

所有制、信贷环境与工业企业投资

刘小鲁

摘要：本文讨论了融资约束背景下不同资金来源对企业固定资产投资行为的影响。结果表明，我国的信贷分布具有显著的企业规模和所有制上的不平衡特征，这不仅导致资金被更多地配置给低效率企业，还使得不同所有制类型和规模类型的企业在投资与各项资金来源的敏感性上存在着较为明显的差异。特别地，通常被认为面临较强融资约束的小型私营企业在投资上对利润变化最为敏感，而融资约束较弱的国有企业在投资上则对银行信贷表现出较强的敏感性。就大型企业而言，所有制差异并没有显著地改变企业的融资环境，也没有导致企业投资行为上的显著差异。此外，商业信用并没有有效地实现资源的有效再配置，也没有对企业投资产生较大影响。

引言

自改革开放以来，我国经济呈现出高速增长态势，但金融发展水平却严重滞后。长期以来，我国企业的融资渠道极为有限。由于股票市场和公司债市场发展极不完善，我国企业主要的融资渠道长期表现为以银行信贷为主的间接融资。尽管人们普遍期望商业银行能够在价值发现与有效监管的基础上实现资金的有效配置（周业安，2005；方军雄，2007），但即使是在发达国家的信贷市场中，信息不对称迫使银行广泛地进行信贷配给，以避免单纯提高利率所造成的逆向选择（Stiglitz 和 Weiss，1981）。金融市场的缺陷与信贷配给的存在，必然导致企业获取信贷资金上的非对称的融资约束。一般而言，由于大企业能够提供大量的担保和抵押性资产，因而它们在银行信贷配给中占有绝对的优势，而在我国的信贷市场中，除一般意义上基于抵押和担保要求的信贷配给之外，还存在着所谓的“所有制歧视”（卢峰和姚洋，2004；张军和金煜，2005；方军雄，2007）。正如 Allen 等人（2005）所指出的，我国的金融体系的不完善不仅表现在银行在金融体系中处于绝对主导地位，而且还体现在银行向非国有经济部门提供的银行信贷无论从规模还是期限上都无法与国有企业相比。在描述中国经济增长特征时，Song、Storeletten 和 Zilibotti（2011）也指出，国有企业和私营企业在银行信贷资金获取上的非对称性构成了我国增长模式的一个基本特点。

一些学者认为，银行信贷的可得性在不同类型企业之间的非对称分布不仅使得企业固定资产投资的主要资金来源存在较大差异，往往还会导致企业投资对不同资金来源敏感性上的显著差异。例如，Fazzari 等人（1988）认为，当企业面临较强金融约束时，企业投资决策将显著地受到内部资金充裕程度的影响，而不是仅仅取决于投资项目本身的净现值。这一观点背后的经济逻辑在于，长期投资的调整成本往往较高，因而企业只有在确保项目能平稳展开时才会更倾向于进行投资；在外部融资受限的情况下，现金流更充裕的企业将更有能力对投资进行平滑。该理论的一个推论在于，企业投资对现金流的敏感性可以作为判断企业融资约束强度的指标。然而，反对性的意见也普遍存在。Kaplan 和 Zingales（1997）的经验研究发现，融资约束与投资-现金流敏感性反而呈现出显著的正相关关系。实际上，如果考虑企业规模、融资约束和现金流三者之间的关系，这种正相关性的出现可能是非常正常的经济现象：大型企业受到的信贷约束程度往往较低，而如果这些企业能够凭借自身的规模经济优势和市场势力获得更大规模的净利润，那么它在外部融资和内部资金筹措的选择上就有更大空间。在融资约束的背景下，另一个值得考虑的问题是，市场是否会自发地形成补充性的非正式制

度供给来缓解这一制度约束？民营经济的快速成长与我国金融体系滞后及信贷所有制歧视的矛盾使许多学者推测，商业信用（Trade Credit）这一非正式的融资渠道在推动中国经济增长和民营企业发展中起到了至关重要的作用。例如，Ge 和 Qiu（2007）使用中国社会科学院 2000 年企业调查数据的研究表明，在银行信贷资源上存在更强约束的非国有企业更加依赖于商业信用来进行融资。Cull、Xu 和 Zhu（2009）则更加直接地认为，在银行间接融资上具有优势但绩效较差的国有企业提供了更多的商业信用。这些理论暗示着，商业信用不仅能够为中小企业提供额外的资金来源，还能够通过对银行信贷资金的再配置提高市场运行效率。但是，对商业信用资源再配置作用的质疑同样存在，因为这些研究没有提供任何证据来证明商业信用的产生于主动的信用供给。相反地，金培（2006）以及张杰、刘志彪和张少军（2008）都观察到我国企业交易过程中存在普遍的恶意货款拖欠。这些现象意味着，我国商业信用的产生可能不是企业间主动的信用供给的结果，而是以货款拖欠为基础的“强制性”信用（金培，2006）。

在上述理论背景下，本文讨论了融资约束背景下不同资金来源对企业固定资产投资行为的影响。结果表明，我国的信贷配给具有显著的企业规模和所有制上的不平衡，这不仅导致资金被更多地配置给低效率企业，还使得不同所有制类型和规模类型的企业在投资与各项资金来源的敏感性上的确存在着较为明显的差异。特别地，通常被认为面临较强融资约束的小型私营企业在投资上对利润变化最为敏感，而融资约束较弱的国有企业在投资上则对银行信贷表现出较强的敏感性。就大型企业而言，所有制差异并没有显著地改变企业的融资环境，也没有导致企业投资行为上的显著差异。此外，商业信用并没有有效地实现资源的有效再配置，也没有对企业投资产生较大影响。

一、融资约束下的企业投资行为

（一）指标设定与分析样本

本文的主要研究目标在于探讨融资约束下企业投资行为对各种资金来源的敏感程度。为实现这些分析目标，除数据来源中可以直接获取的指标外，还需要人为设定或测算如下指标：

（1）企业获取的银行信贷。微观层面的企业信贷数据往往很难获取，现有研究一般使用企业利息支出作为该指标的代理变量（Cai 等，2005；Cull、Xu 和 Zhu，2009）。本文的研究也采用了相同的方法。

（2）企业提供的商业信用（*accr*）、获取的商业信用（*accp*）以及商业信用的净供给（*netacc*）。在现有的研究中，企业提供和获得的商业信用主要由标准化后的应收账款和应付账款来体现。本文遵循了这一处理方法，并以企业总资产对应收账款和应付账款进行标准化。企业商业信用的净供给则定义为应收账款与应付账款之差，即 $netacc=accr-accp$ 。

（3）企业的所有制性质。在所有制类型的界定上，大致有两种思路。第一种思路是根据企业的注册类型类进行鉴别。这种方法的一个缺陷在于，企业实际的资本构成在经营过程中往往会有所变动。例如，某些国企的注册类型是国有企业，但很可能在国企改制过程中成为私营企业。使用注册类型设定企业所有制变量无法体现出企业实际类型的变化。另一种思路则是根据企业实收资本的实际构成来设定企业类型变量。例如，余明桂、潘红波（2010）根据实收资本中国家资产比重是否超过 50% 来判定一个企业是否属于国有企业类型；白重恩等（2006）则直接使用企业实收资本中国家资本所占比重来反映企业的所有制性质；Cull、Xu 和 Zhu（2009）则根据实收资本中所占比例最高的投资主体类型来设置虚拟变量。本文采用了 Cull、Xu 和 Zhu（2009）的处理方法。但是，在计算的过程中，一些企业个体存在多个投资主体类型实收资本占比相等的情况。对于这些观测值，本文进一步结合企业注册类型来设定虚拟变量。

(4) 市场结构。本文引入赫芬达尔-赫希曼指数 (HHI) 来体现行业的市场结构, 并以企业总资产的自然对数来反映企业规模, 以便衡量企业个体的市场势力。在 HHI 指数的计算中, 行业的划分以四分位行业代码为基础。

(5) 企业生产率。测度企业生产率的传统方法是基于索洛剩余的概念, 使用 OLS 方法估计生产函数中的参数, 并由此计算全要素生产率。然而, 这一测算方法的局限性在于没有考虑到生产函数估计中的内生性问题。一般而言, 未来生产率的变化趋势可能会影响企业前期的要素投入组合, 从而导致误差项与作为解释变量的要素投入相关。此外, 在生产函数估计中还存在样本选择所导致的偏误: 我们只能使用留存于市场中的企业样本来估计生产函数, 而企业生产率往往直觉影响着企业被淘汰的可能性。为缓解上述内生性问题的影响, 本文使用 OP 方法对企业生产函数进行了估计, 并在此基础上计算了企业生产率。在生产函数的设定上, 本文采用了常用的对数化 C-D 型生产函数形式, 并使用企业职工人数、固定资产和工业中间投入作为解释变量; 产出变量则使用工业总产值来度量。在 OP 方法的估计中, 还需要使用固定资产投资作为生产率的工具变量。为此, 本文采用永续盘存法, 并将折旧率设定为 15% 来估算企业固定资产投资。为剔除价格因素的影响, 本文以 2000 年为基期, 分别使用工业品出厂价格指数和固定资产投资价格指数对工业总产值、工业中间投入和固定资产进行了调整。

在样本的构建上, 本文将试图以中国工业企业数据库的微观数据为基础研究融资约束对不同类型企业投资行为的影响。该数据库的统计对象包括全部国有和规模以上 (主营业务收入超过 500 万元) 的非国有企业。在使用这一数据库的过程中, 本文采取了 1998-2008 年以及 2004-2007 年两个不同的样本口径。其中 1998-2008 年的样本被用于测算企业生产率, 而 2004-2007 年的样本则被用于研究企业的信贷资金配置情况及其对企业固定资产投资的影响。之所以在后一项研究中选择 2004-2007 年这一时间段主要是因为从 2004 年开始, 数据指标才详细反映了应收账款、应付账款等重要指标的基本信息。

在样本构建构成中, 为排除统计错误、异常值和极端值对计量结果的影响, 本文对数据做了筛选和剔除。在测算企业生产率的样本中, 具体处理过程如下: (1) 参照聂辉华 (2010), 剔除了职工人数小于 10 人的企业观测值; (2) 剔除了固定资产、工业中间投入以及工业总产值为 0 或负值的观测值; (3) 剔除了固定资产投资为负值, 以及工业投入大于工业总产值的不合理观测值。经过这些处理, 1998-2008 年样本最后总共包含 2224427 个观测值。在 2004-2007 年的样本处理上, 则采取了如下方法: (1) 根据企业生产率的测算结果, 剔除了前后各 0.5% 的观测值, 以排除 tfp 测算中的异常值和极端值; (2) 剔除了利润率大于或等于 1 的不合理观测值; (3) 去除了利息支出、应收账款、应付账款、企业研发支出、总负债为负值的样本; (4) 去除了企业总资产和实收资本为负或 0 的样本, 并剔除了实收资本分项数据为负, 以及分项数据之和不等于实收资本总和的样本。经过这些处理, 共得到 686556 个样本观测值。

(二) 资金来源与企业投资行为

为分析不同资金来源对企业固定资产投资的影响, 考虑以企业固定资产投资为应变量, 以企业利润、银行信贷和商业信用净供给为主要自变量的计量方程。这里的研究中从两个层面展示了不同资金来源对企业固定资产投资的影响。首先, 在控制企业所有制类型的基础上, 本文估计了企业利润、银行信贷和商业信用净供给变化对企业固定资产投资的边际效应。在此基础上, 本文进一步根据企业总资产规模是否达到 4 亿元和 4000 万元这两个标准区分了大、中、小三种不同规模的企业, 并在引入企业所有制与企业利润、银行信贷和商业信用净供给交叉项的基础上讨论了不同规模和所有制类型企业在投资敏感性上的差异。

在计量方法的选择上, 下文将主要使用面板随机效应模型进行估计。之所以选择随机

效应而非固定效应，是因为固定效应的估计通常以变量的组内均值差分为基础。如果存在某些不随时间变化的变量，那么组内均值差分将消除这类变量对被解释变量的影响。在本文研究所使用的样本中，大量的企业所有制虚拟变量在样本统计年限中始终保持不变。在固定效应估计下，组内均值差分将消除这些企业的所有制差异，从而使得固定效应方法无法体现出所有制性质对企业行为的影响。

表 1 资金来源、所有制与企业固定资产投资

	Panel, RE (1)	Panel, RE (2)	Panel, BE (3)	OLS (4)
常数项	0.190*** (65.11)	1.207*** (63.77)	0.887 (0.00)	0.315 (0.40)
资金来源				
利润	0.016*** (21.35)	0.004*** (4.96)	0.005*** (5.08)	0.007*** (10.22)
银行信贷	0.698*** (105.42)	0.161*** (75.29)	0.882*** (110.22)	0.660*** (3.13)
商业信用净供给	-0.002*** (-21.19)	-0.001*** (-17.70)	-0.001*** (-9.89)	-0.001*** (-3.16)
所有制类型				
国有	0.287*** (61.67)	0.108*** (22.75)	0.127*** (22.90)	0.107*** (18.19)
集体	0.011*** (2.48)	0.038*** (9.21)	0.039*** (7.62)	0.037*** (10.11)
法人	0.048*** (15.01)	0.026*** (8.31)	0.023*** (6.18)	0.023*** (6.89)
私营	0.007** (2.33)	0.020*** (6.77)	0.012*** (3.41)	0.016*** (5.03)
外资	0.026*** (6.64)	0.002 (0.66)	0.008* (1.89)	0.004 (1.52)
控制变量				
企业规模		0.068*** (116.63)	0.061*** (96.78)	0.052*** (27.33)
资产负债率		-0.098*** (-42.75)	-0.137*** (-49.18)	-0.105*** (-18.33)
HHI 指数		0.179*** (6.17)	0.180*** (5.56)	0.161*** (6.08)
生产率		-0.402*** (-134.18)	-0.490*** (-119.51)	-0.410*** (-48.67)
企业年龄		-0.151*** (-161.02)	-0.117*** (-112.86)	-0.125*** (-114.40)
市场化指数		-0.006*** (-2.75)	-0.004 (-0.92)	-0.002 (-0.69)
行业虚拟变量	未控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	未控制	控制	控制	控制
时间虚拟变量	未控制	控制	控制	控制

表 1 展示了企业利润、银行信贷和商业信用净供给变化对企业固定资产投资的边际效应，以及不同所有制类型企业在固定资产投资上的差异。在面板随机效应模型的基础上，本文进一步使用组间效应方法和 OLS 方法对估计结果进行了稳健性检验。从结果来看，三种方法所得估计值在显著性和符号上并无明显差异。

从表 1 结果来看，银行信贷变化对固定资产投资的边际效应要显著高于企业利润和商业信用变化的影响。这说明银行信贷的可得性是影响我国工业企业固定资产投资最主要因素。从企业所有制类型的系数估计值来看，国有企业的固定资产投资倾向显著超过其他所有制类型企业。这可能是由于国有企业生产技术的资本密集性程度较高，从而对固定资产投资有较强需求。此外，我国银行信贷配给的所有制倾向也可能是导致这一投资需求差异的主要原因。从控制变量的系数估计值来看，和一般的直觉性认识相符，企业规模与固定资产投资呈现出显著的正相关关系。另一个值得注意的结果是生产率的系数估计值显著为负。这说明生产率较低的企业反而进行了更多的固定资产投资。

为进一步不同规模和所有制类型企业在投资敏感性上的差异，本文在表 1 分析的基础上，进一步在计量方程中引入了所有制和不同资金来源的交叉项，并在区分企业规模类型的基础上进行了估计。结果如表 2 所示。

表 2 所有制、企业规模对企业固定资产投资敏感性的影响

	全样本	大型企业	中型企业	小型企业
常数项	1.001*** (52.24)	1.482*** (9.11)	1.625*** (27.33)	0.640*** (31.21)
资金来源				
利润	0.296*** (9.50)	0.400** (1.93)	0.281*** (4.27)	0.372*** (7.55)
银行信贷	0.541*** (15.01)	0.300*** (4.10)	0.407*** (7.43)	0.471*** (10.25)
商业信用净供给	-0.054*** (-8.07)	-0.222*** (-2.75)	-0.008 (-0.58)	-0.084*** (-11.52)
所有制类型				
国有	0.065*** (11.65)	0.094*** (2.68)	0.044*** (3.31)	0.116*** (18.70)
集体	0.057*** (11.77)	0.112** (2.16)	0.043*** (3.14)	0.060*** (12.71)
法人	0.019*** (5.06)	0.055* (1.76)	0.011 (1.18)	0.021*** (5.69)
私营	0.030*** (8.34)	0.067** (2.02)	0.030*** (3.24)	0.032*** (8.87)
外资	-0.008* (-1.85)	0.025 (0.77)	-0.024** (-2.15)	-0.001 (-0.15)
交互项				
利润*国有	0.067** (1.99)	0.107 (0.45)	0.119* (1.75)	0.005 (1.28)
利润*集体	-0.137*** (-3.18)	0.024 (0.06)	-0.010 (-0.10)	-0.211*** (-4.59)

利润*法人	0.150*** (4.40)	-0.200 (-0.91)	0.291*** (3.96)	0.009** (2.28)
利润*私营	0.296*** (9.50)	-0.002 (-0.01)	0.314*** (3.21)	0.363*** (6.34)
利润*外资	-0.044 (-1.12)	-0.134 (-0.55)	0.024 (0.29)	-0.030 (-0.64)
银行信贷*国有	0.320* (1.73)	-0.533 (-0.64)	1.395*** (4.12)	0.491* (1.76)
银行信贷*集体	0.013 (0.06)	-3.215*** (-3.28)	0.613 (1.57)	-0.183 (-0.65)
银行信贷*法人	1.264*** (7.24)	0.664 (0.81)	1.284*** (3.82)	1.300*** (5.22)
银行信贷*私人	0.269 (1.55)	-0.936 (-1.11)	0.643* (1.81)	-0.272*** (-4.79)
银行信贷*外资	0.609*** (2.73)	-0.561 (-0.61)	1.744*** (3.88)	0.218 (0.68)
商业信用*国有	-0.110*** (-11.39)	-0.011 (-0.12)	-0.130*** (-6.04)	-0.097*** (-8.91)
商业信用*集体	-0.024** (2.35)	-0.147 (-1.06)	-0.090*** (-3.94)	-0.020* (-1.81)
商业信用*法人	-0.112*** (-14.74)	-0.184*** (-2.22)	-0.182*** (-11.29)	-0.009 (-1.07)
商业信用*私人	-0.052*** (-7.06)	0.038 (0.42)	-0.096*** (-6.32)	-0.018** (-2.24)
商业信用*外资	0.053*** (7.93)	0.221*** (2.74)	-0.122*** (-5.44)	0.011 (0.79)
控制变量				
生产率	-0.277*** (-21.33)	-0.276 (-10.16)	-0.426*** (-49.91)	-0.339*** (-123.28)

基于篇幅方面的考虑，表 2 只列举出了关键变量的系数估计值。从结果来看，表 1 的基本结论没有发生变化：国有企业仍然显示出更强的投资倾向，并且企业固定资产投资于生产率之间呈现出显著的负相关关系。唯一的变化在于，由于引入了所有制和资金来源的交叉项，企业利润、银行信贷和商业信用净供给变化对企业固定资产投资的边际效应在表 2 中被分解为了直接效应和所有制类型的影响两个部分。从交叉项系数估计值来看，可以发现：（1）对于大型企业而言，固定资产投资对利润、银行信贷和商业信用的反应在不同所有制之间并无显著差异，这表现在对于大型企业而言，大部分交叉项的系数估计值均不显著；（2）在中小型企业方面，私营企业较其他所有制类型而言，在投资对利润的变化上显示出较高的敏感性，而国有企业较其他所有制类型而言，在投资对利润变化敏感性上较低；（3）在商业信用方面，对于中型企业而言，商业信用的变化整体而言较其他规模企业有更显著的影响；而从所有制形式来看，商业信用变化对中小型国有企业和大中法人企业投资的影响要显著超过其他类型的企业。造成这些结果的可能原因在于，大型企业由于能够提供更多抵押并更容易获得担保，因而规模特征使得银行在信贷配给中不必辅以所有制因素方面的考虑。这就使得不同所有制类型的大型企业在获取银行信贷上没有显著差异，而这又进一步弱化了大型企业利

用内部资金筹资在不同所有制类型间的差异。而就小型企业而言，国有企业和私营企业投资对利润敏感性上的显著差异似乎暗示着所有制歧视所导致的融资约束在不同所有制类型企业间的非对称分布的确影响了企业的投资行为。

边际效应虽然能反映出企业投资对不同资金来源的敏感性，但无法体现出企业资金状况变化对投资增长率的影响。为了解决这一问题，本文进一步依据表 2 对大中小企业的估计结果计算了不同所有制类型企业固定资产投资对各项资金来源的弹性均值。具体结果如表 3 所示。

表 3 固定资产投资对不同资金来源的弹性均值

	利润	银行信贷	商业信用
国有企业			
大型	0.268	0.364	0.116
中型	0.265	0.345	0.114
小型	0.287	0.145	0.107
私营企业			
大型	0.612	0.365	0.067
中型	0.876	0.336	0.033
小型	1.260	0.064	0.036
集体企业			
大型	0.682	0.184	0.094
中型	0.703	0.173	0.060
小型	0.562	0.123	0.059
法人企业			
大型	0.530	0.460	0.102
中型	0.811	0.422	0.036
小型	0.826	0.226	0.041
外资企业			
大型	0.823	0.442	0.003
中型	0.718	0.375	0.082
小型	0.938	0.076	0.094

表 3 中展示的弹性均衡反映了各项资金来源每增长 1% 所引起的固定资产投资的平均变化率。从表 3 的测算结果来看，可以得到以下几个基本结论：（1）除国有企业外，其他类型企业固定资产投资对利润的弹性都高于其他两种资金来源，而商业信用对企业投资增长率的影响较为微弱。（2）大中型国有企业的投资对银行信贷增长率的变化比其他两种资金来源更为敏感。（3）从投资增长率对利润变化的敏感性来看，相同规模类型的企业中，私营企业的弹性系数最高。此外，随着私营企业规模的扩大，企业投资对利润的弹性逐渐下降。（4）投资对银行信贷的弹性随企业上升而提高。综合这些基本结果，可以预期工业企业利率增速的变化将对固定资产投资增长率产生最为显著的影响，而社会信贷规模的扩大则将对大中型企业的固定资产投资增速产生更为重要的影响。

（二）银行信贷资金的分布与商业信用资源再配置效应的检验

前文的研究表明，不同所有制类型和规模类型的企业在投资与各项资金来源的敏感性上的确存在着较为明显的差异。特别地，通常被认为面临较强融资约束的小型私营企业在投

资上对利润变化最为敏感,而融资约束较弱的国有企业在投资上则对银行信贷表现出较强的敏感性。此外,之前的分析结果还表明,就大型企业而言,所有制差异并没有带来企业投资行为上的显著差异。对这些现象的一个合理解释是,我国信贷资金在不同规模和不同所有制类型的企业之间分布的确存在着显著的差异。为此,本文通过计量分析进一步对此问题进行了检验。这一结果也为下文进一步分析我国当前固定资产投资的变化趋势提供了一定的理论基础。

表 4 银行信贷资金的分布

	全部样本	大型企业	中型企业	小型企业
常数项	0.004 (1.23)	0.025 (1.24)	0.002 (0.40)	-0.001 (-0.37)
所有制类型				
国有	0.007*** (12.29)	0.004 (1.60)	0.004*** (4.95)	0.009*** (12.72)
集体	0.004*** (8.59)	0.001 (0.39)	0.004*** (4.75)	0.004*** (7.29)
法人	0.004*** (10.17)	0.005** (2.18)	0.004*** (7.61)	0.003*** (6.62)
私营	0.004*** (9.52)	0.004 (1.54)	0.004*** (7.47)	0.003*** (6.69)
外资	0.001 (1.25)	-0.000 (-0.05)	0.001 (1.14)	0.001 (1.12)
控制变量				
企业规模	0.003*** (43.21)	0.004*** (4.28)	0.005*** (16.61)	0.002*** (18.74)
资本收益率	-0.002*** (-7.18)	-0.035*** (-6.72)	-0.262*** (-21.46)	-0.002*** (-4.99)
资产负债率	-0.009*** (-34.94)	-0.022*** (-9.22)	-0.018*** (31.91)	-0.007*** (24.25)
HHI 指数	0.004 (1.34)	-0.044*** (-2.62)	0.011* (1.78)	0.003 (0.73)
生产率	-0.014*** (-40.28)	-0.023*** (-12.27)	-0.017*** (-29.07)	-0.012*** (-28.66)
企业年龄	0.000* (1.90)	0.000 (0.18)	0.000** (2.17)	0.000*** (2.69)
市场化指数	0.002*** (7.86)	0.003* (1.92)	0.004*** (6.90)	0.002*** (5.56)
行业虚拟变量	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
时间虚拟变量	控制	控制	控制	控制

表 4 显示了我国银行信贷资金在不同所有制类型企业和不同规模企业间的配置情况。从结果来看,就大型企业和中型企业而言,所有制类型并没有显著改变银行信贷在企业之间的分布:一方面,就大型企业而言,所有制变量的系数估计值基本都不显著;另一方面,就中

型企业而言,国有企业、集体企业、法人企业和私营企业这四个变量的系数估计值基本相当。这一结果表明,在大中型企业信贷资金的获取上并不存在明显的所有制歧视。但是,从小型企业的估计结果来看,尽管集体企业、法人企业和私营企业在信贷获取上没有显著差异,但是国有企业明显获得了更多的银行信贷。

此外,从控制变量来看,企业规模和银行信贷之间显著正相关,这表明信贷配给的确使得大型企业在外部融资上占有优势。另外,注意到资本收益率和生产率的系数估计值显著为负,这说明银行信贷总体上来说被更多地配置给了盈利能力和生产效率较差的企业。这一结果表明,信贷资金配给的效率仍有待提高。

前文分析结果表明,商业信用似乎并未对企业投资产生很重要的影响。这一结果与商业信用的资源再配置效应理论并不一致。如果商业信用确实能实现信贷资金的重新配置并缓解企业的融资约束,那么它应该能显著地改变企业的投资行为。然而,从前文讨论结果来看,商业信用对企业投资行为的影响并不符合这一理论的预测。例如,对于通常被认为存在较强融资约束的小型私营企业而言,无论是投资对商业信用的边际效应还是弹性都要显著低于融资约束较轻的国有企业。为重新审视商业信用的资源再配置效应,本文进一步考察了商业信用与银行信贷之间的分布关系。具体的计量结果如表5所示。

表5 商业信用资金再配置效应及银行信贷资金配置的检验结果

因变量 自变量	应收账款	商业信用净供给	应付账款
常数项	0.114*** (27.92)	0.332*** (30.02)	-0.331*** (-24.71)
国有资产比重	-0.006 (-0.98)	-0.148*** (-10.42)	0.203*** (10.91)
银行信贷	-0.446*** (-4.85)	-21.159*** (-57.92)	23.598*** (68.03)
国有资产比重*银行 信贷	-2.241*** (-5.46)	7.830*** (6.87)	-11.759*** (-9.24)
国有资产比重*资产 收益率*银行信贷	-1.965*** (-2.88)	-6.139*** (-4.11)	6.536*** (3.61)
应付账款	0.356*** (129.20)		
国有资产比重*应付 账款	-0.029** (-2.20)		
应收账款			0.885*** (24.37)
国有股比重*应收账 款			-0.055 (-1.24)
市场化指数*应收账 款			-0.036*** (-9.36)
资本收益率	-0.007*** (2.68)	0.147*** (48.31)	-0.225*** (-58.06)
国有股比重*资本收 益率	0.098*** (6.19)	-0.016 (-0.52)	0.071* (1.69)
HHI 指数	-0.037***	-0.175***	0.221***

	(-6.27)	(-12.30)	(13.68)
企业规模	-0.014*** (-62.51)	-0.012*** (-21.38)	0.003*** (5.41)

需要指出的是,表 5 的估计均使用了工具变量法。这是因为对商业信用资源再配置效应的经验研究通常伴随着较为严重的内生性问题。一方面,商业信用的资源再配置理论认为,获得更多银行信贷的企业将提供更多商业信用(Fabbri 和 Klapper, 2008)。但另一方面,企业应收账款比例的提高将显著影响企业的流动资金状况,严重时将影响企业短期偿债能力,并进而提高企业拖欠货款的可能性。在工具变量的选择方面,借鉴 Peterson 和 Rajan (1997)以及石晓军等人(2009)的基本思想,本文以企业的资产负债率作为银行信贷的工具变量;而在应收账款和应付账款的工具变量选择上,本文借鉴了 Cull、Xu 和 Zhu (2009)的研究思路,以应收账款和应付账款的一阶滞后项作为它们自身的工具变量。

表 5 的估计结果表明,我国商业信用未能实现银行信贷资金的有效再配置。事实上,以上结果表明,商业信用与银行信贷呈现互补关系。这主要表现在银行信贷的增加对商业信用净供给和应收账款存在显著的负面影响。这意味着,获取更多银行信贷的企业反而提供了较少的商业信用。此外,以应付账款为因变量的估计结果则显示,获取更多银行信贷的企业也获得了更多的商业信用。另外,商业信用似乎也没有实现资金从国有企业向非国有企业的转移:一方面,国有股比重与商业信用的供给负相关,但与商业信用的获取量正相关;另一方面,从交叉项来看,在获取更多银行贷款的企业中,国有企业在商业信用的绝对供给意愿上却显著低于其他企业。这些估计结果实际上否定了商业信用能够对信贷资金进行有效的再配置。这也从一个方面解释了为何商业信用对企业固定资产投资行为的影响较为微弱。

表 5 的分析还显示出了我国企业间债务关系延生的“三角债”特征。在以企业应付账款为被解释变量的估计结果中,应收账款的系数显著为正,这说明提供更多商业信用的企业试图在采购过程中寻求更多的延时付款。由于企业的销售与采购往往对应于价值链上下游的不同环节,因而这一结果暗示着企业之间可能存在着较为显著的“三角债”式的债务延伸关系。市场化指数与应收账款交叉项的系数为显著为负这一结果强化了这种推测的合理性。一般来说,市场机制较不完善的地区,由于法制环境以及市场信用机制的缺失,更有可能出现企业间货款恶意拖欠所引致的强制性商业信用的蔓延,而该交叉项系数估计值的符号与这一推测相一致。

(三) 投资分布的生产率特征

信贷配给和所有制歧视的存在往往会阻碍信贷资金的有效投放。由于融资约束显著影响着企业的固定资产投资决策,因而这种信贷资金配置效率的扭曲可能会进一步延伸至企业的投资环节。综合表 1、表 2 和表 4 的计量结果可以发现,一方面,信贷资金被更多地投放给了生产率较低的企业,另一方面,生产率较低的企业也倾向于进行更多的固定资产投资。

所有制歧视和信贷配给是否是导致这种信贷资金和投资分布的生产率特征的主要因素?为对此进行检验,本文以企业生产率为被解释变量,以企业规模和所有制类型为解释变量构建了计量方程。估计结果如表 6 所示。

表 6 企业规模、所有制差异与企业生产率

	Panel, RE	Panel, RE	Panel, BE	OLS
常数项	0.729*** (333.71)	0.921*** (56.75)	0.949*** (0.00)	0.991 (0.02)
企业规模	-0.002***	-0.003***	-0.003***	-0.003***

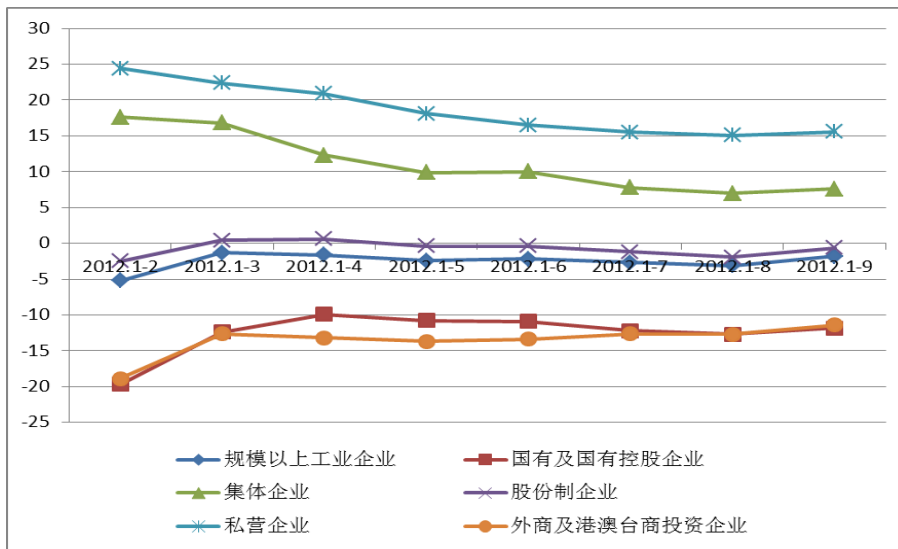
所有制类型	(-8.60)	(-11.16)	(-10.11)	(-10.52)
Soe	-0.034*** (-24.40)	-0.026*** (-2.73)	-0.034*** (-11.73)	-0.031*** (-10.18)
Collective	0.006*** (4.71)	0.015*** (6.45)	0.013*** (5.08)	0.014*** (6.03)
Legal	0.018*** (17.92)	0.010*** (5.99)	0.011*** (5.85)	0.010*** (6.61)
Private	0.010*** (10.45)	0.008*** (4.98)	0.008*** (4.46)	0.008*** (5.06)
Foreign	0.024*** (19.35)	0.026*** (12.87)	0.029*** (12.79)	0.028*** (14.07)
控制变量				
上一期 R&D		0.006 (0.50)	0.000 (0.03)	0.012 (0.33)
年龄		-0.012*** (-19.12)	-0.010*** (-15.76)	-0.011*** (-20.36)
Hhi		0.064*** (3.78)	0.071*** (3.98)	0.074*** (4.33)
市场化指数		0.035*** (14.54)	-0.003 (-0.82)	0.008*** (3.74)
行业虚拟变量	未控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	未控制	控制	控制	控制
时间虚拟变量	未控制	控制	控制	控制

对比表 4 和表 6 的估计结果可以发现,企业生产率和银行信贷在不同所有制和不同规模企业间的分布特征基本趋于一致。这主要表现在企业规模与生产率显著负相关,但与银行信贷的获取显著正相关;国有企业的生产率显著低于其他类型企业,而小型国有企业在信贷资金的获取上具有明显优势。这些分析结果的对比从一个角度暗示着,基于企业规模和所有制类型所实施的信贷配给实际上扭曲了信贷资金的配置效率。在这一资源配置格局下,低效率企业的投资反而面临着更为宽松的外部金融环境,而高效率企业在企业投资和扩张上则面临较强的制约。这一推断与前文表 1 和表 2 中生产率与企业固定资产投资显著负相关的估计结果是一致的。

三、利润增速、信贷扩张与当前我国工业企业固定资产投资

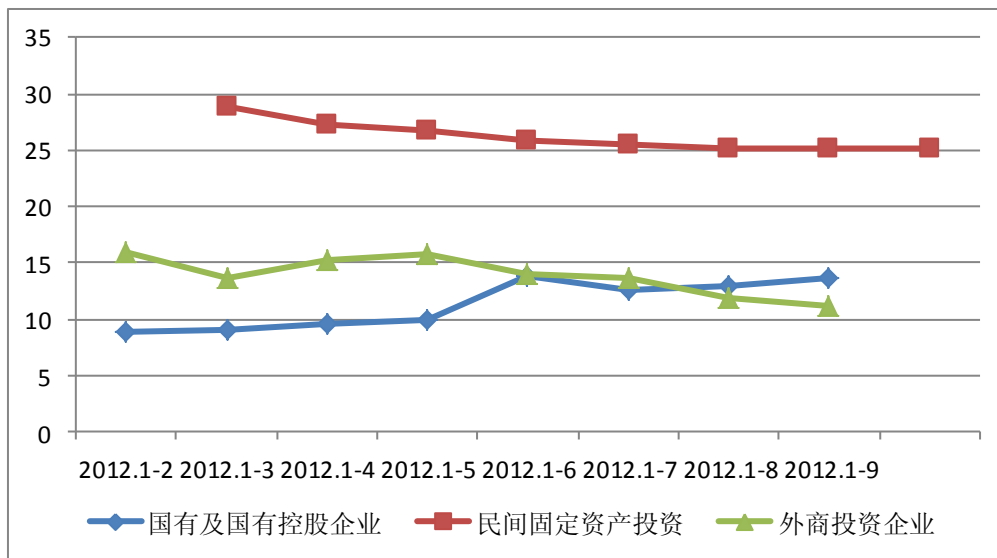
自今年年初以来,我国工业企业的利润增速出现了较为明显的下滑。1 至 2 月份,规模以上工业企业利润同比增速下降 5.2%。这一降速虽在 3 月份有所缓和,但截至 8 月份仍同比下降 3.1%。尽管受美国经济和新兴市场国家经济状况改善的影响,9 月份工业企业利润状况有一定程度的改善,但 1 至 9 月份规模以上工业企业利润增速仍同比下降 1.8%。与此同时,我国贷款余额保持了较高的增长速度。中国人民银行的统计数据显示,2012 年 9 月末我国全部金融机构人民币贷款余额达到 61.51 万亿元,同比增长 16.3%,前三季度同比多增 1.04 万亿元。这些数据表明,企业利润增速和社会信贷规模的呈现出不同的变化趋势。

图 1 不同所有制类型工业企业利润同比增速 (%)



数据来源：根据国家统计局信息发布数据整理而得。

图 2 不同所有制类型企业固定资产投资同比增速 (%)

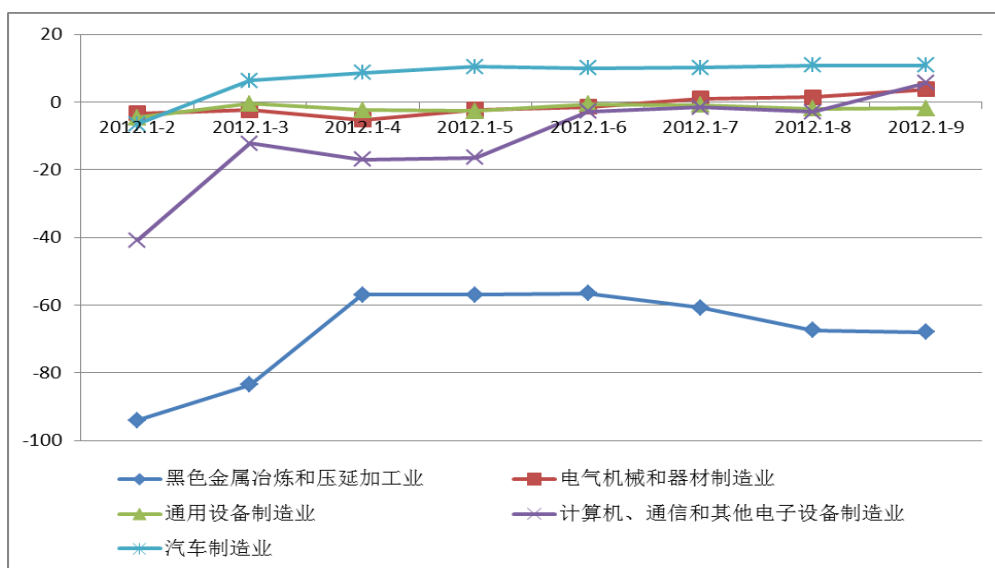


数据来源：同图 1。

从所有制角度进行分析的话可以发现，虽然我国工业企业利润整体增速呈现下滑趋势，但不同所有制类型企业的利润同比增速呈现出较大差异。图 1 展示了我国 2012 年前三季度规模以上工业企业的利润同比增速。从中可以看出，私营企业的利润增速虽然逐渐放缓，但最低仍达到 15.1%，相比其他类型企业而言显示出较大的利润同比增速。国有企业和外资企业的利润增长情况则较不理想。截至 2012 年 9 月份，国有企业利润同比增速下降 11.8%。这种所有制结构上的差异表明，工业企业的利润增速下降问题在国有企业中更为严重。由前文研究结果可知，国有企业和非国有企业固定资产投资对利润变化的敏感性呈现出较大差异。由于国有企业投资增速对利润变化相对较不敏感，因此这在一定程度上缓解了工业企业盈利状况恶化对固定资产投资的影响。实际上，对比图 1 和图 2 可以看出，尽管国有企业盈利状况自 2012 年 4 月以来持续恶化，但是其固定资产投资同比增速却呈现出持续的上升趋势。

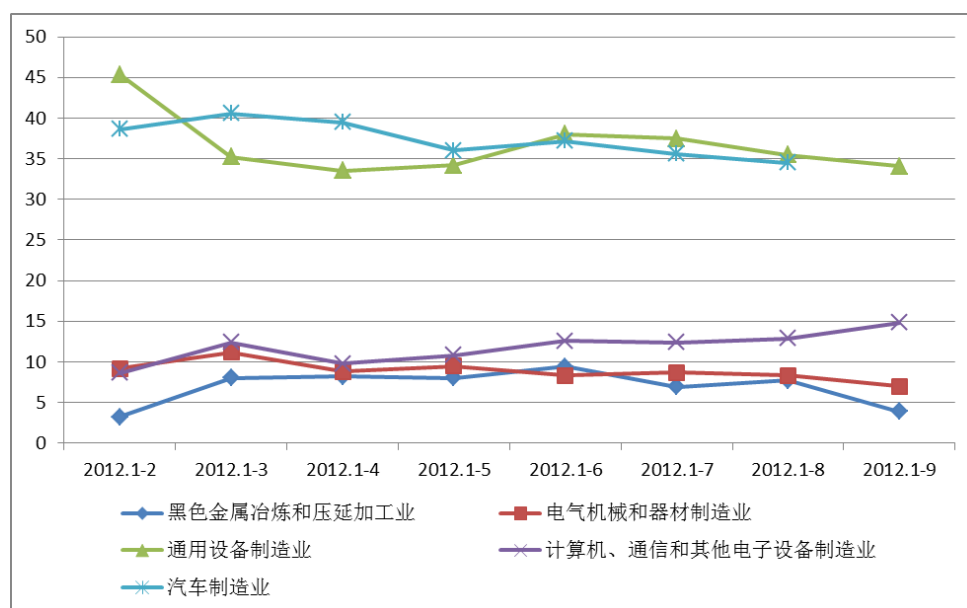
势；而民间固定资产投资和外商投资企业固定资产投资同比增速的变化趋势则基本与这些企业的利润增速变化趋势相吻合。本文的研究为解释这一现象提供了一定的理论依据。就不同资金来源对企业固定资产投资的影响而言，前文的研究得到了两个基本的结论：首先，利润的增长是影响非国有企业固定资产投资增速的最重要因素；其次，非国有企业的投资增速对于银行信贷资金的变化最为敏感。这表明，社会信贷规模的变化和企业利润增速的变化将对不同所有制类型企业的投资产生非对称影响。结合今年我国社会信贷规模的变化趋势，可以推测，我国信贷规模与工业企业利润增速的相反的变化趋势可能是导致国有企业与其他所有制类型企业固定资产投资差异的直接原因。

图 3 几个主要制造业行业的利润同比增速 (%)



数据来源：同图 1。

图 4 几个主要制造业行业的固定资产投资同比增速 (%)



数据来源：同图 1。

由于国有企业改革的持续推进，国有企业在全部工业企业中所占比重已降至较低比例。2011年，国有企业工业总产值仅占规模以上企业工业总产值的8.16%。因此，企业利润增速的变化对整个工业行业的固定资产投资增速仍起到较大影响。图3和图4分别展示了几个主要制造业行业的利润同比增速和固定资产投资增速。从中可以看出，两者的变化趋势基本相互吻合。从图3可以看出，前三季度，黑色金属冶炼和压延加工业的利润增速呈现出先升后降的趋势，而这与图4中该行业的固定资产投资增速变化趋势基本吻合；此外，电子机械和器材制造业、通用设备制造业和汽车制造业的利润同比增速和固定资产投资增速则基本呈现出相仿的波动趋势；最后，计算机、通信和其他电子设备制造业的利润同比增速由2月份的-40.8%持续上升至9月份的5.7%，而该行业的固定资产投资同比增速也相应地由8.6%上升至14.8%。由于我国宏观经济已显示出企稳回升态势，企业的盈利环境也有一定程度的改善，可以预计我国工业固定资产投资增速将相应地呈现出平稳上升的趋势。

参考文献：

- 方军雄，2007：《所有制、制度环境与信贷资金配置》，《经济研究》第12期。
- 金碚，2006：《债务支付拖欠对当前经济及企业行为的影响》，《经济研究》第5期。
- 卢峰、姚洋，2004：《金融压抑下的法制、金融发展与经济增长》，《中国社会科学》第1期。
- 余明桂、潘红波，2010：《金融发展、商业信用与产品市场竞争》，《管理世界》第8期。
- 张杰、刘志彪和张少军，2008：《制度扭曲与中国本土企业的出口扩张》，《世界经济》第10期。
- 张军、金煜，2005：《中国的金融深化和生产率关系的再检验：1987-2001》，《经济研究》第11期。
- Allen, F., J. Qian, and M. Qian, 2005, "Law, Finance, and Economic Growth in China", *Journal of Financial Economics*, Vol. 77, pp. 57-116.
- Cai, H., Q. Liu, and G. Xiao, 2005, "Does Competition Encourage Unethical Behavior? The Case of Profit Hiding in China", Mimeo, University of California at Los Angeles.
- Cull R., L.C. Xu and T. Zhu, 2009, "Formal Finance and Trade Credit during China's Transition", *Journal of Finance Intermediation*, Vol.18, pp. 173-192.
- Fazzari, S., Hubbard, R.G and Perterson, B., 1988, "Financing Constraints and Corporate Investment", *Brookings Papers on Economic Activity*, 141-195.
- Ge, Y. and J. Qiu, 2007, "Financial Development, Bank Discrimination and Trade Credit", *Journal of Banking and Finance*, Vol.31, pp. 513-530.
- Kaplan, S.N. and Zingales, L., 1997, "Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112, 169-215.
- Stiglitz, J.E. and Weiss A. 1981, "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information", *American Economic Review*, Vol.71, pp. 393-410.
- Song, Z., Storesletten, K. and Fabrizio, Z. 2011, "Growing Like China", *American Economic Review*, Vol. 101, pp. 196-233.