

长三角区域自主创新及利用 FDI 的关系研究

黄传荣 陈丽珍¹

【摘要】 利用 FDI 为引资地区提高自主创新水平创造了一个高级的开放式创新平台,自主创新能力的提升为吸引高质量的 FDI 提供了必要条件。因此,自主创新与利用 FDI 是相辅相成的。本文通过实证分析长三角各省市的自主创新及利用 FDI 的协整关系,发现长三角各省市的自主创新和实际利用 FDI 之间既存在正的、也存在负的长期均衡关系。据此建议,加大高质量 FDI 引进力度,提升长三角科研人员的创新能力,加大研发经费投入,加强本土公司创新产出的成果转化能力。

【关键词】 自主创新 FDI 协整 长三角

【中图分类号】 F832.6;F124.3 **【文献标识码】** A **【文章编号】** 1006-012X(2020)-01-0053(06)

协同创新的动机一般有以下方面:不断复杂的创新过程需要来自其他公司的创新资源,价值链分工、产品及服务的模块化需要公司间构成多维协同合作趋势。跨国公司对内资公司会产生知识外部性,会通过前后向联系、人员流动、研发合作以及其他知识渠道等向内资公司扩散新技术。对于后发国家来说,应发挥后发优势,在现有技术的基础上,利用低成本的技术模仿来提升生产率,但是在不断追赶技术前沿的过程中,与前沿技术的差距将不断缩小,而这种差距的缩小体现了模仿机会的缩小,此时应强化自主创新。自主创新能力的提升会提高后发国家的吸收能力,这又为引进高质量的 FDI 提供了必要条件。因此,自主创新与 FDI 的高效利用是相辅相成的。本文将采用计量经济学的时间序列分析法来实证分析长三角区域各省市的自主创新与利用 FDI 的协整关系。

一、文献综述

系统梳理研究自主创新与利用 FDI 关系的文献,发现该类研究较多地使时间序列分析方法,且采用时间序列分析探讨自主创新与利用 FDI 关系的文献较多的是分析 FDI 对自主创新的作用。Cheung et al. (2004)采用时间序列分析探讨了 FDI 技术溢出效应对创新的影响,指出 FDI 技术溢出效应对外观设计专利表现出显著的正相关性。^[1]周晨(2011)采用时间序列分析方法分析 FDI 对技术创新能力的影响。^[2]张宏元、李晓晨(2016)应用该方法考察了外资对本土公司自主创新水平的影响。^[3]徐盈之、朱忠泰(2017)应用时间序列分析方法得出,合资与独资等不同的外资方式都能够提高引资地区的产学研协同创新水平。^[4]将时间序列分析用于探讨自主创新对 FDI 引进的影响的文献很少。吴晓波等(2009)指出,区域创新水平对 FDI 的引进是显著正相关。^[5]陈继勇、梁柱(2010)应用时间序列分析得出,技术创新能力能够使中国显著地吸引 FDI。^[6]除了用时间序列分析方法考察自主创新与利用 FDI 的关系中的单向影响外,有学者用该理论模型探讨自主创新与利用 FDI 的协同关系。李晓晨、刘金林(2015)采用时间序列分析的结果表明中国利用 FDI 与自主创新存在协同效应,两者互为 Granger 原因,表明自主创新水平的提高有助于吸引外资。^[7]陈国宏、郭弢(2008)的研究结论也是如此。^[8]这说明了自主创新水平的提高会缩小技术落后国家与技术发达国家的科技差距,有利于外资的引进。技术转移梯度理论指出,过大的科技差别会产生显著的负作用。^[9]

从上述已有的文献可看出,应用时间序列分析方法探讨自主创新与利用 FDI 的关系较多的是考察 FDI 对自主创新的作用这种单一视角,鲜有讨论自主创新对 FDI 引进的影响和它们之间的协同关系如何。此外,已有文献中较多的是从中国、中国东部、中

¹**作者简介:** 黄传荣,副教授,博士研究生,江苏大学财经学院(常州大学商学院),江苏镇江 212013; 陈丽珍,教授,博士,博士生导师,江苏大学财经学院,江苏镇江 212013。

基金项目: 国家社会科学基金一般项目“城市群演化视角的长三角制造业企业功能升级与空间互适研究”(18BJL080)。

部、西部地区某个省份的角度来研究, 本文将从长三角区域的视角来扩展二者的关系研究, 分析长三角的自主创新与利用 FDI 的协同发展情况。

二、变量选取与模型构建

1. 变量选取

(1) 自主创新能力变量

综合国内学者对自主创新能力的测度指标的研究, 本文选择了研发经费内部支出 (LNRD)、大中型企业从事科技活动的人员数 (LNRY)、发明专利授权量 (LNZL)、大中型企业新产品销售收入 (LNNEW)。考虑到要获得线性化趋势的数据与消除时间序列的异方差的影响, 本文所选择的这些变量数据皆为 1991~2017 年期间取过对数后的数据。

①R&D 经费内部支出。

自主创新的基础是 R&D 活动, R&D 活动的基础是 R&D 资金的投入。自主创新水平要获得提高, 应有 R&D 资金的投入作为强有力保障。李鹏等 (2019) 的研究结果表明, 中国企业的 R&D 投入对创新绩效都有显著的促进影响。^[10] R&D 经费内部支出越多, 研发人员在研发过程中的研发需要越容易获得支持, 研发成果也就越可能产生。笔者从长三角两省一市各自的历年统计年鉴查出该数据, 因《江苏统计年鉴》的变动, 没有统计 1991~1995 年江苏的该变量数据, 采用县以上部门的 R&D 机构的经费支出来替换。

②大中型企业从事科技活动的人数。

科技人员是自主创新的主力军, 是公司进行研发活动的中坚人员。长三角区域大中型企业进行科技活动的人员数 1991~2001 年的数据取自《中国科技统计年鉴》, 2002~2017 年的数据来自各省的统计年鉴。因为 2002~2017 年间《上海统计年鉴》没有大中型企业从事科技活动的人数, 本文选取的是该期间上海市大中型企业进行技术开发的人员数。《上海统计年鉴 2018》里没有 2017 年上海大中型企业从事技术开发的人员数, 只有 R&D 人员数, 笔者也做了近似处理, 用 2014~2016 年这 3 年中大中型企业研发人员数占从事技术开发的人员数的比例的平均值作为 2017 年上海市 R&D 人员数占从事技术开发人员数的比例, 然后用 2017 年的上海市大中型企业 R&D 人员数除以该比例算出 2017 年上海市大中型企业从事技术开发的人员数来近似处理。此外,《江苏统计年鉴 2018》里没有 2017 年江苏大中型企业进行科技活动的人数, 只有科技机构中的人数。笔者做了近似处理, 用江苏大中型企业 2014~2016 年这 3 年中科技机构中的人数占从事科技行为的人数的比例的平均值作为 2017 年江苏省大中型企业科技机构中的人数占从事科技行为的人数的比例, 然后用 2017 年的大中型企业科技机构中的人员数除以该比例算出 2017 年江苏大中型企业从事科技活动的人员数来近似处理。

③发明专利授权量。

对自主创新产出能力的度量涉及到自主知识产权归属权的拥有, 专利是 R&D 活动的重要产出结果, 它能最直观地体现公司 R&D 活动的产出状态。该指标用来表示自主创新产出具有较大的代表性, 数据易得且较全面, 较多的科技工作者常用专利来保护自己的科研成果, 本文将采用发明专利的授权量作为自主创新产出能力的指标。长三角区域 2000~2017 年发明专利授权量的数据取自其两省一市的统计年鉴, 1991~1999 年的数据源自《中国科技统计年鉴》。

④大中型企业的新产品销售收入。

对自主创新产出能力的度量必将涉及到对自主知识产业化的价值实现, 本文采用该指标来衡量自主知识产业化的价值实现。

新产品销售收入考察了自主创新在本质上所具备的生产性特点,是经过市场考验的研究开发——生产性创新的成果。长三角各省市的大中型企业的新产品销售收入的统计数据来自历年各省的统计年鉴,其中浙江省 1991~1999 年的数据来自《中国科技统计年鉴》,而 1993 年的缺失数据则采用线性插入法求出并做了近似处理。

(2) 利用 FDI 变量

流入到东道国/地区的 FDI 通过各种溢出渠道促进了其内资公司的研发活动,使它们更有创新力。而东道国/地区的自主创新能力的提高有助于引进高质量的 FDI。另外,参与到国际贸易的公司能更积极地进行创新活动,企业创新和出口是互相影响的。因此,本文对利用 FDI 的变量选取的是实际利用 FDI 额(LNFDI)、外企出口额(LNWQCK)。和上述自主创新能力变量所考虑的因素一样,利用 FDI 的两种变量数据都是取过对数后的数据。

①实际利用 FDI 额。

长三角各省 1991~2017 年的实际利用 FDI 额取自各地区的统计年鉴。

②外企出口额。

长三角地区 2000~2017 年外企出口额的统计数据来自各省市的统计年鉴,1991~1999 年的统计数据来自《中国对外经济统计年鉴》。

2. 模型构建

为了研究长三角区域自主创新与利用 FDI 的相互关系,本文参考一些学者对 FDI 及自主创新的相关研究,^[11]借鉴道格拉斯生产函数的思想,把自主创新过程当成企业生产过程。由于探讨的是 FDI 与自主创新之间的关系,为更精准地了解实际利用 FDI 额及外企出口额对自主创新能力的影 响,笔者对道格拉斯生产函数做了变形处理,将实际利用 FDI 额、外企出口额作为创新函数的自变量,将资本、人力因素作为自主创新的其他影响因素,用自主创新函数的截距项来处理,建立 FDI 对自主创新影响的计量模型如下:

$$\text{LNRD}_i = c + \alpha \times \text{LNFDI}_i + \beta \times \text{LNWQCK}_i \quad (1)$$

$$\text{LNNEW}_i = c + \alpha \times \text{LNFDI}_i + \beta \times \text{LNWQCK}_i \quad (2)$$

为了研究自主创新对利用外资的影响,综合考量一些学者已有研究成果的基础上,^[12]建立出以下计量模型:

$$\text{LNFDI}_i = c + \alpha \times \text{LNRD}_i + \beta \times \text{LNRY}_i + \gamma \times \text{LNZL}_i + \delta \times \text{LNNEW}_i \quad (3)$$

$$\text{LNWQCK}_i = c + \alpha \times \text{LNRD}_i + \beta \times \text{LNRY}_i + \gamma \times \text{LNZL}_i + \delta \times \text{LNNEW}_i \quad (4)$$

以上模型中的下标 i 表示长三角地区各省市。其中, $i=1$ 代表江苏省, $i=2$ 代表浙江省, $i=3$ 代表上海市。

三、平稳性检验和协整检验

时间序列的平稳性是有效地对其进行计量分析的基础,若将非平稳的时间序列看成是平稳的,会破坏使用经典线性回归模型

的基本假设,做出回归分析后得到的 t 、 F 、 R^2 等统计量都会是失效的。所以,在使用回归模型前应该进行平稳性检验。本文用单位根检验来考察序列的平稳性,用的是 ADF 法,并采用 EViews8.0 软件对各变量进行检验。检验结果表明:江苏省原序列 LNFDI 是零阶平稳,原序列 LNRD、LNRY、LNZL、LNNEW、LNWQCK 均有单位根,说明都是非平稳的。这就需要进一步确定它们的一阶差分序列的平稳性,而这些原序列在一阶差分后都变成了平稳的,即 LNRD、LNRY、LNZL、LNNEW、LNWQCK 都是一阶单整序列,这些变量具备进行协整分析的条件。浙江省原序列 LNRD、LNRY、LNZL、LNNEW、LNFDI、LNWQCK 均有单位根,说明都是非平稳的,这就需要进一步确定它们的一阶差分序列的平稳性,而这些原序列在一阶差分后都变成了平稳的,即 LNRD、LNRY、LNZL、LNNEW、LNFDI、LNWQCK 都是一阶单整序列,这些变量具备进行协整分析的条件。上海市原序列 LNRY、LNNEW 是零阶平稳,原序列 LNRD、LNZL、LNFDI、LNWQCK 均有单位根,说明是非平稳的,这就需要进一步确定它们的一阶差分序列的平稳性,而这些不平稳的原序列在一阶差分后都变成了平稳的,即 LNRD、LNZL、LNFDI、LNWQCK 都是一阶单整序列,这些变量具备进行协整分析的条件。

当原序列非平稳时,采用回归方法将出现伪回归。只有在那些多个非平稳变量间呈现出协整性时,伪回归的问题才不存在。因此,协整检验是区分真伪回归的合理做法。当多个非平稳变量的线性组合存在平稳时,则协整存在。如两序列 $\{x_t\}$ 及 $\{y_t\}$,若 $x_t \sim I(1)$, $y_t \sim I(1)$,且存在一组非零常数 c_1, c_2 ,使得 $c_1x_t + c_2y_t \sim I(0)$,则称 x_t 与 y_t 之间是协整的。经常被用到的多变量的检验协整的做法是 Johansen 检验。本文在采用多元回归方程时,采取 Johansen 检验,对方程中一阶单整的变量进行检验。检验结果表明,各模型中的一阶单整的变量都通过了 Johansen 检验,变量间确实具有稳定关系,可采用回归模型。

四、实证结果分析

采用 EViews8.0 软件,按照 OLS 法得到江苏省的计量方程(1)~(3)的常数项的 t 值检验不显著,所以这 3 个计量方程中去掉了常数项,由计量结果得出的江苏省的计量方程(5)~(8)如下(计量方程(5)~(16)中的*、**分别表示系数在 5%、1%的显著性水平上通过了 t 检验):

$$\text{LNRD}_t = -1.169562 \times \text{LNFDI}_t + 1.427938 \times \text{LNWQCK}_t \quad (5)$$

(- 6.268589)** (8.336095)**

$$\text{LNNEW}_t = -0.604392 \times \text{LNFDI}_t + 1.078754 \times \text{LNWQCK}_t \quad (6)$$

(- 4.566907)** (8.878353)**

$$\text{LNFDI}_t = -0.624831 \times \text{LNRD}_t - 1.525313 \times \text{LNRY}_t - 1.381254 \times \text{LNZL}_t + 4.032838 \times \text{LNNEW}_t \quad (7)$$

(- 1.630980) (- 1.608466) (- 4.208996)** (11.15365)**

$$\text{LNWQCK}_t = 4.819379 + 1.109984 \times \text{LNRD}_t - 1.310478 \times \text{LNRY}_t - 1.175898 \times \text{LNZL}_t + 2.139074 \times \text{LNNEW}_t \quad (8)$$

(3.172361)** (3.226634)** (- 2.489117)* (- 6.469317)** (3.592263)**

从估计结果来看,江苏省计量方程(5)的 $R^2=0.840$,调整后的 $R^2=0.834$,表明该模型在整体上拟合效果较好,江苏省实际利用 FDI 对其研发支出有负影响,但江苏省外企出口额对其研发支出有显著正影响。江苏省实际利用 FDI 额每提升 1%,其研发支出将降低 1.17%。江苏省外企出口额每增加 1%,其研发支出将增加 1.43%。江苏省计量方程(6)的 $R^2=0.897$,调整后的 $R^2=0.893$,表明该模型在整体上拟合效果较好,江苏省实际利用 FDI 对其大中型企业新产品销售收入有负影响。江苏省实际利用 FDI 额每提升 1%,其新产品售出收入将降低 0.604%。江苏省外企出口额每提升 1%,其新产品售出收入将提升 1.08%。江苏省计量方程(7)的 $R^2=0.737$,调整后的 $R^2=0.703$,表明该模型在整体上拟合效果一般。江苏省发明专利授权量对其 FDI 的引进额有负影响,发明专利授权量每提高 1%,其实际利用 FDI 额将降低 1.38%。江苏省大中型企业的新产品售出收入对其实际利用 FDI 额有显著正影响,其大中型企业的新产品售出收入每提升 1%,其实际利用外资额将提升 4.03%。江苏省计量方程(8)的 $R^2=0.975$,调整后的 $R^2=0.971$,表明该模型在整体上拟合效果非常好,江苏省研发经费内部支出、大中型企业进行科技活动的人数、发明专利授权量、大中型企业的新产品售出收入对其外企出口额有显著的影响。江苏省研发经费内部支出每增加 1%,其外企出口额将增加 1.11%。江苏省大中型企业

的新产品售出收入每提升 1%, 其外企出口额将增加 2.14%。由估计结果可知, 江苏省大中型企业从事科技活动的人员数、发明专利授权量与其外企出口额呈现负相关, 江苏省大中型企业进行科技活动的人数每增加 1%, 其外企出口额将减少 1.31%。江苏省发明专利授权量每增加 1%, 其外企出口额将减少 1.18%。

按照 OLS 法得到浙江省的计量方程(1)~(4)的常数项的 t 值检验不显著, 所以这 4 个计量方程中去掉了常数项, 由计量结果得出的浙江省的计量方程(9)~(12)如下:

$$\text{LNRD}_2 = -2.014057 \times \text{LNFDI}_2 + 2.197520 \times \text{LNWQCK}_2 \quad (9)$$

$$(-4.066245)^{**} \quad (4.797614)^{**}$$

$$\text{LNNEW}_2 = -1.411478 \times \text{LNFDI}_2 + 1.822945 \times \text{LNWQCK}_2 \quad (10)$$

$$(-3.646656)^{**} \quad (5.092896)^{**}$$

$$\text{LNFDI}_2 = -2.636905 \times \text{LNRD}_2 + 0.023672 \times \text{LNR}_2 - 0.460134 \times \text{LNZL}_2 + 3.922080 \times \text{LNNEW}_2 \quad (11)$$

$$(-8.746917)^{**} \quad (0.040655) \quad (-2.142130)^* \quad (21.22673)^{**}$$

$$\text{LNWQCK}_2 = -2.539623 \times \text{LNRD}_2 + 0.296532 \times \text{LNR}_2 - 0.569167 \times \text{LNZL}_2 + 4.026153 \times \text{LNNEW}_2 \quad (12)$$

$$(-8.678808)^{**} \quad (0.524663) \quad (-2.729807)^* \quad (22.44850)^{**}$$

从估计结果来看, 浙江省计量方程(9)的 $R^2=0.691$, 调整后的 $R^2=0.679$, 表明该模型在整体上拟合效果一般, 浙江省实际利用 FDI 对其研发支出有负影响, 但浙江省外企出口对其研发支出有显著正影响。浙江省实际利用 FDI 额每提升 1%, 其研发支出将降低 2.01%。浙江省外企出口额每增加 1%, 其研发支出将增加 2.20%。浙江省计量方程(10)的 $R^2=0.801$, 调整后的 $R^2=0.793$, 表明该模型整体上拟合效果较好。浙江省实际利用 FDI 对其大中型企业新产品销售收入有负影响, 浙江省实际利用 FDI 额每提升 1%, 其新产品售出收入将降低 1.41%。浙江省外企出口额每提升 1%, 其新产品售出收入将提升 1.82%。浙江省计量方程(11)的 $R^2=0.859$, 调整后的 $R^2=0.840$, 表明该模型在整体上拟合效果较好。浙江省研发支出及发明专利授权量对其 FDI 的引进额有负影响, 浙江省研发支出每提高 1%, 其实际利用 FDI 额降低 2.64%。浙江省发明专利授权量每提高 1%, 其实际利用 FDI 额将降低 0.460%。浙江省大中型企业的新产品售出收入对其实际利用 FDI 额有显著正影响, 其大中型企业的新产品售出收入每提升 1%, 其实际利用外资额将提升 3.92%。浙江省计量方程(12)的 $R^2=0.921$, 调整后的 $R^2=0.910$, 表明该模型在整体上拟合效果很好。浙江省大中型企业的新产品售出收入对其外企出口额有显著的正影响, 浙江省大中型企业的新产品售出收入每提升 1%, 其外企出口额将增加 4.03%。浙江省研发经费支出、发明专利授权量与其外企出口额呈现负相关, 浙江省研发经费支出每增加 1%, 其外企出口额将减少 2.54%。浙江省发明专利授权量每增加 1%, 其外企出口额将减少 0.57%。

按照 OLS 法得到上海市的计量方程(1)~(4)的常数项的 t 值检验不显著, 所以这 4 个计量方程中去掉了常数项, 由计量结果得出上海市的计量方程(13)~(16)如下:

$$\text{LNRD}_3 = 0.320999 \times \text{LNFDI}_3 + 0.670399 \times \text{LNWQCK}_3 \quad (13)$$

(2.562817)* (7.416422)**

$$\text{LNNEW}_3 = 1.112703 \times \text{LNFDI}_3 + 0.517216 \times \text{LNWQCK}_3 \quad (14)$$

(3.590951)** (2.312860)*

$$\text{LNFDI}_3 = 1.338897 \times \text{LNRD}_3 + 0.278933 \times \text{LNRY}_3 - 0.552510 \times \text{LNZL}_3 + 0.071971 \times \text{LNNEW}_3 \quad (15)$$

(4.967851)** (1.154112) (-3.767029) (0.662808)**

$$\text{LNWQCK}_3 = 1.666285 \times \text{LNRD}_3 - 1.124792 \times \text{LNRY}_3 - 0.314965 \times \text{LNZL}_3 + 0.238041 \times \text{LNNEW}_3 \quad (16)$$

(8.219222)** (-6.187005) (-2.854831) (2.914347)**

从估计结果来看,上海市计量方程(13)的 $R^2=0.940$, 调整后的 $R^2=0.937$, 表明该模型在整体上拟合效果很好,上海市实际利用 FDI 及外企出口额对其研发支出均有正影响。上海市实际利用 FDI 额每增加 1%, 其研发支出将增加 0.32%。上海市外企出口额每增加 1%, 其研发支出将增加 0.67%。上海市计量方程(14)的 $R^2=0.556$, 调整后的 $R^2=0.539$, 表明该模型在整体上拟合效果不够理想,上海市实际利用 FDI 及外企出口额对其大中型企业新产品销售收入都显示正效应。上海市实际利用 FDI 额每提升 1%, 其新产品售出收入将提高 1.11%。上海市外企出口额每提升 1%, 其新产品售出收入将提升 0.52%。上海市计量方程(15)的 $R^2=0.889$, 调整后的 $R^2=0.875$, 表明该模型在整体上拟合效果较好,上海市研发支出及大中型企业新产品售出收入对其实际利用 FDI 额均有显著正影响。上海市研发支出费用每增加 1%, 其实际利用 FDI 额增加 1.34%。上海市大中型企业的新产品售出收入每提升 1%, 其实际利用外资额将提升 0.07%。上海市计量方程(16)的 $R^2=0.978$, 调整后的 $R^2=0.975$, 表明该模型在整体上拟合效果非常好,上海市研发经费内部支出、大中型企业的新产品售出收入对其外企出口额有显著的正效应。上海市研发经费内部支出每增加 1%, 其外企出口额将增加 1.67%。上海市大中型企业的新产品售出收入每提升 1%, 其外企出口额将增加 0.24%。

五、结论与对策

综上所述,长三角各省市的外企出口额对其研发经费内部支出额及大中型企业新产品销售收入都有正向的长期均衡关系。但江苏省、浙江省的实际利用 FDI 额对其研发内部支出额及大中型企业新产品销售收入表现出负贡献的长期均衡关系,而上海市的实际利用 FDI 额对其研发内部支出额及大中型企业新产品销售收入表现出正贡献的长期均衡关系。长三角各省市的大中型企业新产品销售收入对其实际利用 FDI 额及外企出口额都有正向的长期均衡关系。但长三角各省市的研发经费内部支出额对其实际利用 FDI 额和外企出口额的影响各有不同:上海市的研发经费内部支出额对其实际利用 FDI 额和外企出口额都有正向的长期均衡关系;而浙江省的研发经费内部支出额对其实际利用 FDI 额和外企出口额却体现出负贡献的长期均衡关系;江苏省的研发经费内部支出额对其外企出口额表现为正贡献的长期均衡关系,但其研发经费内部支出额对实际利用 FDI 额的 t 检验未通过。江苏省和浙江省的发明专利授权量对其各省的实际利用 FDI 额及外企出口额都有负的长期均衡关系,而上海市的发明专利授权量对其实际利用 FDI 额及外企出口额的影响的 t 检验均未通过。

鉴于此,本文的政策启示在于:一是加大高质量 FDI 的引进力度。FDI 的引进应更多地考虑质量,引进具有高技术含量的外商投资项目,利用 FDI 的技术溢出来增强长三角的自主创新水平。二是提升长三角科研人员的创新能力。本土科研人员的创新水平决定了其模仿并吸收 FDI 所带来的领先技术及先进管理理念的水平,提高科研人员的创新水平是长三角引进高水平外资的必要前提。三是加大研发经费的投入力度。研发经费的充裕确保了创新所需要的资金投入,研发资金的不足会影响到企业创新能力的发挥,而内外资技术差距过大会不利于引进高水平的外资,因而应不断加强长三角区域本土公司的研发支出。四是加强本土公司创新产出的成果转化能力。创新产出(如新产品)的市场转化水平越高,越能体现本土企业的创新能力,而内外资创新能力差异的缩小,有助于引进高质量的外资。

参考文献:

[1]Cheung K Y,Lin P. Spillover Effects of FDI on Innovation in China: Evidence from The Provincial Data [J]. China Economic Review,2004,15 (01):25-44.

[2]周晨.FDI 影响技术创新中间传导环节的实证分析——基于苏州地区 1995~2008 年的数据[J]. 管理评论,2011, (03):11-20, 38.

[3][11]张宏元,李晓晨.FDI 与自主创新:来自中国省际面板的证据[J]. 宏观经济研究,2016, (03):24-34.

[4]徐盈之,朱忠泰.产权结构、外资介入方式与产学研协同创新效应[J]. 中国科技论坛,2017, (04):89-94.

[5]吴晓波,范志刚,刘康.区域创新系统对 FDI 进入及溢出影响研究[J]. 科研管理,2009, (02):1-8, 39.

[6][12]陈继勇,梁柱.技术创新能力与 FDI 区域分布非均衡[J]. 科技进步与对策,2010, (06):26-30.

[7]李晓晨,刘金林.FDI 与自主创新协同效应研究:来自中国的证据[J]. 宏观经济研究,2015, (05):91-99.

[8]陈国宏,郭弢.我国 FDI、知识产权保护与自主创新能力关系实证研究[J]. 中国工业经济,2008, (04):25-33.

[9]Kokko A. Technology,Market Characteristics,and Spillovers [J]. Journal of Development Economics,1994,43 (02):279-293.

[10]李鹏,李美娟,陈维花.企业 R&D 投入与产学研协同创新绩效分析[J]. 统计与决策,2019, (01):183-185.