

生产网络中的创新溢出效应

——基于国家级高新区的准自然实验研究

陈胜蓝 刘晓玲*

摘要 以国家级高新区设立为准自然实验情境, 本文使用公司-客户配对样本进行双重差分检验, 结果表明当第一大客户所在地批准设立国家级高新区后, 公司销售收入增长率提高约 61.35%。这种溢出效应主要通过知识溢出和需求扩张两种作用机制从客户传递给供应商。进一步研究发现, 对于转换成本更大的客户、创新吸收能力更强的供应商以及供应商-客户地理相对临近时, 国家级高新区的创新溢出效应更强。本文研究表明生产网络中的上下游关系会放大政策效应。

关键词 国家级高新区, 创新溢出, 生产网络

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2021.05.16

一、引言

长期以来, 技术创新不仅被认为是公司存续和发展的重要因素, 也是一个国家经济增长的关键驱动力 (Solow, 1957)。然而, 创新过程漫长且不可预测, 具有较高的风险 (Holmstrom, 1989)。因此, 激励创新的政府政策实施效果受到实务界和学术界的广泛关注。¹ 在多数国家, 设立高新区是发展高新技术产业、提升科技实力的一项重大制度安排。中国高新技术产业开发区是国家发展高新技术产业的重要基地, 是聚集创新资源、发展先进生产力的有效载体, 承担着技术创新和产品创新的重任。高新区的设立催生了大量研究, 主要考察其对当地经济和创新水平的影响。² 然而, 高新区的设立可能通过空间溢出对其他地区产生深远影响。本文关注其中一种新颖且独特的溢出

* 陈胜蓝, 浙江工业大学经济学院; 刘晓玲, 厦门大学管理学院。通信作者及地址: 刘晓玲, 福建省厦门市思明区思明南路 422 号厦门大学管理学院, 361005; 电话: 13080200672; E-mail: liuxiaoling0672@126.com。本文为浙江省社科规划课题成果 (21WZQH08Z)。感谢匿名审稿人对本文富有建设性的意见。文责自负。

¹ 如政府补助、风险资本以及研发税收减免项目等。Howell (2017) 使用断点研究设计, 考察美国能源部小企业创新研究项目 (SBIR) 对企业专利产出和业绩水平的影响。

² 使用国家级高新区错列发生形成的准自然实验情境, 已有研究考察了高新区建立对当地经济发展 (刘瑞明和赵仁杰, 2015) 和创新创业 (Tian and Xu, 2018) 等的影响。

渠道：生产网络中的供应商-客户关系。

公司和行业之间的交互会导致经济冲击的传染和放大 (Acemoglu *et al.*, 2012)。最近研究表明供应商-客户关系是金融市场中冲击和信息传递的重要渠道之一。比如, 供应商(客户)公司的异质性冲击 (Barrot and Sauvagnat, 2016) 和破产风险 (Li and Tang, 2016) 等会对客户(供应商)的决策和产出产生重要影响。通过这一渠道, 公司可以利用客户的创新思想和技术以较低的成本提高生产效率和创新水平 (Li *et al.*, 2018), 进而促进经营业绩的改善。因此, 本文利用国家级高新区对当地微观经济主体创新活动的外生冲击, 考察客户公司的创新水平如何通过生产网络中的供应商-客户关系传递并逐渐溢出到其他区域。

内生性问题是建立生产网络中创新溢出效应因果关系的一项困难和挑战。一种可能是供应商公司的业绩水平影响了客户公司的创新活动 (Cohen and Frazzini, 2008), 即反向因果问题。另一种可能是供应商公司的业绩水平和客户公司的创新活动是被同时决定的, 如经济周期或行业竞争等, 即缺失变量问题。为了有效克服这些困难和挑战, 本文利用国家级高新区批准设立在时间和空间上错列发生的特征, 使用双重差分方法估计国家级高新区批准设立带来的创新在生产网络中的溢出效应。其优势在于: 第一, 国家级高新区在不同城市批准设立时间的差异能够有效减少其他不可观测因素或者其他替代性解释对研究结论带来的干扰, 有助于把国家级高新区产生的效应从其他效应中分离出来。第二, 本文研究情境的一个显著特征是客户公司所在地国家级高新区的批准设立对于供应商公司的行为决策更加外生, 有利于缓解内生性问题带来的干扰。

本文利用中国资本市场 2008—2016 年上市公司的季度数据, 使用上市公司与其客户公司的配对样本, 考察所在地未批准设立国家级高新区的上市公司, 在其第一大客户所在地批准设立国家级高新区后销售收入增长率的变化。如果上市公司第一大客户所在地在上一年同一季度末已经批准设立国家级高新区, 就把该上市公司当季度的样本定义为处理组, 否则为控制组。研究结果表明, 当上市公司第一大客户所在地批准设立国家级高新区后, 该公司的销售收入增长率显著提高。这一影响具有显著的经济意义, 平均而言, 当第一大客户所在地批准设立国家级高新区后, 供应商公司的销售收入增长率提高约 61.35%。

本文认为国家级高新区批准设立带来的客户公司创新水平的提高影响供应商销售收入增长率至少存在两种可能的作用机制。第一, 知识溢出。为了确保供应商公司供给的产品质量以满足规定的标准, 客户公司倾向于向其供应商提供创新的产品设计、技术知识、需求信息、质量控制以及相关培训 (Li *et al.*, 2018)。基于客户公司的创新知识, 供应商可以通过较低的成本来改善生产效率, 进而使其销售收入增长率提高。第二, 需求扩张。已有研究

表明公司的研发投入通常会产生良好的业绩表现 (Eberhart *et al.*, 2008)。客户创新水平和能力的提高可以改善其生产效率及经营业绩, 进而提高生产需求, 这将导致供应商的订单增加。与本文的预期一致, 研究结果表明, 当第一大客户公司所在地批准设立国家级高新区后, 供应商获得高新技术企业资格认证的可能性以及对客户公司的销售收入占比提高。而且, 国家级高新区批准设立后, 第一大客户公司投资水平和销售收入增长率的增加显著提高了供应商公司的投资水平和销售收入增长率。

接下来, 本文进行了横截面分析来进一步加强本文的基本逻辑。第一, 影响客户公司创新溢出效应程度的一个关键的供应商-客户关系特征是客户公司的转换成本 (Klemperer, 1987; Barrot and Sauvagnat, 2016)。当客户公司面临较高的转换成本时, 其与供应商之间的关系更加密切和持久, 导致创新溢出效应的程度更大。第二, 具有良好学习和吸收能力的公司更可能从其客户公司的创新溢出效应中受益 (Oh, 2017)。因此, 这些公司会在更大程度上提高销售收入增长率。第三, 已有研究表明地理临近更有利于创新思想的传递 (Chu *et al.*, 2019)。当供应商与客户公司之间的地理距离较近时, 供应商公司销售收入增长率的提高程度应该更大。与以上预期一致, 研究结果表明, 客户公司所在地国家级高新区的创新溢出效应显著存在于客户公司转换成本较高的样本组、供应商公司创新吸收能力较强的样本组以及供应商与客户之间地理临近的样本组。

最后, 本文进行了一系列稳健性测试来进一步保证基本研究问题的因果效应。第一, 考虑到公司其他客户所在地也可能批准设立国家级高新区并对研究结果产生影响, 本文构建了一个价值加权的度中心度指标替换基本研究问题中的虚拟变量进行检验; 第二, 为了验证选取准自然实验的有效性, 本文考察了国家级高新区批准设立对公司研发投入的影响; 第三, 检验平行趋势假定来加强双重差分方法的可靠性; 第四, 使用虚假的国家级高新区批准设立时间以及供应商-客户配对关系来排除其他替代性解释对基本研究结果的干扰; 第五, 使用倾向得分匹配法重新配比控制组进行检验; 第六, 排除其他潜在替代性解释的干扰。以上检验的结果表明, 本文的基本研究结论具有一定的稳健性和可靠性。

本文的主要贡献包括以下几个方面: 第一, 本文贡献于创新溢出效应的相关研究。已有研究识别了技术创新溢出的两种主要渠道: 一种为竞争对手或行业渠道 (Hall *et al.*, 2010), 一个公司的创新会增加其竞争对手的研发能力和盈利水平 (Jaffe, 1986)、全要素生产率 (Jaffe, 1988) 等。另一种为地理临近渠道, 区域创新会正向影响当地公司的专利产出和引用 (Jaffe, 1989) 等。Hsu (2011) 从这两种渠道考察了创新溢出对个体公司业绩的影响。本文识别了创新溢出效应的另一种新颖的渠道: 生产网络。由于在供应商-客户关系中存在转换成本, 客户公司有动机将国家级高新区批准设立带来

的创新效应传递给供应商公司。

第二,本文贡献于国家级高新区经济效应的相关研究。已有研究多集中于考察国家级开发区设立的总体效应(李力行和申广军,2015;林毅夫等,2018;孙伟增等,2018),而未分离出国家级高新区的政策实施效果;或者从宏观和中观层面探讨国家级高新区对经济增长的促进作用(刘瑞明和赵仁杰,2015;Tian and Xu,2018),忽略了其中的微观途径和中间作用机制。本文考察国家级高新区对微观经济主体行为和决策的影响,在一定程度上可以打开国家级高新区影响宏观经济的黑箱。而且,本文研究发现高新区不仅对当地企业具有显著影响,还可以通过生产网络中的供应商-客户关系溢出到未建立国家级高新区的地区,为政策实施的作用机制提供了经验证据。

第三,本文补充了供应商-客户关系的相关研究。已有研究表明客户公司的行为决策会对供应商公司的业绩(Intintoli *et al.*, 2017)、资本结构决策(Li and Tang, 2016)以及创新活动(Chu *et al.*, 2019)等产生显著影响。Barrot and Sauvagnat (2016)认为供应商-客户关系是公司层面异质性冲击传染的主要渠道之一,通过生产网络,异质性冲击产生的影响会被逐渐放大。作为对他们研究发现的一种补充,本文发现不仅是破坏公司生产的外生性冲击会在供应链上传染,政府政策的支持效应同样会在供应链上传递并被逐渐放大,从而加强政策的实施效果。

第四,本文使用国家级高新区批准设立作为准自然实验情境来缓解内生性问题。与本文研究最相近的一篇文献,Li (2018)考察了客户公司的创新产出对供应商业绩的影响。与其研究不同的是,本文直接考察国家级高新区批准设立带来的客户公司创新水平的外生变化对供应商销售收入增长率的影响,有助于缓解缺失重要变量、测量偏误以及反向因果等内生性问题对因果推断产生的干扰,为创新溢出效应因果推断的辨识策略提供了一种参考。

本文后续部分安排如下:第二部分描述了样本选择与研究设计,第三部分讨论和分析本文主要的实证检验结果和相关的稳健性检验,最后是本文的研究结论。

二、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

自1988年起,国务院开始批准设立国家高新技术产业开发区,截至2017年,中国已经先后批准设立了156个国家级高新区,呈现“全国布点”的分布特征。本文利用国家级高新区批准设立这种在时间和空间上错列发生的事件作为准自然实验,选取2008—2016年中国A股上市公司的季度数据为研究对象,使用公司-客户配对样本来考察上市公司第一大客户所在城市批准设立

国家级高新区后，其销售收入增长率的变化。根据研究需要，本文删除了以下样本：（1）公司或客户为金融、保险行业公司的样本以及客户为政府部门或事业单位的样本；（2）上市公司注册地所在城市批准设立国家级高新区的样本；（3）其他数据缺失的样本。为避免极端值的影响，本文对所有连续变量在1%和99%分位数上进行了缩尾处理（Winsorize），为了控制潜在的异方差和序列相关性问题，本文对所有回归系数的标准误都使用异方差调整和在城市层面上进行了“聚类”（Cluster）处理。

本文所使用的数据主要包括三部分：一是上市公司及其客户配对样本，前五大客户信息来自国泰安信息技术有限公司（CSMAR），客户公司所在地级市及上市信息主要通过手工收集整理；二是上市公司财务数据，主要来源于CSMAR；三是国家级高新区批准设立时间及所在城市信息。本文使用中华人民共和国科学技术部公布的国家级高新区名录（<http://www.most.gov.cn/gxjscopykf/gxjsgxqml/>），手工收集整理了每一个国家级高新区的批准设立时间及其所在地级市。对于拥有多于一个国家级高新区的城市，如苏州、杭州以及长春等，本文使用其第一个国家级高新区批准设立的时间来划分处理组和控制组。

（二）模型设定与变量定义

本文主要关注的并不是国家级高新区批准设立对当地公司本身的影响，而是对所在地未批准设立国家级高新区的供应商公司产生的溢出效应。当公司的第一大客户所在城市批准设立了国家级高新区时，则该公司设置为处理组，否则为控制组。使用第一大客户构建关键变量具有以下优势：第一，可以充分利用公司与客户公司的配对关系，控制其他因素的干扰；第二，每个公司都使用第一大客户构建关键变量，使可分析的数据更加一致，避免极端值问题；第三，便于根据第一大客户特征展开横截面测试，进一步加强本文基本问题的逻辑，排除替代性解释。并且，公司大客户会对公司产生重要影响的观点与目前关注“大客户”（major customers）的一系列研究一致。³

如果供应商公司所在城市也设立了高新区，那么就难以区分供应商公司的变化是来自客户公司还是供应商公司所在城市高新区产生的影响。为了检验创新在供应链上的溢出效应，本文删除了供应商公司所在地当年已经设立了国家级高新区的观测值，以避免供应商公司所在地的国家级高新区对供应链上溢出效应的干扰。本文利用供应商公司与客户的配对样本，使用双重差分方法考察供应商公司的第一大客户所在地批准设立国家级高新区是否影响其销售收入增长率。由于本文选取的准自然实验包含多个处理组和多个时间

³ 基于大客户（major customers）的相关研究主要是以美国上市公司为研究对象（如 Intintoli *et al.*, 2017; Gong and Luo, 2018; Chen *et al.*, 2019），对大客户的定义是销售收入占比超过10%的客户。根据 Chen *et al.* (2019) 的研究，美国上市公司2008—2016年大客户销售收入占比的均值为19.93%。而 Gong and Luo (2018) 表明研究样本中大约75%只存在一个大客户。

期间 (Imbens and Wooldridge, 2009), 因此, 在回归模型中加入公司固定效应和时间固定效应来控制客户公司所在城市批准设立国家级高新区时处理组和控制组公司一些不可观测因素在公司之间和季度之间的差异。本文基本回归模型设定如下:

$$\begin{aligned} Growth_{i,t-4,t} = & \beta_0 + \beta_1 CstTreat_{i,t-4} + \beta_2 ROA_{i,t} + \beta_3 Size_{i,t} + \beta_4 Age_{i,t} \\ & + \beta_5 Capex_{i,t} + \beta_6 Lev_{i,t} + \beta_7 SG\&A_{i,t} + \beta_8 Volatility_{i,t} \\ & + \beta_9 Dividend_{i,t} + \beta_{10} MV_{i,t} + \beta_{11} R\&D_{i,t} + \mu_t + \gamma_i + \epsilon_{i,t}, \end{aligned} \quad (1)$$

其中, 因变量 $Growth_{i,t-4,t}$ 为公司销售收入增长率, 使用 (本季度销售收入—上一年同一季度销售收入) / 上一年同一季度销售收入来衡量。 $CstTreat_{i,t-4}$ 为上市公司客户所在城市是否批准设立国家级高新区虚拟变量, 如果上市公司的第一大客户所在地在上一年同一季度批准设立了国家级高新区则取值为 1, 否则为 0。该方法通过公司固定效应控制了第一大客户所在地批准设立国家级高新区和未批准设立国家级高新区的公司之间的固有差异, 通过时间固定效应控制了国家级高新区批准设立前后由于宏观环境变化所带来的差异。系数 β_1 估计了双重差分的结果, 如果客户公司的创新水平对供应商具有溢出效应, 那么可以预期 β_1 将显著为正。

依据已有研究 (Barrot and Sauvagnat, 2016; Intintoli *et al.*, 2017), 本文在回归模型中还加入了如下控制变量, ROA 表示公司资产回报率, 使用公司净利润与总资产的比率来衡量。 $Size$ 表示公司规模, 使用公司总资产的自然对数来衡量。 Age 表示公司年龄, 使用公司上市季度数的自然对数来衡量。 $Capex$ 表示公司资本支出, 使用 (公司构建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金—处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额) / 期初总资产来衡量。 Lev 表示资产负债率, 使用公司负债总额与资产总额的比率来衡量。 $SG\&A$ 表示销售、管理费用, 使用销售费用与管理费用之和与总资产的比率来衡量。 $Volatility$ 表示股票回报波动率, 使用季度内月股票回报率的标准差来衡量。 $Dividend$ 为虚拟变量, 当公司支付普通股股利时取值为 1, 否则为 0。 MV 表示公司市场价值, 使用普通股股数与股价的乘积来衡量。 $R\&D$ 表示公司研发支出, 使用公司研发支出与总资产的比率来衡量。考虑到公司销售收入增长率可能受到行业特征以及城市经济、金融发展水平等因素的影响, 为了进一步排除缺失变量偏误的干扰, 本文在基本回归模型中还加入了行业 \times 年度以及城市固定效应, 用来控制行业发展、行业构成等随时间变化的行业层面因素的影响, 以及控制经济条件和区位优势等城市层面因素的影响。

(三) 描述性统计

表 1 报告了样本期内基本回归模型中包含变量以及前五大客户销售收入

占比的描述性统计结果。由表 1 的 Panel A 可以看出，截至 2016 年，对于所在地未批准设立国家级高新区的上市公司，其中有约 60% 的公司第一大客户所在地批准设立了国家级高新区。上市公司销售收入增长率的均值（中值）为 28.9%（8.77%），公司资产回报率的均值（中值）为 0.0098（0.0083），公司规模均值（中值）为 21.6612（21.5943），公司上市年龄的均值（中值）为 3.3648（3.7377），公司资本支出的均值（中值）为 1.63%（0.98%），公司资产负债率的均值（中值）为 47%（47.4%），公司销售、管理费用的均值（中值）为 4.96%（3.48%），公司股票回报波动率的均值（中值）为 0.1169（0.1023），公司市值的均值（中值）为 15.2051（15.1013），其中，发放股利的公司占比为 59.66%。

由表 1 的 Panel B 可以看出，中国上市公司的客户集中度相对较高，第一大客户销售收入占比的均值高达 45.9237%，远远高于第二大客户的均值 7.8487%。可见，第一大客户对于上市公司具有重要影响。

表 1 描述性统计

| Panel A: 主要变量的描述性统计 | | | | | | | | |
|---------------------|-------|---------|--------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | 观测值 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 25%分位数 | 中位数 | 75%分位数 | 最大值 |
| <i>Growth</i> | 8 869 | 0.2890 | 1.2182 | -0.9584 | -0.1362 | 0.0877 | 0.3282 | 9.2627 |
| <i>CstTreat</i> | 8 869 | 0.5938 | 0.4912 | 0.0000 | 0.0000 | 1.0000 | 1.0000 | 1.0000 |
| <i>ROA</i> | 8 869 | 0.0098 | 0.0205 | -0.0690 | 0.0013 | 0.0083 | 0.0179 | 0.0831 |
| <i>Size</i> | 8 869 | 21.6612 | 1.1646 | 18.8363 | 20.8333 | 21.5943 | 22.4108 | 24.6848 |
| <i>Age</i> | 8 869 | 3.3648 | 0.9190 | 0.6931 | 2.8332 | 3.7377 | 4.0604 | 4.3694 |
| <i>Capex</i> | 8 869 | 0.0163 | 0.0198 | -0.0057 | 0.0028 | 0.0098 | 0.0223 | 0.1072 |
| <i>Lev</i> | 8 869 | 0.4700 | 0.2280 | 0.0398 | 0.2955 | 0.4740 | 0.6392 | 1.0818 |
| <i>SG&A</i> | 8 869 | 0.0496 | 0.0471 | 0.0026 | 0.0176 | 0.0348 | 0.0649 | 0.2583 |
| <i>Volatility</i> | 8 869 | 0.1169 | 0.0736 | 0.0122 | 0.0635 | 0.1023 | 0.1525 | 0.3817 |
| <i>Dividend</i> | 8 869 | 0.5966 | 0.4906 | 0.0000 | 0.0000 | 1.0000 | 1.0000 | 1.0000 |
| <i>MV</i> | 8 869 | 15.2051 | 0.8842 | 13.5936 | 14.5735 | 15.1013 | 15.7072 | 18.1499 |
| <i>R&D</i> | 8 869 | 0.0008 | 0.0038 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0285 |

| Panel B: 前五大客户销售收入占比的描述性统计 | | | | | |
|----------------------------|---------|---------|--------|---------|----------|
| 客户排名 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 均值 | 最大值 |
| 1 | 45.9237 | 41.7869 | 0.4900 | 25.7950 | 100.0000 |
| 2 | 7.8487 | 8.0467 | 0.0600 | 5.5400 | 45.9500 |
| 3 | 4.2947 | 2.8095 | 0.0400 | 3.7700 | 19.6200 |
| 4 | 3.1813 | 2.1043 | 0.0400 | 2.7800 | 12.2400 |
| 5 | 2.6669 | 1.8166 | 0.0400 | 2.3400 | 12.4800 |

三、实证结果与分析

(一) 国家级高新区的创新溢出效应

表 2 报告了公司第一大客户所在地批准设立国家级高新区对其销售收入增长率影响的回归结果。在第 (1) 列中, 本文使用国家级高新区批准设立的多期错层 DID 模型, 控制了公司和年度×季度固定效应。*CstTreat* 的系数反映了第一大客户公司所在地批准设立国家级高新区对供应商公司销售收入增长率的影响。在第 (2) 列中, 本文进一步控制了城市和行业×年度固定效应, 结果表明, *CstTreat* 的回归系数在两种模型中分别在 5% 和 1% 的水平下显著为正 [第 (1) 列为 0.1194, $t=2.15$; 第 (2) 列为 0.1773, $t=2.84$], 表明第一大客户所在地批准设立国家级高新区后, 供应商公司销售收入增长率显著提高。基于第 (2) 列更稳健的控制, 第一大客户所在地批准设立国家级高新区后, 供应商公司销售收入增长率提高约 17.73 个百分点, 相对于其样本均值 28.90%, 提高约 61.35%, 这表明在第一大客户所在地批准设立国家级高新区后, 客户公司创新活动在生产网络中的溢出效应可以显著改善供应商公司的销售收入增长率。

表 2 国家级高新区的创新溢出效应

| | <i>Growth</i> | |
|-----------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) |
| <i>CstTreat</i> | 0.1194** (2.15) | 0.1773*** (2.84) |
| <i>ROA</i> | 10.8762*** (9.88) | 10.3091*** (9.00) |
| <i>Size</i> | 0.3445** (2.38) | 0.5158*** (3.00) |
| <i>Age</i> | 0.2170*** (2.79) | 0.2791*** (3.24) |
| <i>Capex</i> | 3.1218*** (3.10) | 2.6433*** (2.72) |
| <i>Lev</i> | 0.5564 (1.60) | 0.3997 (1.18) |
| <i>SG&A</i> | 1.2168 (1.45) | 1.4004* (1.74) |

(续表)

| | <i>Growth</i> | |
|----------------------------|---------------------|---------------------|
| | (1) | (2) |
| <i>Volatility</i> | 0.0681 (0.37) | -0.0073 (-0.04) |
| <i>Dividend</i> | -0.0934 (-1.38) | -0.0869 (-1.12) |
| <i>MV</i> | 0.2609*** (3.11) | 0.2255** (2.33) |
| <i>R&D</i> | -20.3226 (-1.61) | -16.5495 (-1.06) |
| 公司 | 是 | 是 |
| 年度×季度 | 是 | 是 |
| 行业×年度 | — | 是 |
| 城市 | — | 是 |
| 观测值 | 8 869 | 8 868 |
| <i>F</i> 统计量 | 14.1312 | 12.7717 |
| 调整后的 <i>R</i> ² | 0.227 | 0.279 |

注：所有回归都使用异方差调整和城市聚类（Cluster）调整得到稳健性标准误。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著（双尾检验）。下同。

（二）机制检验

本文认为客户创新水平提高影响供应商销售收入增长率至少存在两种可能的作用机制。第一，知识溢出。为了确保供应商公司供给的产品质量以满足规定的标准，客户公司倾向于向其供应商提供创新的产品设计、技术知识、需求信息、质量控制以及相关培训（Li *et al.*, 2018）。基于客户公司的创新知识，供应商可以通过较低的成本来改善生产效率，进而使其销售收入增长率提高。第二，需求扩张。已有研究表明公司的研发投入通常会产生良好的业绩表现（Eberhart *et al.*, 2008）。客户公司创新水平和能力的提高可以改善其生产效率及经营业绩，进而提高生产需求，这将导致供应商公司的订单增加。因此，受益于客户公司的生产效率和经营业绩改善，供应商公司的销售收入增长率也会有所提高。

为了考察第一大客户所在地批准设立国家级高新区对公司销售收入增长率产生影响的作用机制，首先，本文考察第一大客户所在地批准设立国家级高新区对供应商获得高新技术企业资格认证可能性（*Hightech*）以及向客户

公司销售收入占比 $[\ln(1+Pct_Sales)]$ 的影响。具体而言, *Hightech* 为虚拟变量, 当公司获得高新技术企业资格认证后取值为 1, 否则为 0。 $\ln(1+Pct_Sales)$ 使用公司向每一客户公司的销售收入占比的自然对数来衡量。回归结果如表 3 的 Panel A 所示。第 (1) 和 (2) 列给出了对公司高新技术企业资格认证可能性影响的回归结果, *CstTreat* 的回归系数均在 1% 的水平下显著为正。第 (3) 和 (4) 列给出了对公司向客户销售收入占比影响的回归结果, *CstTreat* 的回归系数均在 5% 的水平下显著为正。以上结果表明第一大客户所在地批准设立国家级高新区可以显著提高供应商获得高新技术企业资格认证的可能性以及向客户公司的销售收入占比。

然后, 借鉴 Cen *et al.* (2016) 的做法, 本文选取公司第一大客户为上市公司的样本, 来考察国家级高新区批准设立后, 第一大客户投资水平和销售收入增长率的提高是否会带来供应商公司投资水平以及销售收入增长率的提高, 回归结果如表 3 的 Panel B 所示。第 (1) 和 (2) 列给出了供应商和客户的投资敏感性在客户公司所在地批准设立国家级高新区后是否提高的回归结果。本文使用资本支出 *Capex* 来衡量公司的投资水平。其中, *SplCapex* 和 *CstCapex* 分别表示供应商和客户的资本支出。在第 (1) 和 (2) 列中, 交互项的回归系数基本显著为正, 表明在客户公司所在地批准设立国家级高新区后, 供应商和客户公司之间的投资具有更高的联动性。在第 (3) 和 (4) 列中, 本文将资本支出 (*Capex*) 替换为销售收入增长率 (*Growth*), 其研究发现与第 (1) 和 (2) 列类似。以上结果表明受益于国家级高新区的政策支持和改革措施, 在第一大客户所在地批准设立国家级高新区后, 创新水平提高带来的投资和销售收入增长率的增加会通过生产网络传递给供应商, 进而使供应商公司的投资水平和销售收入增长率均有所提高。

表 3 机制检验

| Panel: A 高新区设立与供应商公司高新技术企业认证及销售收入占比 | | | | |
|-------------------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|
| | <i>Hightech</i> | | $\ln(1+Pct_Sales)$ | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| <i>CstTreat</i> | 0.0721*** (5.65) | 0.0906*** (6.37) | 0.1207** (1.97) | 0.1675** (2.44) |
| Control variables | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 公司 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年度×季度 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业×年度 | — | 是 | — | 是 |
| 城市 | — | 是 | — | 是 |
| 观测值 | 8 121 | 8 120 | 8 869 | 8 868 |

(续表)

| Panel A: 高新区设立与供应商公司高新技术企业认证及销售收入占比 | | | | |
|-------------------------------------|--------------------|--------------------|---------------------|--------------------|
| | <i>Hightech</i> | | $\ln(1+Pct_Sales)$ | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| <i>F</i> 统计量 | 26.2919 | 25.5933 | 3.7073 | 3.9804 |
| 调整后的 R^2 | 0.824 | 0.854 | 0.571 | 0.670 |
| Panel B: 高新区设立与供应商-客户投资和业绩联动性 | | | | |
| | <i>SplCapex</i> | | <i>SplGrowth</i> | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| <i>CstTreat</i> | -0.0062 (-1.02) | -0.0009 (-0.09) | -0.3255 (-1.35) | -0.1878 (-1.13) |
| <i>CstTreat</i> × <i>CstCapex</i> | 0.0051* (1.70) | 0.0045 (1.55) | | |
| <i>CstCapex</i> | 0.0515 (0.76) | 0.0555 (0.87) | | |
| <i>CstTreat</i> × <i>CstGrowth</i> | | | 0.1463*** (2.72) | 0.1182** (2.20) |
| <i>Growth_cst</i> | | | 0.0352 (0.50) | 0.0879 (1.28) |
| <i>Size</i> | 0.0056 (0.37) | 0.0239 (1.59) | -0.1639 (-0.32) | 0.1771 (0.30) |
| <i>Age</i> | -0.0044 (-0.76) | -0.0076 (-1.03) | 0.2264 (0.80) | -0.2231 (-0.40) |
| 公司 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年度 × 季度 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业 × 年度 | — | 是 | — | 是 |
| 城市 | — | 是 | — | 是 |
| 观测值 | 520 | 520 | 511 | 511 |
| <i>F</i> 统计量 | 1.8291 | 1.8764 | 3.4061 | 2.4358 |
| 调整后的 R^2 | 0.279 | 0.196 | 0.357 | 0.275 |

注：限于篇幅，表中没有报告各个控制变量和常数项的回归结果。下同。

(三) 横截面差异检验

1. 客户转换成本

影响客户公司创新溢出效应强度的一个关键的供应商-客户关系特征是客户公司的转换成本 (Klemperer, 1987; Barrot and Sauvagnat, 2016)。当客户公司转换成本较高时, 其寻找新的供应商会面临更大的投资损失和重新签约成本 (Allen and Phillips, 2000), 因此, 其与供应商之间的关系更加密切和持久, 进而导致创新溢出效应的程度更大。为了验证这一推断, 依据 Intintoli *et al.* (2017), 本文使用供应商公司在行业中的市场份额来衡量客户公司的转换成本, 使用公司销售收入占行业总销售收入的比例来表示。依据公司市场份额中位数将样本分为两组进行检验, 供应商公司的市场份额越高, 表示客户的转换成本越大。⁴

回归结果如表 4 所示。在客户转换成本较高组, 即第 (1) 和 (3) 列中, *CstTreat* 的回归系数分别为 0.1440 ($t=2.27$) 和 0.2301 ($t=2.47$), 在 5% 的水平下显著; 而在客户转换成本较低组, 即第 (2) 和 (4) 列中, *CstTreat* 的回归系数均不显著。基于更稳健的控制后, 组间差异在 5% 的水平下显著。表明客户的转换成本越高, 供应商与客户公司之间的关系越密切和持久, 因此, 当第一大客户所在地批准设立国家级高新区后, 其创新的溢出效应越强, 对供应商销售收入增长率的提高程度越大。

表 4 客户转换成本

| | <i>Growth</i> | | | |
|--------------------------|--------------------|------------------|--------------------|------------------|
| | 高转换成本 (1) | 低转换成本 (2) | 高转换成本 (3) | 低转换成本 (4) |
| <i>CstTreat</i> | 0.1440** (2.27) | 0.1082 (1.42) | 0.2301** (2.47) | 0.1541 (0.91) |
| Control variables | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 公司 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年度×季度 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业×年度 | — | — | 是 | 是 |
| 城市 | — | — | 是 | 是 |
| 观测值 | 4 408 | 4 406 | 4 403 | 4 361 |
| <i>F</i> 统计量 | 4.0368 | 11.9807 | 4.4251 | 10.6897 |
| 调整后的 R^2 | 0.364 | 0.180 | 0.458 | 0.293 |
| Diff. of <i>CstTreat</i> | | 0.036 | | 0.076** |

⁴ 依据 Intintoli *et al.* (2017), 本文也使用供应商公司的规模来衡量客户公司的转换成本, 供应商公司的规模越大, 表示其客户公司的转换成本越高, 其结果基本一致。

2. 公司吸收能力

已有研究表明公司受益于其客户创新溢出效应的程度受到公司本身能够充分利用其他公司创新的能力，即创新吸收能力的影响 (Oh, 2017)。本身创新能力较强的公司更能够识别、吸收和利用外部的创新知识，并将来自客户公司的溢出效应转化为与价值提升相关的经营改善 (Cohen and Levinthal, 1989)。因此，这些公司可能从客户公司的创新溢出效应中受益更多，导致销售收入增长率提高程度更大。为了验证这一推断，依据已有研究 (Oh, 2017)，本文使用公司是否为高新技术企业来衡量公司对客户公司创新知识的吸收能力，并进行分组检验。具体地，本文依据上市公司资质认定信息，如果上市公司在其第一大客户所在地批准设立国家级高新区之前被认定为高新技术企业，则将其分类为高新技术企业，否则为非高新技术企业。

回归结果如表 5 所示。在高新技术企业组，即第 (1) 和 (3) 列中， $CstTreat$ 的回归系数分别为 0.1593 ($t=1.78$) 和 0.2757 ($t=2.06$)，分别在 10% 和 5% 的水平下显著；而在非高新技术企业组，即第 (2) 和 (4) 列中， $CstTreat$ 的回归系数均不显著。基于更稳健的控制后，组间差异在 1% 的水平下显著。表明高新技术企业由于其突出的创新水平和创新能力，对客户公司创新溢出具有较强的吸收能力，因此，此类公司在第一大客户所在地批准设立国家级高新区后，销售收入增长率提高程度更大。

表 5 高新技术企业

| | <i>Growth</i> | | | |
|--------------------------|-------------------|------------------|--------------------|------------------|
| | 高新技术 (1) | 非高新技术 (2) | 高新技术 (3) | 非高新技术 (4) |
| <i>CstTreat</i> | 0.1593* (1.78) | 0.0853 (1.36) | 0.2757** (2.06) | 0.1221 (1.11) |
| Control variables | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 公司 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年度×季度 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业×年度 | — | — | 是 | 是 |
| 城市 | — | — | 是 | 是 |
| 观测值 | 3 830 | 5 039 | 3 828 | 5 029 |
| F 统计量 | 11.5732 | 9.2979 | 10.3654 | 14.0822 |
| 调整后的 R^2 | 0.200 | 0.235 | 0.241 | 0.379 |
| Diff. of <i>CstTreat</i> | | 0.074** | | 0.154*** |

3. 公司与客户之间的地理距离

已有研究表明地理临近更有利于创新思想的传递 (Chu *et al.*, 2019)。当供应商与客户公司之间的地理距离较近时, 客户公司的创新溢出能够更迅速、更高效地传递给供应商, 对供应商公司销售收入增长率的提高具有更大的影响。为了验证这一推断, 依据 Ayers *et al.* (2011) 使用经纬度计算地理距离的公式, 本文计算了公司与客户公司之间的地理距离, 并按照中位数将样本划分为地理临近和偏远两组进行检验。

回归结果如表 6 所示。在地理距离较远组, 即第 (1) 和 (3) 列中, *CstTreat* 的回归系数均不显著; 而在地理距离临近组, 即第 (2) 和 (4) 列中, *CstTreat* 的回归系数分别为 0.1337 ($t=1.46$) 和 0.2302 ($t=2.08$), 基于更稳健的控制, 在 5% 的水平下显著, 组间差异在 1% 的水平下显著。表明当供应商和客户公司之间的地理距离较近时, 更有利于客户公司创新思想和知识的传递, 因此, 此类公司在第一大客户所在地批准设立国家级高新区后, 销售收入增长率提高程度更大。

表 6 供应商与客户公司之间的地理距离

| | <i>Growth</i> | | | |
|--------------------------|------------------|------------------|------------------|--------------------|
| | (1) 偏远 | (2) 临近 | (3) 偏远 | (4) 临近 |
| <i>CstTreat</i> | 0.0267 (0.29) | 0.1337 (1.46) | 0.0494 (0.48) | 0.2302** (2.08) |
| Control variables | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 公司 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年度×季度 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业×年度 | — | — | 是 | 是 |
| 城市 | — | — | 是 | 是 |
| 观测值 | 4 325 | 4 341 | 4 324 | 4 341 |
| <i>F</i> 统计量 | 11.9714 | 6.9075 | 8.5947 | 9.2139 |
| 调整后的 R^2 | 0.279 | 0.221 | 0.339 | 0.303 |
| Diff. of <i>CstTreat</i> | | -0.107*** | | -0.181*** |

(四) 稳健性检验⁵

1. 其他客户公司的影响

在之前的研究中, 本文关键的解释变量使用公司第一大客户所在地是否

⁵ 限于篇幅, 本文没有给出稳健性检验的图表, 如有需要可向作者索取。

批准设立国家级高新区来设定，由于公司的其他客户公司所在地也有可能批准设立国家级高新区，如图 1 所示。⁶为了综合考虑公司前五大客户可能产生的影响，依据社会网络分析方法（Jackson，2008），本文使用公司前五大客户所在地是否批准设立国家级高新区以及公司分别与每一个客户的交易量以及交易时间作为权重，构建了一个价值加权的度中心度指标来考察客户公司创新溢出效应对供应商公司销售收入增长率的影响。本文将模型（1）中的虚拟变量替换为该连续变量进行检验，结果表明本文的研究发现在考虑了公司其他客户公司及其重要性的影响后，结果仍然是稳健的。

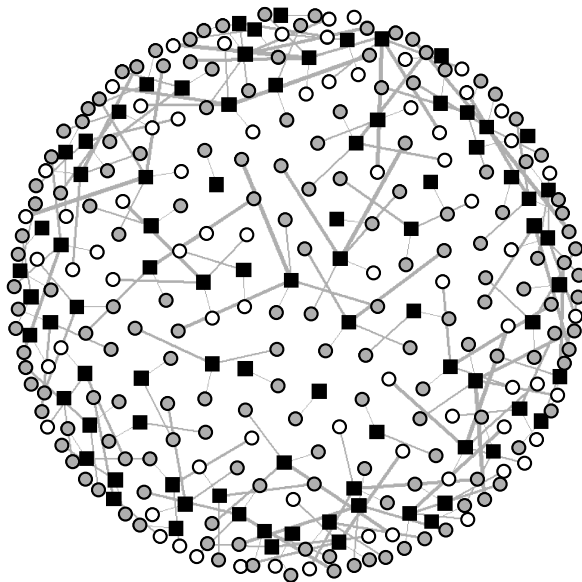


图 1 部分上市公司生产网络图（2016）

2. 外生冲击的可靠性

（1）准自然实验强度检验。一个较为合适的外生冲击应当产生显著的影响，即具有足够的强度来影响公司的行为（Atanasov and Black，2016）。理论上，国家级高新区通过实施高新技术产业的优惠政策和各项改革措施，一直承担着技术创新和产品创新的重任（程郁和陈雪，2013），会对公司的研发支出产生外生冲击。由于本文公司和客户配对样本中，客户公司为上市公司且具有研发支出的观测值较少，因此，本文使用全部上市公司样本考察上市公司所在地批准设立国家级高新区后，其研发支出的变化来间接检验国家级高新区批准设立作为一项外生冲击的有效性。结果表明当公司所在地批准设

⁶ 图 1 以 2016 年年末所在地未批准设立国家级高新区的部分上市公司样本绘制了生产网络图。其中，正方形表示供应商公司，圆形表示客户公司，灰色图形表示客户公司所在地当年批准设立了国家级高新区，白色图形表示未批准设立国家级高新区。连线表示供应商和客户关系，连线的长度和宽度表示客户公司的排名。对于每一个供应商公司，最长且最粗的连线表示其第一大客户。

立国家级高新区后,其研发支出显著提高,这为本文准自然实验的强度提供了支持的证据。

(2) 平行趋势检验。使用双重差分进行检验的一个重要前提是处理组公司与控制组公司在外生变动之前具有平行趋势,即不存在处理效应时,结果变量在处理组和控制组中的变化趋势是相近的。在本文的研究情境中,这转化为在第一大客户所在地批准设立国家级高新区之前,处理组和控制组公司的销售收入增长率变化趋势应基本相似。为了检验处理组与控制组具有平行趋势,借鉴 Kłasa *et al.* (2018) 在错层准自然实验情境下检验平行趋势假定的方法,本文也执行了类似的检验。具体而言,将 *CstTreat* 虚拟变量替换为年度虚拟变量。结果表明国家级高新区批准设立之前的年度虚拟变量均不显著,而当年及以后年度的虚拟变量基本均显著为正,可见处理效应前两组样本销售收入增长率的非显著差异能够在一定程度上说明本文的样本选择满足平行趋势假定,这为 DID 研究模型设定的有效性提供了支持的经验证据。

(3) 安慰剂对照测试 (Placebo test)。不同的安慰剂对照测试可以用来加强本文研究发现的可靠性 (Atanasov and Black, 2016)。为了进一步排除处理组公司和控制组公司在第一大客户所在地批准设立国家级高新区之前本身存在的特征差异、并且难以在模型中加以控制的不可观测的缺失变量对研究结论的干扰,本文进行了如下安慰剂对照测试来检验在使用随机选取,而不是真实的国家级高新区批准设立时间时,本文的研究发现是否还存在。具体地,对于每一个国家级高新区批准设立的第一大客户公司所在城市,本文从 2008—2016 年的样本期间内随机选取一个虚假的国家级高新区批准设立时间。然后,使用这一虚假的事件发生时间,本文重新估计了基本回归模型并保存了 *CstTreat* 的回归系数。本文重复这一过程 1 000 次。

已有研究识别了创新溢出效应的两种维度:行业和地理,也就是说,公司可以从其竞争对手(行业溢出效应)或临近公司(地理溢出效应)的创新活动中受益 (Hsu, 2011)。为了确保本文的研究结果并不仅仅只是捕捉到了行业或者地理上的溢出效应,借鉴 Cen *et al.* (2016),本文进行了如下安慰剂对照测试。具体地,本文将供应商-客户配对关系中真实的客户公司随机地替换为其他公司的客户。然后,使用这一虚拟的供应商-客户关系配对样本,本文重新估计了基本回归模型并保存了 *CstTreat* 的回归系数。本文重复这一过程 1 000 次。结果表明虚假样本回归系数的均值远远小于表 2 中真实的回归系数,这进一步排除了其他不可观测因素以及替代性解释对本文基本研究发现的干扰。

(4) 重新配比控制组。为了确保本文的处理组(第一大客户所在地批准设立国家级高新区的上市公司)和控制组(第一大客户所在地未批准设立国家级高新区的上市公司)在一些重要的可观测维度上是相似的,本文使用倾向得分匹配方法 (Propensity Score Matching, PSM) 重新配比控制组进行检

验。具体而言，本文利用处理组公司第一大客户所在地批准设立高新区前一年的一系列相关、可观测的公司特征，通过倾向得分匹配方法重新构建了控制组，配比变量包括模型（1）中的 10 个变量。本文使用同一城市年度内配比的控制组样本重新检验了模型（1）。⁷结果表明配比后两组公司在这些可观测的公司特征上均不存在显著差异。并且，配比后的回归结果与表 2 基本一致，进一步排除了处理组和控制组在一些公司特征上不完全可比的考虑对基本结论的干扰。本文在同一城市和年度内进行配比，可以确保处理组公司与控制组公司注册地位于同一城市，在一定程度上排除了城市层面不可观测因素对本文基本研究发现的干扰。

3. 排除替代性解释

本文的基本研究发现可能是由不同供应商之间的“转移效应”带来的。比如，假定第一大客户有两个上市公司：供应商 1 和供应商 2 为其提供产品，其中，供应商 1 所在地批准设立了国家级高新区，而供应商 2 未设立。当客户公司和供应商 1 均因设立了国家级高新区进行了转型升级时，供应商 1 可能不再为该客户供应此类商品，导致该客户只能将供应商 1 的产品需求调整到还没有设立国家级高新区的供应商 2 处（转移效应）。为了排除这一潜在的替代性解释，本文对数据进行了如下筛选：第一，保留至少两家上市公司拥有同一个客户公司的样本；第二，在此基础上，删除同一家客户公司的所有供应商公司所在地均设立或均未设立国家级高新区的样本。本文使用该样本分别对供应商公司所在地设立和未设立国家级高新区的子样本重新考察了模型（1）。

如果本文的基本研究发现是由“转移效应”带来的，应该观测到对于同一家客户公司，其设立高新区的供应商公司的销售收入增长率显著减少，而其未设立国家级高新区的供应商公司的销售收入增长率显著增加。结果显示，在客户公司的设立国家级高新区的供应商公司样本中， $CstTreat$ 的回归系数为正，但并不显著，而在客户公司的未设立国家级高新区的供应商公司样本中， $CstTreat$ 的回归系数均在 5% 的水平下显著为正。以上结果表明供应商公司销售收入增长率的提高是由客户公司的溢出效应带来的，而不是由同一家客户公司的不同供应商公司之间的转移效应带来的。

四、研究结论

国家级高新区一直以来是中国发展高新技术产业的重要基地，是聚集创新资源、发展先进生产力的有效载体，承担着技术创新和产品创新的重任。本文利用国家级高新区批准设立这一外生冲击来考察其创新溢出效应，不仅

⁷ 本文也使用同一行业年度内配比的控制组样本重新检验了模型（1），其结果基本一致。

可以打开国家级高新区促进经济增长的黑箱,而且识别了创新溢出效应的一种新颖的渠道:生产网络。由于国家级高新区批准设立在时间和空间上的错列发生,形成了一个错层的准自然实验,这一独特的研究情境可以帮助本文控制一些不可观测的重要缺失变量以及替代性解释对研究结论的干扰。

本文以中国资本市场 2008—2016 年上市公司的季度数据为研究对象,保留上市公司所在地当年未批准设立国家级高新区的观测值,并利用公司与客户的配对样本,使用双重差分方法考察上市公司第一大客户所在地批准设立国家级高新区后的创新溢出效应。研究结果表明,当公司第一大客户所在地批准设立国家级高新区后,该公司的销售收入增长率提高约 61.35%。并且,使用不同的机制检验方式,本文发现国家级高新区在生产网络中的创新溢出效应至少存在两种可能的作用机制:知识溢出和需求扩张。接下来,本文通过横截面差异分析来进一步加强基本问题的逻辑。研究结果表明,客户公司所在地国家级高新区的创新溢出效应显著存在于客户公司转换成本较高组、供应商公司创新吸收能力较强组以及供应商与客户之间地理临近组中。

本文的研究有效克服了以往研究中存在的内生性问题的干扰,为技术创新正外部性的应用提供了经验支持。本文研究发现国家级高新区不仅对当地企业具有显著影响,还可以通过生产网络溢出到未建立国家级高新区的地区,为政策实施有效性的基本原理提供了经验证据。而且,本文的研究结果表明不仅是破坏公司生产的外生冲击会在供应链上传染,政府政策的支持效应也会在供应链上传递并被逐渐放大。

参 考 文 献

- [1] Acemoglu, D., V. M. Carvalho, A. Ozdaglar, and A. Tahbaz-Salehi, "The Network Origins of Aggregate Fluctuations", *Econometrica*, 2012, 80, 1977-2016.
- [2] Allen, J., and G. Phillips, "Corporate Equity Ownership, Strategic Alliances, and Product Market Relationships", *Journal of Finance*, 2000, 55, 2791-2815.
- [3] Atanasov, V., and B. Black, "Shock-based Causal Inference in Corporate Finance and Accounting Research", *Critical Finance Review*, 2016, 5, 207-304.
- [4] Ayers, B., S. Ramalingegowda, and E. Yeung, "Hometown Advantage: The Effects of Monitoring Institution Location on Financial Reporting Discretion", *Journal of Accounting and Economics*, 2011, 52, 41-61.
- [5] Barrot, J. N., and J. Sauvagnat, "Input Specificity and the Propagation of Idiosyncratic Shocks in Production Networks", *The Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131 (3), 1543-1592.
- [6] Cen, L., S. Dasgupta, and R. Sen, "Discipline or Disruption? Stakeholder Relationships and the Effect of Takeover Threat", *Management Science*, 2016, 62 (10), 2820-2841.
- [7] Chen, Y., G. Hu, J. Yao, and J. Zhao, "Customer Concentration, Bad News Withholding, and Stock Price Crash Risk", 2019, Working Paper.
- [8] 程郁、陈雪, "创新驱动的经济增长——高新区全要素生产率增长的分解", 《中国软科学》, 2013

- 年第 11 期, 第 26—39 页。
- [9] Chu, Y., X. Tian, and W. Wang, "Corporate Innovation Along the Supply Chain", *Management Science*, 2019, 65 (6), 2445-2466.
- [10] Cohen, L., and A. Frazzini, "Economic Links and Predictable Returns", *The Journal of Finance*, 2008, 63 (4), 1977-2011.
- [11] Cohen, W. M., and D. A. Levinthal, "Innovation and Learning: The Two Faces of R&D", *The Economic Journal*, 1989, 99 (397), 569-596.
- [12] Eberhart, A., W. Maxwell, and A. Siddique, "A Reexamination of the Tradeoff between the Future Benefit and Riskiness of R&D Increases", *Journal of Accounting Research*, 2008, 46 (1), 27-52.
- [13] Gong, G., and S. Luo, "Lenders' Experience with Borrowers' Major Customers and the Debt Contracting Demand for Accounting Conservatism", *The Accounting Review*, 2018, 93 (5), 187-222.
- [14] Hall, B. H., J. Mairesse, and P. Mohnen, "Measuring the Returns to R&D", *In Handbook of the Economics of Innovation*, 2010, 2, 1033-1082.
- [15] Holmstrom, B., "Agency Costs and Innovation", *Journal of Economic Behavior and Organization*, 1989, 12 (3), 305-327.
- [16] Howell, S. T., "Financing Innovation: Evidence from R&D Grants", *American Economic Review*, 2017, 107 (4), 1136-1164.
- [17] Hsu, P. H., "Technological Innovation Spillovers and Stock Returns", 2011, Working Paper.
- [18] Imbens, G. W., and J. M. Wooldridge, "Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation", *Journal of Economic Literature*, 2009, 47 (1), 5-86.
- [19] Intintoli, V. J., M. Serfling, and S. Shaikh, "CEO Turnovers and Disruptions in Customer-Supplier Relationships", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2017, 52 (6), 2565-2610.
- [20] Jackson, M. O., *Social and Economic Networks*. New Jersey: Princeton University Press, 2008.
- [21] Jaffe, A. B., "Demand and Supply Influences in R&D Intensity and Productivity Growth", *The Review of Economics and Statistics*, 1988, 431-437.
- [22] Jaffe, A. B., "Real Effects of Academic Research", *American Economic Review*, 1989, 957-970.
- [23] Jaffe, A. B., "Technological Opportunity and Spillovers of R&D: Evidence from Firms' Patents, Profits, and Market Value", *American Economic Review*, 1986, 76, 984-1001.
- [24] Klasa, S., H. Ortiz-Molina, M. Serfling, and S. Srinivasan, "Protection of Trade Secrets and Capital Structure Decisions", *Journal of Financial Economics*, 2018, 128 (2), 266-286.
- [25] Klemperer, P., "The Competitiveness of Markets with Switching Costs", *The RAND Journal of Economics*, 1987, 18 (1), 138-150.
- [26] Li, J. Y., and D. Y. Tang, "The Leverage Externalities of Credit Default Swaps", *Journal of Financial Economics*, 2016, 120 (3), 491-513.
- [27] Li, J., J. Xia, and E. J. Zajac, "On the Duality of Political and Economic Stakeholder Influence on Firm Innovation Performance: Theory and Evidence from Chinese firms", *Strategic Management Journal*, 2018, 39 (1), 193-216.
- [28] Li, K., "Innovation Externalities and the Customer/Supplier Link", *Journal of Banking and Finance*, 2018, 86, 101-112.
- [29] 李力行、申广军, "经济开发区、地区比较优势与产业结构调整", 《经济学》(季刊), 2015 年第 14 卷第 3 期, 第 885—910 页。
- [30] 林毅夫、向为、余森杰, "区域型产业政策与企业生产率", 《经济学》(季刊), 2018 年第 17 卷第 2 期, 第 781—800 页。

- [31] 刘瑞明、赵仁杰, “国家高新区推动了地区经济发展吗? ——基于双重差分方法的验证”, 《管理世界》, 2015 年第 8 期, 第 30—38 页。
- [32] Oh, J. M., “Absorptive Capacity, Technology Spillovers, and the Cross-section of Stock Returns”, *Journal of Banking and Finance*, 2017, 85, 146-164.
- [33] Solow, R. M., “Technical Change and the Aggregate Production Function”, *The Review of Economics and Statistics*, 1957, 39 (3), 312-320.
- [34] 孙伟增、吴建峰、郑思齐, “区位导向性产业政策的消费带动效应——以开发区政策为例的实证研究”, 《中国社会科学》, 2018 年第 12 期, 第 48—68 页。
- [35] Tian, X., and J. Xu, “Do Place-Based Programs Affect Local Innovation and Entrepreneurship?”, 2018, Working Paper.

Innovation Spillovers in Production Networks —Evidence from Quasi-natural Experimental Research of National High-tech Zones

SHENGLAN CHEN

(*Zhejiang University of Technology*)

XIAOLING LIU*

(*Xiamen University*)

Abstract With the staggered feature of the National High-tech Zones, based on a novel dataset constructed with the company-client pairing sample, the difference-in-differences estimation shows that the supplier's sales growth rate increased by about 61.35%, after the approval of the National High-tech Zone where its largest customer is located. This spillover effect transmitted from the customer to the supplier is possibly due to both knowledge spillover and demand expansion. Further research finds that the innovation spillover effect of the National High-tech Zones is stronger in the customer companies with higher switching costs, the supplier companies with stronger absorption capacity, and the sub-samples with geography proximity of suppliers-customer. The results of this paper show that the policy effect will be amplified through the network of supply chain.

Keywords national high-tech zone, innovation spillovers, supply chain network

JEL Classification D85, O31, R58

* Corresponding Author: Xiaoling Liu, School of Management, Xiamen University, 422 # Siming South Road, Xiamen, Fujian, 361005, China; Tel: 86-13080200672; E-mail: liuxiaoling0672@126.com.