

□数量经济理论及应用

我国财富资本化对民间投资的影响研究

张屹山 李莹

【摘要】对中国民间投资增长与实际产出水平、国有投资增长、资本使用者成本、财富资本化效率和规模指标进行的协整估计表明：当下我国金融市场投资渠道狭窄、金融产品品种缺乏、银行信贷对民间部门支持力度不够，这些都抑制了民间投资的增长。只有资本市场能够有效启动民间投资，金融扩张建立在效率和质量的基础上，才能真正促进民间投资，推动国民经济的增长。

【关键词】财富资本化；民间投资；ARDL模型；边际检验

【基金项目】教育部人文社会科学重点研究基地重大项目（2009JD790017）；吉林大学“985工程”项目

【收稿日期】2010-12-21

【作者简介】张屹山，吉林大学商学院教授，数量经济研究中心主任；李莹，吉林大学商学院博士研究生。（长春 130012）

一、引言

资本化是一个经济体繁荣发展的动力，是一个社会财富快速积累和增长的过程。闲置的财富只有通过资本化投资才能得以增值，从而生成更多的财富资源。财富不等同于资本，财富包括流动性价值和非流动性价值，如果没有良好的金融体制，它并不一定能够实现增值的功能。因此，只有能够实现增值功能的财富才能称之为资本，将财富转变为可以增值的资本的过程就是财富资本化的过程。以往，我国金融市场发展相对落后，金融工具种类单一，金融制度不完善，居民创造出来的财富绝大多数存进了银行转化成储蓄，长期沉淀在银行等部门，而与企业的生产脱节，使财富丧失了大幅增值的可能。而民营经济对资本的需求欲望强烈却苦于资金来源匮乏，其发展受到各种制度因素的制约。不断发展和完善的资本市场和金融创新增加了财富资本化的手段，使人们从存钱压力中解放出来，从而促进民间投资的增加，实现经济的快速增长。

民间投资是发展中国家特有的概念，发达国家与之相对应的是私人投资。国外学者对资本市场与私人投资相关性进行了很多实证研究。McKinnon, Shaw 指出一国的金融深化程度（ M_2/GDP ）对于私人投资有着显著的影响。^[1-2] Ghura and Goodwin 发现实际 GDP 增长、政府投资的增加、金融深化程度等都会促进民间投资的增长，而世界利率、流向政府部门的国内贷款占 GDP 的比例与私人投资负相关。^[3]

在中国，刘华的研究表明，GDP、公共投资占 GDP 比重、外债占 GDP 比重、实际有效汇率以及国内信贷流向私人部门比重等因素的上升对民间投资具有显著的有利影响，银行的借贷利率

上升对民间投资的作用并不显著。^[4]刘佩玲和苏勇对民间投资影响因素进行分析,得出的结论是:民间投资与上一期的GDP增长正相关,与提供给私营部分的银行贷款正相关,与上一期的民间投资正相关,与宏观经济不稳定性负相关。^[5]

在众多民间投资的影响因素中,金融发展和金融制度改革等有利于财富资本化的因素越来越受到人们的关注。本文引入财富资本化理论,在已有的研究成果基础上,将进一步分析中国的财富资本化规模与效率对民间投资的影响。

二、模型构建

本文借鉴 Sims 的思想^[6]和 Ang 的方法^[7]基于成本最小化建立动态投资调整模型。假设每年都存在一个预期的民间投资水平,但由于技术、制度、市场和管理等方面的制约,预期投资额不会在某一周期内完全实现,即实际投资额 I_t 必然与预期投资额 I_t^* 存在差异,只能进行部分的动态调整,这其中就存在一个调整投资的成本损失。在相当长的一个时期 t 中,经济系统必然要寻求将这种调整造成的成本损失最小化,因此有关于下式的预期:

$$\text{Min } E_t \left\{ \sum_{i=1}^{\infty} \delta^i [a(I_t - I_t^*)^2 + b(I_t - I_{t-1})^2 - 2c(I_t - I_{t-1})(I_t^* - I_{t-1}^*)] \mid \Omega_t \right\} \quad (1)$$

其中, δ^i 表示贴现系数,且 $\delta^i \in [0, 1]$; Ω_t 表示 t 期的信息集; $(I_t - I_t^*)$ 表示投资的预期变化,这里用 $a(I_t - I_t^*)^2$ 表示偏离民间投资的理想水平的成本损失; $(I_t - I_{t-1})$ 表示投资的实际变化, $b(I_t - I_{t-1})^2$ 表示快速变化私人投资水平造成的费用; $2c(I_t - I_{t-1})(I_t^* - I_{t-1}^*)$ 是基于 Hendry and von Ungern-Sternberg 的理论^[8]给出的:若企业对投资的调整方向正确,即朝着理想的均衡水平调整,由此可能带来的损失会相应减少;如果民间投资的理想状态保持不变,这一项会收敛为零。

企业的投资决策旨在寻求未来成本现金流的最小化,这里为了寻求简化,将贴现因子设置为 1。根据确定性等价定理和理性预期假说,期望可以由未来现金流变现值所替代,可知:

$$(a + 2b)I_t - b(I_{t-1} + I_{t+1}) = (a + 2c)I_t^* - c(I_{t-1}^* + I_{t+1}^*) \quad (2)$$

采用滞后算子 L ^①, 方程 (2) 可以表示为:

$$(a + 2b) - bL - bL^{-1} = \lambda(1 - \theta L)(1 - \phi\theta L^{-1}) \quad (3)$$

经过调整,可得:

$$\Delta I_t = (\theta - 1)I_{t-1} + \frac{c}{b}\Delta I_t^* + \frac{c(1 - \theta)}{b}I_{t-1}^* + \frac{a(b - c)}{\lambda b} \sum_{i=0}^{\infty} (\theta\phi)^i I_{t+i}^* \quad (4)$$

根据 Nickell 的假设^[9], 预期投资是存在漂移项 g 的随机游走, 即

$$I_{t+i}^* = I_t^* + g_i \quad (5)$$

将其带入公式 (4) 经过调整我们最终得到:

$$\Delta I_t = a_0 + a_1 \Delta I_t^* - a_2(I_{t-1} - I_{t-1}^*) \quad (6)$$

可以看到模型存在一个误差调整项 $(I_{t-1} - I_{t-1}^*)$ 来表示对长期均衡水平的偏离, 差分项 ΔI_t^* 代表短期动态关系。民间投资的预期水平 I_t^* 是不可观测的数据, 本文基于稳定状态下的民间投资方程进行测算。

本文根据 Jorgenson 发展的新古典投资模型^[10], 建立一个理论稳态模型测算民间投资的长期均衡以研究民间投资和财富资本化的相关性。稳定状态下的投资函数形式为:

① 如果算子运算时将一个时间序列的前一期值转化为当期值, 则称此算子为滞后算子, 记作 L 。即对任意时间序列 $x_{t-1} = Lx_t$, 类似的, 可以定义高阶滞后算子, 例如二阶滞后算子记为 L^2 。一般地, 对于任意整数 k , 有, $x_{t-k} = L^k x_t$ 。

$$I_t = \lambda \sum_{j=0}^n \varphi_j \Delta(GDP_{t-j}/C_{t-j}) + dK_{t-1} \quad (7)$$

其中, I_t 表示投资, GDP_t 表示产出水平, C_t 表示资本的使用者成本。

根据方程 (7) 可知, 产出水平 GDP_t 和资本的使用者成本 C_t 是投资的两个重要影响因素。考虑到本文的研究目的, 我们引入衡量财富资本化发展水平的指标 $FF_{i,t}$, 另外, 基于中国的现实国情, 国有资本投资与民间投资存在特殊的相关性^[11-12], 本文引入国有投资相关指标 I_{gt} 。因此:

$$I_{pt} = f(GDP_t, I_{gt}, C_t, FF_{i,t}) \quad (8)$$

根据新古典投资模型很容易判断, 正常情况下, 实际产出与民间投资正相关, 其符号应为正; 资本使用者成本是阻碍投资发挥积极作用的一项因素, 所以该系数符号理论上应为负数。凯恩斯主义经济学认为公共支出增加会导致利率的上升, 从而会对私人投资产生挤出效应。国有投资是民间投资的一项重要影响因素, 然而两者之间的相关性质始终没有定论。关于财富资本化的衡量指标, 理论上金融发展程度越高, 资本化水平越高, 居民财富为了寻求增值会相应增加投资。但财富资本化的规模指标和效率指标的作用方向是否一致? 其总体结果如何? 以往的研究也未给出定论。

本文将方程 (8) 得到的民间投资数据作为预期项引入方程 (6), 并在此基础上建立自回归分布滞后模型 (ARDL), 即:

$$\Delta I_{pt} = a_0 + \beta_0 I_{p,t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{j,t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_{0i} \Delta I_{p,t-i} + \sum_{i=0}^p \sum_{j=1}^k \gamma_{ji} \Delta X_{j,t-i} + \varepsilon_t \quad (9)$$

其中, I_{pt} 表示民间投资指标, $X_t = (GDP_t, I_{gt}, C_t, FF_{i,t})'$ 。

ARDL 模型基于“从一般到特殊”的动态建模思想, 利用因变量的滞后项和自变量的当期及滞后项构建, 可以直接估计出变量间的长期协整和短期动态的平衡关系。模型 (9) 中, $\beta_j (j = 0, 1, \dots, k)$ 表示模型中的长期系数, $\gamma_{ji} (j = 0, 1, \dots, k)$ 表示模型中的短期系数, a_0 是漂移项, ε_t 为白噪声。ARDL 模型对经济时间序列的分析包含两个步骤: 第一步是运用边界检验方法检验变量间的协整性, 从而判定模型中自变量和因变量间是否存在协整关系。研究者根据数据长度和需要确定最大滞后阶数, 建立与模型相对应的误差修正模型。检验的原假设为变量之间不存在长期稳定的协整关系, 即 H_0 为: $\beta_0 = \beta_1 = \dots = \beta_k = 0$, 备择假设为 $H_1: \beta_0 \neq \beta_1 \neq \dots \neq \beta_k \neq 0$ 。根据得到的 F 统计量与 Pesaran 的 F 统计量的临界值表比较。如果模型计算的 F 统计量大于临界值表中所对应的最大临界值, 则拒绝原假设, 即变量间有长期的协整关系; 如果 F 统计量小于最小的临界值, 则接受原假设, 变量间不存在长期协整关系; 如果 F 统计量处于临界值表中最大和最小临界值间, 则要考虑变量是 $I(0)$ 、 $I(1)$ 或者混合的情况。通过了以上的边界值检验, 证明变量间存在协整关系后, 则进入第二步, 建立 ARDL 模型估计变量间长期关系和短期关系的系数。由最小二乘法 (OLS) 估计得到 $(p+1)^{k+1}$ 个不同的 ARDL 模型, 其中 p 是模型的最大滞后阶数, k 是自变量个数, 最终借助准则函数选择最终模型滞后形式。

三、指标选取

(一) 投资的度量

民间投资是发展中国家特有的概念。我国目前, 无论是统计部门还是学术界, 对民间投资尚无一个明确的定义。鉴于固定资产投资能够直接形成生产能力且我国固定资产投资在总投资份额中始终占据主导地位, 本文对民间投资的研究主要限定在固定资产投资范畴。统计上, 1993 年之前固定资产投资根据登记注册类型可分为国有经济、集体经济和个体经济投资; 1993 年开始我国调整了统计口径, 固定资产投资细分为国有经济、集体经济、个体经济、联营经济、股份制

经济、外商投资经济、港澳台投资经济以及其他经济成分。国家统计局将民间投资范围大体概括为非国有经济投资中扣除外商投资及港澳台投资的部分，包括联营、股份制、集体、个体私营和其他经济类型的投资。本文将民间投资的研究范围界定为：非国有经济投资中扣除外商投资（包括港澳台投资经济）的部分，包括集体经济、联营经济、股份制经济、个体私营经济和其他经济类型的投资之和。由于统计口径的差异，1992年前民间投资数据取值近似为集体经济与个体经济投资之和。本文根据民间投资总额的绝对值计算出相应环比增长率作为民间投资的度量指标，将国有固定资产投资的环比增长率作为国有投资的度量指标。

(二) 财富资本化的度量

所谓财富资本化，就是将资产（包括有形资产和未来现金流），通过产权化、证券化或者金融票据化最终转变成流通的资本，把死的财富和未来收入流变成随时能变现、变成可以花的钱。^[13]股票市场交易，固定资产抵押，企业上市和个人未来收入流的按揭都是财富资本化过程。财富资本化的程度与金融发展和金融创新息息相关，正是不断创新的金融制度和金融手段为居民财富提供了资本化的工具，开发了资本市场的融资渠道，壮大了资本市场的融资规模。因此本文基于各项金融效率指标和金融创新指标构建财富资本化的测度变量。具体指标有：

1) 金融深化指数 (M_2/GDP)：能够用于衡量不同国家的金融深化整体水平，代表筹资渠道的多样化程度。2) 金融资产总量 (FA)： FA 用于反映一国金融部门的总体规模和金融发展绝对值水平。本文金融资产主要包括流通中现金、金融机构存款总额、金融机构贷款总额、财政借款额、全国证券投资余额和保险准备金，这里取其环比增长率作为衡量指标。3) 金融相关比率 (FIR)：用于表示一个国家整体水平的储蓄向投资转化的效果，集中反映一个国家金融发展的总体水平，学术界通常将这一指标用金融资产总量 (FA) 与 GDP 之比计算得到。4) 金融创新度： FIL ——金融创新引起交易性金融资产比重的降低和投资性金融资产比重的提高，因此可以用一国金融资产总量 (FA) 与交易性金融资产的比例来反映金融创新程度。本文用 M_1 代表交易性金融资产，即 $FIL = FA/M_1$ ； M_2/M_0 ——随着金融创新的不断发展，居民的现金偏好会逐步减弱，现金需求呈下降趋势，即 M_2 与 M_0 比例上升。

原则上，这些变量可以用于单独的实证研究，但是由于度量财富资本化的指标之间可能存在一定的线性关系，这里我们采用主成分分析法以减少变量的数目，构造财富资本化的联合影响变量。

表1 总方差分解

成分	初始特征值			提取荷载平方和		
	总额	方差百分比	累积贡献度	总额	方差百分比	累积贡献度
1	3.711	74.221	74.221	3.711	74.221	74.221
2	1.071	21.428	95.648	1.071	21.428	95.648
3	0.157	3.134	98.782			
4	0.043	0.870	99.652			
5	0.017	0.348	100			

表2 主成分分析的因子载荷阵

变量	成分	
	1	2
FIR	0.991	0.043
M_2/GDP	0.983	-0.105
M_2/M_0	0.947	-0.127
FIL	0.930	0.228
FA	-0.002	0.995

表1结果显示，系统认为存在两个主成分因子，两个因子方程累计贡献度超过95%；观察表2，提取的两个主成分，其中第一个与 FIR 、 M_2/GDP 、 M_2/M_0 、 FIL 的相关度都高达90%以上，因此我们定义 $FF_{1,t}$ 为效率指数，第二个因子与 FA 的相关度较大，因此我们定义 $FF_{2,t}$ 为规模指数。

(三) 资本使用者成本

根据 Jorgenson 的新古典投资理论模型^[10]，我们定义资本使用者成本为：

$$C_t = P_t^k(i_t - \pi_t^e + \delta_t)/P_t \quad (10)$$

其中, P_t^k 表示资本品的市场价格, 在这里用固定资产投资价格指数表示; i_t 用一年期贷款利率表示; π_t^e 是通货膨胀预期, 这里用居民消费价格指数同期百分比变动表示; δ_t 表示资本折旧, 这里假定 5% 不变; P_t 用居民消费价格指数衡量。

四、实证分析

考虑到 1978 年改革开放对经济环境的改变, 我国的经济和金融体系都得到了迅速的发展, 故本文研究样本期选择 1978—2008 年的年度数据。民间投资、国有投资和国内生产总值都采用环比增长率度量, 1998 年以前的数据根据《新中国五十年统计资料汇编》的相关数据计算得到, 1999—2004 年的数据来自于历年的《中国统计年鉴》及《中国金融年鉴》。

表 3 各变量 ADF 单位根检验结果

回归变量	(c, T, n)	t 统计量	P 统计量	结论
I_{pt}	(c, 0, 6)	-4.883875	0.0005	平稳
I_{gt}	(c, 0, 6)	-2.925756	0.056	非平稳
ΔI_{gt}	(c, 0, 6)	-6.195191	0.0000	平稳
GDP_t	(c, 0, 7)	-3.433003	0.0185	平稳
C_t	(c, 0, 7)	-3.695615	0.0098	平稳
$FF_{1,t}$	(c, T, 6)	-4.303837	0.0021	非平稳
$\Delta FF_{1,t}$	(c, 0, 6)	-3.202550	0.0318	平稳
$FF_{2,t}$	(c, T, 6)	-1.971896	0.5907	非平稳
$\Delta FF_{2,t}$	(c, 0, 6)	-4.744991	0.0008	平稳

注: c 代表截距项, T 代表时间趋势, n 代表根据 AIC 选择的滞后阶数。

首先对各数据进行单位根检验, 结果见表 3。这里我们采用 ADF 单位根检验方法, 结果表明 I_{pt} 、 C_t 和 GDP_t 原序列是平稳序列, 即 I(0), I_{gt} 和 $FF_{1,t}$ 是一阶单整序列, 即 I(1)。各变量的时间序列不存在二阶单整, 因此符合 ARDL 边际检验的条件, 相应得到的 F 统计量不会产生偏误。为避免变量滞后期过长出现序列相关, 根据样本长度, 运用 AIC 和 SBC 准则, 确定变量的最大滞后阶数为 2。本文关于 ARDL 的实证检验皆通过 Microfit 4.0 软件计算得出。

通过 OLS 方法, 我们对各变量的差分序列进行回归, 并计算相应的 F 统计量的数值。通过综合考虑, 本文采用不含常数项和时间趋势的回归方式, F 统计量结果如表 4。

表 4 边际检验结果

显著性水平	10%		5%		1%	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
临界值	1.81	2.93	2.14	3.34	2.82	4.21
F 统计量	$F(I_{pt} GDP_t, I_{gt}, C_t, FF_{1,t}, FF_{2,t}) = 3.5966$					
结论	5% 的显著水平下拒绝原假设, 存在协整关系					

结果显示, $F(I_{pt} | GDP_t, I_{gt}, C_t, FF_{1,t}, FF_{2,t}) = 3.5966$, 高于 5% 显著水平的最高临界值, 因此民间投资和其他变量间长期稳定的协整关系成立。本文使用 SBC 准则选择得到 ARDL(2, 1, 0, 0, 0, 2) 最为合适。回归结果见表 5。

表5 基于SBC准则的ARDL(2, 1, 0, 0, 0, 2)模型估计结果

回归量	系数	标准误差	t 统计量 [P 统计量]
长期关系			
I_{gt}	0.7191	0.17149	4.1934 [0.001]
GDP_t	0.9053	0.21078	4.2949 [0.001]
C_t	-0.0351	0.02489	-1.4120 [0.180]
$FF_{1,t}$	3.6361	1.33450	2.7246 [0.016]
$FF_{2,t}$	-8.2591	1.73320	-4.7653 [0.000]
短期关系			
ΔI_{pt}	0.2365	0.14873	1.5900 [0.131]
ΔI_{gt}	0.3233	0.30614	1.0559 [0.307]
ΔGDP_t	1.9768	0.64509	3.0643 [0.007]
ΔC_t	-0.0767	0.05441	-1.4101 [0.178]
$\Delta FF_{1,t}$	7.9395	2.95430	2.6874 [0.016]
$\Delta FF_{2,t}$	-5.1480	2.51630	-2.0458 [0.058]
$\Delta \Delta FF_{2,t}$	9.3954	3.41970	2.7474 [0.014]
Δecm_{t-1}	-2.1836	0.33817	-6.4570 [0.000]

从表5可以看出,短期动态回归结果中各差分变量回归符号与长期回归均衡水平一致。短期内,实际产出水平和财富资本化指标回归结果在10%的水平下显著,误差调整项符号为负,符合反向修正调节机制,民间投资受到的短期冲击,在下一年有2.2%的纠正。长期内,国有投资、国民生产总值、效率指标和规模指标在5%的显著水平下对民间投资具有显著的长期影响。实际产出水平对民间投资的长期影响为正,这与我们的预期相符,弹性系数为0.91,即GDP每增加1%,民间投资总量平均增加0.91%。这体现了经济周期理论中的“加速原理”,即经济增长能够推动投资更加快速的增长。生产发展和经济增长是增加民间投资的前提和基础,这再一次证明总需求是影响民间投资的关键因素。

资本使用者成本对民间投资的影响甚微,某种程度上说明我国对民间投资从资本价格角度出发的相关鼓励政策并没有完全发挥作用,也未达到刺激民间部门的资本形成的目的。因此,通过改变资本价格刺激民间部门投资需求的措施在我国很难见效。也存在另一种可能,就是民间投资者需要更多的时间来确信,这些政策变化是永久性的,而不是短期行为。

国有投资对民间投资的长期影响系数为0.72,符号为正,这与郭庆旺等,吴洪鹏和刘璐得到的结论^[11,14]一致,即长期内,国有投资对民间投资是挤入效应。在我国,国有投资与民间投资是互补的,国有投资在基础设施领域可以使投资环境得到明显改善,从而刺激了民间投资的积极性,提高了民间部门的投资水平;国有投资的增加刺激了相关联行业的需求,为其提供了新的投资机会,相应提高相关领域的民间投资。从这种角度上说,我国国有投资促进了民间投资的增长。

资本化效率指标与民间投资在长期范围呈现正向相关性,长期系数为3.64,金融发展和金融创新的确促进了民间投资的增长。金融发展、金融创新创造了财富增值的新手段,提高了储蓄转化为投资的效率,提高了直接融资比例,因此财富资本化效率的提高吸引了更多的民间投资。实证结果表明,与效率指标相反,规模指标与民间投资的相关性为负。为了更近一步解释这一实证结果,我们给出各项金融资产与民间投资增长率的相关性,如表6所示。从1978年至今,财政借款额和保费收入占金融资产总量份额始终较小,因此我们考虑其他成分的增长率与民间投资增长率的相关性。通过表6的数据可以看出,民间投资增长率与流通中的现金及证券资产总量正相关,与金融机构各项存款、各项贷款负相关。1978年,金融机构各项存款和各项贷款之和占

金融资产总量的 93.4%，2008 年，这一比率下降为 74%，但仍然是金融资产的主要组成部分，大量的存款和贷款的存在抑制了民间投资的增长，从而造成金融资产总量与民间投资的负相关。证券资产与民间投资的正相关反映出，股票市场及债券市场等资本市场的发展和完善能够刺激和促进民间投资。因此，金融扩张应建立在效率和质量的基础上，只有效率真正提高了，才能促进民间投资的增长，进而促进国民经济的增长。

表 6 民间投资与各项金融资产的相关性

	民间投资	金融机构各项贷款	金融机构各项存款	流通中的现金	证券总量
民间投资增长率	1.000000	-0.034659	-0.217008	0.405550	0.215855

金融资产总量规模与民间投资负相关的原因，可能主要在以下几个方面：首先，中国国内金融机构各项贷款对民间投资的支持力度不够。中小企业往往面对激烈的竞争环境，企业经营负担重，常常不能提供有效的贷款抵押，而银行不良贷款的不断上升也使其对贷款对象的审核更为严格。因此即使是很有竞争力的民间企业也难于获得贷款。其次，直接融资空间较小。尽管改革开放至今，我国资本市场得到了飞速的发展，但我国的证券市场仍处于成长阶段，政府对企业准入的审核条件实施严厉监督，民营企业难以进入，而我国债券市场的极不发达使其发行企业债券融资更是可望而不可即。再次，金融资本与实业资本之间流动不畅。在金融资产流动畅通的情况下，金融资产规模扩张能够很好地转化成实体经济中的民间投资从而支持更大的实体经济规模。由于我国目前金融市场中投资渠道的单一狭窄、金融产品品种缺乏，导致虚拟经济与实体经济之间存在着严重的金融流通不对称问题。最后，资本市场不够发达。作为储蓄有效转化为投资的金融中介，资本市场一方面为规模不断壮大的民间资本寻找出路，另一方面为大量面临资金困境的中小企业提供直接融资的渠道，有助于调整企业的融资结构。然而我国资本市场还不发达，证券市场还缺乏理性。因此，启动民间投资的关键是大力发展资本市场的中介作用。

最后，本文应用基于递归残差的 CUSUM 和 CUSUMSQ 稳定性检验方法来检验以上模型估计系数的稳定性。如图 1 和图 2，其中直线代表 5% 显著性水平的边界区间。两张图都显示在整个考察的时间区间内，残差和都未偏离边界范围。因此，以上对于民间投资与财富资本化的长期影响的估计是稳定和可靠的。

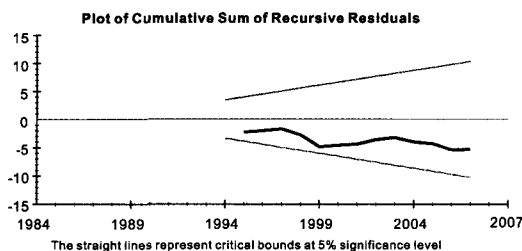


图 1 CUSUM 检验结果

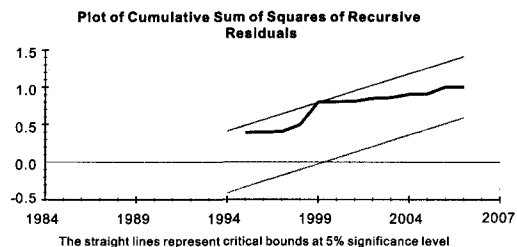


图 2 CUSUMSQ 检验结果

五、结 论

本文分析了中国民间投资与财富资本化之间的关系，基于 ARDL 模型的实证分析，得到了以下结论：

民间投资与实际产出、资本使用者成本、国有投资和财富资本化指标存在长期的协整关系。财富资本化效率指标在长期内与民间投资呈现正向相关性，即金融发展和金融创新水平的提高以

及直接融资比例的增加都能吸引到更多民间部门的投资资本。金融资产总量与民间投资增长率相关性为负,各项金融资产中,金融机构各项贷款和各项存款与民间投资增长率呈负相关,证券资产总量与民间投资增长率正相关。中国经济现实存在的问题解释了这种现象:金融机构各项贷款对民间投资的支持力度不够,国有银行的贷款管理制度对民间部门贷款申请审核过于严格,抑制了民间部门的资金供给;同时,我国的股票市场处于成长阶段,具有明显的不稳定性,而债券市场又极不发达,政府对企业发行股票和债券实施的严厉监督使民营企业上市融资非常困难,而发行债券更是难上加难;目前金融市场中直接投资渠道单一狭窄、金融产品品种缺乏,大部分金融资产以居民储蓄的形式存在于银行系统中,资本市场的资金短缺,而真正承担财富创造功能的是实业资本,金融资本与实业资本之间的流动不畅会使社会资金无法及时转化成企业的资本金,从而抑制民间投资的增长。因此,金融扩张应建立在效率和质量的基础上,才能真正促进民间投资的增长,进而促进国民经济的增长。

另外,我国民间投资与国有投资呈现正向的长期均衡关系,这说明我国国有投资在长期内对民间投资存在“挤入”效应,国有投资与民间投资是互补的。我国近些年国民经济发展较快,政府支出加大了对基础设施建设投资的比重,这改善了民间部门的投资环境。提高民间投资的积极性,还会对关联产业产生辐射效应,创造新的、有利的投资机会。虽然国家出台了多项鼓励民间投资的优惠政策,但是从资本价格角度出发的政策对民间投资的刺激收效甚微,民间投资并未被有效带动起来。作为财富资本化有效工具的资本市场,其发展和完善可以促进财富向资本的有效转化,促进民间投资的增长,加速财富增值。

[参考文献]

- [1] McKinnon R I. *Money and capital in economic development*, Washington: Brookings Institution, 1973.
- [2] Shaw E S. *Financial deepening in economic development*, New York: Oxford University Press, 1973.
- [3] Ghura D, Goodwin B. Determinants of private investment: a cross-regional empirical investigation, *Applied Economics*, 2000, 32: 1819 - 1829.
- [4] 刘华:《中国私人投资影响因素的经验分析——兼议传统私人投资理论在中国的适用性》,《中山大学研究生学刊》(社会科学版),2005年4期。
- [5] 刘佩玲、苏勇:《中国私人投资影响因素的实证研究》,《复旦学报》(自然科学版),2003年5期。
- [6] Sims C A. Output and labour input in manufacturing, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1974, 3: 695 - 735.
- [7] Ang J B. Private investment and financial sector policies in India and Malaysia, *World Development*, 2009, 37: 1261 - 1273.
- [8] Hendry D F, von Ungern-Sternberg T. *Liquidity and inflation effects on consumers' expenditure*, Essays in the theory and measurement of consumer behavior, Cambridge: Cambridge University Press, 1981.
- [9] Nickell S. Error correction, partial adjustment and all that: an expository note, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1985, 47: 119 - 129.
- [10] Jorgenson D W. Capital theory and investment behavior, *American Economic Review*, Papers and Proceedings, 1963, 53: 247 - 259.
- [11] 郭庆旺、赵志耘、贾俊雪:《中国省份经济的全要素生产率分析》,《世界经济》,2005年5期。
- [12] 刘溶沧、马拴友:《赤字、国债与经济增长关系的实证分析——兼评积极财政政策是否有挤出效应》,《经济研究》,2001年2期。
- [13] 陈志武:《中国的钱为什么这么多》,《国际融资》,2007年6期。
- [14] 吴洪鹏、刘璐:《挤出还是挤入:公共投资对民间投资的影响》,《世界经济》,2007年2期。

[责任编辑:赵东奎]