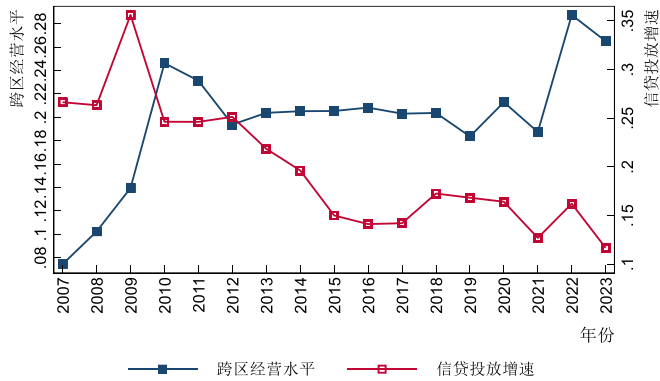


附录 1 对区域性银行跨区经营及其信贷投放状况的基本事实描述和现状分析

自 2006 年银行业异地准入管制放松政策实施以来，区域性银行网点的空间分布发生了一系列变化。就阶段性特征而言，以城商行为例，从 2007 年至 2010 年，平均异地网点数从 17 家上升至 20 家，与此同时，流动性囤积状况也得到改善，平均贷款投放增速从 24.586% 增加至 26.164%。就整体性趋势而言，如附图 1-1 所示，2007—2023 年区域性银行的平均跨区经营水平与平均信贷投放增速在整体上呈现出正相关特征。在 2007—2009 年监管当局鼓励中小银行异地扩张阶段，区域性银行平均信贷投放增速呈上升趋势。在 2011 年后政策当局限制中小银行跨区扩张阶段，区域性银行平均信贷投放增速呈下降趋势。信贷投放是商业银行释放流动性、降低流动性囤积的重要渠道，上述基本事实为跨区经营对区域性银行流动性囤积的改善作用提供了直观的现实依据。



附图 1-1 跨区经营水平与信贷投放增速的变化趋势

附表 1 主要变量名称及定义

变量名称	变量代码	变量定义
被解释变量		
银行流动性囤积	LH	流动性囤积总量/总资产
	LHA	资产端流动性囤积/总资产
	LHL	负债端流动性囤积/总资产
核心解释变量		
银行跨区经营强度	geodex	1 - 经空间距离因子加权的分支机构分布比例平方和
	geoex	1 - 银行在各城市分支机构分布比例的平方和
银行层面控制变量		
银行规模	lnta	总资产的自然对数值
盈利能力	roa	净利润 / 总资产
经营效率	c2i	成本收入比
资产质量	nplr	不良贷款率
业务结构	niri	1 - (净利息收入 - 非利息收入) / 营业收入
资本水平	car	资本净额 / 风险加权资产

附表 2 银行资产负债表科目流动性划分方式、变量代码及赋权

大类科目	变量代码	子类科目	变量代码	明细科目
流动资产	la2a	现金及贵金属	bcash2a	现金及存放中央银行款项、贵金属

(权重+1/2)		同业资产	<i>ba2a</i>	存放同业和其他金融机构款项、拆出资金、买入返售金融资产
		流动性证券投资	<i>seclq2a</i>	交易性金融资产、衍生金融资产
		流动性应收类	<i>reclq2a</i>	应收利息、应收股利、其他应收款项
非流动资产 (权重-1/2)	<i>nlaa</i>	贷款类	<i>loan2a</i>	发放贷款及垫款
		其他非标投资	<i>recivst2a</i>	应收款项类投资
		非流动性证券投资	<i>secnlq2a</i>	可供出售金融资产、持有至到期投资
		非主营类		投资性房地产、固定资产、固定资产清理、在建工程、无形资产、商誉、长期股权投资、长期待摊费用、递延所得税资产、其他资产
流动负债 (权重+1/2)	<i>ll2a</i>	存款类	<i>dp2a</i>	吸收存款
		同业负债	<i>bl2a</i>	同业存放、拆入资金、卖出回购金融资产
		流动性金融负债	<i>secll2a</i>	交易性金融负债、衍生金融负债
		短期借款类	<i>brwcs2a</i>	向中央银行借款、短期借款
		流动性应付类	<i>paylq2a</i>	应付利息、应交税费、应付股利、应付职工薪酬、其他应付款

附录 2 数据来源及处理步骤

本文以 2007—2023 年我国城商行与农商行作为研究对象。银行分支机构分布数据来自银保监会公布的金融许可证信息数据库,该数据库包括 1949 年至今 20 余万家分支机构的金融许可证信息,涵盖机构全称、详细地址、成立及发证日期等重要字段。按如下程序处理原始数据:(1)手工核查并剔除因换证、更名、同城动迁等原因而重复登记的分支机构。(2)根据分支机构全称,将之与所属总行进行匹配。(3)根据分支机构地址信息,利用高德地图 API 接口爬取每家机构对应的经纬度坐标。(4)运用正则表达式提取分支机构所在城市信息并进行校对勘误。(5)根据分支机构成立、撤销记录,统计每年每家银行在各地级市的分支机构分布情况。

银行财务数据整合自 CSMAR 银行研究数据库以及银行年报。按如下程序处理初始样本:(1)对资产总额、权益总额、净利润、存贷款总额等主要变量的缺漏值与异常值依据银行年报进行手工补齐与校对更正。(2)剔除财务数据连续不足两年的样本,以避免仅包含单一观测点的序列(Singleton)导致回归系数的显著性被高估。(3)依据总行名称,将银行分支机构分布信息与财务信息相匹配。经上述处理,最终得到 341 家区域性商业银行的非平衡面板数据,包括 119 家城商行和 222 家农商行,共计 2812 个年度观测值。

附表 3 描述性统计结果

变量	定义	均值	标准差	最小值	最大值
<i>LH</i>	流动性囤积总量/总资产	0.218	0.121	-0.136	0.647
<i>LHA</i>	资产端流动性囤积/总资产	-0.214	0.111	-0.453	0.171
<i>LHL</i>	负债端流动性囤积/总资产	0.432	0.041	0.179	0.500
<i>LHM</i>	流动性囤积总量潜在上限/总资产	0.252	0.122	-0.058	0.729
<i>geodex</i>	考虑空间距离的银行跨区经营强度	0.212	0.293	0.000	1.000
<i>geoex</i>	银行跨区经营强度	0.214	0.295	0.000	1.000
<i>nc</i>	银行进入城市个数	4.225	4.559	1.000	28.000
<i>num_nh</i>	异地分支机构占比	0.154	0.241	0.000	0.990
<i>lnta</i>	Ln 总资产	24.596	1.576	19.131	28.952
<i>roa</i>	总资产收益率(%)	0.937	0.527	-1.871	5.446
<i>c2i</i>	成本收入比	0.356	0.097	0.148	2.061
<i>nplr</i>	不良贷款率(%)	1.861	1.626	0.020	41.210
<i>niri</i>	业务多元化程度	0.337	0.267	0.000	0.999

<i>car</i>	资本充足率 (%)	14.179	3.092	0.200	48.910
<i>la2a</i>	流动性资产/总资产 (%)	28.037	12.414	5.611	69.341
<i>nlaa</i>	非流动性资产/总资产 (%)	70.924	13.089	31.034	99.644
<i>ll2a</i>	流动性负债/总资产 (%)	86.493	8.198	35.783	99.935
<i>bcash2a</i>	现金及贵金属/总资产 (%)	13.039	6.322	0.007	47.863
<i>ba2a</i>	同业资产/总资产 (%)	12.565	10.031	0.000	56.983
<i>seclq2a</i>	流动性证券投资/总资产 (%)	1.992	3.943	0.000	48.769
<i>reclq2a</i>	流动性应收类科目/总资产 (%)	0.441	0.534	0.000	15.060
<i>recivst2a</i>	应收款项类投资/总资产 (%)	5.297	8.462	0.000	57.398
<i>loan2a</i>	贷款/总资产 (%)	49.854	10.785	12.732	89.708
<i>secnlq2a</i>	非流动性证券投资/总资产 (%)	12.381	10.525	0.000	52.885
<i>brwcs2a</i>	短期借款类科目/总资产 (%)	1.647	1.999	0.000	24.061
<i>bl2a</i>	同业负债/总资产 (%)	8.487	8.530	0.000	52.469
<i>paylq2a</i>	流动性应付类科目/总资产 (%)	1.547	0.875	0.000	7.715
<i>dp2a</i>	存款/总资产 (%)	74.706	11.382	28.269	94.366
<i>sec_ll2a</i>	流动性金融负债/总资产 (%)	0.085	0.516	0.000	8.647
<i>llrnr</i>	1-勒纳指数	0.355	0.099	0.054	0.962
<i>bcl2d</i>	业务所在城市贷存比的加权平均值	1.734	0.688	0.000	4.107
<i>Lnpr</i>	Ln 发行理财产品只数	4.097	1.547	0.000	7.181
<i>Lnprng</i>	Ln 发行非保本理财产品只数	4.341	1.541	0.000	7.317
<i>EPU</i>	经济政策不确定性	1.413	0.120	0.916	1.657
<i>IBbk</i>	业务所在城市数字金融发展水平的加 权平均值	1.870	0.715	0.008	3.462
<i>bcgdpdf</i>	分支机构与总部所在城市相对有效金 融需求的加权平均值	1.130	0.637	0.000	6.921

附录 3 组间差异检验

为获取有关跨区经营与银行流动性囤积关系的直观认识，本文以核心解释变量的中位数为界将样本分为两组，对基准回归中的被解释变量和控制变量进行组间差异检验，结果报告于附表 3-1。就被解释变量而言，不论是银行的实际流动性囤积水平 (*LH*) 还是流动性囤积的潜在上限 (*LHM*)，高于中位数的样本所对应的均值均更低，且该差异在统计意义上显著，这为跨区经营有助于降低银行流动性囤积的理论预期提供了初步的经验证据支持，但该结果并未控制其他因素的影响，更为准确可靠的结果还有待基于回归模型展开进一步的检验与讨论。就控制变量而言，两个组别所对应的变量均值均存在显著差异，表明在回归中控制这些变量是合理且必要的。

变量	低于中位数组	高于中位数组	组间差异	<i>p</i> 值
<i>LH</i>	0.242	0.193	0.0488***	0.0000
<i>LHM</i>	0.275	0.228	0.0470***	0.0000
<i>lnta</i>	23.532	25.663	-2.1312***	0.0000
<i>roa</i>	1.033	0.841	0.1914***	0.0000
<i>c2i</i>	0.362	0.351	0.0116***	0.0015
<i>nplr</i>	2.193	1.526	0.6673***	0.0000
<i>niri</i>	0.326	0.350	-0.0235**	0.0195
<i>car</i>	15.010	13.337	1.6738***	0.0000

附录 4 内生性问题

1. 反向因果问题。

跨区经营与区域性银行流动性囤积之间可能存在反向因果机制。一方面，具有更强信贷

扩张动机的银行可能更倾向于跨区扩张，导致跨区经营对流动性囤积的负向影响被高估。另一方面，具有充足流动性头寸的银行通常更有能力进行跨区扩张，导致跨区经营对流动性囤积的负向影响被低估。为此，本文采用两种方法来控制反向因果偏误，第一，将基准回归中的核心解释变量与控制变量替换为各自变量的滞后项。在各解释变量滞后1~2期的回归中，*geoex*和*geodex*系数均显著，将被解释变量替换为流动性囤积潜在上限 *LHM* 后结果依然成立，这表明跨区经营对区域性银行流动性囤积的负向影响具有长期效果，其由反向因果导致的可能性较为有限。第二，在基准方程中引入被解释变量的滞后项，以控制上期区域性银行流动性囤积行为对当期跨区经营水平的影响（田国强和李双建，2020），基准结果并未改变。

附表 4-1 处理反向因果问题：使用解释变量滞后项回归

变量	(1)	(2)
	<i>LH</i>	<i>LH</i>
	(n = 1)	(n = 2)
<i>L(n).geoex</i>	-0.057 ^{***}	-0.040 ^{***}
	(0.014)	(0.012)
<i>L(n).geodex</i>	-0.038 ^{***}	-0.027 ^{***}
	(0.012)	(0.009)
变量	<i>LHM</i>	<i>LHM</i>
	(n = 1)	(n = 2)
<i>L(n).geoex</i>	-0.042 ^{***}	-0.028 ^{**}
	(0.016)	(0.014)
<i>L(n).geodex</i>	-0.029 ^{**}	-0.020 ^{**}
	(0.013)	(0.009)
<i>L(n).控制变量</i>	是	是
个体效应	是	是
年份效应	是	是
N	2564	2382

注：将 *geoex* 和 *geodex* 的滞后项分别纳入回归，不论是滞后一期还是两期，其估计系数均显著为负，且这一特征在将被解释变量替换为流动性囤积潜在上限的回归中依然成立，由此佐证了基准结果的稳健性。

附表 4-2 处理反向因果问题：引入被解释变量滞后项

变量	FD-GMM		SYS-GMM	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>LH</i>	<i>LHM</i>	<i>LH</i>	<i>LHM</i>
<i>L.LH</i>	0.505 ^{***}		0.658 ^{***}	
	(0.048)		(0.038)	
<i>L.LHM</i>		0.406 ^{***}		0.618 ^{***}
		(0.051)		(0.042)
<i>geoex</i>	-0.057 ^{***}		-0.016 ^{***}	
	(0.019)		(0.005)	
<i>geodex</i>		-0.030 [*]		-0.011 [*]
		(0.016)		(0.006)
<i>lnta</i>	-0.005	-0.018 ^{**}	-0.012 ^{***}	-0.011 ^{***}
	(0.009)	(0.009)	(0.004)	(0.004)
<i>roa</i>	-0.034 ^{***}	-0.031 ^{***}	-0.039 ^{***}	-0.019 [*]
	(0.010)	(0.011)	(0.010)	(0.010)
<i>c2i</i>	-0.085	-0.123	-0.144 ^{***}	-0.061
	(0.071)	(0.088)	(0.055)	(0.059)
<i>nplr</i>	-0.008 ^{**}	-0.005 [*]	-0.007 ^{**}	-0.001
	(0.004)	(0.003)	(0.003)	(0.003)
<i>niri</i>	-0.013	0.012	-0.029 ^{***}	-0.025 [*]
	(0.017)	(0.019)	(0.011)	(0.015)
<i>car</i>	-0.000	0.001	-0.000	-0.000
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
个体效应	是	是	是	是

年份效应	是	是	是	是
Sargan	272.969	272.757	286.003	272.673
Sargan p	0.264	0.176	0.406	0.360
AR(1)	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
AR(2)	0.914	0.505	0.699	0.706
N	2426	2426	2426	2426

注：GMM 估计过程均采用“两步法”（two-step），且均采用 Windmeijer 纠偏估计量计算标准误。Sargan 检验值显示所有回归模型均未能在 10% 的显著性水平上拒绝“工具变量有效”这一原假设，表明工具变量选取合理；AR（1）和 AR（2）检验分别拒绝和接受了“扰动项不存在序列相关”的原假设，表明扰动项不存在二阶序列相关。各列中，核心解释变量估计系数均显著为负，表明在回归模型中引入被解释变量的滞后项并不会改变基准结果。

2.工具变量检验。

本文基于引力模型构造工具变量进行检验，以期进一步缓解内生性偏误（Chu等，2020）。由引力模型的基本原理可知，与银行总部所在城市的空间距离更短且相对市场规模更大的目标城市对于银行具有更强的吸引力，据此建立方程（6），基于城市间空间距离与相对人口规模这两个前定变量（predetermined regressor）估算银行对各城市的进入倾向。

$$share_{ict} = \beta_0 + \beta_1 \ln dist_{hc} + \beta_2 (\ln dist_{hc})^2 + \beta_3 \ln(pop_{ct} / pop_{ht}) + a_h + b_t + u_{ict} \quad (6)$$

其中， $share_{ict}$ 为 t 期银行 i 在城市 c 的网点分布比例，即银行 i 对城市 c 的进入倾向； $dist_{hc}$ 为银行总部所在城市 h 与城市 c 的中心距离； pop_{ct} / pop_{ht} 为 t 期城市 c 与银行总部所在城市 h 的人口规模之比。 a_h 为总部城市固定效应， b_t 为时间固定效应。因分支机构分布比例取值介于 0~1 之间且存在大量 0 值，故采用 fractional logit 方法估计上述模型，以获得银行在各城市网点分布比例的预测值；基于该预测值并结合式（3）~（5）可计算出银行跨区经营水平的预测值。

基于式（6）计算得到的跨区经营水平预测值仅保留了与地理区位因素以及城市人口规模这一宏观前定因素相关的成分，而剔除了与区域性银行流动性囤积水平及其他微观特征相关的成分，故具有较强的外生性。以区域性银行跨区经营水平预测值作为工具变量的二阶段最小二乘（2SLS）回归结果显示，各关键变量系数方向与基准回归一致且均显著，表明采用工具变量法缓解内生性问题后本文结论依然成立。

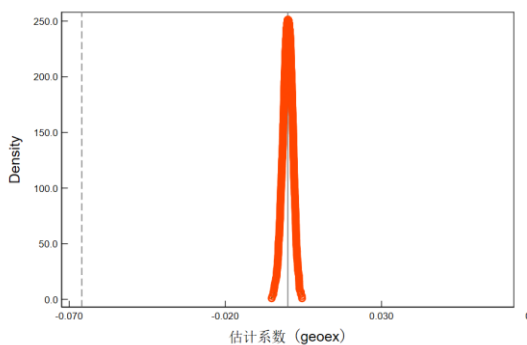
附表 4-3 工具变量检验

变量	(1) LH	(2) LHM
<i>geoex</i>	-0.090*** (0.033)	
<i>geodex</i>		-0.106*** (0.035)
<i>lnta</i>	0.004 (0.021)	-0.005 (0.024)
<i>roa</i>	-0.010 (0.007)	-0.008 (0.008)
<i>c2i</i>	0.007 (0.037)	0.028 (0.042)
<i>nplr</i>	-0.002 (0.001)	0.001 (0.001)
<i>niri</i>	-0.008 (0.010)	0.007 (0.012)
<i>car</i>	0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)
个体效应	是	是

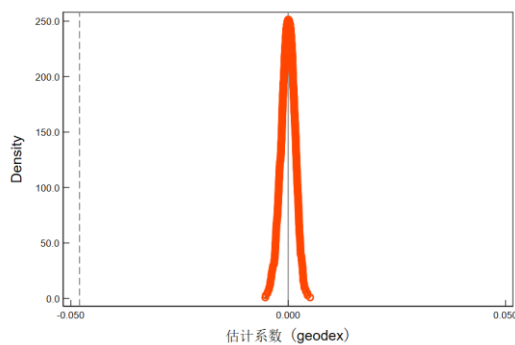
年份效应	是	是
弱工具变量检验	34.262***	31.943***
识别不足检验	28.763***	28.241***
R ²	0.438	0.330
N	2812	2812

注：识别不足检验报告 Kleibergen-Paap rk LM 统计量，弱工具变量检验报告 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量。iid 假设不成立时，Anderson LM 统计量与 Cragg-Donald 统计量不再有效，故报告 KP 统计量。识别不足与弱工具变量检验统计量均拒绝原假设，表明工具变量有效。

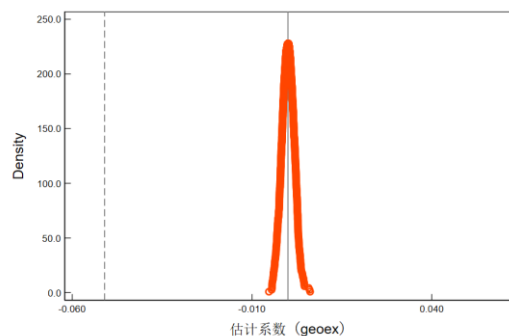
3.安慰剂检验。



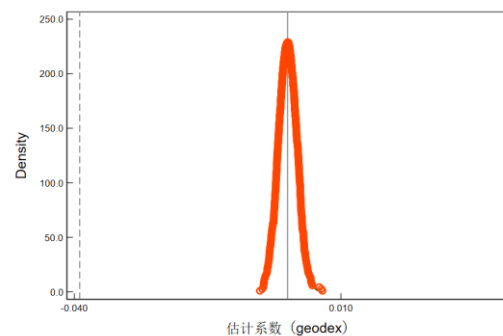
附图 4-1 估计系数: geoex (被解释变量: LH)



附图 4-2 估计系数: geodex (被解释变量: LH)



附图 4-3 估计系数: geoex (被解释变量: LHM)



附图 4-4 估计系数: geodex (被解释变量: LHM)

附录 5 其他稳健性检验

1.考虑管制政策推进的不同阶段

在本文所覆盖的样本期（2007—2023 年）内，对银行跨区经营的管制以两大政策信号为界区分为三个阶段。第一个政策信号为 2009 年银监会颁布的《关于中小商业银行分支机构市场准入政策的调整意见（试行）》，该项政策对符合条件的股份行和城商行取消在相关地域设立分支机构的数量管制，标志着监管当局对中小银行跨区经营的态度从试探性推动转变为积极推进。第二个政策信号为 2011 年副总理王岐山、银监会主席刘明康、银监会主席助理阎庆民等在重大全国性会议上对城商行盲目跨区扩张提出的一系列反对性意见，标志着政策当局对城商行跨区扩张的态度从积极推进转变为限制发展。

为此，本文将样本区分为 2007—2009 年、2010—2011 年、2012—2023 年三个窗口期分别进行回归，以考察在管制政策推进的不同阶段，跨区经营对区域性银行流动性囤积的影响

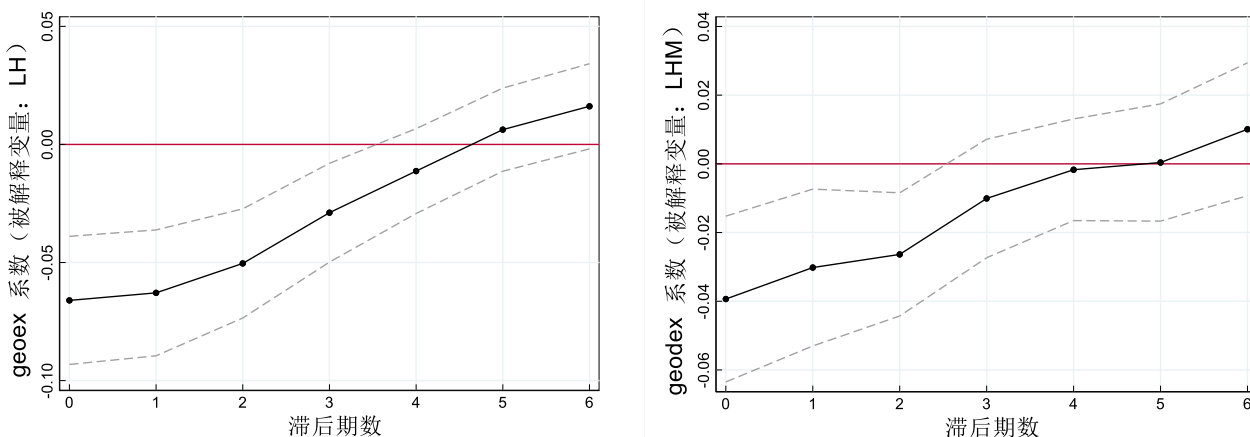
是否稳健。回归结果如附表 5-1 所示。其中，列（3）~（6）显示，在第二和第三个窗口期，跨区经营对银行流动性囤积的影响均显著为负，表明基准回归结果具有一定的稳健性。然而，在列（1）中，*geoex* 系数为负但不显著，列（2）中 *geoex* 系数显著为正，表明基准结果在第一个窗口期未能保持稳健。这可能是由于 2007—2009 年中小银行异地准入政策初步放开，区域性银行跨区扩张整体尚处在初始阶段，因此跨区经营对银行流动性囤积的抑制作用整体上尚未显现，故系数不显著。而由于在跨区扩张的初始阶段，银行侧重于大规模增加固定资产等非流动资产，故将该类科目还原至流动资产端而得到的流动性囤积潜在上限（*LHM*）所受影响呈现为正向。

附表 5-1 考虑管制政策推进的不同阶段

变量	(1) <i>LH</i>	(2) <i>LHM</i>	(3) <i>LH</i>	(4) <i>LHM</i>	(5) <i>LH</i>	(6) <i>LHM</i>
<i>geoex</i>	-0.034 (0.072)	0.160*** (0.056)	-0.117*** (0.043)	-0.087** (0.038)	-0.083*** (0.019)	-0.061** (0.024)
<i>lnta</i>	0.221** (0.086)	0.033 (0.091)	0.178*** (0.061)	0.176*** (0.042)	-0.021 (0.018)	-0.051*** (0.019)
<i>roa</i>	0.046* (0.025)	-0.020 (0.023)	-0.037 (0.032)	-0.013 (0.029)	-0.012* (0.007)	-0.010 (0.007)
<i>c2i</i>	0.199** (0.085)	0.310*** (0.084)	-0.167 (0.196)	0.184* (0.102)	-0.025 (0.039)	-0.030 (0.042)
<i>nplr</i>	0.011 (0.009)	0.002 (0.006)	-0.013 (0.011)	-0.006 (0.008)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)
<i>niri</i>	-0.176*** (0.051)	0.047 (0.050)	0.088* (0.045)	0.116** (0.047)	0.003 (0.010)	0.014 (0.012)
<i>car</i>	0.002 (0.002)	0.001 (0.002)	0.003 (0.003)	0.002 (0.002)	0.001 (0.001)	0.001 (0.002)
个体效应	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是
时间窗口	2007—2009		2010-2011		2012-2023	
R ²	0.702	0.568	0.851	0.898	0.712	0.649
N	80	80	142	142	2499	2499

2. 考虑潜在门槛效应

跨区经营对区域性银行流动性囤积的影响可能存在门槛效应，在时序和截面维度，影响效应可能在跨区扩张行为发生一定时间后或跨区经营水平达到一定强度后才显现。为此，本文分别从时序和截面维度对影响的潜在门槛效应进行检验。在时序维度，本文将核心解释变量的滞后期数逐步增加，以考察跨区经营对银行流动性囤积的影响是否在一定时间后才能逐步显现并增强。附图 5-1 列示了更多滞后期的核心解释变量系数估计结果，横轴为滞后期数，实线为估计系数，两条虚线之间为置信区间。附图 5-1 的结果表明，跨区经营对区域性银行流动性囤积的负向影响在当期即达到最强，而非在一定时间后才显现，且各期影响效应随时间推移而递减。



附图 5-1 核心解释变量的更多滞后期

在截面维度，本文首先利用全样本数据，通过在模型中加入高次项来检验跨区经营水平与流动性囤积之间是否存在非线性关系，而后利用平衡面板子样本数据进行门槛效应检验^①，以识别跨区经营对银行流动性囤积的影响是否在达到一定强度后才能显现。附表 5-2 报告了加入核心解释变量高次项的回归结果，列（1）中，*geoex* 的一次项和二次项系数均显著为负，且基于该系数计算出的倒 U 型曲线拐点为-1.767，小于核心解释变量取值范围的左边界^②，表明线性模型即能够较好地拟合跨区经营对银行流动性囤积的影响，且二者之间并不存在显著的非线性关系。列（2）~（4）中，仅 *geoex* 的一次项系数显著为负，进一步支持了前述结论。附表 5-3 报告了门槛效应检验结果。在被解释变量为 *LH* 的模型中，各门槛值对应的 F 值均不显著，表明不存在显著的门槛效应。在被解释变量为 *LHM* 的模型中，仅单门槛模型对应的 F 值在 5% 的水平上显著，表明该模型存在单一门槛，基于该门槛值的分区制系数估计结果显示（见附表 5-4），在各区制中，*geoex* 系数均为负，且在 *geoex* 低于门槛值的区制，其系数的绝对值更大，表明跨区经营对银行流动性囤积整体上具有显著的负向影响，且并非在跨区经营水平达到一定强度之后才能显现。

附表 5-2 加入高次项的回归结果

变量	(1) <i>LH</i>	(2) <i>LHM</i>	(3) <i>LH</i>	(4) <i>LHM</i>
<i>geoex</i>	-0.053*** (0.014)	-0.041** (0.016)	-0.052*** (0.014)	-0.039** (0.016)
<i>geoex</i> ²	-0.015* (0.009)	-0.012 (0.010)	-0.003 (0.018)	0.009 (0.019)
<i>geoex</i> ³			-0.009 (0.011)	-0.015 (0.012)
<i>lnta</i>	-0.005 (0.016)	-0.031* (0.017)	-0.004 (0.016)	-0.028* (0.017)
<i>roa</i>	-0.011 (0.007)	-0.010 (0.007)	-0.010 (0.007)	-0.009 (0.007)
<i>c2i</i>	-0.008 (0.035)	0.000 (0.039)	-0.008 (0.035)	-0.000 (0.038)
<i>nplr</i>	-0.002 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.000 (0.001)

① 目前公开可用的 STATA 面板门槛回归命令（*xthreg*、*xthres*）均要求数据结构为平衡面板。

② 回归中所使用的经标准化处理的 *geoex* 取值范围为 [-0.710, 1.974]。

<i>niri</i>	-0.008 (0.010)	0.009 (0.012)	-0.008 (0.010)	0.008 (0.012)
<i>car</i>	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
个体效应	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是
R ²	0.690	0.640	0.690	0.641
N	2812	2812	2812	2812

附表 5-3 门槛效应的存在性检验

被解释变量	模型	门槛值	F值	P值
<i>LH</i>	单门槛	-0.669	19.740	0.176
	双门槛	-0.694	15.940	0.222
	三门槛	1.708	10.800	0.490
<i>LHM</i>	单门槛	-0.629**	34.670**	0.034
	双门槛	1.199	17.630	0.214
	三门槛	1.743	7.810	0.710

附表 5-4 门槛回归结果

变量	<i>LHM</i>
<i>geoex</i> (<i>geoex</i> ≤ -0.6294)	-0.211*** (0.039)
<i>geoex</i> (<i>geoex</i> > -0.6294)	-0.055** (0.023)
<i>lnta</i>	-0.054** (0.023)
<i>roa</i>	-0.027** (0.012)
<i>c2i</i>	-0.059 (0.067)
<i>nplr</i>	-0.004 (0.004)
<i>niri</i>	-0.013 (0.016)
<i>car</i>	0.003 (0.002)
个体效应	是
时间效应	是
R ²	0.356
N	560

3.排除极端值影响

附表 5-5 排除极端值影响：缩尾处理

变量	(1) <i>LH_w</i>	(2) <i>LH_w</i>	(3) <i>LHM_w</i>	(4) <i>LHM_w</i>
<i>geoex_w</i>	-0.064*** (0.014)		-0.049*** (0.015)	
<i>geodex_w</i>		-0.047*** (0.012)		-0.038*** (0.012)
<i>lnta</i>	-0.010 (0.016)	-0.019 (0.016)	-0.035** (0.017)	-0.041** (0.016)
<i>roa_w</i>	-0.015* (0.008)	-0.015* (0.008)	-0.014 (0.008)	-0.014 (0.009)
<i>c2i_w</i>	-0.036 (0.042)	-0.047 (0.043)	-0.026 (0.045)	-0.033 (0.045)
<i>nplr_w</i>	-0.004 (0.003)	-0.005* (0.003)	-0.002 (0.003)	-0.002 (0.003)
<i>niri_w</i>	-0.007 (0.010)	-0.007 (0.010)	0.009 (0.012)	0.009 (0.012)

<i>car_w</i>	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
个体效应	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是
R ²	0.689	0.686	0.640	0.639
N	2812	2812	2812	2812

注：对全部未经对数化处理的连续型变量按如下规则进行缩尾处理后重新回归：若变量核密度分布图及偏度统计量显示其右厚尾，则对该变量在右侧进行1%缩尾；若其左厚尾，则对该变量在左侧进行1%缩尾；若其双侧厚尾，则对该变量进行双侧1%缩尾。缩尾处理后的回归结果显示，核心解释变量估计系数均显著为负，表明基准结果稳健性良好。

附表 5-6 排除极端值影响：分位数回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>LH</i> ($\tau = 0.1$)	<i>LH</i> ($\tau = 0.5$)	<i>LH</i> ($\tau = 0.9$)	<i>LHM</i> ($\tau = 0.1$)	<i>LHM</i> ($\tau = 0.5$)	<i>LHM</i> ($\tau = 0.9$)
<i>geoex</i>	-0.069*** (0.016)	-0.051*** (0.015)	-0.093** (0.038)			
<i>geodex</i>				-0.033*** (0.011)	-0.029* (0.015)	-0.070*** (0.027)
<i>lnta</i>	-0.036 (0.025)	-0.030* (0.017)	0.062 (0.039)	-0.060** (0.024)	-0.061*** (0.017)	0.022 (0.039)
<i>roa</i>	-0.014 (0.012)	0.007 (0.010)	-0.042** (0.021)	-0.003 (0.010)	0.001 (0.011)	-0.063*** (0.020)
<i>c2i</i>	-0.019 (0.042)	0.001 (0.038)	0.056 (0.145)	0.002 (0.039)	-0.017 (0.045)	0.009 (0.139)
<i>nplr</i>	-0.005* (0.003)	-0.001 (0.002)	-0.005 (0.004)	-0.002 (0.002)	-0.000 (0.002)	-0.005 (0.004)
<i>niri</i>	-0.003 (0.019)	-0.013 (0.016)	-0.017 (0.025)	0.018 (0.018)	-0.000 (0.017)	0.014 (0.028)
<i>car</i>	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.003 (0.003)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.003 (0.003)
个体效应	是	是	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是	是	是
R ²	0.231	0.358	0.097	0.210	0.296	0.093
N	2812	2812	2812	2812	2812	2812

注：以 *LH* 和 *LHM* 的 10%、50%、90% 分位数分别对 *geoex* 和 *geodex* 进行回归，核心解释变量系数均显著且符号方向与基准结果保持一致，表明稳健性良好。

4. 更换核心变量度量方式

前述回归中，本文分别以考虑了空间距离因素的跨区经营强度与银行流动性囤积的潜在上限作为核心解释变量与被解释变量的替代性度量指标进行回归，结果均显示稳健性良好。在此基础上，进一步更换核心解释变量的度量方式，采用文献中较为常见的银行进入城市个数与异地分支机构数量占比来刻画银行从事跨区经营的强度并重新进行回归。结果显示，无论采用何种核心解释变量与被解释变量的替代性度量指标，跨区经营强度的系数均显著为负，表明稳健性良好。

附表 5-7 更换核心变量度量方式

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>LH</i>	<i>LH</i>	<i>LHM</i>	<i>LHM</i>
<i>nc</i>	-0.012*** (0.002)	-0.006** (0.003)		
<i>num_nh</i>			-0.196***	-0.141***

			(0.049)	(0.051)
<i>lnta</i>	-0.009	-0.040**	-0.013	-0.038**
	(0.015)	(0.016)	(0.016)	(0.017)
<i>roa</i>	-0.011	-0.011	-0.011	-0.010
	(0.007)	(0.008)	(0.007)	(0.007)
<i>c2i</i>	-0.030	-0.018	0.000	0.005
	(0.034)	(0.038)	(0.039)	(0.041)
<i>nplr</i>	-0.002	-0.001	-0.002*	-0.001
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
<i>niri</i>	-0.007	0.010	-0.005	0.011
	(0.010)	(0.012)	(0.010)	(0.012)
<i>car</i>	0.001	0.001	0.001	0.001
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
个体效应	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是
R ²	0.689	0.636	0.686	0.637
N	2812	2812	2812	2812

注：*nc* 表示银行进入城市个数，*num_nh* 表示异地分支机构数量占比。

附录 6 辅助性检验变量构造方法

1. 市场资金紧张程度 (*bcl2d*): 参考胡诗阳等 (2019), 以各城市贷款总量与存款总量之比表征该城市的资金紧张程度, 以银行在各城市的网点分布比例为权重计算银行业务所在城市资金紧张程度的加权平均值, 以此反映银行所面临的市场资金紧张或充裕程度。

2. 银行发行理财规模 (*Lnpn*、*Lpnng*): 参考郭晔等 (2017), 以银行当期理财产品发行量的自然对数 (*Lnpn*) 及非保本理财产品发行量的自然对数 (*Lpnng*) 衡量银行发行理财规模。理财产品数据来自中国理财网, 根据发行机构全称, 将之与所属银行进行匹配, 最终汇总得到 203 家银行共 1003 个样本点的理财产品发行规模数据。

附录 7 进一步研究与发现部分的相关说明及回归结果

附表 7-1 经济政策不确定性的不同水平

变量	(1) <i>LH</i>	(2) <i>LH</i>	(3) <i>loan2a</i>	(4) <i>ba2a</i>	(5) <i>bl2a</i>
<i>geodex</i>	-0.042*** (0.011)	-0.050*** (0.012)	4.975*** (1.121)	-2.921*** (0.943)	-3.723*** (0.874)
<i>EPU</i>	0.152*** (0.013)				
<i>EPU</i> × <i>geodex</i>	0.079*** (0.018)	0.073*** (0.020)	-1.918* (1.078)	4.866*** (1.333)	2.949** (1.194)
<i>lnta</i>	-0.049*** (0.006)	-0.014 (0.015)	-15.212*** (1.350)	2.639** (1.279)	6.771*** (1.297)
<i>roa</i>	0.030*** (0.009)	-0.012 (0.007)	2.656*** (0.737)	-1.327** (0.652)	-2.275*** (0.654)
<i>c2i</i>	0.009 (0.041)	-0.006 (0.037)	-1.596 (2.764)	-1.593 (2.466)	1.564 (3.002)
<i>nplr</i>	-0.006** (0.003)	-0.002* (0.001)	0.467** (0.190)	0.011 (0.101)	-0.285** (0.136)
<i>niri</i>	-0.029** (0.012)	-0.007 (0.010)	-3.003*** (0.849)	-1.805** (0.811)	1.688** (0.747)
<i>car</i>	-0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.324*** (0.082)	0.150* (0.078)	-0.013 (0.077)
个体效应	是	是	是	是	是

年份效应	否	是	是	是	是
R ²	0.551	0.689	0.747	0.684	0.678
N	2812	2812	2812	2812	2812

注：选取 Huang 和 Luk（2020）基于覆盖中国不同区域的十份主流报刊构造的中国经济政策不确定性指数作为 *EPU* 的测度指标。由于该指数为月度数据，对之取算术平均值得到年度数据。十份主流报刊为：《北京青年报》《广州日报》《解放日报》《人民日报·海外版》《上海晨报》《南方都市报》《北京新闻》《文汇报》《羊城晚报》《今日晚报》。对信贷资产与同业业务进行回归的结果报告于列（3）~（5）。

附表 7-2 利率市场化的不同水平

变量	(1) <i>LH</i>	(2) <i>LH</i>	(3) <i>loan2a</i>	(4) <i>ba2a</i>	(5) <i>bl2a</i>
<i>geodex</i>	-0.002 (0.011)	-0.016 (0.012)	2.796** (1.238)	-0.925 (0.897)	-2.033*** (0.767)
<i>dmkt2013</i>	-0.023*** (0.008)				
<i>dmkt2015</i>	-0.124*** (0.012)				
<i>dmkt2013</i> × <i>geodex</i>	-0.023*** (0.009)	-0.016** (0.008)	0.056 (0.683)	-1.066 (0.723)	1.295* (0.746)
<i>dmkt2015</i> × <i>geodex</i>	-0.058*** (0.010)	-0.049*** (0.009)	3.258*** (0.904)	-2.858*** (0.735)	-2.496*** (0.708)
<i>lnta</i>	0.012 (0.009)	0.001 (0.015)	-16.434*** (1.351)	3.456*** (1.331)	7.877*** (1.241)
<i>roa</i>	0.006 (0.007)	-0.009 (0.007)	2.436*** (0.690)	-1.143* (0.645)	-2.022*** (0.632)
<i>c2i</i>	-0.002 (0.032)	-0.009 (0.030)	-1.803 (2.813)	-1.866 (2.586)	1.815 (3.488)
<i>nplr</i>	-0.003* (0.002)	-0.002 (0.001)	0.410** (0.167)	0.061 (0.096)	-0.239** (0.114)
<i>niri</i>	-0.016 (0.012)	-0.009 (0.010)	-2.869*** (0.828)	-1.891** (0.802)	1.616** (0.728)
<i>car</i>	-0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.324*** (0.078)	0.150* (0.077)	-0.006 (0.076)
个体效应	是	是	是	是	是
年份效应	否	是	是	是	是
R ²	0.598	0.700	0.758	0.688	0.695
N	2812	2812	2812	2812	2812

注：以 2013 年和 2015 年存款利率和贷款利率浮动限制取消这两个重要时间节点为界设置虚拟变量刻画利率市场化的推进水平，2013 年以前，*dmkt2013*、*dmkt2015* 取值为 0，2013—2015 年（不含）*dmkt2013* 取值为 1、*dmkt2015* 取值为 0，2015 年及以后 *dmkt2015* 取值为 1、*dmkt2013* 取值为 0；其中 2013 年以前为参照组。对信贷投放与同业业务进行回归的结果报告于列（3）~（5）。

附表 7-3 业务所在城市数字金融发展水平的影响

变量	(1) <i>LH</i>	(2) <i>loan2a</i>	(3) <i>ba2a</i>	(4) <i>bl2a</i>
<i>geodex</i>	-0.058*** (0.012)	4.727*** (0.994)	-3.465*** (0.927)	-3.754*** (0.778)
<i>IBbk</i>	0.004 (0.043)	1.755 (4.011)	1.955 (3.180)	1.331 (2.726)
<i>IBbk</i> × <i>geodex</i>	-0.028*** (0.005)	2.475*** (0.562)	-1.752*** (0.398)	-2.570*** (0.429)
<i>lnta</i>	0.003 (0.016)	-18.874*** (1.423)	4.231*** (1.458)	8.326*** (1.337)
<i>roa</i>	-0.016** (0.007)	2.568*** (0.828)	-1.328* (0.645)	-2.345*** (0.632)

	(0.007)	(0.687)	(0.708)	(0.662)
<i>c2i</i>	-0.004	-0.145	-1.506	0.580
	(0.031)	(2.674)	(2.662)	(4.184)
<i>nplr</i>	-0.004**	0.526***	0.030	-0.278***
	(0.002)	(0.179)	(0.156)	(0.098)
<i>niri</i>	-0.025**	-2.070**	-2.732***	1.785**
	(0.011)	(0.875)	(0.896)	(0.829)
<i>car</i>	0.000	-0.279***	0.118	-0.043
	(0.001)	(0.075)	(0.079)	(0.078)
个体效应	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是
R ²	0.739	0.785	0.694	0.722
N	2472	2472	2472	2472

注：覆盖广度指数由三个部分构成，分别为：每万人拥有支付宝账号数量、支付宝绑卡用户比例、平均每个支付宝账号绑定银行卡数；与使用深度指数及数字化程度指数相比，覆盖广度指数不直接受银行资产负债配置行为的影响，故具有相对更强的外生性（邱晗等，2018）。对于2010年及以前的指数，以增长率的移动平均补漏值为基础进行外推补漏，以尽可能减少样本损失。对信贷投放与同业业务进行回归的结果报告于列（2）~（4）。

附表 7-4 目标地区有效金融需求水平的影响

变量	(1) <i>LH</i>	(2) <i>loan2a</i>	(3) <i>ba2a</i>	(4) <i>bl2a</i>
<i>geodex</i>	-0.052***	5.257***	-3.096***	-4.242***
	(0.011)	(0.964)	(0.886)	(0.838)
<i>bcdpdf</i>	0.022	-1.546	1.952	8.210***
	(0.018)	(2.493)	(1.830)	(2.844)
<i>bcdpdf</i> × <i>geodex</i>	-0.039**	3.609***	-3.073**	-5.552***
	(0.016)	(1.275)	(1.257)	(1.740)
<i>lnta</i>	-0.011	-15.644***	2.843**	6.793***
	(0.015)	(1.370)	(1.297)	(1.292)
<i>roa</i>	-0.010	2.510***	-1.178*	-2.200***
	(0.007)	(0.701)	(0.637)	(0.638)
<i>c2i</i>	0.006	-3.320	-0.704	1.561
	(0.034)	(2.736)	(2.527)	(2.819)
<i>nplr</i>	-0.002	0.430**	0.040	-0.270**
	(0.001)	(0.177)	(0.097)	(0.128)
<i>niri</i>	-0.007	-2.912***	-1.830**	1.646**
	(0.009)	(0.834)	(0.801)	(0.725)
<i>car</i>	0.001	-0.293***	0.131*	-0.025
	(0.001)	(0.080)	(0.077)	(0.075)
个体效应	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是
R ²	0.692	0.755	0.687	0.686
N	2812	2812	2812	2812

注：对信贷投放与同业业务进行回归的结果报告于列（2）~（4）。

我们进一步对“分支机构所在城市有效金融需求的相对充裕度”指标进行了细化，并以此作为稳健性检验。具体而言，考虑到特定区域的潜在金融需求与该区域经济主体的财富水平和经济主体的数量规模正相关，我们构造了三个子指标来刻画分支机构所在城市有效金融需求的相对充裕度。一是分支机构所在城市与总部城市人均GDP之比，二是分支机构所在城市与总部城市人口规模之比，三是分支机构所在城市与总部城市注册工商企业数量之比，均以银行在各城市的分支机构分布比例为权重计算其加权平均值。对各子指标进行极差标准化后取算术平均，得到反映“分支机构所在城市有效金融需求相对充裕度”的综合指标

(*bcdf*)。使用该指标的滞后一期值纳入交互项以缓解潜在的反向因果问题。回归结果如附表 4 附表 7-5 所示。可以看出，交互项系数方向与附表 7-4 中的回归结果保持一致，表明研究结论具有一定的可靠性。

附表 4 目标地区有效金融需求水平的影响：改变测度方式

变量	(1) <i>LH</i>	(2) <i>loan2a</i>	(3) <i>ba2a</i>	(4) <i>bl2a</i>
<i>geodex</i>	-0.056*** (0.012)	5.698*** (1.001)	-3.523*** (1.010)	-4.471*** (0.893)
<i>L.bcdf</i>	-0.473 (0.500)	74.160** (36.394)	-8.465 (38.676)	67.248* (34.955)
<i>geodex</i> × <i>L.bcdf</i>	-0.748* (0.415)	94.983*** (21.399)	-60.845** (30.664)	-79.600*** (24.544)
<i>lnta</i>	-0.007 (0.016)	-14.918*** (1.382)	2.786* (1.505)	6.875*** (1.378)
<i>roa</i>	-0.014* (0.007)	2.373*** (0.704)	-1.499** (0.659)	-2.426*** (0.690)
<i>c2i</i>	-0.026 (0.038)	-2.260 (3.638)	-1.978 (3.549)	4.407 (3.172)
<i>nplr</i>	-0.002* (0.001)	0.419** (0.186)	-0.033 (0.103)	-0.239* (0.141)
<i>niri</i>	0.001 (0.010)	-2.806*** (0.846)	-1.464* (0.827)	2.053*** (0.756)
<i>car</i>	0.000 (0.001)	-0.240*** (0.090)	0.138 (0.096)	0.057 (0.095)
个体效应	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是
R ²	0.710	0.769	0.694	0.689
N	2635	2635	2635	2635

参考文献

- [1] 郭晔, 赵静. 存款竞争、影子银行与银行系统风险——基于中国上市银行微观数据的实证研究[J]. 金融研究, 2017(06): 81 - 94.
- [2] 胡诗阳, 祝继高, 陆正飞. 商业银行吸收存款能力、发行理财及其经济后果研究[J]. 金融研究, 2019(6): 94 - 112.
- [3] 邱晗, 黄益平, 纪洋. 金融科技对传统银行行为的影响——基于互联网理财的视角[J]. 金融研究, 2018(11): 17 - 29.
- [4] Huang Y, Luk P. Measuring Economic Policy Uncertainty in China[J]. China Economic Review, 2020, 59: 101367.