

融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性*

鞠晓生 卢 荻 虞义华

内容提要: 本文使用 1998—2008 年中国非上市公司工业企业数据,分析了融资约束、营运资本管理与企业创新活动之间的关系,旨在解释中国企业自上世纪末至今持续增加的创新活动。高的调整成本和不稳定的融资来源制约着企业的创新活动,本文检验了营运资本在突破创新约束中所起的作用,发现营运资本对缓冲企业创新投资波动有重要作用,而且这种作用与企业的融资约束程度密切相关。本文按照 Hadlock & Pierce(2009)提出的 SA 指数法测量了企业的相对融资约束程度,发现企业受到的融资约束越严重,营运资本对创新的平滑作用越突出。本文的研究表明,虽然中国资本市场不发达,中国企业仍然可以通过内部资金积累和营运资本管理持续地进行创新活动。

关键词: 创新活动 融资约束 内部融资 营运资本

一、引言

中国经济在高速增长的同时,企业的产品质量和国际竞争力也不断提升。直观地看,中国经济增长并未像 Krugman(1997)所批判的那样,只是依靠劳动、资本等生产要素粗放式增加而非技术进步推动。自 1998 年开始,中国的研发支出逐年快速增加,全社会研发支出占 GDP 的比重从 1998 年的 0.69% 上升到 2011 年的 1.83%,虽然与 OECD 国家的平均值 2.2% 相比仍有差距,但在“金砖”四国中,自 2004 年开始中国就一直保持领先地位。中国的研发活动主体是企业,2000 年中国企业研发支出占全社会研发支出的 59.8%,到 2010 年此比例已达到 74.3%。^①此轮企业研发活动有两大特点:第一,相对于企业固定资产投资,企业研发投资更为平稳;第二,企业研发活动以大中型企业为主。

图 1 反映的是中国企业研发投资、固定资产投资以及企业利润与 GDP 比值的变化趋势。从图中可以看出 1995—2010 年企业固定资产投资/GDP 有较大波动:受亚洲金融危机影响,中国经济在 1997—1998 年进入低速发展期;受 2008 年全球金融危机的影响,2008—2010 年中国的宏观经济出现大的波动,表明企业的固定资产投资容易受到经济波动的影响。再来看研发活动,1998 年之前企业研发投资占 GDP 比重维持在 0.3% 的水平,1998 年之后,这一比重明显增加。此轮研发活动有如下特点:第一,研发投资比固定资产投资增加更平稳,特别是大中型企业的研发支出波动更小,似乎不受经济周期的影响;第二,工业企业的固定资产投资和研发投资之和超过了企业的利润,意味着企业的内部资金可能无法满足所有投资支出。

由此我们产生疑问,为什么中国企业的创新活动能不受经济波动的影响而持续平稳增长呢?

* 鞠晓生、虞义华,中国人民大学经济学院,邮政编码:100872,电子信箱:fuxiao0912@163.com, yihua.yu@ruc.edu.cn; 卢荻,伦敦大学亚非学院、中国人民大学经济学院,电子信箱:dli@soas.ac.uk。本研究获得福特基金资金支持,是中国人民大学科学研究基金(中央高校基本科研业务费专项资金资助)项目成果(项目编号:12XNH060)。本文在国际研讨会“Regulation Finance and Economic Development”上宣读过,作者感谢 Hong Bo、William Lazonic、洪福海等给予的有益点评,感谢匿名审稿人提出的富有建设性的修改意见。当然,文责自负。

^① 数据来源于《2011 国家科技统计年鉴》。

从融资视角,企业的创新活动因其长期性和不确定性,受到严重的融资约束,主要依靠企业内部资金(Hall, 2002)。但企业用内部资金进行创新活动面临两个难题:一是企业内部财务不稳定,容易受到外部冲击,创新活动可能因资金链断裂而停止;二是创新活动有很高的调整成本(Adjustment Cost),突然的中断和再延续会使企业遭受很大的损失(Hall, 2002, 2005)。那么,企业如何在内部财务波动下保证创新活动的平稳持续?为此,本文考察营运资本管理在平滑企业创新波动中的作用。营运资本是流动资产减去流动负债。相对于其他投资,营运资本投资有较低的调整成本和较高的变现能力。在内部财务受到负面冲击情况下,受融资约束的企业不会同比例减少各种投资,而是依据调整成本的高低进行反向调整,即调整成本越高,减少的投资越少,最后保持各种投资的净收益在边际上相等(Fazzari et al., 1993)。由于营运资本投资的调整成本低,在财务利润下降时,企业会减少营运资本投资或变现营运资本,将有限的资金配置到调整成本高的创新活动上,使企业在受到财务冲击时仍然保证创新投资的平稳持续。

本文使用1998—2008年国泰安非上市企业数据,42,262家企业,共计268,150个观测值,检验了营运资本对中国企业创新活动的平滑作用。本文首先按照Hadlock & Pierce(2008)提出的SA指数定量测度了企业的相对融资约束程度,据此将企业划分为融资约束弱、融资约束较弱、融资约束较重和融资约束重四类企业。然后,以托宾Q模型为基础建立了企业的创新模型,引入创新滞后项、现金流、负债率、企业规模和企业年龄,用销售增长率替代托宾Q以控制企业的投资机会,主要使用一阶差分GMM和有限信息极大似然估计方法进行估计。计量结果发现,营运资本波动项纳入模型后,该项系数显著为负,说明营运资本变动方向与创新支出方向相反;控制住营运资本波动后,企业创新支出与企业现金流、负债率的关系增强。这两个特征与Brown et al. (2012)提出的平滑机制相符,说明营运资本对企业创新起到平滑作用。另外,营运资本波动与代表融资约束程度的虚拟变量的交互项的系数为负,且企业受到的融资约束越严重该项系数的绝对值越大,说明融资约束程度影响着营运资本的平滑作用,企业受到的融资约束越严重,越倾向于使用营运资本平滑创新。

进一步,本文进行了多种稳健性检验。首先,用欧拉方程替代托宾Q模型,发现结果与托宾Q模型一致,说明创新模型的选择不影响本文结论。其次,使用Whited & Wu(2006)提出的WW指数测度企业的融资约束并据此划分企业融资约束类型,仍然发现交互项系数为负且绝对值随着融资约束的严重程度而变大。最后,使用上市公司2007.3—2011.3的季度数据,并且以R&D投资赋值创新活动,上述结论仍成立。

本文与Brown et al. (2011)类似,都是研究创新如何被平滑,但研究的平滑要素不同。该文献使用的是美国上市公司数据,且仅强调企业储蓄对创新的平滑作用,本文使用的是非上市公司数据,研究的是营运资本的平滑机制。相对于美国企业可以通过发达的资本市场融资,中国非上市企业受到的融资约束较重,Allen et al. (2005)认为非正规金融融资对非上市企业的发展有决定性的贡献。非正规金融包括企业内部融资(包括企业储蓄)、商业信贷等,主要反映在企业的营运资本中,因此,使用营运资本可以涵盖更多可能的平滑因素。在此意义上,可以说本文延续了Allen et al. (2005)的思想。

本文的研究补充了创新融资文献中关于发展中国家企业的创新活动研究。自Hall(2002)提

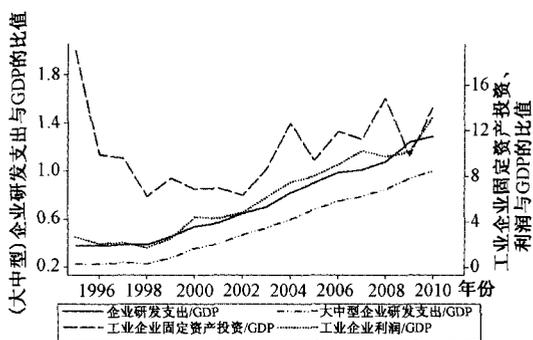


图1 中国企业投资支出占GDP比重变化趋势
数据来源:中经网宏观综合年度统计数据库。

出创新活动主要依赖企业内部融资后,新的文献从两个方面对此做了扩展:一是将融资渠道扩展到外部融资,主要研究了股权融资对创新的作用(Brown et al., 2009);二是研究了创新的平滑机制(Brown et al., 2011)。但这些文献主要以发达国家、成熟资本市场为背景,据我们的了解,目前还没有文献对发展中国家企业的创新平滑机制进行研究。中国落后的金融环境与高速增长的企业投资形成鲜明对比,吸引了很多学者关注。Allen et al. (2005)认为中国的经济发展不同于主流的“金融—增长”模式,主要依赖于非正规金融的发展。后续的文献开始深入分解非正规金融的内容及其对中国企业投资的影响,如Ding et al. (2012)研究了营运资本对中国企业的固定资产投资的平滑作用。本文将营运资本的平滑作用扩展至创新投资方面,在融资约束背景下分析了中国企业创新活动的平滑机制。

本文其余部分结构如下:第二部分介绍了企业创新活动的高融资成本和高调整成本特征,阐明了营运资本管理对受融资约束的中国企业创新活动的作用;第三部分介绍了本文的研究设计,包括计量方法、模型设定和数据描述;第四部分对计量结果进行了分析;第五部分是稳健性检验;第六部分是本文的结论。

二、创新活动的融资约束及营运资本管理

(一)创新活动的融资约束与调整成本

Hall(2002)给出了企业创新活动的两条关键特征,揭示了创新活动的高融资成本和高调整成本。创新活动的第一个关键特征是,创新活动的产出具有高不确定性。这一特征使创新过程蕴含信息不对称,并诱发潜在的道德风险,使得创新活动面临严重的外部融资约束。首先,研发活动中,外部投资者面临更严重的信息不对称。由于知识的非排他性,为防止信息外漏,R&D活动作为商业秘密一般不会披露,所以外部投资者很难获得研发相关的信息。其次,创新过程有很高的监管成本。由于R&D产出是一种无形资产,主要依附于创新人员的人力资本,很难度量。加上产出的不确定性,外部人很难监督创新人员的努力水平。这两方面使研发活动的融资市场更像“柠檬”市场,外部投资者难以评估项目的优劣,会要求很高的风险溢价,进而增加了创新的外部融资成本。

第二个特征是创新过程形成的“知识”难以“存储”并且商业化过程时间长。通常50%以上的创新投资要用于支付高级研发人员的工资,他们的研发活动为企业创造出能产生未来收益的一种无形资产或“新知识”。这种知识蕴含在研发人员的人力资本上,无法清楚度量,一旦研发人员流失,这种知识便脱离企业,企业的投资无法挽回。从“新知识”到商业化往往需要很长的时间,所以创新活动是一项长期投资,收益不能在短期准确衡量。这一特征蕴含着创新活动投资要保持连续性,任何中断使得研发人员流失,都会造成企业的损失,故创新活动有很高的调整成本。

高的外部融资成本要求企业须有充足的内部资金;高的调整成本要求企业投资保持一定的持续性,所以企业的创新活动会面临很多的财务限制。摆脱财务困境的方法要么是外部融资,要么是内部融资。目前多数文献在探讨外部融资对企业创新活动的作用。如Brown et al. (2009)使用美国的高技术行业企业数据发现,大企业的研发投入主要依靠企业内部资金,而缺乏内部资金的中小科技企业主要通过发达的股票市场进行研发融资,美国上世纪90年代出现的创新高潮主要就是由股票市场推动的。发达的金融市场能降低企业的融资约束,缓解企业的财务冲击,保证企业投资的连续性。但是,考虑到中国金融市场的发展水平以及中国企业创新支出的内源融资状况,鲜有文献支持外部金融市场对中国企业的创新有重要作用。如果缺乏外部融资,企业面临财务冲击时,如何保证创新投资不中断?接下来我们分析营运资本在其中的作用。

(二)创新融资波动与营运资本平滑

内部财务的波动势必影响到企业的各种投资支出,而调整投资是有成本的。那么,依靠内部资

金进行投资的企业面临财务冲击时是如何降低波动损失、平滑企业投资的? 本文认为企业是用调整成本低的资本投资来平滑调整成本高的投资。其基本原理如下: 企业依据净预期收益流边际相等来进行各种投资^①, 当企业内部资金突然下降时, 已经进行的投资活动出现资金短缺, 由于外部融资成本高, 企业会削减各种投资支出, 但是投资的调整成本有差异, 企业并不会等比例减少各种投资支出, 而是依照资本调整成本的高低进行缩减——调整成本越小的资本会被更多地削减, 紧张的内部资金被用于支付调节成本高的投资。^②

依据上面分析, 我们考察营运资本在平滑企业投资支出中的作用。企业的营运资本是企业流动资产减去流动负债的余额。其中, 流动资产主要由应收账款、存货和现金及现金等价物构成, 而存货又包括原材料、中间品和最终产品; 流动负债主要由应付账款、短期负债(一年期)构成。从营运资本的构成上看, 除现金及其等价物外, 原材料和中间产品具有较高的流动性, 应收账款和应付账款会依据企业的财务状况及时调整, 所以营运资本投资流动性比较高。事实上营运资本常作为衡量企业流动性的重要指标, 高流动性意味着低调整成本。按照前面的分析, 企业在面临财务波动时, 会更多地削减营运资本投资甚至将营运投资变为负, 以此来缓冲财务冲击、平滑其它调整成本高的投资。

三、研究设计

(一) 融资约束的测度

定量测度融资约束的思想源于 Kaplan & Zingales (1997), 即先根据有限样本内企业的财务状况, 定性地划分企业融资约束程度, 然后刻画出融资约束程度与反映企业特征的变量之间数量的关系, 即融资约束指数。将此指数应用到更大样本, 计算出大样本中每个企业的融资约束指数, 据此判断企业的相对融资约束程度。当然, 这种定量指标不是衡量融资约束的绝对指标, 而只能反映出一组样本企业的相对融资约束程度。代表性的测度方法有 KZ 指数 (Lamont et al., 2001)、WW 指数 (Whited & Wu, 2006) 和 SA 指数 (Hadlock & Pierce, 2009)。上述指数均有一个弱点, 即包含了很多具有内生性的金融变量, 比如现金流、杠杆等, 而融资约束与现金流和企业杠杆等金融变量之间相互决定。为避免内生性的干扰, Hadlock & Pierce (2009) 按照 KZ 方法, 依据企业财务报告划分企业融资约束类型, 然后仅使用企业规模和企业年龄两个随时间变化不大且具有很强外生性的变量构建了 SA 指数: $-0.737 * Size + 0.043 * Size^2 - 0.04 * Age$ 。

本文使用 SA 指数测度企业的融资约束, 理由如下: 首先 SA 指数没有包含有内生性特征的融资变量。其次, SA 指数易于计算, 本文使用的是非上市公司数据, 没有股利支付以及托宾 Q 等指

① 融资约束可能会使企业无法实现投资的各期贴现收益率相等, 也会使企业投资无法满足边际收益等于边际成本, 即缺乏资金企业可能无法实现最优回报, 但是融资约束不影响企业各种投资的边际净收益在每一时点上相等(均等于资金的影子价格), 这是企业最优投资决策的必要条件。

② 假设企业有两种投资, 其预期收益流分别为 $X_1(F)$ 和 $X_2(F)$, 其中 F 为投入资金。企业在当前财务总量 F^* 下获得的最高投资净收益假设为 $B(F^*) = X_1(F_1^*) + X_2(F_2^*) - r(F_1^* + F_2^*)$, 其中 r 为利息率; 当企业财务出现负面冲击时, 财务总量变为 F' , 在融资约束下, 企业可实现的最高收益为 $B(F') = X_1(F_1') + X_2(F_2') - r(F_1' + F_2')$, 企业调整投资量的损失为 $L(F^* - F') = B(F^*) - B(F') + C_1(F_1^* - F_1') + C_2(F_2^* - F_2') = [X_1(F_1^*) - X_1(F_1')] + [X_2(F_2^*) - X_2(F_2')] - r(F_1^* - F_1') - r(F_2^* - F_2') + C_1(F_1^*, F_1^* - F_1') + C_2(F_2^*, F_2^* - F_2')$, 其中 $C_1(\cdot)$ 和 $C_2(\cdot)$ 分别表示两种投资活动的调整成本。企业调整投资量的原则是使损失最小, 用微分表达上式, 得 $dL = dX_1 + dX_2 - rdF_1 - rdF_2 + C_1(F_1^*, dF_1) + C_2(F_2^*, dF_2)$ 。两种投资调整的偏导数分别为 $\partial L/\partial F = \partial X_1/\partial F + \partial C_1/\partial F - r$; $\partial L/\partial F = \partial X_2/\partial F + \partial C_2/\partial F - r$ 。调整损失最小时, 两投资的偏导数相等, 得到 $\partial X_1/\partial F - \partial X_2/\partial F = \partial C_2/\partial F - \partial C_1/\partial F$ 。在投资收益满足 $dX/dF > 0$ 且 $d^2X/dF^2 < 0$ 下, 如果两投资路径相同, 可以看出若投资 2 比投资 1 的调整成本高(即 $\partial C_2/\partial F > \partial C_1/\partial F$), 则投资 2 的支出被削减的更少(由 $\partial X_2/\partial F < \partial X_1/\partial F$ 和 $d^2X/dF^2 < 0$, 可以得到 $\Delta F_2 < \Delta F_1$)。

标,无法完整计算 KZ 指数。第三,SA 指数相对稳健,据此划分的企业融资约束等级与使用 WW 指数、现金—现金流敏感度的结果一致。为证明本文结论不受指数选择的影响,我们使用 WW 指数做了稳健性测试。

(二) 检验思想及创新投资模型设定

文献中常用的投资模型是托宾 Q 模型和欧拉方程模型。鉴于欧拉方程中的参数易受生产函数和调整成本函数的影响,且基于上市公司投资行为的欧拉方程未必适合于非上市公司,本文使用托宾 Q 方程刻画企业创新投资行为。借鉴 Eberly et al. (2012) 和 Gala & Gomes (2012), 本文在传统的方程中加入投资滞后项以及企业规模、负债率等控制变量:

$$\begin{aligned} Innov_{it}/K_{it} = & \beta_1 (Innov/K)_{it-1} + \beta_2 (Salegrowth/K)_{it} + \beta_3 (CF/K)_{it-1} + \beta_4 (Debt/K)_{it-1} \\ & + \beta_5 (\Delta wk/K)_{it} + \beta_6 Size_{it} + \beta_7 Age_{it} + d_j + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

其中, K_{it} 表示企业期初总资产; $Innov_{it}$ 表示企业的创新活动, 本文使用无形资产增量反映企业创新活动投入, 理由如下: 第一, 无形资产与企业的创新活动密切相关。无形资产主要包括专利权、非专利技术、商标权和著作权等, 因此, 无形资产增加是企业创新投入的结果, 可视为企业创新活动的综合反映。第二, 企业的创新投入并非仅仅指 R&D 支出, 正如 Smith (2005) 所批评的 R&D 支出作为一种投入仅仅反映出创新活动的一小部分, 企业的人力资本开发、新技术引进、消化和吸收均没有反映在 R&D 中。相比 R&D, 无形资产增加可能包含了更多的企业创新投入的信息。第三, 中国大部分非上市企业没有公布 R&D 数据, 即使上市公司, 披露该数据的企业也不多。鉴于此, 本文认为在现有条件下无形资产增量是反映企业创新活动较为合理的指标。需要注意的是不同行业中无形资产可能有大的差异, 为减弱这种影响, 在计量过程中本文控制了行业固定效应 (d_j) 以及企业固定效应 (u_i)。

模型(1)中主要的金融变量是现金流 CF 、企业负债 $Debt$ 和营运资本波动 Δwk 。其中, 现金流由企业净利润加本年折旧赋值; 企业负债由短期借款和长期借款赋值; 营运资本波动由当期与上期营运资本之差赋值。前两项反映的是企业的融资渠道, 按上文分析, 如果内部融资是企业投资的主要融资来源, 那么现金流系数 β_3 将显著为正且大于债务融资系数 β_4 。营运资本波动项 Δwk 反映的是营运资本对创新投资的平滑作用: 当主要融资渠道受到不可预期的负面冲击时, 企业可能没有足够的内部资金维持最优的研发投资量, 为避免削减或中断创新投资造成的损失, 企业须通过某种方式弥补资金短缺。如果企业不受融资约束, 可以从外部渠道融资补充投资资金; 如果企业受到严重融资约束, 被迫调整营运资本投资, 将资金优先配给调整成本高的创新投资。因此, 企业是否通过调整营运资本来平滑其他投资以及平滑作用的强弱与企业受到的融资约束程度密切相关。计量上, 如果发生平滑, 在模型(1)中表现为营运资本波动项 Δwk 的系数 β_5 显著为负, 这是由于营运资本的变动方向与被平滑的研发投资的方向相反。那么, 营运资本波动项是否面临着与现金流相同的问题, 即由于投资机会控制不足而导致估计上偏? 本文认为营运资本波动同现金流以及其他金融变量一样与企业的投资盈利机会正相关, 如果企业盈利增加, 企业的现金流以及营运资本也会增加, 即现金流与营运资本波动方向一致。因此, 如果投资机会控制不足导致现金流系数估计上偏, 那么营运资本波动项系数也会发生上偏, 可能导致波动项系数显著为正。如果估计结果显示营运资本波动项系数显著为负, 则只会强化而非削弱营运资本起平滑作用的结论。

除了金融变量外, 模型中还包括如下控制变量: $Salegrowth$ 表示销售增长率, 非上市公司无法计算托宾 Q, 本文借鉴 Ding et al. (2012) 使用销售增长率控制企业的投资机会。 $Size$ 表示企业规模, 虽然企业规模具体对企业创新产生什么样的影响在文献中有很大争论, 但企业规模会影响企业创新是文献中的共识, 本文使用企业总资产的对数值赋值企业规模。 Age 表示企业年龄, 本文使用观测年度与企业注册年度的差赋值企业年龄, 文献中通常认为年轻企业会比成熟企业更有创新动力

(Brown et al., 2009),为此,本文在模型中控制了企业年龄。考虑到政府对创新的政策以及创新环境均会随时间变化且对企业创新产生影响,本文加入时间效应 v_i 。最后, ε_{it} 表示综合误差。

企业的营运资本对创新投资的平滑作用与企业所受融资约束程度密切相关,为捕获这种影响,本文在模型(1)的基础上加入融资约束虚拟变量与营运资本波动的交叉项,构建模型(2):

$$Innov_{it}/K_{it} = \beta_1 (Innov/K)_{it-1} + \beta_2 (Salegrowth/K)_{it} + \beta_3 (CF/K)_{it-1} + \beta_4 (Debt/K)_{it-1} + \beta_5 (\Delta wk/K)_{it} + \beta_6 Size_{it} + \beta_7 Age_{it} + \beta (\Delta wk/K)_{it} * FC_i + d_j + u_i + v_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, FC_i 表示企业所受融资约束的虚拟变量。本文将企业融资约束分为四个等级,每一等级生成一个虚拟变量。按照前面的分析,企业受到的融资约束越强,营运资本对创新投资的平滑作用越大,在模型(2)中表现为 β 为负且绝对值越大。

(三)数据和指标的描述性统计

本文使用的数据来自国泰安非上市工业企业数据库,时间窗口是1998—2008年。该数据库包括非上市公司基本情况和财务数据两大部分,涵盖41个工业行业200多万家生产企业的基本情况以及财务信息。在实际分析时,我们剔除了销售额非正、总资产小于固定资产和总资产小于流动资产的样本;剔除了无形资产、主营业务收入、总资产、流动资产、流动负债、长期负债、短期负债、利润总额等关键指标值缺失的企业;只保留至少有五年连续观测值的企业;最后,按照融资文献中通常的做法,剔除1%的后尾极端值。最终得到42,262家企业,共计268,510个非平衡面板观测值。

按照Hadlock & Pierce(2009)的SA指数计算公式, $-0.737 * Size + 0.043 * Size^2 - 0.04 * Age$, 本文计算了每个企业观测年度的SA指数。^① SA指数为负且绝对值越大,说明企业受到的融资约束程度越严重,统计结果见表1。

表1 SA指数的分布

SA分位数	1%	5%	10%	25%	50%	75%	90%	95%	99%
分位数值	-4.999	-4.639	-4.313	-3.706	-3.398	-3.199	-2.933	-2.711	-2.255

按照SA指数的1/4、2/4、3/4分位数,将企业受融资约束程度划分四个等级^②,1/4分位数以下视为受融资约束重,1/4—2/4分位数之间视为受融资约束较重,2/4—3/4分位数之间视为受融资约束较弱,3/4分位数以上,视为受融资约束弱。同一家企业的融资约束状态在观测时间内可能发生变化,如果指数显示一家企业的融资约束等级频繁发生变化,则说明此分类包含很多噪音(Hadlock & Pierce, 2009)。本文统计了样本企业在观测期内等级的变化频数,结果显示在观测时期内融资约束状态没有发生变化的企业占企业总数的53.3%,发生了一个等级变化的占42.4%,超过一个等级变化的仅占4.3%,说明SA指数的分类结果比较稳定。

表2描述了四类受融资约束不同的企业之间的差异。第一行显示各类企业的平均SA指数的绝对值依次下降,(2)、(3)两组企业的差别小,而处于两端的(1)、(4)组企业之间受到的融资约束差异大。第二行描述的是创新活动的差异,对四组企业的创新活动分别做双边t检验,显示前两组受融资约束较重的企业的研发活动显著小于受融资约束较弱的后两组企业的研发活动(1%的置信水平),而在前两组之间以及后两组之间的差异均不显著(10%的置信水平),说明企业的创新投入可能受制于企业的融资能力。第四行统计了营运资本波动情况,受融资约束重的企业的营运资本波动符号为负,而其他类型企业该项符号为正且逐步增大,说明受融资约束重的企业更有可能降

^① Hadlock & Pierce(2009)首先按照每一个企业的财务状况定性地企业划分为五级融资约束类型,然后使用Ordered Probit模型估计出SA指数计算公式,并将之应用到更大样本量中。后续文献无法获得企业财务报表,通常直接使用此公式计算SA指数。

^② 按照分位数均等划分企业是一种较为稳妥的做法,对比上0.1分位数和下0.1分位数的企业,计量结果会更明显。

低营运资本或者尽可能多地利用流动负债。接下来分析融资变量,第五行显示受融资约束重的企业的现金流明显低于其他三类企业,这种差异通过 1% 置信水平的 t 检验,而其他三类企业之间的现金流差异不明显(10% 的置信水平)。Carpenter et al. (1994) 认为企业的现金流明显影响着企业的融资约束,现金流越大,企业的外部融资成本越低。此处,企业间现金流的差异与企业的融资约束状况一致。第六行是企业负债率,统计显示融资约束越严重,企业的负债率越高,这与 Hadlock & Pierce (2009) 的分类结果一致,也与直觉相符——高的负债率意味着企业的再融资成本高。

表 2 按融资约束等级划分企业的指标统计

变量	(1) 受融资约束重的企业			(2) 受融资约束较重的企业		
	观测值	均值	标准差	观测值	均值	标准差
SA 指数	67127	-4.243	0.398	67129	-3.525	0.084
创新 $Innov/K$	67127	-0.004	0.058	67129	-0.004	0.051
固定资产投资 I/K	67127	0.031	0.154	67129	0.038	0.151
营运资本波动 $\Delta wk/K$	67127	-0.003	0.197	67129	0.004	0.202
现金流 CF/K	67127	0.054	0.105	67129	0.079	0.115
负债率 $Debt/K$	67127	0.664	0.291	67129	0.568	0.280
销售增长率 $Salegrowth$	67127	0.175	0.638	67016	0.188	0.588
规模 $Size$	67127	10.372	1.352	67129	9.952	1.095
变量	(3) 受融资约束较弱的企业			(4) 受融资约束弱的企业		
	观测值	均值	标准差	观测值	均值	标准差
SA 指数	67125	-3.304	0.057	67129	-2.910	0.273
创新 $Innov/K$	67125	-0.002	0.051	67129	-0.002	0.045
固定资产投资 I/K	67125	0.049	0.145	67129	0.058	0.131
营运资本波动 $\Delta wk/K$	67124	0.009	0.200	67129	0.014	0.169
现金流 CF/K	67125	0.079	0.106	67129	0.080	0.094
负债率 $Debt/K$	67125	0.560	0.264	67129	0.552	0.246
销售增长率 $Salegrowth$	67019	0.244	0.641	66885	0.328	0.775
规模 $Size$	67125	10.205	1.048	67129	11.994	1.114

(四) 内生性处理

本文模型以托宾 Q 模型为基础,该类模型面临的主要问题是边际 Q 的测量误差引起的内生性 (Robert & Whited, 2011)。本文使用销售增长率代理企业的投资机会,可能同样面临着代理不充分导致的测量误差问题,不仅导致销售增长率的估计不一致,也会导致与销售增长率相关的其他解释变量的估计不一致。我们计算了主要解释变量间的相关系数,发现销售增长率与现金流、营运资本波动以及企业规模有显著正相关关系(5% 的置信水平),意味着测量误差会导致现金流和营运资本波动的系数会被高估。另外,遗漏解释变量也是造成本文内生性的重要因素。比如企业经理人的才能、人际关系等不可观测的变量可能会同时影响企业的创新决策和融资能力,经理人做创新投资决策的信息有可能不被外界所观察但与企业的财务信息等相关。因此,除了创新滞后项、销售额等具有内生性外,融资变量也可能存在内生性。

本文首先使用扩展的 DWH 检验方法,检验发现除了销售增长率 ($Salegrowth_{i,t}$) 有内生性外,创新滞后一期项 ($Innov_{i,t-1}$)、现金流、负债率以及规模均有内生性。解决内生性常用的是工具变量法,本文选择销售增长率的滞后一期和滞后二期作为差分方程中的工具变量,而选择其他内生变量

的滞后一期作为差分方程中相应内生变量的工具变量。^① 在所有工具变量估计的方程中,Shea's 偏相关系数显示工具变量与内生变量有强的相关性(1%显著性水平),表明没有弱工具变量现象;Hansen 检验无法拒绝原假设(10%显著性水平),说明工具变量满足正交性条件。

估计方法上,我们首先尝试使用固定效应法,影响企业创新决策的很多信息无法观测,而且创新活动本身在企业间存在很大的异质性,使用固定效应法可以减弱异质性及遗漏变量的影响。不过正如 Roberts & Whited(2011)指出固定效应很可能与存量变量有关,在被解释变量是由存量变量差分得到的模型中使用固定效应会降低估计效率。就本文而言,无形资产存量在企业间有很大异质性因而可能与固定效应密切相关,而差分得到的无形资产增量可能与固定效应关系弱,此时随机效应模型可能会更好。不过,当综合误差项与解释变量相关时,固定效应和随机效应法均无效。为此,本文使用了一步差分 GMM 方法,为保证结果的稳健性,进一步使用了有限信息极大似然估计法(LIML)估计模型(1)和(2)的差分方程,该方法受弱工具变量的影响较小。

四、回归结果

(一)创新投入与营运资本平滑

表 3 前两列是静态模型的估计结果,后四列是动态模型(1)的估计结果,第一列和第三列使用随机效应模型,第二列和第四列使用固定效应模型,第五列使用差分 GMM,第六列使用有限信息极大似然估计方法。结果显示无论静态模型还是动态模型,随机效应模型的估计结果中现金流和营运资本波动对创新的影响(被解释变量为 $Innov_{i,t}$)

	(1) 随机效应	(2) 固定效应	(3) 随机效应	(4) 固定效应	(5) 差分 GMM	(6) 极大似然
$Innov_{i,t-1}$			-0.3770 *** (0.0030)	-0.4430 *** (0.0029)	-0.2720 *** (0.0045)	-0.2710 *** (0.0045)
$Salegrowth_{i,t}$	0.0017 *** (0.0002)	0.00074 *** (0.0002)	0.0018 *** (0.0002)	0.0005 ** (0.0002)	0.0007 (0.0005)	0.0008 * (0.0005)
$CF_{i,t-1}$	0.0184 *** (0.0008)	0.0146 *** (0.0016)	0.0178 *** (0.0009)	0.0113 *** (0.0015)	0.0138 ** (0.0065)	0.0156 ** (0.0067)
$Debt_{i,t-1}$	0.0053 *** (0.0003)	0.0134 *** (0.0009)	0.0057 *** (0.0003)	0.0104 *** (0.0009)	0.0137 *** (0.0034)	0.0132 *** (0.0035)
$\Delta k_{i,t}$	-0.0146 *** (0.0007)	-0.0182 *** (0.0008)	-0.0143 *** (0.0006)	-0.0162 *** (0.0007)	-0.0196 *** (0.0014)	-0.0199 *** (0.0015)
$Size_{i,t}$	0.0008 *** (0.0000)	0.0101 *** (0.0004)	0.0008 *** (0.0001)	0.0119 *** (0.0004)	0.0344 *** (0.0049)	0.0370 *** (0.0053)
$Age_{i,t}$	-0.0001 *** (0.0000)	0.0016 *** (0.0004)	-0.0001 *** (0.0000)	0.0013 *** (0.0004)	0.0062 *** (0.0012)	0.0067 *** (0.0013)
行业年度	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	225703	225703	225703	225703	183505	183505
R2		0.250		0.379	0.262	0.260

注:差分 GMM 和有限信息极大似然估计法中使用水平滞后 $t-1$ 和 $t-2$ 期作为内生变量差分项的工具变量;括号内为稳健标准差;***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 显著性水平。表 4 同。

① Hansen 检验显示,选择滞后两期及以上的变量做工具变量时,会拒绝所有工具变量为外生的假定。

运资本波动项系数偏高,这与测度误差引起的估计问题一致,即与代理变量正相关的变量被高估。Hausman 检验结果显示强烈拒绝原假设,表明固定效应项与解释变量相关,应该使用固定效应模型。对比使用固定效应模型的第(4)列和使用工具变量法第(5)、(6)列^①,发现后者的所有解释变量的方差普遍上升,这符合工具变量法特征,即牺牲有效性来满足一致性。

再来分析营运资本的平滑效应。表3各列显示营运资本波动项系数显著为负,表明营运资本变动方向与创新投资方向相反。该结论不受边际Q的测度误差影响,因为营运资本与销售增长率正相关,营运资本波动会被高估,这可以由使用随机效应的(1)列(3)比其他列中的营运资本波动系数高来说明。在被高估的情况下,营运资本波动系数仍然为负,会强化我们的结论。

接下来的问题是营运资本波动方向与创新投资方向相反是否能说明营运资本对创新投资起到平滑作用。比如,也可能是发生了技术进步,导致营运资本下降同时创新投资上升。为此,我们借助Brown et al. (2012)的方法,重新估计剔除营运资本波动项的模型,看现金流系数是否比未剔除的系数小。^②我们使用了差分GMM和有限信息极大似然估计方法(结果未报告)。两种方法的估计结果均显示,剔除营运资本波动项后,现金流系数变小。结果符合Brown et al. (2012)提出的两个特征,可以确认创新活动受到营运资本的平滑。

(二)融资约束对营运资本平滑作用的影响

既然现金流波动时,企业会调整营运资本平滑创新活动,那么这种平滑作用是否会随着企业融资约束的严重程度而增加呢?为验证融资约束对营运资本平滑作用的影响,本文按照融资约束强弱将企业划分四类,设置三个虚拟变量 FC_2 、 FC_3 、 FC_4 依次表示融资约束较弱、融资约束较重和融资约束重,在模型(1)基础上引入虚拟变量与营运资本波动的交互项,构成模型(2)。结果见表4。

表4 融资约束对营运资本平滑作用的影响(被解释变量为 $Innov_{i,t}$)

	(1) 随机效应	(2) 固定效应	(3) 差分GMM	(4) 极大似然LIML
$Innov_{i,t-1}$	-0.3770*** (0.0030)	-0.4430*** (0.0029)	-0.2720*** (0.0045)	-0.2710*** (0.0046)
$Salegrowth_{i,t}$	0.0018*** (0.0002)	0.0005** (0.0002)	0.0007 (0.0005)	0.0008 (0.0005)
$CF_{i,t-1}$	0.0178*** (0.0009)	0.0113*** (0.0015)	0.0136** (0.0065)	0.0154** (0.0067)
$Debt_{i,t-1}$	0.0056*** (0.0003)	0.0104*** (0.0009)	0.0137*** (0.0034)	0.0132*** (0.0035)
$\Delta wk_{i,t}$	-0.0121*** (0.0011)	-0.0138*** (0.0011)	-0.0162*** (0.0015)	-0.0167*** (0.0015)
$\Delta wk_{i,t} * FC_2$	-0.0017 (0.0016)	-0.0024 (0.0016)	-0.0040** (0.0019)	-0.0037* (0.0019)
$\Delta wk_{i,t} * FC_3$	-0.0024 (0.0018)	-0.0031 (0.0019)	-0.0063*** (0.0022)	-0.0056** (0.0023)
$\Delta wk_{i,t} * FC_4$	-0.0059*** (0.0019)	-0.0053*** (0.0019)	-0.0050* (0.0026)	-0.0050* (0.0026)
$Size_{i,t}$	0.00079*** (0.0001)	0.0119*** (0.0004)	0.0343*** (0.0049)	0.0370*** (0.0053)
$Age_{i,t}$	-0.0001*** (0.0000)	0.0013*** (0.0004)	0.0062*** (0.0012)	0.0067*** (0.0013)
行业年度	控制	控制	控制	控制
观测值	225703	225703	183505	183505
R^2	0.379	0.262	0.260	

① Hansen 过度识别检验在5%的显著性水平上不能拒绝原假设,表明工具变量整体有效。

② Brown et al. (2011)认为检验营运资本是否发生平滑作用,关键看加入营运资本变动项后投资方程出现的两个特征:一是营运资本波动项系数显著为负,二是其他金融变量系数变大。第二个特征是由于金融变量的短期波动受到了营运资本的平滑,对创新投资的冲击变小,控制住营运资本变动后,创新投资对金融变量波动的真实反应会显现。从计量原理上看,营运资本波动项系数为负,但与现金流正相关,模型中遗漏营运资本波动项后,会造成现金流系数下偏。

表4中(1)一(4)列分别用随机效应、固定效应、一步差分GMM和有限信息极大似然估计法估计。同前面类似,随机效应模型高估了现金流和营运资本波动;采用工具变量法的(3)和(4)列现金流和营运资本系数下降,但估计参数的方差增大。加入交互项后,营运资本项和交互项的系数均为负,说明相对于受融资约束弱的企业,受融资约束强的企业的营运资本波动系数更高;进一步我们计算了第(4)列中交互项的beta系数^①,分别为-0.0046、-0.0053和-0.0052,即表示受融资约束严重的 FC_3 、 FC_4 系数绝对值更高。上述结果表明营运资本平滑创新支出的作用随着企业受融资约束的严重程度而加强。

五、稳健性检验

为确保结果的有效性,我们做了多项稳健性检验(见表5):首先,使用欧拉方程重新刻画创新

表5 稳健性检验

(1)		(2)		(3)	(4)
换用欧拉方程模型		用WW指数替代SA指数		上市公司	上市公司
$innov_{i,t-1}$	-0.275*** (0.005)	$innov_{i,t-1}$	-0.271*** (0.005)	$innov_{i,t-1}$	1.261*** (0.08)
$innov_{i,t-1}^2$	0.793*** (0.07)			$innov_{i,t-1}^2$	-4.55*** (1.1180)
$Salegrowth_{i,t}$	0.0004 (0.001)	$Salegrowth_{i,t}$	0.001 (0.001)	$Salegrowth_{i,t}$	2.1E-05 (0.000)
$CF_{i,t-1}$	0.012* (0.007)	$CF_{i,t-1}$	0.016** (0.007)	$CF_{i,t-1}$	0.004** (0.002)
$Debt_{i,t-1}$	0.014*** (0.003)	$Debt_{i,t-1}$	0.013*** (0.004)	$Debt_{i,t-1}$	0.0004 (0.001)
$\Delta wk_{i,t-1}$	-0.016*** (0.002)	$\Delta wk_{i,t}$	-0.016*** (0.002)	$\Delta wk_{i,t}$	-0.019*** (0.006)
$\Delta wk_{i,t} * FC_2$	-0.003 (0.002)	$\Delta wk_{i,t} * WFC_2$	-0.002* (0.001)		
$\Delta wk_{i,t} * FC_3$	-0.006*** (0.002)	$\Delta wk_{i,t} * WFC_3$	-0.003* (0.002)		
$\Delta wk_{i,t} * FC_4$	-0.006*** (0.002)	$\Delta wk_{i,t} * WFC_4$	-0.006*** (0.002)	$Equity_{i,t-1}$	0.003** (0.001)
$Size_{i,t-1}$	0.035*** (0.005)	$Size_{i,t-1}$	0.037*** (0.005)	$Size_{i,t-1}$	-3.0E-05 (0.00)
$Age_{i,t-1}$	0.007*** (0.001)	$Age_{i,t-1}$	0.007*** (0.001)	$Age_{i,t-1}$	-5.9E-05 (0.0002)
行业	控制	行业	控制	行业	控制
观测值	183505	观测值	183505	观测值	5280
R^2	0.27	R^2	0.26	R^2	5295

注:本部分的指标符号有所变化,WFC指WW指数衡量的融资约束虚拟变量,Equity指股权融资;括号内为稳健标准差;***、**、*分别表示1%、5%和10%显著性水平。

^① 即解释变量与被解释变量的标准差之商乘以该解释变量的估计系数,beta系数实际上是变量标准化后的估计系数。因消除了量纲影响,比较解释变量间系数大小时通常看其beta系数。

投资行为。本文在欧拉方程基础上加入营运资本波动项以及营运资本与融资约束虚拟变量的交互项,并且控制行业、固定效应和时间效应,使用一步差分 GMM 估计。结果与前面相似,营运资本波动项系数显著为负,交互项 FC_2 系数为负但不显著,交互项 FC_3 和 FC_4 的系数显著为负而且相差不大,说明本文结论不受方程选择影响。其次,我们使用 Whited & Wu(2006)构造的 WW 指数验证我们的结论是否对融资约束测度方法敏感。该指数是六个变量的线性组合:现金流、是否分红的虚拟变量、杠杆、企业规模、行业增长率和企业增长率。本文按照 WW 指数的计算公式,扣除分红虚拟变量,求出每个企业的 WW 指数,然后划分企业融资约束类型。结果显示交互项系数均显著为负,而且随着融资约束强度增加,绝对值越大。该结论与使用 SK 指数划分结果一致,说明本文的结论不受测度融资约束方法的影响。第三,我们使用上市公司数据和 R&D 代理企业研发活动。使用上市公司数据不仅可以考察上市公司的营运资本平滑作用,而且自 2007 年之后,上市公司开始公布 R&D 数据,可以直接考察营运资本对 R&D 的平滑作用,并间接证明无形资产增量是否为创新投资的合理代理变量。本文使用数据来自国泰安上市公司数据库的资产负债表和现金流量表,取 2007.03—2011.03 季度数据。创新投资用 R&D 支出代理,同时引入股权融资,由现金流量表中的“吸收权益性投资收到的现金”赋值。分别使用托宾 Q 模型和欧拉方程模型,并使用一步差分 GMM 和系统 GMM 进行估计。结果显示无论使用无形资产增量还是 R&D 代理创新投资,营运资本波动系数均显著为负,未包括营运资本波动项的模型中金融变量系数普遍变小,说明营运资本对上市公司的创新活动也有平滑作用。一般而言,上市公司受到的融资约束弱于非上市公司,若营运资本对上市公司的创新投资有平滑作用,则对非上市公司的创新平滑作用会更明显。

由此可见,若企业不受融资约束,则营运资本对企业创新活动持续性的平滑作用不明显;如果企业受到严重融资约束,则营运资本对企业创新活动的持续性起重要的平滑作用。也就是说,融资约束越严重,营运资本的平滑作用越强。据此,我们认为自 1998 年起中国企业的创新活动能平稳增加、没有大的波动,得益于企业的营运资本对创新投资所起的平滑作用。

六、结 论

本文使用 1998—2008 年中国非上市工业企业数据共计 268,150 个样本观测值,检验了营运资本对企业长期创新活动的平滑作用,并为中国企业自上世纪末以来持续增长的创新活动提供了一种解释。按照 SA 指数衡量的相对融资约束程度,本文将企业分为四类,发现受融资约束越强的企业,越依赖营运资本平滑创新波动。我们使用了欧拉方程、WW 指数以及上市公司季度数据做稳健性检验,得到了与前面一致的结论。由此,我们认为营运资本对 1998 年持续至今的中国企业创新活动有重要的平滑作用,这种作用在企业受融资约束时更突出。

鉴于创新活动受到的严重融资约束,对培育企业创新而言,让公司内部人有更多的财务整合权利尤显重要。Jensen(1986)提出的“抽走企业自由现金流以减少经理人代理成本”的公司治理策略可能会阻碍企业的长期创新活动,而 Lazonic(2009)的“创新型企业理论”所提倡的“战略控制”、“组织整合”和“财务承诺”与本文的含义相同,可以说本文为“创新型企业理论”提供了微观支持。另外,营运资本的缓冲作用毕竟有限,当企业受到的财务冲击超越营运资本的缓冲能力时,企业将不得不削减创新投入,这时财务冲击对企业的影响会比实际看到的“投资现金流效应”严重得多。同时,本文揭示的中国企业创新平滑模式不适用于 La Porta et al.(1998,2000,2002)、Levine(1999,2002)、Aghion et al.(2005)提出的 Law-Finance-Growth 框架,为解释中国企业在受正规金融约束下仍能快速发展提供了新视角。

本文的结论对国家鼓励企业创新有一定的政策性含义。鉴于内部资金是企业创新投资的主要融资渠道,税收政策可能对企业创新有重要作用。一方面税收优惠可以刺激更多企业从事创新活

动。另一方面,在经济衰退时适度减税会减弱企业的内部资金波动,有助于稳定企业的创新支出。事实上,2008年中国实施的“科学技术进步法”中,税收政策已成为政府激励企业创新的重要手段,而财政拨款等直接干预方式正逐步退出,本文的研究有助于认识这种转变的意义。另外,营运资本的缓冲作用有限,促进创新根本上还在于金融资本的增长以及融资制度的完善。

参考文献

- 李春涛、宋敏,2010:《中国制造业企业的创新活动:所有制和CEO激励的作用》,《经济研究》第5期。
- 李科、徐龙炳,2011:《融资约束、债务能力与公司业绩》,《经济研究》第5期。
- 王霄、胡军,2005:《社会资本结构与中小企业创新》,《管理世界》第7期。
- Abel, A., and J. Eberly, 2011, “How Q and Cash Flow Affect Investment without Frictions: An Analytic Explanation”, *Review of Economic Studies*, Vol. 78 (4), 1179—1200.
- Aghion, P., and J. Tirole, 1994, “The Management of Innovation”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109(4), 1185—1209.
- Allen, F., J. Qian, and M. Qian, 2005, “Law, Finance, and Economic Growth in China”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 77, 57—116.
- Baum, C., M. Schaer, and S. Stillman, 2005, “Instrumental Variables and GMM: Estimation and Testing”, Working Paper, No. 545.
- Bond, S., and C. Meghir, 1994, “Dynamic Investment Models and the Firm’s Financial Policy”, *Review of Economic Studies*, Vol. 61, 197—222.
- Brown, J., S. Fazzari, and B. Petersen, 2009, “Financing Innovation and Growth: Cash Flow, External Equity and the 1990s R&D Boom”, *Journal of Finance*, Vol. 64(1), 151—185.
- Brown, J., and B. Petersen, 2011, “Cash Holdings and R&D Smoothing”, *Journal of Corporate Finance*, Vol. 17(3), 694—709.
- Carpenter, R., S. Fazzari, and B. Petersen, 1994, “Inventory (di) investment, Internal Finance Fluctuations, and the Business Cycle”, *Brookings Papers in Economic Activity*, 2: 75—122.
- Carpenter, R., and B. Petersen, 2002, “Is the Growth of Small Firms Constrained by Internal Finance?” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 84, 298—309.
- Ding, S., and J. Knight, 2011, “Why Has China Grown So Fast? The Role of Physical and Human Capital Formation”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 73(2), 141—174.
- Ding, S., A. Guariglia, and J. Knight, 2012, “Investment and Financing Constraints in China: Does Working Capital Management Make a Difference?”, *Journal of Banking & Finance*, Forthcoming.
- Eberly, J., S. Rebelo, and N. Vincent, 2012, “What Explains the Lagged Effect of Investment Effect?” NBER Working Paper No. 16889.
- Fazzari, S., R. Glenn, and B. Petersen, 1988, “Financing Constraints and Corporate Investment”, *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1, 141—195.
- Fazzari, S., and B. Petersen, 1993, “Working Capital and Fixed Investment: New Evidence on Financing Constraints”, *RAND Journal of Economics*, Vol. 24, 328—42.
- Gala, V., and J. Gomes, 2012, “Beyond Q: Estimating Investment without Asset Prices”, Working Paper to be Presented at Frontiers of Finance, 2012.
- Hall, B., 2002, “The Financing of Research and Development”, *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 18, 35—51.
- Hall, B., 2005, “The Financing of Innovation”, in S. Shane (ed.), *Blackwell Handbook of Technology and Innovation Management*, Blackwell Publishers, Oxford.
- Hadlock, C., and J. Pierce, 2010, “New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index”, *Review of Financial Studies*, Vol. 23(5), 1909—1940.
- Jensen, M., and W. Meckling, 1976, “Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs, and Ownership Structure”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 3, 305—60.
- Jensen, M., 1986, “Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers”, *American Economic Review*, Vol. 76(2), 323—329.

Kaplan, S., and L. Zingales, 1997, "Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?" *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112, 169—215.

Krugman, P., 1997, "What Ever Happened to the Asian Miracle?" *Fortune*, Vol. 136 (Aug. 18 1997) pp26—28.

Lazonic, W., 2009, "Sustainable Prosperity in the New Economy? Business Organization and High-Tech Employment in the United States", W. E. Upjohn Institute for Employment Research Kalamazoo, Michigan.

Lamont, O., C. Polk, and J. Saa-Requejo, 2001, "Financial Constraints and Stock Returns", *Review of Financial Studies*, Vol. , 14 (2), 529—554.

Myers, S., and N. Majlu, 1984, "Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information That Investors Do Not", *Journal of Financial Economics*, Vol. 13, 187—221.

Smith, K., 2005, "Measuring Innovation", in Fagerberg, J., D. Mowery, and R. Nelson (eds), *Understanding Innovation*, Oxford Handbook of Innovation, Oxford University Press, Oxford.

Stiglitz, J., and A. Weiss, 1981, "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information", *American Economic Review*, Vol. 71, 393—410.

Whited, T., and G. Wu, 2006, "Financial Constraints Risk", *Review of Financial Studies*, Vol. 19(2), 531—559.

Financing Constraints, Working Capital Management and the Persistence of Firm Innovation

Ju Xiaosheng^a, Dic Lo^{a,b} and Yu Yihua^a

(a: Renmin University of China; b: School of Oriental and African Studies, University of London)

Abstract: This paper uses a panel of Chinese unlisted industrial enterprises over the period 1998—2008 to analyze the relationship between financial constraint, working capital management and enterprise innovation, by which it explains the enterprise innovation boom in China ever since the end of last century from micro perspective. The contribution of this paper is to directly examine whether working capital used to overcome the bottle that constraints the innovation investment, due to the high adjustment cost and volatility of financing resources. We find that working capital plays an important role on smoothing innovation activities. According to SA index raised by Hadlock & Pierce (2009), we grouped the whole sample into four categories and find that the more serious financing constraints the enterprises suffer, the more important role the working capital plays. Our study shows that though China's capital market is undeveloped, Chinese firms can keep innovation going stably by internal fund and working capital management.

Key Words: Innovation; Financing Constraints; Internal Financing; Working Capital

JEL Classification: G31, G32

(责任编辑:郑健)(校对:晓 鸥)