
政策不确定性、财务柔性价值与 资本结构动态调整

顾 研 周强龙^{*}

内容提要 本文以 2001–2014 年中国 A 股上市公司为样本,研究了政策不确定性如何影响资本结构的动态调整。结果表明,随着政策不确定性的上升,资本结构决策趋于保守,财务柔性价值在该过程中起到关键作用。政策不确定性上升使企业的财务柔性价值显著提高;对财务杠杆高于目标的企业,财务柔性价值越高,资本结构调整速度越快;而对杠杆低于目标的企业,财务柔性价值越高,资本结构调整速度越慢;对杠杆高于目标的企业,政策不确定性的程度越高,财务柔性价值的影响就越显著。此外,在调整方式上,高财务柔性价值企业更倾向于采用增加权益的方式实现资本结构的保守调整,且对杠杆高于目标的企业,政策不确定性水平越高,这种对调整方式的选择倾向越明显。

关键词 政策不确定性 财务柔性价值 资本结构调整

一 引言

自从 MM 定理(Modigliani 和 Miller,1958)提出在完美市场假设下资本结构与公司价值

^{*} 顾研:复旦大学经济学院 上海市杨浦区国权路 600 号 200433 电子信箱:gyapple2006@126.com;周强龙(通讯作者):中国金融期货交易所 复旦大学管理学院 上海市浦东新区世纪大道 1600 号 200122 电子信箱:zqlfudan@163.com。

作者感谢国家自然科学基金青年项目(71403238)和中国博士后科学基金面上资助项目(2017M610220)的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见,当然,文责自负。

无关后,大量文献考察了现实中企业所得税、破产成本、信息不对称等因素对企业资本结构决策的影响。Faulkender 和 Petersen(2006)指出,这些研究认为资本结构的选择取决于企业对债务或股权融资的需求,隐含假设是资本具有完全的供给弹性,企业的行为和决策仅依赖财务结构、公司治理等企业层面特征。但是,近期一些文献对这种只考虑企业融资需求的研究方法提出了质疑,他们的经验研究表明资金供给环境对资本结构决策也存在十分重要的影响(Leary,2008;Lemmon 和 Roberts,2010;曾海舰和苏冬蔚,2010;伍中信等,2013),企业未来能否在市场获得融资具有较大不确定性(Almeida 等,2011)。

经济政策是决定企业融资环境的重要因素。一方面,经济政策的实际调整直接影响企业面临的融资市场环境;另一方面,政府是否、何时以及如何调整经济政策的不确定性也使企业在预判未来融资环境时面临较大风险(Gulen 和 Ion,2015)。曾海舰和苏冬蔚(2010)、于蔚等(2012)及伍中信等(2013)考察了经济政策实际调整的影响,但有关政策不确定性影响的研究目前仍然相对少见。可能的原因一是相较政策实际调整的影响,政策不确定性的作用具有一定的隐蔽性(李凤羽和杨墨竹,2015);二是企业预测政策不确定性难度很大,这使考察不同企业对融资市场摩擦的敏感度差异显得尤为重要(Hugonnier 等,2015)。

面对融资市场环境的不确定性,企业储备一定的财务柔性能保证持续稳定的投资,有利于维持健康的经营和发展(Graham 和 Harvey,2001)。政策不确定性提高会增大未来融资市场环境的不确定性,造成企业对财务柔性的评价上升,企业财务决策也会因此受到影响(Killi 等,2011)。这意味着在考察政策不确定性对资本结构的影响过程中,财务柔性价值是一个关键因素,本研究也主要围绕这一因素展开。此外,由于Bounie(2008)指出对杠杆调整方向不同的企业,资本结构的调整速度存在一定差异。因此,本文也对此做重点讨论,同时进一步分析具体的杠杆调整方式。与已有研究相比,本文贡献体现在以下几方面:

1. 本文拓展了经济政策对资本结构调整行为影响的已有研究,也丰富了资本结构动态调整的相关文献。考虑到中国政府频繁运用各项政策调控经济运行,市场上又存在大量国有经济主体(饶品贵等,2017),近年来围绕政策不确定性对中国实体经济影响的话题已经引起了学界的浓厚兴趣。从政策不确定性的作用对象看,前期文献已经对企业的现金持有(王红建等,2014)、商业信用(王化成等,2016)、投资行为(李凤羽和杨墨竹,2015;饶品贵等,2017)进行了一定探讨。但考察政策不确定性与资本结构动态调整的文献仍然鲜见。本研究发现政策不确定性通过财务柔性价值这一关键变量,对资本结构动态调整具有显著影响。这一结论丰富了对宏观经济政策与微观企业行为互动关系的认识。

2. 本文为资本结构的非对称调整提供了新证据。面对不同杠杆调整方向,企业的资本结构决策很可能存在差异(Bounie,2008)。对此,本文的经验研究着重考察了这种非

对称效应的实际情况。结果表明政策不确定性通过财务柔性价值使企业资本结构决策变得保守,但在具体的调整速度和方式上,对杠杆调整方向不同的企业,作用结果完全不同。

3. 本文的经验分析结论对中国资本市场建设具有较强的政策启示意义。通过进一步考察政策不确定性对资本结构调整方式的影响,我们发现,面对政策不确定性的变化,增加权益是企业进行资本结构保守调整的主要方式。这进一步明确了政策不确定性对资本结构调整的具体影响机制,同时显示一个发展稳健和功能完备的权益类融资市场,将有利于企业在面临政策不确定性时更加灵活地调整资本结构。这对中国进一步完善多层次资本市场体系,提高直接融资比重,降低企业利用资本市场的门槛和成本具有一定的借鉴意义。

本文余下部分安排为:第二部分是理论分析与研究假设;第三部分介绍样本数据、变量定义以及模型设计;第四部分是经验结果及分析,检验政策不确定性通过财务柔性价值对资本结构调整速度和方式的影响;最后是结论。

二 理论分析与研究假设

(一) 政策不确定性与资本结构动态调整

资本结构一直是公司金融领域研究的核心问题之一。在传统理论强调企业融资需求的基础上,学者们开始注重对资金供给环境的考察。Leary (2008) 对美国 1961 和 1966 年两次信贷环境变化的研究发现,规模小和信用等级低的企业受到的影响更大。曾海舰和苏冬蔚(2010)对中国上市公司的研究发现,规模小、民营化程度高及担保能力弱的企业在信贷扩张时负债率上升,信贷紧缩时负债率下降。伍中信等(2013)也指出信贷政策对中国企业的资本结构存在显著影响,其对流动负债的作用远大于长期负债。

上述研究结果表明资金供给环境显著影响企业的资本结构,而经济政策又是决定前者的关键因素,因此对企业资本结构的研究应重视来自经济政策的影响。上述文献主要考虑政策实际调整的影响,但对政策不确定性的关注不足。事实上,由于企业决策存在调整成本,政策不确定性的冲击会在多方面对企业产生影响,比如减少投资和出口(Julio 和 Yook, 2012; Handley 和 Limao, 2015),增加对现金等流动性较强的资产配置(Bloom 等, 2007),同时相应减少现金股利支付(Huang 等, 2015)。

面对不确定性较高的政策环境,加强自身经营稳健性是企业首要考虑的问题(王化成等, 2016)。债务融资比例越高,企业未来还款压力越大,其潜在破产风险也越高(李增福等, 2012)。因此,政策不确定性越高,企业的资本结构调整将越保守,具体表

现为实际财务杠杆高于目标时企业加速向下调整杠杆,而实际杠杆低于目标时企业减速向上调整杠杆。由此,本文提出如下假设。

假设 1:当企业实际杠杆高于目标时,政策不确定性越高,资本结构调整速度越快;当企业实际杠杆低于目标时,政策不确定性越高,资本结构调整速度越慢。

(二)政策不确定性与财务柔性价值

对企业而言,政策不确定性上升会直接提高企业未来融资环境的不确定性。此时为了维持经营和投资的稳定,企业需要储备一定的财务柔性作为预防风险的有效手段(Boun,2011; Almeida 等,2011)。理论上,财务柔性是企业以低成本获得融资或重构融资结构的能力(Gamba 和 Triantis,2008),它可以在市场融资环境变差(未来面临融资约束)时保证企业投资的正常进行(Graham 和 Harvey,2001)。此外,充足的财务柔性还能使企业把握住危机中的投资机会,有利于企业的长期发展(Arslan 等,2014)。

财务柔性价值是企业基于财务柔性对公司价值影响而形成的对财务柔性重要程度的价值判断。财务柔性价值与财务柔性水平看似相关,但实际上存在较大差异,前者取决于企业实际财务柔性储备与理想水平的差距(Rapp 等,2014)。当政策不确定性上升造成未来融资环境不确定性上升时,财务柔性对公司价值的重要性提高,实际财务柔性储备与理想水平的差距增大,高流动性资产(如现金)给企业带来的未来预期收益上升。Bloom 等(2007)的研究也发现,政策不确定性上升会促使企业提高现金等流动性较强资产的配置水平。基于上述讨论,本文提出如下假设。

假设 2:政策不确定性的程度越高,企业的财务柔性价值越高,反之反是。

(三)财务柔性价值与资本结构调整速度

资本结构动态权衡理论认为企业存在目标资本结构,当实际资本结构偏离目标时,向目标调整会给企业带来正收益,但资本市场摩擦使企业在对资本结构进行调整时也存在相应的成本(Leary 和 Roberts,2005)。只有当调整收益超过调整成本时,企业才会对资本结构进行调整,并且实际调整速度取决于调整收益和调整成本的大小(黄继承等,2014)。调整成本的提出为现实中资本结构调整过慢提供了合理解释,也因此成为目前资本结构研究的热点(林慧婷等,2016)。

面对融资环境的不确定性,保持财务柔性的需要会使企业的融资决策偏向保守(Fama 和 French,2001)。这意味着企业在对资本结构进行调整时,如果财务柔性的重要性较高,即财务柔性价值较高,那么保持相对较低的杠杆比例对企业更有利。当企业实际杠杆高于目标杠杆时,如果企业的财务柔性价值越高,保持财务柔性的需求与当前杠杆

调整方向一致,企业向下调整杠杆的收益增大,企业会以更快的速度向目标做降杠杆调整;当企业实际杠杆低于目标时,如果企业的财务柔性价值越高,保持财务柔性的需求与当前杠杆调整方向相反,企业向上调整杠杆的收益减少,权衡考量后企业将会以更慢的速度向目标做加杠杆调整。由此,本文提出如下假设。

假设3:当企业的实际杠杆高于目标时,财务柔性价值越高,资本结构调整速度越快;当企业的实际杠杆低于目标时,财务柔性价值越高,资本结构调整速度越慢。

政策不确定性不仅能通过影响财务柔性价值影响企业的资本结构决策,而且随着政策不确定性程度的提高,企业资本结构决策对财务柔性价值的反应敏感度也会发生变化。由于政策不确定性上升导致企业因风险造成的亏损成本呈非线性加速增长(王志强等,2011),因此企业在做决策时对规避高政策不确定性风险的需求会更为强烈(李增福等,2012)。即越高的政策不确定性会使企业对未来融资环境不确定性的反应敏感度越大,从而使财务柔性价值对企业资本结构调整的影响更为显著。由此,本文提出如下假设。

假设4:当企业的实际杠杆高于目标时,政策不确定性程度越高,高财务柔性价值企业的资本结构调整速度越快;当企业的实际杠杆低于目标时,政策不确定性程度越高,高财务柔性价值企业的资本结构调整速度越慢。

(四)财务柔性价值与资本结构调整方式

面对财务柔性价值的变化,企业需要调整资本结构,但具体采用何种调整方式可能存在差异(林慧婷等,2016)。企业无论是对负债还是权益进行调整,目的都是实现资本结构调整的预期结果,而在财务柔性价值发生变化的情况下,如何综合考虑资本结构调整的成本与保有适当财务柔性的需求,是企业需要解决的重要问题。由于政策不确定性上升通过财务柔性价值的影响结果是促使企业对资本结构做保守调整,因此本文主要考察保有财务柔性的需求对减少负债和增加权益两种调整方式的影响。

减少负债往往会占用企业的营运资金或储备现金,直接提高企业当前的运营成本,当前选择减少负债面临的难度和阻力较大;而通过再融资等方式增加权益对企业运营成本的影响主要在未来,当前选择该调整方式面临的难度和阻力较小^①。因此出于对控制运营成本以及维持财务柔性的考虑,企业更可能通过增加权益的方式降低杠杆。

面对融资环境的不确定性,财务柔性价值越高的企业越倾向采用保守的融资策

^① 在政策不确定性提高时,降低负债可能加大企业当前的经营风险,增加权益则会分散一部分企业当前的经营风险。

略。通过对负债或权益的调整,高财务柔性价值企业将使杠杆比例维持在一个相对较低的水平。考虑到此时增加权益比减少负债面临的运营成本更小,也更有利于企业储备财务柔性,企业更可能采用增加权益的方式降低杠杆。由此,本文提出如下假设。

假设 5:当企业的实际杠杆高于目标时,财务柔性价值越高,通过增加权益方式促进资本结构下调的概率越大;当企业的实际杠杆低于目标时,财务柔性价值越高,通过增加权益方式减缓资本结构上调的概率越大。

与前文类似,政策不确定性不仅影响财务柔性价值,还影响企业对财务柔性价值的反应敏感度。由于企业因风险造成的亏损成本呈非线性加速增长,因此政策不确定性越高,财务柔性价值对企业资本结构调整的影响越显著。这意味着在面临更高的政策不确定性时,高财务柔性价值企业倾向维持更低的杠杆水平和更高的财务柔性,而采用增加权益较减少负债的方式能更好地实现这一目标。由此,本文提出如下假设。

假设 6:当企业实际杠杆高于目标时,政策不确定性程度越高,高财务柔性价值企业通过增加权益方式促进资本结构下调的概率越大;当企业实际杠杆低于目标时,政策不确定性程度越高,高财务柔性价值企业通过增加权益方式减缓资本结构上调的概率越大。

三 研究设计

(一)样本与数据

本文以 2001–2014 年中国 A 股市场上上市公司数据为样本,借鉴姜付秀和黄继承(2011)、李增福等(2012)及林慧婷等(2016)的方法,对样本执行如下筛选程序:(1)剔除金融类上市公司样本;(2)剔除同时发行 B 或 H 股的样本;(3)剔除被特别处理(ST 或 PT)的样本;(4)剔除所有者权益为负的样本;(5)剔除主营业务收入小于等于 0 的样本;(6)剔除股票回报缺失的样本。最终得到 2364 家企业共 20 465 个观测值,企业财务数据来自国泰安(CSMAR)和万德(WIND)数据库。为排除极端值的影响,我们对企业层面的连续变量进行 1% 和 99% 水平的 Winsor 缩尾处理。

(二)变量构建

1. 政策不确定性的度量。本文使用斯坦福大学和芝加哥大学联合发布的中国经济政策不确定性指数衡量中国政策不确定性。该指数由 Baker 等(2016)构建,通过搜索和筛选与经济政策不确定性相关的新闻报道等,对涉及中国政策不确定性的文章数量进行统计和标准化处理后得到。在基于该指数的研究中,金雪军等(2014)发现政

策不确定性冲击对 GDP、投资、消费、出口和价格变动有负面影响;王红建等(2014)指出经济政策不确定性会增加企业的超额现金持有,并对现金资源配置产生重要影响;李凤羽和杨墨竹(2015)发现经济政策不确定性上升会抑制中国企业投资,而且这种抑制作用在 2008 年全球金融危机以后更为明显。

由于中国经济政策不确定性指标为月度数据,而本研究基于年度数据,因此借鉴王红建等(2014)的做法,我们对每年 12 个月的数据取算术平均值作为年度的政策不确定性指数。这一做法能平滑政策不确定指数在同一年度不同月份间的差异,从而更能体现政策不确定性对企业决策的影响。此外,为使回归系数便于分析,本文在经验分析时对该指数做了除以 100 的技术处理。

2. 财务柔性价值的度量。根据 Gamba 和 Triantis(2008)的理论分析,财务柔性价值与企业的盈利能力、成长潜力、现金持有成本、外部融资环境和资产可逆性有关。因此,类似 Killi 等(2011)与 Rapp 等(2012,2014)的方法,本文采用两步法测算企业的财务柔性价值。

第一步,估计盈利能力等因素通过超额现金变动对资本市场回报的影响权重。对资本市场回报我们用超额收益率表示,先根据 Fama 和 French(1993)的三因子模型算出月度超额收益率,再将月度超额收益率加总得到年度超额收益率($Return_Ab$)。超额现金变动($\Delta Cash_Ab$)等于实际现金变动减去预期现金变动,预期现金变动通过回归实际现金变动、托宾 Q、支付股利后的利润及企业规模得出(Almeida 等,2004)。我们用如下模型估计盈利能力等因素通过超额现金变动对资本市场回报的影响:

$$\begin{aligned} Return_Ab_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \Delta Cash_Ab_{it} + \beta_2 Growth_{it} + \beta_3 \Delta Earning_{it} + \beta_4 OCF_{it} + \beta_5 PV_{it} \\ & + \beta_6 Tang_{it} + \beta_7 \Delta Cash_Ab_{it} \times Growth_{it} + \beta_8 \Delta Cash_Ab_{it} \times \Delta Earning_{it} \\ & + \beta_9 \Delta Cash_Ab_{it} \times OCF_{it} + \beta_{10} \Delta Cash_Ab_{it} \times PV_{it} \\ & + \beta_{11} \Delta Cash_Ab_{it} \times Tang_{it} + \beta_{12} \Delta NA_{it} + \beta_{13} \Delta RD_{it} + \beta_{14} \Delta Intexp_{it} \\ & + \beta_{15} \Delta Div_{it} + \beta_{16} Cash_{it} + \beta_{17} Lev_{it} + \beta_{18} NF_{it} + \beta_{19} Z_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

其中,销售额增长($Growth$)表示企业的成长潜力;利润变动($\Delta Earning$)表示企业的盈利能力;经营性现金流(OCF)表示企业的真实经营成果;股价波动标准差(PV)表示企业的外部融资环境;有形资产占比($Tang$)表示企业的资产可逆性。其余控制变量包括:净资产变动(ΔNA)、研发支出变动(ΔRD)、利息支出变动($\Delta Intexp$)、股利支付变动(ΔDiv)、持有现金($Cash$)、财务杠杆(Lev)、融资现金流(NF)以及年度-行业虚拟变量(Z)。

第二步,估计企业的财务柔性价值。我们将盈利能力等因素的影响权重做模型(2)中的处理,再加上超额现金变动本身的系数 β_1 ,由此得到企业的财务柔性价值($VOFF$):

$$VOFF_{it} = \beta_1 + \beta_2 Growth_{it} + \beta_3 \Delta Earning_{it} + \beta_4 OCF_{it} + \beta_5 PV_{it} + \beta_6 Tang_{it} \quad (2)$$

(三) 模型设计

1. 资本结构动态调整模型。根据 Byoun(2008)、Lemmon 等(2008)、Huang 和 Ritter(2009)以及黄继承等(2014)的研究,标准的资本结构动态调整模型设定为:

$$Lev_{it} - Lev_{i,t-1} = \lambda (Lev_{it}^* - Lev_{i,t-1}) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, Lev_{it} 和 $Lev_{i,t-1}$ 分别表示 i 企业 t 年和 $t-1$ 年的资本结构,即财务杠杆,用企业当年的总负债除以总资产表示, Lev_{it}^* 表示 i 企业 t 年的目标资本结构。回归系数 λ 表示企业的实际与目标资本结构之差以每年 λ 的速度减小,我们也称 λ 为企业的资本结构调整速度。

正如 Byoun(2008)指出的,企业在选择股权还是债权融资时存在信息不对称和交易成本问题。因此,在向目标资本结构增加杠杆或降低杠杆时,企业的调整速度可能存在一定差异,本文采用考虑非对称调整的动态模型估计资本结构调整速度:

$$\Delta Lev_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Dev_{it} \times D_{it}^{above} + \alpha_2 Dev_{it} \times D_{it}^{below} + \alpha_3 D_{it}^{above} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, $Dev_{it} = Lev_{it}^* - Lev_{i,t-1}$,表示企业上期资本结构与目标资本结构的距离; D_{it}^{above} 是高杠杆企业虚拟变量,当 $t-1$ 年的财务杠杆大于 t 年的目标杠杆时取 1,否则取 0; D_{it}^{below} 是低杠杆企业虚拟变量,当 $t-1$ 年的财务杠杆小于 t 年的目标杠杆时取 1,否则取 0。因此, α_1 表示高杠杆企业向目标资本结构降低杠杆时的调整速度, α_2 表示低杠杆企业向目标资本结构增加杠杆时的调整速度。

2. 目标资本结构估计。如何测度企业的目标资本结构是研究动态资本结构模型的关键。参考 Byoun(2008)、Lemmon 等(2008)、Huang 和 Ritter(2009)、姜付秀和黄继承(2011)及黄继承等(2014)的做法,本文采用如下模型衡量企业的目标资本结构:

$$Lev_{it}^* = \beta X_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, $X_{i,t-1}$ 是一系列与资本结构相关的变量。根据 Flannery 和 Rangan(2006)、姜付秀和黄继承(2011)及 Faulkender 等(2012)的研究,结合中国实际情况,本文选取企业规模 ($Size$, 期末总资产的自然对数)、总资产回报率 (ROA , 净利润除以平均总资产)、销售额增长 ($Growth$, 本期与上期营业收入的自然对数之差)、有形资产占比 ($Tang$, 有形资产除以期末总资产)、非债务税盾 (DEP , 固定资产折旧除以期末总资产)以及行业资本结构特征 (Med , 资本结构的行业中位数)作为决定资本结构的变量。

我们对模型(5)分别采用普通最小二乘(OLS)法和混合效应模型(MEM)进行回

归,以预测企业的目标资本结构(Byoun,2008)。考虑来自宏观因素(如通货膨胀)的可能影响,我们也对样本分年度做Tobit回归,预测企业的目标资本结构(Harford等,2009;Denis和McKeon,2012;陆正飞等,2015)。

此外,Byoun(2008)指出模型(5)在预测目标资本结构时假设调整过程是完美的,即观测到的资本结构平均来看总是等于目标资本结构。但考虑存在调整成本,假设总体上企业向目标资本结构做部分调整更符合现实。因此,为保证结论稳健性,我们也同时采用如下模型进行预测:

$$Lev_{it} = \lambda \beta X_{i,t-1} + (1 - \lambda) Lev_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

本文借鉴Halling等(2016)的做法,采用系统广义矩估计(GMM)方法估计模型(6),并将模型(6)估计得到的系数向量 β 代入模型(5),从而得到估计的目标资本结构。

3. 回归模型。(1)政策不确定性与资本结构调整速度。根据假设1,政策不确定的程度越高,高杠杆企业向下调整资本结构的速度越快,低杠杆企业向上调整资本结构的速度越慢。对此,检验模型如下:

$$\Delta Lev_{it} = \theta_{10} + \theta_{11} Dev_{it} \times PU_{t-1} \times D_{it}^{above} + \theta_{12} Dev_{it} \times PU_{t-1} \times D_{it}^{below} + \theta_{13} Dev_{it} \times D_{it}^{above} + \theta_{14} Dev_{it} \times D_{it}^{below} + \theta_{15} PU_{t-1} \times D_{it}^{above} + \theta_{16} PU_{t-1} \times D_{it}^{below} + \theta_{17} D_{it}^{above} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中, PU_{t-1} 是政策不确定性。参考王红建等(2014)的研究,我们采用 PU 滞后1期数据,其余变量定义与模型(4)一致。根据理论分析的结果,预期模型(7)的 θ_{11} 符号为正, θ_{12} 符号为负。

(2)政策不确定性与财务柔性价值。根据假设2,政策不确定性的程度越高,企业的财务柔性价值越高,反之反是。对此,检验模型如下:

$$VOFF_{it} = \theta_{20} + \theta_{21} PU_t + \theta_{22} CTL_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中,控制变量 $CTL_{i,t-1}$ 包括企业规模(Size)、总资产回报率(ROA)、销售额增长(Growth)、有形资产占比(Tang)、经营性现金流(OCF)、财务杠杆(Lev)等^①,企业层面的控制变量取滞后1期。根据理论分析的结果,预期系数 θ_{21} 符号为正。

(3)财务柔性价值与资本结构调整速度。根据假设3,财务柔性价值越高,企业资本结构决策越保守。具体表现为财务柔性价值升高时,高杠杆企业向目标调整的速度更快,低杠杆企业向目标调整的速度更慢。对此,检验模型如下:

① 由于政策不确定性指标为年度变量,我们在回归模型中考虑了不控制年度效应、控制年度1次项、控制年度2次项以及控制年度3次项4种方法,以提高结论的稳健性。

$$\begin{aligned} \Delta Lev_{it} = & \theta_{30} + \theta_{31} Dev_{it} \times VOFF_{i,t-1} \times D_{it}^{above} + \theta_{32} Dev_{it} \times VOFF_{i,t-1} \times D_{it}^{below} \\ & + \theta_{33} Dev_{it} \times D_{it}^{above} + \theta_{34} Dev_{it} \times D_{it}^{below} + \theta_{35} VOFF_{i,t-1} \times D_{it}^{above} \\ & + \theta_{36} VOFF_{i,t-1} \times D_{it}^{below} + \theta_{37} D_{it}^{above} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (9)$$

其中,我们采用 $VOFF$ 滞后 1 期数据避免可能的反向因果问题(Rapp 等,2014),其余变量定义与模型(4)一致。预期 θ_{31} 符号为正, θ_{32} 符号为负。

根据假设 4,财务柔性价值越高,企业对政策不确定性的反应敏感度越高,其资本结构决策越保守。具体表现为政策不确定性越高,财务柔性价值对资本结构调整速度的影响更为显著。对此,检验模型如下:

$$\begin{aligned} \Delta Lev_{it} = & \theta_{40} + \theta_{41} Dev_{it} \times VOFF_{i,t-1} \times D_{it}^{above} \times PU_t + \theta_{42} Dev_{it} \times VOFF_{i,t-1} \\ & \times D_{it}^{below} \times PU_t + \theta_{43} Dev_{it} \times D_{it}^{above} \times PU_t + \theta_{44} Dev_{it} \times D_{it}^{below} \times PU_t \\ & + \theta_{45} VOFF_{i,t-1} \times D_{it}^{above} \times PU_t + \theta_{46} VOFF_{i,t-1} \times D_{it}^{below} \times PU_t \\ & + \theta_{47} D_{it}^{above} \times PU_t + \theta_{48} Dev_{it} \times VOFF_{i,t-1} \times D_{it}^{above} + \theta_{49} Dev_{it} \\ & \times VOFF_{i,t-1} \times D_{it}^{below} + \theta_{4,10} Dev_{it} \times D_{it}^{above} + \theta_{4,11} Dev_{it} \times D_{it}^{below} \\ & + \theta_{4,12} VOFF_{i,t-1} \times D_{it}^{above} + \theta_{4,13} VOFF_{i,t-1} \times D_{it}^{below} + \theta_{4,14} D_{it}^{above} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (10)$$

根据理论分析结果,预期 θ_{41} 符号为正, θ_{42} 符号为负。

(4)财务柔性价值与资本结构调整方式。对于高财务柔性价值企业,降低负债或增加权益是保守调整资本结构的两种方式。理论分析认为,采用增加权益的方式比降低负债的运营成本更低,更有利于保持财务柔性。根据假设 5,财务柔性价值越高,企业越可能采用增加权益的调整方式。鉴于被解释变量为虚拟变量,检验模型为:

$$\begin{aligned} P(Adjust_N_{it} = 1) = & \Phi(\theta_{50} + \theta_{51} Dev_{it} \times VOFF_{i,t-1} \times D_{it}^{above} + \theta_{52} Dev_{it} \times VOFF_{i,t-1} \\ & \times D_{it}^{below} + \theta_{53} Dev_{it} \times D_{it}^{above} + \theta_{54} Dev_{it} \times D_{it}^{below} \\ & + \theta_{55} VOFF_{i,t-1} \times D_{it}^{above} + \theta_{56} VOFF_{i,t-1} \times D_{it}^{below} + \theta_{57} D_{it}^{above} + \varepsilon_{it}) \end{aligned} \quad (11)$$

其中, $Adjust_N_{it}$ 是资本结构调整方式虚拟变量,分别为降低负债 ($Debt_dec_{it}$) 和增加权益 ($Equity_inr_{it}$)。借鉴 Leary 和 Roberts(2005)的研究,本文对其定义如下:若当年新增负债除以年初总资产 $(Debt_{it} - Debt_{i,t-1})/TA_{i,t-1} \leq -5\%$,则 $Debt_dec_{it}$ 取 1,否则取 0;若当年新增权益除以年初总资产 $(Equity_{it} - Equity_{i,t-1})/TA_{i,t-1} \geq 5\%$,则 $Equity_inr_{it}$ 取 1,否则取 0^①。模型(11)采用 Logit 估计方法。根据理论分析的结果,对增加权益方式,预期 θ_{51} 为负, θ_{52} 为正;而对降低负

① 借鉴 Leary 和 Roberts(2005)与黄继承等(2014)的做法,本文将资本结构的债务和权益调整阈值设为总资产的 5%。此外,本文也将阈值设为 2.5%,重新进行了所有检验,研究结论保持不变。

债方式, θ_{51} 和 θ_{52} 均不显著。

根据假设 6,政策不确定性越高,高财务柔性价值企业的反应敏感度越大,越可能通过增加权益的方式实现保守的资本结构。同样由于被解释变量为虚拟变量,检验模型如下:

$$\begin{aligned} P(Adjust_N_{it} = 1) = & \Phi(\theta_{60} + \theta_{61}Dev_{it} \times VOFF_{i,t-1} \times D_{it}^{above} \times PU_t + \theta_{62}Dev_{it} \\ & \times VOFF_{i,t-1} \times D_{it}^{below} \times PU_t + \theta_{63}Dev_{it} \times D_{it}^{above} \times PU_t \\ & + \theta_{64}Dev_{it} \times D_{it}^{below} \times PU_t + \theta_{65}VOFF_{i,t-1} \times D_{it}^{above} \times PU_t \\ & + \theta_{66}VOFF_{i,t-1} \times D_{it}^{below} \times PU_t + \theta_{67}D_{it}^{above} \times PU_t + \theta_{68}Dev_{it} \quad (12) \\ & \times VOFF_{i,t-1} \times D_{it}^{above} + \theta_{69}Dev_{it} \times VOFF_{i,t-1} \times D_{it}^{below} \\ & + \theta_{6,10}Dev_{it} \times D_{it}^{above} + \theta_{6,11}Dev_{it} \times D_{it}^{below} + \theta_{6,12}VOFF_{i,t-1} \\ & \times D_{it}^{above} + \theta_{6,13}VOFF_{i,t-1} \times D_{it}^{below} + \theta_{6,14}D_{it}^{above} + \varepsilon_{it}) \end{aligned}$$

这里同样采用 Logit 模型进行回归分析。根据理论分析,对增加权益方式,我们预期 θ_{61} 为负, θ_{62} 为正;而对降低负债方式, θ_{61} 和 θ_{62} 均不显著。

(四) 变量描述性统计

由表 1 主要变量的描述性统计可知,2001-2014 年中国 A 股上市样本企业的资产负债率平均为 0.4494,财务柔性价值平均为 0.1167,超过 75% 的企业财务柔性价值为正,政策不确定性程度平均为 1.3061。对资本结构调整方式,降低负债的平均值为 0.1151,表示平均每年有 11.51% 的企业降低负债;增加权益的平均值为 0.4585,表示平均每年有 45.85% 的企业增加权益。

表 1		主要变量的描述性统计			
变量	均值	中位数	25% 分位数	75% 分位数	标准差
<i>Lev</i>	0.4494	0.4561	0.2908	0.6104	0.2073
<i>VOFF</i>	0.1167	0.0838	0.0009	0.1939	0.1984
<i>PU</i>	1.3061	1.2364	0.9889	1.7064	0.5006
<i>Debt_dec</i>	0.1151	0.0000	0.0000	0.0000	0.3191
<i>Equity_inr</i>	0.4585	0.0000	0.0000	1.0000	0.4983
<i>Size</i>	21.520	21.382	20.744	22.145	1.1266
<i>ROA</i>	0.0397	0.0354	0.0129	0.0664	0.0576
<i>Growth</i>	0.1416	0.1285	-0.0054	0.2711	0.3298
<i>Tang</i>	0.2561	0.2242	0.1191	0.3655	0.1756
<i>DEP</i>	0.0217	0.0185	0.0103	0.0298	0.0151
<i>Med</i>	0.4513	0.4356	0.3819	0.5134	0.1042

四 经验结果与分析

(一)政策不确定性与资本结构调整速度

对于资本结构的调整速度,表 2 报告了模型(4)的回归结果。第(1)–(3)列的目标资本结构依次基于模型(5)的 OLS、MEM 和分年度 Tobit 估计,第(4)列是基于模型(6)的系统 GMM 估计结果。从回归结果看,第(1)–(4)列的高杠杆企业年度平均调整速度 ($Dev \times D^{above}$ 的系数)依次为 41.1%、38.9%、41.1% 和 40.4%,低杠杆企业年度平均调整速度 ($Dev \times D^{below}$ 的系数)依次为 32.5%、35.0%、32.0% 和 34.0%。从系数上看,高杠杆企业向下调整资本结构的平均速度高于低杠杆企业向上调整资本结构的平均速度。F 检验结果也表明两者的差异显著,这与 Byoun (2008)、Faulkender 等 (2012)及黄继承等(2014)的研究结论一致。

表 2	资本结构的调整速度			
被解释变量: ΔLev	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	MEM	Tobit	GMM
$Dev \times D^{above}$	0.411 *** (0.013)	0.389 *** (0.012)	0.411 *** (0.013)	0.404 *** (0.016)
$Dev \times D^{below}$	0.325 *** (0.013)	0.350 *** (0.015)	0.320 *** (0.013)	0.340 *** (0.011)
D^{above}	-0.002 (0.002)	0.000 (0.003)	-0.003 (0.002)	-0.004 (0.002)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
R ²	0.189	0.188	0.191	0.188
观测值	15 104	15 104	15 104	15 104
$\beta_1 - \beta_2$ 的 F 统计量	21.47 ***	3.95 **	25.27 ***	10.37 ***

说明:括号内的值为标准误,*、**和***分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平,下表同。固定效应包括年份、行业和企业固定效应,表 3、表 5–表 11 同。

表 3 报告了根据模型(7)回归得出的政策不确定性对资本结构调整速度的影响。从回归结果可知,对高杠杆企业,政策不确定性与资本结构偏离度的交互项系数都显著为正;对低杠杆企业,政策不确定性与资本结构偏离度的交互项系数都为负且基本显著。这意味着杠杆高于目标的企业,政策不确定性程度越高,降杠杆调整的速度越快;而杠杆低于目标的企业,政策不确定性程度越高,升杠杆调整的速度越慢。验证了本文假设 1,说明政策不确定性程度越高,企业的资本结构决策越变得保守。

表 3 政策不确定性与资本结构调整速度

被解释变量: ΔLev	(1) OLS	(2) MEM	(3) Tobit	(4) GMM
$Dev \times PU \times D^{above}$	0.054 *** (0.019)	0.040 ** (0.018)	0.037 ** (0.019)	0.041 * (0.025)
$Dev \times PU \times D^{below}$	-0.031 * (0.017)	-0.023 (0.019)	-0.027 * (0.016)	-0.020 * (0.012)
$Dev \times D^{above}$	0.317 *** (0.030)	0.349 *** (0.027)	0.336 *** (0.029)	0.324 *** (0.038)
$Dev \times D^{below}$	0.339 *** (0.026)	0.356 *** (0.029)	0.333 *** (0.027)	0.362 *** (0.021)
$PU \times D^{above}$	0.005 (0.003)	0.005 (0.003)	0.006 ** (0.003)	0.001 (0.003)
$PU \times D^{below}$	0.002 (0.003)	0.001 (0.003)	0.002 (0.003)	0.002 (0.003)
D^{above}	-0.008 (0.006)	-0.007 (0.006)	-0.010 * (0.006)	-0.004 (0.006)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
R ²	0.182	0.192	0.188	0.185
观测值	15 104	15 104	15 104	15 104

(二) 政策不确定性与财务柔性价值

图 1 描述了样本期政策不确定性与财务柔性价值的整体趋势,二者年度变化趋势高度一致。政策不确定性指数在 2012 年最高,当年企业的财务柔性价值平均达到 0.1704,政策不确定性指数在 2005 年最低,当年企业的财务柔性价值平均仅为 0.0635,数值上前者是后者的 2.68 倍。政策不确定性指数与年平均财务柔性价值的相关系数达到 65.5%。

接着,我们检验政策不确定性对财务柔性价值的影响,表 4 报告了模型(8)的回归结果。政策不确定性的回归系数都在 1% 水平下显著为正。这意味着政策不确定

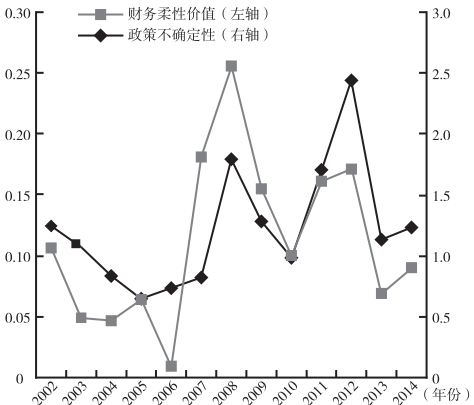


图 1 2002-2014 年财务柔性价值与政策不确定性的整体趋势

性的程度越高,企业的财务柔性价值也越大。验证了本文假设 2,表明政策不确定性的变化显著影响企业的财务柔性价值,后者也将进一步影响企业的财务决策。

表 4 政策不确定性与财务柔性价值

被解释变量:VOFF	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>PU</i>	0.050 *** (0.003)	0.069 *** (0.003)	0.051 *** (0.003)	0.051 *** (0.003)
<i>Size</i>	0.001 (0.003)	0.050 *** (0.003)	0.062 *** (0.003)	0.062 *** (0.003)
<i>ROA</i>	1.594 *** (0.035)	1.596 *** (0.034)	1.519 *** (0.033)	1.519 *** (0.033)
<i>Growth</i>	0.008 * (0.004)	-0.010 ** (0.004)	-0.006 (0.004)	-0.006 (0.004)
<i>Tang</i>	0.226 *** (0.015)	0.203 *** (0.015)	0.193 *** (0.014)	0.194 *** (0.014)
<i>OCF</i>	-0.067 *** (0.016)	-0.053 *** (0.016)	-0.071 *** (0.015)	-0.071 *** (0.015)
<i>Lev</i>	0.029 ** (0.014)	0.026 * (0.014)	-0.029 ** (0.014)	-0.029 ** (0.014)
<i>Year</i>	否	是	是	是
<i>Year</i> ²	否	否	是	是
<i>Year</i> ³	否	否	否	是
行业/企业固定效应	是	是	是	是
R ²	0.201	0.237	0.279	0.279
观测值	15 104	15 104	15 104	15 104

(三)财务柔性价值与资本结构调整速度

依据模型(9),表 5 报告的财务柔性价值对资本结构调整速度影响的结果显示, $Dev \times VOFF \times D^{above}$ 系数都显著为正;而 $Dev \times VOFF \times D^{below}$ 系数都显著为负。这意味着杠杆高于目标的企业,财务柔性价值越高,降杠杆调整的速度越快;而杠杆低于目标的企业,财务柔性价值越高,升杠杆调整的速度越慢。验证了本文假设 3,即财务柔性价值越高的企业资本结构决策越保守,并且对杠杆调整方向不同的企业,财务柔性价值的影响是非对称的。

王义中和宋敏(2014)指出,中国制造业与非制造业企业的资金需求对不确定性的反应存在差异。因此我们对制造业和非制造业企业样本分别检验(见表 6)。可以看到,制造业企业的财务柔性价值提高使其资本结构决策趋于保守,而非制造业企业

的财务柔性价值对其资本结构决策没有显著影响。这一结果说明,财务柔性价值对资本结构调整的影响表现出一定的行业差异。

表 5 财务柔性价值与资本结构调整速度

被解释变量: ΔLev	(1) OLS	(2) MEM	(3) Tobit	(4) GMM
$Dev \times VOFF \times D^{above}$	0.155 *** (0.051)	0.121 *** (0.046)	0.146 *** (0.049)	0.174 *** (0.065)
$Dev \times VOFF \times D^{below}$	-0.127 ** (0.050)	-0.102 * (0.054)	-0.104 ** (0.050)	-0.070 * (0.040)
$Dev \times D^{above}$	0.411 *** (0.014)	0.388 *** (0.013)	0.414 *** (0.014)	0.397 *** (0.017)
$Dev \times D^{below}$	0.354 *** (0.015)	0.373 *** (0.017)	0.346 *** (0.015)	0.364 *** (0.012)
$VOFF \times D^{above}$	-0.014 (0.009)	-0.010 (0.009)	-0.012 (0.008)	-0.015 (0.009)
$VOFF \times D^{below}$	0.002 (0.009)	-0.003 (0.010)	0.002 (0.009)	-0.007 (0.008)
D^{above}	-0.000 (0.003)	-0.000 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.003 (0.003)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
R ²	0.193	0.192	0.196	0.193
观测值	15 104	15 104	15 104	15 104

表 6 财务柔性价值与资本结构调整速度(行业分组)

被解释变量: ΔLev	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	制造业样本				非制造业样本			
	OLS	MEM	Tobit	GMM	OLS	MEM	Tobit	GMM
$Dev \times VOFF \times D^{above}$	0.242 *** (0.060)	0.178 *** (0.056)	0.215 *** (0.075)	0.201 *** (0.057)	-0.006 (0.092)	0.057 (0.077)	0.040 (0.091)	0.072 (0.122)
$Dev \times VOFF \times D^{below}$	-0.154 ** (0.065)	-0.157 ** (0.067)	-0.122 ** (0.051)	-0.083 (0.066)	-0.093 (0.080)	-0.038 (0.089)	-0.107 (0.079)	0.000 (0.064)
控制变量及其他	是	是	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
R ²	0.194	0.193	0.194	0.198	0.196	0.195	0.198	0.195
观测值	8513	8513	8513	8513	6591	6591	6591	6591

说明:限于篇幅,低次交互项和一次项结果用“控制变量及其他”表示,下表同。

此外,我们还基于融资约束^①和所有制性质做了两组分样本检验,回归结果见表7和8。可以看到,融资约束企业的财务柔性价值提高使其资本结构决策趋于保守,而非融资约束企业的财务柔性价值对资本结构决策没有显著影响。这是因为融资约束企业在面临收紧的融资环境时会面临更大压力,随着财务柔性价值的提高,选择更为保守的资本结构有利于企业的长期健康发展。对国有与非国有企业,财务柔性价值的提高都会使其资本结构决策变保守,即财务柔性价值对不同所有制性质企业的资本结构调整均有显著影响。

表 7 财务柔性价值与资本结构调整速度(融资约束分组)

被解释变量:	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
ΔLev	融资约束样本				非融资约束样本			
	OLS	MEM	Tobit	GMM	OLS	MEM	Tobit	GMM
$Dev \times VOFF$	0.127	0.153 **	0.197 **	0.196 *	-0.037	-0.059	-0.062	-0.095
$\times D^{above}$	(0.083)	(0.062)	(0.084)	(0.109)	(0.078)	(0.072)	(0.075)	(0.102)
$Dev \times VOFF$	-0.155 **	-0.169 ***	-0.101	-0.099 *	-0.028	0.009	-0.063	0.004
$\times D^{below}$	(0.064)	(0.065)	(0.063)	(0.051)	(0.079)	(0.088)	(0.080)	(0.063)
控制变量及其他	是	是	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
R ²	0.293	0.292	0.293	0.291	0.191	0.190	0.197	0.191
观测值	8020	8020	8020	8020	7084	7084	7084	7084

表 8 财务柔性价值与资本结构调整速度(所有制分组)

被解释变量:	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
ΔLev	国企样本				非国企样本			
	OLS	MEM	Tobit	GMM	OLS	MEM	Tobit	GMM
$Dev \times VOFF$	0.124 *	0.154 **	0.102	0.162 *	0.158 **	0.098	0.167 **	0.163 *
$\times D^{above}$	(0.075)	(0.064)	(0.076)	(0.097)	(0.070)	(0.066)	(0.067)	(0.090)
$Dev \times VOFF$	-0.043	-0.064	0.011	-0.021	-0.174 **	-0.103	-0.189 ***	-0.093 *
$\times D^{below}$	(0.077)	(0.085)	(0.075)	(0.062)	(0.069)	(0.072)	(0.070)	(0.055)
控制变量及其他	是	是	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
R ²	0.193	0.193	0.195	0.193	0.203	0.201	0.204	0.201
观测值	7530	7530	7530	7530	7574	7574	7574	7574

① 融资约束采用 Hadlock 和 Pierce(2010)提出的 SA 指数计算,即 $-0.737 \times Size' + 0.043 \times Size'^2 - 0.040 \times Age'$, $Size'$ 为经通胀调整的企业规模, Age' 为上市年限。根据是否高于行业年度中位数划分融资约束和非融资约束样本。

下面我们检验财务柔性价值对资本调整速度敏感度的影响,具体见表 9 对模型 (10) 的回归。 $PU \times Dev \times VOFF \times D^{above}$ 系数都显著为正; $PU \times Dev \times VOFF \times D^{below}$ 系数基本不显著。这意味着杠杆高于目标的企业,政策不确定性的程度越高,高财务柔

表 9 财务柔性价值与资本结构调整速度:敏感度影响

被解释变量: ΔLev	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	MEM	Tobit	GMM
$PU \times Dev \times VOFF \times D^{above}$	0.251 ** (0.113)	0.295 *** (0.093)	0.252 ** (0.108)	0.363 ** (0.149)
$PU \times Dev \times VOFF \times D^{below}$	-0.053 (0.083)	-0.103 (0.083)	-0.037 (0.084)	-0.106 * (0.063)
$PU \times Dev \times D^{above}$	0.020 (0.021)	-0.010 (0.018)	0.016 (0.021)	0.009 (0.028)
$PU \times Dev \times D^{below}$	0.014 (0.023)	0.007 (0.024)	0.022 (0.023)	0.012 (0.028)
$PU \times VOFF \times D^{above}$	0.031 * (0.017)	0.042 ** (0.017)	0.022 (0.016)	0.028 (0.019)
$PU \times VOFF \times D^{below}$	0.000 (0.016)	0.013 (0.017)	-0.005 (0.015)	0.019 (0.015)
$PU \times D^{above}$	0.000 (0.005)	-0.003 (0.005)	0.001 (0.005)	-0.000 (0.005)
$Dev \times VOFF \times D^{above}$	-0.191 (0.160)	-0.271 ** (0.131)	-0.200 (0.155)	-0.318 (0.209)
$Dev \times VOFF \times D^{below}$	-0.054 (0.126)	0.055 (0.132)	-0.056 (0.127)	0.081 (0.098)
$Dev \times D^{above}$	0.380 *** (0.032)	0.399 *** (0.027)	0.389 *** (0.032)	0.378 *** (0.041)
$Dev \times D^{below}$	0.338 *** (0.031)	0.363 *** (0.035)	0.320 *** (0.031)	0.349 *** (0.025)
$VOFF \times D^{above}$	-0.055 ** (0.024)	-0.065 *** (0.024)	-0.041 * (0.024)	-0.051 * (0.027)
$VOFF \times D^{below}$	0.002 (0.024)	-0.023 (0.026)	0.010 (0.023)	-0.033 (0.022)
D^{above}	-0.001 (0.007)	0.003 (0.007)	-0.003 (0.007)	-0.003 (0.007)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
R ²	0.194	0.193	0.197	193
观测值	15 104	15 104	15 104	15 104

性价值企业降杠杆调整的速度越快;而杠杆低于目标的企业,政策不确定性的调节作用基本不显著。验证了本文假设 4 对高杠杆企业的预期,说明政策不确定性确实放大了财务柔性价值对高杠杆企业资本结构调整速度的影响,高财务柔性价值的高杠杆企业在面对高政策不确定性风险时,其资本结构调整决策会更为保守。

(四)财务柔性价值与资本结构调整方式

根据模型 11,我们检验财务柔性价值对资本结构调整方式的影响(见表 10)。从回归结果可知,就降低负债的方式而言, $Dev \times VOFF \times D^{above}$ 系数都不显著;低杠杆企业的结果也类似。这意味着无论杠杆高于目标还是低于目标的企业,财务柔性价值的提高都不会显著提升其使用降低负债方式调整资本结构的概率。而对增加权益方式而言, $Dev \times VOFF \times D^{above}$ 系数都显著为负, $Dev \times VOFF \times D^{below}$ 系数符号为正也基本显著。这意味着杠杆高于目标和低于目标的两类企业,财务柔性价值的提高基本上都会显著提高其使用增加权益方式调整资本结构的概率。验证了本文假设 5,即高财务柔性价值的企业更倾向通过增加权益的方式实现资本结构的保守化调整。

表 10 财务柔性价值与资本结构调整方式

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	被解释变量: $Debt_dec$				被解释变量: $Equity_inr$			
	OLS	MEM	Tobit	GMM	OLS	MEM	Tobit	GMM
$Dev \times VOFF$	-0.032	-0.964	0.858	3.045	-9.214 ***	-6.074 ***	-8.766 ***	-12.50 ***
$\times D^{above}$	(2.032)	(1.675)	(1.942)	(2.539)	(1.879)	(1.616)	(1.859)	(2.403)
$Dev \times VOFF$	2.094	-1.737	2.741	1.600	4.285 **	2.964	4.354 **	2.937 **
$\times D^{below}$	(2.533)	(3.232)	(2.492)	(2.035)	(1.695)	(1.814)	(1.717)	(1.351)
$Dev \times D^{above}$	-5.895 ***	-5.022 ***	-5.641 ***	-5.332 ***	-3.348 ***	-4.039 ***	-3.327 ***	-3.145 ***
	(0.544)	(0.499)	(0.531)	(0.652)	(0.487)	(0.449)	(0.484)	(0.613)
$Dev \times D^{below}$	-7.705 ***	-9.318 ***	-7.979 ***	-7.412 ***	-2.052 ***	-2.647 ***	-2.152 ***	-2.264 ***
	(0.691)	(0.831)	(0.706)	(0.571)	(0.497)	(0.551)	(0.496)	(0.414)
$VOFF \times D^{above}$	-0.017	-0.207	0.051	0.463	-0.500 *	-0.171	-0.406	-0.551 *
	(0.368)	(0.359)	(0.358)	(0.390)	(0.292)	(0.297)	(0.289)	(0.278)
$VOFF \times D^{below}$	-0.566	-0.225	-0.638	-0.601	-0.188	-0.201	-0.229	-0.104
	(0.412)	(0.4674)	(0.398)	(0.380)	(0.295)	(0.327)	(0.293)	(0.278)
D^{above}	-0.166	-0.151	-0.169	-0.115	0.131	-0.222 **	0.159 *	0.182 **
	(0.113)	(0.125)	(0.112)	(0.109)	(0.090)	(0.099)	(0.089)	(0.088)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
LR 统计量	667.73 ***	688.27 ***	667.55 ***	672.68 ***	1440.2 ***	1432.4 ***	1454.6 ***	1440.6 ***
观测值	9698	9698	9698	9698	12 629	12 629	12 629	12 629

我们还基于模型(12)检验了财务柔性价值对资本结构调整方式敏感度的影响(见表11)。降低负债方式的回归结果显示, $PU \times Dev \times VOFF \times D^{above}$ 的回归系数都

表 11 财务柔性价值与资本结构调整方式:敏感度影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	被解释变量: $Debt_dec$				被解释变量: $Equity_inr$			
	OLS	MEM	Tobit	GMM	OLS	MEM	Tobit	GMM
$PU \times Dev \times$	0.411	-4.633	-1.314	0.309	-11.54***	-8.955***	-7.836**	-16.36***
$VOFF \times D^{above}$	(4.115)	(3.445)	(3.993)	(5.286)	(4.006)	(3.308)	(3.993)	(5.546)
$PU \times Dev \times$	2.443	5.325	1.472	2.318	-1.124	-3.108	-2.493	-0.448
$VOFF \times D^{below}$	(5.194)	(6.045)	(4.607)	(3.806)	(2.940)	(2.856)	(3.089)	(2.183)
$PU \times Dev$	-1.274*	-0.148	-1.168	-0.875	0.408	-0.205	1.191*	1.834*
$\times D^{above}$	(0.736)	(0.657)	(0.739)	(0.936)	(0.712)	(0.628)	(0.723)	(0.964)
$PU \times Dev$	-1.494	-1.623	-1.064	-0.922	-0.418	0.118	0.463	-0.168
$\times D^{below}$	(1.200)	(1.344)	(1.168)	(0.887)	(0.809)	(0.814)	(0.812)	(0.615)
$PU \times VOFF$	-0.332	-1.261*	-0.505	-0.391	-1.003*	-0.900	-0.482	-1.055
$\times D^{above}$	(0.680)	(0.725)	(0.675)	(0.748)	(0.576)	(0.593)	(0.571)	(0.668)
$PU \times VOFF$	-0.400	-0.659	0.186	-0.534	0.493	0.944*	0.718	0.259
$\times D^{below}$	(0.861)	(0.897)	(0.761)	(0.737)	(0.546)	(0.568)	(0.542)	(0.494)
$PU \times D^{above}$	-0.092	-0.013	-0.009	0.084	0.174	0.192	0.501***	0.347**
	(0.209)	(0.224)	(0.204)	(0.194)	(0.163)	(0.174)	(0.164)	(0.162)
$Dev \times VOFF$	-0.654	5.172	2.585	2.495	6.620	6.102	1.880	9.118
$\times D^{above}$	(6.118)	(4.855)	(5.921)	(7.744)	(5.728)	(4.692)	(5.765)	(7.700)
$Dev \times VOFF$	-0.850	-8.991	0.958	-1.324	6.052	7.479	7.794*	3.6945
$\times D^{below}$	(7.370)	(9.174)	(6.931)	(5.587)	(4.471)	(4.599)	(4.629)	(3.408)
$Dev \times D^{above}$	-4.095***	-4.794***	-3.985***	-4.000***	-3.728***	-3.662***	-4.834***	-5.315***
	(1.134)	(0.991)	(1.133)	(1.427)	(1.066)	(0.916)	(1.086)	(1.415)
$Dev \times D^{below}$	-5.929***	-7.231***	-6.691***	-6.316***	-1.599	-2.844**	-2.789**	-2.103**
	(1.614)	(1.872)	(1.607)	(1.233)	(1.102)	(1.171)	(1.104)	(0.863)
$VOFF \times D^{above}$	0.393	1.442	0.691	0.931	0.836	1.038	0.197	0.779
	(1.000)	(1.014)	(0.989)	(1.093)	(0.827)	(0.852)	(0.831)	(0.941)
$VOFF \times D^{below}$	-0.049	0.702	-0.896	0.110	-0.885	-1.527*	-1.192	-0.466
	(1.212)	(1.337)	(1.118)	(1.050)	(0.811)	(0.867)	(0.803)	(0.738)
D^{above}	-0.035	-0.121	-0.142	-0.207	-0.085	-0.459*	-0.480**	-0.252
	(0.285)	(0.312)	(0.281)	(0.269)	(0.225)	(0.242)	(0.226)	(0.224)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
LR 统计量	677.65***	695.42***	675.53***	682.65***	1454.4***	1449.9***	1474.3***	1458.7***
观测值	9698	9698	9698	9698	12 629	12 629	12 629	12 629

不显著;低杠杆企业系数也不显著。这意味着杠杆高于或低于目标的两类企业,政策不确定性的提高都不会显著提升高财务柔性价值企业采用降低负债方式调整资本结构的概率。而从增加权益方式的回归结果看,高杠杆企业 $PU \times Dev \times VOFF \times D^{above}$ 系数为负,且都显著;低杠杆企业的这一系数不显著。这意味着杠杆高于目标的企业,政策不确定性的程度越高,高财务柔性价值企业采用增加权益的方式调整资本结构的概率越大;而杠杆低于目标的企业,政策不确定性并不存在这一调节性影响。由此验证了假设6。

(五)稳健性检验

对本文的经验回归结果,我们进行了如下稳健性检验^①。

1. 重新估计财务柔性价值。为进一步明确政策不确定性首先影响财务柔性价值,进而影响企业的资本结构调整行为,借鉴王义中等(2015)的研究,我们首先基于模型(8)估计得到财务柔性价值的拟合值;然后以拟合值代替原财务柔性价值对模型(9)重新进行检验。此外,我们也尝试了以拟合值作为工具变量对模型进行二阶段最小二乘法(2SLS)回归。以上方法均不会改变本文结论。

2. 考虑净利润对资本结构的影响。由于经营活动本身也会影响企业的资本结构(Faulkender等,2012),比如净利润直接进入资产负债表的权益部分,假使其他条件不变,盈利会使企业杠杆率降低,亏损会使企业杠杆率升高(Faulkender等,2012)。对此,我们参考Faulkender等(2012)与黄继承和姜付秀(2015)的研究,将模型(9)的上期资本结构用上期总负债/(上期总资产+本期净利润)代替,对模型重新检验,相关结论不变。此外,我们根据净利润直接将样本分成盈利和亏损两组,重点考察财务柔性价值对亏损高杠杆和盈利低杠杆企业的影响,这两类样本的估计结果均保持稳健。

3. 缓解内生性问题。财务柔性本身会受资本结构决策的影响,可能导致内生性问题^②。参考姜付秀和黄继承(2011)的研究,我们直接在模型(6)中引入财务柔性价值与上期资本结构的交互项,并采用系统GMM方法对高杠杆和低杠杆样本分别回归,结论保持不变。此外,考虑到虚拟变量相比连续变量也能在一定程度上缓解内生性问题,本文分别基于样本和行业年度中位数对财务柔性价值进行虚拟变量处理,重新对模型(9)进行检验,结论保持不变。

① 限于篇幅,未报告稳健性检验的具体结果,备案。

② 本研究基于财务柔性价值展开,相比财务柔性水平,能在较大程度上缓解内生性问题(Rapp等,2014),同时财务柔性价值在本文模型中进行了滞后1期处理,也能在一定程度上缓解内生性问题。此外,本文主要模型采用了交互项的设计方法,面临更少的遗漏变量和内生性问题(Raddatz,2006)。

4. 剔除垄断行业的影响。Laffont (2005) 与于良春和张伟 (2010) 的研究表明行政垄断抑制了产业内竞争, 导致资源配置效率低下。因此借鉴李增福等 (2012) 的研究, 本文剔除了电力、电信、石油和铁路等行政垄断严重的行业样本, 重新进行检验, 研究结论保持不变。

5. 剔除商业信用的影响。企业负债包含商业信用, 后者受供应商和客户的影响较大。王化成等 (2016) 的研究指出, 当政策不确定性程度较高时, 企业获得商业信用的规模会减少。为避免商业信用^①可能带来的影响, 我们将其从负债中剔除, 重新进行回归, 研究结论保持不变。

6. 重新估计目标资本结构。Byoun (2008) 在研究资本结构动态调整时指出, t 年目标资本结构除了可以用 $t-1$ 年的企业特征变量衡量外, 还可以使用 t 年的企业特征变量来衡量。因此本文将模型 (5) 和 (6) 中的 $X_{i,t-1}$ 用 $X_{i,t}$ 替换, 重新估计目标资本结构并进行经验检验, 研究结论保持不变。

7. 排除融资约束的影响。闵亮和沈悦 (2011) 与于蔚等 (2012) 的研究认为融资约束会影响企业资本结构调整的速度和方向。尽管 Rapp 等 (2014) 明确指出财务柔性价值与融资约束的含义有明显差异, 前者主要考虑企业对未来的预期, 后者多指企业面临的现状。但为了进一步排除融资约束的影响, 我们在模型中加入与财务柔性价值相应的融资约束交互项^②, 重新检验, 研究结论保持不变。

8. 排除其他类型不确定性的影响。邱兆祥和刘远亮 (2010)、申慧慧等 (2012) 及王义中和宋敏 (2014) 使用宏观经济变量的条件方差和企业经营业绩的波动来衡量企业面临的不确定性。为说明本文的政策不确定性与企业面临的这两类不确定性不相互重叠, 本文在模型中引入上述两类不确定性指标交互项以控制其影响^③。结果显示政策不确定性的交互项系数符号保持不变且仍然显著, 这说明本文的政策不确定性与企业面临的其他不确定性并不相互重叠。

五 结论

在鲜有文献讨论政策不确定性对企业资本结构调整的影响背景下, 本文以 2001—

① 参考王化成等 (2016) 的研究, 商业信用 = 应付账款 + 应付票据 + 预收账款。

② 借鉴连玉君等 (2010) 与 Hadlock 和 Pierce (2010) 的研究, 本文分别使用现金比例、规模大小、是否发放股利以及 SA 指数等指标衡量融资约束程度。

③ 对宏观经济不确定性, 本文用季度 GDP 的年条件方差衡量 (王义中和宋敏, 2014); 对企业经营环境的不确定性, 本文用企业前 5 年销售额的标准差衡量 (申慧慧等, 2012)。

2014 年中国 A 股上市公司数据为样本,研究政策不确定性对资本结构动态调整的影响。研究发现,随着政策不确定性的上升,企业资本结构决策趋于保守,财务柔性价值在其中起到关键作用。一方面,政策不确定性的上升提高了企业财务柔性价值,后者导致企业的资本结构决策趋于保守;另一方面,政策不确定性的程度越高,高财务柔性价值企业资本结构决策的保守倾向越明显。此外,高财务柔性价值企业更倾向采用增加权益的方式实现资本结构的保守调整,且对杠杆高于目标的企业,政策不确定性越高,这种对调整方式的选择倾向越明显。

本文结论表明,企业的资本结构不仅受政策实际调整的直接影响,在面对政策不确定性带来的潜在风险时,增加预防性财务柔性储备的需求也会使企业资本结构决策趋于保守。同时,企业通过降低负债方式降杠杆的难度和成本要远大于增加权益方式,这也导致了我国高杠杆企业在实际降杠杆的过程中更多选择增加权益的方式。本文结论具备一定的政策意义。一方面,政府降低政策的不确定性,可以避免企业在融资决策上的过度保守,从而减轻企业短期降杠杆压力带来的负面冲击;另一方面,进一步推进金融领域的供给侧改革,深入落实党的十九大提出的“深化金融体制改革,增强金融服务实体经济能力,提高直接融资比重,促进多层次资本市场健康发展”的要求,降低企业利用资本市场进行直接融资的门槛和成本,可以使企业在调整资本结构时更加从容地选择对其更有利的调整方式。

参考文献:

- 黄继承、姜付秀(2015):《产品市场竞争与资本结构调整速度》,《世界经济》第7期。
- 黄继承、朱冰、向东(2014):《法律环境与资本结构动态调整》,《管理世界》第5期。
- 姜付秀、黄继承(2011):《市场化进程与资本结构动态调整》,《管理世界》第3期。
- 金雪军、钟意、王义中(2014):《政策不确定性的宏观经济后果》,《经济理论与经济管理》第2期。
- 李凤羽、杨墨竹(2015):《经济政策不确定性会抑制企业投资吗?——基于中国经济政策不确定指数的实证研究》,《金融研究》第4期。
- 李增福、顾研、连玉君(2012):《税率变动、破产成本与资本结构非对称调整》,《金融研究》第5期。
- 连玉君、彭方平、苏治(2010):《融资约束与流动性管理行为》,《金融研究》第10期。
- 林慧婷、何玉润、王茂林、朱冰(2016):《媒体报道与企业资本结构动态调整》,《会计研究》第9期。
- 陆正飞、何捷、窦欢(2015):《谁更过度负债:国有还是非国有企业?》,《经济研究》第12期。
- 闵亮、沈悦(2011):《宏观冲击下的资本结构动态调整——基于融资约束的差异性分析》,《中国工业经济》第5期。
- 邱兆祥、刘远亮(2010):《宏观经济不确定性与银行资产组合行为:1995-2009》,《金融研究》第11期。
- 饶品贵、岳衡、姜国华(2017):《经济政策不确定性与企业投资行为研究》,《世界经济》第2期。

申慧慧、于鹏、吴联生(2012):《国有股权、环境不确定性与投资效率》,《经济研究》第7期。

王红建、李青原、邢斐(2014):《经济政策不确定性、现金持有水平及其市场价值》,《金融研究》第9期。

王化成、刘欢、高升好(2016):《经济政策不确定性、产权性质与商业信用》,《经济理论与经济管理》第5期。

王义中、宋敏(2014):《宏观经济不确定性、资金需求与公司投资》,《经济研究》第2期。

王义中、陈丽芳、宋敏(2015):《中国信贷周期的实际效果:基于公司层面的经验证据》,《经济研究》第1期。

王志强、张玮婷、顾劲尔(2011):《资本结构、管理层防御与上市公司高管薪酬水平》,《会计研究》第2期。

伍中信、张娅、张雯(2013):《信贷政策与企业资本结构——来自中国上市公司的经验证据》,《会计研究》第3期。

于良春、张伟(2010):《中国行业性行政垄断的强度与效率损失研究》,《经济研究》第3期。

于蔚、金祥荣、钱彦敏(2012):《宏观冲击、融资约束与公司资本结构动态调整》,《世界经济》第3期。

曾海舰、苏冬蔚(2010):《信贷政策与公司资本结构》,《世界经济》第8期。

Almeida, H.; Campello, M. and Weisbach, M. S. "The Cash-Flow Sensitivity of Cash." *Journal of Finance*, 2004, 59(4), pp. 1777-1804.

Almeida, H.; Campello, M. and Weisbach, M. S. "Corporate Financial and Investment Policy When Future Financing is not Frictionless." *Journal of Corporate Finance*, 2011, 17(3), pp. 675-693.

Arslan, Ö.; Florakis, C. and Ozkan, A. "Financial Flexibility, Corporate Investment and Performance: Evidence from Financial Crises." *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 2014, 42(2), pp. 211-250.

Baker, S. R.; Bloom, N. and Davis, S. J. "Measuring Economic Policy Uncertainty." *The Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131(4), pp. 1593-1636.

Bloom, N.; Bond, S. and Reenen, J. V. "Uncertainty and Investment Dynamics." *Review of Economics Studies*, 2007, 74(2), pp. 391-415.

Byoun, S. "How and When Do Firms Adjust Their Capital Structures towards Targets." *Journal of Finance*, 2008, 63(6), pp. 3069-3096.

Byoun, S. "Financial Flexibility and Capital Structure Decision." *SSRN Electronic Journal*, 2011, <https://ssrn.com/abstract=1108850>.

Denis, D. J. and McKeon, S. B. "Debt Financing and Financial Flexibility Evidence from Proactive Leverage Increase." *Review of Financial Studies*, 2012, 25(6), pp. 1897-1929.

Fama, E. F. and French, K. R. "Common Risk Factors in the Returns on Bonds and Stocks." *Journal of Financial Economics*, 1993, 33(1), pp. 3-56.

Fama, E. F. and French, K. R. "Disappearing Dividends: Changing Firm Characteristics or Lower Propensity to Pay?" *Journal of Applied Corporate Finance*, 2001, 14(1), pp. 67-79.

Faulkender, M.; Flannery, M. J.; Hankins, K. W. and Smith, J. M. "Cash Flows and Leverage Adjustments." *Journal of Financial Economics*, 2012, 103(3), pp. 632-646.

- Faulkender, M. and Petersen, M. A. "Does the Source of Capital Affect Capital Structure?" *Review of Financial Studies*, 2006, 19(1), pp. 45-79.
- Flannery, M. and Rangan, K. "Partial Adjustment toward Target Capital Structures." *Journal of Financial Economics*, 2006, 79(3), pp. 469-506.
- Gamba, A. and Triantis, A. "The Value of Financial Flexibility." *Journal of Finance*, 2008, 63(5), pp. 2263-2296.
- Graham, J. R. and Harvey, C. R. "The Theory and Practice of Corporate Finance; Evidence from the Field." *Journal of Financial Economics*, 2001, 60(1), pp. 187-243.
- Gulen, H. and Ion, M. "Policy Uncertainty and Corporate Investment." *SSRN Electronic Journal*, 2015, <https://ssrn.com/abstract=2188090>.
- Hadlock, C. J. and Pierce, J. R. "New Evidence on Measuring Financial Constraints; Moving beyond the KZ Index." *Review of Financial Study*, 2010, 23(5), pp. 1909-1940.
- Halling, M.; Yu, J. and Zechner, J. "Leverage Dynamics over the Business Cycle." *Journal of Financial Economics*, 2016, 122(1), pp. 21-41.
- Handley, K. and Limao, N. "Trade and Investment under Policy Uncertainty: Theory and Firm Evidence." *American Economic Journal; Economic Policy*, 2015, 7(4), pp. 189-222.
- Harford, J. R.; Klasa, S. and Walcott, N. "Do Firms Have Leverage Targets? Evidence from Acquisitions." *Journal of Financial Economics*, 2009, 93(1), pp. 1-14.
- Huang, R. and Ritter, J. "Testing Theories of Capital Structure and Estimating the Speed of Adjustment." *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2009, 44(2), pp. 237-271.
- Huang, T.; Wu, F.; Yu, J. and Zhang, B. "Policy Uncertainty and Dividend Policy: Evidence from International Political Crisis." *Journal of International Business Studies*, 2015, 46(5), pp. 574-595.
- Hugonnier, J.; Malamud, S. and Morellec, E. "Credit Market Frictions and Capital Structure Dynamics." *Journal of Economic Theory*, 2015, 157, pp. 1130-1158.
- Julio, B. and Yook, Y. "Political Uncertainty and Corporate Investment Cycles." *Journal of Finance*, 2012, 67(1), pp. 45-84.
- Killi, A.; Rapp, M. S. and Schmid, T. "Can Financial Flexibility Explain the Debt Conservation Puzzle? Cross-Country Evidence from Listed Firms." Technische Universitaet München working paper, 2011.
- Laffont, J. J. *Regulation and Development*. London: Cambridge University Press, 2005.
- Leary, M. T. "Bank Loan Supply, Lend Choice and Corporate Structure." *Journal of Finance*, 2008, 64(3), pp. 1143-1185.
- Leary, M. T. and Roberts, M. "Do Firms Rebalance Their Capital Structures?" *Journal of Finance*, 2005, 60(6), pp. 2575-2619.
- Lemmon, M. L. and Roberts, M. R. "The Response of Corporate Financing and Investment to Changes in the Supply of Credit." *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2010, 45(3), pp. 555-587.
- Lemmon, M. L.; Roberts, M. R. and Zender, J. "Back to the Beginning: Persistence and the Cross-Section of Cor-

porate Capital Structure. ” *Journal of Finance*, 2008, 63(4), pp. 1575–1608.

Modigliani, F. and Miller, M. H. “The Cost of Capital, Corporate Finance, and the Theory of Investment. ” *The American Economic Review*, 1958, 48(3), pp. 261–297.

Raddatz, C. “Liquidity Needs and Vulnerability to Financial Underdevelopment. ” *Journal of Financial Economics*, 2006, 80(3), pp. 677–722.

Rapp, M. S. ; Schmid, T. and Urban, D. “The Value of Financial Flexibility and Payout Policy. ” Philipps-Universität Marburg working paper, 2012.

Rapp, M. S. ; Schmid, T. and Urban, D. “The Value of Financial Flexibility and Corporate Financial Policy. ” *Journal of Corporate Finance*, 2014, 29(C), pp. 288–302.

Policy Uncertainty, Value of Financial Flexibility and Dynamic Adjustment of Capital Structure

Gu Yan; Zhou Qianglong

Abstract: Based on a sample of Chinese A-Share listed companies from 2001 to 2014, this paper investigated how policy uncertainty affects firms’ dynamics adjustment of capital structure. Our empirical results show that as policy uncertainty increases, firms’ capital structure decisions tend to be conservative, where the value of financial flexibility plays a key role in this process. In particular, with the rise in policy uncertainty, the firms’ value of financial flexibility increased significantly. When the firm’s leverage was above the target, a greater value of financial flexibility led to a faster adjustment of the capital structure. When the firm’s leverage was below the target, a greater value of financial flexibility resulted in a slower adjustment of the capital structure. When the firm’s leverage was above the target, the higher the degree of policy uncertainty was, the more significant the impacts of the value of financial flexibility were. In addition, in terms of adjustment methods, firms with a high value of financial flexibility tended to achieve a conservative adjustment in the capital structure through increased equity, and the tendency to use increased equity was more obvious for firms with leverage above target when the degree of policy uncertainty was higher.

Key words: policy uncertainty, the value of financial flexibility, capital structure adjustment

JEL codes: G32, G38, E61

(截稿:2018年2月 责任编辑:吴海英)

交通基础设施改善与生产率增长： 来自铁路大提速的证据

施震凯 邵 军 浦正宁*

内容提要 交通基础设施质量的改善能够引致更为充分的市场竞争,促使资源流向更具效率的地方。本文将2007年铁路提速视为中国交通基础设施质量提升的一次准自然实验,以首次开通的动车组列车为分组依据,通过倍差分析法研判铁路提速对企业全要素生产率的影响。分析结果显示:铁路提速对沿途企业的技术进步和效率改进发挥了积极作用,促进了全要素生产率的增长。区分地区特征和企业异质性后的分析结果表明,铁路提速对非国有控股、沿海地区、出口型企业具有更为显著的生产率促进效应,安慰剂检验验证了上述结论。此外,在进一步划分地理圈层后,本文发现位于技术中心城市“1小时经济圈”内的企业更易受到铁路提速带来的外部性影响。

关键词 铁路提速 全要素生产率 数据包络法 倍差分析法

一 引言

工业革命以来的经济发展史清晰表明,交通基础设施条件的改善是实现经济增长的必要前提。中国自改革开放以来,铁路基础设施建设取得了举世瞩目的成就,国内铁路营运总里程从1979年的5.3万公里提升至2016年的12.4万公里,形成了以省会城市为

* 施震凯、邵军、浦正宁:东南大学经济管理学院 江苏省南京市东南大学九龙湖校区经济管理学院 C302 室 211189 电子信箱:zhkshi@126.com(施震凯);shaojun961@163.com(邵军);puzhengning@seu.edu.cn(浦正宁)。

本研究获得国家社科基金项目(14CJL020、15CJL048)、教育部人文社会科学研究基金青年项目(15YJC790006)和江苏省普通高校研究生科研创新计划项目(KYLX16_0672)的资助。特别感谢匿名审稿专家具有建设性的意见。感谢东南大学经济管理学院王美昌、陈旭和李贲在本文撰写过程中给予的帮助,但文责自负。

节点联通全国主要市县的布局。但比较来看,中国的人均铁路网络密度远低于发达国家,运能不足的问题较为突出,通过提高列车运行速度来增加运能成为重要的解决举措。铁道部在 1997 至 2007 年共实施了 6 次铁路提速,使全国列车平均运行速度由每小时约 48 公里逐步提升至 70 公里,更在 2007 年开通了运行时速超过 200 公里的动车组列车,使中国拥有了长达 6000 多公里的高速铁路^①,并以此为基础在短时间内迈入了高铁时代。

长期以来,交通基础设施对经济增长的作用在经济学理论研究中未受到足够重视(冯伟和徐康宁,2013)。随着中国交通基础设施条件的显著改善,相关探讨文献才开始逐渐增多。刘生龙和胡鞍钢(2010)、Banerjee 等(2012)、张学良(2012)的研究都揭示了交通基础设施对经济社会发展的积极作用。理论上,交通基础设施改善会加快人员流动、带动固定资产投资、增加资本存量、促进资本深化,通过传导与带动作用提高经济增长率,但这些都属于短期影响效应。全要素生产率提升是实现经济长期增长的根本驱动力,特别是在当前资源等因素的多重约束下,经济增长已不能单纯依赖生产要素投入,更需要依靠全要素生产率的增长。Aschauer(1989)就公路对美国全要素生产率、刘秉镰等(2010)就铁路和公路基础设施对中国全要素生产率、Farhadi(2015)就 18 个经合组织(OECD)国家的交通基础设施对全要素生产率的影响研究都显示了交通基础设施改善的积极作用。随着微观数据可得性逐渐提高,从微观层面关注交通基础设施对企业全要素生产率的研究也逐渐增多,但研究对象多限于公路。例如,Gibbons 等(2012)发现公路质量的改善能够对企业雇员、劳动生产率等方面产生重要影响;Li 和 Li(2013)发现公路投资的增多将节约企业的库存成本,从而提高企业的生产效率;龙小宁和高翔(2014)认为高速公路显著提高了小城市和距大城市较远地区企业的全要素生产率;高翔等(2015)发现与高速公路相连的服务业企业拥有更高的劳动生产率;Holl(2016)发现高速公路通过增加区域密度和集聚效应来促进企业全要素生产率的增长。然而,目前就铁路基础设施对全要素生产率影响的研究,特别是基于微观层面的研究极少,本文试图弥补既有研究的不足。

研究铁路基础设施改善对企业全要素生产率的影响效应,首先需要明确如何衡量交通基础设施质量的改善。投资规模增加、营运里程增长、运输能力提高以及固定区间运行时间降低等都是既有研究中被采用的衡量标准。例如,刘生龙和胡鞍钢(2010)与 Deng 等(2014)研判了交通基础设施投资和里程数据对经济增长的影响作

^① 根据国际铁路联盟的定义,既有线路改造提速达到时速 200 公里以上或新建线路设计时速达到 250 公里以上的铁路即为高速铁路。

用;黄玖立和徐旻鸿(2012)发现减免公路通行费用等降低运输成本的措施有助于改善内陆地区的出口模式;Shi 和 Huang(2014)基于中国交通基础设施的投资存量数据,研究了中国交通基础设施相对经济发展是否供过于求的问题;龚静和尹忠明(2016)发现铁路运输时间节省及运输距离减少均能够有效提高出口贸易效率。伴随着中国高速铁路的大规模建设,固定区间通行时间大幅降低,铁路运输的效率与可达性显著提升,这可被视为中国铁路基础设施领域最为重大的质量改善。周浩和余金利(2013)发现铁路提速对第二产业的促进作用较第三产业更为显著;宋晓丽和李坤望(2015)发现铁路提速在长期内能够显著促进提速城市人口规模的增加。借鉴上述方法,本文将提速作为铁路交通基础设施改善的准自然实验,考察其对全要素生产率的影响效应。具体地,本文以各城市是否开通动车组列车为依据分别构建处理组和控制组,在此基础上采用倍差分析法展开研究。需要特别说明的是,以提速站点而非铁路途经沿线城市为依据来划分处理组和控制组,更符合铁路运输的基本特征。与公路可按需设置出入口不同,铁路站点限于建设成本只能择优选址,与公路相比具有一定的封闭性,站点有无列车停靠是城市能否对接既有铁路运输网络的关键。铁路提速的积极意义不只在于城市是否位于铁路网上,或是辖区内铁路里程的多寡,更在于是否拥有相应的接入站点^①。这一情况导致站点城市内的企业在人员流动、货物运输以及信息交流等方面相比非站点城市企业具有更多选择,能够更加综合地利用铁路运输的优势。

本文重点关注以下几个问题:一是从理论方面分析铁路提速对企业全要素生产率的作用机制和传导路径;二是基于微观数据检验铁路提速对企业全要素生产率的影响程度;三是进一步研判这种影响是否因地区或企业性质差异而存在区别;四是测算铁路提速对技术中心城市辐射区域的扩展程度。基于以上内容,本研究的创新主要体现在以下几个方面:首先,本文关注铁路提速这一事件给企业生产率带来的影响,丰富了既有交通基础设施对全要素生产率影响的研究;其次,本文通过数据包络法获得各企业的曼奎斯特指数、技术进步指数以及效率改进指数,采用倍差分析法依次研究铁路提速对这3个指数的影响,并通过安慰剂检验等方式验证了结论的稳健性;最后,本文基于提速过程中部分因素的差异性对研究样本进行拆分,以期获得更为细致的分析结果。

本文其余部分的安排如下:第二部分阐述交通基础设施对企业全要素生产率的影响机制;第三部分介绍模型构建以及相关数据处理过程;第四部分报告主要回归结果及相关分析;第五部分是结论。

^① 作者感谢匿名审稿人的有益建议。

二 理论机制分析

企业全要素生产率的提高一般来源于技术进步及管理制度方面的创新,其中又以技术进步的作用最为显著。新技术往往产生于特定的空间,同时也会在空间层面逐渐向外溢出(刘秉镰等,2010),但其向外传播随地理距离延长而逐渐削弱(符森,2009)。现代意义上的空间距离并不完全局限于物理距离,同时还受时间因素的影响。本文在Keller(2002)的基准模型中引入以时间因素平减的真实距离,以此判断生产率与真实距离之间的关系,进而阐述铁路提速对生产率的影响过程。假设甲地和乙地相互影响且具有对称性,两者之间的地理距离为 D ,提速将列车运行所需时间由 t_0 缩短至 t_r , $t = t_r/t_0$, t 越小意味着两地的真实距离越短,从而以 t 平减的真实运输距离可表示为 $D_r = tD$ 。假设甲地企业产出 Y 符合Dixit和Stiglitz(1997)的CES生产函数:

$$Y = AK^{1-\alpha} \left[\int m(c)^\alpha dc + \int n(c^*)^\alpha dc^* \right] \quad (1)$$

其中, A 是常数项, K 为资本, α 为产出弹性,且 $0 < \alpha < 1$, m 和 n 分别为来自甲地和乙地(以上标 $*$ 表示)垄断厂商提供的中间投入品数量, c 和 c^* 为投入种类, N 和 N^* 为相应的投入组合。假设两地中间投入品的价格 p 和 p^* 为:

$$p = \alpha AK^{1-\alpha} m^{\alpha-1} \quad (2)$$

$$p^* = \alpha AK^{1-\alpha} n^{\alpha-1} \quad (3)$$

两地厂商分别以劳动 L 和 L^* 作为唯一投入要素, w 和 w^* 为两地工资水平,甲地企业使用本地产品所需的运输成本为0,但使用外地产品时需要支付冰山型运输成本 e^{tD} 。从而在最优条件下有等式 $p = w/\alpha$ 和 $p^* = w^* e^{tD}/\alpha$ 成立。当达到一般均衡时,由 $p = p^*$, $w = w^*$ 可进一步推出 m 和 n 之间存在如下关系式:

$$n = m e^{-tD/(1-\alpha)} \quad (4)$$

即甲地企业生产所用的本地投入产品 m 和外地投入产品 n 的替代弹性为 $1/(1-\alpha)$ 。考虑到两地以不可替代的劳动 L 和 L^* 作为生产的投入要素,而中间投入产品的组合分别为 N 和 N^* ,可进一步获得:

$$m = L [N(1 + e^{-tD\alpha/(1-\alpha)})]^{-1} \quad (5)$$

$$n = L^* [N^* e^{tD} (1 + e^{1/(1-\alpha)})]^{-1} \quad (6)$$

为简化等式(5)和(6),假设 $\xi_m(D) = 1 + e^{-tD\alpha/(1-\alpha)}$ 和 $\xi_n(D) = e^{tD} (1 + e^{1/(1-\alpha)})$,并且 $\xi(D) = [\xi_m(D)/\xi_n(D)]^\alpha$ 。由此可知, $\xi_m(D) \propto 1/t$ 以及 $\xi_n(D) \propto t$,从而

$\xi(D) \propto 1/t$ 。将等式(5)和(6)代入等式(1),并假设 $\hat{A} = A\xi_m(D)^{-\alpha}$,可推出甲地企业的产出函数为:

$$Y = \hat{A}K^{1-\alpha}L^\alpha [N^{1-\alpha} + N^{*1-\alpha}\xi(D)] \quad (7)$$

进一步假设企业的全要素生产率(TFP)可由科布-道格拉斯(C-D)生产函数得出:

$$TFP = Y/(K^{1-\alpha}L^\alpha) \quad (8)$$

将等式(7)代入(8),化简并取对数可得:

$$\ln TFP = \ln \hat{A} + \ln [N^{1-\alpha} + N^{*1-\alpha}\xi(D)] \quad (9)$$

等式(7)和(9)显示 Y 和 TFP 均与 $\xi(D)$ 正相关,而 $\xi(D)$ 与 $D_r = tD = t_r D/t_0$ 负相关,可推出当提速降低运输时间 t_r 时,将减少受时间因素 t 影响的真实距离 D_r ,从而引致企业产出 Y 增加,并最终提高企业全要素生产率这一结论,即实际距离 D_r 是影响企业全要素生产率的重要因素。

交通基础设施条件的改善降低了固定区间的通行时间,从而缩短了两地间的实际空间距离,通过“时空压缩”^①和“边界突破”^②等效应推动全要素生产率的增长。一方面,交通基础设施改善方便了作为知识载体的人力资本的流动,创新知识借助人员的流动实现了在更大范围内的传播。铁路提速缩短了地区间的真实距离,减少了技术传输过程中不必要的损耗(刘秉镰和刘玉海,2011),降低了传播过程中的内容失真和漏损(龙玉等,2017)。另一方面,交通基础设施改善也方便了物品流动,受益于运输成本的降低,企业能在更大范围内调节中间品构成,从而间接推动技术水平及产品质量提升,有利于生产率的提高(Arbués 等,2015)。尽管2007年开通高速铁路主要针对客运服务,对于加快人员流动具有极为重大的意义,但事实上高铁缓解了沿途客货混跑线路的客运压力,释放了这些线路的货物运输能力。虽然铁路提速可通过多种方式给企业的全要素生产率带来积极效应,但既有研究发现铁路提速也可能存在一些负面作用。例如,铁路提速会通过竞争效应导致本地制造业生产要素转移,使生产过程出现不确定性因素(张光南和宋冉,2013)。再如,企业既希望靠近城市享受便利的交通和集聚效应,同时也要考虑土地成本(李力行等,2016),兴建铁路会导致市场进入条

① 指铁路提速可以显著提高技术及管理制度的溢出速度,有利于更多区域获得创新的溢出与辐射,进而提高生产率水平。

② 指铁路提速使资源在相同时间内可到达的距离更远,改变了地区间原有的邻近关系格局,有助于打破由空间距离阻碍导致的“保护性关税”(刘秉镰等,2010)。在其他条件不变的情况下,特定地区创新能力覆盖的名义空间距离更大,企业面对的市场范围和竞争规模扩大,市场潜能也得到扩张。市场潜能是实现规模经济、提升企业生产率水平的决定因素(Acemoglu 和 Linn,2004),规模大的市场更容易提高企业竞争力,并通过创新行为促进企业的生产率水平(Desmet 和 Parente,2010)。

件变化,进而提高沿线土地价格(Fransoo 和 Bertrand,2000;陈有孝和林晓言,2006;Donaldson 和 Hornbeck,2016),企业的用地成本有可能陡然增加,甚至会导致企业迁移,不可避免地影响生产效率(Chen 和 Silva,2013)。此外,铁路提速将促使沿途站点城市人口规模增加,并向临近的中心城市集聚(宋晓丽和李坤望,2015),极易加剧城市的拥堵情况,产生“拥挤效应”,从而妨碍企业生产率的进步。通过以上分析可以发现,并非所有企业都能够从铁路提速中获益,铁路提速对企业生产率的影响具有不确定性。

三 模型构建及数据说明

(一)模型构建

铁道部自1997年4月至2007年相继实施了6次提速,前5次铁路提速主要针对传统机车,且速度提升十分有限,2007年开行了时速可超200公里的动车组列车。“和谐号”高速列车(CRH)的投入运行是中国铁路发展史上的标志性事件,中国由此超越德国、日本成为世界高速铁路第一大国。本文将2007年的铁路提速作为一次准自然实验,基于倍差分析法考察铁路基础设施质量改善对于企业全要素生产率的影响。

进行倍差分析首先需要区分政策实验中的处理组和控制组。本文根据2007年4月份的列车时刻表整理出58个动车组列车沿途停靠的站点,这些站点分别位于49个地级市,涉及10个省份、3个直辖市以及1个经济特区^①。考虑到直辖市和经济特区的经济发展水平相对较高,与其他城市相比具有较大的异质性,难以构建与其匹配的控制组,故本文将其剔除。在此基础上,将所在地位于以上地级市的企业划入处理组,同时将位于这10个省份余下城市的企业归入控制组。表1列出了处理组和控制组的具体地域分布情况。其中,沿海地区包含河北、山东、江苏、浙江和广东5个省份,其余5个省份分别为江西、河南、湖北、湖南以及陕西,在地理位置上属于内陆地区。

① 这些站点分别为:北京、天津、上海、石家庄、唐山、秦皇岛、北戴河、邯郸、邢台、保定、段甲岭、南京、无锡、常州、苏州、昆山、镇江、杭州、诸暨、金华、义乌、衢州、南昌、萍乡、新余、鹰潭、宜春、上饶、济南、四方、淄博、潍坊、青州、孟庙、郑州、安阳、新乡、许昌、漯河、信阳、驻马店、汉口、武昌、孝感、蒲圻、长沙、株洲、醴陵、广州、深圳、东莞、西安、宝鸡、杨陵镇、新塘边、石龙、樟木头和九龙。由于秦皇岛、苏州、金华、潍坊、武汉、株洲、江山以及东莞等地级市拥有2个或3个站点,本文删去了所在地级市重复的9个站点。

表 1

处理组和控制组的地域分布情况

处理组 (45)		控制组 (93)	
区域	河北(7)、江苏(5)、浙江(4)、江西(6)、山东	河北(4)、江苏(8)、浙江(7)、江西(5)、山东	
分布	(5)、河南(7)、湖北(3)、湖南(2)、广东(3)、	(12)、河南(10)、湖北(11)、湖南(11)、广东	
	陕西(3)	(18)、陕西(7)	

说明:括号里的数字代表该省在处理组或控制组中所含地级市的个数。

在上述分组的基础上,本文结合倍差分析法构建如下回归模型:

$$Z = CRH \times period + CRH + period + X + cons + h + u + t + \varepsilon \quad (10)$$

其中, Z 为被解释变量,具体指曼奎斯特指数(mqt)、技术进步指数(mtc)以及效率改进指数($mtec$)3个通过数据包络分析(Data Envelop Analysis, DEA)方法获得的与企业全要素生产率相关的变量。 $CRH \times period$ 为核心解释变量,其数值是组别虚拟变量 CRH 与时间虚拟变量 $period$ 的乘积。 CRH 为组别虚拟变量,描述处理组和控制组之间的差别,如果企业位于提速地区,则归属为处理组,其数值为1,反之则为0。 $period$ 为时间虚拟变量,用以区分铁路提速实施前后的差异,其数值在2007–2009年为1,其余为0。 h 为行业固定效应, u 为地区固定效应, t 为时间固定效应, $cons$ 为常数项, ε 为扰动项。本文的控制变量 X 主要包括以下变量:(1) kl 表示以企业资本与职工人数比值衡量的资本密集度。资本密集度越高意味着企业倾向使用先进的生产技术和设备,也意味着企业越有条件创造更高的生产率(Jason, 2008)。既有研究发现资本密集度对企业全要素生产率有着显著影响(杨亚平和李晶, 2014)。(2) sub 为虚拟变量,表示企业是否享受政府补贴,享受补贴为1,其余为0。政府补贴的主要目标在于提倡自主创新和促进经济增长。虽然企业为争取政府补贴会采取迎合策略而影响生产行为(赵璨等, 2015),但政府补贴仍在一定程度上有利于促进企业增大研发投入、扩大投资规模,进而通过技术创新、规模经济等方式在不同程度上影响企业的全要素生产率(邵敏和包群, 2012)。(3)企业规模($scale$)为虚拟变量,大中型企业的数值为1,小型企业的数值为0。大中型企业相比小型企业具有更多资金从事高风险创新活动,在采购先进生产设备方面具备更强的能力,并能够对员工进行更为充分的职业培训,从而有利于企业生产率水平的提升(孙晓华和王昀, 2014)。此外,更大的生产规模也更有利于企业实现规模经济和分工专业化,从而有效降低生产和管理成本,提高自身生产效率。(4)城市发展水平($citygdp$)以各地级市的国内生产总值来衡量。一些研究发现,城市的经济规模越大,经济活动就越多,位于该城市的企业生产率就越高(Puga, 2010)。那些经济

发展良好的城市会通过集聚效应、竞争效应等方式带来知识溢出等正外部性,给企业生产率带来正的溢出作用(陈强远等,2016)。

(二)数据说明

关于企业层面的全要素生产率衡量,本文采用 DEA 进行估计。DEA 方法通过对决策单元数据的横向比较来判断全要素生产率的变化,不需要对生产函数的具体形式进行设定,从而避免了函数形式设定中的不确定性。本文采用 DEA 法中的曼奎斯特法进行估计,在估计全要素生产率时大致可以分为 3 步。

首先,假设决策单元的投入为 x ,相应的产出为 y ,产出的距离函数 d 符合等式:

$$d(x_i, y_i) = \inf \{ \delta : (x_i, y_i / \delta) \in \psi(x_i) \} \quad (11)$$

其中, $\inf$ 表示取集合的下确界, δ 是定向输出效率指标的代表变量, $\psi(x_i)$ 表示生产效率的可能性集合。由于曼奎斯特指数定义在基准技术之上,假设基于 i 期和 $i+1$ 期参照技术的生产率指数分别为 M_i 和 M_{i+1} ,且满足以下等式:

$$M_i(x_{i+1}, y_{i+1}, x_i, y_i) = d_i(x_{i+1}, y_{i+1}) / d_i(x_i, y_i) \quad (12)$$

$$M_{i+1}(x_{i+1}, y_{i+1}, x_i, y_i) = d_{i+1}(x_{i+1}, y_{i+1}) / d_{i+1}(x_i, y_i) \quad (13)$$

因为 M_i 和 M_{i+1} 在经济含义上是对称的,按照 Fisher 理想指数思想,可定义两者的几何平均数为综合生产率指数,即为决策单元从 i 期到 $i+1$ 期全要素生产率变化的曼奎斯特指数($mqst$):

$$mqst = \sqrt{M_i M_{i+1}} = \frac{d_{i+1}(x_{i+1}, y_{i+1})}{d_i(x_i, y_i)} \times \left[\frac{d_i(x_{i+1}, y_{i+1})}{d_{i+1}(x_{i+1}, y_{i+1})} \times \frac{d_i(x_i, y_i)}{d_{i+1}(x_i, y_i)} \right]^{1/2} \quad (14)$$

曼奎斯特指数测度了全要素生产率从时期 i 到 $i+1$ 的变化,通过分析 $mqst$ 与数值 1 的大小关系即可了解全要素生产率的变化走向。最后,将曼奎斯特指数经过简单计算,可进一步将其分解为技术进步指数(mtc)和效率改进指数($mtec$)两个方面,且有等式 $mqst = mtc \times mtec$ 成立:

$$mtc = \left[\frac{d_i(x_{i+1}, y_{i+1})}{d_{i+1}(x_{i+1}, y_{i+1})} \times \frac{d_i(x_i, y_i)}{d_{i+1}(x_i, y_i)} \right]^{1/2} \quad (15)$$

$$mtec = \frac{d_{i+1}(x_{i+1}, y_{i+1})}{d_i(x_i, y_i)} \quad (16)$$

本文数据主要来源于 2001-2009 年《中国工业企业数据库》和《中国城市统计年鉴》。在具体计算过程中,以企业总产值作为产出变量,以企业资本存量和员工人数作为投入变量,其中,资本存量的计算方法参考张天华和张少华(2016)。本文基于投入最小的前提利用 DEA 法估计各企业的曼奎斯特指数,以其作为企业全要素生产率的衡量指标,并将该指数进一步拆分为技术进步指数以及效率改进指数。

在数据处理过程中,一个值得关注的问题是政策实验本身可能会引起一些内生性反应。比如一项公共政策推出后,导致一些企业迁入或迁出实验地,使处理组和控制组的个体分配是内生于这项公共政策的“处理”,最终使估计结果产生偏差(周黎安和陈烨,2005)。此外,企业进出市场决策还与自身情况相关,资本存量较大的企业在面对冲击时,其留在市场的概率远高于资本存量较低的企业,即存在样本进入或退出市场的选择性偏差。为减少内生性和选择性偏差对研究结果的影响,本文仅选择在2001-2009年连续经营的企业,并借鉴余森杰(2010)与杨汝岱(2015)的方法,通过面板构建、价格指数处理等过程依次对《中国工业企业数据库》的数据进行调整。表2列出了研究样本中各变量的描述性统计,并区分了处理组和控制组的差异。观察表2可以发现,通过本文匹配和计算后保留的样本数量为206 973家,涉及《中国工业企业数据库》中22 997家企业9年的数据。为尽可能多地保留研究样本,本文未删除部分数据缺失的样本,从而导致变量的观测数存在一定的差别。观察表2可以发现,处理组和控制组的样本数量分别为99 252和107 721家,约占样本总数的47.95%和52.05%,虽然前者比重略低于后者,但两者之间的差距并不大。除样本数量大致平均分配以外,两组中各变量的均值和标准差也十分接近。

表2 各变量的描述性统计量

变量	全体			处理组			控制组		
	均值	标准差	观测数	均值	标准差	观测数	均值	标准差	观测数
<i>mqst</i>	1.0082	0.0654	183 969	1.0089	0.0679	88 222	1.0076	0.0630	95 747
<i>mtc</i>	1.0334	0.1216	183 969	1.0352	0.1252	88 222	1.0317	0.1181	95 747
<i>mtec</i>	0.9877	0.1255	183 969	0.9880	0.1271	88 222	0.9874	0.1239	95 747
<i>ln kl</i>	3.8828	1.3008	206 469	3.9670	1.3047	99 041	3.8051	1.2923	107 428
<i>sub</i>	0.1826	0.3864	206 973	0.1693	0.3750	99 252	0.1949	0.3962	107 721
<i>scale</i>	8.3200	1.3992	206 973	8.1830	1.4439	99 252	8.4462	1.3445	107 721
<i>ln citygdp</i>	16.3804	0.8395	201 001	16.6754	0.8307	99 252	16.0926	0.7426	101 749

数据来源:作者计算。

四 回归结果及分析

(一) 基本分析结果及说明

采用倍差分析法进行政策效应检验的重要前提是符合“平行趋势假设”,即处理

组和控制组之间不存在系统性差异,在事件发生前具有一致的发展特征和趋势,否则倍差分析的结果就极有可能存在偏误。在铁路提速政策制定过程中,政策制定者很有可能会更加青睐那些铁路需求旺盛、相应配套设施完备的城市。因而极有必要对处理组和控制组样本的发展趋势进行检验,用以判断分组的合理性以及确保倍差分方法结果的可信性。本文借鉴 Moser 和 Voena (2012)、Tanaka (2015) 以及盛丹和刘灿雷 (2016) 的方法,通过绘制主要变量的时间趋势图、估计平行趋势等检验方法来研判处理组和控制组样本在政策实施前是否具有一致的变动趋势。首先针对处理组和控制组被解释变量的均值绘制相应的时间趋势图(图 1)。观察图 1 可以发现,在铁路提速实施前,虽然各变量的时间趋势曲线略有差别,但处理组和控制组的升降趋势基本一致,表现出较为稳健的平行特征。在铁路提速实施后,3 个指数的时间趋势线都出现了一定的波动,初步表明这些变量受到了相关因素的冲击。在样本期间,处理组和控制组曼奎斯特指数的均值都大于 1,表明全要素生产率在此期间整体处于增长阶段,但技术进步和技术效率有较大的起伏。2007 年前,3 个指数在处理组和控制组中的趋势较为一致,且控制组略低于处理组。但在 2007 年之后,两组之间的差距凸显,主要表现在技术进步指数和曼奎斯特指数方面,初步表明铁路提速对企业生产率造成了影响。

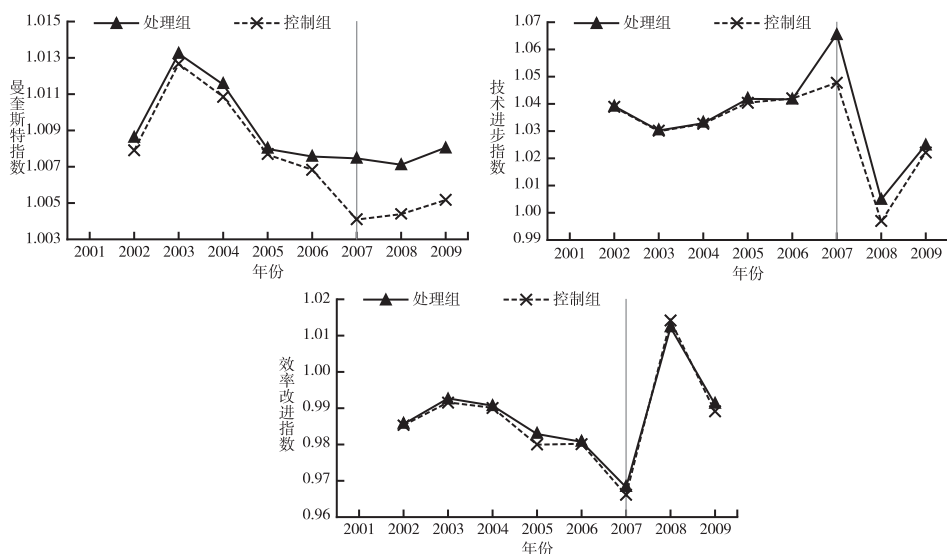


图 1 被解释变量的时间趋势

图1仅根据各变量均值的时间趋势变化,初步判断处理组和控制组在铁路提速前具有相似的发展趋势,但平行趋势假设需要更为精确的检验。本文参照 Moser 和 Voe-na(2012)的做法,在基准回归模型中进一步加入组别虚拟变量与时间趋势的交乘项,并在表3报告了该检验的估计结果。可以发现,在控制了行业效应、时间效应、地区效应以及各控制变量后,虽然各“处理组 $\times$ 年份”项回归系数的正负性不同,但在10%的统计水平上均不显著,不能拒绝处理组和控制组在铁路提速实施前具有一致发展趋势的原假设,即通过了平行趋势假设检验。这一结果意味着本文的实验分组是合适的,采用倍差分析法研判铁路提速对企业全要素生产率的影响作用具有合理性。

表4给出了基于倍差分析法的

表3	平行趋势检验		
变量	<i>mqst</i>	<i>mtc</i>	<i>mtec</i>
处理组 $\times$ 2002年	-0.0053 (0.0098)	0.0008 (0.0182)	-0.0072 (0.0191)
处理组 $\times$ 2003年	-0.0067 (0.0098)	0.0006 (0.0182)	-0.0096 (0.0191)
处理组 $\times$ 2004年	-0.0053 (0.0098)	0.0008 (0.0182)	-0.0070 (0.0191)
处理组 $\times$ 2005年	-0.0058 (0.0098)	-0.0013 (0.0182)	-0.0045 (0.0191)
处理组 $\times$ 2006年	-0.0047 (0.0098)	0.0012 (0.0182)	-0.0072 (0.0191)
控制变量	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制
观测数	111 378	111 378	111 378
R^2	0.0027	0.0031	0.0028

说明: *、**和***分别表示在10%、5%和1%统计水平上显著,括号内为标准误。固定效应包括行业、时间和地区效应。下表同。

回归结果。作为比较分析,本文同时给出了针对核心解释变量以及加入控制变量后的估计结果,不难发现核心解释变量 $CRH \times period$ 的系数并没有发生显著变化。在针对曼奎斯特指数(*mqst*)的两个回归方程中, $CRH \times period$ 系数均显著为正,这一结果表明2007年的铁路大提速对企业全要素生产率形成了明显的促进作用。DEA方法之所以能够在生产率研究领域得到非常广泛的应用,原因就在于它能够将全要素生产率的变化分解为技术进步与效率改进等不同组成部分,有助于清晰地认识全要素生产率变化的源泉(邵军和徐康宁,2011;吴振球等,

2014)。因此,本文进一步考察铁路提速对曼奎斯特指数两个构成部分,即 *mtc* 和 *mtec* 的影响。表4中的第3和第4列是以 *mtc* 作为被解释变量的估计结果,核心解释变量 $CRH \times period$ 的系数均显著为正,即铁路提速对受影响地区企业的技术进步发挥了积极作用。如前所述,铁路提速为受影响地区企业的技术进步提供了相关支撑:一方面通过铁路提速带来的交通便捷和时间成本节约,缩短了地区间的真实距离,既可减少技术传播过程中的损漏,又可使企业在更广阔的空间范围内获得可替代性的技术、信息或原材料,为其

技术进步提供自身需求的内动力;另一方面,在扩大消费市场的同时增加了市场竞争程度,迫使企业追求核心技术进步以增强市场竞争力,为企业带来竞争的外动力。表4最后两列是针对 *mtec* 的估计结果, $CRH \times period$ 项系数均不显著为正,意味着铁路提速对于企业效率改进的积极作用不明显。对比 *mqst* 和 *mtc* 的分析结果,不难看出 DEA 分析的优势在于它能够深入把握生产率增长的真正内在动力。虽然铁路提速显著促进了受影响地区企业的技术进步,但对效率改进方面的影响并不明显,造成这一现象的原因可能是铁路提速对企业效率产生的部分负面影响。例如,虽然铁路提速能够扩大区域市场的规模,但同时也加剧了不同市场、不同企业之间的竞争,加快了生产要素的转移(周浩和郑筱婷,2012),拉大了企业之间的发展差距,降低了企业生产率的分布集中度(逯建等,2016),导致部分企业的效率水平相对下降。再如,中国人口从内地向沿海向大城市流动的趋势并不会因高铁网或快铁网的出现而逆转,反而可能会因铁路提速加快这一趋势,导致这些城市的土地成本上升,妨碍了企业生产效率的提高。总体而言,虽然限于提速带来的不确定性因素影响,导致企业的效率改进速度不明显,但铁路提速通过加快客流、物流和信息流等方式促进了提速地区企业技术水平的提高,其积极作用值得肯定。

表 4 铁路提速与企业全要素生产率:倍差分析结果

变量	<i>mqst</i>		<i>mtc</i>		<i>mtec</i>	
<i>CRH</i> × <i>period</i>	0.0026 ***	0.0027 ***	0.0098 ***	0.0095 ***	0.0003	0.0006
	(0.0006)	(0.0006)	(0.0012)	(0.0012)	(0.0012)	(0.0012)
<i>period</i>	-0.0029 ***	-0.0032 ***	-0.0201 ***	-0.0226 ***	0.0044 ***	0.0066 ***
	(0.0007)	(0.0009)	(0.0013)	(0.0017)	(0.0013)	(0.0017)
<i>CRH</i>	0.0052	0.0048	0.0098	0.0047	-0.0003	0.0041
	(0.0041)	(0.0042)	(0.0075)	(0.0078)	(0.0078)	(0.0081)
<i>ln kl</i>		-0.0002		-0.0001		-0.0001
		(0.0001)		(0.0003)		(0.0003)
<i>sub</i>		0.0005		0.0004		-8.48e-5
		(0.0004)		(0.0008)		(0.0008)
<i>scale</i>		2.33e-5		-0.0009		4.36e-5
		(0.0004)		(0.0007)		(0.0007)
<i>ln citygdp</i>		0.0002		0.0024 **		-0.0021 **
		(0.0005)		(0.0010)		(0.0010)
常数项	1.0058 ***	1.0042 ***	1.0393 ***	1.0061 ***	0.9796 ***	1.0098 ***
	(0.0043)	(0.0088)	(0.0079)	(0.0163)	(0.0082)	(0.0169)
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测数	183 969	178 303	183 969	178 303	183 969	178 303
R ²	0.0029	0.0029	0.0182	0.0183	0.0111	0.0110

观察控制变量, $\ln kl$ 在各模型中的回归系数虽然为负值但并不显著, 这意味着资本深化在现阶段并不是企业全要素生产率增长的促进因素。在向市场化转轨的进程中, 更高的资本密集度并不必然代表更高的资本利用效率, 而且也有可能并不符合要素禀赋条件, 这些都是导致该变量不显著的原因。 sub 的回归系数在不同回归模型中均不显著, 政府补贴虽然能够引导企业的研发、投资等行为, 但关于补贴的实际效应, 既有研究存在广泛的争议, 政府和企业之间的信息不对称或目标差异是决定补贴作用的重要因素 (赵璨等, 2015)。企业规模 ($scale$) 对 $mqst$ 和 $mtec$ 具有正向影响, 对 mtc 具有负向影响, 但估计系数均不显著。 $\ln citygdp$ 对 mtc 起到了显著的正向作用, 这一结果表明较大的城市经济规模有助于发挥集聚外部性并推动技术进步 (Baldwin 和 Okubo, 2006; 陈强远等, 2016), 但大城市带来的拥堵效应也会在一定程度上对效率产生不利影响, 导致对 $mtec$ 的估计系数为负。虽然表 4 中部分控制变量的显著程度不高, 但根据既有文献来看, 引入上述变量具有理论依据, 故在分析中仍将其引入。

(二) 异质性影响分析

1. 铁路提速对不同所有制企业全要素生产率的影响。不同产权结构的企业对市场信息、技术的敏感度不同, 尽管既有研究一般认为国有相对非国有企业具有较低的生产率水平或增长速度 (周黎安等, 2007), 技术创新激励及创新能力也相对较弱 (吴延兵, 2014), 但在当前的管理体制下, 国有相对非国有企业在铁路货运使用权方面却具有一定的优势。此外, 国有企业是大宗货物的主要存储方和采购方, 对铁路的依赖程度相对非国有企业也会更高。由此, 有必要进一步检验铁路提速是否对不同所有制企业的生产率增长造成差异化影响。具体地, 本文分别针对国有和非国有企业样本进行分析, 结果见表 5。可以发现, 铁路提速对非国有企业的技术进步以及效率改进有较为显著的正向影响, $CRH \times period$ 项回归系数分别为 0.0093 和 0.0023, 并且在两者的耦合作用下促进企业全要素生产率增长。对于国有企业, 虽然铁路提速推动了技术水平的进步, 但限于效率水平的显著下降, 其全要素生产率提升不明显, 甚至在一定程度上表现为负向作用。如前文所述, 铁路提速能够显著加强提速地区的市场竞争程度, 国有企业囿于自身存在的委托代理以及预算软约束等问题, 适应新竞争环境需要较长的调整期, 尽管其技术水平在铁路提速后有所增加, 但其效率水平却因各种负向效应出现了显著下降。非国有企业以利润最大化为目标, 对铁路提速带来的市场结构变化及外部效应更为敏感, 并最终促进了全要素生产率的增长。

2. 铁路提速对不同地区企业全要素生产率的影响。考虑到不同地区无论是在自然地理条件, 还是在经济发展水平等方面具有巨大差异性, 极有必要对不同地区样本

表 5 铁路提速与企业全要素生产率:非国有企业与国有企业

变量	非国有企业			国有企业		
	<i>mqst</i>	<i>mtc</i>	<i>mtec</i>	<i>mqst</i>	<i>mtc</i>	<i>mtec</i>
<i>CRH</i> × <i>period</i>	0. 0035 *** (0. 0007)	0. 0093 *** (0. 0013)	0. 0023 * (0. 0014)	-0. 0011 (0. 0016)	0. 0104 *** (0. 0028)	-0. 0070 ** (0. 0030)
<i>period</i>	-0. 0032 *** (0. 0010)	-0. 0221 *** (0. 0019)	0. 0050 *** (0. 0019)	-0. 0024 (0. 0021)	-0. 0230 *** (0. 0037)	0. 0123 *** (0. 0039)
<i>CRH</i>	0. 0055 (0. 0051)	0. 0076 (0. 0095)	-0. 0014 (0. 0098)	0. 0047 (0. 0078)	0. 0030 (0. 0140)	0. 0138 (0. 0146)
ln <i>kl</i>	-0. 0001 (0. 0002)	-0. 0002 (0. 0003)	9. 43e - 6 (0. 0003)	-0. 0004 (0. 0003)	0. 0006 (0. 0006)	-0. 0009 (0. 0006)
<i>sub</i>	0. 0003 (0. 0005)	-0. 0002 (0. 0009)	0. 0004 (0. 0009)	0. 0010 (0. 0010)	0. 0026 (0. 0018)	-0. 0020 (0. 0019)
<i>scale</i>	-0. 0003 (0. 0004)	-0. 0014 * (0. 0008)	2. 08e - 5 (0. 0009)	0. 0012 (0. 0009)	0. 0003 (0. 0016)	0. 0006 (0. 0017)
ln <i>citygdp</i>	-2. 15e - 5 (0. 0006)	0. 0028 ** (0. 0012)	-0. 0023 * (0. 0012)	0. 0009 (0. 0011)	0. 0011 (0. 0020)	-0. 0009 (0. 0021)
常数项	1. 0045 *** (0. 0105)	0. 9951 *** (0. 0194)	1. 0176 *** (0. 0201)	0. 9966 *** (0. 0176)	1. 0305 *** (0. 0316)	0. 9827 *** (0. 0330)
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测数	147 697	147 697	147 697	30 606	30 606	30 606
R ²	0. 0031	0. 0158	0. 0098	0. 0076	0. 0353	0. 0225

进行分组考察。事实上,东部沿海地区受 2007 年铁路提速影响最大,动车组的区域密度及开行班次都显著高于内陆地区。因此,本文将样本区分为沿海和内陆地区分别进行回归,结果见表 6。大体上看,针对两个区域的分析结论并无本质区别,但仍存在部分差异。从对技术进步指数(*mtc*)的回归分析结果来看,无论是沿海还是内陆地区,*CRH* × *period* 项的回归系数均显著为正,即受铁路提速影响地区的企业技术进步水平显著提高。在对效率改进指数(*mtec*)的回归分析中,*CRH* × *period* 的系数均不显著,但从估计系数的取值来看,针对沿海地区的数值为正,针对内陆地区的数值为负,而且后者的绝对值更大一些。综合起来,*mtc* 和 *mtec* 的耦合作用影响了曼奎斯特指数(*mqst*)的变化。观察 *mqst* 模型的估计结果可以发现,沿海地区提速城市企业的全要素生产率增长对铁路提速做出了积极响应,而内陆地区提速城市企业受冲击的程度有限,这一结果与沿海地区和内陆地区的交通要素禀赋相符。

具体来看,沿海地区不仅具有较高的区域综合实力,同时也具备更为密集的铁路基础设施网络,铁路提速为沿海地区企业发展带来了新的契机和活力,形成了以区域

中心城市为核心,多城市协同发展的格局。例如,沪宁、沪杭、宁杭等铁路线路运行速度的提升,促进了长三角地区企业的协同分工和错位发展。同时,运输能力的提高有助于促进以劳动力为代表的生产要素在市场上的流动速度,特别是对时间敏感而对票价不敏感的高端技术人才跨区域工作所耗费的通勤时间^①,凸显了“同城化”效应(张克中和陶东杰,2016),扩大了人力资本的配置范围。对于经济发展程度相对较低的内陆地区,铁路提速同样对该地区企业的技术进步发挥了积极作用,关键变量回归系数的绝对值高于沿海地区。其原因在于,内陆地区企业本身技术水平相对较低,基础设施条件较弱,通过提速的铁路能够更加便捷地对接沿海发达地区企业,利用后发优势实现自身技术水平的迅速进步。但面对铁路提速带来的更为激烈的市场竞争,内陆地区企业的优质资源不可避免地流向沿海地区,因而呈现效率水平下降的趋势。

表 6 铁路提速与企业全要素生产率:沿海与内陆地区

变量	沿海地区			内陆地区		
	<i>mqst</i>	<i>mtc</i>	<i>mtec</i>	<i>mqst</i>	<i>mtc</i>	<i>mtec</i>
<i>CRH</i> × <i>period</i>	0.0031 *** (0.0008)	0.0093 *** (0.0014)	0.0018 (0.0015)	0.0015 (0.0012)	0.0108 *** (0.0021)	-0.0033 (0.0022)
<i>period</i>	-0.0013 (0.0013)	-0.0271 *** (0.0024)	0.0119 *** (0.0024)	-0.0048 *** (0.0015)	-0.0124 *** (0.0026)	-0.0027 (0.0027)
<i>CRH</i>	0.0084 ** (0.0035)	0.0080 (0.0067)	0.0009 (0.0068)	0.0077 (0.0047)	-0.0089 (0.0083)	0.0172 * (0.0089)
<i>ln kl</i>	-0.0003 (0.0002)	-0.0003 (0.0003)	-0.0001 (0.0003)	-0.0001 (0.0002)	0.0003 (0.0004)	-0.0003 (0.0004)
<i>sub</i>	0.0005 (0.0005)	0.0007 (0.0009)	-0.0002 (0.0009)	0.0006 (0.0009)	-0.0008 (0.0016)	0.0008 (0.0017)
<i>scale</i>	-0.0002 (0.0005)	-0.0012 (0.0009)	0.0002 (0.0009)	0.0006 (0.0007)	-0.0003 (0.0012)	-0.0002 (0.0013)
<i>ln citygdp</i>	-0.0012 (0.0009)	0.0034 ** (0.0017)	-0.0043 ** (0.0017)	0.0008 (0.0007)	0.0003 (0.0013)	0.0005 (0.0014)
常数项	1.0199 *** (0.0136)	0.9878 *** (0.0256)	1.0465 *** (0.0262)	0.9998 *** (0.0117)	1.0340 *** (0.0205)	0.9766 *** (0.0219)
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测数	124 679	124 679	124 679	53 624	53 624	53 624
<i>R</i> ²	0.0027	0.0206	0.0133	0.0048	0.0142	0.0080

① 作者感谢匿名审稿人的有益建议。

3. 铁路提速对不同出口属性企业全要素生产率的影响。自从进入 21 世纪以来,特别是伴随中国入世以及全球价值链的深入发展,中国企业越来越多地参与到全球分工体系中,出口成为企业发展的重要驱动力。铁路提速是否会对出口型企业的全要素生产率增长起到积极作用,这也是本文关心的重要问题之一。表 7 列出了内销型企业与出口型企业的回归结果:铁路提速对内销型和出口型企业的技术进步水平都会产生显著的促进作用;铁路提速对出口型企业的效率改进产生了积极影响,但对内销型企业的影响并不显著;铁路提速对出口型企业全要素生产率产生了积极影响,对内销型企业的影响为负但不显著。

表 7 铁路提速与企业全要素生产率:内销型企业与出口型企业

变量	内销型企业			出口型企业		
	<i>mqst</i>	<i>mtc</i>	<i>mtcc</i>	<i>mqst</i>	<i>mtc</i>	<i>mtcc</i>
<i>CRH</i> × <i>period</i>	−0.0005 (0.0009)	0.0027 * (0.0016)	−0.0026 (0.0016)	0.0074 *** (0.0010)	0.0192 *** (0.0018)	0.0047 ** (0.0019)
<i>period</i>	−0.0001 (0.0012)	−0.0186 *** (0.0022)	0.0112 *** (0.0023)	−0.0078 *** (0.0014)	−0.0282 *** (0.0025)	−0.0007 (0.0026)
<i>CRH</i>	0.0065 (0.0048)	0.0069 (0.0089)	0.0036 (0.0091)	−0.0020 (0.0100)	0.0076 (0.0183)	0.0061 (0.0194)
<i>ln kl</i>	4.14e − 5 (0.0002)	−0.0001 (0.0004)	−0.0002 (0.0004)	−0.0004 * (0.0002)	−0.0004 (0.0004)	4.49e − 5 (0.0004)
<i>sub</i>	0.0006 (0.0006)	0.0018 (0.0011)	−0.0009 (0.0011)	0.0006 (0.0006)	0.0001 (0.0011)	0.0008 (0.0011)
<i>scale</i>	0.0008 (0.0006)	−0.0008 (0.0011)	0.0014 (0.0011)	0.0001 (0.0005)	0.0010 (0.0010)	−0.0008 (0.0011)
<i>ln citygdp</i>	0.0003 (0.0007)	0.0015 (0.0014)	−0.0014 (0.0014)	0.0000 (0.0008)	0.0035 ** (0.0015)	−0.0022 (0.0016)
常数项	0.9985 *** (0.0115)	1.0182 *** (0.0212)	0.9974 *** (0.0217)	1.0187 *** (0.0161)	0.9895 *** (0.0295)	1.0114 *** (0.0312)
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测数	103900	103900	103900	74403	74403	74403
R ²	0.0029	0.0223	0.0130	0.0061	0.0168	0.0105

虽然铁路提速对内销型和出口型企业的技术进步均起到了促进作用,但对出口型企业的影响作用更为显著。一方面,出口型企业主要集中于长三角、珠三角等沿

海地区,这些地区是中国铁路提速覆盖的主要区域,而内销型企业在样本中的分布较为分散,由此导致出口型企业相比内销型企业更易于利用铁路提速促进人流、物流以及信息流的集散速度,更为显著地提高自身的全要素生产率;另一方面,上海、广州、天津等重要港口城市一直是国际市场信息的汇集地,同时也是中国铁路交通网络的重要枢纽,铁路提速促进了国际市场新产品、新标准、新设计等信息的传播与溢出。因此,这些因素综合起来导致出口型企业受铁路提速的影响更为显著。从表7中回归系数看,出口型企业 mtc 模型中 $CRH \times period$ 项系数的绝对值大于内销型企业,且显著程度更高。铁路提速对内销型与出口型企业在效率改进方面存在差异化影响,可能与两类企业使用不同的运输方式有关。目前来看,出口的主要运输方式是海洋运输,国际航运主干线上的适箱货物贸易基本采用集装箱运输,内陆的生产企业在出口货物时也会选择整箱或拼箱方式,将集装箱直接运往港口。铁路集装箱多式联运是国内货物运输的重要方式之一,2016年全国铁路集装箱发送量达761万标箱,同比增长39.5%^①。铁路提速释放的运能对集装箱运输具有积极意义,一定程度上可以帮助出口型企业加快库存流转,提高效率。此外,既有研究发现商品运输时间每增加1天,等价于增加0.6%–2.1%的商品价格,并且长期的交通延误将显著降低对外出口的成功率(Hummels和Schaur,2013),因此铁路提速无疑会降低出口型企业的贸易成本,对效率改进具有积极意义。由于内销型企业主要面对国内市场,公路运输相对于铁路运输更为便利,铁路提速对其造成的影响作用相对有限,导致对效率改进的冲击程度不显著。

(三)稳健性检验

为验证前文核心结论的稳健性,本文通过替换变量或估计方法展开讨论:

1. 安慰剂检验。本文借鉴既有文献的方法(范子英和田彬彬,2013;刘瑞明和赵仁杰,2015),通过改变政策的实施时间进行安慰剂检验,其逻辑在于:一些其他政策或随机因素同样可能对企业全要素生产率造成冲击,如果这种冲击与铁路提速之间不具有关联性,那么 $CRH \times period$ 项在其他年份间仍应显著,意味着 $CRH \times period$ 项对企业全要素生产率的贡献应归因于铁路提速之外的其他因素。本文保持处理组和控制组的分组情况不变,将铁路提速的年份假设提前3–5年,若确实存在其他干扰因素导致提速地区企业全要素生产率产生变动,那么 $CRH \times period$ 项在安慰剂检验中应具有较高的显著性水平。具体地,表8列出了在控制了行业、时间以及地区效应后,安慰剂

① 数据来源于《“十三五”铁路集装箱多式联运发展规划》。

检验的估计结果。虽然各模型 $CRH \times period$ 项的系数在假想铁路提速实施年份的估计值略有差异,但在 10% 的统计水平下仍不显著。这一结果排除了铁路提速之外其他因素对处理组企业全要素生产率造成影响的可能性,本文核心结论可靠。

表 8 铁路提速与企业全要素生产率:安慰剂检验

变量	年份	全体	非国有	国有	沿海	内陆	内销型	出口型
mqst	2002	-0.0003	-0.0003	-0.0002	-0.0003	-0.0007	-0.0004	-0.0003
		(0.0010)	(0.0011)	(0.0028)	(0.0012)	(0.0019)	(0.0013)	(0.0016)
	2003	0.0007	0.0009	-0.0002	0.0001	0.0018	-0.0002	0.0020
		(0.0008)	(0.0009)	(0.0023)	(0.0010)	(0.0015)	(0.0011)	(0.0013)
	2004	0.0005	0.0009	-0.0021	0.0001	0.0015	-0.0009	0.0020
		(0.0008)	(0.0009)	(0.0023)	(0.0010)	(0.0016)	(0.0011)	(0.0013)
mtc	2002	-0.0004	0.0006	-0.0070	0.0010	-0.0036	-0.0015	0.0008
		(0.0018)	(0.0019)	(0.0048)	(0.0022)	(0.0032)	(0.0023)	(0.0028)
	2003	-0.0005	-0.0002	0.0006	-0.0002	-0.0021	0.0025	0.0022
		(0.0015)	(0.0016)	(0.0042)	(0.0018)	(0.0027)	(0.0020)	(0.0024)
	2004	-0.0008	-0.0003	-0.0045	-0.0008	-0.0025	-0.0027	0.0011
		(0.0015)	(0.0016)	(0.0039)	(0.0018)	(0.0027)	(0.0020)	(0.0023)
mtec	2002	0.0001	-0.0005	0.0036	-0.0007	0.0017	0.0005	-0.0002
		(0.0019)	(0.0020)	(0.0051)	(0.0022)	(0.0035)	(0.0024)	(0.0030)
	2003	0.0022	0.0025	0.0006	0.0020	0.0036	0.0025	0.0022
		(0.0015)	(0.0017)	(0.0042)	(0.0018)	(0.0029)	(0.0020)	(0.0024)
	2004	0.0021	0.0025	0.0004	0.0021	0.0041	0.0019	0.0029
		(0.0015)	(0.0017)	(0.0041)	(0.0018)	(0.0030)	(0.0020)	(0.0024)

说明:限于篇幅,此处仅列出各模型 $CRH \times period$ 项的回归结果。表 10 同。

2. 基于面板 SFA 方法的检验。在测算决策单位效率时,随机前沿分析(Stochastic Frontier Analysis, SFA)同样具有广泛的影响。与 DEA 方法相比, SFA 的主要优点在于考虑了包含测量误差在内的随机误差,避免将随机因素不恰当地计入效率项(边文龙和王向楠, 2016)。本文采用面板 SFA 方法重新测算了企业的全要素生产率,并通过倍差分析法再次检验铁路提速对企业生产率的影响效应(见表 9)。表 9 中全样本的 $CRH \times period$ 项系数显著为正,表明铁路提速促进了沿途企业的全要素生产率。分样本的回归结果显示, $CRH \times period$ 项在非国有控股、沿海地区、出口型企业中具有较高的显著性,并且均为正数,这一结果与前文的结论相一致。综合以上结果可以认为,采用新方法重新衡量企业全要素生产率,并未对本文的主要结论造成显著影响。

表 9 铁路提速与企业全要素生产率:基于面板 SFA 方法的检验

变量	全体	非国有	国有	沿海	内陆	内销型	出口型
<i>CRH × period</i>	0.0241 *** (0.0060)	0.1515 *** (0.0151)	-0.0100 (0.0065)	0.0370 *** (0.0069)	-0.0022 (0.0118)	0.0019 (0.0074)	0.0530 *** (0.0095)
<i>period</i>	-0.1514 *** (0.0089)	-0.3941 *** (0.0210)	-0.0956 *** (0.0099)	-0.1802 *** (0.0125)	-0.1148 *** (0.0151)	-0.0790 *** (0.0111)	-0.2740 *** (0.0143)
<i>CRH</i>	-0.2343 *** (0.0384)	-0.1555 ** (0.0725)	-0.2739 *** (0.0455)	0.1097 *** (0.0313)	-0.0614 (0.0454)	-0.2942 *** (0.0406)	0.1284 (0.0948)
<i>ln kl</i>	0.2448 *** (0.0013)	0.2828 *** (0.0033)	0.2353 *** (0.0014)	0.2594 *** (0.0016)	0.2243 *** (0.0022)	0.2550 *** (0.0016)	0.2340 *** (0.0020)
<i>sub</i>	0.2018 *** (0.0039)	0.2414 *** (0.0095)	0.1814 *** (0.0042)	0.1961 *** (0.0042)	0.2070 *** (0.0089)	0.2601 *** (0.0051)	0.1992 *** (0.0057)
<i>scale</i>	1.3221 *** (0.0036)	1.3150 *** (0.0085)	1.2786 *** (0.0040)	1.3270 *** (0.0043)	1.2981 *** (0.0066)	1.3626 *** (0.0050)	1.2646 *** (0.0053)
<i>ln citygdp</i>	-0.0121 ** (0.0051)	-0.0103 (0.0108)	-0.0150 *** (0.0058)	-0.0058 (0.0083)	-0.0146 ** (0.0074)	-0.0024 (0.0064)	-0.0155 * (0.0081)
常数项	16.5080 *** (0.0823)	16.6131 *** (0.1693)	16.2600 *** (0.0955)	16.0415 *** (0.1238)	16.5719 *** (0.1152)	16.2972 *** (0.0996)	17.3703 *** (0.1559)
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测数	200445	166675	33770	140134	60311	117475	82970
R ²	0.5900	0.5489	0.6619	0.6016	0.5688	0.5919	0.6067

3. 基于财务数据的再检验。前文采用 DEA 法估计了各企业的技术进步和效率改进,为进一步检验铁路提速对两者的影响作用,本文以企业各年的新产品产值以及管理费用等财务数据作为相应的替代指标进行回归,结果见表 10。虽然这些变量不能完全代表企业的技术进步或效率改进,但仍具有较高的相关性,在一定程度上能够反映铁路提速对企业生产率的影响。表 10 第 2 列是基于全体样本的回归结果,从 *CRH × period* 项的回归系数来看,铁路提速地区企业的新产品产值有显著提升。企业既因可铁路提速压缩时空距离导致市场竞争水平加强,促使企业采用新技术生产新产品,或采用新设计构思研制新产品,从而导致新产品产值增加。分样本的回归结果与前文主要结论一致,铁路提速对沿海地区、非国有企业的新产品产值有显著影响,对内陆地区、国有企业的冲击不明显,但在内销型和出口型企业之间的差异不大。与此同时,全样本回归结果显示铁路提速显著降低了企业的管理费用,但在分样本考虑异质

性后的结论存在差别,铁路提速显著降低了非国有、沿海地区、出口型企业的管理费用,但对国有、内陆地区、内销型企业管理费用的影响为负但不显著。管理费用高低反映了一个企业管理效率的高低,是企业效率的一个具体体现。以上结果从侧面进一步佐证了本文的核心观点。

表 10 铁路提速与企业生产率:基于财务数据的再检验

变量	全体	非国有	国有	沿海	内陆	内销型	出口型
新产品产值	0.1987 *** (0.0748)	0.2293 *** (0.0827)	0.1231 (0.1760)	0.3888 ** (0.1852)	0.0943 (0.0800)	0.2341 * (0.1269)	0.1687 * (0.0920)
管理费用	-0.0352 *** (0.0108)	-0.0498 *** (0.0114)	-0.0141 (0.0286)	-0.0837 *** (0.0205)	-0.0142 (0.0126)	-0.0017 (0.0144)	-0.0793 *** (0.0154)

(四)进一步讨论:基于地理圈层的推论

基于前文分析可知铁路提速能够通过缩减时空距离促进技术知识和生产要素在市场上的溢出水平和扩散速度,从而对企业全要素生产率造成影响。由该结论可得出以下推论:离技术中心城市距离远近将显著影响铁路提速对企业生产率的促进程度。这一推论的现实依据在于历次铁路调速图均涉及了北京、上海等具有较高技术优势的城市,动车组列车的运行极大地增强了京津冀、长三角以及珠三角等经济圈的内部和外部联系。本文借鉴龙玉等(2017)的方法,根据企业所在地与北京、上海、广州以及深圳等具有较高技术水平城市之间的距离,划分相应的地理圈层,以期检验铁路提速对不同圈层内企业生产率可能存在的差异性影响,检验结果见表 11。

观察表 11 中全体样本的回归结果可以发现,铁路提速对于距离北京、上海等技术中心城市 150 公里左右范围内的企业在技术进步(*mtc*)方面影响最为显著。结合动车组列车运营速度维持在每小时 160 - 200 公里之间,以及扣除相应站点的停靠时间,不难推断得出以下结论:铁路提速将“1 小时经济圈”由普通铁路或公路决定的 100 公里拓展至 150 公里,利用 1 小时经济圈带来的聚集效应和竞争效应极大地影响了处于该范围内的企业发展。分样本的回归结果显示,铁路提速对非国有控股、出口型企业的技术进步水平具有较为显著的影响^①。以上结果从侧面佐证了国家近年来借助高铁、地铁等基础设施建设各中心城市 1 小时经济圈对于企业技术水平进步具有积极意义。但值得警惕的是,企业的效率改进指数(*mtec*)未能呈现与技术进步指数(*mtc*)一致的

① 由于按地理距离划分后,内陆地区仅涉及少量样本,故本文在此未针对地区差异展开分析。

正向作用,表明铁路提速在提高企业技术进步的同时,也会给企业带来了一定程度的负面冲击,并突出表现在效率改进方面。

表 11 铁路提速与企业生产率:地理距离的检验

变量	距离 (km)	全体	非国有	国有	内销型	出口型
<i>mqst</i>	100	-0.0007	-0.0008	-0.0008	-0.0013	-0.0016
		(0.0011)	(0.0013)	(0.0033)	(0.0017)	(0.0017)
	150	0.0005	0.0007	-0.0001	0.0007	-0.0006
		(0.0010)	(0.0011)	(0.0028)	(0.0014)	(0.0016)
	200	0.0002	-0.0005	0.0014	0.0009	-0.0024
		(0.0009)	(0.0011)	(0.0025)	(0.0013)	(0.0017)
<i>mtc</i>	100	0.0010	0.0042 *	-0.0146 ***	-0.0033	0.0030
		(0.0020)	(0.0023)	(0.0056)	(0.0031)	(0.0030)
	150	0.0050 ***	0.0084 ***	-0.0118 **	0.0023	0.0066 **
		(0.0018)	(0.0020)	(0.0047)	(0.0026)	(0.0028)
	200	0.0022	0.0057 ***	-0.0142 ***	-0.0004	0.0040
		(0.0017)	(0.0020)	(0.0042)	(0.0023)	(0.0030)
<i>mtec</i>	100	-0.0049 **	-0.0075 ***	0.0077	-0.0016	-0.0068 **
		(0.0021)	(0.0024)	(0.0058)	(0.0032)	(0.0031)
	150	-0.0059 ***	-0.0085 ***	0.0081 *	-0.0023	-0.0087 ***
		(0.0019)	(0.0021)	(0.0049)	(0.0026)	(0.0029)
	200	-0.0036 **	-0.0070 ***	0.0112 **	0.0001	-0.0080 ***
		(0.0018)	(0.0020)	(0.0044)	(0.0023)	(0.0030)

说明:限于篇幅,此处仅列出了各模型 $CRH \times period \times l$ 项的回归结果, l 为距离圈层决定的虚拟变量。

五 结论

铁路提速作为中国交通基础设施质量提升的重要事件,特别是大提速过程中开通的“和谐号”列车以及此后迅猛发展的高速铁路,更是中国铁路运输史上的标志性变革,深刻影响了中国近年来的经济发展趋势。本文将铁路提速视为中国交通基础设施质量提升的一次准自然实验,以首次开通的动车组列车停靠站点作为分组依据,基于中国 10 个省份 93 个地级市中 22 997 家连续经营企业 2001-2009 年的面板数据,首先通过数据包络分析法估计各企业的全要素生产率,进而采用倍差分析法研判铁路提速对其影响,并进一步分解出技术进步和效率改进两个影响因素。研究结果发现,铁路

提速显著提高了途经地区企业的技术进步,对效率改进的影响为正但不显著。两者的耦合作用促进了企业全要素生产率的增长,且对非国有控股、沿海地区、出口型企业具有更为积极的意义。虽然铁路提速对企业全要素生产率的影响因地区和企业而异质性存在一定的差异,但未对本文的核心结论造成明显冲击。同时,根据企业所在地与技术中心城市距离划分地理圈层的回归结果也显示,铁路提速在1小时经济圈范围内的影响作用最为显著。

近年来中国在交通基础设施质量提升方面取得的成就有目共睹。客观而言,尽管铁路提速及高铁建设的前期投入高,在财政预算约束的情况下受到的质疑也较多,但铁路交通基础设施质量提升对宏观经济发展的推动作用及对微观企业全要素生产率的促进作用都得到了充分验证。铁路交通基础设施质量提升显著缩短了地区间的真实距离,加速了客流、物流以及信息流的跨区域流动,对优化资源配置、促进市场竞争等发挥了积极作用。当前中国各地区的交通基础设施条件仍然存在显著差距,铁路提速与高速铁路建设主要还是集中在东部和中部地区,这导致并非所有地区都能够享受到铁路提速带来的外部性效益。在未来的发展规划中,应注重提升欠发达地区的铁路基础设施质量,因势利导地合理规划和引导基础设施建设,充分发挥基础设施质量改善的积极效应,缩小不同地区的发展差距。同时,考虑到铁路提速及高铁建设打造出的1小时经济圈对生产率增长的积极意义,未来应重点发展和完善各都市圈的高速客运专线及城际铁路,增强中心城市对周边城市的辐射和扩散效应。

参考文献:

- 边文龙、王向楠(2016):《面板数据随机前沿分析的研究综述》,《统计研究》第6期。
- 陈有孝、林晓言(2006):《铁路长大干线社会经济效益评价的地价函数法研究》,《经济地理》第2期。
- 陈强远、钱学锋、李敬子(2016):《中国大城市的企业生产率溢价之谜》,《经济研究》第3期。
- 范子英、田彬彬(2013):《税收竞争、税收执法与企业避税》,《经济研究》第9期。
- 冯伟、徐康宁(2013):《交通基础设施与经济增长:一个文献综述》,《产经评论》第3期。
- 符森(2009):《地理距离和技术外溢效应——对技术和经济集聚现象的空间计量学解释》,《经济学(季刊)》第4期。
- 高翔、龙小宁、杨广亮(2015):《交通基础设施与服务业发展——来自县级高速公路和第二次经济普查企业数据的证据》,《管理世界》第8期。
- 龚静、尹忠明(2016):《铁路建设对我国“一带一路”战略的贸易效应研究——基于运输时间和运输距离视角的异质性随机前沿模型分析》,《国际贸易问题》第2期。
- 黄玖立、徐旻鸿(2012):《境内运输成本与中国的地区出口模式》,《世界经济》第1期。
- 李力行、黄佩媛、马光荣(2016):《土地资源错配与中国工业企业生产率差异》,《管理世界》第8期。

- 刘秉镰、刘玉海(2011):《交通基础设施建设与中国制造业企业库存成本降低》,《中国工业经济》第5期。
- 刘秉镰、武鹏、刘玉海(2010):《交通基础设施与中国全要素生产率增长——基于省域数据的空间面板计量分析》,《中国工业经济》第3期。
- 刘瑞明、赵仁杰(2015):《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》第8期。
- 刘生龙、胡鞍钢(2010):《交通基础设施与经济增长:中国区域差距的视角》,《中国工业经济》第4期。
- 龙小宁、高翔(2014):《交通基础设施与制造业企业生产率——来自县级高速公路和中国工业企业数据库的证据》,《华中师范大学学报:人文社会科学版》第5期。
- 龙玉、赵海龙、张新德(2017):《时空压缩下的风险投资——高铁通车与风险投资区域变化》,《经济研究》第4期。
- 速建、杨彬永、孙楚仁(2016):《铁路建设与中国出口企业生产率省际分布》,《世界经济研究》第10期。
- 邵敏、包群(2012):《政府补贴与企业生产率——基于我国工业企业的经验分析》,《中国工业经济》第7期。
- 邵军、徐康宁(2011):《转型时期经济波动对我国生产率增长的影响研究》,《经济研究》第12期。
- 盛丹、刘灿雷(2016):《外部监管能够改善国企经营绩效与改制成效吗?》,《经济研究》第10期。
- 宋晓丽、李坤望(2015):《交通基础设施质量提升对城市人口规模的影响——基于铁路提速的实证分析》,《当代经济科学》第3期。
- 孙晓华、王昀(2014):《企业规模对生产率及其差异的影响——来自工业企业微观数据的实证研究》,《中国工业经济》第5期。
- 吴延兵(2014):《不同所有制企业技术创新能力考察》,《产业经济研究》第2期。
- 吴振球、王建军、李华磊(2014):《改革开放以来经济增长方式渐进式转换:测度、源泉及其差异》,《数量经济技术经济研究》第6期。
- 杨汝岱(2015):《中国制造业企业全要素生产率研究》,《经济研究》第2期。
- 杨亚平、李晶(2014):《出口强度、资本密集度对中国出口企业自选择效应和学习效应的影响》,《产经评论》第5期。
- 余森杰(2010):《中国的贸易自由化与制造业企业生产率》,《经济研究》第1期。
- 张光南、宋冉(2013):《中国交通对“中国制造”的要素投入影响研究》,《经济研究》第7期。
- 张克中、陶东杰(2016):《交通基础设施的经济分布效应——来自高铁开通的证据》,《经济学动态》第6期。
- 张天华、张少华(2016):《中国工业企业实际资本存量估计与分析》,《产业经济研究》第2期。
- 张学良(2012):《中国交通基础设施促进了区域经济增长吗——兼论交通基础设施的空间溢出效应》,《中国社会科学》第3期。
- 赵璨、王竹泉、杨德明、曹伟(2015):《企业迎合行为与政府补贴绩效研究——基于企业不同盈利状况的分析》,《中国工业经济》第7期。
- 周浩、余金利(2013):《铁路提速、可达性与城市经济增长》,《经济评论》第1期。
- 周浩、郑筱婷(2012):《交通基础设施质量与经济增长:来自中国铁路提速的证据》,《世界经济》第1期。
- 周黎安、陈烨(2005):《中国农村税费改革的政策效果:基于双重差分模型的估计》,《经济研究》第8期。
- 周黎安、张维迎、顾全林、汪淼军(2007):《企业生产率的代际效应和年龄效应》,《经济学(季刊)》第4期。

- Acemoglu, D. and Linn, J. "Market Size in Innovation: Theory and Evidence from the Pharmaceutical Industry." *The Quarterly Journal of Economics*, 2004, 119(3), pp. 1049-1090.
- Arbués, P.; Baños, J. F. and Mayor, M. "The Spatial Productivity of Transportation Infrastructure." *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 2015, 75(1), pp. 166-177.
- Aschauer, D. A. "Is Public Expenditure Productive?" *Journal of Monetary Economics*, 1989, 23(2), pp. 177-200.
- Baldwin, R. E. and Okubo, T. "Heterogeneous Firms, Agglomeration and Economic Geography: Spatial Selection and Sorting." *Journal of Economic Geography*, 2006, 6(3), pp. 323-346.
- Banerjee, A. V.; Duflo, E. and Qian, N. "On the Road: Access to Transportation Infrastructure and Economic Growth in China." *NBER Working Paper*, No. 17897, 2012, 11(1), pp. 1-53.
- Chen, G. and Silva, J. D. A. E. "Regional Impacts of High-speed Rail: A Review of Methods and Models." *Transportation Letters*, 2013, 5(3), pp. 131-143.
- Deng, T.; Shao, S.; Yang, L. and Zhang, X. "Has the Transport-led Economic Growth Effect Reached a Peak in China? A Panel Threshold Regression Approach." *Transportation*, 2014, 41(3), pp. 567-587.
- Desmet, K. and Parente, S. L. "Bigger Is Better: Market Size, Demand Elasticity and Innovation." *International Economic Review*, 2010, 51(2), pp. 319-333.
- Dixit, A. K. and Stiglitz, J. E. "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity." *The American Economic Review*, 1977, 67(3), pp. 297-308.
- Donaldson, D. and Hornbeck, R. "Railroads and American Economic Growth: A 'Market Access' Approach." *The Quarterly Journal of Economic*, 2016, 131(2), pp. 1-44.
- Farhadi, M. "Transport Infrastructure and Long-run Economic Growth in OECD Countries." *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 2015, 74(1), pp. 73-90.
- Fransoo, J. C. and Bertrand, J. W. M. "An Aggregate Capacity Estimation Model for the Evaluation of Railroad Passing Constructions." *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 2000, 34(1), pp. 35-49.
- Gibbons, S.; Lyytikäinen, T.; Overman, H. G. and Sanchis-Guarner, R. "New Road Infrastructure: The Effects on Firms." *CEPR Discussion Papers*, No. 117, 2012, pp. 1-65.
- Holl, A. "Highways and Productivity in Manufacturing Firms." *Journal of Urban Economics*, 2016, 93(5), pp. 131-151.
- Hummels, D. L. and Schaur, G. "Time as a Trade Barrier." *The American Economic Review*, 2013, 103(7), pp. 2935-2959.
- Jason, H. "Modelling Cross-sectional Profitability and Capital Intensity Using Panel Corrected Significance Tests." *Applied Financial Economics*, 2008, 18(18), pp. 1501-1513.
- Keller, W. "Geographic Localization of International Technology Diffusion." *The American Economic Review*, 2002, 92(1), pp. 120-142.
- Li, H. and Li, Z. "Road Investments and Inventory Reduction: Firm Level Evidence from China." *Journal of Urban Economics*, 2013, 76(1), pp. 43-52.
- Moser, P. and Voena, A. "Compulsory Licensing: Evidence from the Trading with the Enemy Act." *The American Economic Review*, 2012, 102(1), pp. 396-427.

- Puga, D. "The Magnitude and Causes of Agglomeration Economies." *Journal of Regional Science*, 2010, 50(1), pp. 203–219.
- Shi, H. and Huang, S. "How Much Infrastructure Is Too Much? A New Approach and Evidence from China." *World Development*, 2014, 56(2), pp. 272–286.
- Tanaka, S. "Environmental Regulations on Air Pollution in China and Their Impact on Infant Mortality." *Journal of Health Economics*, 2015, 42(3), pp. 90–103.

Effects of Quality Improvements in Transportation Infrastructure on Total Factor Productivity Growth: Evidence of Chinese Railway Speed Acceleration

Shi Zhenkai; Shao Jun; Pu Zhengning

Abstract: Quality improvements in transportation infrastructure have been widely believed to be capable of increasing competition and the efficient allocation of resources. Based on the quasi-natural experiment of Chinese railway speed acceleration in 2007 and the Difference in Differences method, this paper has provided a detailed analysis on the influence of quality improvements in transportation infrastructure on the firm's total factor productivity in China. Overall, the empirical results reveal a positive effect on the firms' technological progress and efficiency improvement, which has lead to a growth in TFP. Based on sub-samples divided by different regions and types of enterprises, further analysis indicates that the productivity of coastal, non-state controlled and export-oriented firms have been affected by railway speed acceleration. The results are robust concerning the different methods and samples. Firms within the "one-hour economic circle" have been shown to be more vulnerable to the effect of railway speed increase. In essence, the policy implication that stems from all this is that quality improvements of the transportation infrastructure in less developed regions should be emphasized to increase firm productivity and to reduce the regional development gap.

Key words: Chinese railway speed acceleration, total factor productivity (TFP), data envelopment analysis (DEA), Difference in Differences (DID)

JEL codes: D24, O38

(截稿:2018年3月 责任编辑:宋志刚)