

财政分权与经济周期波动研究:基于 AS-AD 的视角

丁从明^{1,2}, 陈仲常¹

(1. 重庆大学 贸易与行政学院, 重庆 400030;

2. 重庆大学 经济与工商管理学院, 重庆 400030)

摘要:文章基于 AS-AD 的分析框架, 利用 Blanchard-Quah 的 SVAR 分解方式, 研究了财政分权对经济周期波动的影响。由于公共投资的挤出效应以及资本效率部门间的差异, 财政分权在带来需求冲击增加的同时, 也带来了负向的供给冲击效应, 二者共同的作用使得: (1) 经济运行中表现出“价格与产出正向关联”; (2) 经济波动表现出“收—放”循环的特征, 即分权导致产出增加、物价上涨, 限制经济过热则导致产出与物价的下降; (3) 分权促进经济增长并非源于分权增加社会供给能力, 而是源于分权增加了社会需求水平。根据 1952—2007 年的数据, 文章检验了上述推论, 并指出频繁调整的中央与地方财政关系是经济波动“大起大落”的重要因素。

关键词: 财政分权; 经济周期波动; 总供给—总需求模型; 结构 VAR

中图分类号: F037.1; F810.7 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2009)11-0004-12

一、经济波动的特征事实与研究问题的提出

中国宏观经济运行最显著的特征就是价格波动与经济增长高度正相关的联动模式, 且表现出明显的“收—放”循环(见图 1)。20 世纪 90 年代中期以前, 经济增长与价格波动呈现明显的亦步亦趋的对应关系(Brandt 和 Zhu, 2000); 90 年代中期经济实现“软着陆”以来, 产出与物价的联系似乎被打破。新的经济运行特点被标注为“高增长, 低通胀”, 见图 1 左。理论界提出了大量的假说对这一“缩长”现象进行解释(Lin, 2000; 樊纲, 2003; 龚刚、林毅夫, 2007; 中国经济增长与宏观稳定课题组, 2007; 龚敏、李文博, 2007)。但是如果剔除经济变量的趋势成分, 则 90 年代中期以来的经济波动与之前相比较, 并不存在什么特别的地方, 基本的价格与产出的关联关系依然存在, 见图 1 右。进入 2000 年以来, 无论是产出还是通货膨胀的周期性成分均表现出明显的上涨趋势。与此同时经济表现出稳定的“收—放”循环, 即财政分权与经济波动高度关联, 见图 1 右, 实线表示财政分权指标。

收稿日期: 2009-08-20

基金项目: 国家社会科学基金项目(07BJY071)

作者简介: 丁从明(1979—), 男, 江苏涟水人; 重庆大学贸易与行政学院讲师, 重庆大学经济与工商管理学院博士生; 陈仲常(1949—), 女, 重庆人, 重庆大学贸易与行政学院教授, 博士生导师。

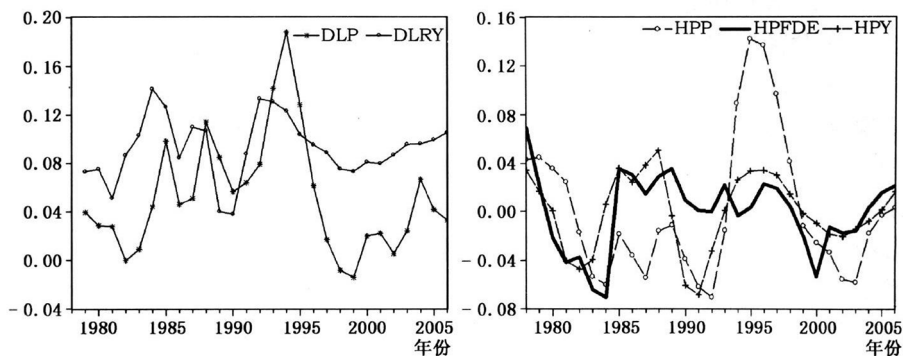


图 1 财政分权与价格波动

图 1 可归纳出中国经济波动过程中的三点“特征事实”。

特征事实 1: 产出与价格水平存在明显的正向联动关系, 二者相关系数为 0.52。显然这一顺周期的价格行为与传统的凯恩斯主义经济波动理论的预测基本一致, 而不同于真实经济周期价格水平逆周期的预测。20 世纪 90 年代中期后的“高增长, 低通胀”现象, 似乎打破了产出与价格的正向联动关系。但是一旦除去变量的趋势成分, 则可以发现产出与价格的正向联动关系依然存在, 1998—2007 年剔除趋势的价格水平与产出水平的相关系数高达 0.89, 意味着潜在的推动经济波动的内在因素并没有消失。

特征事实 2: 价格水平波动幅度远大于产出水平波动幅度, 在产出水平上升时, 价格以更大的幅度上升; 当产出下降时, 价格以更大的幅度下降。剔除趋势后的价格指标的标准差系数为 0.058, 产出指标的标准差系数为 0.0315, 显示出价格水平的更大的波动幅度。

特征事实 3: 财政分权的变化贯穿经济波动的始终, 而且财政分权与经济波动表现出高度相关, 每一次分权都伴随着产出的增长与物价水平的上升, 而每一次收权又伴随着产出与价格的下降, 经济表现出“收—放”的循环, 这一循环贯穿整个经济改革过程。

基于上述特征事实, 本文将主要研究如下问题: 为什么价格与产出之间表现出高度正向关联关系? 财政分权在上述的经济波动中起到什么样的作用? 即分权是通过什么样的机制影响经济的“大起大落”? 是通过影响经济体的供给面还是需求面? 为什么? 在中国经济波动“收—放”循环的研究中, Brandt 和 Zhu(2000)较早提出财政分权的理论解释, 指出分权带来信贷分流, 造成民营企业迅速发展与国有企业的困难, 民营企业的效率更高, 所以分权带来经济产出的增加。如何解释价格的上涨呢? Brandt 和 Zhu 借助政府对国有企业福利的承诺。财政分权进一步削弱了中央政府的财力, 为了维持对国企的补贴直接导致财政赤字的货币化, 引起物价上涨。其后, Feltensteina 和 Iwata

(2005)使用同样逻辑框架,运用带有潜变量的 VAR 研究了分权对 1952—1996 年经济波动的影响。实证研究支持财政分权是经济波动的重要因素。

与上述两份研究文献不同,本文采用了凯恩斯主义的 AS-AD 研究框架,主要基于如下考虑:(1)价格的顺周期行为暗示利用凯恩斯主义理论解释中国的经济波动可能是一个更加合适的工具;(2)传统模式在研究分权与增长的关系时,主要采用新古典的长期分析框架或现代激励理论,这一分析框架隐含了分权是通过提高供给能力从而提高经济增长率。但是上述含义与中国经济波动的特征事实 1 并不吻合。如果分权对经济增长的影响主要通过增加供给能力,则我们应该可以发现“产出增加与价格下降”并存的局面,而不是相反!

二、财政分权与经济波动的理论分析

我们将利用简单的宏观经济框架说明财政分权对经济体产生的供给冲击效应与需求冲击效应可能具有的非对称性影响。财政分权在财政关系中虽然主要表现为中央与地方的财权、事权的重新划分,但是,从政府投资的视角而言:更大规模的财政分权直接表现在地方财政自主权的扩大以及地方财政规模的扩大,并进而带来“基本建设投资规模”增加(傅勇、张晏,2007)。为建模简单起见,本文假设中央财政支出因为支出刚性保持不变的增长速度,从而将财政分权近似解释为地方政府财政支出规模的增加。在三部门情况下,可以将总需求写成形式(1)的等式:

$$y_t^d = c_t + i_t + g_t + l_t \quad (1)$$

其中: c_t 、 i_t 、 g_t 、 l_t 分别表示消费支出、投资支出和中央与地方政府购买支出,在标准的 AS-AD 框架下,政府支出增加,可能形成政府投资支出对私人投资支出的挤出效应,挤出的原因可能来源于政府支出增加、利率上升,从而导致民间投资的间接下降;也可能来源于政府直接投资于具有竞争性和营利性行业,从而导致对民间投资的直接挤出。设挤出效应为 τ ,即地方政府支出增加 Δl_t ,将使得私人投资下降 $\Delta i_t = -\tau \Delta l_t$,令 Δy_t^d 表示需求冲击。对 Δy_t^d 求 l_t 偏导数(利用 $\Delta i_t = -\tau \Delta l_t$),可以获得财政分权对需求冲击的影响函数:

$$\partial \Delta y_t^d / \partial l_t = 1 - \tau > 0 \quad (2)$$

由公式(2)可见:财政分权带来的地方政府支出增加将对需求冲击的影响产生两种效应:直接的需求增加影响为 1,间接的挤出效应为 $-\tau$,所以综合的需求冲击影响为 $1 - \tau$,给定 $\tau \in (0, 1)$,则分权对经济需求的冲击影响为正。

为了进一步分析财政分权下地方政府支出行为带来的供给冲击效应,考虑如下最简单的 AK 生产函数:

$$\begin{cases} y_t^s = A_p k_t^p + A_g k_t^g + A_l k_t^l \\ \Delta i_t = -\tau \Delta l_t \end{cases} \quad (3)$$

(3)式表示总产出由三部门的产出组成,民间部门产出,中央与地方政府

部门投资带来的产出,其中 k^p 、 k^g 、 k^l 分别表示私人投资的资本存量、中央政府和地方政府投资形成的公共资本存量, A_p 、 A_g 、 A_l 分别表示私人部门、中央政府和地方政府部门的投资效率参数,(3)式中的第二个等式反映了地方政府投资对私人投资的挤出效应的约束,对(3)式中的供给方程 y_t^s 进行差分,令 Δy_t^s 为供给冲击,利用 $i_t = k_t^p - k_{t-1}^p$ 、 $g_t = k_t^g - k_{t-1}^g$ 和 $l_t = k_t^l - k_{t-1}^l$ 可得如下供给冲击方程:

$$\Delta y_t^s = A_p i_t + A_g g_t + A_l l_t \quad (4)$$

对(4)式 Δy_t^s 求地方支出 l_t 的偏导数,并利用 $\Delta i_t = -\tau \Delta l_t$,则可获得如下财政分权对供给冲击的总影响力:

$$\partial \Delta y_t^s / \partial l_t = -A_p (\tau - A_l / A_p) \quad (5)$$

由(5)式可见,地方财政分权的供给冲击效应具有不确定性,依赖于挤出效应与生产率差异的比较,生产率差异的临界值正好是挤出效应 τ 。具体见(6)式:

$$\text{sign } \frac{\partial \Delta y_t^s}{\partial l_t} = \begin{cases} > 0 & \text{如果 } \tau < A_l / A_p \\ = 0 & \text{如果 } \tau = A_l / A_p \\ < 0 & \text{如果 } \tau > A_l / A_p \end{cases} \quad (6)$$

如果两部门生产率差异足够大,即私人部门的投资效率比政府部门的投资效率更高,则给定适当的挤出效应 τ ,财政分权带来的供给冲击可能为负;给定挤出效应,如果部门间投资效率差异等于挤出效应 τ ,则供给冲击效应为零;反之,供给冲击效应为正。

总结(2)式、(6)式的需求冲击与供给冲击,有如下推论:

推论 1:给定地方政府投资对民间投资挤出的不完全性,即给定 $\tau \in (0, 1)$,则财政分权带来的地方政府支出增加导致的需求冲击效应为正。财政分权带来的需求冲击在带来产出水平暂时增加的同时,也推动物价水平的提高。

推论 2:给定政府投资与民间投资的生产率水平存在差异(Zhang 和 Zou, 1998),则地方政府支出增加对全社会的供给冲击并不一定为正,即财政分权并不一定带来生产能力的提高。相反,如果私人部门和政府部门间的投资效率差异足够大,则可能导致供给冲击效应为零,甚至为负。所以财政分权本身对生产能力的影响具有不确定性。

推论 3:在一个 AS-AD 框架内,财政分权同时影响产出水平与价格波动。其具体影响效果取决于供给冲击的力度和方向:(1)如果供给冲击效应为正,则产出增加,价格不确定;(2)如果供给冲击效应为零,则产出增加,价格上升;(3)如果供给冲击效应为负,则价格上升,产出不确定。

三、研究方法 with 数据分解

1. 分解方法。为了分析财政分权对价格和产品的具体影响渠道,需要分

解识别出经济波动中不可观察的供给冲击与需求冲击。Blanchard-Quah (1989) 利用一个双变量的 VAR 系统, 通过适当的约束条件分解出供给冲击与需求冲击。我们将利用此分解方法进行数据分解。公式(7)一(12)主要参考 Enders(2004)的表述, 将产出和通货膨胀表示为过去供给冲击和需求冲击的向量移动平均形式(VMA):

$$\Delta y_t = \mu_1 + \sum_{k=0}^{\infty} c_{11}(k) \epsilon_{t-k}^s + \sum_{k=0}^{\infty} c_{12}(k) \epsilon_{t-k}^d \quad (7)$$

$$\pi_t = \mu_2 + \sum_{k=0}^{\infty} c_{21}(k) \epsilon_{t-k}^s + \sum_{k=0}^{\infty} c_{22}(k) \epsilon_{t-k}^d$$

其中: Δy_t 定义为 t 期的产出水平的对数差分, π_t 表示价格水平的对数差分, 即通货膨胀率。 ϵ_t^s 、 ϵ_t^d 分别表示供给冲击和需求冲击, 两者相互正交, 且方差标准化为 1。可以将(7)式表示成矩阵形式:

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} C_{11}(L) & C_{12}(L) \\ C_{21}(L) & C_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_t^s \\ \epsilon_t^d \end{bmatrix} \quad (8)$$

$C_{ij}(L)$ 表示对应系数为 $c_{ij}(k)$ 的滞后算子多项式。由于(8)式无法直接估计, 所以需要利用间接方法分解出供给冲击和需求冲击 ϵ_t^s 、 ϵ_t^d , 首先回归如下形式的 VAR 模型:

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{11}(L) & A_{12}(L) \\ A_{21}(L) & A_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta y_{t-1} \\ \pi_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (9)$$

其中: $A_{ij}(L)$ 表示自回归项的滞后算子多项式, e_{1t} 、 e_{2t} 分别对应方程的回归残差。利用(8)式、(9)式的等价性, 可以得如下等式:

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11}(0) & c_{12}(0) \\ c_{21}(0) & c_{22}(0) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_t^s \\ \epsilon_t^d \end{bmatrix} \quad (10)$$

由于系数矩阵有四个未知数, 需要四个方程, 利用 Blanchard-Qua(1989) 提出的约束方程如下:

$$\begin{cases} \text{var}(e_1) = c_{11}(0)^2 + c_{12}(0)^2 \\ \text{var}(e_2) = c_{21}(0)^2 + c_{22}(0)^2 \\ \text{cov}(e_1, e_2) = c_{11}(0)c_{21}(0) + c_{12}(0)c_{22}(0) \\ c_{12}(0) \left[1 - \sum_{k=0}^{\infty} a_{22}(k) \right] + c_{22}(0) \sum_{k=0}^{\infty} a_{12}(k) = 0 \end{cases} \quad (11)$$

(11)式前三个等式来源于 ϵ_t^s 、 ϵ_t^d 两者相互正交, 且方差标准化为 1。其中最后一个等式来源于“需求冲击不具有长期影响”的理论约束, 通过(11)式求解出系数矩阵 C , 并利用系数矩阵和 VAR 回归残差 e_{it} , 利用(10)式可以计算出供给冲击和需求冲击序列 ϵ_t^s 、 ϵ_t^d 。

2. 数据处理与相关检验。在(9)式的双变量结构 VAR 模型中, 产出指标选择 1952 年为基期的实际国内生产总值, 价格指数采用 GDP 平减指数, 时间跨度为 1952—2007 年, 产出与价格的数据来源为:《中国统计年鉴 2008》,《中

国国内生产总值核算资料：1952—2004》。对 SVAR 系统作单位根检验和差分处理，结果见表 1。ADF、PP 检验和 KPSS 检验均显示产出与价格水平存在一个单位根过程。变量差分后检验显示无法拒绝产出与价格的差分变量为平稳过程的原假设。

表 1 变量平稳性检验

变量		ADF 检验	检验结果	PP 检验	KPSS 检验
y	水平变量	(C,0,2)	1.23	2.36	0.99***
	差分变量	(C,0,1)	-5.50***	-4.62***	0.31
p	水平变量	(C,T,1)	-1.72	-1.17	0.21***
	差分变量	(C,0,0)	-3.29**	-3.36**	0.39
fd _{within}	水平变量	(C,0,0)	-1.32	-1.34	0.94***
	差分变量	(0,0,0)	-7.44***	-7.45***	0.036
fd _{total}	水平变量	(C,0,0)	-1.31	-1.31	0.96***
	差分变量	(0,0,0)	-7.91***	-7.89***	0.034
soe	水平变量	(C,0,0)	-0.69	-0.90	0.54**
	差分变量	(0,0,0)	-7.03**	-7.08***	0.11
inv	水平变量	(C,0,1)	-5.49***	-6.45***	0.21**
DS	水平变量	(0,0,0)	-7.03***	-7.04***	0.15
SS	水平变量	(0,0,0)	-7.74***	-7.81***	0.31

注：(1)*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%显著水平上显著；检验形式(C,T,L)分别表示常数项、趋势项和滞后阶数。滞后长度按照 SC 选择；(2)价格和产出变量为原始变量取对数；(3)ADF 检验、PP 检验的原假设为检验序列存在单位根，KPSS 检验的原假设为检验序列是平稳序列。

图 2、图 3 为根据 SVAR 识别出的供给冲击与需求冲击序列，在估计 SVAR 过程中，利用了 AIC 和 SC 进行滞后阶数确认，二者一致选择了一阶滞后模型。根据图 2、图 3 解读，经济波动主要来源于供给与需求的共同冲击：

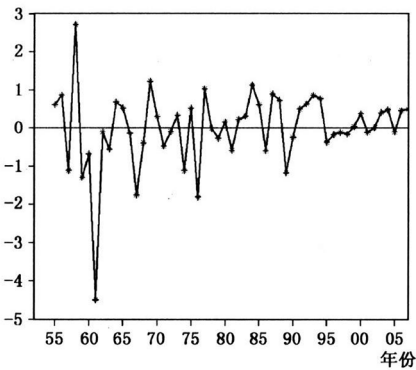


图 2 供给冲击

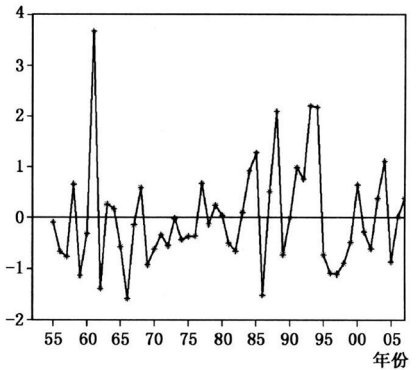


图 3 需求冲击

(1)改革开放前，由于非市场的因素，结果使得经济波动主要表现为供给波动的冲击。1954—1978 年这 24 年的供给冲击的标准差为 1.02(未含 1961

年数据),但是 1979—2007 年 28 年的供给冲击的标准差仅为 0.51,图中也可明显看出供给波动幅度在 20 世纪 80 年代后明显收窄的趋势。(2)改革开放后,经济波动主要来源于需求波动的冲击。1954—1978 年 24 年的需求冲击的标准差为 0.58,但是 1979—2007 年 28 年的需求冲击的标准差达到 1.004。(3)90 年代中期以后的物价水平持续下降并非供给能力的相对过剩,而是主要源于需求水平的大幅度下降。图 3 中明显可见需求冲击从 1993 年的峰值 2.19 持续下降到 1997 年的 -1.10、1998 年的 -0.89,而同一时期的供给冲击则保持在一个低水平下降通道中。

四、财政分权对经济波动的经验检验

1. 财政分权传导机制的实证分析。利用分解出的供给冲击与需求冲击,进一步研究财政分权对经济波动的影响到底是来自需求冲击还是供给冲击?不同的冲击渠道对应不同的价格与产出的关联模式。若分权主要通过供给冲击影响产出,则可预期产出增加和物价下降,宏观经济健康稳定运行;反之,若分权主要通过需求冲击影响产出,则可预期产出增加和物价上升,经济表现出更大的波动性和经济增长的不可持续性。为了检验财政分权对供给冲击与需求冲击的影响,回归如下计量模型:

$$\text{shock}_i = \delta_0 + \delta_1 \Delta \text{fd} + \Xi X \quad (12)$$

其中:shock_i 表示冲击变量指标,i 分别为供给冲击和需求冲击。fd 表示财政分权指标,X 表示其他控制变量。

我们从支出角度对财政分权进行衡量。主要基于如下考虑:(1)由于地方政府没有开征新税种和发行债券的权力,财政支出实际上是地方政府可以支配的主要财政资源。地方政府的财政收入水平并没有实际反映出地方的财政自主权。(2)1994 年分税制改革之后,地方政府的实际财政支出中包括中央政府对地方的转移支付,以及中央对地方的税收返还等。所以如果按照收入比重进行衡量,显然会低估地方的实际财政能力。^①基于上述分析,文中主要选用与地方政府实际可支配财政资源更为相符的财政支出指标。包括预算内支出分权指标 fd_{within} 和全部支出分权指标 fd_{total},前者定义为预算内地方政府财政支出与预算内全国财政支出之比;后者定义为地方政府全部财政支出与全国全部财政支出之比,其中全部财政支出为预算内支出和预算外支出之和。数据来源为《新中国 50 年统计资料汇编》和历年《中国财政统计年鉴》。

为避免遗漏变量带来的偏误和不一致,本文还控制如下变量:

国有经济比重 soe 在 Brandt 和 Zhu(2000)、Feltensteina 和 Iwata(2005)的研究中占有重要地位,我们用国有企业工业产值占全部工业产值比重来表示国有经济比重,数据来源《新中国 55 年统计资料汇编》以及相应年份的《中国工业统计年鉴》。

固定资产投资增长率 inv 。资本投资不但具有需求效应,同时还具有供给效应,为控制资本投资的影响,我们选择固定资产投资增长率作为资本投资的近似。1980 年以前数据我们采用基本建设投资与更新改造投资之和的增长率,数据来源为《新中国 50 年统计资料汇编》和历年《中国统计年鉴》。

由表 1 结果可见,除了供给冲击 SS 、需求冲击 DS 和固定资产投资增长率 inv 外,其他变量均表现出明显的一阶积分过程。差分后在 1% 显著水平下不能拒绝 fd_{within} 、 fd_{total} 、 soe 为平稳变量。据此本文对 fd_{within} 、 fd_{total} 、 soe 三个变量均进行差分处理,回归结果见表 2。

表 2 财政分权对经济波动的影响渠道(1952—2007 年)

解释变量	(1)供给冲击	(2)供给冲击	(3)需求冲击	(4)需求冲击
常数	-0.523*** (-4.48)	-0.530*** (-4.56)	0.010 (0.06)	-0.018 (-0.11)
Δfe_{within}	-4.757* (-1.91)		8.787** (2.45)	
Δfe_{total}		-4.914* (-2.07)		8.141** (2.36)
Δsoe_t	2.930* (1.62)	2.869* (1.63)	-5.169* (-1.97)	-4.761** (-1.86)
inv_t	3.382*** (7.35)	3.442*** (7.43)	-0.667 (-1.00)	-0.683 (-1.01)
DW	2.45	2.49	1.87	1.96
R^2	0.579	0.584	0.123	0.116
F	22.51	22.99	2.29	2.14

由表 2 可见:整体而言,两组方程拟合效果良好,对回归残差检验的 DW 检验显示,回归方程并不存在序列相关性,递归残差检验显示方程系数不存在结构性变化;同时,解释变量对供给冲击变量的解释力度远大于对需求冲击的解释力度,前者 R^2 为 58% 左右,后者仅为 10%,但是无论是哪一种情况,财政分权指标都较为显著地解释了供给冲击和需求冲击的变异。

财政分权对需求冲击的系数为正,且在 5% 显著性水平下显著,与文章推论 1 的理论分析保持一致,即财政分权增加了经济体的需求冲击,在保持其他因素不变的假设下,分权提高物价水平并暂时性地增加产出水平;财政分权的供给效应显著为负,系数仅为需求冲击系数的一半左右。这一结论具有两方面的含义:(1)财政分权带来地方财政规模扩大的同时,也造成了对民间投资的挤出。由于政府的投资效率远低于民间资本的投资效率,所以整体而言表现出财政分权的负向供给冲击;(2)分权的供给负效应与需求正效应二者共同推动价格水平更大幅度地波动。供给冲击效应的绝对值远低于需求冲击效应(前者分别为 -4.75 和 -4.91,后者则分别为 8.78 和 8.14),所以需求冲击总体上占据支配地位,并使得分权的最终产出效应为正。

若上述结论成立,则可预期:在 AD-AS 框架下,随着财政分权程度的增加,总供给曲线向左移动,总需求曲线向右移动,导致价格水平大幅度上升和

产出水平的适当增加。正的需求冲击和负的供给冲击可以解释经济的“收—放”循环,即财政分权→正需求冲击、负供给冲击→产出(适度)增加、物价(大幅)上升→经济过热→财政收权→负需求冲击、正供给冲击上升→产出(适度)下降,物价(大幅)回落→经济萧条。频繁调整的财政关系成为中国经济波动的重要阀门。

2. 财政分权与经济波动关系的进一步验证。为进一步验证频繁调整的财政关系对价格和产出的影响,回归如下联立方程:

价格方程: $\Delta p_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta fd_t + \Theta X_t$ (13)

产出方程: $\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta fd_t + \Phi Y_t$ (14)

(13)式、(14)式中价格和产出是联合决定的,所以利用普通的单方程回归技术无法回避联立性偏误问题;同时,当方程误差项出现同期相关性时,传统的两阶段最小二乘法(2SLS)估计失效。所以本文选择三阶段最小二乘法(3SLS)回归(13)式、(14)式的联立方程组;价格方程中的控制变量包括其自回归部分 Δp_{t-1} 以及同期产量变化 Δy_t ; 产出方程中的控制变量包括自回归 Δy_{t-1} 和同期价格变化 Δp_t 。3SLS 联立回归结果见表 3。

表 3 财政分权对经济波动影响的实证结果

解释变量 1952—2007	3SLS(I)		3SLS(II)	
	Δp_t	Δy_t	Δp_t	Δy_t
Δy_t	0.021 (0.30)		0.020 (0.29)	
Δy_{t-1}		0.374*** (2.96)		0.382*** (3.03)
Δp_t		-0.184 (-0.73)		-0.206 (-0.81)
Δp_{t-1}	0.710*** (7.16)		0.707*** (7.10)	
Δfd_{within}	0.169* (1.73)	0.325* (1.75)		
Δfd_{total}			0.154* (1.63)	0.303* (1.70)
常数	0.005 (0.72)	0.049*** (3.62)	0.005 (0.76)	0.049*** (3.62)
R^2	0.4491	0.2174	0.4461	0.2167
χ^2	52.14	15.86	51.05	15.70

注:3SLS(I)中内生变量为价格水平和产出水平的对数差分变量 Δp_t 、 Δy_t , 外生变量为 Δsoe_t 、 inv_t 、 Δfd_{within} ; 3SLS(II)中内生变量为 Δp_t 、 Δy_t , 外生变量为 Δsoe_t 、 Δinv_t 、 Δfd_{total} 。

表 3 实证结果表明:财政分权指标在 10%显著性水平下对价格具有显著影响,影响系数为正,符合预期;同时财政分权在 10%显著性水平下对产出也具有显著影响,影响系数同样为正。表 3 实证结果与表 2 结论完全吻合:财政分权通过影响需求冲击和供给冲击影响价格水平和产出水平。其中供给冲击为负,需求冲击为正,且需求冲击的正效应大于供给冲击的负效应。二者共同

的结果就是物价上涨，产出增加。

传统的研究财政分权对经济的影响主要集中于分权的增长效应，虽然本研究的部分结论与利用新古典增长模型获得的结论相一致，但是内在的作用机理却完全不同：利用新古典增长框架研究财政分权对经济的影响隐含了分权对增长的影响主要是供给冲击，如通过提高全要素生产率(TFP)来影响经济增长率。但是本文的分解显示，分权对供给冲击具有负向影响。正的产出效应主要来源于更大的正向需求冲击效应，这是本文研究与现有研究的重要区别。财政分权与经济波动的逻辑关系见图 4 所示。

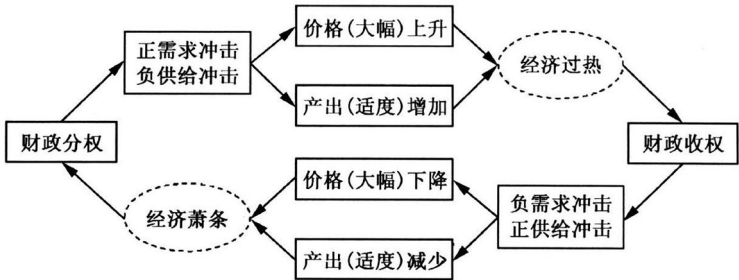


图 4 财政分权与经济周期波动

利用图 4 逻辑框架可解读经济波动中的三个特征事实：因为挤出的不完全性和部门投资效率差异性导致了财政分权分别通过需求冲击和供给冲击影响经济波动，所以分权的直接后果就是产出增加和价格上升(特征事实 1)；正的需求冲击效应和负的供给冲击效应共同推动经济波动，并且前者处于支配地位，使得价格比产出具有更大的波动性(特征事实 2)；经济过热使得中央政府只能通过限制地方政府的投资行为来遏制经济过热，收权的结果是地方政府的投资冲动虽然被遏制了，但是与此同时需求冲击也大幅度下降，从而导致价格的下降和产出的减少，经济进入萧条。重新分权重新启动新一轮周期(特征事实 3)。

五、研究结论

本文利用 AS-AD 框架研究了财政分权对经济波动的影响及其影响机制，从而解释了宏观经济运行过程中存在的特征事实。本文首先利用 Blanchard-Quah 的结构 VAR 分解方法，获取了经济运行过程的供给冲击与需求冲击序列；其次，实证研究了财政分权到底是通过供给冲击，还是通过需求冲击来影响经济波动的？显然，不同的冲击来源将对经济波动产生不同的后果。

实证研究表明财政分权分别通过需求冲击和供给冲击对经济波动产生影响，而且两类冲击具有完全不同的方向，这一特殊的传导机制解释了中国经济

波动的特征事实,即(1)价格与产出的正向联动;(2)价格比产出显示出更大的波动性;(3)分权与经济周期正向关联。为什么分权具有正向需求冲击效应和负向供给冲击效应?为此,可用挤出的不完全性和部门间投资效率的差异性来解释:财政分权带来地方政府财政支出的增加,在增加社会总需求水平的同时,也造成政府支出对民间投资的挤出;给定公共部门与私人部门投资效率的差异,则对民间投资的挤出可能造成社会供给水平的下降。所以需求冲击增加与供给冲击下降成为财政分权对经济波动的重要传导机制。

财政分权虽然可以带来产出水平的提高,但是主要是通过暂时性需求冲击、而不是持久性供给冲击来实现的,这就意味着现有的研究过分强调了分权的产出效应,而没有认识到(1)需求冲击带来的产出增加只是暂时的,经济增长缺乏持续性;(2)暂时的产出增加又是以物价水平的持久上升以及对民间资本的挤出为代价。所以避免经济增长过程中“大起大落”的格局,必须首先稳定中央与地方的财政关系,频繁的财政关系调整增加了不必要的经济波动性。最优的财政分权不仅包括中央与地方事权的分摊和财权的分成及其二者的匹配,还包括将财权和事权的规范化与制度化。

* 文章在写作过程中感谢 Western Michigan University, Dr. James Hueng 提供的帮助,感谢吴永奇、周靖祥和吴颖博士提供的建议,当然文责自负。

注释:

①以地方财政收入衡量的财政分权指标在 1958 年的 0.19 跳跃到 1959 年的 0.75,从 1993 年的 0.77 下落到 1994 年的 0.44。虽然在这两个年代中对应着中央对地方的分权和集权,但是实际的收权与分权的程度显然并没有这么剧烈。以 1994 年为例,中央为了保证分税制改革能够获得地方的支持,保证地方收入不低于改革前的 1993 年。所以使用财政支出的衡量指标,分权指标仅是从 1993 年的 0.72 下降到 1994 年的 0.69。

参考文献:

- [1]樊纲. 通货紧缩、有效降价与经济波动[J]. 经济研究,2003,(7):3-9.
- [2]傅勇,张晏. 中国式分权与财政支出结构偏向:为增长而竞争的代价[J]. 管理世界,2007,(3):4-12.
- [3]龚敏,李文博. 中国经济波动总供给与总需求冲击作用分析[J]. 经济研究,2007,(11):32-44.
- [4]龚刚,林毅夫. 过度反应:中国经济“缩长”之解释[J]. 经济研究,2007,(4):53-66.
- [5]刘树成. 中国经济波动的新轨迹[J]. 经济研究,2003,(3):3-8.
- [6]中国经济增长与宏观稳定课题组. 金融发展与经济增长:从动员性扩张向市场配置的转变[J]. 经济研究,2007,(4):4-17.
- [7]张军,周黎安. 为增长而竞争——中国增长的政治经济学[M]. 上海:格致出版社,上海人民出版社,2008.
- [8]Andrew Feltensteina, Shigeru Iwata. Decentralization and macroeconomic performance in China: Regional autonomy has its costs[J]. Journal of Development Economics,

2005,76:481—501.

- [9] Albert Park, Minggao Shen. Refinancing and decentralization: Evidence from China [J]. Journal of Economic Behavior & Organization, 2008, 66: 703—730.
- [10] Cover J P, Walter E, Hueng C J. Using the aggregate demand-aggregate supply model to identify structural demand-side and supply-side shocks: Results using a bivariate VAR[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2006, 38(3): 777—790.
- [11] Jin H, Y Qian, B Weignast. Regional decentralization and fiscal incentives: Federalism, Chinese style[J]. Journal of Public Economics, 2005, 89: 1719—1742.
- [12] Zhang Y, Wan G H. China's business cycles, perspectives from an AD-AS model [J]. Asian Economic Journal, 2005, 19: 445—469.

The Study of Fiscal Decentralization and Economic Fluctuation: Based on the Perspective of AS-AD

DING Cong-ming^{1,2}, CHEN Zhong-chang¹

(1. School of Trade and Administration, Chongqing University, Chongqing 400030, China;
2. School of Economics & Management, Chongqing University, Chongqing 400030, China)

Abstract: Based on the AS-AD framework and Blanchard-Quah's SVAR decomposition, the paper analyses the effect of fiscal decentralization on economic fluctuation. Because of the crowding-out effect of public investment and the capital efficiency difference among sectors, fiscal decentralization not only causes the positive effect of demand shock, but also the negative effect of supply shock. The results of the shock effects are as follows: firstly, price is positively correlated with output; secondly, economic fluctuation is featured by the cycle of economic booms and slumps, namely, decentralization leads to the increase of output and price, and restrictions on the overheated economy leads to the decrease of output and price; thirdly, decentralization can promote economic growth, which is due to the increase of social demand, not the increase of social supply. On the basis of the annual data from 1952 to 2007, the paper tests the inferences above and also points out that frequent adjustment to the fiscal relationship between the central government and local governments is the key reason for economic fluctuation.

Key words: fiscal decentralization; economic fluctuation; AS-AD model; structural VAR

(责任编辑 许 柏)