

企业生产网络内的差异化税率与投资效率损失

冯 晨 梁书宁 迟淑娴 钟世虎

目录

附录I 增值税“减税并档”政策详细介绍	2
附录II 数据详细说明及供应链上分组方式	5
附录III 本文主要变量简称及构造方式	7
附录IV 更换进销项税额变量构造方式	8
附录V 企业商业信用检验	9
附录VI 稳健性检验	10
附录VII 市场势力检验	15
附录VIII 下游服务业“断链”现象	17
附录IX 企业纵向一体化程度指标的构建	18
附录X 供应商平均上游度指标的构建	19
附录XI 企业外包数据情况说明	20

附录 I 增值税“减税并档”政策详细介绍

2017年4月28日，财政部、税务总局发布了《关于简并增值税税率有关政策的通知》（财税[2017]37号），规定自2017年7月1日起，将13%的增值税税率简并为11%，增值税税率结构由原来的四档调整为17%、11%、6%三档。此次税率调整主要涉及农业生产资料、农产品、粮食、自来水、图书等民生领域，供需价格弹性相对其他产品较小，改革力度相对适中，避免对财政压力带来较大影响。随后为了进一步完善增值税税收制度，持续扩大以减税降费为代表的积极财政政策的效应，优化营商环境，扶持实体经济发展。2018年4月4日，财政部、税务总局出台了《关于调整增值税税率的通知》（财税[2018]32号），以制造业为主体的销售货物、提供加工修理修配劳务以及提供有形动产租赁服务增值税税率从17%下调为16%，将涉及“营改增”项目中的部分服务业¹、销售不动产、转让土地使用权等适用税率由11%降至10%，下调之后的增值税税率为16%、10%、6%三档。2019年3月20日，财政部、税务总局和海关总署联合发布了《关于深化增值税改革有关政策的公告》（财政部、税务总局、海关总署公告2019年第39号），继续将16%和10%两档税率分别降低为13%和9%，调整为现行的13%、9%和6%三档税率。在三轮增值税税率下调政策中，关于适用6%这档税率的部分生产、生活性服务业²并没有进行调整，而是采取加计抵减和增量留抵退税的方式确保所有行业的税负“只减不增”。

多轮增值税减税并档政策带来的减税效果明显，根据国家税务局相关数据显示：2018年全国减税降费规模约为1.3万亿元³；2019年全国新增减税降费超2万亿元，拉动GDP增长约0.8个百分点⁴；2020年减税降费力度进一步加强，减轻全国市场主体负担超过2.5万亿元⁵。后续每年的政府工作报告都将减税降费作为重点内容之一，2024年《政府工作报告》进一步指出，要精准有力地落实好结构性减税降费政策，强调宏观税负稳定的重要性，支持新质生产力的发展，以实现推动经济高质量发展的预期目标。

我们在财政部和国家税务总局网站收集检索了自“营改增”以来政府部门发布的所有有关增值税税率变动的政策文件，手工整理了各行业历年的增值税税率及变动情况。例如，2018年5月1日发布的《关于调整增值税税率的通知》（财税[2018]32号）中说到：纳税人发生增值税应税销售行为或者进口货物，原适用17%和11%税率的，税率分别调整为16%、10%。2019年4月1日发布的《关于深化增值税改革有关政策的公告》（财政部 税务总局 海关总署公告2019年第39号）中写到：增值税一般纳税人发生增值税应税销售行为或者进口货物，原适用16%税率的，税率调整为13%；原适用10%税率的，税率调整为9%。本文将原增值税税率适用于17%和13%的商品和服务整理出来，根据年份一一对应，最终整理出销售或进口货物（另有列举的货物除外）；提供加工、修理、修配劳务的增值税税率变动情况为“17%-16%-13%”。其余商品或服务同理，最终整理得到2016-2020年增值税一般纳税人税率变动情况如表II所示。

¹ 主要包括交通运输服务、邮政服务、基础电信服务、建筑服务、不动产租赁服务等。

² 生产、生活性服务业指提供邮政服务、电信服务、现代服务和生活服务业，具体范围按照《销售服务、无形资产、不动产注释》（财税[2016]36号）印发执行。目前适用6%税率的应税项目包括现代服务、增值电信服务、金融服务、生活服务、销售无形资产等。

³ 《关于2018年中央决算的报告》：

https://www.mof.gov.cn/zhengwuxinxi/caizhengxinwen/201906/t20190627_3286107.htm

⁴ 数据来源于国家税务总局官网：

<https://www.chinatax.gov.cn/chinatax/n810219/n810780/c5142313/content.html>

⁵ 数据来源于国家税务总局官网：https://www.gov.cn/xinwen/2021-01/09/content_5578358.htm

表 1 2016 年-2020 年增值税一般纳税人税率变动表

纳税人	应税具体范围		法定增值税税率				
			2016	2017	2018	2019	2020
原增值税一 般纳税人	销售或进口货物(另有列举的货物除外);提供 加工、修理、修配劳务		17%	17%	16%	13%	13%
	粮食、食用植物油、鲜奶		13%	11%	10%	9%	9%
	自来水、暖气、冷气、热气、煤气、石油液化气、 天然气、沼气、居民用煤炭制品		13%	11%	10%	9%	9%
	图书、报纸、杂志		13%	11%	10%	9%	9%
	饲料、化肥、农药、农机(整机)、农膜		13%	11%	10%	9%	9%
	国务院规定的其他货物		13%	11%	10%	9%	9%
	农产品(指各种动、植物初级产品);音像制品; 电子出版物;二甲醚;食用盐		13%	11%	10%	9%	9%
	出口货物		0%	0%	0%	0%	0%
一般纳税人	交通运输 服务	陆路运输服务	11%	11%	10%	9%	9%
		水路运输服务	11%	11%	10%	9%	9%
		航空运输服务	11%	11%	10%	9%	9%
		管道运输业务	11%	11%	10%	9%	9%
	邮政服务	邮政普通服务	11%	11%	10%	9%	9%
		邮政特殊服务	11%	11%	10%	9%	9%
		其他邮政服务	11%	11%	10%	9%	9%
	电信服务	基础电信服务	11%	11%	10%	9%	9%
		增值电信服务	6%	6%	6%	6%	6%
	建筑服务	工程服务	11%	11%	10%	9%	9%
		安装服务	11%	11%	10%	9%	9%
		修缮服务	11%	11%	10%	9%	9%
		装饰服务	11%	11%	10%	9%	9%
		其他建筑服务	11%	11%	10%	9%	9%
	金融服务	贷款服务	6%	6%	6%	6%	6%
		直接收费金融服务	6%	6%	6%	6%	6%
		保险服务	6%	6%	6%	6%	6%
		金融商品转让	6%	6%	6%	6%	6%
	现代服务	研发和技术服务	6%	6%	6%	6%	6%
		信息技术服务	6%	6%	6%	6%	6%
		文化创意服务	6%	6%	6%	6%	6%
		物流辅助服务	6%	6%	6%	6%	6%
		有形动产融资租赁服务	17%	17%	13%	13%	13%
		不动产融资租赁服务	11%	11%	10%	9%	9%
		有形动产经济租赁服务	17%	17%	13%	13%	13%
		不动产经营租赁服务	11%	11%	9%	9%	9%
		鉴证咨询服务	6%	6%	6%	6%	6%
		广播影视服务	6%	6%	6%	6%	6%
		商务辅助服务	6%	6%	6%	6%	6%
	其他现代服务	6%	6%	6%	6%	6%	
	生活服务	文化体育服务	6%	6%	6%	6%	6%
		教育医疗服务	6%	6%	6%	6%	6%
		旅游娱乐服务	6%	6%	6%	6%	6%
		餐饮住宿服务	6%	6%	6%	6%	6%
		居民日常服务	6%	6%	6%	6%	6%
	销售无形 资产	技术	专利技术	6%	6%	6%	6%
非专利技术			6%	6%	6%	6%	6%
商标		6%	6%	6%	6%	6%	
著作权		6%	6%	6%	6%	6%	
商誉		6%	6%	6%	6%	6%	

		其他权益性无形资产	6%	6%	6%	6%	6%
	自然资源 使用权	海域使用权	6%	6%	6%	6%	6%
		探矿权	6%	6%	6%	6%	6%
		采矿权	6%	6%	6%	6%	6%
		取水权	6%	6%	6%	6%	6%
		其他自然资源使用权	6%	6%	6%	6%	6%
		土地使用权	11%	11%	10%	9%	9%
	销售不动 产	建筑物	11%	11%	10%	9%	9%
		构筑物	11%	11%	10%	9%	9%

注：以上数据由作者整理所得。

附录 II 数据详细说明及供应链上分组方式

本文将三套数据根据企业名称和时间进行匹配，得到了一套完整的涵盖上-中-下游供应链企业数据库（匹配过程如图II1所示）¹。

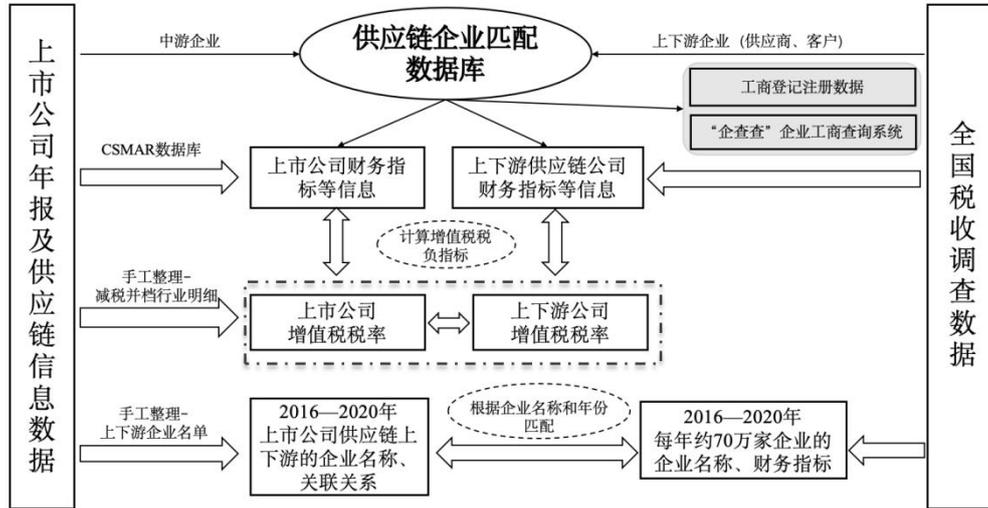


图 II 1 供应链数据匹配过程

增值税减税政策对于受到减税政策影响的制造业和受到减税政策影响的服务业所带来的减税幅度存在显著差别，前者的减税幅度显著高于后者的减税幅度（本轮政策改革中，不同行业减税幅度如图II2所示），这为我们从个体企业视角识别减税并档的政策效应提供天然条件。除针对个体企业外，本文也进一步构造了三种供应链模式，以此考察减税并档可能带来的上下游企业（群）的税负扭曲及其后果，分别为：其一，上下游企业均受到减税政策影响但减税幅度不同的企业供应链，即“受到减税政策影响的制造业-受到减税政策影响的服务业”供应链²；其二，上下游企业均受到减税政策影响但减税幅度相同的企业供应链，即“受到减税政策影响的制造业-受到减税政策影响的制造业”供应链³；其三，上下游企业均未受到减税政策影响的企业供应链，即“未受到减税政策影响的服务业-未受到减税政策影响的服务业”供应链⁴，图II3描述了在不同供应链模式下，下游企业面临的销项税率与进项税率在增量变化上的差异，可以明显看出，在“制造业-服务业”链条上，2017年之后的企业增值税率存在明显上升，而“制造业-制造业”和“服务业-服务业”链条上的下游企业税率则在政策前后并无明显变化。

¹ 目前供应链构造方式主要分为两种：一种是以投入产出表来构造（范子英和彭飞，2016）；一种以企业配对方式来构造（周文婷和冯晨，2022；曾艺等，2023）。前者可能的不足在于无法精准得到本级公司企业准确的上下游企业，仅是通过上下游行业关联度来识别上下游企业，存在较大的测量误差；而后者主要能通过精准识别企业的上下游企业名称，与税调数据匹配后，能够得到准确无误的供应链关系。

² 简称为“制造业-服务业”供应链。

³ 简称为“制造业-制造业”供应链。

⁴ 简称为“服务业-服务业”供应链。

⁵ 为使研究简洁，如若未经特殊说明，本文供应链构造均为“中游-下游”供应链构造方式。



图 II 2 增值税减税政策下不同行业税率变动

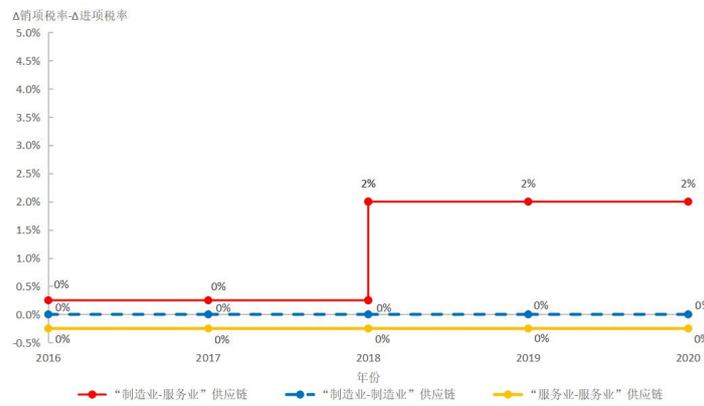


图 II 3 增值税减税政策下不同供应链税率差异

在本级公司层面，实验组为受到减税政策影响的制造业和部分服务业，对照组为未受到减税政策影响的其他服务业，与本级公司层面上构造实验组和对照组方式类似，本文供应链层面上基准实验组为上下游减税幅度不同的“制造业-服务业”供应链，同时构造安慰剂组别，即为上下游减税幅度相同的“制造业-制造业”供应链，对照组为上下游均未减税的“服务业-服务业”供应链，具体分组方式如图II4所示。

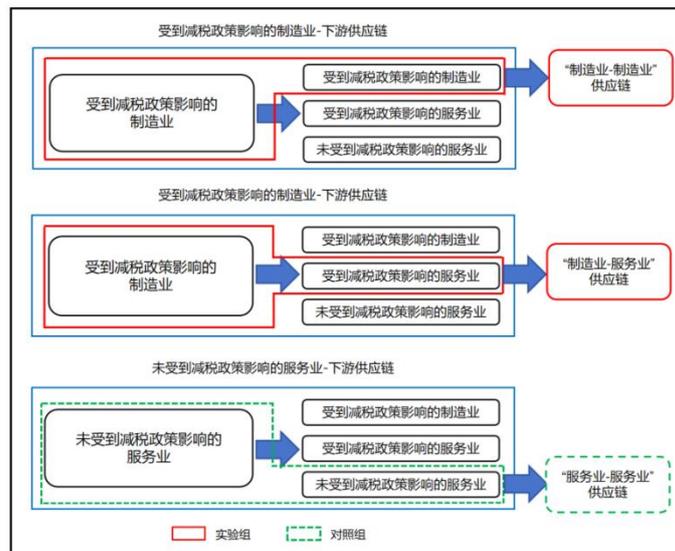


图 II 4 供应链上实验组与对照组分组方式

附录III 本文主要变量简称及构造方式

如表III1所示,本文在基准回归中所使用的全部变量名称、英文简称和变量定义如下,其中,Panel A中基于中游本级公司层面构造变量;Panel B中基于上下游税调数据企业层面构造变量,变量描述性统计见正文表2。

表III1 变量定义

变量名称	变量简称	变量定义
<i>Panel A</i> 本级公司变量定义		
增值税税负	VAT_burden	(教育费附加/3%-消费税)/营业收入
企业投资	Invest	固定资产、无形资产和其他长期资产支付现金之和占企业总资产的比重
企业投资收益	ROI	企业投资回报/总资产
企业现金流水平	CF	企业经营性现金流入取对数
信贷可得性	Flex	企业新增负债/年末总资产
企业规模	Size	公司年总资产的自然对数
资产负债率	Lev	年末总负债/年末总资产
总资产净利润率	ROA	净利润/总资产平均余额
企业年龄	FirmAge	当年年份-公司成立年份+1的自然对数
固定资产比率	FIXED	固定资产净额/总资产
总资产周转率	ATO	营业收入/平均资产总额
董事会人数	Board	董事会人数的自然对数
独立董事占比	Indep	独立董事人数/董事会人数
两职合一	Dual	董事长与总经理是同一个人则为1,否则为0
第一大股东持股比例	Top1	第一大股东持股数量/总股数
<i>Panel B</i> 供应链变量定义		
进项税额取对数	ln(Imput_VAT)	企业增值税进项税额的自然对数
销项税额取对数	ln(Omput_VAT)	企业增值税销项税额的自然对数
进项税额/收入	Imput_VAT	企业增值税进项税额/营业收入
销项税额/收入	Omput_VAT	企业增值税销项税额/营业收入
增值税税负	VAT_burden	企业增值税销项与进项税额之差/营业收入
企业投资	Invest	固定资产、无形资产和其他长期资产支付现金之和占企业总资产的比重
企业投资收益	ROI	企业投资回报/总资产
企业现金流水平	CF	企业经营性现金流入取对数
信贷可得性	Flex	企业新增负债/年末总资产
进项销售额	AOI	企业营业成本的自然对数
销项销售额	AOO	企业营业收入的自然对数
企业规模	Size	公司年总资产的自然对数
资产负债率	Lev	年末总负债/年末总资产
企业年龄	FirmAge	(当年年份-公司成立年份+1)的自然对数
固定资产比率	FIXED	固定资产净额/总资产
职工人数	Employee	年末职工数的自然对数
利润率	PR	净利润/营业收入

注:以上内容由作者整理所得。

附录 IV 更换进销项税额变量构造方式

本文在正文表 3 分析供应链上企业进项税额和销项税额时采用的变量构造方式为进项或销项税额占企业营业收入的比重,这样构造的目的是为了与增值税税负构造方式保持一致,在数值上具有一定可比性,可更直观看出增值税减税对进项或销项税额与增值税税负的影响。

为了说明供应链上企业进项或销项税额实际的变动情况,本文通过对进项或销项税额取自然对数的方式构造变量,以此验证进销项税额实际变动趋势是否与正文结果保持一致。本文使用式(1)对“制造业-服务业”供应链上企业进行 DiD 回归,同时对“制造业-制造业”样本进行安慰剂检验,结果如表 IV1 所示,结果发现,下游企业的进项税额和销项税额均显著下降,实证结论与前文一致,说明增值税减税政策的确会导致企业进销项税额下降。

表 IV1 增值税减税下的税负差异:供应链视角

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	“制造业-服务业”供应链		“制造业-制造业”供应链	
	进项税额	销项税额	进项税额	销项税额
DID	-0.258*** (-3.841)	-0.320*** (-4.336)	-0.102* (-1.866)	-0.165*** (-2.676)
控制变量	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
观测值	4,338	4,338	5,025	5,025
R-squared	0.248	0.232	0.320	0.300
企业数	1,005	1,005	1,133	1,133

注: (1) **、* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平上显著; (2) 括号内为企业层面的聚类稳健标准误差下的 t 值; (3) 篇幅有限, 常数项未再汇报。

附录V 企业商业信用检验

本文在正文中发现，差异化减税会使得“制造业-服务业”供应链上下游企业增值税税负呈相反态势变化，上游制造业企业的减税幅度显著高于下游服务业企业的减税幅度，那么当上游制造业企业税负大幅降低时，是否会对下游服务业企业提供更多的商业信用，进而抵消下游服务业企业税负的提高呢？为探究这一问题，本文参照颜杰等(2023)、杨连星等(2023)采用应付账款、应付票据、预收账款与应收账款、应收票据、预付账款之差占总资产比例来衡量企业的净商业信用（NTC），同时采用企业一年以上（包括一至两年、两年至三年和三年以上）应付账款占总应付账款的比例来衡量企业商业信用（LAP），本文将 NTC 和 LAP 作为被解释变量，并使用式（1）进行 DiD 回归¹，结果如表V1所示。

表V1 企业商业信用

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	“制造业-服务业”供应链				“制造业-制造业”供应链			
	NTC	NTC	LAP	LAP	NTC	NTC	LAP	LAP
DID	-0.00708 (-0.650)	0.00263 (0.240)	0.000134 (0.011)	0.00685 (0.537)	-0.0120 (-1.105)	-0.00449 (-0.417)	-0.00729 (-1.145)	-0.00228 (-0.361)
控制变量	NO	YES	NO	YES	NO	YES	NO	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	2,035	2,027	2,030	2,022	3,279	3,268	3,671	3,657
R-squared	0.020	0.067	0.006	0.050	0.287	0.304	0.002	0.037
企业数	509	501	508	500	855	844	872	858

注：（1）***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的水平上显著；（2）括号内为企业层面的聚类稳健标准误差下的 t 值；（3）篇幅有限，常数项未再汇报。

表V1（1）-（4）列为在“制造业-服务业”供应链下游服务业企业层面对 NTC 和 LAP 指标进行回归，（1）和（3）列为未加入控制变量的结果，（2）和（4）列为加入控制变量后的结果，结果发现，无论是否加入控制变量或是使用哪种指标衡量企业的商业信用，“制造业-服务业”供应链下游服务业企业的商业信用均无显著变化；同理，我们在表V1（5）-（8）列使用“制造业-制造业”供应链作为安慰剂检验，发现对增值税减税并档对下游制造业企业商业信用也无显著影响。进而排除我们上述猜想，即上游制造业税负的降低不会为下游服务业企业提供更多的商业信用，从而抵消税负上升效应。

¹ 囿于数据的限制，本文在此所使用的 NTC 和 LAP 指标均基于中游本级公司企业构建，即以上游税调企业作为上游，以中游本级公司企业作为下游构造出“制造业-服务业”和“制造业-制造业”供应链，进而重新衡量增值税减税政策对供应链上下游的影响。

附录VI 稳健性检验

（一）来自所得税税负的安慰剂检验

在前文的实证分析中本文发现，增值税减税并档政策的实施会使供应链上企业出现投资分化的现象，这是由于上下游不同行业增值税减税幅度不同进而引发税负的扭曲所造成的。在此稳健性检验中，本文进一步进行安慰剂检验，核心逻辑为验证增值税减税并档政策的实施对本文本级公司企业样本和供应链下游企业样本的所得税税负无显著影响，进而说明投资分化现象的产生只与增值税税负发生扭曲有关，而与所得税税负无关。基于此，本文采用所得税费用占营业收入的比重构建了企业所得税税负指标，并采用式（1）模型分别对本级公司制造业、本级公司服务业、“制造业-服务业”供应链上的下游服务企业与“制造业-制造业”供应链上的下游制造业企业进行DiD回归，结果如表VII所示。

表VII 所得税税负检验

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	本级公司制造业	本级公司服务业	“制造业-服务业”供应链	“制造业-制造业”供应链
	所得税税负	所得税税负	所得税税负	所得税税负
DID	-0.00894 (-1.136)	0.00173 (0.169)	0.00210 (0.779)	0.00144 (0.548)
控制变量	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
观测值	11,829	4,047	2,568	3,180
R-squared	0.046	0.053	0.012	0.014
企业数	2,994	957	878	1,010

注：（1）***、**、*分别代表在1%、5%、10%的水平上显著；（2）括号内为企业层面的聚类稳健标准误差下的t值；（3）篇幅有限，常数项未再汇报。

从表VII发现，增值税减税政策的实施对本级公司制造业和服务业企业与供应链下游服务企业和制造业企业的所得税税负均无显著影响，这证实了此安慰剂检验的核心逻辑，即增值税减税并档政策的实施并不会使得企业所得税税负发生显著变化，进一步验证了本文回归结果的稳健性。

（二）考察样本选择问题

在此稳健性检验中，本文剔除了三种可能对基准回归结果产生影响的样本，分别为剔除小规模纳税人、剔除增值税年报报税方式样本及剔除自贸区企业样本。

1. 剔除小规模纳税人样本

我国增值税纳税人分两种，分别为一般纳税人和小规模纳税人，首先，一般纳税人和小规模纳税人的增值税缴纳方式和税率均不同，不具有可比性；其次，增值税减税政策仅适用于增值税一般纳税人，并不适用于增值税小规模纳税人，因此样本中小规模纳税人的存在可能会干扰本文的实证结论。因此在Panel A中剔除了增值税小规模纳税人的样本。

2. 剔除增值税年报报税方式样本

我国规定增值税纳税方式可分为月报、季报与年报，增值税月报是绝大多数企业的缴纳方式，有极少数企业可能会选择年报方式。增值税年报方式代表增值税报送周期更长，一年一次的纳税申报，而且适用于业务相对简单、交易不频繁的企业，同时年报企业对于增值税税率下调政策可能反应迟缓。因此在Panel B中剔除了增值税年报纳税方式企业，仅保留增值税月报与季报企业样本。

3. 剔除自贸区企业样本

地处自贸区企业与非自贸区企业相比有一些特定的增值税优惠政策,比如一些特定进口商品货物免税等,但我们并不知道自贸区企业具体享受了什么优惠政策,可能会对结果产生一定影响。因此为了使本文结果更加严谨,在 *Panel C* 中本文剔除了自贸区企业样本。

表 VI2 剔除可能有影响样本后的稳健性

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	“制造业-服务业”供应链			“制造业-制造业”供应链		
	增值税税负	投资	投资收益	增值税税负	投资	投资收益
<i>Panel A</i> 剔除小规模纳税人						
DID	0.00811*	-0.00946*	-0.00114**	-0.00403	-0.00626	-0.0268
	(1.901)	(-1.770)	(-2.411)	(-1.553)	(-1.228)	(-1.050)
观测值	4,464	4,464	4,464	5,108	5,108	5,108
R-squared	0.050	0.062	0.010	0.025	0.047	0.020
企业数	1,028	1,028	1,028	1,150	1,150	1,150
<i>Panel B</i> 剔除增值税年报纳税人						
DID	0.0105*	-0.0104**	-0.000997**	-0.00387	-0.00768	-0.0325
	(1.872)	(-2.043)	(-2.083)	(-1.313)	(-1.612)	(-1.028)
观测值	4,320	4,320	4,320	4,954	4,954	4,954
R-squared	0.068	0.063	0.014	0.052	0.051	0.020
企业数	978	978	978	1,106	1,106	1,106
<i>Panel C</i> 剔除自贸区企业						
DID	0.0109**	-0.00971*	-0.00103**	-0.00374	-0.00685	-0.0295
	(2.043)	(-1.811)	(-2.218)	(-1.328)	(-1.324)	(-1.046)
观测值	4,412	4,412	4,412	4,995	4,995	4,995
R-squared	0.067	0.065	0.011	0.038	0.048	0.020
企业数	999	999	999	1,115	1,115	1,115
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注：（1）***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的水平上显著；（2）括号内为企业层面的聚类稳健标准误差下的 t 值；（3）篇幅有限，常数项未再汇报。

表 VI2 的 *Panel A*、*B* 和 *C* 为剔除上述样本回归后的结果。本文发现,在剔除三类可能对结果产生影响的样本后,“制造业-服务业”供应链下游服务业的增值税税负上升、企业投资与投资收益下降,而“制造业-制造业”供应链下游企业没有显著变化,与基准回归保持一致,进而说明回归结果是稳健的。

（三）排除同期政策的影响

本文的样本期为 2016-2020 年,正值一系列重大改革举措推行的关键窗口期,这些政策可能与增值税减税政策一同作用于企业,使得基准回归无法干净识别增值税减税政策,干扰基准回归结果的准确性。在本文的窗口期中,实施力度较大、覆盖范围较广的政策主要有三:增值税留抵退税政策、减税降费政策与小微企业所得税减半征收政策,在表 VI3 中,本文分别对上述三个政策对基准回归进行相应的稳健性检验。

1. 增值税留抵退税政策

增值税留抵是特定历史时期下的产物。在 1994 年的分税制改革中,中国政府为了抑制投资需求过剩、降低通胀率,实行生产型增值税。产生增值税留抵税额的因素有很多,多档税率是主要原因(刘怡和耿纯,2018),为了实现增值税税收中性原则,切实降低企业税收负担,中国政府从 2011 年就开始有针对性地实行增值税留抵退税政策,2014 年和 2016 年又将留抵退税政策适用行业进一步扩大。2018 年 6 月发布的财税[2018]70 号文,针对国内 18 个先进制造业、服务业和电网企业实施增值税留抵制度,这是首次增值税留抵退税政策

在全国范围内试点实施。增值税留抵税额的产生不仅会阻塞抵扣链条，还会产生效率损失，偏离税收中性原则。为了排除增值税留抵退税政策对结果的影响，本文加入留抵退税政策虚拟变量，将受到留抵退税政策红利影响的企业设为1，未受到影响的值为0，并将其作为控制变量加入到基准回归模型中。表VI3的Panel A结果显示，“制造业-服务业”供应链和“制造业-制造业”供应链的核心解释变量的系数和显著性与基准回归相比没有发生明显变化，进而体现了基准回归结果的稳健性。

2. 减税降费政策

党的十八大以来，中央出台了一系列减税降费政策，为减轻市场主体负担、增添企业发展活力和动能提供了强有力的支持。与增值税减税并档的内在政策逻辑不同，减税降费政策主要通过减免应纳税费金额进而降低企业的税费负担，进而缓解企业的融资约束，激发企业投资动机、促进企业投资等行为。为了排除减税降费政策对于基准回归结果的影响，本文将企业应支付税费衡量企业的税费负担，并将其作为控制变量加入基准回归模型中。表VI3的Panel B结果发现，各个核心解释变量的系数仍与基准回归结果一致，证明基准回归结果依然稳健。

表VI3 排除同期政策的影响

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	“制造业-服务业”供应链			“制造业-制造业”供应链		
	增值税税负	投资	投资收益	增值税税负	投资	投资收益
<i>Panel A</i> 留抵退税政策						
DID	0.0109** (2.052)	-0.00947* (-1.791)	-0.00110** (-2.364)	-0.00422 (-1.526)	-0.00631 (-1.248)	-0.0275 (-1.048)
观测值	4,573	4,573	4,573	5,162	5,162	5,162
R-squared	0.068	0.061	0.011	0.045	0.048	0.019
企业数	1,035	1,035	1,035	1,153	1,153	1,153
<i>Panel B</i> 减税降费政策						
DID	0.0108* (1.894)	-0.00950* (-1.737)	-0.000933** (-1.966)	-0.00435 (-1.506)	-0.00517 (-1.002)	-0.000859 (-0.891)
观测值	4,454	4,454	4,454	5,045	5,045	5,045
R-squared	0.055	0.060	0.015	0.035	0.054	0.997
企业数	1,033	1,033	1,033	1,151	1,151	1,151
<i>Panel C</i> 小微企业所得税减半征收政策						
DID	0.0102* (1.945)	-0.00950* (-1.796)	-0.00111** (-2.401)	-0.00426 (-1.541)	-0.00648 (-1.287)	-0.0272 (-1.048)
观测值	4,573	4,573	4,573	5,162	5,162	5,162
R-squared	0.066	0.061	0.011	0.044	0.046	0.019
企业数	1,035	1,035	1,035	1,153	1,153	1,153
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注：（1）***、**、*分别代表在1%、5%、10%的水平上显著；（2）括号内为企业层面的聚类稳健标准误差下的t值；（3）篇幅有限，常数项未再汇报。

3. 小微企业所得税减半征收政策

一直以来，我国政府高度重视小微企业的生存和发展，据统计，小微企业提供了50%以上的税收收入，为了降低小微企业的税收负担，在2010年后，税务部门在20%的所得税税率的基础上实施应纳税所得额减半征收政策。具体而言，2010年至2011年，所得税减半征收政策的门槛为年应纳税所得额不高于3万元；2012年到2013年，政策门槛为不高于6万元；2014年，政策门槛为不高于10万元；2015年1月1日至2015年9月30日，政策门槛为不高于20万元；2015年10月1日至2016年12月31日，政策门槛为年应纳税所得额

不高于 30 万元，后逐步提高政策门槛，截止至 2022 年，所得税减半征收门槛已扩张至 300 万元，可见政策范围覆盖之广。为了排除小微企业所得税减半征收政策的影响，本文加入减半征收政策的虚拟变量，将当年享受所得税减半征收政策的企业设为 1，未享受减半征收政策的企业值为 0，并将其作为控制变量加入基准回归中。表 VI3 的 *Panel C* 结果表明“制造业-服务业”供应链和“制造业-制造业”供应链的核心解释变量的系数和显著性与基准回归相比没有发生明显变化，进一步验证了基准回归结果的稳健性。

（四）置换检验

除了上述的稳健性检验之外，最后本文还需考虑一种竞争假说，即目前所呈现的所有实证结果并不全部归于增值税减税并档政策，还可能其他政策、随机性因素或不可观测因素导致增值税税负、企业投资水平和企业投资收益率发生变化。根据反事实的思想，借鉴 Chetty *et al.* (2009) 等方法进行置换检验。具体地，在个体企业视角层面，本文采取不放回随机抽样的方法挑选与原来样本数量相同的制造业或服务业作为实验组，其他样本作为对照组，生成一个本级公司层面虚拟处理变量 $FakeTreat_{1i}$ ，随后代替模型 (1) 中的 $Treat_i$ ，使用个体企业层面数据进行回归，并记录交互项系数的 t 值。类似地，在供应链视角下，本文采取不放回随机抽样的方法挑选与真实实验组数量相同的企业作为假想的实验组，其余下游企业作为对照组，生成一个供应链视角下虚拟处理变量 $FakeTreat_{2i}$ ，随后代替模型 (1) 中的 $Treat_i$ 进行回归，并记录 t 值。由于每组的 $FakeTreat_{1i}$ 或 $FakeTreat_{2i}$ 与真实的增值税减税并档政策无关，所以每组回归交互项系数的估计值应与 0 没有显著差异。为了防止偶然结果的发生，本文将上述每组回归的操作重复 1000 次，并绘制出重复 1000 次后得到的交互项系数估计值 t 值的分布及其拟合图示。图 VI1 描绘了个体企业视角下的置换检验 t 值分布，*Panel A*、*C* 和 *D* 分别代表了制造业企业的增值税税负、投资水平和投资收益率，*Panel B* 代表了制造业企业的增值税税负；图 VI2 描绘了供应链视角下的 t 值分布，*Panel A*、*B* 和 *C* 分别代表了“制造业-服务业”供应链下游企业增值税税负、企业投资水平和企业投资收益率。不难从每张图中看出， t 值的分布大多集中在 0 值附近，且每条虚竖线所代表的真实估计值系数在每组随机抽样的系数估计值中属于明显异常值，说明本文上述构造的虚拟平均处理效应并不存在。因此，前文的实证结果不是由于随机性因素或不可观测因素造成的，进一步验证了前文实证结果的稳健性。

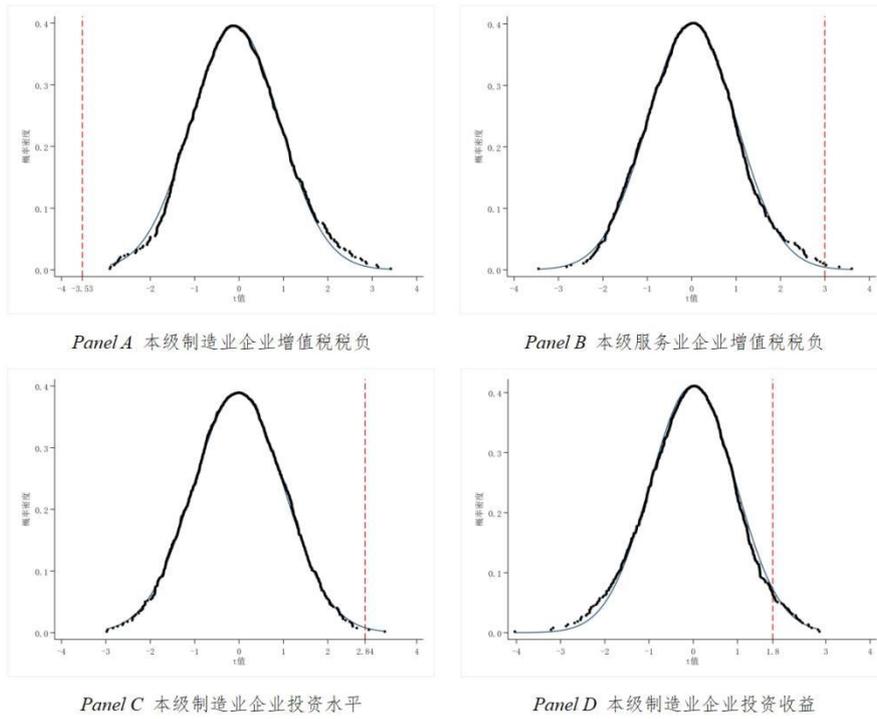


图 VI1 抽样 1000 次置换检验的 t 值分布（个体企业）

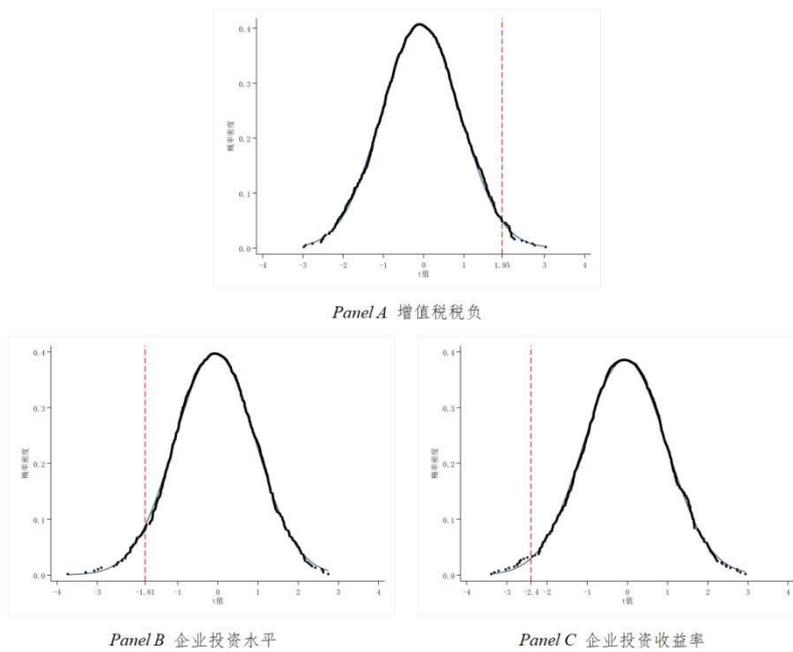


图 VI2 抽样 1000 次置换检验的 t 值分布（供应链企业）

附录VII 市场势力检验

市场势力（Market Power）反映了企业在市场上对市场价格和垄断市场的控制能力，在原则上是对垄断能力的一种度量（邓忠奇等，2023）。一般来说，市场竞争能力越强的企业会在市场中占据主导地位，市场势力弱的企业与之没有“讨价还价”的能力，只能被迫接受市场势力强的企业所做的行为选择。企业所在行业的产品市场竞争程度从作用强度上对企业的生产经营产生影响，行业内部企业的竞争地位则从相对位置上影响了企业活动（陈志斌和王诗雨，2015），这两者共同构成了企业所面临的市场环境，进而作用于微观企业上，影响企业的经营策略。综合上述结果，可以看出此轮增值税减税政策对上游制造业企业而言会使自身税负显著降低，经营状况与投资水平上升，这是否会提高其市场势力从而对下游企业实施垄断定价，进而不利于后者的投资收益获取？我们将对此可能性进行验证。

本文借鉴即有研究（Peress, 2010; De Loecker *et al.*, 2020; 邓忠奇等，2023），构建了赫芬达尔-赫希曼指数（HHI）和行业勒纳指数来验证上下游企业产生投资分化现象与市场势力和垄断能力的关系。其一，赫芬达尔-赫希曼指数（HHI）的基础计算方式为单个公司的某项指标¹与行业层面上该指标的合计的比值的平方的累计。但基础的HHI指数并不能真实反映供应链上企业市场势力的变化，基于此，本文将HHI指数进行优化，将其定义为本级公司对供应链下游企业所产生的营业收入与供应链上该行业对下游产生的营业收入合计的比值的平方累积；其二，本文首先计算了企业层面的勒纳指数，将企业勒纳指数定义为（营业收入-营业成本-销售费用-管理费用）/营业收入，同时考虑到不同行业的本级公司的可比性，本文用单个本级公司的勒纳指数减去同行业内本级公司以销售额加权的勒纳指数平均值，最后得到特定企业的产品市场份额。其次行业勒纳指数定义为该行业内所有公司勒纳指数的加权平均。行业勒纳指数值在0-1之间变动，行业勒纳指数越大，代表整个行业的“垄断”水平越高，相较于其他行业而言具有较强的垄断势力。本文将HHI和行业勒纳指数作为被解释变量，采用（1）式进行回归，结果如表VIII所示。结果表明，在增值税减税政策实施后，“制造业-服务业”供应链上的上游制造业企业的HHI指数和行业勒纳指数均不显著，这说明增值税减税政策并不会提高上游制造业企业的垄断能力和市场势力，与之前相比并没有更大的能力进行垄断定价，并不影响下游企业的投资水平和投资收益率。为了验证逻辑的严谨性，本文还计算了“制造业-服务业”供应链上的下游企业²的HHI指数和勒纳指数，并发现增值税减税政策的实施同样未使得下游服务业企业垄断能力和市场势力下降，进而说明增值税减税下的上下游企业投资分化与市场势力无关。

表VIII 企业市场势力

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	“制造业-服务业”供应链上游制造业企业		“制造业-服务业”供应链下游服务业企业	
	HHI	行业勒纳指数	HHI	行业勒纳指数
DID	0.00152 (0.269)	0.00527 (0.421)	-0.0111 (-0.791)	-0.0335 (-1.558)
控制变量	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
观测值	3,719	221	2,001	127
R-squared	0.016	0.370	0.058	0.483

¹ 在实际应用中，一般主要使用主营业务收入、营业收入、资产、所有者权益等指标计算HHI指数。

² 囿于数据的限制，本文在此构建的“制造业-服务业”供应链上的下游服务业企业的HHI指数和行业勒纳指数均基于中游本级公司企业构建，即以上游税调制造业企业为上游，以中游本级公司服务业企业为下游构建“制造业-服务业”供应链，进而检验增值税减税政策会对下游服务业企业市场势力与垄断能力会产生何种影响。

企业数	858	——	495	——
行业数	——	45	——	26

注：（1）***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的水平上显著；（2）括号内为企业层面的聚类稳健标准误差下的 t 值；（3）篇幅有限，常数项未再汇报。

在上文中，本文将赫芬达尔-赫希曼指数（HHI）进行了优化，具体来说，本文在原始的 HHI 指数的基础上，将优化后的 HHI 指数定义为本级公司对供应链下游企业所产生的营业收入与供应链上该行业对下游产生的营业收入合计的比值的平方累积，用以真实反映供应链上企业市场势力的变化。为进一步说明本文的结论与市场势力的变化无关，在表 VII2 中，本文直接采用了原始的赫芬达尔-赫希曼指数（HHI）指数，并采用主营业务收入与所有者权益两种方式进行度量¹。结果表明，在增值税减税政策实施后，无论用哪种方式计算 HHI 指数，“制造业-服务业”供应链上的上游制造业企业的 HHI 指数均不显著，这说明增值税减税政策并不会提高上游制造业企业的垄断能力和市场势力，与之前相比并没有更大的能力进行垄断定价，并不影响下游企业的投资水平和投资收益率。同时，本文仍发现增值税减税政策的实施同样未使得“制造业-服务业”供应链上的下游企业的 HHI 指数显著变化，即下游服务业的垄断能力和市场势力并未下降，这进一步说明增值税减税下的上下游企业投资分化与市场势力无关。

表 VII2 企业市场势力进一步讨论

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	“制造业-服务业”供应链上游制造业企业 HHI_主营业务收入	“制造业-服务业”供应链上游制造业企业 HHI_所有者权益	“制造业-服务业”供应链下游服务业企业 HHI_主营业务收入	“制造业-服务业”供应链下游服务业企业 HHI_所有者权益
DID	0.00488 (1.271)	-0.00205 (-0.890)	0.00634 (0.969)	0.00104 (0.181)
控制变量	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
观测值	3,662	3,686	1,997	1,997
R-squared	0.023	0.415	0.256	0.130
企业数	854	855	497	497

注：（1）***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的水平上显著；（2）括号内为企业层面的聚类稳健标准误差下的 t 值；（3）篇幅有限，常数项未再汇报。

¹ 感谢匿名审稿人对文章此处的建议。

附录VIII 下游服务业“断链”现象

为验证税负扭曲会促使供应链下游服务业企业选择“断链”，我们首先将视角放在供应链下游企业进项和销项额上，即将供应链上下游服务业企业和制造业企业的进项额和销项额分别为被解释变量，按式（1）进行回归，如表VIII1所示，服务业企业的进项额和销项额在减税政策后均显著下降，这说明下游服务业企业不愿过多参与供应链生产；而制造业企业的进项额和销项额却均显著提高。实证结果与我们上述的理论预期相一致，由此可见，在此轮增值税减税并档政策下，下游服务业企业“断链”现象确实明显存在。

表VIII1 增值税减税下的销售额差异：供应链视角

VARIABLES	(1) “制造业-服务业”供应链		(3) “制造业-制造业”供应链	
	进项额	销项额	进项额	销售额
DID	-0.188** (-2.506)	-0.112* (-1.747)	0.0708* (1.663)	0.0988** (1.997)
控制变量	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
观测值	4,571	4,571	5,160	5,160
R-squared	0.263	0.445	0.284	0.486
企业数	1,035	1,035	1,153	1,153

注：（1）***、**、*分别代表在1%、5%、10%的水平上显著；（2）括号内为企业层面的聚类稳健标准误差下的t值；（3）篇幅有限，常数项未再汇报。

附录 IX 企业纵向一体化程度指标的构建¹

本文使用价值增值法（Value Added to Sales, VAS）度量企业专业化程度，本文将其称为原始 VAS 指数，该指标越大，说明企业的专业化水平较低，纵向一体化水平高。进一步地，本文在原始 VAS 指数的基础上借鉴 Buzzell (1983)、范子英和彭飞 (2017) 等人的做法，将原始 VAS 指数进行调整，得到修正的 VAS 指数²，并保留该指数在[0,1]范围内的观测值。本文以修正的 VAS 指数作为企业纵向一体化程度的衡量指标，修正 VAS 指数具体测算公式如下：

$$\begin{aligned} \text{修正 VAS} &= \frac{\text{增加值} - \text{税后净利润} + \text{正常利润}}{\text{主营业务收入} - \text{税后净利润} + \text{正常利润}}, \\ &= \frac{\text{增加值} - \text{税后净利润} + \text{净资产} \times \text{平均净资产利润率}}{\text{主营业务收入} - \text{税后净利润} + \text{净资产} \times \text{平均净资产利润率}}, \end{aligned} \quad (\text{IX1})$$

$$\text{净资产} = \text{资产总计} - \text{负债合计} + \text{少数股东权益}, \quad (\text{IX2})$$

$$\text{净资产利润率} = \frac{\text{净利润}}{\text{净资产}}, \quad (\text{IX3})$$

其中平均净资产利润率是两位数-年度层面的净资产利润率均值。本文借鉴 Buzzell (1983)、黄丹等 (2010)、范子英和彭飞 (2017) 的做法，使用企业销售额（主营业务收入）与采购额之差表示企业的增加值，使用企业净资产与行业净资产收益率的乘积表示正常利润。

$$\text{采购额} = \frac{\begin{aligned} &(\text{购买商品、接受劳务支付的现金支出} + \text{期初预付款} - \text{期末预付款} \\ &+ \text{期末应付款} - \text{期初应付款} + \text{期末应付票据} - \text{期初应付票据}) \end{aligned}}{(1 + \text{采购商品的增值税率})} + \text{期初存货} - \text{期末存货}. \quad (\text{IX4})$$

¹ 需要说明的是，关于企业增加值的计算需要用到企业销售额与采购额之差，而企业采购额的计算需要以采购商品的增值税税率为基础，遗憾的是，在企业的年报中并未对此进行列报，因此，我们采用增值税减税并档政策前的增值税税率最高值 17% 作为基准（范子英和彭飞，2017；曾艺等，2024），当然，我们也采用了其他增值税税率进行了检验，发现本文结果依然是稳健的，限于篇幅不在此报告，如有兴趣，可向作者索取。

² 修正后指标可以较好地回避了传统 VAS 方法的缺陷和挑战：其一，原始 VAS 指数的计算方式易受到利润率水平的影响，即将企业自身盈利能力的差异与纵向一体化水平差异相混淆。比如生产笔记本电脑的两家企业分别对不同的两种配件生产，如果两家企业生产出的电脑价格相同，但两种配件价格存在差异，那么配件价格高的企业纵向一体化水平高于另一家企业，但实际上这是利润不同所导致的（范子英和彭飞，2017）；其二，原始 VAS 指数对企业所处的供应链上的位置敏感性不足，一般来说，越下游企业在市场交易中所获得的增加值比例越低，其纵向一体化水平常常低于供应链上游的企业，但实际上并不能真实反应企业纵向一体化水平的高低。

附录X 供应商平均上游度指标的构建

本文首先计算行业上游度，具体测算方法借鉴 Antràs *et al.* (2012)、Alfaro *et al.* (2019)、吕越等 (2020)、曾艺等 (2024) 的研究。本文使用《中国投入产出表 2018》中 153 个产品部门的投入产出数据计算产品上游度，并将产品上游度对应到 97 个二位数行业部门，如果在计算时存在一个两位数行业包含多个产品部门时，本文依据各产品部门总产出占所属两位数行业总产出的比重对产品上游度进行加权平均计算，最终得到各个二位数行业上游度。

在计算出行业上游度后，可以结合通过前文通过匹配过程得到的供销商和本级公司的二位数行业，之后在供应商方面，本文以采购或出售金额比率为权重，通过计算得出本级公司前五大供应商的平均上游度。具体而言，在计算平均上游度时，权重为供应商与本级公司发生的交易金额除以前五大供应商与本级公司交易的总金额，换言之，单个供应商对应的权重即为本级公司从该供应商采购的金额与本级公司从前五大供应商采购的总金额之比。

具体的测算方法借鉴 Antràs *et al.* (2012) 的研究，计算过程如下：

$$U_j = 1 \times \frac{F_j}{Y_j} + 2 \times \frac{\sum_{k=1}^K d_{jk} F_k}{Y_j} + 3 \times \frac{\sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^L d_{jl} d_{lr} F_k}{Y_j} + 4 \times \frac{\sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^L \sum_{n=1}^N d_{jl} d_{ln} d_{nr} F_k}{Y_j} + \dots, \quad (X1)$$

其中 U_j 表示产品 j 的上游度， Y_j 表示产品 j 的总产出，本文参照既有研究（吕越等，2020）将总产出调整为“总产出”-“其他”， F_j 表示产品被终端消费者使用的规模， K 表示产品的种类数， d_{jk} 反映了生产单位价值产品 k 需要投入 d 单位的产品 j 。在上式中， d_{jk} 体现了产品 k 和 j 之间的中间投入关系，故令 $D = \{d_{jk}\} j=1, \dots, K; k=1, \dots, K$ 表示所有产品之间直接投入产出系数形成的直接消耗系数矩阵，那么可以得到：

$$U_j = \frac{(I-D)^{-2}}{Y_j} F, \quad (X2)$$

其中， I 为 K 维单位矩阵， $F = (F_1, \dots, F_K)^T$ 为各产品被最终消费的规模。参照吕越等 (2020) 的研究，利用投入产出表中的“基本流量表”，将被最终消费的规模调整为“最终消费支出”+“资本形成总额”-“存货增加”。以二位数行业 t 内产品部门的总产出占行业内总产值的比重对产品上游度 U_j 进行加权求和，可得到二位数行业 t 的上游度：

$$U_t^{hy} = \sum_{j \in \Theta_t^{hy}}^T \left(\frac{Y_j}{\sum_{j \in \Theta_t^{hy}} Y_j} \times U_j \right), \quad (X3)$$

其中 U_t^{hy} 为二位数行业 t 的上游度， Θ_t^{hy} 表示二位数行业 t 中包含的所有产品部门集合。利用求得的二位数行业 t 的上游度 U_t^{hy} ，本文将本级公司从某一供应商采购的金额与本级公司从前五大供应商采购的总金额之比作为权重乘与该本级公司项对应的行业 t 上游度 U_t^{hy} 进而得到供应商平均上游度。供应商上游度越大说明供应商产品越靠近上游，供销商在供应链上的“距离”则越远。

附录XI 企业外包数据情况说明

中国证监会于2012年修订了上市公司年度报告的内容与格式相关规定，新增了对上市公司劳务外包薪酬数据的披露要求，即“对于劳务外包数据量较大的，公司应当披露劳务外包的工时总数和支付的报酬总额”。基于此，本文手动收集了2016-2020年每家上市公司每年的年度报告，并在其中检索每家公司每年的劳务外包情况，具体位置在上市公司年报中第四节公司治理下细分劳务员工情况小项中劳务外包情况，数据结构包括劳务外包的工时总数（小时）与劳务外包支付的报酬总额（元）。由于劳务外包数据来自于作者手动收集，为证明数据的准确性，作者在整理出的数据结构中随机抽取100条数据，并分别由两人背对背通过检阅年报中数据与收集数据的符合情况，发现准确率高达99%以上，这说明本文所收集的劳务外包数据是准确可靠的。该指标越小，说明企业外包时间越少，进而说明企业更倾向于自己生产，不愿与上游产生过多业务往来。

参考文献

- Alfaro, L., D. Chor, P. Antras, and P. Conconi, “Internalizing Global Value Chains: A Firm-Level Analysis”, *Journal of Political Economy*, 2019, 127(2), 508-559.
- Antràs, P., D. Chor, T. Fally, and R. Hillberry, “Measuring the Upstreamness of Production and Trade Flows”, *American Economic Review*, 2012, 102(3), 412-416.
- Buzzell, R. D., “Is Vertical Integration Profitable”, *Harvard Business Review*, 1983, 61(1), 92-102.
- 陈志斌、王诗雨, “产品市场竞争对企业现金流风险影响研究——基于行业竞争程度和企业竞争地位的双重考量”, 《中国工业经济》, 2015年第3期, 第96—108页。
- Chetty, R., A. Looney, and K. Kroft, “Salience and Taxation: Theory and Evidence”, *American Economic Review*, 2009, 99(4), 1145-77.
- De Loecker J., J. Eeckhout, and G. Unger, “The Rise of Market Power and the Macroeconomic Implications”, *Quarterly Journal of Economics*, 2020, 135(2), 561-644.
- 邓忠奇、庞瑞芝、陈雨军, “从市场势力到有效市场势力——以中国化学药品制剂制造业为例”, 《管理世界》, 2022年第1期, 第90—108页。
- 范子英、彭飞, “‘营改增’的减税效应和分工效应: 基于产业互联的视角”, 《经济研究》, 2017年第2期, 第82—95页。
- 黄丹、刘露讯、于阳, “中国食品业上市公司纵向一体化动因及其绩效的实证研究”, 《上海管理科学》, 2010年第5期, 第17—21页。
- 刘怡、耿纯, “增值税留抵规模、分布及成本估算”, 《税务研究》, 2018年第3期, 第28—36页。
- 吕越、罗伟、包群, “企业上游度、贸易危机与价值链传导的长鞭效应”, 《经济学》（季刊）, 2020年第3期, 第875—896页。
- Peress, J., “Product Market Competition, Insider Trading, and Stock Market Efficiency”, *Journal of Finance*, 2010, 65(1), 1-43.
- 颜杰、周茂、李雨浓、陆毅, “外资进入、市场不确定性与本土企业商业信用供给”, 《中国工业经济》, 2023年第12期, 第153—170页。
- 杨连星、李蔚、王秋硕, “税收优惠、供应链传导与商业信用——基于留抵退税政策的准自然实验”, 《经济研究》, 2023年第12期, 第41—58页。
- 曾艺、冯晨、周小昶, “税收中性与产业链重塑: 基于企业专业化视角”, 《世界经济》, 2024年第6期, 第124—148页。

曾艺、周小昶、冯晨，“减税激励、供应链溢出与稳就业”，《管理世界》，2023 年第 7 期，第 19—29+45+30—36 页。

周文婷、冯晨，“僵尸企业的风险传染效应：基于供应链机制”，《世界经济》，2022 年第 11 期，第 101—124 页。

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