

资本市场开放促进企业创新了么?

——基于陆港通样本的微观证据

马妍妍¹, 俞毛毛¹, 程京京^{1,2}

(1. 对外经济贸易大学国际经济贸易学院, 北京 100029; 2. 河北金融学院金融系, 河北 保定 071051)

摘 要: 文章选择2014年至2017年A股上市公司数据, 运用QFII持股比例作为资本市场开放的代理变量, 并将陆港通政策出台作为一项准自然实验, 采用面板DID分析资本市场开放对企业研发规模的影响及作用机制。研究发现: (1) 资本市场开放有利于企业研发规模提升; (2) 资本市场开放对研发的刺激主要通过降低信贷依赖、提升外部监督作用、提升TFP水平来实现; (3) 资本市场开放能够通过解决“生产率悖论”提升研发水平。

关键词: 资本市场开放; 研发投资; 陆港通; 融资约束; 生产率悖论

中图分类号: F831 **文献标识码:** A **文章编号:** 1004-4892(2019)08-0039-14

一、引 言

在党的十九大报告中, 习总书记提出“要建设以企业为主体、以市场为导向、产学研深度融合的技术创新体系”。企业是科学技术转化成生产力的主体, 促进企业研发创新是当前我国创新驱动战略的第一要务。企业研发活动的影响因素也备受学界关注。

资本市场开放是资本账户开放的重要一环。继2004年QFII制度推行之后, 2012年中国人民银行调查统计司课题组发布课题报告《我国加快资本账户开放的条件基本成熟》, 新一轮金融开放热潮同时开启。2014年沪港通与2016年深港通(以下合并简称为“陆港通”)的启动, 对于有序提高跨境资本流动水平, 提升金融交易可兑换程度, 进一步推进资本项目可兑换与人民币国际化进程, 具有重要的意义, 是我国金融开放重要的一步^[1]。在我国经济逐渐融入世界新格局、金融不断开放的背景下, 研究资本市场开放对企业研发投资的影响, 对提高我国生产要素分配效率, 深化供给侧改革, 提升全要素生产率水平, 更好地实现金融发展服务于实体经济, 扶持中小企业发展具有重要的现实意义。

宏观上, 资本账户开放通过促进资本积累, 提高经济运行效率等途径促进国家经济增长和加总的全要素生产率(TFP)提升; 微观上, 资本市场开放通过缓解融资约束、分散投资风险等途径提升企业投资效率。本文试图解决以下问题: 资本市场开放是否能促进企业研发投资? 资本市场开放通过怎样的渠道影响企业研发投资? 资本市场开放对不同生产率水平的企业研发活动是否存在不同的

收稿日期: 2019-03-19

基金项目: 国家自然科学基金青年项目(71803017); 河北省教育厅课题(QN2018223)

作者简介: 马妍妍(1993-), 女, 江苏徐州人, 对外经济贸易大学国际经济贸易学院博士生; 俞毛毛(1983-), 男, 辽宁沈阳人, 对外经济贸易大学国际经济贸易学院博士生, 通讯作者; 程京京(1984-), 女, 河南温县人, 河北金融学院金融系副教授, 对外经济贸易大学国际经济贸易学院博士生。

影响?

已有文献多从宏观层面分析了资本账户开放后果,从微观层面的研究较少。本文的创新点在于:(1)从微观视角研究了资本市场开放对企业研发投资的影响机制和途径,为资本账户开放的增长效应提供了文献补充;(2)针对徐飞(2019)提出的银行信贷的创新困境^[2],提供了信贷抑制研发问题的解决途径,证明了资本市场开放能够降低企业对银行信贷的依赖程度,提升研发投入水平;(3)以企业微观融资机制为切入点,在开放框架中研究企业研发投入影响因素,将企业异质性因素纳入研究框架,结合我国企业特有的“出口-生产率悖论”现象,通过实证分析区分两种不同 TFP 水平下企业增加研发的渠道,在开放经济背景下提出了资本市场开放对研发投入的作用途径。陆港通的启动为本文提供了自然实验的良好平台。

二、文献回顾与研究假设

(一) 资本市场开放与企业研发投入

资本市场开放对经济发展存在增长效应,现有文献主要从宏观层面进行讨论。Rajan(1996)等研究了资本账户开放对经济增长的正面促进作用^[3]。Mitton(2006)、Arestis et al.(2010)分析了资本账户开放对一国加总 TFP 的影响^{[4][5]}。Kose et al.(2009)提出资本账户开放通过促进资本积累、提高经济运行效率等途径促进经济增长^[6]。Henry(2000)利用制造业数据发现股票市场开放对提升制造业劳动生产率有积极影响^[7]。研发投入是增长效应的重要源泉,资本市场开放可以分散投资风险,提高投资效率,促进企业研发投入规模扩大。资本市场开放还可以通过改善公司治理水平,提升外部监督效果,提升公司研发投入的水平^[8]。

通过上述分析本文提出以下假设 1:

H1: 资本市场开放能够增加企业研发投入规模。

(二) 信贷依赖、外部监督水平与企业研发投入

关于信贷依赖, Gorodnichenko et al.(2010)提出外源融资的成本对企业研发投入的激励有负面影响;流动性约束制约企业的研发创新行为,外源融资成本的上升则加剧了流动性约束的制约力度^[9]。张杰等(2012)基于大样本微观数据对融资约束如何影响企业的研发投入进行了分析,发现银行信贷对研发投入有抑制作用^[10]。徐飞(2019)提出了银行信贷与研发投入困境,银行对企业创新活动的信贷投资存在风险和收益不对称的问题,从而抑制其研发投入^[2]。总体来说,融资约束对研发投入影响分析中,目前学者认为信贷融资对研发投入存在抑制作用。而资本市场开放能够通过企业股权融资能力的增加和定价机制的优化,促进内源融资能力的提升,摆脱对信贷资金的依赖。

关于外部监督机制,国外相关分析侧重于境外机构投资者如何通过全球市场的配置解决企业由于委托-代理问题导致的过度投资、短期业绩导向等问题^{[11][12]};国内相关分析侧重于 QFII(合格境外机构投资者)与国内机构投资者对研发投入以及公司治理作用的对比分析,例如李春涛等(2018)指出,国内机构投资者与企业经营存在利益相关性、政治性,而 QFII 更具有投资专业性,能够发挥“用脚投票”的作用^[13]。总体上,现有文献认为,作为资本市场开放的一部分,境外投资者引入能够进一步完善公司治理机制,提升投资效率。

根据上述分析本文提出假设 2:

H2: 资本市场开放能够降低企业信贷依赖度,降低融资约束对研发的阻碍效应,提升外部监督水平,进而提升企业研发投入规模。

(三) 异质性因素与企业研发投资

企业生产率是异质性理论研究的重点。生产率决定了企业创新的路径,不同生产率的企业扩大研发规模的路径也有一定的差异。新新贸易理论提出,高 TFP 的企业通过更多选择出口行为,通过学习效应进一步提升自身研发水平,许多国家的实证研究中也证实了此观点。然而中国出口却存在“生产率悖论”的问题:与新新贸易理论得出的结论相反,来自我国企业的证据表明,出口企业的 TFP 往往会低于非出口企业的 TFP。这主要是由于我国大量加工贸易企业所导致^{[14][15]}。考虑到我国以加工贸易为主的出口模式,不同 TFP 水平企业存在不同的投资选择模式,资本市场开放对不同 TFP 水平的企业研发投资规模的影响可能存在差异。

根据上述分析,本文提出假设 3:

H3: 高 TFP 企业直接选择研发投资,低 TFP 企业通过出口学习效应间接增加研发投资;而资本市场开放通过提升企业 TFP 水平,使更多企业通过直接途径增加研发投资规模。

三、实证模型、数据说明与变量

(一) 样本筛选及数据来源说明

本文选取 2014 ~ 2017 年样本数据进行研究,上市公司财务数据来源于锐思数据库;全要素生产率 TFP 数据运用上述财务数据,通过非参 OP 方法估计得出^①;陆港通样本股数据通过上交所、深交所公布的沪港通与深港通样本股年度名单整理得出;企业出口数据及有效汇率数据通过中国海关数据库 2011 年年度数据整理得出;其余数据来源于 Wind 数据库。本文主要进行以下数据处理:(1)剔除金融类行业上市公司、ST、*ST 等特别处理公司;(2)剔除总资产、净资产、销售收入为负的样本年度数据;(3)为排除异常值的影响,本文对连续变量在前后 1% 进行缩尾(winsorize)处理。

(二) 模型设定

本文首先构建研发投资规模对数值作为被解释变量的模型,分析滞后一期 QFII 持股比例对研发投资的影响;之后通过中介效应模型分析企业 TFP 水平、内部现金流、外部信贷的中介渠道;最后运用陆港通政策的出台作为外生冲击事件,通过 PSM + DID 方法分析企业加入陆港通样本对于研发投资规模的影响。

(三) 主要变量定义

1. 被解释变量

本文以研发投资规模作为被解释变量。借鉴任海云等(2017)的分析方法,选用年度研发支出(资本化与费用化)总额的对数值来反映公司研发投资规模,进行主回归及 DID 分析^[17]。同时稳健性检验中运用研发投资强度(研发投资所占总资产比例)进一步检验。

2. 解释变量

(1) QFII 持股比例。本文主回归通过 QFII 持股比例,反映资本市场开放度对不同样本的影响水平。自 2002 年 QFII 业务正式启动以来,我国逐年放开 QFII 的投资额度和投资品种,不断推进资本市场的开放步伐。使用 QFII 持股比例作为资本市场开放的代理变量,能够更好地从微观层面反映资本市场开放对企业影响,体现金融市场开放步伐。

^① 本文参照鲁晓东等(2012)的 OP 法估计全要素生产率^[16]。其中,状态变量为公司成立年份(age),代理变量为劳动力自然对数与原材料投资自然对数,控制变量为公司是否国企虚拟变量(SOE),退出变量(exit)通过公司简称与所有权是否同时发生变化率界定,若同时发生变化则表示原有公司退出了市场。

(2)上市公司加入陆港通虚拟变量。本文 DID 分析中,通过上市公司该年份是否加入陆港通样本,衡量资本市场开放在企业层面的影响。若该年份上市公司加入陆港通,取值为 1,否则为 0。与 QFII 持股相比,加入陆港通样本能够吸引更多的增量外资持股国内上市公司,同时投资者身份并不局限于机构投资者,用陆港通样本衡量资本市场开放对本文研究具有更强的意义。

(3)全要素生产率。企业全要素生产率的提升,主要依赖于企业研发能力与出口学习效应,是企业核心竞争力的体现。宏观上多用索罗剩余方式计算,本文参照鲁晓东等(2012)^[16]的 OP 法计算出微观层面的全要素生产率对数值。

本文主要变量及含义如表 1 所示。

表 1 主要变量及含义

类别	名称	符号	定义
资本市场 开放程度	研发投入规模	lntrd	企业年度研发投入总额对数,根据年度财务报表中费用化研发支出(管理费用下)与资本化研发支出(无形资产下)之和取对数得出
	QFII 持股比例	qfiiperc	用上市公司 QFII 持股总数占总股本的比例乘以 100,分年度计算所得
	陆港通样本	htgsample	公司是否纳入陆港通样本虚拟变量,若公司该年度纳入沪港通或深港通试点样本,则定义为 1,否则为 0
贸易因素	有效汇率	effexrate	通过中国海关数据库 2011 年年度数据确定每个企业出口不同国家产品收入占比,再根据每年年末人民币有效汇率,加权计算出企业年有效汇率
	出口样本	export	企业是否涉及出口业务,若涉及为 1,未涉及为 0
	自贸区样本	ftcity	上市公司是否加入自贸区,若加入为 1,未加入为 0
财务指标	货币资金	cash	资产负债表中企业年末货币资金数量对数值
	公司规模	size	通过企业的总资产取自然对数获得
	流动比率	cr	企业年末流动资产与流动负债比值
	资产负债率	da	企业年末总负债与总资产比值,反应企业资本结构
	总资产收益率	roa	企业净利润/上年末总资产数值
	销售收入增长率	incgrowth	$[t \text{ 年销售收入} - (t-1) \text{ 年销售收入}] / (t-1) \text{ 年销售收入} \times 100\%$
	托宾 Q	tobinq	(股票市值 + 净债务)/有形资产现行价值
融资约束指标	企业成立年份	age	样本年份与企业注册年份之差
	融资约束	SA	$SA = -0.737 \times size + 0.04 \times size^2 - 0.04 \times age$,该指标越大说明企业融资约束越小
异质性指标	行业集中程度	HHI	一种测量产业竞争程度的综合指数,指数越大说明行业垄断程度越高,反之行业竞争水平越高
	贸易类型	tradetype	出口样本中企业出口贸易类型,若为一般贸易则为 1,否则为 0
	短期信贷依赖度	shortcr	借鉴徐飞(2019) ^[2] 的做法, $shortcr = \text{短期借款} / \text{企业总资产} - \text{行业(地区)平均短期借款强度}$,用于分析银行信贷对于企业创新行为的影响,反映企业经营对于银行信贷的依赖程度
	国企指标	SOE	国企与非国企虚拟变量,通过企业实际控制权性质反映,国企为 1,非国企为 0
公司治理指标	机构持股	dio	国内机构投资者持股比例
	大股东持股	top10	公司前十大股东持股比例,是公司股权集中度的表现
	管理层年薪	lnmngsalary	管理层年度工资对数值
研发支出 选择方程 指标	员工人数	lnempnum	员工数量对数值
	全要素生产率	TFP_ OP	OP 法计算得出的公司 TFP 总额对数值
	高新技术企业指标	hightech	上市公司当年是否处于高新技术企业资质有效期,若是则为 1,否则为 0
	盈余质量	EM	根据修正的 Jones's 方法计算得出,EM 指标越高,说明企业盈余管理程度越强,盈余质量越差

四、实证检验及结果分析

(一) 描述性统计

如表 2 所示, 本文使用 5261 个有效样本, 部分企业由于未单独计提研发费用造成研发数据缺失。从核心变量来看, 经过处理后, QFII 平均持股比例为 0.073%, 纳入陆港通样本占比为 35%。样本平均研发投入投资规模对数值为 17.78, 平均研发强度为 4.5%。从财务指标来看, 样本总资产收益率平均值为 3.7%, 不同企业与不同年份间企业盈利水平存在显著的差异和波动。从公司治理角度分析, 样本企业前十位管理层平均持股比例为 44.8%。

表 2 主要变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	中位值	最大值
lntrd	5261	17.778	1.447	8.453	17.792	23.629
qfiiperc	5261	0.073	0.333	0.000	0.000	2.530
hgtssample	5261	0.350	0.477	0.000	0.000	1.000
effexrate	5261	1.079	0.146	1.000	1.000	1.747
export	5261	0.282	0.450	0.000	0.000	1.000
ftcity	5261	0.345	0.476	0.000	0.000	1.000
cash	5261	20.081	1.183	15.529	20.021	22.493
size	5261	22.056	1.088	17.879	21.927	24.430
cr	5261	2.415	1.841	0.118	1.794	8.480
da	5261	0.430	0.210	0.060	0.420	0.910
roa	5261	0.037	0.108	0.000	0.038	0.124
incgrowth	5261	0.193	0.303	-0.948	0.148	0.940
tobinq	5261	3.240	2.074	0.418	2.650	8.541
age	5261	9.027	6.523	1.000	7.000	27.000
SA	5261	-3.730	0.315	-4.475	-3.673	-1.379
tradetype	683	0.900	0.300	0.000	1.000	1.000
SOE	5261	0.295	0.456	0.000	0.000	1.000
lnmngsalary	5021	14.282	0.800	0.000	14.270	17.116
lnempnum	5261	7.699	1.161	2.996	7.587	12.590
dio	5261	0.322	0.251	0.001	0.265	0.882
top10	5261	0.448	0.179	0.082	0.441	0.881
shortcr	4186	-0.002	0.099	-0.206	-0.022	1.116

(二) 主回归分析

本文主回归分析方程为:

$$\ln trd_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 qfiiperc_{it-1} + control + \sum year + \sum province + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

首先, 从表 3 回归结果能够得出, 上市公司加入陆港通样本股, 能够显著提升自身研发投入投资规模。其他变量保持不变时, QFII 持股比例从样本 25% 分位增加到 75% 分位, 将增加研发投入 6%^①。同时结合后文陆港通开放的 DID 自然实验, 共同验证了假设 1。

其次, 在其他变量和条件保持不变的情况下, 上市公司选择外向经营模式会增加研发投入投资规模, 企业有效汇率贬值也会增加研发投入投资规模。同时, 公司规模越大, 研发投入投资规模越高。

^① QFII 持股比例中, 25% 分位值为 0, 75% 分位值为 0.43, 主方程加入控制变量后回归系数为 0.140, 则 QFII 持股比例由 25% 增加到 75% 分位, 带动研发投入增加比例 = 0.43 * 0.140 = 6%。

再次,国内机构投资者对研发投资规模影响为负,与 Luong et al. (2017)跨国样本中分析结论一致,国内机构投资者监督效应弱于国外。同时股权集中度越高,公司开展研发活动的意愿越弱。这也验证了假设 2 中提出的外部监督机制^[11]即资本市场开放能够通过降低信贷依赖,提升外部监督水平,从而提升研发投资规模。

从逐步分栏回归能够看出,(3)列与(4)列加入负债指标、成长指标和公司治理指标后,QFII 持股比例系数变化不大,说明回归模型很好地控制了遗漏变量问题。

表 3 研发投资总额与 QFII 持股比例回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	lntrd	lntrd	lntrd	lntrd
L. qfiiperc	0.380 *** (7.471)	0.162 *** (2.970)	0.140 *** (3.166)	0.149 *** (3.394)
effexrate		0.210 (1.078)	0.348 * (1.724)	0.346 * (1.682)
export		0.411 *** (6.469)	0.339 *** (5.225)	0.329 *** (4.996)
cash		0.288 *** (11.382)	0.211 *** (8.109)	0.212 *** (8.224)
size		0.444 *** (15.006)	0.567 *** (16.666)	0.601 *** (17.823)
cr			0.035 *** (3.771)	0.035 *** (3.792)
da			0.037 (1.519)	0.028 (1.177)
Lroa			-0.007 ** (-2.065)	-0.001 (-0.146)
incgrowth			0.213 *** (3.941)	0.262 *** (4.872)
tobinq			0.037 *** (4.204)	0.049 *** (5.345)
dio				-0.229 *** (-2.962)
EM				-1.551 *** (-5.528)
top10				-0.242 ** (-2.298)
_ cons	17.751 (878.984)	1.839 *** (4.176)	0.450 (0.897)	-0.075 (-0.149)
control	N	Y	Y	Y
year-fixed	N	Y	Y	Y
province-fixed	N	Y	Y	Y
N	5261	5261	5261	5261

注:括号中为 t 统计量;* 表示 $p < 0.1$, ** 表示 $p < 0.05$, *** 表示 $p < 0.01$; (1)列不加入控制变量进行回归, (2)列加入出口指标与企业现金指标进行回归, (3)列加入公司负债指标与成长性指标进行回归, (4)列加入公司治理指标与盈余质量指标进行回归。

(三) 中介效应检验

1. 实证分析结果

在主回归基础上,本文进一步进行中介效应检验,分别从短期信贷依赖度、自有货币资金、TFP 角度,分析资本市场开放对研发投资影响的机制。

首先,资金支持是企业 R&D 活动的重要影响因素。其中,银行信贷由于与研发活动资金期限不匹配,对研发活动的开展存在负面作用^[2];内源融资与股权融资均能够对研发活动提供正向支持^[18];其次,企业 TFP 异质性同样与研发活动密切相关,因此本文选择外部融资依赖度、货币资金与前期 TFP 作为中介变量进行中介效应检验。

中介效应^①分析如下:(1)由第(1)、(2)列分析得出,银行信贷是资本市场开放影响研发投资的重要渠道。银行短期信贷依赖度增加会降低研发投资规模,而资本市场开放会降低企业对银行信贷的依赖度,进而提升研发水平;(2)由第(3)、(4)列分析得出,资本市场开放通过增加公司内源融资渠道,提升公司自有现金流水平进而更大程度增加研发投资;(3)由第(5)、(6)列分析得出,

① 本文参照近两年相关文献,对公司治理指标和股价信息含量指标也进行了中介效应分析,但均不显著。本文主回归中关于国内机构投资者与境外机构投资者对于公司研发投资影响的实证结果,与 Luong et al. (2017)的结论一致。

资本市场开放能够更好地促进企业全要素生产率 TFP 提升，进而带动企业更多着眼于研发投资，减少企业为追求短期业绩而采取的短视化行为。这与汤胜等(2016)的结论基本一致，即融资约束对企业研发投资会产生影响，同时内部现金流是企业研发投资的主要资金来源，负债融资并不能对企业研发产生积极影响^[19]。后文在上述分析基础上，通过加入资本市场开放的外生冲击，拓展了上述分析结论。

表 4 中介效应回归结果

变量	短期信贷依赖		公司自有现金		TFP_ OP	
	(1) shortcr	(2) lntrd	(3) cash	(4) lntrd	(5) L. TFP_ OP	(6) lntrd
L. qfiiperc	-0.01 *** (-4.377)	0.135 * (1.918)	0.027 * (1.921)	0.149 *** (2.768)	0.031 *** (5.235)	0.137 *** (2.579)
shortcr		-1.11 *** (-3.970)				
L. TFP_ OP						0.349 *** (5.716)
cash	0.003 (1.542)	0.243 *** (7.203)		0.245 *** (8.901)	0.034 *** (4.799)	0.232 *** (8.279)
control	Y	Y	Y	Y	Y	Y
year & industry	Y	Y	Y	Y	Y	Y
R-Square	0.209	0.334	0.726	0.338	0.362	0.343
N	5884	4191	7406	5275	7218	5182

注：括号中为 t 统计量；* 表示 $p < 0.1$ ，** 表示 $p < 0.05$ ，*** 表示 $p < 0.01$ ；(1)~(2)为银行信贷渠道；(3)~(4)为内部现金渠道；(5)~(6)为 TFP 渠道；(1)、(3)、(5)列为中介变量对 QFII 持股比例回归结果，(2)、(4)、(6)列为研发投资对数值同时对 QFII 持股比例、中介变量的回归结果。

2. 相关机制说明

(1) TFP 渠道

TFP 是资本市场开放影响研发投资的重要渠道。首先，TFP 与增长效应密切相关，同时增长效应的源泉之一便是企业研发投资^[20]；其次，资本市场开放能够提升资源配置效率、通过有效分担风险促进企业投资于收益更高的项目^[21]，而且资本市场开放能够拓宽融资渠道、推动产品多元化，进而对企业 TFP 提升产生正面影响^{[22][23][24][25]}；再次，资本市场开放能够通过全球化市场配置，降低融资约束，提升企业 TFP 水平^[26]。

(2) 信贷依赖渠道

资金支持是研发投资规模的重要影响因素，而其中较高的信贷资金依赖度对研发投资具有一定的抑制作用^[2]。从信息不对称角度来看，企业研发活动多集中于初创期，抵押物不足，同时内源资金有限，信贷条款以及还本付息压力会对企业长期投资活动产生限制^[27]，研发活动的开展和信贷资金还存在现金流期限不匹配的问题^[28]。

资本市场开放，一方面能够从融资约束层面摆脱外部信贷依赖，提升公司知名度与资本吸引水平，吸引更多境外资金投资国内上市公司，降低融资成本^[29]；另一方面又能够优化上市公司定价机制、股价信息含量，通过提升股价—信息敏感度，增加企业投资机会，促进企业绩效的提升与自有资本的增加^[30]。

总体来说，银行信贷强度增加与依赖度提升，会对企业研发活动产生抑制作用，而资本市场开放会降低企业对信贷资金的依赖，提升企业股权融能力和自有资金水平，通过解决融资约束问题对研发投资产生促进作用。这也是本文提出假设 2 的主要理论依据。

(四) 双重差分(DID)分析

由于 QFII 持股比例一定程度上受到股票二级市场行情影响,同时资本市场开放与研发投资之间存在一定的反向因果关系,本文进一步通过自然实验方式引入外生冲击,分析资本市场开放对研发投资的影响。参照 Luong et al. (2017)关于国外机构投资者持股^[11],以及钟覃林等(2018)^①关于沪港通效应的 DID 自然实验与样本匹配方式^[31],本文使用 2014 年至 2017 年 A 股上市公司数据,利用陆港开通作为资本市场开放的外生冲击事件,分别采用多期 PSM + DID 面板回归,分析资本市场开放对研发规模的影响。

1. PSM 匹配

本文通过 PSM 方法选择适当协变量进行样本匹配,估计倾向得分,再进行政策效果分析。本文首先通过核匹配方式为处理组进行样本匹配,利用 2013 年即陆港通试点开通前一年样本数据进行匹配,减小处理组和对照组之间的固有差异性。参照 Luong et al. (2017)的相关分析选择匹配协变量^[11]:公司规模(size)、主营业务增长率(incgrowth)、公司成立时间(age)。匹配差异如表 5 所示。

表 5 全样本加入试点前一期 PSM 匹配协变量差异检验

协变量	控制组均值	处理组均值	均值差异	t 值	Pr(T > t)
size	22.871	22.892	0.021	0.17	0.8677
incgrowth	0.123	0.108	-0.015	0.50	0.6197
age	12.528	12.739	0.211	0.34	0.7364

由表 5 可知,匹配后处理组与控制组协变量均值差异不显著,同时样本差异较匹配前显著缩小,满足 PSM 核心假设。

2. 平行趋势检验

本文利用匹配成功样本进行 DID 回归前的平行假设检验:第一种方法(图 1)对处理组和控制组不同年份研发投资规模对数取均值进行作图比较,若政策发生前处理组(Treat = 1)与控制组(Treat = 0)差异不随时间变化而变化,政策发生后两组均值差异显著,则说明平行假设成立;第二种方法(图 2)是在 DID 主回归方程中加入一系列年度虚拟变量 i. year 与 Treat 交乘项,若政策处理前(Post = 0)年度虚拟变量系数与 0 无差异,处理后(Post = 1)年度虚拟变量交乘项系数显著异于 0,则说明平行假设成立。图 1 与图 2 给出了两种平行趋势检验结果(2014 年为政策冲击时点)。

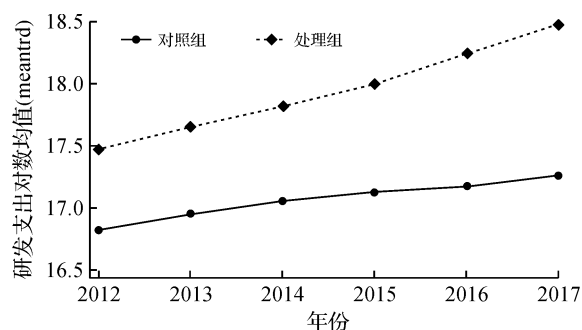


图 1 样本均值时间趋势图

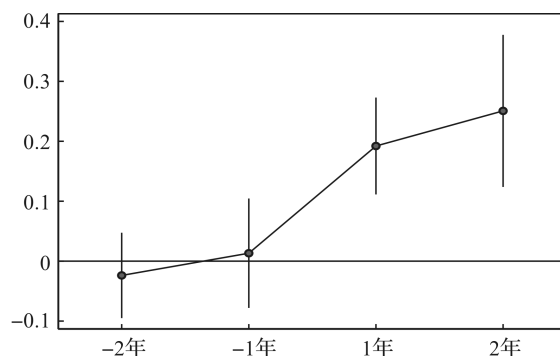


图 2 年度虚拟变量回归系数图

① 钟覃林(2018)使用沪港通样本分析股价信息含量时,未纳入 2016 年数据,因为深港通 2016 年 12 月开通影响自然实验平台,但由于我国上市公司研发数据缺失较多,分析样本较少将对本文分析结论造成影响,同时深市上市公司经营数据与沪港通有一定独立性,故本文将深港通样本也包含其中进行分析。

由图 1 和图 2 能够看出,在政策冲击年份(2014年)之前,处理组与对照组样本研发投入规模对数值的均值差异不随时间变化而变化,同时 DID 主回归加入年度虚拟变量交乘项系数并不显著异于 0;而沪港通开通后,政策冲击效应使得处理组与对照组差异增加,2016 年深港通开通后差异幅度与显著性进一步增加。

3. 面板 DID 测试

本文利用 PSM 匹配中保留的样本及匹配权重,运用加权最小二乘方式进行面板 DID 回归分析,分析交互项系数显著性。此处使用年度、样本个体固定效应后,由于共线性原因,最终仅保留交乘项。面板 DID 回归公式为:

$$\ln trd_{it} = \beta(Treat \times Post)_{it} + control + \sum firm + \sum year + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

回归结果如表 6 所示。

表 6 面板 DID 回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	全样本	全样本	上证样本	深证样本
Treat × Post	0.332 *** (10.591)	0.206 *** (6.909)	0.000 (-)	0.195 *** (6.679)
control	N	Y	Y	Y
year-fixed	Y	Y	Y	Y
firm-fixed	Y	Y	Y	Y
N	3929	3929	644	3285

注:括号中为 t 统计量; * 表示 $p < 0.1$, ** 表示 $p < 0.05$, *** 表示 $p < 0.01$; (1) 列与 (2) 列为全样本面板 DID 回归结果,其中 (1) 列未加入控制变量, (2) 列加入控制变量, (3) 列与 (4) 列分别为上证样本与深证样本。

首先,企业加入陆港通样本,对研发投入有提升作用;其次,资本市场开放对深港通促进作用大于沪港通,由于深证交易所交易股票中包含创业板公司,平均研发投入强度高于主板水平。从样本统计中能够看出,以研发投入占销售收入比例来看,2014 ~ 2017 年时间段内,上证主板上市公司平均研发投入强度为 2.8%,深证主板和中小板上市公司平均研发投入强度为 4.0%,创业板上市公司研发投入强度平均为 6.9%。

(五) 稳健性检验

本文通过研发强度指标进行稳健性分析,并且运用 Heckman 两阶段法解决样本自选择偏误问题。

1. 运用研发强度进行主回归分析

稳健性检验中,研发强度使用年度研发支出与上年末总资产比值($rdasset$)来表示,得出结论与前文相同,即前期 QFII 持股比例增加,会导致当年研发支出强度增加。对于深证样本二者关系更为明显。表 7 为回归结果。

表 7 研发投入强度与 QFII 持股比例回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$rdasset$	$rdasset$	$rdasset$	$rdasset$	$rdasset$
L. qfiiperc	0.002 *** (3.287)	0.002 ** (2.541)	0.002 *** (2.709)	0.001 (0.774)	0.003 *** (2.968)
control	N	Y	Y	Y	Y
year&province	N	N	Y	Y	Y
R-Square	0.002	0.110	0.152	0.129	0.167
N	5261	5261	5261	1296	3965

注:括号中为 t 统计量; * 表示 $p < 0.1$, ** 表示 $p < 0.05$, *** 表示 $p < 0.01$; (1) 列不加入控制变量进行回归, (2) 列加入全部控制变量进行面板混合回归, (3) 列加入全部控制变量与省份、年份固定效应后回归, (4) 列为上证样本回归, (5) 列为深证样本回归。

2. 处理效应模型

(1) 实证分析结果

本文通过处理效应模型进行以下回归分析, 处理效应模型为:

$$pr\{\text{export} = 1\} = \alpha_1 + \beta_1 \ln empnum_{it} + \beta_2 \ln wage_{it} + \beta_3 \ln capital_{it} + \beta_4 roa_{it-1} + \beta_5 \ln TFP_OP_{it-1} + \sum province + \sum year + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\ln trd_{it} = \alpha_2 + \gamma_1 qfiiperc_{it-1} + \gamma_2 export_{it} + control + \sum province + \sum year + \omega_{it} \quad (4)$$

Wang(2014)指出, 企业出口行为与研发决策存在替代效应即双向因果关系, 内生性问题造成回归系数偏差^[32]。为了解决内生性问题, 本文选择前期 TFP 对数值(L. TFP_ OP)、工资对数(ln-wage)、员工人数对数(lnempnum)、资本投入对数(lncapital)作为出口选择方程变量, 构建处理效应模型, 回归结果如表 8 所示。资本密集型与劳动密集型企业的划分, 以企业投资金额对数与员工数量对数之比作为指标, 并与行业年中位值比较, 大于中位值即为资本密集型企业, 反之为劳动密集型企业。分析结果见表 8。

表 8 处理效应模型回归结果

变量	(1) 全样本 FE 回归	(2) 全样本 处理效应	(3) 资本密集型企业 处理效应	(4) 劳动密集型企业 处理效应
主回归	lntrd	lntrd	lntrd	lntrd
L. qfiiperc	0.120 *** (2.609)	0.093 ** (2.255)	0.146 *** (2.667)	-0.045 (-0.729)
export	0.351 *** (5.414)	1.258 *** (11.714)	1.372 *** (8.292)	0.989 *** (7.149)
control	Y	Y	Y	Y
year&province	Y	Y	Y	Y
处理效应方程		export	export	export
export: L. TFP_ OP		-0.406 *** (-7.080)	-0.426 *** (-4.936)	-0.321 *** (-4.034)
control		Y	Y	Y
year&province		Y	Y	Y
N	5021	4928	2431	2481

注: 括号中为 t 统计量; * 表示 p<0.1, ** 表示 p<0.05, *** 表示 p<0.01。

通过处理效应模型分析能够看出: 第一, 由表 8 回归第(2)列能够得出, 出口行为能够通过学习效应带来研发投资的上升; 处理效应方程中又能得出, 企业前期 TFP 上升会阻碍企业开展出口行为; 第二, 由表 4 中介效应(5)、(6)列得出, TFP 作为中介变量, 资本市场开放可以通过 TFP 提升的方式带动企业研发投资增加。从上述两个结论可以推断: TFP 和出口渠道都可以增加企业研发投资规模, 其中 TFP 为间接渠道, 而出口行为为直接渠道; 第三, 通过上述机制本文推断: TFP 较低企业会选择出口渠道, 并通过出口行为提升企业研发水平; TFP 较高企业直接选择研发, 同时较高的 TFP 水平会对出口形成阻碍; 第四, 资本市场开放能够通过提升企业 TFP 水平, 进而通过直接途径增加研发投资规模, 同时缓解了 TFP 与出口之间的替代关系。

进一步地, 通过劳动密集型和资本密集型划分, 由表 8 第(3)、(4)列得出: 资本市场开放只对资本密集型企业的研发规模提升具有显著影响, 对劳动密集型企业影响不显著。

由上述实证分析可知, 企业 TFP 异质性水平对研发投资会产生影响, 同时资本市场开放通过 TFP 提升与“生产率悖论”的解决, 促进了企业研发投资规模的增加, 验证了假设 3。

(2) 相关机制说明

首先，出口与 TFP 之间存在反向关系，即“出口－生产率悖论”现象：高 TFP 企业不会选择出口。此现象只在中国存在。例如，李春顶等(2009)指出，若按行业进行划分，从每个子行业的 TFP 水平均值来看，出口企业要比非出口企业更低，即只有 TFP 较低时企业才选择出口行为^[14]；汤二子等(2011)指出，出口企业的初始 TFP 水平一般都会低于非出口企业^[33]。所以，本文处理效应中分析的出口、TFP 反向关系存在理论支撑。经验上看，我国出口企业 TFP 水平一般低于非出口企业，主要由于加工贸易结构、出口融资约束与企业资金门槛等原因造成。

其次，出口对研发行为的促进，存在相关文献支撑。出口能够通过学习效应提升自身研发水平。出口学习理论(LBE)认为，参与出口活动的企业从多渠道获得的新知识，以及国际交流、国际市场反馈与国际竞争压力等因素，都会推动企业出口活动中不断进行创新活动，这也是出口对研发带动作用最重要的理论基础。国内同样存在相关的经验证据。例如：康志勇(2011)认为，规模越大的企业出口对创新活动的促进作用越明显^[34]；田巍等(2014)通过贸易自由化自然实验分析得出，作为外生冲击事件的关税降低会刺激企业研发行为，侧面印证了出口对研发的带动作用^[35]。

再次，根据上述推导可知，由于“生产率悖论”的存在，TFP 较高企业多选择自主研发而非出口，只有 TFP 较低企业才通过出口行为带来的学习效应，提升自身的产品附加值水平。故 TFP 较高企业，通过直接途径提升自身研发投入水平，对研发投入具有更明显的提升效果。

最后，劳动密集型企业与资本密集型企业的初始差异，决定了资本市场开放不同类型企业存在不同的效果。资本市场开放一方面能够带来技术外溢效应，另一方面又能够通过融资约束的缓解提升资金支持研发的能力。劳动密集型企业一般技术水平相对落后，资本投入比例相对较小，资本市场开放无法通过技术外溢、融资约束的缓解等方式刺激技术的水平有效提升。

总体来讲，通过上述理论逻辑梳理可以得出，由于“生产率悖论”的存在，企业出口行为与 TFP 之间存在明显的反向关系。TFP 初始水平低的企业，通过出口学习效应提升自身研发能力，例如我国的加工贸易企业，多通过出口活动来提升研发水平；而 TFP 初始水平高的企业，直接从事研发活动，例如我国部分一般贸易高技术企业，倾向于选择国内自主研发。同时，资本市场开放可以促进企业提升 TFP 水平，使企业更多地通过直接渠道增加研发投入。这也是本文提出假设 3 的主要理论依据。

3. Heckman 两阶段法解决样本选择偏误

由于并非所有上市公司披露研发数据或者会计处理中进行研发投入单独归集，部分公司存在因变量非随机缺失的问题。影响公司是否进行研发计提的因素包含：(1)是否进行高新技术企业申请，由于高新技术企业申请要求企业必须对研发费用单独核算^①，企业申请高新技术企业后才能够享受到税收优惠与政府补助，本文以样本公司当年是否为高新技术企业虚拟变量作为选择变量；(2)其他研发选择变量包含公司规模(size)、盈余信息质量(EM)、上期盈利水平(L. roa)等，其中，EM 指标通过修正的 Jones's 模型计算得出，IMR 为一阶回归得出的逆米尔斯比率，rdsign 为企业是否进行研发费用单独计提虚拟变量，若计提则为 1，否则为 0。

$$\Pr\{rdsign = 1\} = \delta_0 + \delta_1 size_{it} + \delta_2 EM_{it} + \delta_3 hightech_{it} + \delta_4 roa_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$\ln trd_{it} = \theta_0 + \theta_1 qfiperc_{it-1} + \theta_2 IMR_{it} + control_{it} + \sum province + \sum year + \omega_{it} \quad (6)$$

① 根据国科发火〔2016〕32号文件要求，高新技术企业资质申请对企业研发投入强度有明确要求，例如：最近一年销售收入在2亿元以上企业，近三个会计年度研发费用总额占同期销售收入总额比例不低于3%。

Heckman 两阶段法回归结果如表 9 所示。

表 9 Heckman 两阶段法回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	FE	Heck2s	HeckMLE
	lntrd	lntrd	lntrd
L. qfiiperc	0.120 *** (2.609)	0.111 *** (2.697)	0.099 ** (2.548)
control	Y	Y	Y
year&province	Y	Y	Y
N	5021	7148	7148

注：括号中为 t 统计量；* 表示 $p < 0.1$ ，** 表示 $p < 0.05$ ，*** 表示 $p < 0.01$ ；(1)列为面板固定效应估计，(2)列为 Heckman 两阶段法最小二乘估计，(3)列为 Heckman 两阶段法极大似然估计。

表 9 回归结果显示，Heckman 两阶段法回归系数保持稳健性，同时逆米尔斯比率显著为负，说明研发支出样本存在一定的样本选择偏误问题。在控制样本选择偏误后，资本市场开放与研发投资之间 5% 水平上显著正相关(2SLS 回归显著性为 1%)，同时与面板固定效应模型回归相比，影响作用虽有所减小，但仍然说明了资本市场开放对研发投资具有正向影响作用。

4. 其他稳健性与异质性分析

本文还分别通过两期 DID 分析、异质性分析、安慰剂分析等方法对进行稳健性检验，并通过工具变量法分析解决了内生性问题，回归结果保持稳健^①。

五、结论及政策启示

本文利用 2014 年至 2017 年 A 股上市公司数据，运用 QFII 持股比例作为资本市场开放度的代理变量，并将“陆港通”政革出台作为资本市场开放的外生冲击事件进行双重差分模型分析，将异质性因素纳入研究框架，开放背景下分析资本市场开放与 R&D 投资规模之间的关系。研究发现：(1)资本市场开放能显著提升企业 R&D 投资的规模。(2)资本市场开放可以通过降低企业对外部银行信贷的依赖度，降低自身融资约束，提升自有现金水平，来促进企业研发投资。(3)异质性分析来看，资本市场开放对不同生产率水平的公司研发决策的影响不同。TFP 较低的企业选择出口，进而通过出口学习效应间接提升自身研发水平；TFP 较高企业直接选择研发投资。中介效应分析表明，资本市场开放能够促进企业 TFP 提升，进而通过直接渠道增加研发投资，否则企业只能单一通过出口行为进而利用学习效应间接增加研发投资。本文的研究丰富了资本账户开放在微观方面的增长效应研究成果，并为我国企业创新活动融资难提供了一种新的解决路径，对于处在资本账户开放进程中的我国来说具有较强的政策意义。

基于以上结论本文提出以下政策建议：首先，我国应当在对外贸易开放同时，坚持对资本市场的逐步放开，继续深化金融体制改革，逐步提升我国各地区金融开放程度，进一步发挥资本账户开放对企业研发的积极影响；其次，资本市场开放的同时应大力提升企业研发能力和 TFP 水平，鼓励企业自主创新，促进产业结构升级；再次，资本市场开放的同时，企业应不断提高直接融资比重和自身经营能力，降低信贷依赖度。当然，在上述措施推进的同时，风险防范措施必不可少，应当加强资本流入流出的跨境资本管理，为我国资本市场进一步开放创造条件，积极应对可能带来的挑

① 相关结果作者备案。

战,保障资本账户开放能够对企业研发活动产生积极影响。

参考文献:

- [1] 巴曙松,张信军.沪港通对跨境资本流动的影响[J].中国金融,2014,(18):48-49.
- [2] 徐飞.银行信贷与企业创新困境[J].中国工业经济,2019,(1):119-136.
- [3] Rajan R. G., Zingales L. Financial Dependence and Growth [J]. Social Science Electronic Publishing, 1996, 88(3): 559-586.
- [4] Mitton T. Stock Market Liberalization and Operating Performance at the Firm Level [J]. Journal of Financial Economics, 2006, 81(3): 625-647.
- [5] Arestis P., Caner A. Capital Account Liberalisation and Poverty: How Close is the Link? [J]. Cambridge Journal of Economics, 2010, 34(2): 295-324.
- [6] Kose M., Prasad E. S., Terrones M. E. Does Openness to International Financial Flows Raise Productivity Growth [J]. Journal of International Money and Finance, 2009, 28(4): 554-580.
- [7] Henry P. Do Stock Market Liberalizations Cause Investment Booms? [J]. Journal of Financial Economics, 2000, 58(1-2): 301-334.
- [8] Eichengreen B., Gullapalli R., Panizza U. Capital Account Liberalization, Financial Development and Industry Growth: A Synthetic View [J]. Journal of International Money & Finance, 2011, 30(6): 1090-1106.
- [9] Gorodnichenko Y., Schnitzer M. Financial Constraints and Innovation, Why Poor Countries Don't Catch Up [Z]. National Bureau of Economic Research Working Paper, 2010.
- [10] 张杰,芦哲,郑文平.融资约束、融资渠道与企业R&D投入[J].世界经济,2012,(10):66-90.
- [11] Luong H., Moshirian F., Nguyen L., et al. How Do Foreign Institutional Investors Enhance Firm Innovation? [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2017, (05): 1-42.
- [12] Gillan S. L., Starks L. T. Corporate Governance Proposals and Shareholder Activism: The Role of Institutional Investors [J]. Journal of Financial Economics, 2000, 57(2): 275-305.
- [13] 李春涛,刘贝贝,周鹏,等.它山之石:QFII与上市公司信息披露[J].金融研究,2018,(12):138-156.
- [14] 李春顶,尹翔硕.我国出口企业的“生产率悖论”及其解释[J].财贸经济,2009,(11):84-90.
- [15] 戴觅,余森杰.中国出口企业生产率之谜:加工贸易的作用[J].经济学季刊,2014,(2):675-698.
- [16] 鲁晓东,连玉君.中国工业企业全要素生产率估计:1900-2007[J].经济学季刊,2012,(2):541-558.
- [17] 任海云,宋伟宸.企业异质性因素、研发费用加计扣除与R&D投入[J].科学学研究,2017,(8):114-121.
- [18] 卢馨,郑阳飞.融资约束对企业R&D投资的影响研究——来自中国高新技术上市公司的经验证据[J].会计研究,2013,(5):51-58.
- [19] 汤胜,蔡名蕊.融资约束、会计信息质量与研发投入——来自创业板上市公司的经验证据[J].国际商务财会,2016,(8):51-59.
- [20] Solow R. M. A Contribution to the Theory of Economic Growth. [J] The Quarterly Journal of Economics, 1956, (70): 65-94.
- [21] Obstfeld M. Risk-Taking, Global Diversification, and Growth [J]. American Economic Review, 1994, 84(5): 1310-1329.
- [22] Gatti R., Love I. Does Access To Credit Improve Productivity? Evidence From Bulgaria [J]. Economics of Transition, 2010, 16(3): 445-465.
- [23] Quinn, Dennis. The Correlates of Change in International Financial Regulation [J]. American Political Science Review, 1997, 91(3): 531-551.
- [24] Daron Acemoglu, Fabrizio, Zilibotti. Was Prometheus Unbound by Chance? Risk, Diversification, and Growth [J]. Journal of Political Economy, 1997, 105(4): 709-751.
- [25] Kalemli-Ozcan S., Sørensen B. E., Oved Yosha O. Risk Sharing and Industrial Specialization: Regional and International Evidence [J]. American Economic Review, 2003, 93(3): 903-918.
- [26] Harrison A. E., Love, I & Mcmillan M. S. Global Capital Flows and Financing Constraints [J]. Journal of Development Economics, 2004, 75(1): 269-301.
- [27] Nini G., Sufi A., Smith D. C. Creditor Control Rights and Firm Investment Policy [J]. Journal of Financial Economics, 2013, 109(3): 856-878.
- [28] Johnson S. A. Debt Maturity and the Effects of Growth Opportunities and Liquidity Risk on Leverage [J]. Review of Financial Studies,

- 2003, 16(1): 209-236.
- [29] 罗子媛, 靳玉英. 资本账户开放对企业融资约束的影响及其作用机制研究 [J]. 财经研究, 2018, (8): 102-114.
- [30] 连立帅, 朱松, 陈超. 资本市场开放与股价对企业投资的引导作用: 基于沪港通交易制度的经验证据 [J]. 中国工业经济, 2019, (3): 100-118.
- [31] 钟覃琳, 陆正飞. 资本市场开放能提高股价信息含量吗? ——基于“沪港通”效应的实证检验 [J]. 管理世界, 2018, (1): 169-179.
- [32] Wang F. Complementarities between R&D Investment and Exporting—Evidence From China [J]. China Economic Review, 2014, (31): 217-227.
- [33] 汤二子, 李影, 张海英. 异质性企业、出口与“生产率悖论”——基于 2007 年中国制造业企业层面的证据 [J]. 南开经济研究, 2011, (3): 79-96.
- [34] 康志勇. 出口贸易与自主创新——基于我国制造业企业的实证研究 [J]. 国际贸易问题, 2011, (2): 35-45.
- [35] 田巍, 余森杰. 中间品贸易自由化和企业研发: 基于中国数据的经验分析 [J]. 世界经济, 2014, (6): 90-112.

Does Stock Market Liberalization Cause Firms' R&D Investment Boom? ——Evidence From the Sample of Mainland-Hong Kong Stock Connect Program

MA Yanyan¹, YU Maomao¹, CHENG Jingjing^{1,2}

(1. School of International Trade and Economics, University of International Business and Economics, Beijing 100029, China; 2. Department of Finance, Hebei Finance University, Baoding 071051, China)

Abstract: Based on the dataset of Chinese listed firms from 2014 to 2017, using QFII ownership of stock market as a proxy variable for stock market liberalization, and viewing the Mainland-Hong Kong Stock Connect Program as a quasi-natural experiment, this paper applies the DID method to analyze the effects of the stock market liberalization on firms' R&D investment scale and embedded internal mechanism. The results are as follows: firstly, mainland firm's R&D investment has increased significantly after liberalization of stock market; secondly, the increase in R&D investment following financial liberalization is achieved by external credit reliance, higher external supervision as well as higher TFP growth rate. Finally, liberalization of capital market can also breakthrough the substituted relationships between export activities and innovations, which may also lead to the increase in R&D investment.

Key words: Stock Market Liberalization; R&D Investment; Mainland-Hong Kong Stock Connect Program; Financial Constraints; The Productivity Puzzle of Chinese Exporters

(责任编辑: 原 蕴)