

地方政府投资、产出资本比与股权溢价^{*}

陈国进 尹鲁晋 赵向琴

内容提要:我们将政府资本引入企业生产函数,拓展了基于厂商的资产定价模型(PCAPM)。实证结果显示,我国地方政府投资的增加将导致股权溢价的下降,其传导机制是通过产出资本比,即地方政府投资的增加引起产出资本比的下降,产出资本比的下降进一步导致股权溢价的减少。地方政府资本比重高的省份、行业以及国有企业,政府投资的增加会引起产出资本比更大程度的下降,并且通过产出资本比引起股权溢价更大程度的减少。模型能够在合理的参数水平下拟合我国股票市场股权溢价的均值,利用模拟数据可以产生与实证研究相似的结果。

关键词:地方政府投资 产出资本比 股权溢价

一、引言

20世纪90年代在国际学术界出现了基于厂商的资产定价理论(Production Based Capital Asset Pricing Model,简称PCAPM)。该理论由Cochrane(1991,1996)首次提出,其基本结论是当市场处于均衡状态时,企业资本回报率等于股票收益率,且随着企业投资的增加,企业资本回报率将下降,股票收益也随之下降。

此后,许多学者以此为基础展开研究,如Zhang(2005)基于PCAPM为价值股溢价之谜提出新的理论解释,Liu et al(2009)发现PCAPM比传统的CAPM、基于消费的CAPM(CCAPM)和FF三因子模型能够更好地解释美国股票市场的若干经典事实,而Chen et al(2011)基于PCAPM理论框架提出了包含市场系统性风险、企业投资和企业盈利能力的新三因子模型,Jermann(2010)利用PCAPM更好的解释了股权溢价,Lin(2012)在PCAPM基础上引入企业研发投资,认为研发投资与未来股票收益正相关。王茵田、朱英姿(2011)也认为企业投资是影响我国股票市场股权溢价的因子之一。

以上研究都是基于企业投资,而忽视了政府投资对企业投资回报率的影响。Belo & Yu(2013)

首次基于PCAPM分析了政府投资对股权溢价的影响,并利用美国1947—2010年的季度数据对模型进行实证研究和校准。他们认为政府投资能够提升全要素生产率(TFP),引起股权溢价的增长,其作用机制是政府投资提高了TFP与企业盈利能力的相关性。

Belo & Yu(2013)模型建立的基础是市场经济发达的美国,而我国经济是政府主导的投资驱动模式(秦学志等,2011;吕冰洋、毛捷,2013;邓子基、唐文倩,2012;苑德宇,2014),国有经济仍在发挥重大作用,政府大量参与经济活动(王国静、田国强,2014)。具体到微观层面,政府购买和补贴向大企业、重点项目倾斜(王文甫等,2014),或者直接通过政府补助拉动企业投资(许罡等,2014),可见我国政府直接或者间接参与了企业投资。根据我们整理的数据,1999—2013年各省政府投资占固定资产投资总额平均比重为11%。因此Belo & Yu(2013)的模型不适合我国国情,需要建立新的理论模型解释我国政府投资与股权溢价的关系。

考虑到我国的实际情况,我们将政府资本直接引入企业生产资本合乎现实(王国静、田国强,2014),具体设定为企业生产资本采用政府资本(政府投资形成)与企业资本(企业自主投资形成)加总

^{*} 陈国进、尹鲁晋,厦门大学王亚南经济研究院、厦门大学经济学院金融系,邮政编码:361005,电子邮箱:gjchenxmu@gmail.com,yinlujin@sina.com;赵向琴,厦门大学经济学院金融系,电子邮箱:xqzhao@xmu.edu.cn。本文为国家自然科学基金(71471154)的阶段性成果。感谢匿名审稿专家的意见和建议,文责自负。

的形式。经过理论推导证明,政府投资与股权溢价关系的决定性因素是政府投资如何影响产出资本比(企业收入除以总资本)。由于政府资本进入总资本,政府投资的增长引起产出资本比的降低,而产出资本比可以视为边际利润的代理变量,导致政府投资的增加带来边际利润的降低,表现出边际产出递减的特性。因边际利润是资本回报率或者股票收益的重要组成部分,导致政府投资的增加引起股权溢价的减少,而作用机制正是通过产出资本比。此外,我们还证明政府资本占总资本比重越大,边际产出递减的特性越明显,政府投资会引起更大程度股权溢价的减少,作用机制也是如此。为进一步检验产出资本比作用机制的可靠性,我们还将政府投资引入调整成本得到机制检验的实证模型。

此外,地方政府投资的增加将引起股权溢价的降低,原因是我国地方政府投资的增加引起企业产出资本比(实证研究使用营业总收入除以企业总资本)降低,这一发现与国内一些学者的研究一致(赵志耘、吕冰洋,2005;吕冰洋等,2007;白重恩、张琼,2014)。

相对而言,政府资本比重大的省份、行业及国有企业,政府投资边际产出递减的程度越大,通过产出资本比引起股权溢价降低的幅度也越大,说明政府资本比重影响作用强度。最后通过合理参数的校准并进行模拟,我们的结论依然成立。

二、理论模型

模型中代表性厂商使用的资本由企业和政府共同提供,通过厂商最优化的一阶条件得出股票收益的表达式,从而建立政府投资与股权溢价的联系。

(一)模型设定

1. 生产函数。用 Y_t 表示企业的营业总收入, x_t 为技术冲击, α 表示资本在收入中的份额,则生产函数的表达式为:

$$Y_t = e^{x_t} (K_t^{sum})^\alpha \quad (1)$$

(1)式中,

$$K_t^{sum} = GK_t + K_t \quad (2)$$

其中, $\sigma = \frac{GK_t}{K_t^{sum}}$, 表示政府资本占总资本的比重, $0 \leq \sigma \leq 1$ 。

(2)式表明总收入 Y_t 受到总资本 K_t^{sum} 的影响,而 K_t^{sum} 由两部分构成,分别为政府投资形成的政府资本 GK_t 与企业自主投资形成的资本 K_t 。

σ 反映政府资本 GK_t 占总资本 K_t^{sum} 的比重。当 $\sigma=0$ 时所有资本由企业自主决策,即 $K_t^{sum} = K_t$;

$\sigma=1$ 时所有资本由政府提供,即 $K_t^{sum} = GK_t$ 。

总资本 K_t^{sum} 的设定主要考虑我国的实际情况:其一,政府资本直接或者间接进入企业生产资本(王文甫等,2014;许罡等,2014),同时国有经济仍在发挥重大作用,政府大量参与经济活动,政府资本直接进入厂商资本合乎现实(王国静、田国强,2014)。如果忽略劳动力要素且 $\sigma=1$ 我们的生产函数与王国静、田国强(2014)的基本模型一致。其二, σ 可以衡量政府资本作用强度,因为 $\sigma = \frac{GK_t}{K_t^{sum}}$, 而财政资金占全部投资资金比重的大小决定了财政资金的直接影响程度(许宪春等,2013),所以政府投资形成资本 GK_t 占总资本 K_t^{sum} 比重越大, GK_t 的作用强度就越大。

Belo & Yu (2013) 将生产函数设定为 $Y = e^{x_t} GK_t^\alpha K_t$ 。其中: $\alpha > 0$, 政府资本 GK_t 并没有直接影响企业自主决策部分 K_t , 企业的生产完全自主决策,更符合市场经济发达的美国,而(2)式的设定更符合我国的实际情况,即企业用于生产的资本 K_t^{sum} 不完全自主决策,政府资本 GK_t 可以直接参与企业总资本 K_t^{sum} 。

2. 利润函数与产出资本比。产出资本比 $\frac{Y_t}{K_t^{sum}}$ 用企业营业总收入 Y_t 除以总资本 K_t^{sum} 得到,定义企业的利润函数为 $\pi_t(x_t, K_t^{sum}) = \frac{\partial \pi_t(x_t, K_t^{sum})}{\partial K_t^{sum}}$

K_t^{sum} , 且 $\frac{\partial \pi_t(x_t, K_t^{sum})}{\partial K_t^{sum}} = \alpha \frac{Y_t}{K_t^{sum}}$ (Liu et al., 2009), 因此有:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \pi_t(x_t, K_t^{sum})}{\partial K_t^{sum}} &= \alpha \frac{Y_t}{K_t^{sum}} \\ &= \alpha e^{x_t+1} (GK_{t+1} + K_{t+1})^{\alpha-1} \end{aligned} \quad (3)$$

由(3)式可知产出资本比 $\frac{Y_t}{K_t^{sum}}$ 表示企业自主资本 K_t 的边际利润。此外,由于 $\frac{\partial \pi_t(x_t, K_t^{sum})}{\partial K_t^{sum}} = \alpha \frac{Y_t}{K_t^{sum}}$, 产出资本比 $\frac{Y_t}{K_t^{sum}}$ 也代表总资本 K_t^{sum} 的边际利润。

3. 调整成本函数。企业在本期投资时会面临成本的增加,如新设备的安装及工人的培训,即调整成本,这里采用标准的二次形式。

$$g(I_t, K_t) = c/2 \cdot IK_t^2 \cdot K_t \quad (4)$$

其中, $c > 0$, $IK_t = I_t/K_t$, I_t 为自主决策投资。

4. 资本运动过程。

$$K_{t+1} = (1-\delta)K_t + I_t \quad (5)$$

$$GK_{t+1} = (1 - \delta_G)GK_t + GIK_t \quad (6)$$

其中, δ 为 K_t 折旧率, δ_G 为 GK_t 折旧率, GIK_t 为政府投资绝对值, \widehat{GK}_t 为资本存量, 将 $\frac{GI_t}{\widehat{GK}_t}$ 绝对量 GI_t 替换为相对量 GIK_t 是出于技术上的考虑, 即保证政府资本运动过程平稳。

(二) 模型结论

企业股利为利润扣除调整成本及投资之后的留存收益, 定义如下:

$$D_t = \pi_t(x_t, K_t^{sum}) - c/2 \cdot IK_t^2 \cdot K_t - I_t \quad (7)$$

假设随机贴现因子为 M , 得到未来各期股利的现值, 而公司的市场价值是各期股利现值的累加, 公司在每期最优化自己的投资行为实现各期股利现值的最大化。因此我们得到:

$$V^{cum}(s_t) = \max_{I_{t+j}, K_{t+j+1}} \{E_t[\sum_{j=0}^{\infty} M_{t,t+j} D_{t+j}]\} \quad (8)$$

约束条件为(5)式、(6)式, 求得最优解的一阶条件:

$$q_t = 1 + c \cdot IK_t \quad (9)$$

$$q_t = E_t\{M_{t,t+1}[\alpha e^{x_{t+1}}(GK_{t+1} + K_{t+1})^{\alpha-1}]$$

$$+ c/2 \cdot IK_{t+1}^2 + (1 - \delta)(1 + c \cdot IK_{t+1})\} \quad (10)$$

(10)

利用一阶条件、资产定价公式 $E_t[M_{t,t+1} R_{t+1}^I] = 1$, 我们得到资本回报率 R_{t+1}^I :

$$R_{t+1}^I = \frac{\alpha e^{x_{t+1}}(GK_{t+1} + K_{t+1})^{\alpha-1} + c/2 \cdot IK_{t+1}^2 + (1 - \delta)(1 + c \cdot IK_{t+1})}{1 + c \cdot IK_t} \quad (11)$$

根据 Cochrane(1991) R_{t+1}^I 与股票收益 R_{t+1}^S 相等, 容易得到:

$$R_{t+1}^S = \frac{\alpha e^{x_{t+1}}(GK_{t+1} + K_{t+1})^{\alpha-1} + c/2 \cdot IK_{t+1}^2 + (1 - \delta)(1 + c \cdot IK_{t+1})}{1 + c \cdot IK_t} \quad (12)$$

为了更精确的考察政府投资对股权溢价的影响, 根据 $E_t[M_{t,t+1} R_{t+1}^S] = 1$ 以及 Zhang(2005) 有关随机贴现因子的设定:

$$\log M_{t,t+1} = \log \beta + [\gamma_0 + \gamma_1(x_t - \bar{x})](x_t - x_{t+1}) \quad (13)$$

我们得到股权溢价的表达式:

$$E_t[R_{t+1}^S - R_{t+1}^I] \approx \overbrace{Cov_t\left(\frac{\alpha e^{x_{t+1}}\{[(1 - \delta_G)GK_t + GIK_t] + K_{t+1}\}^{\alpha-1}}{1 + c \cdot IK_t}, -\beta e^{\gamma_0(x_t - x_{t+1})}\right)}^{\text{股权溢价(1)}} + \overbrace{Cov_t\left(\frac{c/2 \cdot IK_{t+1}^2 + (1 - \delta)(1 + c \cdot IK_{t+1})}{1 + c \cdot IK_t}, -\beta e^{\gamma_0(x_t - x_{t+1})}\right)}^{\text{股权溢价(2)}} \quad (14)$$

从(14)式可知, 股权溢价主要来自两部分: 股权溢价(1)来自边际利润 $\frac{\partial \pi_{t+1}(x_{t+1}, K_{t+1}^{sum})}{\partial K_{t+1}}$ 与未来冲击的相关性, 由于 $\frac{\partial \pi_{t+1}(x_{t+1}, K_{t+1}^{sum})}{\partial K_{t+1}} = \alpha \frac{Y_{t+1}}{K_{t+1}^{sum}}$, 因此表现为未来产出资本比 $\frac{Y_{t+1}}{K_{t+1}^{sum}}$ 与未来冲击的相关性; 股权溢价(2)来自未来企业投资与冲击的相关性。

因此根据(14)式 GIK_t 如何影响 $\frac{Y_{t+1}}{K_{t+1}^{sum}}$ 决定了与股权溢价的关系。产出资本比对政府投资求导可以得到:

$$\frac{\partial\left(\frac{Y_{t+1}}{K_{t+1}^{sum}}\right)}{\partial GIK_t} = (\alpha - 1)\sigma^{2-\alpha} e^{x_{t+1}}(GK_{t+1})^{\alpha-2} < 0 \quad (15)$$

由(15)可知, 第一, 政府投资 GIK_t 与产出资本

比 $\frac{Y_{t+1}}{K_{t+1}^{sum}}$ 负相关。因为 $(\alpha - 1) < 0$, 即每增加一单位政府投资会引起产出资本比的减少, 由于产出资本比 $\frac{Y_{t+1}}{K_{t+1}^{sum}}$ 是边际利润 $\frac{\partial \pi_{t+1}(x_{t+1}, K_{t+1}^{sum})}{\partial K_{t+1}}$ 的代理变量, 因此政府投资 GIK_t 表现为边际产出递减。第二, 给定其他条件 x_{t+1} 、 GK_{t+1} 、 α 不变, 政府资本比重 σ 越大, (15)式的绝对值越大, 因为 $(2 - \alpha) > 1$ 。从经济学直觉来看, 政府资本比重越大对产出资本比的影响也越大, 导致(15)式的绝对值越大, 边际产出递减越明显。

我们的结论与 Belo & Yu(2013)完全相反。政府投资实际参与企业总资本, 表现为政府投资的增加引起产出资本比的降低, 最终导致与股权溢价负相关, 这与美国政府投资增加 TFP, 引起股权溢价的上升形成鲜明对比, 原因是我国政府资本作为“有形的手”会进入企业总资本, 而美国市场经济非常发达, 政府通

常会充当“守夜人”的角色,较少直接参与企业资本。

因此政府扩大投资会引起产出资本比的减少,而产出资本比又是资本回报率的组成部分,从而引起资本回报率的减少,最终导致股权溢价的降低,而且政府资本比重越大这种作用的强度也越大。更进一步,我们假设政府投资、私人投资及技术冲击服从AR(1)过程:

$$IK_{t+1} = (1 - \rho_{IK})\mu_{IK} + \rho_{IK}IK_t + \sigma_{IK}\epsilon_{IK,t+1} \quad (16)$$

$$GIK_{t+1} = (1 - \rho_{GIK})\mu_{GIK} + \rho_{GIK}GIK_t + \sigma_{GIK}\epsilon_{GIK,t+1} \quad (17)$$

$$x_{t+1} = (1 - \rho_x)\mu_x + \rho_x x_t + \sigma_x \epsilon_{x,t+1} \quad (18)$$

其中, μ_{IK} 、 μ_{GIK} 、 μ_x 分别为 IK 、 GIK 、 x 的均值, σ_{IK} 、 σ_{GIK} 、 σ_x 分别为 IK 、 GIK 、 x 的标准差, $\epsilon_{IK,t+1}$ 、 $\epsilon_{GIK,t+1}$ 、 $\epsilon_{x,t+1}$ 均服从标准正态分布。

在(16)~(18)式前提下对(12)式泰勒展开得到模型结论:

第一,政府投资与股权溢价。

$$E_t[\log(ER_{t+1})] \approx C + \Phi_1 \cdot GIK_t + \Phi_2 \cdot IK_t \quad (19)$$

其中, $\Phi_1 = (\alpha - 1) \frac{\alpha}{1 - \rho_{GIK}(1 - \delta^G)} e^{\mu_x} (\mu_{GK} + \mu_K)^{\alpha - 2} < 0$, $\Phi_2 = \Phi_{IK_t} + \Phi_t < 0$ 。

根据(19)式,政府投资系数 Φ_1 表明政府投资对产出资本比的影响决定了政府投资对股权溢价的影响,因为,

$$\frac{\partial \frac{Y_{t+1}}{K_{t+1}^{sum}}(GK_{t+1} = \mu_{GK}, K_{t+1} = \mu_K, x_t = \mu_x)}{\partial GK_{t+1}} = (\alpha - 1) e^{\mu_x} \sigma^{2-\alpha} (\mu_{GK})^{\alpha - 2} < 0 \quad (20)$$

由于 $\alpha - 1 < 0$, 政府投资的增加引起产出资本比 $\frac{Y_{t+1}}{K_{t+1}^{sum}}$ 的减少,引起 $\Phi_1 < 0$, 即政府投资的增加会引起股权溢价的减少。(20)式还显示政府资本比重 σ 越大政府投资系数 Φ_1 的绝对值越大,其经济学含义为政府资本比重 σ 越大,产出资本比 $\frac{Y_{t+1}}{K_{t+1}^{sum}}$ 下降的幅度越大。

此外,企业投资系数 $(\Phi_{IK_t} + \Phi_t) < 0$, $\Phi_{IK_t} < 0$ 是因为本期投资的增加会带来调整成本, $\Phi_t < 0$ 也是由边际产出递减所致。

第二,作用机制。

$$E_t[\log(ER_{t+1})] \approx C_1 + \Phi_1^* \frac{Y_{t+1}}{K_{t+1}^{sum}} \cdot GIK_t + \Phi_2 \cdot IK_t + \Phi_3 \frac{Y_{t+1}}{K_{t+1}^{sum}} \quad (21)$$

其中, $\Phi_1^* = (\alpha - 1) \sigma \frac{\alpha}{1 - \rho_{GI}(1 - \delta^G)} < 0$, $\Phi_2 = (\Phi_{IK} + \Phi_t) < 0$, $\Phi_3 = \alpha > 0$ 。

(21)式中 Φ_1^* 表示作用机制系数,由于 $\alpha - 1 < 0$, 因此 $\Phi_1^* < 0$, 说明政府投资 GIK_t 通过 $\frac{Y_{t+1}}{K_{t+1}^{sum}}$ 导致股权溢价的降低,原因是 $\Phi_1^* \frac{Y_{t+1}}{K_{t+1}^{sum}} \cdot GIK_t$ 体现了政府投资对产出资本比的作用,因为 $\Phi_1^* \frac{Y_{t+1}}{K_{t+1}^{sum}} \cdot GIK_t \approx \frac{\alpha}{1 - \rho_{GI}(1 - \delta^G)} \frac{\partial \frac{Y_{t+1}}{K_{t+1}^{sum}}}{\partial GK_{t+1}} GI_t$, 即 $\Phi_1^* \frac{Y_{t+1}}{K_{t+1}^{sum}} \cdot GIK_t$ 表示本期政府投资 GIK_t 形成的政府资本 GK_{t+1} 对产出资本比 $\frac{Y_{t+1}}{K_{t+1}^{sum}}$ 发生作用,而 $\frac{Y_{t+1}}{K_{t+1}^{sum}}$ 代表边际利润 $\frac{\partial \pi_{t+1}(x_{t+1}, K_{t+1}^{sum})}{\partial K_{t+1}}$, 因此政府投资通过产出资本比降低股权溢价。

此外,作用机制系数显示, σ 越大政府投资的影响越大;因为 $\Phi_1^* = \sigma \frac{\alpha(\alpha - 1)}{1 - \rho_{GI}(1 - \delta^G)}$, 即政府资本比重越高, Φ_1^* 的绝对值越大,政府投资的作用强度越大。

$\Phi_3 = \alpha > 0$ 是因为 $\frac{Y_{t+1}}{K_{t+1}^{sum}}$ 代表 $\frac{\partial \pi_{t+1}(x_{t+1}, K_{t+1}^{sum})}{\partial K_{t+1}}$,

所以 $\frac{Y_{t+1}}{K_{t+1}^{sum}}$ 与股权溢价正相关。

(三) 机制检验

模型结论显示,地方政府投资通过产出资本比引起股权溢价的降低,但 PCAPM 理论的基本观点认为本期投资的增加会提高调整成本,从而引起股票收益的减少。因此政府投资的增长可能带来调整成本的提高,而非通过产出资本比影响股权溢价。

为了检验产出资本比作用机制的稳健性,我们将政府投资引入调整成本得到作用机制检验模型。对比之前的模型,主要有以下三点不同:

第一,企业资本运动方程变为总资本形式,即(5)式、(6)式相加。为了推导方便,假设 $\delta_G = \delta$, 政府投资 GIK_t 换为 GI_t , 从而有:

$$K_{t+1}^{sum} = (1 - \delta)K_t^{sum} + I_t^{sum} \quad (22)$$

其中, $K_t^{sum} = GK_t + K_t$, $I_t^{sum} = GI_t + I_t$ 。

第二,调整成本函数采用(23)式的形式:

$$g(I_t^{sum}, K_t^{sum}) = \frac{c}{2} \left(\frac{I_t^{sum}}{K_t^{sum}} \right)^2 K_t^{sum} \quad (23)$$

其中, $c > 0$ 。

第三,企业可以选择总投资 I_t^{sum} 与总资本 K_{t+1}^{sum} 。

与基本模型类似,企业股利为利润扣除调整成本及投资之后的留存收益,定义如下:

$$D_t^{sum} = \pi_t(x_t, K_t^{sum}) - \frac{c}{2} \left(\frac{I_t^{sum}}{K_t^{sum}} \right)^2 K_t^{sum} - I_t^{sum} \quad (24)$$

$$R_{t+1}^S = R_{t+1}^I = \frac{\alpha e^{x_{t+1}} [K_{t+1} + (1-\delta)GK_t + GI_t]^{a-1} + \frac{c}{2} \left(\frac{I_{t+1} + GI_{t+1}}{K_{t+1} + GK_{t+1}} \right)^2 + (1-\delta) \left[1 + c \cdot \left(\frac{I_{t+1} + GI_{t+1}}{K_{t+1} + GK_{t+1}} \right) \right]}{1 + c \cdot \left(\frac{I_t + GI_t}{K_t + GK_t} \right)} \quad (26)$$

与模型结论类似,对(26)式泰勒展开得到机制检验模型:

$$E_t[\log(ER_{t+1})] \approx C + \gamma_1 \frac{Y_{t+1}}{K_{t+1}^{sum}} GIK_t + \gamma_2 IK_t + \gamma_3 \frac{Y_{t+1}}{K_{t+1}^{sum}} + \gamma_4 GIK_t \quad (27)$$

其中, $\gamma_1 < 0, \gamma_2 < 0, \gamma_3 > 0, \gamma_4 = c[(1 - \rho_{GIK}) (\mu_{GIK} \rho_{GIK} - 1) - \delta \rho_{GIK}] < 0$ 。

γ_1 体现产出资本比作用机制, γ_2 的含义为企业投资的调整成本与边际产出递减, γ_3 代表资本回报率的影响,对比作用机制(21)式,唯一不同的地方是出现了 γ_4 。

由于 $\gamma_4 = c[(1 - \rho_{GIK}) (\mu_{GIK} \rho_{GIK} - 1) - \delta \rho_{GIK}]$,而 c 是调整成本函数(23)式的重要参数,表明政府投资通过调整成本直接降低股权溢价。

如果(27)式的实证结果显示 γ_1 显著, γ_4 不显著,说明政府投资仅通过产出资本比影响股权溢价,反之则说明政府投资通过调整成本的提高带来股权溢价的降低。

总之,结合我国的实际情况将政府资本引入企业总资本,政府投资的增长引起产出资本比的减少,导致边际利润的降低,最终引起股权溢价的减少,因此政府投资对产出资本的影响可以传递到股权溢价。为了检验产出资本比作用机制,我们将政府投资引入调整成本得到作用机制检验模型。

此外,我们还证明政府资本比重越大,边际产出递减的特性表现得越明显,政府投资会引起更多产出资本比的下降,导致更大幅度股权溢价的减少,作用机制也呈现相同的特征。

三、实证研究

利用我国 31 个省 1999—2013 年的面板数据,

假设随机贴现因子为 M 得到:

$$V^{cum}(s_t) = \max_{I_{t+1}^{sum}, K_{t+1}^{sum}} \{ E_t [\sum_{j=0}^{\infty} M_{t,t+j} D_{t+j}^{sum}] \} \quad (25)$$

约束条件为式(22),利用一阶条件、资产定价公式 $E_t[M_{t,t+1} R_{t+1}^I] = 1$ 及股票收益与资本回报率相等得到:

对模型结论进行实证研究发现:政府投资的增加确实能够引起产出资本比的降低及股权溢价的减少,更重要的是政府投资通过产出资本比引起股权溢价的减少,且作用机制检验没有发现政府投资直接通过调整成本影响股权溢价,进一步证实产出资本比作用机制的稳健性。此外, Belo & Yu(2013)的作用机制在我国并不成立。

我们也证实政府资本比重的影响:相对而言,政府投资占比高的省份、行业以及国有企业,政府投资的增加会引起更多的产出资本比的降低,而且通过产出资本比引起更大幅度股权溢价的下降。

(一) 实证模型及数据整理

1. 政府投资与股权溢价。根据模型结论(19)式我们得到政府投资与股权溢价的实证研究模型:

$$\log(ER_t) = C_2 + \Phi_1 \cdot GIK_{t-1} + \Phi_2 \cdot IK_{t-1} + \epsilon_t \quad (28)$$

其中, $\Phi_1 < 0, \Phi_2 < 0, C_2$ 为常数。

Φ_1 为政府投资系数,根据(19)式可知我国地方政府投资与股权溢价的关系为负相关, $\Phi_2 < 0$ 是因为企业自主投资会引起调整成本的增加以及边际产出递减。

2. 政府投资与产出资本比。模型基本结论认为(28)式中 $\Phi_1 < 0$ 取决于政府资本 GK_t 引起产出资本比 $\frac{Y_{t+1}}{K_{t+1}^{sum}}$ 的减少,这里我们通过弹性来识别,因此有:

$$\log\left(\frac{Y_t}{K_t^{sum}}\right) = C_1 + \theta_{GK} \cdot \log(GK_t) + \epsilon_t \quad (29)$$

其中, $\theta_{GK} = \frac{\partial(Y_t/K_t^{sum})}{\partial GK_t} \frac{GK_t}{Y_t/K_t^{sum}} < 0, C_1$ 为常数。

由模型可知 $\frac{\partial(Y_t/K_t^{sum})}{\partial GK_t} = (\alpha - 1) e^{x_t} (K_t^{sum})^{\alpha-2} =$

$(\alpha-1)\sigma^{2-\alpha}e^{\alpha x_t}(GK_t)^{\alpha-2}<0$,因此 $\theta_{GK}<0$,而且 σ 越大,政府资本引起产出资本比下降的幅度越大。根据政府资本的运动过程,相对本期政府资本存量 GK_t 而言,政府投资发生在前一期,因此用 $\log(GIK_{t-1})$ 代替 $\log(GK_t)$,最终使用以下回归模型:

$$\log\left(\frac{Y_t}{K_t^{sum}}\right)=C_1+\theta_{GK}\cdot\log(GIK_{t-1})+\epsilon_t \quad (30)$$

其中, $\theta_{GK}<0$, C_1 为常数。

通过(30)式我们可以识别政府投资的增长引起产出资本比的降低,从而对(28)式的结果提供解释。

3. 作用机制。根据模型结论(21)式我们得到作用机制的实证研究模型:

$$\log(ER_t)=C_3+\Phi_1^*\frac{Y_t}{K_t^{sum}}GIK_{t-1}+\Phi_2\cdot IK_{t-1}+\Phi_3\frac{Y_t}{K_t^{sum}}+\epsilon_t \quad (31)$$

其中, $\Phi_1^*<0$, $\Phi_2^*<0$, $\Phi_3>0$, C_2 为常数。

根据(21)式分析可知,(31)式中 Φ_1^* 为作用机制系数, $\Phi_1^*<0$ 表示政府投资通过产出资本比引起股权溢价的减少。

4. 机制检验。

$$\log(ER_t)=C_2+\gamma_1\frac{Y_t}{K_t^{sum}}GIK_{t-1}+\gamma_2IK_{t-1}+\gamma_3\frac{Y_t}{K_t^{sum}}+\gamma_4GIK_{t-1}+\epsilon_t \quad (32)$$

其中, $\gamma_1<0$, $\gamma_2<0$, $\gamma_3>0$, $\gamma_4<0$, C_3 为常数。

通过(32)式可以进一步检验产出资本比作用机制的稳健性,如果 $\gamma_1<0$ 且显著,而 γ_4 不显著,证明调整成本作用机制不起作用,政府投资仅通过产出资本比引起股权溢价的降低。许多研究在考察两变量相互作用时都采用(32)式,即加入交互项再单独控制相关变量(张克中等,2010;钱先航等,2011;钟昌标等,2015;王珏等,2015)。

以上回归均控制了个体固定效应和时间效应,在统计量上与 Belo & Yu(2013)保持一致,根据 New & West(1987)构建稳健 t 统计量,此外我们在回归中加入其他控制变量。

产出资本比回归控制变量参考张焯(2006):外商投资年增长率、研发人员年增长率、人力资本年增长率、进出口贸易总额年增长(白重恩、张琼,2014),此外我们还控制了企业投资与 GDP 年增长率。

股权溢价控制变量参考王茵田、朱英姿(2011):市场股权溢价、账面市值比、盈利股价比、现金流股价比、回购利率、期限利差,工业增加值采用 GDP 替

代。他们认为用 GDP 更合理,但其研究采用月度数据,由于无法找到月度数据,因此利用工业增加值替代。这里我们使用年度数据因此不存在类似问题。此外,我们还控制了波动率及公司规模。

5. 数据处理。宏观数据来自 1999—2013 年《中国统计年鉴》及 CEIC 数据库,财务信息、实际控制人性质、上市公司注册地及股票市场相关数据均来自国泰安数据库及锐思数据库,其中财务信息取自上市公司年报(合并口径)。

样本取自 1999—2013 年的 A 股上市公司,剔除金融行业及有过特别处理的样本。由于考察地方政府投资的影响,我们按照上市公司注册地所在省份划分投资组合,因此还剔除了注册地跨省变动的样本。

所有变量均利用相关价格指数折算为真实值。与投资相关的数据:地方政府投资、企业投资、FDI,利用固定资产价格指数进行折算,GDP 利用 GDP 平减指数折算;其他变量使用 CPI 进行折算;为减少极值对回归结果的影响我们对变量按照 1% 的比例进行 winsorize 处理。

(1) 股权溢价。股权溢价使用股票收益减去无风险利率得到,股票收益采用对数收益形式: $r_t^S=\log(R_t^S)=\log(P_t/P_{t-1})$,其中 P 为复权以后的价格,无风险收益率采用一年期银行定期存款利率,也采用对数的形式 $r_t^f=\log(1+R_t^f)$ 。

(2) 产出资本比 Y/K^{sum} 。 Y 使用利润表中营业总收入, K^{sum} 使用资产负债表中资产总额期初期末平均值计算,即实证研究产出资本比 $\frac{Y_t}{K_t^{sum}}$ 使用以下式子计算:

$$\frac{Y_t}{K_t^{sum}}=\frac{\text{营业总收入}_t}{(\text{资产总额}_t+\text{资产总额}_{t-1})/2} \quad (33)$$

(3) 政府投资 GIK 按照 Cochrane(1991)的方法采用以下公式计算:

$$GIK_t=\frac{GI_t}{GI_{t-1}}\cdot\frac{GIK_{t-1}}{1-\delta+GIK_{t-1}} \quad (34)$$

其中, $\delta=0.05$, GI 为政府投资。

多数研究认为我国资本折旧率为 5%(Perkins, 1988;胡永泰,1998;卜永祥,2002;郭庆旺、贾俊雪,2004;胡永刚、刘方,2007;张勋、徐建国,2014),胡永刚、郭新强(2012)认为政府资本折旧率取 0.04,与我们的取值十分接近。

(34)式的好处就是省去估计资本存量,而政府投资并无官方公布的数据,很多研究用固定资产投资中的预算内资金进行替代,但张勇、古明明(2011)

指出预算内资金会大大低估实际的政府投资,因此我们参考刘生龙等(2014)的做法,地方政府投资 GI 的数据取自《中国统计年鉴》,其中 1998—2005 年包括以下项目:基本建设支出、国有企业挖潜改造资金、科学技术三项费用、简易建筑费支出、地质勘探费、增拨国有企业流动资金、支援农村生产支出、工业交通商业等部门的事业费支出、城市维护费支出、支援不发达地区建设土地和海域开发建设。2006—2012 年包括以下项目:城乡社区事务、农林水事务、交通运输、资源勘探电力信息等事务、地震灾后恢复重建支出、商业服务类事业费、国土资源气象支出。

(4)企业投资 IK 的计算。企业自主投资 I 的计算使用现金流量表中购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金减去处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额, K^{sum} 为资产负债表资产总额期初期末平均值。

IK 的分母应该使用企业投资形成的资本 K ,但我们无法得到政府资本进入每一家企业的数据,不过这里使用 $\frac{I}{K^{sum}}$ 是合理的。因为政府资本占总资本比重为 σ ,所以企业资本 K 占总资本 K^{sum} 比重为 $1-\sigma$,从而有 $\frac{I}{K^{sum}} = \frac{I}{K/(1-\sigma)} = \frac{I}{K} - \sigma \frac{I}{K}$; 因为 $0 < \sigma < 1, 0 < \frac{I}{K} < 1$, 所以 $\frac{I}{K^{sum}} \approx \frac{I}{K}$ 。

(5)全要素生产率 TFP 及总资产收益率 ROA 。Belo & Yu(2013)认为政府投资之所以能够提升股权溢价是因为政府投资提升了 TFP ,而且作用机制是政府投资增加了 TFP 与总资产收益率(ROA)的相关性,因此我们检验了地方政府投资对 TFP 以及通过 TFP 对 ROA 的影响; ROA 采用净利润除以资产总额期初期末平均值计算。

根据彭国华(2005)我们计算了分省的 TFP ,其基本思路是假定生产函数形式为 $y_i = A_i \left(\frac{K_i}{Y_i}\right)^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} h_i$, 式中各变量含义分别为省区 i 的人均产出 y_i , 总产出 Y_i , 资本存量 K_i 及人力资本 h_i 为人均人力资本,

A_i 为 TFP , h_i 的计算采用以下公式:

$$h_i = e^{\phi(E_i)} \quad (35)$$

根据《中国统计年鉴》,劳动力平均受教育程度分为文盲半文盲、小学、初中、高中、大专及以上,对应平均受教育年数分别定为 1.5、6、3、3 和 3.5 年, $\phi(E_i)$ 为分段线性函数,教育年数在 0—6 年之间的系数确定为 0.18, 6—12 年之间为 0.134, 12 年以上为 0.151。

(6)股权溢价控制变量。市场股权溢价(ER^M)使用上证指数年度对数收益,无风险利率采用一年期定存;账面市值比(BM)即账面资产总额除以市场价值,市场价值的计算采用期末收盘价乘以流通股数加每股净资产乘以非流通股数,再加资产负债表中的负债总额;账面价值采用资产负债表中资产总额计算;盈利股价比(EP)使用净利润除以市场价值;现金流股价比($CASHP$)使用经营活动净现金流除以市场价值;回购利率($BOND$)采用上交所 7 日国债回购利率;期限利差($SPREAD$)采用三年期存款利率和三个月期存款利率差额来衡量, GDP 为各省 GDP 年增长率,波动率($Volatility$)取自国泰安数据库的年化股票日收益波动率,公司规模($SIZE$)为公司流通股股本乘以收盘价并取对数。

(7)产出资本比回归控制变量。外商投资年增长率(FDI)、 GDP 年增长率(GDP)、进出口贸易总额年增长率($EXIM$)利用《中国统计年鉴》相应数据计算,研发人员年增长率(H)使用 CEIC 数据库分省研发人员数据计算,人力资本(h)根据彭国华(2005)计算。

在分省构建 31 个组合时,我们分别计算了按照流通股数加权平均的股权溢价 ER^E 以及等权平均的股权溢价 ER^W ;此外,企业产出资本比(Y/K^{sum})、总资产收益率(ROA)、投资资本比(IK)、账面市值比(BM)、盈利股价比(EP)、现金流股价比($CASHP$)为分省加总分子、分母相应变量,然后计算所需变量;波动率($Volatility$)与公司规模($SIZE$)采用等权平均。变量统计描述如表 1 所示。

表 1 变量统计描述

变量	描述	样本	均值	方差	最小值	最大值
ER^E	等权股权溢价	465	0.04	0.49	-1.2	1.2
ER^W	加权股权溢价	465	0.09	0.50	-1.2	1.3
TFP	年变化率	465	0.004	0.01	-0.06	0.03
ROA	总资产收益率	465	0.045	0.02	-0.004	0.15
Y/K^{sum}	产出资本比	465	0.66	0.22	0.21	1.59
GIK	政府投资资本比	465	0.23	0.09	0.003	0.5

变量	描述	样本	均值	方差	最小值	最大值
IK	企业投资资本比	465	0.08	0.03	0.02	0.19
$SIZE$	公司规模	465	22.19	1.51	18.51	26.15
BM	账面市值比	465	0.78	0.19	0.25	1.38
ER^M	市场风险	465	0.02	0.45	-1.09	0.81
$Volatility$	波动率	465	0.03	0.01	0.02	0.05
EP	盈利股价比	465	0.03	0.01	-0.004	0.15
$CASHP$	现金流股价比	465	0.05	0.03	-0.05	0.16
$BOND$	国债回购利率	465	0.03	0.02	0.01	0.09
$SPREAD$	定存长短期利差	465	0.01	0	0.05	0.24
GDP	GDP 年增长率	465	0.12	0.02	0.05	0.2
FDI	FDI 年增长率	465	0.26	2.33	-0.99	49.26
$EXIM$	贸易年增长率	465	0.18	0.22	-0.48	1.37
H	研发人员增长率	465	0.14	0.20	-0.42	1.54
h	人力资本增长率	465	0.02	0.05	-0.22	0.60

此外,根据相关性检验可知,模型核心变量 GIK 、 IK 与控制变量之间没有严重的共线性问题,其中与 GIK 相关系数显著的变量有盈利股价比 EP 、 GDP 、波动率 $Volatility$,相关系数分别为 -0.11 、 0.10 和 -0.18 ;与 IK 相关系数显著的变量有账面市值比 BM 、盈利股价比 EP 、现金流股价比 $CASHP$ 、定存长短期利差 $SPREAD$ 、 GDP ,相关系数分别为 0.12 、 0.11 、 0.19 、 0.09 和 0.20 。

表 2 政府投资与股权溢价及作用机制

因子		$\log(ER_t^E)$	$\log(ER_t^W)$
GIK_{t-1}	系数	-0.30^{***}	-0.27^{**}
	t 值	-2.88	-2.12
IK_{t-1}	系数	-0.32^{**}	-0.47^*
	t 值	-2.03	-1.93
ER_t^M	系数	1.07^{***}	0.97^{***}
	t 值	28.63	19.46
$SIZE_t$	系数	0.004	-0.03
	t 值	0.19	-0.99
BM_t	系数	-0.35^{***}	-0.64^{***}
	t 值	-6.54	-8.08
EP_t	系数	0.92^*	1.24^*
	t 值	1.87	1.93
$CASHP_t$	系数	0.30	0.41
	t 值	1.47	1.35
$BOND_t$	系数	-0.01	-0.01
	t 值	-1.54	-0.86
$SPREAD_t$	系数	7.91	18.59^{**}
	t 值	1.26	2.19
GDP_t	系数	0.29	0.30
	t 值	0.99	0.64
V_t	系数	13.25^{***}	9.17
	t 值	2.59	1.56
样本数		465	465
R^2		0.97	0.95

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著。

(二) 股权溢价实证结果

(28)式回归结果如表 2 所示。从表 2 可知在控制其他变量的基础上,无论是等权平均还是加权平均股权溢价,政府投资 GIK_{t-1} 的系数显著均为负,二者相差不大,分别为 -0.30 和 -0.27 ,企业投资 IK_{t-1} 的系数也与理论模型相符。实证结果显示地方政府投资的增加会引起风险溢价的降低,主要原因是地方政府投资的增加引起产出资本比的降低。

(三) 产出资本比实证结果

通过(30)式可以检验政府投资是否引起产出资本比的降低,结果如表 3 所示,作为对比我们也列出了地方政府投资对 TFP 的影响(Belo & Yu, 2013)。

表 3 也与我们的理论一致,在控制其他变量的基础上, θ_{GK} 显著为负,即地方政府投资每增加 1%,会引起产出资本比下降 0.11%。因为产出资本比是边际利润的代理变量,所以地方政府投资表现出边际产出递减的特征。企业投资系数为负但并不显著,表明企业投资边际产出递减的特征不明显。

表3 政府投资与产出资本比

因子		本文	Belo & Yu(2013)
		$\log(Y_t/K_t^{sum})$	TFP_t
$\log(GIK_{t-1})$	系数	-0.11***	
	t 值	-3.50	
GIK_{t-1}	系数		0.0002
	t 值		0.11
$\log(IK_{t-1})$	系数	-0.03	
	t 值	-0.72	
FDI_t	系数	-0.008***	
	t 值	-2.92	
H_t	系数	0.11**	
	t 值	2.07	
GDP_t	系数	2.72***	
	t 值	5.01	
$EXIM_t$	系数	0.07	
	t 值	1.26	
h_t	系数	0.11	
	t 值	0.53	
样本数		465	465
R^2		0.72	0.44

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著。

表3 结果还显示我国地方政府投资与 TFP 关系为正,但符号不显著。如果忽略统计意义,根据 Belo & Yu(2013)的理论,政府投资应该提升股权

溢价,但结论恰恰相反,我国地方政府投资的增加引起股权溢价的降低,说明 Belo & Yu(2013)的理论在我国并不适用。

(四)作用机制实证结果

利用(31)式可以考察政府投资作用机制,(32)式为作用机制提供进一步检验,实证结果如表4所示,同样为了对比我们也列出了 Belo & Yu(2013)的结果。

表4 作用机制回归结果与理论一致。政府投资作用机制系数 Φ_1^* 均显著为负,政府投资 GIK_{t-1} 的增加引起产出资本比 $\frac{Y_{t+1}}{K_{t+1}^{sum}}$ 的降低,即政府投资 GIK_{t-1} 的增加伴随产出资本比 $\frac{Y_t}{K_t^{sum}}$ 的降低,而产出资本比 $\frac{Y_t}{K_t^{sum}}$ 与风险溢价显著正相关。因为风险溢价本质上反映了资本回报率,因此政府投资与产出资本比的交互项与风险溢价负相关。即政府投资 GIK_t 形成的 GK_t 引起产出资本比 $\frac{Y_t}{K_t^{sum}}$ 的降低,导致 $GIK_{t-1} \frac{Y_t}{K_t^{sum}}$ 与股权溢价负相关,说明政府投资通过产出资本比引起股权溢价的减少。

此外, IK_{t-1} 与理论一致,因为企业投资的增长会引起调整成本的提升。

表4 机制检验结果表明,政府投资仅通过产出

表4 政府投资作用机制

因子		作用机制		机制检验		Belo & Yu(2013)
		$\log(ER_t^F)$	$\log(ER_t^W)$	$\log(ER_t^F)$	$\log(ER_t^W)$	ROA_t
GIK_{t-1}	系数			0.016	0.14	
	t 值			0.08	0.56	
$GIK_{t-1} TFP_t$	系数					-3.06***
	t 值					-3.24
TFP_t	系数				0.78***	
	t 值					2.91
IK_{t-1}	系数	-0.33**	-0.46*	-0.33**	-0.47*	
	t 值	-2.06	-1.92	-2.07	-1.95	
$GIK_{t-1} Y_t / K_t^{sum}$	系数	-0.56***	-0.59***	-0.59**	-0.78**	
	t 值	-4.02	-3.02	-2.12	-2.09	
Y_t / K_t^{sum}	系数	0.17***	0.20***	0.18***	0.24***	
	t 值	3.26	2.91	2.60	-2.09	
ER_t^M	系数	1.08***	0.97***	1.08***	0.97***	
	t 值	28.74	19.52	28.81	19.42	
$SIZE_t$	系数	0.008	-0.02	0.0074	-0.021	
	t 值	0.37	-0.75	0.36	-0.78	

因子		作用机制		机制检验		Belo & Yu(2013)
		$\log(ER_t^E)$	$\log(ER_t^W)$	$\log(ER_t^E)$	$\log(ER_t^W)$	ROA _t
BM _t	系数	-0.36***	-0.64***	-0.36***	-0.65***	
	t 值	-6.73	-8.15	-6.68	-8.20	
EP _t	系数	0.76*	1.03*	1.08***	1.01	
	t 值	1.67	1.68	28.81	1.64	
CASHP _t	系数	0.28	0.38	0.28	0.38	
	t 值	1.43	1.24	1.44	1.25	
BOND _t	系数	-0.01	-0.005	-0.0087	-0.0055	
	t 值	-1.35	-0.60	-1.33	-0.64	
SPREAD _t	系数	6.51	16.29*	6.55	16.67*	
	t 值	1.00	1.90	1.03	1.94	
GDP _t	系数	0.23	0.23	0.23	0.20	
	t 值	0.82	0.50	0.81	0.44	
V _t	系数	12.62**	8.18	12.61**	8.17	
	t 值	2.41	1.36	2.41	1.35	
样本数		465	465	465	465	465
R ²		0.97	0.94	0.97	0.94	0.35

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著。

资本比引起风险溢价的降低。即产出资本比作用机制系数 γ_1 分别为 -0.59 和 -0.78,且在 5% 的水平下显著,调整成本作用机制系数 γ_4 并不显著。结合表 2 的结果可知,政府投资与股权溢价直接关系显著为负,但作用机制项 $GIK_{t-1} \frac{Y_t}{K_t^{sum}}$ 的加入使直接作用不显著即 γ_4 不显著,说明政府投资的作用全部通过产出资本比影响风险溢价,或者说不存在调整成本机制影响政府投资与风险溢价的关系,进一步证明政府投资通过产出资本比降低了风险溢价。此外, $\frac{Y_t}{K_t^{sum}}$ 、 IK_{t-1} 的系数与作用机制回归一致。

有意思的是 Belo & Yu(2013) 的机制显示我国地方政府投资显著降低了 TFP 与 ROA 的相关性,同样根据 Belo & Yu(2013),地方政府投资应该显著降低 TFP 才会导致政府投资降低 ROA 与 TFP 的相关性,但表 3 中我们没有类似的发现。同样忽略表 3 的统计意义,政府投资提升 TFP,应该导致表 4 出现政府投资引起 ROA 与 TFP 相关性的提升,因此 Belo & Yu(2013) 的解释在我国的应用出现了问题。

总之,地方政府有扩大投资的动力,因此进入企业资本的政府投资表现出边际产出递减的特性,即政府投资的增加会引起产出资本比的下降,由于产出资本比是边际利润的代理变量,而边际利润是资本回报率的重要组成部分,同时也是股票收益的重要组成部分,导致政府投资的增加引起股权溢价的降低。

实证结果支持我们的作用机制,即政府投资通过产出资本比引起股权溢价的降低;机制检验显示政府投资没有通过调整成本影响股权溢价,进一步证实了我们的发现。

相比之下,我们的数据不支持 Belo & Yu(2013) 的结论,没有证据显示我国地方政府投资的增加对 TFP 产生显著的影响,但地方政府投资却显著降低了 TFP 与 ROA 的相关性。

(五) 政府资本比重 σ 的影响

接下来对政府资本比重 σ 的影响进行实证研究。由模型可知 σ 的增加会引起政府投资作用强度的增长,引起政府投资系数绝对值的增加,表现为 (30) 中 θ_{GK} 为负且绝对值更大,作用机制也是如此,对比模型 (19) 与 (21) 我们发现二者均可以识别 σ 的影响,但作用机制系数消除了产出资本比的影响,因此在对比时使用作用机制结果更加可靠,此外股权溢价采取等权平均与加权平均对结果影响不大,因此,考察 σ 影响时我们使用等权平均,重点检验政府投资对产出资本比以及作用机制的影响。首先。利用我们整理的地方政府投资占固定资产投资总额比例作为 σ 的代理变量;其次,通过行业以及所有制对比考察 σ 的影响;此外,为了避免共线性问题 (32) 式机制检验回归中我们用 GIK_t 代替 GIK_{t-1} ,而 $\frac{Y_t}{K_t^{sum}}$ GIK_{t-1} 保持不变。

1. 各级政府资本比重。由于我们将样本按照不同省份划分为投资组合,通过计算政府投资占相应省份固定资产投资总额比例得到不同省份政府投资比例,尽管使用的是流量数据,但是通过该比例我们可以大致估算出各省资本存量中政府资本比重 σ 。

根据 σ 的定义,首先要确定政府资本,利用我们整理计算得到的i省 GIK_t^i 、 GI_t^i 及 $GK_t^i=GI_t^i/GIK_t^i$ 得到i省政府资本,因此i省政府资本比重 $\sigma^i=\frac{1}{T}\sum_{t=1}^T$

$\frac{GK_t^i}{GK_t^i+K_t^i}$, $GK_t^i+K_t^i$ 取自《中国统计年鉴》中i省全社会固定资产投资总额,最后得到31个省政府资本比重均值,即 $\sigma=\sum_{i=1}^{31}\sigma^i/31$ 。

经过计算,各省地方政府投资占固定资产投资总额比例均值为0.11,其中高于均值的省份多为西部省份(西藏、青海、云南、宁夏、贵州、甘肃、内蒙古、新疆),这些地区相对经济不发达,因此政府资本比重 σ 较高。值得注意的是,上海、北京、天津该比例也高于全国平均水平,其分别为0.18,0.12,0.11,主要原因可能是这三个直辖市有许多重点国有企业、较高的基础设施建设投资以及政府大力支持的重点项目(详细结果可向作者索取)。

为了识别政府资本比重 σ 的影响,我们引入哑变量 $dummy^h$,如果该省政府投资比例高于或者等于全国平均水平0.11,则视为 σ 较高省份,哑变量 $dummy^h=1$,否则哑变量 $dummy^h=0$ 。我们分别考察了哑变量与政府投资交叉项对产出资本比的影响、哑变量与作用机制交叉项对股权溢价的影响,其他变量与表3表4一致,结果如表5表6所示。

表5 $\log(Y_t/K_t^{sum})$ 回归结果

因子		$\log(Y_t/K_t^{sum})$
$dummy^h \log(GIK_{t-1})$	系数	-0.16**
	t值	-2.48
$dummy^h$	系数	-0.77***
	t值	-5.20
$\log(GIK_{t-1})$	系数	-0.023
	t值	-0.53
样本数		465
R^2		0.71

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平下显著;这里仅汇报关键变量,其他控制变量不变。

表5中 $dummy^h \log(GIK_{t-1})$ 在5%的水平下显著为负,说明高政府资本比重的省份,政府投资的增

长引起产出资本比下降的幅度越大,边际利润下降的幅度越大,导致股权溢价的降幅越大。

表6结果显示作用机制回归中 $dummy^h GIK_{t-1} Y_t/K_t^{sum}$ 在5%的水平下显著为负,表明政府资本比重越大,政府投资通过产出资本比引起股权溢价下降的幅度越大,机制检验也是如此。表6的结果与表5相互印证,即政府资本比重 σ 越高,产出资本比降幅越大,政府投资通过产出资本比引起股权溢价下降的程度越大。

表6 $\log(ER_t^E)$ 作用机制结果

因子		作用机制	机制检验
$dummy^h GIK_{t-1}$	系数	-0.72**	-0.59**
	t值	-2.59	-2.01
$dummy^h Y_t/K_t^{sum}$	系数	0.095	0.058
	t值	1.23	0.72
$dummy^h GIK_t$	系数		-0.21
	t值		-1.03
$dummy^h$	系数	0.11**	0.16***
	t值	2.54	2.63
$GIK_{t-1} Y_t/K_t^{sum}$	系数		-0.64**
	t值		-2.11
Y_t/K_t^{sum}	系数		0.19**
	t值		2.37
GIK_{t-1}	系数		0.12
	t值		0.64
样本数		465	465
R^2		0.97	0.97

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平下显著;这里仅汇报关键变量,其他控制变量不变。

2. 分样本对比。为了进一步识别 σ 的作用,我们设计了以下两种情景对比:一是行业政府资本比重的差异,地方政府投资通常热衷于固定资产密切相关的行业,如交通、水利、电力、房地产、建筑等行业,因此这些行业政府资本比重较高,地方政府投资的影响较大;二是地方政府的资金会向国有企业倾斜(王文甫等,2014),相对民营企业而言,政府投资对国有企业产出资本比的影响更大,因此会通过产出资本比引起更大程度风险溢价的减少。

相对而言,政府资本比重高的行业、国有企业,地方政府投资的增加会引起更多产出资本比的下降,从而通过产出资本比引起更多股权溢价的降低。

(1)行业对比。2005—2014年《中国统计年鉴》分行业城镇固定资产投资国家预算内资金统计显示:地

方政府投资集中于交通运输、仓储和邮政业,水利、环境和公共设施管理业和电力燃气水的生产供应业,从预算内资金投向来看,三个行业比例已经超过 50%,房地产业、建筑业分别为 5.37%、2.49%,因此地方政府投资在以上五个行业达到 74.54%。

政府投资重点投向的行业一般来讲 σ 较高,我们计算了交通运输、仓储和邮政业,水利、环境和公共设施管理业,电力燃气水的生产供应业,房地产业及建筑业(高比重行业)预算内资金占行业固定资产投资总额的比例,同时也计算了其他行业(低比重行业)预算内资金的比例,结果如表 7 所示。

表 7 行业比重 σ 对比

	高比重行业	低比重行业
2004	5.42%	2.58%
2005	5.64%	2.47%
2006	5.80%	2.38%
2007	6.02%	2.15%
2008	6.63%	2.24%
2009	7.92%	2.98%
2010	7.01%	2.85%
2011	6.86%	2.29%
2012	7.59%	2.13%
2013	7.50%	2.15%
均值	6.64%	2.42%

数据来源:《中国统计年鉴》,比重的计算使用固定资产投资行业预算内资金除以该行业固定资产投资总额,高比重行业为交通运输、仓储和邮政业,水利、环境和公共设施管理业,电力燃气水的生产供应业,房地产业及建筑业,低比重行业为其他行业。

表 7 中无论从均值还是分年度来看,高比重行业的 σ 明显高于低比重行业,因此高比重行业表现

出更强的边际产出递减特性,即政府投资的增加对这五个行业的影响更大。

从表 8 可知政府资本比重较高的行业,政府投资对产出资本比的影响系数为 -0.14,高于其他行业 -0.11,这是因为 σ 较高,导致政府投资更强的边际产出递减特性,表现为系数绝对值增大。

表 8 作用机制以及机制检验回归显示: $GIK_{t-1} \frac{Y}{K_t^{sum}}$ 系数分别为 -1.02、-1.24,明显高于其他行业 -0.39、-0.40,而且也明显高于表 4 全部样本的平均水平 -0.56、-0.59。这与模型分析结果一致。

(2)所有制对比。民营企业的实际控制人为自然人或者非国有组织,如民营企业、外商企业及集体企业(Chen et al,2011)。考虑到央企可能受到地方政府投资的影响较小,我们考虑了政府投资对地方国企的影响。央企的实际控制人为国有资产监督管理委员会且注册地在北京的企业,对于注册地在地方的央企可能受到地方政府的影响较大,因此没有剔除,结果如表 9 所示。

从表 9 可知国有企业样本中 θ_{GK} 为 -0.13,且在 1% 的置信水平下显著,而民营企业样本中该系数为 -0.11 且不太显著,说明政府资本在国有企业比重较大。由于政府投资流向民营企业的资金很少,在民营资本中比重很低。

从作用机制及机制检验来看,地方国企的 ϕ^* 、 γ_1 分别为 -0.46、-0.48 且分别在 1%、5% 的置信水平下显著,而民营企业样本中分别为 -0.28、-0.38 且在 5% 的水平下不显著。从绝对值来看,也小于国有企业样本,这一发现与产出资本比结论一致。

表 8 行业对比

因子		高比重行业			低比重行业		
		$\log(Y_t/K_t^{sum})$	$\log(ER_t^E)$		$\log(Y_t/K_t^{sum})$	$\log(ER_t^E)$	
			作用机制	机制检验		作用机制	机制检验
$\log(GIK_{t-1})$	系数	-0.14**			-0.11***		
	t 值	-2.27			-3.20		
GIK_t	系数		0.30			0.018	
	t 值		1.32			0.13	
$GIK_{t-1}Y_t/K_t^{sum}$	系数		-1.02**	-1.24**		-0.39***	-0.40**
	t 值		-2.15	-2.32		-2.60	-2.08
Y_t/K_t^{sum}	系数		0.18	0.23		0.14**	0.14**
	t 值		0.99	1.22		2.49	2.39
样本数		380	380	380		465	465
R^2		0.56	0.90	0.90	0.69	0.96	0.96

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著;这里仅汇报关键变量,其他变量与表 6、表 7 相同。

表9 所有制对比

因子		地方国企			民营企业		
		$\log(Y_t/K_t^{sum})$	$\log(ER_t^E)$		$\log(Y_t/K_t^{sum})$	$\log(ER_t^E)$	
			作用机制	机制检验		作用机制	机制检验
$\log(GIK_{t-1})$	系数	-0.13***			-0.11*		
	t 值	-3.61			-1.92		
GIK_t	系数			0.030			0.16
	t 值			0.22			0.91
$GIK_{t-1}Y_t/K_t^{sum}$	系数		-0.46***	-0.48**		-0.28	-0.38*
	t 值		-2.78	-2.35		-1.34	-1.65
Y_t/K_t^{sum}	系数		0.14***	0.15***		0.06	0.083
	t 值		2.91	2.81		0.81	1.15
样本数		462	462	462		442	442
R^2		0.75	0.96	0.96	0.68	0.92	0.92

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著;这里仅汇报关键变量,其他变量与表 6、表 7 相同。

四、模型校准

本文的实证研究表明真实数据很好地支持了我们的理论,但模型的检验还需要通过模拟数据来验证。

(一)参数设定

未知冲击 x_t 服从(18)式,根据 Belo & Yu (2013) ρ_x 取 0.97,冲击标准差 σ_x 取自样本 TFP 变化率标准差,参考 Belo & Yu(2013)的做法,政府投资服从以下过程:

$$\log(GIK_{t+1}) = (1 - \rho_g)\bar{g} + \rho_g \log(GIK)_t + \sigma_g \epsilon_{g,t+1} \quad (36)$$

其中, \bar{g} 、 σ_g 、 ρ_g 根据样本 $\log(GIK)$ 计算得到。

企业折旧率取自样本数据,略大于政府投资使用的 5%。我们认为政府投资一般投向建筑物,使用时间比一般企业投资长,因此折旧率略低。

β 根据 Belo & Yu(2013)取 0.985, ρ_{gx} 由政府投资与 TFP 的相关系数得到,在 Belo & Yu(2013) $\gamma_0 = 20$ 、 $\gamma_1 = -300$ 基础上,通过校准我国资本市场等股权溢价,最终得到 $\gamma_0 = 46$ 、 $\gamma_1 = -300$,而 \bar{x} 影响 IK ,我们通过拟合样本 IK 的均值最终得到 $\bar{x} = -1.24$ 。

Chow & Li(2002)实证研究发现我国资本份额为 0.55,我们取 $\alpha = 0.62$ 比较接近,调整成本 c 能够影响资本回报率,Belo & Yu(2013)调整成本系数 $c = 50$,我们在此基础上经过校准,调整成本系数 $c = 29$ 。

按照 Belo & Yu(2013),我们模拟了 26000 次,同时为了避免初始值的干扰我们去掉了前面 2000 个模拟值,模拟数据统计量如表 10 所示。

从表 10 可知关键变量股权溢价的均值与实际

数据吻合,约为 0.04,方差低于真实数据,政府投资模拟数据均值为 0.23,与真实数据均值一致。产出资本比与企业投资资本比均值低于真实数据,但这里我们重点关注的是政府投资对股权溢价的影响,因此对基本结论影响不大。

表 10 模拟变量统计描述

变量	描述	均值	方差
ER	股权溢价	0.042	0.16
Y_t/K_t^{sum}	产出资本比	0.20	0.017
GIK	政府投资资本比	0.23	0.068
IK	企业投资资本比	0.019	0.03

(二)模拟数据回归结果

通过模拟数据我们重新对股权溢价(28)式、产出资本比(30)式、作用机制(31)式及机制检验(32)式进行回归。由于模拟数据得到的 GK_t 没有明显的趋势,因此在产出资本比的回归中我们使用 GK_t 。这是为了使政府资本系数的估计更加准确,而使用 GIK_t 在符号上没有变化只是绝对值有变动,机制检验回归中为了避免共线性问题我们使用 GIK_t 代替 GIK_{t-1} ,其他变量不变。

表 11 股权溢价

因子		$\log(ER_t)$
GIK_{t-1}	系数	-0.28***
	t 值	-11.98
IK_{t-1}	系数	-3.21***
	t 值	-68.83
R^2		0.40

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著。

表 12 产出资本比

因子		$\log(Y_t/K_t^{sum})$
GK_t	系数	-0.082***
	t 值	-8.06
IK_{t-1}	系数	-0.87***
	t 值	-15.98
R^2		0.88

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著。

表 13 $\log(ER_t)$ 作用机制及机制检验

因子		作用机制	机制检验
GK_t	系数		-0.032
	t 值		-0.73
$GK_{t-1}Y_t/K_t^{sum}$	系数	-0.61***	-0.45**
	t 值	-3.94	-2.25
Y_t/K_t^{sum}	系数	1.03***	0.99***
	t 值	15.61	12.55
IK_{t-1}	系数	-3.11***	-3.11***
	t 值	-71.88	-71.83
R^2		0.40	0.40

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著。

表 11 显示政府投资的增加引起股权溢价的降低,原因是表 12 证实政府资本引起产出资本比的降低。由于模型中设定资本回报率与股票收益率相等,而产出资本比或边际利润是股票收益的重要组成部分,因此政府投资引起产出资本比的减少,必然引起股票收益的降低,导致政府投资与股权溢价负相关。表 13 也证实政府投资通过产出资本比引起风险溢价的减少。

表 11 股权溢价(28)式结果显示,模拟数据政府投资系数为-0.28,表 2 真实数据等权平均结果为-0.30,二者十分接近。表 12 产出资本比回归(30)式模拟数据政府投资系数为-0.082,与表 3 真实数据的一0.11 十分接近。

从表 13 作用机制(31)式来看,模拟数据 $GK_{t-1}Y_t/K_t^{sum}$ 系数为-0.61,表 4 真实值等权平均结果为-0.56,也十分接近。机制检验(32)式模拟数据 $GK_{t-1}Y_t/K_t^{sum}$ 系数为-0.45,表 4 真实值等权平均结果为-0.59,二者比较接近,表明模拟数据与真实数据回归结果吻合。

因此,我们的模型在比较合理的参数水平下,能够较好的拟合真实数据变量的均值。模拟数据回归结果显示,政府投资的系数与真实数据无论是绝对值还是符号都比较吻合,进一步验证了我们的结论。

五、结论

结合我国的实际情况,我们在 PCAPM 模型中将政府资本引入企业资本,通过模型推导与实证研究得到以下基本结论:

第一,政府投资的增长会引起风险溢价的降低。利用我国 1999—2013 年省际面板数据实证研究显示,地方政府投资的增加会引起股权溢价的降低,背后的原因是政府投资的增加降低了产出资本比,由于产出资本比是边际利润的代理变量,而边际利润是资本回报率或股票收益的重要组成部分,因此政府投资引起股权溢价的减少;实证结果也显示我国地方政府投资的增长引起产出资本比的下降。

第二,政府投资通过产出资本比带来风险溢价的降低。进一步将政府投资引入调整成本得到机制检验模型,实证研究显示我国地方政府投资仅通过产出资本比引起风险溢价的降低,调整成本影响机制不存在。

第三,政府资本比重越大,对产出资本比以及作用机制的影响越大。实证研究发现,相对而言,政府资本比重高的省份、行业以及国有企业,政府投资的增加会引起更大程度产出资本比的降低,作用机制也是如此。

第四,我们的模型能够在比较合理的参数水平下拟合真实数据,而且模拟数据回归结果与真实数据比较吻合。

总之,我们从理论上证明地方政府投资增长引起股权溢价降低的原因是政府投资进入企业资本,导致政府投资的增加引起产出资本比的减少,而作用机制正是通过产出资本比。此外,政府资本比重与作用的强度正相关。

注:

①相关证明可向作者索取。

参考文献:

- 卜永祥 靳炎,2002:《中国实际经济周期:一个基本解释和理论扩张》,《世界经济》第 7 期。
- 白重恩 张琼,2014:《中国的资本回报率及其影响因素分析》,《世界经济》第 10 期。
- 邓子基 唐文倩,2012:《政府公共支出的经济稳定效应研究》,《经济学动态》第 7 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。
- 胡永泰,1998:《中国全要素生产率:来自农业部门劳动力再配置的首要作用》,《经济研究》第 3 期。
- 胡永刚 刘方,2007:《劳动调整成本、流动性约束与中国经

- 波动》,《经济研究》第10期。
- 胡永刚 郭新强,2012:《内生增长、政府生产性支出与中国居民消费》,《经济研究》第9期。
- 吕冰洋 姚德良 禹奎,2007:《市场拥挤、财政支出和税后资本平均产出关系分析》,《数量经济技术经济研究》第7期。
- 吕冰洋 毛捷,2013:《金融抑制和政府投资依赖的形成》,《世界经济》第7期。
- 刘生龙 鄢一龙 胡鞍钢,2014:《公共投资对私人投资的影响:挤出还是引致?》,《经济研究》工作论文。
- 马草原 王美花 李成,2015:《中国经济“刺激依赖”的形成机制:理论与经验研究》,《世界经济》第8期。
- 钱先航 曹廷求 李维安,2011:《晋升压力、官员任期与城市商业银行的贷款行为》,《经济研究》第12期。
- 秦学志 张康,2011:《基于产业结构和居民消费视角的政府投资效应研究》,《数量经济技术经济研究》第12期。
- 王茵田 朱英姿,2011:《中国股票市场风险溢价研究》,《金融研究》第7期。
- 王文甫 明娟 岳超云,2014:《企业规模、地方政府干预与产能过剩》,《管理世界》第10期。
- 王国静 田国强,2014:《政府支出乘数》,《经济研究》第9期
- 王珏 骆力前 郭琦,2015:《地方政府干预是否损害信贷配置效率》,《金融研究》第4期。
- 许宪春 王宝滨 徐雄飞,2013:《中国的投资增长及其与财政政策的关系》,《管理世界》第6期
- 许罡 朱卫东 孙慧倩,2014:《政府补助的政策效应研究——基于上市公司投资视角的检验》,《经济学动态》第6期
- 苑德宇,2014:《地方政府投资的决定因素研究:基于税收预决算偏离的视角》,《世界经济》第8期。
- 赵志耘 吕冰洋,2005:《政府生产性支出对产出一资本比的影响——基于中国经验的研究》,《经济研究》第11期。
- 张焯卿,2006:《资本形成、内生技术进步与中国经济持续增长——基于资本产出比视角的实证研究》,《经济科学》第6期。
- 张克中 冯俊诚 鲁元平,2010:《财政分权有利于贫困减少吗?——来自分税制改革后的省际证据》,《数量经济技术经济研究》第12期。
- 张勇 古明明,2011:《公共投资能否带动私人投资:对中国公共投资政策的再评价》,《世界经济》第2期。
- 张勋 徐建国,2014:《中国资本回报率的再测算》,《世界经济》第8期。
- 钟昌标 黄远浙 刘伟,2015:《外资进入速度、企业异质性和企业生产率》,《世界经济》第7期。
- Belo, F. & J. Yu(2013), “Government investment and the stock market”, *Journal of Monetary Economics* 60(3): 325—339.
- Cochrane, J. H. (1991), “Production based asset pricing and the link between stock returns and economic fluctuations”, *Journal of Finance* 46(1):209—237.
- Cochrane, J. H. (1996), “A cross-sectional test of an investment-based asset pricing model”, *Journal of Political Economy* 104(3):572—621.
- Chow, G. & K. Li(2002), “China economic growth: 1952—2010”, *Economic Development and Cultural Change* 15(1):247—256.
- Chen, L., R. Novy-Marx & L. Zhang(2011), “An alternative three-factor model”, Working Paper, Ohio State University.
- Chen, S., S. Zheng, S. Tang & D. Wu(2011), “Government intervention and investment efficiency: Evidence from China”, *Journal of Corporate Finance* 17(2):259—271.
- Fama, E. F. & K. R. French(1993), “Common risk factors in the returns on stocks and bonds”, *Journal of Financial Economics* 33(1):3—56.
- Jermann, U. (2010), “The equity premium implied by production”, *Journal of Financial Economics* 98(2):279—296.
- Liu, L. X., T. M. Whited & L. Zhang(2009), “Investment based expected stock returns”, *Journal of Political Economy* 117(6):1105—1139.
- Lin, X. (2012), “Endogenous technological progress and the cross-section of stock returns”, *Journal of Financial Economics* 103(2):411—427.
- Newey, W. K. & K. D. West(1987), “A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix”, *Econometrica* 55(3):703—708.
- Perkins, D. H. (1988), “Reforming China’s economic system”, *Journal of Economic Literature* 26(2):601—645.
- Zhang, L. (2005), “The value premium”, *Journal of Finance* 60(1):67—103.

(责任编辑:陈建青)