37)
AR(1)	—	—	0.122
AR(2)	—	—	0.350
Hansen Test	—	—	0.071
观察值	270	270	270
工具变量数	—	—	22

注:(1)括号中的数值是t统计量;(2)***表示在1%水平上显著,**表示在5%水平上显著,*表示在10%水平上显著;(3)SECH. 1, Gap × Boom 和 Gap × Recession 都是内生变量,其余都是外生变量;(4)SECH 表示科教文卫支出占 GDP 的比重;(5)未列的外生变量是表1中的年度虚拟变量;(6)为了满足工具变量数不大于截面数及工具变量有效性,对于内生变量我们使用了滞后两期并用了 collapse,对于因变量的一阶滞后我们用了滞后三期。

表6考察了政府竞争在决定政府财政行为方面的作用。不难发现,第(3)列SYS-GMM估计结果是稳健且可靠的。计量结果显示,中国地方政府的周期性政策反应力度取决于中国地方政府竞争的强度。政府竞争的强度越大,中国地方政府实施扩张偏向的财政政策的力度也就会越大,这一点在经济衰退期表现得尤为明显。这很符合我们的理论假说中对政府竞争的强调。

表7考察了预算软约束在决定政府财政行为方面的作用。根据假说中的讨论,我们可以用“攫取之手”衡量政府的预算软约束的程度。但是考虑到体制外收入数据很难获得,我们仅用政府预算外收入/GDP度量政府“攫取之手”的程度(Grab),也即预算软约束的程度。不难发现,第(3)列SYS-GMM估计结果是稳健且可靠的。计量结果显示,中国地方政府的周期性政策反应力度取决于中国地方政府预算软约束的程度。预算软约束的程度越大,中国地方政府实施扩张偏向的财政政策的力度也就会越大,这一点在经济衰退期表现得尤为明显。这很符合我们的理论假说中对预算软约束的强调。

表8考察了政府竞争和预算软约束在决定政府财政行为方面的作用。不难发现,第(3)列SYS-GMM估计结果是稳健且可靠的。计量结果显示,中国地方政府的周期性政策反应力度取决于中国地方政府竞争和预算软约束相互作用的程度。相互作用的程度越大,中国地方政府实施扩张偏向的财政政策的力度也就会越大,这一点在经济衰退期同样表现得尤为明显。这表明我们的理论假说得到了很好的验证。

表6 中国地方周期性政策反应力度取决于中国地方政府竞争的强度

	(1)	(2)	(3)
被解释变量	TEXP		
估计方法	OLS	FE	SYS-GMM
TEXP. 1	0.026*** (74.53)	-0.068*** (29.10)	-0.028*** (57.77)
Gap × Boom × Tcompetition	-0.187*** (-3.07)	-0.026 (-0.34)	0.233* (1.92)
Gap × Recession × Tcompetition	-0.430*** (-5.33)	-0.617*** (-6.14)	-1.347*** (-4.23)
AR(1)	—	—	0.003
AR(2)	—	—	0.063
Hansen Test	—	—	0.270
观察值	270	270	270
工具变量数	—	—	26

注:(1)括号中的数值是t统计量;(2)***表示在1%水平上显著,**表示在5%水平上显著,*表示在10%水平上显著;(3)表中所列的变量都是内生变量,其余未列的都是外生变量。未列的外生变量是表1中的年度虚拟变量;(4)Tcompetition表示以税收竞争为基础构造的政府竞争指标,构造方法和数据来源于傅勇、张晏(2007);(5)TEXP表示全部政府支出占GDP的比重;(6)为了满足工具变量数不大于截面数及工具变量有效性,对于内生变量我们使用了滞后两期并用了collapse,对于因变量的一阶滞后我们用了滞后一期。

理由是:(1)Hansen test不能拒绝工具变量有效的原假设;(2)AR(2)检验在5%显著性水平上不能拒绝一阶差分方程的随机误差项中不存在二阶序列相关的原假设;(3)滞后项的估计值介于第(1)列OLS估计值和第(2)列FE估计值之间;(4)工具变量数(26)小于截面数(27)。我们认为5%显著性水平是可以接受的,Mackiewicz(2006)就曾在5%显著性水平上讨论过工具变量有效性的问题。其实通过增大工具数是不难实现AR(2)值变大的。但是,我们还是尽可能地满足Roodman(2006)工具数不大于截面数的建议。

政府预算外收入数据来自各年《中国财政年鉴》。

理由是:(1)Hansen test不能拒绝工具变量有效的原假设;(2)AR(2)检验不能拒绝一阶差分方程的随机误差项中不存在二阶序列相关的原假设;(3)滞后项的估计值介于第(1)列OLS估计值和第(2)列FE估计值之间;(4)工具变量数(22)小于截面数(27)。

理由是:(1)Hansen test不能拒绝工具变量有效的原假设;(2)AR(2)检验在5%显著性水平上不能拒绝一阶差分方程的随机误差项中不存在二阶序列相关的原假设;(3)滞后项的估计值介于第(1)列OLS估计值和第(2)列FE估计值之间;(4)工具变量数(26)小于截面数(27)。

2. 基于土地均价构造的政府竞争指标：一个稳健性检验

在中国式分权的治理模式下，政府竞争的一个重要方面就是为了吸引内外资而展开的低价协议出让土地的竞争(陶然等,2007)。遗憾的是,在现有的统计资料中我们并不能找到我们样本期间的协议出让价的面板数据。但是在《中国国土资源统计年鉴(2007)》中,我们不仅发现了1999—2006年国有土地招拍挂出让面积占出让总面积比重变化的数据,见图1。而且我们还发现了2003—2006年国有土地招拍挂出让宗数占出让总宗数比重变化的数据,见图2。图1和图2表明中国国有土地的出让方式中行政协议方式是主体而市场化的方式仅仅是辅助,这意味着中国地方政府可以较容易地对辖区内的国有土地的出让均价实行控制,在我们的样本期内更是如此。此外,在《中国国土资源年鉴》和《中国国土资源统计年鉴》中,除1994年和1997年外,我们找到了样本期间的土地出让总收入和土地出让总面积的面板数据。因此,我们可以构造一个以土地出让均价为基础的政府竞争指标。但考虑到不同地区土地出让均价有着非常大的差异(见图3),我们分三大地区构造政府竞争指标。具体地说,先构造每一地区每一年的土地出让均价,然后再用该均价除以地区内当年每个省份的土地出让均价就可得到相应省份的政府竞争指标Lcompetition。该值越大,某个省份某年的政府竞争的努力程度就越大。最后将所有地区的政府竞争指标的数据汇总就可得到一个以土地出让均价为基础的政府竞争指标的面板数据。

表7 中国地方周期性政策反应力度取决于预算软约束的程度

被解释变量	(1)	(2)	(3)
	TEXP		
估计方法	OLS	FE	SYS-GMM
TEXP. 1	0.030*** (115.11)	-0.069*** (30.21)	-0.018*** (65.89)
Gap × Boom × Grab	-0.041** (-2.16)	-0.010 (-0.38)	0.071* (1.80)
Gap × Recession × Grab	-0.167*** (-6.03)	-0.214*** (-6.02)	-0.407*** (-3.31)
AR(1)	—	—	0.002
AR(2)	—	—	0.104
Hansen Test	—	—	0.204
观察值	270	270	270
工具变量数	—	—	22

注:(1)括号中的数值是t统计量;(2)***表示在1%水平上显著,**表示在5%水平上显著,*表示在10%水平上显著;(3)表中所列的变量都是内生变量,其余未列的都是外生变量。未列的外生变量是表1中的年度虚拟变量;(4)TEXP表示全部政府支出占GDP的比重;(5)为了满足工具变量数不大于截面数及工具变量有效性,对于内生变量我们使用了滞后两期并用了collapse,对于因变量的一阶滞后我们用了滞后三期。

表8 中国地方周期性政策反应力度取决于政府竞争和预算软约束相互作用的程度

被解释变量	(1)	(2)	(3)
	TEXP		
估计方法	OLS	FE	SYS-GMM
TEXP. 1	0.034*** (121.52)	-0.069*** (30.21)	-0.042*** (42.07)
Gap × Boom × Tcompetition × Grab	-0.038*** (-2.68)	-0.017 (-0.89)	0.090* (1.97)
Gap × Recession × Tcompetition × Grab	-0.123*** (-5.90)	-0.156*** (-6.02)	-0.411*** (-3.89)
AR(1)	—	—	0.002
AR(2)	—	—	0.063
Hansen Test	—	—	0.380
观察值	270	270	270
工具变量数	—	—	26

注:(1)括号中的数值是t统计量;(2)***表示在1%水平上显著,**表示在5%水平上显著,*表示在10%水平上显著;(3)表中所列的变量都是内生变量,其余未列的都是外生变量。未列的外生变量是表1中的年度虚拟变量;(4)TEXP表示全部政府支出占GDP的比重;(5)为了满足工具变量数不大于截面数及工具变量有效性,对于内生变量我们使用了滞后两期并用了collapse,对于因变量的一阶滞后我们用了滞后一期。

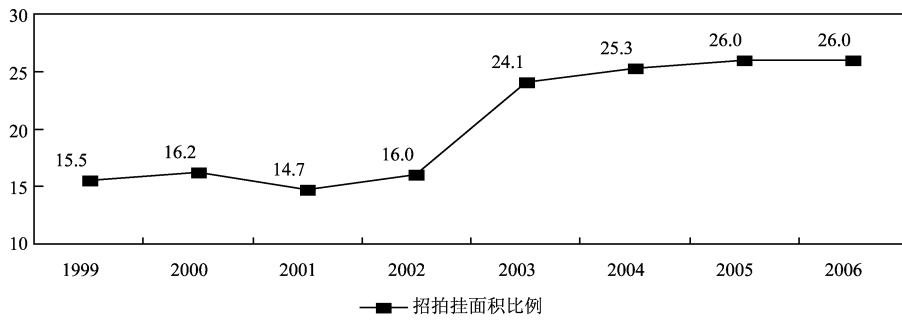


图1 1999—2006年国有土地招拍挂出让面积占出让总面积比重的变化

资料来源:中国国土资源统计年鉴(2007)。

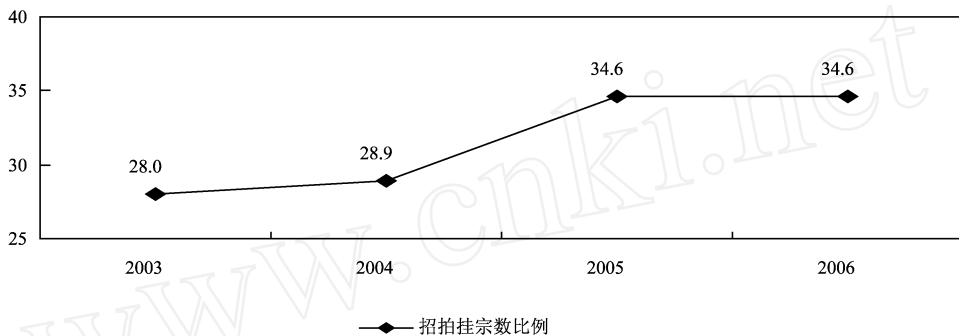


图2 2003—2006年国有土地招拍挂出让宗数占出让总宗数比重的变化

资料来源:中国国土资源统计年鉴(2007)。

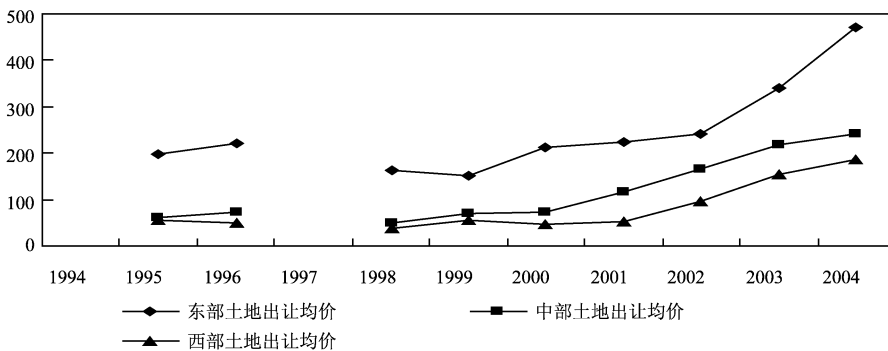


图3 1994—2004年间中国三大地区国有土地出让均价变化

单位:万元/公顷。

表9是对政府竞争作用的稳健性考察。不难发现,第(3)列SYS—GMM估计结果是稳健且可靠的。计量结果显示,在衰退期,中国地方政府政策反应力度取决于中国地方政府竞争的强度。政府竞争的强度越大,中国地方政府实施反周期性的财政政策的力度也就会越大。但在繁荣期,政府竞争的影响不显著。

理由是:(1) Hansen test 不能拒绝工具变量有效的原假设;(2) AR(2) 检验不能拒绝一阶差分方程的随机误差项中不存在二阶序列相关的原假设;(3) 滞后项的估计值介于第(1)列 OLS 估计值和第(2)列 FE 估计值之间;(4) 工具变量数(23)小于截面数(27)。

表 10 是对政府竞争和预算软约束相互作用的作用的稳健性考察。不难发现,第(3)列 SYS-GMM 估计结果是稳健且可靠的。计量结果显示,在衰退期,中国地方政府政策反应力度取决于中国地方政府竞争和预算软约束相互作用的强度。相互作用的强度越大,中国地方政府实施反周期性的财政政策的力度也就会越大。但在繁荣期,相互作用的影响并不显著,这可能是当前所构造的指标还无法很好地刻画真实的政府竞争程度所致。

四、结论与政策建议

基于最新的实证研究文献,本文使用中国 1994—2004 年度 27 个省份的面板数据和系统广义矩方法估计了中国地方政府的周期性政策反应函数。估计结果表明,在衰退期,中国地方政府执行的是非常积极的反周期性财政政策,即实际 GDP 每低于潜在 GDP 一个百分点,中国地方政府的政府支出占 GDP 的比重将会平均增加约 1.7 个百分点,而在繁荣期,中国地方政府执行的是顺周期性财政政策,即实际 GDP 每高于潜在 GDP 一个百分点,中国地方政府的政府支出占 GDP 的比重将会平均增加约 0.25 个百分点。除此之外,我们还估计了三大地区的周期性政策反应函数。估计结果表明,东部和中部地区都明显采用的是在衰退期比繁荣期更为积极的“扩张偏向的财政政策”,但强度

表 9 中国地方周期性政策反应力度取决于中国地方政府竞争的强度:稳健性考察

被解释变量	(1)	(2)	(3)
	TEXP		
估计方法	OLS	FE	SYS-GMM
TEXP. 1	0.038*** (110.73)	-0.063*** (26.23)	0.028*** (61.81)
Gap × Boom × Lcompetition	-0.126*** (-2.66)	-0.081 (-1.33)	-0.134 (-1.41)
Gap × Recession × Lcompetition	-0.305*** (-4.61)	-0.346*** (-4.20)	-0.721*** (-4.17)
AR(1)	—	—	0.002
AR(2)	—	—	0.138
Hansen Test	—	—	0.321
观察值	243	243	243
工具变量数	—	—	23

注:(1)括号中的数值是 t 统计量;(2)***表示在 1%水平上显著,**表示在 5%水平上显著,*表示在 10%水平上显著;(3)表中所列的变量都是内生变量,其余未列的都是外生变量。未列的外生变量是表 1 中的年度虚拟变量;(4)TEXP 表示全部政府支出占 GDP 的比重;(5)为了满足工具变量数不大于截面数及工具变量有效性,对于内生变量我们使用了滞后两期并用了 collapse,对于因变量的一阶滞后我们用了滞后一期。

表 10 中国地方周期性政策反应力度取决于政府竞争和预算软约束相互作用的程度:稳健性考察

被解释变量	(1)	(2)	(3)
	TEXP		
估计方法	OLS	FE	SYS-GMM
TEXP. 1	0.034*** (111.68)	-0.073*** (26.54)	0.008*** (58.55)
Gap × Boom × Lcompetition × Grab	-0.033** (-2.40)	-0.025 (-1.47)	-0.013 (-0.40)
Gap × Recession × Lcompetition × Grab	-0.098*** (-5.11)	-0.107*** (-4.63)	-0.253*** (-3.78)
AR(1)	—	—	0.002
AR(2)	—	—	0.115
Hansen Test	—	—	0.203
观察值	243	243	243
工具变量数	—	—	23

注:(1)括号中的数值是 t 统计量;(2)***表示在 1%水平上显著,**表示在 5%水平上显著,*表示在 10%水平上显著;(3)表中所列的变量都是内生变量,其余未列的都是外生变量。未列的外生变量是表 1 中的年度虚拟变量;(4)TEXP 表示全部政府支出占 GDP 的比重;(5)为了满足工具变量数不大于截面数及工具变量有效性,对于内生变量我们使用了滞后两期并用了 collapse,对于因变量的一阶滞后我们用了滞后一期。

理由是:(1)Hansen test 不能拒绝工具变量有效的原假设;(2)AR(2) 检验不能拒绝一阶差分方程的随机误差项中不存在二阶序列相关的原假设;(3)滞后项的估计值介于第(1)列 OLS 估计值和第(2)列 FE 估计值之间;(4)工具变量数(23)小于截面数(27)。

有别。具体地说,在东部,实际 GDP 每低于潜在 GDP 一个百分点,东部地方政府的政府支出占 GDP 的比重将会平均增加约 1.3 个百分点,而实际 GDP 每高于潜在 GDP 一个百分点,东部地方政府的政府支出占 GDP 的比重将会平均增加约 0.32 个百分点。在中部,实际 GDP 每低于潜在 GDP 一个百分点,中部地方政府的政府支出占 GDP 的比重将会平均增加约 1.75 个百分点,而实际 GDP 每高于潜在 GDP 一个百分点,中部地方政府的政府支出占 GDP 的比重将会平均增加约 0.53 个百分点。这也意味着与东部相比,中部地区政府采用的是更为积极的“扩张偏向的财政政策”。不过,与其他地区相比,西部地区政府在繁荣期并没有明显采用的是顺周期性财政政策而是采用的中性政策,但在衰退期则采取的是更为积极的反周期性财政政策。具体地说,实际 GDP 每低于潜在 GDP 一个百分点,西部地方政府的政府支出占 GDP 的比重将会平均增加约 2.18 个百分点。然后,基于现有文献和中国的现实,我们对“中国扩张偏向的财政政策”提供了一种理论解释,我们认为“中国扩张偏向的财政政策”就是中国式分权的治理模式和预算软约束相互作用的一个可以解释的结果。最后,我们利用两个政府竞争指标证实了上述假设。

本文的政策含义有以下几点。第一,中国式分权治理模式是一把“双刃剑”,即对于治理经济衰退非常有效,但一旦经济处于繁荣时期,中国地方政府将不可避免地成为经济不稳定的加速器。因此,如何让中国地方政府在经济繁荣时期也有助于宏观经济的稳定是关键。我们认为方红生、张军(2009)的建议是一个不错的选择,即要将中国式分权治理模式中以 GDP 为主的政绩考核机制调整为以经济稳定优先并兼顾民意的政府考核机制。第二,我们的研究表明,中国式分权的治理模式之所以可以有效地治理经济衰退问题,实际上还得益于中国的财政体制安排给予了中国地方政府“攫取之手”的行动空间。在当前的金融体制下,没有这个行动空间,中国地方政府很难很好地解决“金融约束的问题”。但是,中国的财政体制安排却有着太多的问题(平新乔,2006;陈抗等,2002)。从本文的角度看,中国地方政府积极的反周期性财政政策的成功实施可能是以中国民间的消费需求和投资需求的下降为代价的。显然,这不是我们愿意看到的结果。因此,如何在合理规范预算外收入的征收和管理的同时又能解决经济衰退期下的中国地方政府所面临的“金融约束的问题”是另一个关键。我们认为,中国地方政府在经济繁荣时期进行储蓄并配合在经济衰退期发行地方债是一个可行的政策选择。第三,无论是基于全部政府支出,还是基于分类支出,我们所估计的中国地方政府的政策反应函数都是“扩张偏向的财政政策”,这提醒我们要务必关注中国地方政府的财政政策的可持续性。为确保财政政策的可持续性,我们认为,除调整政府考核机制外(即第一点),中央政府还要设计出一个可确保中国地方政府在经济繁荣时的财政盈余得到储蓄的财政安排。Hagen and Harden(1995)和 Eichengreen et al. (1996)就曾建议一个国家应设立一个如同独立的中央银行这样的独立的“国家财政委员会”(national fiscal council)机构以便抵制外界的政治压力,我们不妨参考借鉴之。除此之外,构造制度约束(即制度检查、公共决策过程的制衡和良好质量的政府制度)也是实现一国财政纪律和财政健康的重要保证(Woo,2005)。

参考文献

- 陈抗、Arye L. Hillman、顾清扬,2002:《财政集权与地方政府行为变化——从援助之手到攫取之手》,《经济学(季刊)》第2卷第1期。
- 方红生,2009:《顺周期性财政政策研究进展》,《经济学动态》第1期。
- 方红生、张军,2009:《中国地方政府扩张偏向的财政行为:观察与解释》,《经济学(季刊)》第8卷第3期。
- 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。
- 平新乔,2006:《中国地方预算体制的绩效评估及指标设计》,工作论文 No. C2006018,北大中国经济研究中心。
- 陶然、袁飞、曹广忠,2007:《区域竞争、土地出让与地方财政效应:基于1999—2003年中国地级城市面板数据的分析》,《世界经济》第10期。

- 杨灿明、孙群力,2008:《外部风险对中国地方政府规模的影响》,《经济研究》第9期。
- 张军、高远、傅勇、张弘,2007:《中国为什么拥有了良好的基础设施?》,《经济研究》第3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。
- Alesina A. , F. R. Campante and G. Tabellini , 2008, “ Why is Fiscal Policy Often Procyclical ? ”, *Journal of the European Economic Association* , 6(5) , 1006 —1036.
- Andersen A. L. and L. H. W. Nielsen , 2007, “ Fiscal Transparency and Procyclical Fiscal Policy ”, Working Paper , University of Copenhagen.
- Arellano M. and S. Bond , 1991, “ Some Tests of Specification for Panel Data : Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations ”, *Review of Economic Studies* , 58 , 277 —297.
- Blundell R. and S. Bond , 1998, “ Initial Conditions and Moments Restrictions in Dynamic Panel Data Models ”, *Journal of Econometrics* , 87 , 115 —143.
- Bond S. , 2002, “ Dynamic Panel Data Models : A Guide to Micro Data Methods and Practice ”, Working Paper 09/02 , Institute for Fiscal Studies , London.
- Catão L. A. and W. S. Bennett , 2002, “ Sovereign Defaults : The Role of Volatility ”, IMF Working Papers 02/149.
- Eichengreen , B. et al. , 1996, “ Reforming Fiscal Institutions in Latin America : the Case for a National Fiscal Council ”, Mimeo , Inter-American Development Bank.
- Gavin M. and R. Perotti , 1997, “ Fiscal Policy in Latin America ”, In Bernanke , Ben and Rotemberg , Julio , NBER Macroeconomics Annual , Cambridge , MA : MIT Press.
- Hagen V. and I. Harden , 1995, “ Budget Processes and Commitment to Fiscal Discipline ”, *European Economic Review* , 39 , 771 —779.
- Hercowitz Z. and M. Strawczynski , 2004, “ Cyclical Ratcheting in Government Spending ”, *Review of Economics and Statistics* , 86(1) , 353 —361.
- Jaimovich Dany and Ugo Panizza , 2007, “ Procyclicality or Reverse Causality ? ”, RES Working Papers 1029 , Inter-American Development Bank.
- Kaminski G. , C. Reinhart and C. Vegh , 2004, “ When it Rains it Pours : Procyclical Capital Flows and Macroeconomic Policies ”, In Mark Gertler and Kenneth Rogoff (eds) , NBER Macroeconomic Annual , Cambridge , MA : MIT Press.
- Lind A. , W. Marchal and R. Mason , 2002, *Statistical Techniques in Business and Economics* , McGraw-Hill , Irwin.
- Mackiewicz M. , 2006, “ The Cyclical Behavior of Fiscal Surpluses in the OECD Countries —A Panel Study ”, Working paper.
- Roodman D. , 2006, “ How to Do xtabond2 : An Introduction to “ Difference ” and “ System ” GMM in Stata ”, Working Paper 103.
- Talvi E. and C. Vegh , 2005, “ Tax Base Variability and Procyclicality of Fiscal Policy ”, *Journal of Development Economics* , 78 , 156 —190.
- Tornell A. and P. R. Lane , 1999, “ The Voracity Effect ”, *American Economic Review* , 89 , 22 —46.
- Woo J. , 2005, “ The Behavior of Fiscal Policy : Cyclical and Discretionary Fiscal Decisions ”, Working paper.

Chinese Local Government , Soft Budget Constraint and Expansion-biased Fiscal Behavior

Fang Hongsheng and Zhang Jun

(Zhejiang University of Finance & Economics ; China Center for Economic Studies , Fudan University)

Abstract : Based on the latest empirical literature , it estimates Chinese local government 's cyclical policy response function using an annual balanced panel for 27 provinces over the period of 1994 —2004 and System GMM method. We find , whenever based on total expenditure or decomposed expenditure , Chinese local governments conduct a more active expansion-biased fiscal policy during the recession than during the boom. It thinks that this policy response is an interactive outcome of Chinese-style fiscal decentralization and soft budget constraint. Then , it verifies our hypothesis using two government competition indicators. Finally , we give relevant policy suggestions.

Key Words : Anti-cyclical Fiscal Policy ; Procyclical Fiscal Policy ; Government Competition ; soft Budget Constraint

JEL Classification : D78 , E69

(责任编辑 : 成 言) (校对 : 晓 鸥)