

《个人破产制度与信贷资源供给》附录

附录 1 稳健性检验

（一）更换因变量度量方式

为减少因变量的测度误差，本文参考钱先航等（2011）等关于银行信贷供给的度量方式，以银行贷款余额除以存款余额的百分比数值（*Loan1*）作为因变量。实证结果如附表 1 列（1）所示，结果表明，在改变因变量度量方式后，结论仍然稳健。

（二）进一步区分个人债务集中清理试点

为落实最高人民法院的要求，浙江、江苏、山东等地开展了与个人破产制度功能相当的个人债务集中清理试点工作。在搜集各地推行个人破产试点工作具体情况时，我们发现有些地区直接表明正在进行“个人债务集中清理（类个人破产）试点工作”，有些地区并未清晰指明个人债务集中清理试点为“类个人破产”试点。尽管个人债务集中清理具备个人破产实质功能和相当程序，属于类个人破产制度（徐阳光和韩玥，2022；徐阳光，2024），但不同地区的命名差异可能暗含地区推动方式和推动力度的不同。为此，本文进一步剔除未明确表明个人债务集中清理为“类个人破产制度”或未明确指出以个人债务集中清理工作探索个人破产制度的地区的观测值。实证结果如附表 1 列（2）所示，结果显示结论仍然稳健。

（三）控制地区清算与破产审判庭设立的影响

为提升破产审判的质效，2014 年我国在部分法院尝试设立专门的破产案件审判庭（清算与破产审判庭），并于 2016 年要求在全国范围内设立清算与破产审判庭。清算与破产审判庭的设立对本文结论可能产生以下影响：一方面，清算与破产审判庭的设立大大提高了企业破产案件审判效率，而由于企业股东、高管等经营者为企业贷款提供个人连带责任担保情况普遍存在，当个人破产试点实施后，如果区域内有清算与破产审判庭，其可能会带来更多企业破产连带的个人破产案件，从而提高银行的风险感知，降低信贷投放意愿。另一方面，清算与破产审判庭配备了专业和具有破产案件处理经验的法官队伍，能够实现与破产管理人顺畅高效的沟通协作，并且构建了严谨、完善的破产流程体系，因而可以更加全面、准确地掌握破产申请人的财产状况，避免恶意逃废债情况的发生，有力保障各方当事人的合法权益以及维护市场交易秩序的稳定。从这一角度来看，清算与破产审判庭能够减少地区的机会主义行为，降低银行的风险感知，从而缓解个人破产制度对银行信贷投放的负面影响。为了进一步控制清算与破产审判庭的设立对个人破产制度实施的影响，我们剔除了所有设立清算与破产审判庭的地区的观测值。实证结果如附表 1 列（3）所示，结果表明结论仍然稳健。

（四）剔除直辖市及基层法院样本

推进个人破产试点工作的法院不仅有地级市的中级人民法院，还包括直辖市的中级人民法院以及地区的基层法院。和地级市中级人民法院相比，基层法院以及直辖市的中级人民法院管辖范围存在差异。为此，本部分剔除了基层人民法院推进个人破产试点的地区以及直辖市地区的观测值，以避免法院管辖范围的差异对本文结论造成的影响。实证结果如附表 1 列（4）所示，结果表明结论仍然稳健。

（五）控制地区公司破产的影响

由于地区公司的破产既可能牵连导致个人破产，又可能会影响当地银行对企业贷款的决策。为此，我们通过中国裁判文书网搜集了地区公司破产案件数量，设置变量 *Case*，为地区公司破产案件数量加 1 再取对数，并将其作为控制变量。实证结果如附表 1 列（5）所示，结果表明本文结论仍然稳健。

（六）排除上市银行的影响

由于上市银行在信息披露、监管要求等方面与非上市银行存在一定差异，并且上市银行

通常规模较大，可能会影响本文的研究结论。为此，本部分进一步剔除了上市银行的观测值。附表 1 列（6）的结果显示，本文结论依然稳健。

（七）调整不同层面聚类稳健标准误

本文在基准回归部分使用了城市层面的聚类稳健标准误，进一步地，本文调整了不同层面的聚类稳健标准误以检验结论的稳健性。具体地，分别调整为城市和时间层面、省份和时间层面的聚类稳健标准误。附表 1 列（7）-（8）的结果依然支持本文的结论。

（八）控制地区财政和经济发展的趋势性影响

银行的信贷供给可能存在随经济发展而上升的趋势。本文在基本回归部分已经控制了地区经济增长速度、地区经济发展水平、地区财政压力情况以及年份固定效应，在本部分，本文设置了时间趋势变量（*Trend*），并将城市层面 2014 年的财政压力和经济增长速度这两个变量分别乘以时间趋势变量的一次项、二次项和三次项，以控制地区财政和经济发展的趋势性影响。附表 1 列（9）的结果依然支持本文结论。

附表 1 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	<i>Loan1</i>	<i>Loan</i>	<i>Loan</i>	<i>Loan</i>	<i>Loan</i>	<i>Loan</i>	<i>Loan</i>	<i>Loan</i>	<i>Loan</i>
<i>Bankruptcy</i>	-2.2437** (-2.3879)	-0.0179*** (-2.6878)	-0.0232* (-1.9106)	-0.0213*** (-3.1831)	-0.0154** (-2.2976)	-0.0217*** (-2.9840)	-0.0184* (-2.2387)	-0.0184** (-2.8685)	-0.0169** (-2.3908)
<i>Case</i>					-0.0041** (-2.5168)				
<i>M1</i>									0.0017 (0.2806)
<i>M2</i>									-0.0003 (-0.2121)
<i>M3</i>									0.0000 (0.1724)
<i>N1</i>									-0.0000 (-0.9874)
<i>N2</i>									0.0000 (0.8073)
<i>N3</i>									-0.0000 (-0.8459)
<i>Contorls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Bank FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
adj. R ²	0.7313	0.8408	0.8557	0.8383	0.8331	0.8350	0.8316	0.8315	0.8316
N	1636	1557	780	1433	1636	1502	1636	1636	1636

注：列（2）样本量的减少是由于剔除了未明确表明个人债务集中清理为“类个人破产制度”的地区的观测值；列（3）样本量的减少是由于剔除了设立清算与破产审判庭的地区的观测值；列（4）样本量的减少是由于剔除了基层人民法院推进个人破产试点的地区以及直辖市地区的观测值；列（6）样本量的减少是由于剔除了上市银行观测值。

（九）多期 DID 的稳健性检验

近年来，许多学者发现在多期 DID 估计方法中，由于异质性处理效应的存在，可能导致双向固定效应估计量是有偏的（de Chaisemartin and D’Haultfoeuille, 2020），并由此衍生

出了一些更加稳健的估计方法。为此，参考 Cantoni and Pons（2021）、潘越等（2023）的研究，本文依次使用 Callaway and Sant’Anna（2021）、Sun and Abraham（2021）、Borusyak et al.（2024）以及陈强等（2025）提出的对于多期 DID 存在异质性处理效应情况下更加稳健的估计方法进行估计，主要结果呈现在附表 2 中。前三种方法的结果显示，估计系数均显著为负，说明本文结论具有一定的稳健性。空间安慰剂检验的结果显示，双边及左边 p 值分别为 0.0060 和 0.0060，故在 1%显著性水平上拒绝“处理效应为 0”的原假设。整体而言，本文的结论具有稳健性。

附表 2 多期 DID 的稳健性检验

估计方法	<i>Bankruptcy</i> 系数	标准差	Two-sided P-value	Left-sided P-value	Right-sided P-value
Callaway and Sant’Anna（2021）	-0.0165**	0.0075			
Sun and Abraham（2021）	-0.0205**	0.0090			
Borusyak et al.（2024）	-0.0326***	0.0074			
空间安慰剂检验	-0.0184***		0.0060	0.0060	0.9940

附录 2 经济后果研究

（一）对银行放贷策略的影响

第一，个人破产制度实施后，作为企业连带责任担保人的个人也可以破产，银行无法继续要求其承担担保责任，因而对银行而言，物的担保比人的担保更加有利。因此个人破产制度实施后，银行会增加担保品方面的要求，提高抵押贷款和质押贷款在总贷款中的比重，并降低保证贷款和信用贷款的发放。因此，我们构造了变量 *XYBZ*、*DYZY*，分别为保证贷款和信用贷款余额之和除以总贷款余额、抵押贷款和质押贷款余额之和除以总贷款余额。附表 3 列（1）-（2）结果显示，当地区推行个人破产试点工作后，银行会降低保证贷款和信用贷款的发放，提高抵押贷款和质押贷款的比重。

第二，个人破产制度增加了银行的风险感知，与短期贷款相比，出于规避风险的考虑，商业银行倾向于减小长期贷款规模（邓伟等，2021）。为此，本文设置变量 *Duanqi*、*Changqi*，分别为银行短期贷款余额除以总贷款余额、银行中长期贷款余额除以总贷款余额。附表 3 列（3）-（4）结果显示，当地区推行个人破产试点工作后，银行会增加短期贷款的比重，降低中长期贷款的发放。

附表 3 对银行放贷策略的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>XYBZ</i>	<i>DYZY</i>	<i>Duanqi</i>	<i>Changqi</i>
<i>Bankruptcy</i>	-0.0287* (-1.7841)	0.0420** (2.4541)	0.0529* (1.9192)	-0.0334** (-2.0951)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
Bank FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
adj. R ²	0.7602	0.7545	0.8508	0.8322
N	1296	1312	268	266

注：列（1）-（4）样本量的减少是由因变量数据缺漏所致。

（二）对银行服务实体经济的影响

本文发现地区推行个人破产试点工作会提高当地银行的风险感知，从而降低其信贷供给水平，本部分将进一步检验这一效应是否会影响中小微企业的融资情况。中小微企业不管是否为法人企业，其盈利能力和市场地位都相对不稳定，投资风险较高，因而其贷款往往需要连带担保（蔡嘉炜，2021；最高人民法院民二庭课题组等，2022）。本文预期，当个人破产制度实施后，这些企业将面临更大的融资约束。由于非法人企业以及小微法人企业的数据难以获得，本部分选择创业板企业作为研究对象，样本区间为 2015-2022 年，以检验地区推行个人破产试点工作对高风险企业融资情况的影响。

考虑到规模较小企业的风险水平更高，这类企业的企业家更有可能申请破产（Lin and White, 2001），本文将样本根据企业规模的平均数进行区分，并考察个人破产制度对不同规模企业融资情况的影响。参考何德旭等（2022）的研究，我们构造了企业债务融资规模的变量 *FirmLoan*，用企业长短期总负债除以期初总资产来度量，并将其作为因变量进行回归分析。附表 4 列（1）-（2）的结果说明，地区推行个人破产试点工作未显著影响较大规模企业的融资情况，但降低了小规模企业的债务融资规模。

附表 4 对银行服务实体经济的影响

变量	(1)	(2)
	大规模创业板企业	小规模创业板企业
<i>Bankruptcy</i>	0.0023 (0.2786)	-0.0197** (-2.3088)
Firm FE	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes
adj. R ²	0.8145	0.8033
N	1098	1337

注：①这部分样本为 2015-2022 年中国创业板上市公司，并剔除了金融行业以及被 ST 的公司；②上市公司数据来源于 CSMAR 数据库；③控制变量为：*Size* 企业规模、*Lev* 资产负债率、*ROA* 总资产收益率、*Cash* 现金比率、*SOE* 企业产权性质、*Turn* 存货周转率、*Growth* 营业收入增长率、*Fix* 固定资产占比、*Top* 股权集中度、*GDP_{it}* 地区 GDP 增长率、*Lnpergdp* 地区人均 GDP 的自然对数、*Deficit* 地方财政压力。

参考文献

[1] 蔡嘉炜，2021，《破产法视野下的企业经营者保证：经济解释与立法进路》，《中国政法大学学报》第 4 期，第 155~181 页。

[2] 陈强、齐霁和颜冠鹏，2025，《双重差分法的安慰剂检验：一个实践的指南》，《管理世界》第 2 期，第 181~220 页。

[3] 邓伟、宋敏和陈雄兵，2021，《借贷便利影响了商业银行贷款期限结构吗》，《财贸经济》第 9 期，第 83~96 页。

[4] 何德旭、曾敏和张硕楠，2022，《国有资本参股如何影响民营企业？——基于债务融资视角的研究》，《管理世界》第 11 期，第 189~207 页。

[5] 潘越、纪翔阁、宁博和陈怡萍，2023，《破产审判改革、财政减负与企业降税》，《世界经济》第 1 期，第 192~215 页。

[6] 钱先航、曹廷求和李维安，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，第 72~85 页。

[7] 徐阳光，2024，《中国破产法年度观察（2022-2023）》，《法律适用》第 4 期，第 159~176 页。

- [8] 徐阳光和韩玥, 2022, 《个人破产的三重控制机制: 基于个人债务集中清理实践的分析》, 《法律适用》第 6 期, 第 121~132 页。
- [9] 最高人民法院民二庭课题组、赵国滨、殷慧芬、胡祥英、郭月和王玉兰, 2022, 《企业破产程序中经营者保证责任的合并处理》, 《法律适用》第 2 期, 第 20~27 页。
- [10] Borusyak, K., X. Jaravel and J. Spiess, 2024, “Revisiting Event Study Designs: Robust and Efficient Estimation”, *Review of Economic Studies*, 91(6), pp.3253~3285.
- [11] Callaway, B. and P. H. C. Sant’Anna, 2021, “Difference-in-Differences with Multiple Time Periods”, *Journal of Econometrics*, 225(2), pp.200~230.
- [12] Cantoni, E. and V. Pons, 2021, “Strict ID Laws Don’t Stop Voters: Evidence from a US Nationwide Panel, 2008–2018”, *Quarterly Journal of Economics*, 136(4), pp.2615~2660.
- [13] de Chaisemartin, C. and X. D’Haultfoeuille, 2020, “Two-way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects”, *The American Economic Review*, 110(9), pp.2964~2996.
- [14] Lin, E. and M. White, 2001, “Bankruptcy and the Market for Mortgage and Home Improvement Loans”, *Journal of Urban Economics*, 50(1), pp.138~162.
- [15] Sun, L. and S. Abraham, 2021, “Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects”, *Journal of Econometrics*, 225(2), pp.175~199.