

重点产业政策如何影响产业间联合创新?

——基于企业专利合作的证据

李建成 陈强远 张莉 宋小宁

目 录

附录 I 数据处理结果的比较分析	1
附录 II 描述性统计	2
附录 III 稳健性检验	3
参考文献	10

附录 | 数据处理结果的比较分析

在数据匹配结果上，1998 到 2015 年间，本文匹配获得总发明专利量 1 725 619 项，略少于寇总来和刘学悦（2020）匹配的各类总发明专利 2 138 713 项。但本文并未能统计 2008 年之后新成立企业及其专利数目，根据国家工商企业注册登记数据库统计，2008~2015 年间全国新成立企业 34 682 635 家，并按照寇总来和刘学悦（2020）统计的发明专利持有工业企业占总体工业企业 6.6% 推算，这一样本差异在合理范围内。其中合作发明专利 150 341 项，占比 8.7%。进一步讨论合作专利的企业数量分布，其中，合作专利的所有权企业中以 2 位合作企业为主，占 90.13%，3 位及 3 位以上合作企业的共占 9.87%。进一步与日本的合作专利数据作一个简单的跨国比较：根据 Inoue et al. (2019) 的研究，日本在 1986-2005 年间的专利数据库中，总共 1 967 361 项的专利中属企业所有专利 1 189 262 项，占总体 60.4%。日本企业所属专利中，有 56 074 项专利由不同企业合作完成，占其 4.7%。合作专利的总量和比例都要略小于中国的数据。但考虑日本统计年份的影响，这一数据上差异在合理范围之内。

附录 II 描述性统计

在 2000-2015 年间的总体专利合作样本中，全国约 10% 的企业配对组形成有效合作、生产出至少一个专利，全国平均每对企业合作约 0.4 个专利。各企业配对组中，约 3% 为双重点产业合作组（重点产业-重点产业合作组），约 22% 为单重点产业合作组（重点产业-非重点产业合作组）。

表 II-1 描述性统计

		观测数	平均值	方差
因变量 (2000-2015)				
	是否合作	710 496	0.0961	0.2948
	合作专利数	710 496	0.4211	8.9844
自变量 (2000-2015)				
	<i>Both</i>	710 496	0.0310	0.1734
	<i>One</i>	710 496	0.2185	0.4132
控制变量	合作企业所在城市控制变量 (2000-2015 年)			
	人均 GDP 加和, 对数化	707 250	11.4215	0.6739
	人口加和, 对数化	707 420	7.3445	0.4913
	政府教育支出经费加和, 对数化	701 932	14.2934	1.3821
	外商直接投资加和, 对数化	704 258	13.0649	1.3180
	固定资产投资加和, 对数化	704 112	8.1971	1.0403
	城市 <i>i</i> 偏远度	710 496	1.8864	2.4787
	城市 <i>j</i> 偏远度	710 496	8.2030	13.8931
	城市 <i>i</i> 是否有机场	708 928	0.8890	0.3141
	城市 <i>j</i> 是否有机场	708 928	0.8890	0.3141

注：借鉴程玲等（2021），城市 *i* 在 *t* 年的偏远度 = $\sum_{k, k \neq i} \frac{\ln Geodist_{ik}}{GDP_{kt}}$ 。其中， $\ln Geodist_{ik}$ 为城市 *i*、*k* 之间的地理距离（取对数）， GDP_{kt} 为城市 *k* 在 *t* 年的 GDP（单位：亿元）。

附录 III 稳健性检验

III.1 基于不同配对组层面聚类标准误的显著性检验

由于解释变量具有区域-产业双重属性，因此仅将标准误在双边城市配对组层面进行聚类稳健可能不够。对此，本文尝试了另外4种不同的聚类层面，分别是在企业配对组、省份配对组，城市×产业配对组、省份×产业配对组4个层面，估计结果如表III 1所示，发现系数显著未发生明显改变，结论稳健。

表 III 1 不同层面聚类稳健标准误

	城市配对组	省份配对组	城市-产业配对组	省份-产业配对组
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Both_{ijt}$	0.0599*** (0.0151)	0.0599*** (0.0121)	0.0599*** (0.0122)	0.0599*** (0.0125)
One_{ijt}	0.0108** (0.0052)	0.0108* (0.0065)	0.0108*** (0.0040)	0.0108** (0.0045)
Adj. R^2	0.2296	0.2296	0.2296	0.2296
观测值	660 362	660 362	660 362	660 362

注：Y=合作的专利数，控制变量与固定效应控制同式(1)，如无特殊说明，下同。

III.2 子样本检验

考虑不同地区样本与年份样本对估计结果可靠的影响，本文对样本进行筛选检验。

由于直辖市的特殊经济地位，将直辖市的企业专利合作样本剔除后重新估计。在剔除直辖市企业间及其与其它城市企业间的合作样本后，样本量由696 742缩减到333 038，表明中国在2000~2015年50%的合作发生在与直辖市的企业间。估计结果见表III 2第(1)、(5)列，剔除后，回归结果依然与基准结果一致。

表 III 2 子样本检验

	Y=是否合作				Y=合作的专利数			
	剔除直 辖市	剔除金融 危机	剔除关 联企业	剔除贸 易自由 化	剔除直 辖市	剔除金融 危机	剔除关联 企业	剔除贸易 自由化
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$Both_{ijt}$	0.0389*** (0.0053)	0.0326*** (0.0045)	0.0264*** (0.0044)	0.0485*** (0.0077)	0.0608*** (0.0091)	0.0557*** (0.0081)	0.0550*** (0.0090)	0.0649*** (0.0126)
One_{ijt}	0.0044*** (0.0021)	0.0014*** (0.0019)	0.0102*** (0.0014)	0.0136*** (0.0031)	0.0043	0.0045	0.0121*** (0.0036)	0.0185*** (0.0051)
Adj. R^2	0.0631	0.0888	0.0628	0.0631	0.1829	0.2317	0.0661	0.2514
观测值	333 038	576 948	683 027	539 062	333 038	576 948	683 027	539 062

考虑到金融危机对企业运营的短期冲击，造成企业创新行为的下行风险，本文将金融危机年份（2008、2009年）剔除后予以回归（表 III 2 第（2）、（6）列），估计结果依然稳健。

剔除关联企业样本。由于专利合作可能存在大量的母子公司及其关联方，而这些企业之间的专利合作本较为频繁，从而可能导致低估重点产业政策的影响，应当予以剔除。根据专利申请企业信息，将其与 CSMAR 数据库中的上市企业关联方和母子企业样本进行匹配后删除。由于二次经济普查时点是 2008 年，2008 年之后的新成立和退出的、2008 年之前退出的企业样本并没有归纳进来，因此，只需要剔除 2000~2008 年间形成关联关系的企业样本即可，经查共有 904 对合作企业样本属关联企业样本，占总合作样本 4%。删除后回归结果见表 III 2 第（3）、（7）列，估计结果依然显著。

剔除贸易自由化的影响。2001 年后，贸易自由化的冲击对我国可贸易和不可贸易部门产生重要影响。一方面，国内企业面临更严酷的外部竞争、且国外生产技术更加可接近；另一方面，政府推行的政策改革也降低了国内地区间贸易成本和劳动力流动成本，从而对企业劳动力的生产率与创新都存在影响。因此，拟剔除 2000 和 2001 年两年样本，撇清贸易自由化前后冲击造成的联合创新结果差异化。剔除后估计结果见表 III 2 第（4）、（8）列，结果仍然显著，表明贸易自由化之前的创新资源的积累和合作行为、以及贸易自由化带来的提升并未产业政策的影响存在干扰。

III.3 控制多维固定效应与企业特征属性的再估计

考虑行业层面的差异化，本文通过控制行业间配对组固定效应以及各行业的时间趋势来检验剔除行业的差异性特征后产业政策结果的稳健性。首先，控制合作企业双方的行业配对组固定效应，剔除配对行业组内不随时间变化、配对组间存在差异的因素，如配对行业是否依赖彼此进行技术合作、或构成上下游生产网络的长期特征，结果见表 III 3 第（1）列，控制后结果仍然稳健。其次，控制各企业所属行业的时间趋势，剔除各行业的差异化发展趋势，结果见表 III 3 第（2）列，结果仍然稳健。第二，在企业层面，控制企业 i 和企业 j 分别与年份的交互固定效应和年份固定效应，控制随企业个体和时间同时变化的企业时变特征、控制不随时间变化企业和地区潜在特征，结果见表 III 3 第（3）列，结果仍然稳健。

表 III 3 多维固定效应与企业特征属性的再估计

	样本窗口：2000~2015		样本窗口：2008~2015		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Panel A: Y= 是否合作					
<i>Both</i> _{<i>ijt</i>}	0.0380*** (0.004)	0.0199*** (0.0064)	0.0296*** (0.0106)	0.1859*** (0.0338)	0.1498*** (0.0330)
<i>One</i> _{<i>ijt</i>}	0.0074*** (0.0018)	0.0046* (0.0026)	/	0.1340*** (0.0180)	0.1137*** (0.0179)
Adj. <i>R</i> ²	0.0756	0.0922	0.3201	0.0529	0.0711
Panel B: Y= 合作的专利数					
<i>Both</i> _{<i>ijt</i>}	0.0599***	0.0186*	0.0517***	0.2370***	0.1902***

	(0.0078)	(0.0109)	(0.0277)	(0.0534)	(0.0487)
One_{ijt}	0.0108*** (0.0032)	0.0043 (0.0043)	/	0.1921*** (0.0335)	0.1637*** (0.0329)
Adj. R^2	0.2275	0.2479	0.2876	0.2446	0.3036
企业初始变量配对加和				是	
城市配对组控制变量	是	是	是	是	是
企业初始变量时间趋势				是	
企业 i, j FE				是	
企业 $i, j \times$ 年份 FE			是		
行业 $i, j \times$ 年份 FE		是	是		
企业配对组 FE	是	是			是
行业配对组 FE	是	是	是	是	是
城市配对组 FE				是	
观测值	660 362	660 248	377 130	333 206	122 894

进一步将窗口期限定在 2008~2015 年，考察企业在 2008 年属性特征的影响，分别采用不同的企业属性控制方式进行稳健性检验：第一，将 2008 年合作企业双边特征进行加和后，控制城市配对组、单个企业、时间以及行业配对组固定效应，此时企业双边特征不会被吸收，估计结果见表 III 3 第（4）列；第二，将 2008 年企业双边特征乘以时间趋势项，控制不同 2008 年初始企业特征的差异化时间发展趋势带来的影响，同时和企业配对组、行业、时间固定效应一同控制，估计结果见附表 III 3 第（5）列。所有系数仍然均显著。

III.4 剔除明星企业的合作效应

本小节考虑在联合创新网络中存在具有合作势力的节点，即合作中的明星企业。产业政策促进每对合作企业组内合作绩效的优化效果是否仅存在于和明星企业建立的合作关系中，还是和非明星企业的合作关系中仍然存在。据此，本文通过网络分析方法计算获得每个企业在整个样本所有年份的合作中心度（合作伙伴的数量），依据中心度指标排序是否在前 10% 判断该企业是否为联合创新网络中的明星企业。另外，依据联合创新网络性质分为本地联合创新网、外地联合创新网、产业内联合创新网、产业间联合创新网以及全局网络（本地联合创新网络为本地企业之间的合作网络，外地联合创新网络为本地企业和外地企业之间的合作网络，全局网络为考虑所有合作关系的总体网络），依次计算出本地网络合作明星企业、外地网络合作明星企业、产业内网络合作明星企业、产业间网络合作明星企业和全局网络合作明星企业。在模型（2）的基础上依次剔除明星企业进行回归，各局部网络的稳健估计结果见表 III 4，其中第（1）~（4）列剔除了局部网络中合作企业双方仅有一方为明星企业的样本，（5）~（8）列剔除了局部网络合作企业双方均为明星企业的样本，（1）、（5）列剔除本地网中心度前 10% 的企业，（2）、（6）列剔除外地网中心度前 10% 的企业，（3）、（7）列剔除产业内联合创新网中心度前 10% 的企业，（4）、（8）列剔除产业间联合创新网中心度前 10% 的企业。

表 III 4 剔除各局部网络中“明星”企业网络效应的产业政策作用稳健估计

明星企业界定：各局部网网络中心度前 10%								
	剔除仅一方为明星企业样本				剔除双方均为明星企业样本			
	本地网	外地网	产业内	产业间	本地网	外地网	产业内	产业间
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Panel A: Y=是否合作								
$Both_{ijt}$	0.0408*** (0.0045)	0.0409*** (0.0045)	0.0380*** (0.0044)	0.0380*** (0.0044)	0.0407*** (0.0045)	0.0397*** (0.0045)	0.0369*** (0.0045)	0.0369*** (0.0045)
One_{ijt}	0.0069*** (0.0018)	0.0070*** (0.0018)	0.0076*** (0.0018)	0.0075*** (0.0018)	0.0071*** (0.0020)	0.0042*** (0.0019)	0.0059*** (0.0019)	0.0077** (0.0019)
Adj. R^2	0.0788	0.0779	0.0768	0.0778	0.0825	0.0760	0.0754	0.0803
Panel B: Y= 合作的专利数								
$Both_{ijt}$	0.0643*** (0.0151)	0.0645*** (0.0152)	0.0601*** (0.0078)	0.0601*** (0.0078)	0.0626*** (0.0154)	0.0620*** (0.0156)	0.0570*** (0.0078)	0.0565*** (0.0078)
One_{ijt}	0.0102* (0.0053)	0.0104* (0.0053)	0.0111*** (0.0032)	0.0110*** (0.0032)	0.0090** (0.0043)	0.0060 (0.0048)	0.0077** (0.0031)	0.0097** (0.0033)
Adj. R^2	0.2307	0.2295	0.2286	0.2297	0.2482	0.2217	0.2218	0.2461
观测值	654 560	654 270	657 670	658 012	523 374	519 602	520 896	524 810

全局网络的稳健估计结果见表 III 5，第(1)、(2)列剔除了全局网络中合作企业双方仅有对方为明星企业的样本，(3)、(4)列剔除了合作企业双方均为明星企业的样本。结果显示无论是本地联合创新网络、外地联合创新网络、产业内或产业间的联合创新网络还是全局网，剔除一方或双方为明星企业样本时，估计结果仍然正向显著，系数之间未有明显波动，表明产业政策促进联合创新对非“明星”企业间合作绩效的稳健性。

表 III 5 剔除全局网络中“明星”企业网络效应的产业政策作用稳健估计

明星企业界定：全局网网络中心度前 10%				
	剔除仅一方为明星企业样本		剔除双方均为明星企业样本	
	Y=是否合作	Y= 合作的专利数	Y=是否合作	Y= 合作的专利数
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Both_{ijt}$	0.0408*** (0.0045)	0.0642*** (0.0152)	0.0398*** (0.0045)	0.0619*** (0.0158)
One_{ijt}	0.0069*** (0.0018)	0.0102* (0.0053)	0.0058*** (0.0020)	0.0087* (0.0045)
Adj. R^2	0.0789	0.2303	0.0816	0.2477
观测值	654 562	654 562	521 668	521 668

III.5 开发区主导产业的干扰

开发区政策对企业融资约束能力、创新和生产率有显著效果，开发区政策也会导致重点产业政策发挥的作用效果呈现差异，同时开发区的主导产业与地方重点产业规划可能也存在重叠，从而影响估计结果。对此，本文根据《中国开发区审核公告目录（2018）》中报告的相关信息，整理得到开发区数据，从两方面控制了开发区政策的影响：首先，为表征多大程度上受开发区的影响，使用历年各城市的所有开发区的面积总和这一指标。在回归中，采取两种控制方式：第一，分别控制合作企业所在城市的产业园区总面积（取对数，估计结果见表 III 6 列（1））；第二，控制合作企业所在城市产业园区的面积相加后的总和（取对数，估计结果见表 III 6 列（2））。根据结果，工业园区面积的大小并未影响产业政策的显著性。

其次，根据开发区的主导产业名称，将其与国民经济行业代码（二位码）配对，再将其与企业样本匹配，从而得到各城市各企业所在行业是否属于开发区主导产业。当企业所属产业同为开发区主导产业时，设置主导产业变量为 1，否则为 0，由此可将企业合作样本所受的重点产业政策与开发区主导产业的影响区分。控制开发区主导产业变量后，估计结果见表表 III 6 第（3）、（4）列，结果显示无论是否单独控制合作企业的主导产业特征、还是合作企业同时、或一方属开发区主导产业，都不影响结果。

表 III 6 区域导向性政策的影响

	控制开发区用地面积		控制开发区主导产业政策	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Y=是否合作				
Both _{ijt}	0.0375*** (0.0044)	0.0375*** (0.0044)	0.0388*** (0.0044)	0.3887*** (0.0045)
One _{ijt}	0.0072*** (0.0018)	0.0074*** (0.0018)	0.0076*** (0.0018)	0.0076*** (0.0018)
Adj.R ²	0.0782	0.0782	0.0782	0.0782
Y= 合作的专利数				
Both _{ijt}	0.0595*** (0.0078)	0.0594*** (0.0077)	0.0611** (0.0078)	0.0612*** (0.0078)
One _{ijt}	0.0105*** (0.0032)	0.0107*** (0.0032)	0.0110** (0.0032)	0.0110*** (0.0032)
Adj.R ²	0.2296	0.0627	0.2296	0.2296
开发区面积	是			
开发区总面积		是		
开发区主导产业			是	
同时/或仅一方属开发区主导产业				是
观测值	660 362	660 362	660 362	660 362

III.6 模型设定有效性的进一步讨论

(1) 异质性处理效应及其平行趋势

Chaisemartin and D'Haultfoeuille (2020) 提出政策处理效应中的异质性问题，由于存在负权重问题，而不同处理单元的异质性处理效应导致估计过程中放大了负向权重的影响，从而产生估计偏误，需要对不同时间段的处理单元赋予不同权重，而一旦处理效应非同质，不同处理效应的加权平均式就会发生变化。对此，采用 Chaisemartin and D'Haultfoeuille (2020) 提出的可替代的稳健估计量(Did_M)重新估计。分两步进行：第一，将干预变量限定于 $Both_{ijt}$ 时，对照样本条件满足 $Both_{ijt} = 0$ 且 $One_{ijt} = 0$ ；将干预变量限定于 One_{ijt} 时，对照样本条件满足 $Both_{ijt} = 0$ 且 $One_{ijt} = 0$ 。第二，分别构造对合作专利数的 Did_M 估计量，结果见表 III 7，第(1)、(2)列为 $Both_{ijt}$ 的分解系数及标准误，第(4)、(5)列为 One_{ijt} 的分解系数及标准误，转换项为在第 t 期中对应政策处理状态发生变化的样本量。根据安慰剂效应、动态效应分解，发现平均处理效应大小均通过显著性检验，纠正后 Did_M 结果稍大 OLS 结果，符合预期。另外，无论 $Both_{ijt}$ 还是 One_{ijt} ，产业政策发挥作用的事前均不存在显著的上升或下降趋势。

表 III 7 异质性处理效应条件下的估计结果

变量	$Both_{ijt}$			One_{ijt}		
	系数 (1)	标准误 (2)	转换项 (3)	系数 (4)	标准误 (5)	转换项 (6)
政策处理第 0 期	0.0030	0.0033	1 914	0.0006	0.0029	13 610
政策处理第 1 期	0.0183	0.0046	1 910	0.0049	0.0010	13 558
政策处理第 2 期	0.0148	0.0073	1 904	0.0061	0.0024	13 508
政策处理第 3 期	0.0125	0.0044	1 758	0.0067	0.0024	12 576
政策处理第 4 期	0.0672	0.0059	1 758	0.0114	0.0020	12 570
政策处理第 5 期	0.0250	0.0082	1 728	0.0169	0.0033	11 822
安慰剂第 1 期	-0.0137	0.0093	352	0.0158	0.0057	3 504
安慰剂第 2 期	-0.0021	0.0096	350	-0.0017	0.0041	3 454
安慰剂第 3 期	-0.0052	0.0090	350	-0.0081	0.0021	3 446
安慰剂第 4 期	0.0081	0.0066	350	-0.0003	0.0020	3 416
安慰剂第 5 期	-0.0085	0.0046	336	-0.0011	0.0015	3 058

(2) 政策选择随机性检验

地方重点产业政策主要由地方政府制定，对行业发展属外生冲击，但在制定过程中也会考虑到地方的资源禀赋与市场条件、以及产业未来的发展前景，因此被选为重点产业的行业本身就可能发展较好或者被众多行业所依赖。对此，本文在产业内进行回归，可以撇除重点政策对目标产业选择的干扰。从而，在相同产业内，仅使用地方是否将该产业设立重点与否的差异，此时如果仍然存在差异，则证明重点产业政策即便是产业内也真实有效。估计结果

显示符合预期，同一产业内，当合作企业所在地区都将该产业设为重点产业时，合作概率提升 5.08%，专利产出量增加 8.39%，而当合作企业所在地区仅其一方将该产业设为重点产业时，合作概率提升 6.31%，专利产出量增加 12.32%。

在安慰剂检验方面，对各个省份的二位数行业随机抽取其中 5%作为政策实施目标，以构成不同地区不同行业的假想重点产业，设重点产业政策执行时间为 2011 年之后，构建随机的 Both 和 One 变量代替原变量，重复随机抽样和估计 500 次后取均值。如果重点产业政策具有真实性和有效性，那么安慰剂检验的假想变量估计系数均值应不显著，否则原模型的前提假设条件便不能满足。经检验，重复抽样 500 次后，假想 Both 的 500 次抽样 t 值均值为 1.5483，假想 One 的 500 次抽样 t 值均值为 0.0825，均远小于显著性要求。

(3) 内生性问题的工具变量处理

借鉴 Guren et al. (2021) 的研究构造工具变量。首先，以中央重点产业政策为构造工具变量的变量基础，中央重点产业政策是中央下达，具有外生于干预性，对全国不同地区的实施条件是统一的，不存在内生差异。因此，工具变量构造第一步模型具体构建如下：

$$LI_{pit} = c + \varphi_p + \eta_i + T_t + \sum_{p \in P, i \in I} \gamma_{pi} I_{pi} \cdot OI_{it} + \varepsilon_{pit}, \quad (\text{III1})$$

其中， LI_{pit} 为地区 p 的产业 i 在 t 年是否被地方政府设为重点产业，是为 1，否则为 0。 OI_{it} 为产业 i 在 t 年是否被中央政府设为重点产业，是为 1，否则为 0。设置了 I_{pi} 为地区 p 和产业 i 的指示变量。 φ_p 为地区固定效应， η_i 为产业固定效应， T_t 为年份固定效应， ε_{pit} 为误差项。参数 γ_{pi} 则刻画了地区 p 的产业 i 是否为重点产业与中央重点产业政策的相关性。

其次， $\gamma_{pi} I_{pi} \cdot OI_{it}$ 尚不足以剔除外生性，因为中央产业政策也可能对区域产业的联合创新产生影响，因此需要在模型中将区域产业的联合创新予以控制，进一步构建如下模型：

$$LI_{pit} = c + \varphi_p + \eta_i + T_t + \sum_{p \in P, i \in I} \gamma'_{pi} I_{pi} \cdot OI_{it} + \alpha CooP_{pit} + X\beta + \varepsilon_{pit}, \quad (\text{III2})$$

其中， $CooP_{pit}$ 为地区 p 产业 i 在年份 t 的合作专利总量， X 为包含地区经济发展和产业特征在内的诸多控制变量。此时， $\gamma'_{pi} I_{pi} \cdot OI_{it}$ 为符合条件的产业政策工具变量。两阶段估计结果见表 III 8，第 (1)、(2) 列是因变量是否合作、合作专利数的工具变量二阶段回归结果，第 (3)、(4) 列是工具变量一阶段回归结果。根据工具变量一阶段结果，通过恰好识别与弱识别检验。根据第二阶段结果显示，合作企业同受地方重点产业政策扶持时，合作概率平均提升 17.16%、合作发明专利总产出提升 20.06%，系数相比于 OLS 回归结果略大。

表 III 8 工具变量估计结果

第二阶段		第一阶段	
Y=是否合作	Y=合作的专利数	Y=Both _{ijt}	Y=One _{ijt}
(1)	(2)	(3)	(4)
Both _{ijt}	0.1716***	0.2006*	

	(0.0723)	(0.1201)		
One_{ijt}	0.2816*** (0.0281)	0.3415*** (0.0367)		
IV_Both _{ijt}			0.0951*** (0.0080)	-0.0126** (0.0030)
IV_One _{ijt}			0.0085*** (0.0010)	0.0847*** (0.0030)
恰好识别				211.513
弱势别				104.293
Adj.R ²			0.8550	0.8495
观测值	660 362	660 362	660 362	660 362

参考文献

- [1] Chaisemartin, C. De, and X. D'Haultfœuille, "Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects", *American Economic Review*, 2020, 110(9), 2964-2996.
- [2] Guren, A., A. McKay, E. Nakamura, and J. Steinsson, "Housing Wealth Effects: The Long View", *Review of Economic Studies*, 2021, 88 (2), 669–707.
- [3] Inoue, H., K. Nakajima, and Y. U. Saito, "Localization of Collaborations in Knowledge Creation", *Annals of Regional Science*, 2019, 62(1), 119-140.
- [4] 程玲、李建成、刘晴,“异地商会与跨区域贸易”,《世界经济》,2021年第10期,第30—56页。

注: 该附录是期刊所发表论文的组成部分, 同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容, 请务必在研究成果上注明附录下载出处。