

《资产价格与银行信贷配置》附录

附录 1 主要变量的描述性统计

附表 1 主要变量的描述性统计

	变量	变量定义	平均值	标准差	下四分位	中位数	上四分位	观测值
城市 层面	房价	各城市每季末房价水平（万元）	1.6054	1.0519	0.7937	1.1117	1.6239	204,742
	贷款金额	每笔贷款金额的对数	16.1893	1.5976	15.3841	16.2134	17.2167	204,742
贷款 层面	是否用房屋土地抵押	用房屋土地抵押取1，否则取0	0.2875	0.4526	0	0	1	204,742
	是否为非房地产企业	向非房地产企业发放的贷款则取1，否则取0	0.9816	0.1344	1	1	1	204,742
企业 层面	企业规模分类	企业规模分类（大、中、小、微企业，分别取值1-4）	2.7196	0.7977	2	3	3	204,742
	企业上市情况	若为上市企业取1，否则取0	0.0196	0.1385	0	0	0	204,742
	企业所有权性质	若为国有企业取1，否则取0	0.2667	0.4422	0	0	1	204,742
	企业评级	企业信用评级，取值越大评级越高，取值范围为1-17	7.6453	3.2997	5	7	9	204,742

附录 2 内生性问题处理与稳健性检验

（一）使用“限购”工具变量检验

附表 2 “限购”工具变量检验

变量	HP		LoanAmt	
	第一阶段 (1)	第二阶段 (2)	第一阶段 (3)	第二阶段 (4)
$Treat \times Post2016$	0.1271*** (2.6695)			
$Treat \times Post2017$			0.0765*** (2.6536)	
$\overline{HP}$		0.5733*** (3.0739)		0.8526*** (2.9966)
City Control	Yes	No	Yes	No
企业固定效应	No	Yes	No	Yes
贷款类型固定效应	No	Yes	No	Yes
担保类型固定效应	No	Yes	No	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份季度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	85856	87452	85856	87452
R^2	0.9429	0.0024	0.9402	0.0093
KP LM		182.8313		153.4160
F		496.0700		217.9060
Sargen		0.0868		1.7836

注：附表 2 展示了使用限购政策构建工具变量进行回归的结果。第（1）（2）列为仅使用 $Treat_c \times Post2016_t$ 作为工具变量的估计结果，（1）列中交乘项估计系数显著为正，说明 2016 年限购政策实施后，距离限购城市 250 公里以内的非限购城市房价显著上涨，（2）列中房价 $\overline{HP}$ 的估计系数为正，且在 1% 的水平显著，说明距离较近的非限购城市的房价上涨会导致该城市所在企业贷款金额明显增加。类似地，第

(3)(4)列为使用 $Treat_c \times Post2017_t$ 作为工具变量的估计结果。第一阶段 F 值均大于 10，证明上述工具变量非弱工具变量。 $Sargen$ 检验的 p 值均大于 0.1，表示工具变量可以被认为是外生的。

(二) 使用房贷利率×土地供给弹性工具变量检验

附表 3 房贷利率×土地供给弹性工具变量检验

变量	HP (1)第一阶段	LoanAmt (2)第二阶段
$Elasticity \times InterestRate$	0.0219*** (15.9183)	
HP		0.2210*** (3.1945)
City Control	Yes	No
企业固定效应	No	Yes
贷款类型固定效应	No	Yes
担保类型固定效应	No	Yes
城市固定效应	Yes	Yes
年份季度固定效应	Yes	Yes
样本量	119123	119349
R^2	0.9524	0.0014
KP LM		290.5313
F		19.8812
Sargen		0.1447

注：附表 3 展示了使用房贷利率×土地供给弹性构建工具变量进行回归的结果。第（1）列为工具变量回归的第一阶段估计结果，工具变量 $Elasticity_c \times InterestRate_{c,q}$ 和房价HP在 1%的水平上显著正相关。第（2）列为第二阶段的回归结果，房价HP的估计系数在 1%的水平上显著为正，说明房价上升时银行贷款金额显著增加，进一步证实了基准结果的可靠性。除此之外，第一阶段 F 值大于 10，证明上述工具变量非弱工具变量。 $Sargen$ 检验的 p 值均大于 0.1，表示工具变量可以被认为是外生的。

(三) 稳健性检验

附表 4 基准回归结果的稳健性检验

变量	企业-年份 季度固定 效应	月度频 率房价 回归	删除前 三大城 市	删除前五 大城市	城市层 面聚类 标准误	贷款金额 占比	删去多地 贷款样本
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
HP	0.6908** (2.5651)	1.3123** (2.5742)	0.4897** (2.5240)	0.8611*** (3.5933)	0.6908* (1.7496)	32.1455*** (3.3903)	0.0545*** (2.7269)
Firm Control	No	No	No	No	No	No	Yes
企业固定效应	No	No	No	No	No	No	Yes
贷款类型固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
担保类型固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份季度固定效应	No	No	No	No	No	No	Yes
企业×年份月度固定 效应	No	Yes	No	No	No	No	No
企业×年份季度固定 效应	Yes	No	Yes	Yes	Yes	Yes	No
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	101635	79490	81389	72564	101635	101635	145882
R^2	0.8494	0.8591	0.8389	0.8374	0.8494	0.7141	0.7995

附录 3 渠道分析

（一）抵押品渠道的进一步分析

附表 5 抵押品渠道的进一步分析

变量	<i>HCollateralDum</i>	<i>DiyaDum</i>	<i>HCollateralAmt</i>	<i>DiyaAmt</i>
	贷款层面	贷款层面	分行层面	分行层面
	Logit回归	Logit回归	OLS回归	OLS回归
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>HP</i>	0.0313*** (4.9884)	0.0207*** (3.2636)	0.0675** (2.1770)	0.0665** (2.0034)
<i>City Control</i>	No	No	Yes	Yes
贷款类型固定效应	Yes	Yes	No	No
年份季度固定效应	No	No	Yes	Yes
企业×年份季度固定效应	Yes	Yes	No	No
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	99743	99743	1930	1938
<i>Pseudo R</i> ²	0.0118	0.0335	0.3426	0.3408

注：本文所有 Logit 回归模型均使用伪 R 平方（Pseudo R²）作为拟合优度的衡量标准（与线性回归中的 R²并不完全等同），并通过添加哑变量的形式来控制固定效应，因此减少了因使用固定效应导致的观测值损失。

中国的商业银行偏爱基于房地产、土地等抵押品为企业放贷的模式（Campello et al., 2022; 王永钦和薛笑阳, 2022）。为了进一步验证房价上涨时银行是否更倾向于发放抵押贷款，尤其是以房屋或土地作为抵押的贷款，本文分别在贷款层面和分行层面进行了回归分析。首先，我们使用 Logit 回归在贷款层面验证了房价上涨与银行发放的贷款是否为抵押贷款之间的关系，被解释变量分别为 *HCollateralDum*（贷款以房屋或土地为抵押时取值为 1，否则为 0）和 *DiyaDum*（贷款担保类型为“抵押”时取值为 1，否则为 0），结果如附表 5 的（1）（2）列所示，解释变量房价 *HP* 的回归系数显著为正，说明房价上升时银行发放抵押贷款的概率显著增加。其次，我们使用 OLS 回归在分行层面检验房价上涨时各分行贷款中抵押贷款的比例是否增加，被解释变量分别为 *HCollateralAmt*（各分行贷款中用房屋土地作抵押的贷款金额占比）和 *DiyaAmt*（各分行贷款中担保类型为“抵押”的贷款金额占比），结果如附表 5 的（3）（4）列所示，房价 *HP* 的回归系数均显著为正，说明房价上涨时，银行发放抵押贷款的占比显著提高。上述结果表明，房价上升时银行的确更倾向于发放抵押贷款，尤其是以房屋土地作抵押物的贷款。

（二）抵押品渠道和挤出渠道的稳健性检验

附表 6 抵押品渠道和挤出渠道的稳健性检验

变量	<i>LoanAmt</i>			
	抵押品渠道的稳健性检验		挤出渠道的稳健性检验	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>HP</i>	0.0757*** (3.6977)	0.5854 (1.6337)	0.1135*** (4.1681)	0.9753** (2.0966)
<i>HP</i> × <i>HCollateralDum</i>	0.0614*** (5.2057)	0.1303*** (7.7240)		
<i>HCollateralDum</i>	0.2470*** (9.8958)	-0.0051 (-0.0730)		
<i>HP</i> × <i>NonRErelated</i>			-0.0287 (-1.3889)	-0.2710 (-0.8325)
<i>NonRErelated</i>			0.0527 (1.4938)	
企业固定效应	Yes	No	Yes	No
贷款类型固定效应	No	Yes	No	Yes
担保类型固定效应	No	Yes	No	Yes
年份季度固定效应	Yes	No	Yes	No
企业×年份季度固定效应	No	Yes	No	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	176643	99409	179993	101635
<i>R</i> ²	0.8056	0.8472	0.8044	0.8494

注：（1）（2）列为排除房地产企业的抵押品渠道检验结果；（3）（4）列为排除房地产关联企业的挤出渠道检验结果，其中变量 *NonRErelated* 表示该企业是否为排除房地产关联企业的非房企，是则取 1，否则取 0。

附录 4 分组回归

（一）企业维度

附表 7 企业维度差异性效果分析

变量	<i>LoanAmt</i> 新客户	<i>LoanAmt</i> 国有企业	<i>LoanAmt</i> 企业规模	<i>LoanAmt</i> 融资约束	<i>LoanAmt</i> 净资产收益率
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>HP</i>	0.0382* (1.8632)	0.0373* (1.8030)	0.1324* (1.9247)	0.0353 (1.6660)	0.1134 (1.3253)
<i>HP</i> × <i>Firm Variable</i>	0.0217** (2.0067)	0.0536** (2.0994)	0.0285* (1.9445)	0.0519*** (2.6581)	0.0811* (1.8883)
<i>Firm Control</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
贷款类型固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
担保类型固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份季度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	119604	154854	32467	26331	26336
<i>R</i> ²	0.8054	0.7991	0.7885	0.8047	0.8047

注：由于企业变量只有部分数据（2016 年-2021 年）且为年度层面数据，因此观测值相对较少。若控制高阶固定效应（企业×年份季度固定效应），主要解释变量容易被吸收，因此分别控制企业固定效应和年份季度固定效应。附表 7 的（1）（2）列中交乘项系数均显著为正，这表明新客户和国有企业在房价上升时能够获得更多信贷。附表 7 的（3）-（5）列结果显示房价与上述企业特征之交乘项均显著为正。这意味着在房价上升时，银行倾向于向规模更大、融资约束更小、净资产收益率更高的企业发放更多贷款。其中，企业规模*Size*用企业总资产的对数表示；融资约束*FC*采用王碧珺等（2015）的构造方法，选取企业规模、有形资产占比、企业现金持有量、盈利能力、清偿比率等五个变量来构造样本企业的融资约束程度；净资产收益率*ROE*为净利润与股东权益的比值。

（二）城市维度

附表 8 城市维度差异性效果分析

变量	<i>LoanAmt</i> GDP 增长率	<i>LoanAmt</i> 市场化程度	<i>LoanAmt</i> 制度质量	<i>LoanAmt</i> 金融机构竞争度	<i>LoanAmt</i> 一线城市
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>HP</i>	0.6139* (1.8702)	1.4016* (1.6570)	-0.8993 (-1.6335)	1.3972*** (2.9152)	0.8219 (1.1322)
<i>HP</i> × <i>City Variable</i>	0.0221** (2.1162)	4.0463*** (3.0326)	0.0286* (1.6833)	-24.1861** (-2.4552)	0.9170* (1.7748)
贷款类型固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
担保类型固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业×年份季度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	101249	87640	87640	101482	101635
<i>R</i> ²	0.8494	0.8507	0.8507	0.8494	0.8494

注：本文将城市维度变量*City Variable*与房价 *HP* 进行交乘并对贷款金额进行回归，结果如附表 8 所示。其中，GDP 增长率（*GDPgwt*）用各城市的 GDP 同比增长率表示；市场化程度（*Marketization*）、制度质量（*Institution*）数据来自樊纲等所著的《中国市场化指数报告》，数值越大代表市场化程度越高、制度质量越好；金融机构竞争程度（*HHI*）使用市场集中度指标，数值越大表示市场集中度越高，竞争程度越低；城市级别（*FirstTierCity*）变量按照该城市是否属于一线城市构建，如果样本中城市属于一线城市，该变量取值为 1，否则为 0。

（三）时间维度

1. 时间维度（总效应）

附表 9 时间维度差异性效果分析（总效应）

变量	<i>LoanAmt</i>			
	信贷松紧期-使用季度划分		信贷松紧期-使用年度划分	
	放松期	收紧期	放松期	收紧期
	(1)	(2)	(3)	(4)

<i>HP</i>	0.2629 (1.2595)	0.7163** (2.3953)	0.9083 (1.1347)	0.7049*** (2.9762)
贷款类型固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
担保类型固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
企业×年份季度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	33369	68265	30826	70807
<i>R</i> ²	0.8653	0.8417	0.8603	0.8437

注：不同信贷期间内房价对银行贷款影响的检验结果如附表 9（1）（2）列所示。附表 9 的（1）列中房价 *HP* 系数为正但不显著，（2）列中房价 *HP* 回归系数在 1% 水平上显著为正，表明房价上涨带来的总效应应在信贷收紧期更强。此外，本文将各年度的信贷余额占 GDP 进行滤波分解，来划分信贷宽松期和收紧期，不同信贷期间的检验结果如（3）（4）列所示，结果仍然表面房价上涨带来的总效应仅在信贷收紧期显著。

2. 时间维度（抵押效应和挤出效应）

附表 10 时间维度差异性分析（抵押效应和挤出效应）

变量	<i>LoanAmt</i>			
	抵押效应		挤出效应	
	放松期 (1)	收紧期 (2)	放松期 (3)	收紧期 (4)
<i>HP</i>	0.3242* (1.6537)	0.7060** (2.3491)	0.3048 (1.4328)	1.5173** (2.0986)
<i>HP</i> × <i>HCollateralDum</i>	0.1547*** (6.3037)	0.1094*** (5.5031)		
<i>HCollateralDum</i>	0.0018 (0.0138)	0.0027 (0.0341)		
<i>HP</i> × <i>NonREDum</i>			-0.0409*** (-10.8279)	-0.8174 (-1.4155)
贷款类型固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
担保类型固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
企业×年份季度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	33369	68265	33369	68265
<i>R</i> ²	0.8657	0.8418	0.8653	0.8417

注：组间差异检验中，（1）（2）列的组间差异系数为 0.0453 且在 1% 的水平上显著；（3）（4）列的组间差异系数为 0.7765 且在 1% 的水平上显著。附表 10 的（1）（2）列显示不同信贷期间的抵押效应的检验结果，（1）（2）列交乘项 *HP* × *HCollateralDum* 均显著为正，且组间差异检验显示（2）列系数显著更大，说明抵押效应在信贷放松期和收紧期均成立，且在信贷放松期更加明显。（3）（4）列显示不同信贷期间的挤出效应的检验结果，仅（3）列信贷放松期交乘项 *HP* × *NonREDum* 显著为负，表明房企贷款对非房企贷款的挤出效应仅在信贷放松期存在，在收紧期不明显。其原因可能为：在信贷放松期，一方面，房企可直接从银行贷款，无需通过影子银行渠道融资，另一方面，非房企使用高质量抵押品进行融资的行为并不明显，因此，房价上升时银行资产负债表中向房企的贷款明显挤出了非房企贷款；而在信贷收紧期，一方面，房企需变相借助影子银行渠道融资，非房企承担向银行贷款的任务，最终资金流向房企，银行资产负债表上显示为向非房企贷款，另一方面，非房企更多参与房地产市场的相关投资以追求高额回报，故而在银行资产负债表中，挤出效应不显著。

参考文献

- [1] 王碧珺、谭语嫣、余淼杰和黄益平, 2015,《融资约束是否抑制了中国民营企业对外直接投资》,《世界经济》第 12 期,第 54~78 页。
- [2] 王永钦和薛笑阳, 2022,《法治建设与金融高质量发展——来自中国债券市场的证据》,《经济研究》第 10 期,第 173~190 页。
- [3] Campello, M., R. A. Connolly, G. Kankanhalli and E. Steiner, 2022. “Do Real Estate Values Boost Corporate Borrowing? Evidence from Contract - Level Data”, *Journal of Financial Economics*, 144(2), pp. 611~664.