

# 增值税转型、产权特征与企业劳动力需求<sup>①</sup>

王跃堂<sup>1</sup>, 倪婷婷<sup>2\*</sup>

(1. 南京大学管理学院, 南京 210093; 2. 南京财经大学会计学院, 南京 210046)

**摘要:** 以2009年在全国推广施行的增值税转型为研究契机, 结合企业的产权特征, 研究了增值税转型对企业劳动力需求的影响。研究发现, 整体而言, 增值税转型后资本对劳动的替代效应大于收入效应, 企业劳动力需求普遍减少; 但区分产权性质后发现, 民营企业劳动力需求显著减少, 而国有企业由于预算软约束的存在, 劳动力需求没有显著减少, 其对税改的敏感度低于民营企业; 进一步区分国有企业层级后发现, 中央国企劳动力需求显著减少, 而地方国企由于受地方政府干预更强, 劳动力需求并没有显著减少, 其对税改的敏感度低于中央国企; 究其原因, 本文发现国有企业尤其是地方国企承担了更多的预算软约束, 作为补偿它们也获得了更多的政府补贴。

**关键词:** 增值税转型; 产权特征; 劳动力需求; 预算软约束

**中图分类号:** F812.42   **文献标识码:** A   **文章编号:** 1007-9807(2015)04-0018-20

## 0 引言

近年来, 中国政府将税收改革作为拉动经济增长的一个重要手段。增值税是我国税收体系中的第一大税种, 覆盖面很广, 因此增值税改革会对企业投资<sup>[1,2]</sup>、政府财政收入<sup>[3,4]</sup>、社会就业<sup>[5,6]</sup>、经济增长<sup>[7]</sup>及社会福利<sup>[8]</sup>产生重大影响。

我国一直在实践中探索如何将生产型增值税过渡到消费型增值税, 增值税转型经历了从个别地区个别行业至所有地区所有行业的逐步探索过程。2004年起转型试点率先在东北地区展开, 准许黑龙江、吉林和辽宁(含大连)等东北3省的装备制造业、石油化工业、冶金业、船舶制造业、汽车制造业和农产品加工业等6个行业的一般纳税人企业在缴纳增值税时, 可以在进项税额中抵扣购买固定资产所缴纳的税额; 2007年7月起试点范围又延伸至中部6省26个城市, 为改革推向全国不断积累经验; 2008年以来, 增值税转型试点范

围迅速扩大——先是允许内蒙古东部5盟市纳入增值税转型试点范围, 继而同意汶川地震受灾严重地区除国家限制发展的特定行业外, 所有行业纳入增值税转型范围。2009年1月1日修订施行的《中华人民共和国增值税暂行条例》及《中华人民共和国增值税暂行条例实施细则》, 规定纳税人购进除房屋、建筑物等不动产以外的固定资产进项税额一般允许抵扣。至此增值税转型政策推广至全国, 这也标志着我国增值税正式由生产型转变为消费型。

增值税转型后我国增值税的征税范围仍然是从事货物生产、批发、零售和进口的四个环节以及提供加工修理修配劳务的行为, 而加工和修理修配劳务以外的劳务不属于增值税的征收范围。为进一步完善税制, 消除第三产业重复征税, 财政部和国家税务总局于2011年11月16日印发了《营业税改征增值税试点方案》(以下简称《试点方案》)和《关于在上海市开展交通运输业和部分现

<sup>①</sup> 收稿日期: 2012-05-01; 修订日期: 2014-04-16.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71072042; 70932003).

通信作者: 倪婷婷(1986—), 女, 江苏盐城人, 博士, 讲师. Email: nitt1986@126.com

代服务业营业税改征增值税试点的通知》,明确规定自2012年1月1日起,在上海进行营业税改征增值税试点,在现行增值税17%标准税率和13%低税率基础上,新增11%和6%两档低税率。试点行业中,交通运输业适用增值税率11%,有形动产租赁服务适用增值税率17%,其余现代服务业(包括研发和技术服务、信息技术服务、文化创意服务、物流辅助服务、鉴证咨询服务)适用增值税率为6%。为了不影响地方税收利益,《试点方案》规定“原归属试点地区的营业税收入,改征增值税后收入仍归属试点地区,税款分别入库。”此外,自2012年8月1日起至年底,交通运输业和部分现代服务业营业税改征增值税试点范围,将由上海市分批扩大至北京、天津、江苏、浙江、安徽、福建、湖北、广东、厦门和深圳。随着营业税改征增值税试点改革的进行,增值税在我国税收体系中的地位将越来越重要。因此系统研究增值税转型的经济后果具有非常重要的理论价值和现实意义<sup>[9]</sup>。本文所指的增值税转型,仅包括2009年推广至全国的由生产型增值税转为消费型增值税的改革,既不含2009年前部分地区进行的增值税试点,也不包括2012年开始的营业税改增值税试点。

从微观角度看,增值税转型对公司行为的直接影响有两方面:投资及劳动力需求。以往文献侧重研究了增值税转型对投资的影响,只有个别文献以2004年东北转型试点为对象研究了增值税转型对企业劳动力需求的影响,发现转型试点地区企业显著减少了员工人数<sup>[10]</sup>。然而当增值税转型于2009年推广至全国时,宏观经济环境及改革范围发生了很大变化。受2008年美国次贷危机影响,大量劳动密集型企业面临内部劳动力的成本上升与外部经营环境恶化的双重压力,纷纷裁员甚至倒闭<sup>[6]</sup>。此外,2009年的转型范围由2004年的东北老工业基地变为全国,由资本密集型行业

扩展到所有行业。那么伴随着宏观经济环境及改革范围的变化,此次增值税转型是否会使企业劳动力需求减少,从而恶化就业形势呢?更重要的是,中国特有的制度环境,尤其是不同的企业产权特征<sup>②</sup>是否会对增值税转型与企业劳动力需求的关系产生影响呢?

本文在以下三个方面丰富了相关研究:第一,丰富了产权性质对企业劳动力需求影响的相关研究。有文献认为不同产权性质企业面临不同程度的政府干预,即政府会干预国有企业雇员行为,此外尽管政府同样有迫使私有企业雇佣更多劳动力的动机,但私有化使政府官员的干预成本变得高昂以致阻止了私有企业冗余雇员<sup>[11]</sup>。既然增值税转型会对企业劳动力需求产生影响,而不同产权性质企业面临的政府干预程度又不同,那么这是否会导致转型后不同产权性质企业的劳动力需求变化也不一致呢?然而目前并没有文献研究这个问题。第二,丰富了不同层级国有企业行为差异的研究。以往文献认为,由于中央政府控制的企业与地方政府控制的企业面临的政府干预及目标不同,两类企业的行为存在较大差异。增值税转型对不同层级国有企业的劳动力需求的影响是否存在差异呢?这方面的文献也是空白。第三,丰富了增值税转型对劳动力需求影响的相关研究。尽管聂辉华等<sup>[10]</sup>研究了2004年东北增值税转型试点对该地区企业雇佣人数的影响,但由于2009年推广的全国增值税改革与东北试点在改革范围——区域和行业<sup>③</sup>及宏观环境方面的差异,试点地区结论的推广可能受到限制,本文对其结论的外部性提供了证据。

## 1 理论分析与研究假设

### 1.1 增值税转型与企业劳动力需求:基于一般理论的分析

已有文献分别从宏观和微观角度对增值税转

② 本文考察的产权特征包含两个维度:产权性质及国有企业的层级。

③ 具体地,东北试点地区——黑龙江、吉林和辽宁(含大连)是老工业基地,且东北3省试点的行业只包括装备制造业、石化工业、冶金业、船舶制造业、汽车制造业和农产品加工业。第二批军品工业和高新技术产业。这些行业大多属于资本密集型行业,对固定资产(资本)的需求较高,增值税试点降低了资本相对于劳动的价格,势必会促使该地区企业加大固定资产投入,资本替代劳动的作用较强。而2009年增值税改革推广至全国后,新改革的地区包括很多以劳动密集型产业为主的沿海省份(或直辖市)如浙江、福建等,且它涉及所有行业,其中不乏劳动密集型行业如轻纺工业、手工业和服务业等。这些行业的企业占用资金少,设备的技术程度低,容纳劳动力较多。

型的经济后果进行了研究. 宏观方面的研究集中于转型对经济增长、财政收入、就业及社会福利的影响等方面. 有研究认为增值税转型从短期看不会刺激经济产出,但在长期会拉动经济增长<sup>[7,8]</sup>. 针对政府财政收入的研究认为,消费型增值税会导致地方财政收入减少<sup>[3]</sup>但具有良好的政府税收收入自动稳定器作用<sup>[1]</sup>;在就业问题方面,张欣<sup>[5]</sup>认为增值税转型会使劳动力成本相对于资本成本上升,从而使我国的就业形势雪上加霜;还有一些学者研究了增值税转型对税收体系及社会福利的影响,如安体富<sup>[12]</sup>认为消费型增值税可以避免重复征税,最大限度地减少税收对市场机制的扭曲;而陈烨等<sup>[6]</sup>却发现在中国国情下,无歧视减税政策比增值税转型更优.

也有少量文献从微观角度研究增值税转型对企业具体行为——投资、融资及经营的影响. 黑龙江省国家税务局课题组<sup>[13]</sup>认为,投资者主要考虑的是市场因素和投资回收期、预期利润率等关键性问题,增值税转型所带来的税负减轻,并不能对投资起到决定性作用. 王素荣、蒋高乐<sup>[2]</sup>发现增值税转型中受益较大的行业有采掘业、电力煤气及水生产供应业和制造业,增值税转型对企业的经营和投资将会产生直接重大的影响. 万华林等<sup>[9]</sup>发现在2009年的增值税转型中,公司投资补贴的正面效应大于所得税负面效应,在整体上增加了公司投资价值相关性,且所得税税率越低,增值税转型对投资价值相关性的促进作用越大.

但是增值税转型对就业的负面影响却大多被理论界忽视了<sup>[6]</sup>. 陈烨等<sup>[6]</sup>发现增值税转型对于实际GDP的刺激非常有限,却可能造成多达444万人的新增失业. 聂辉华等<sup>[10]</sup>研究了东北地区增值税转型试点的经济后果,发现与非试点地区相比,试点地区企业显著增加了固定资产投资,减少了企业的雇佣人数,提高了资本劳动比和生产率;但企业效率的提高主要是通过用资本替代劳动的方式,而不是通过自主创新的方式. 如前所述,改革范围及宏观经济环境的变化使该结论的推广受限.

增值税对劳动力需求的影响取决于两种效应——收入效应与替代效应. 收入效应是指增值税转型作为一项减税政策,使企业生产成本降低,

刺激其扩大生产,这会增加对资本和劳动两要素的需求;而替代效应是指消费型增值税仅对资本要素投入免税而对劳动要素投入继续征税,扭曲了生产要素投入中的劳动与资本的相对价格,使资本要素价格相对劳动要素价格下降,那么企业在这种政策信号下会更多地用资本来替代劳动的投入,劳动力需求减少. 这两种效应对劳动力需求的影响截然相反. 若收入效应大于替代效应,劳动力需求增加,反之,若收入效应小于替代效应,劳动力需求减少. 那么此次增值税转型中收入效应与替代效应究竟孰大孰小? 本文提出如下假设:

假设1 增值税转型刺激固定资产投资,若收入效应大于替代效应,那么在转型后企业劳动力需求会增加,反之则会减少.

## 1.2 增值税转型与企业劳动力需求——基于产权性质的分析

政府对于企业活动的严重干预是新兴市场的共同特征. 政府通过税收、监管和政府所有权影响和控制着企业从劳动力、土地、能源、基础设施、矿产和融资等各项投入到产出的诸多方面. Sapington和Stiglitz<sup>[14]</sup>认为对政府或其官员而言,干预国有企业的成本低于干预私有企业的成本,国有企业更容易被行政干预,从而追求社会福利最大化以外的目标. 上世纪90年代,就有学者研究了政府干预企业雇佣劳动力的行为. 具有代表性的有Boycko等<sup>[11]</sup>认为,政府官员往往倾向于让企业雇佣冗员,因为企业雇佣更多的工人对政府是有利的,为了让企业雇佣更多的工人,政府就向企业提供补贴,这就形成了预算软约束;Frydman等<sup>[15]</sup>发现政治压力阻止了企业裁员;Dong和Putterman<sup>[16]</sup>发现,90年代早期由于国有企业可获得的资金减少、政府对裁减员工的限制、产品市场竞争的加剧以及非国有企业工资的不断提高等原因导致国有企业非劳动投入的日益减少,进而导致国有企业出现了冗余雇员并且不断加剧.

也有文献从产权性质角度出发,研究不同产权性质企业劳动力需求的差异. Donahue<sup>[17]</sup>发现在公共公司提供的市政服务中,每单位产出的员工比率更高. Dewenter等<sup>[18]</sup>发现国有企业的员工数量相对资产的比率以及员工数量相对销售收入的比率均高于私有企业,并发现国有企业私有化

后公司的劳动密集度下降。Boycko 等<sup>[11]</sup>针对私有企业的冗员问题没有国有企业严重的现象给出了理论解释: 政府官员同样有迫使私有企业雇佣更多劳动力的动机, 但是私有化使政府官员的干预成本变得高昂以致阻止了私有企业冗余雇员。

肩负着国有企业改革重任的我国上市公司, 普遍采用了国家控股的所有权模式<sup>[19]</sup>。随着我国国企改革的不断推进, 国有企业经理人员的自主权不断扩大, 但国有企业的控制权仍掌握在政府官员手中。因此在关键决策中, 政府仍能施加实质的影响, 尤其是当涉及诸如就业等政治问题时<sup>[11]</sup>。曾庆生、陈信元<sup>[20]</sup>发现国家控股公司比非国家控股公司雇佣了更多的员工, 并且国家控股公司的超额雇员主要源自上市初的历史遗留冗员, 超额雇员和高工资率共同导致国家控股公司承担了比非国家控股公司更高的劳动力成本。薛云奎、白云霞<sup>[21]</sup>发现高失业地区的国有企业承担了更多的冗余雇员, 作为补偿, 政府为冗余雇员多的国有企业给予了更多的财政补贴, 而冗余雇员对国有企业的绩效产生了显著的负面效应。

此次增值税转型降低了资本相对于劳动的价格, 政府为防止就业环境进一步恶化, 可能会干预国有企业, 限制其减少员工数。与国有经济不同, 我国非国有经济特别是私营经济, 是在市场化的条件下成长起来的, 非国有部门基本上依照市场经济的规律来使用生产要素<sup>[22]</sup>。当企业现有劳动力数量偏离其利润或价值最大化目标时, 非国有企业可以自主调整劳动力的雇佣数量。增值税转型后, 部分对生产要素价格敏感的民营企业会因此增加对资本要素的投入, 减少对劳动要素的投入, 减少劳动力需求。此外, 即便政府有动机将其就业目标内化至民营上市公司, 相对于国有企业, 民营企业受到其干预的可能性和程度更小。基于上述分析, 本文提出第二个假设:

假设 2 增值税转型后, 民营企业相对于国有企业, 其劳动力需求下降幅度更大。

### 1.3 增值税转型与企业劳动力需求——基于国有企业层级的分析

2003 年 5 月国务院发布《企业国有资产监督管理暂行条例》, 规定对关系国民经济命脉、国家安全、重要基础设施和重要自然资源等领域的国

有及国有控股企业、国有参股企业, 由中央政府代表国家履行出资人职责; 其余国有企业由地方政府代表国家履行出资人职责。因此, 国有企业按照终极控制人层级的不同, 可以分为中央部委最终控制和地方政府(省级、市县级)最终控制两类, 简称中央国企和地方国企。由于受不同层级政府的控制, 中央国企与地方国企受政府干预的程度存在差异。

对于中央国企而言, 它所具有的中央政府背景有助于其不受地方政府的干预, 并且央企对地方政府政治影响力的潜在提升作用使得其可能获得地方政府的青睐。此外, 高行政级别的终极股东所控制的企业与国家核心利益的联系更为紧密, 如国资委控制的中央企业关系到国家的经济命脉, 使得地方政府对其行为影响较小<sup>[23, 24]</sup>。因此地方政府干预中央国企雇佣劳动力行为的动机和可能性很小。

与中央政府不同的是, 分税制改革大大减少了税收来源中由地方政府控制的比重, 却基本没有改变中央和地方财政支出格局, 扩大了地方政府的财政收支缺口, 强化了地方政府的预算约束<sup>[25]</sup>。由于各级地方政府具有社会管理者与地方国有企业终极控股股东的双重身份, 因此地方国有企业就成为地方政府实现其公共目标的工具。尽管改制上市在一定程度上剥离了原国有企业的社会性负担, 同时信息透明度的提高也增加了政府干预上市公司的难度和成本。然而控制失业、促进就业仍是地方最重要的目标之一, 当地方政府面临就业压力时, 它有动机让其控股的上市公司分担就业压力, 或者限制地方国企裁员。曹书军等<sup>[26]</sup>发现, 与地方政府关系最为密切的地方国有企业的管理层雇佣政策和纳税行为相对而言最易受地方政府影响。吕伟<sup>[27]</sup>发现, 地方政府控制的企业雇佣人数和劳动力成本都显著高于中央控制企业和非政府控制企业。

增值税转型后资本对劳动的替代作用可能会大于收入效应, 企业的劳动力需求会降低, 尤其是市场化程度最高的民营企业。那么, 地方政府会因此预期转型后本地区的就业问题会有所恶化, 可能会干预它所控制的地方国企的雇佣员工行为, 避免其劳动力需求大幅度下降。此外, 由于政府干预中央国企的动机和能力小于干预地方国企, 因

此可以预期,与中央国企相比,地方国企劳动力需求下降幅度更小.基于上述分析,本文提出第三个假设:

假设3 增值税转型后,中央国企相对于地方国企,其劳动力需求下降幅度更大.

图1列示了本文的研究框架:

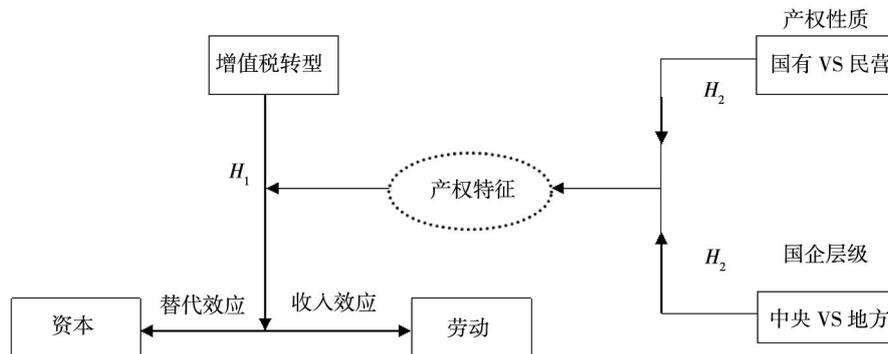


图1 研究框架图

Fig. 1 Research framework

## 2 研究设计

### 2.1 样本选择和数据来源

本文选择2006年—2010年沪深两市非金融类A股公司为研究对象共3 083个初始样本(分别为2006年593个,2007年681个,2008年681个,2009年679个,2010年449个).本文执行如下样本筛选程序:(1)作为一项给纳税人减负的改革,增值税改革在2009年1月全国推广前已在多个地区试点.为保证样本的一致性,本文剔除先行进行增值税转型试点地区的样本:即剔除地区为黑龙江、吉林、辽宁、山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南、内蒙古、四川、甘肃和陕西的749个样

本;(2)剔除披露职工数200人(含)以下的及未披露职工数的496个样本.<sup>④</sup>(3)剔除出现财务困境或无正常运营能力的255个样本;(4)剔除最终控制人界定困难及不能识别的样本70个;(5)剔除有数据缺失值的283个样本.这样,共得到有效研究样本1 230个(分别为2006年153个,2007年216个,2008年304个,2009年324个,2010年233个).本文员工数据来自WIND数据库,地区人均工资水平数据来自中经网,其他财务数据、最终控制人数据及公司治理数据均来自CCER数据库.

表2列示了样本公司的最终控制人结构.无论是总体样本还是分年度子样本,国家控股的公司都占了大多数.另外,自2008年始,国有企业数量占总样本比重有所下降.

表1 样本选取

Table 1 The selection progress of the sample

样本	公司数	描述
初选样本	3 083	全部A股非金融业公司
第(1)步剔除样本	(749)	注册地为2009年前进行增值税转型试点地区的样本
第(2)步剔除样本	(496)	职工数200人(含)以下的样本及未披露职工数的样本
第(3)步剔除样本	(255)	出现财务困境或无正常运营能力的样本
第(4)步剔除样本	(70)	最终控制人界定困难及不能识别的样本
第(5)步剔除样本	(283)	数据缺失的样本
有效样本	1 230	国家控股公司: 697个; 非国家控股公司: 533个

<sup>④</sup> 取200作为分界线是为了剔除那些只披露总部员工数的公司,一个上市公司一般不太可能低于200人<sup>[20]</sup>

表2 各年样本分布表  
Table 2 The distribution of the sample

年份	国有企业		民营企业		合计	
	数量	百分比(%)	数量	百分比(%)	数量	百分比(%)
2006	99	64.71	54	35.29	153	100
2007	132	61.11	84	38.89	216	100
2008	172	56.58	132	43.42	304	100
2009	173	53.40	151	46.60	324	100
2010	121	51.93	112	48.07	233	100
总观测数	697	56.67	533	43.33	1230	100

## 2.2 研究模型及变量定义

为检验假设1,本文建立如下多元回归模型(1)

$$Lstaff = \alpha + \beta_1 Post + \beta_2 Mkt + \beta_3 Size + \beta_4 H5 + \beta_5 Capital + \beta_6 Growth + \beta_7 Wage + \beta_8 Prclevel + \sum Indu + \sum Year + \varepsilon \quad (1)$$

企业劳动力需求通常用企业每年的员工数表示,为消除异方差问题,借鉴聂辉华等<sup>[10]</sup>以职工数的对数衡量劳动力需求  $Lstaff$ 。观察变量为  $Post$ ,若样本年为2009或2010年取1,否则为0,用于考察增值税转型对企业劳动力需求的影响。根据假设1,若增值税转型使资本对劳动的收入效应大于替代效应,企业的劳动力需求增加,则  $Post$  的系数为正,反之  $Post$  的系数为负。

模型(1)中的其他变量为控制变量,它们用来控制影响企业劳动力需求的其它相关因素。具体说明如下:首先,曾庆生和陈信元<sup>[20]</sup>发现市场化进程指数、公司规模、股权集中度及资本密集度对企业员工数有显著影响。因此本文依次对这五个变量进行控制:市场化进程指数  $Mkt$  的数据来自樊纲、王小鲁等编制的《中国市场化指数——各地区相对市场化进程报告(2009)》,本文预测其符号为负,即市场化水平越高的地区,公司受政府干预越少,从而劳动力需求越少;公司规模  $Size$  采用公司总资产的对数度量。本文预测其符号为正,即公司规模越大,其劳动力需求越大;股权集中度  $H5$ ,用前五大股东的 Herfindal Index 指数衡量,本文预期其符号为正,即

股权集中度越高,表明大股东对上市公司的控制能力越强,因而可能政府向上市公司转移社会负担的能力越强,劳动力需求越大;资本密集度  $Capital$  用固定资产占公司总资产的比例衡量。当总资产规模一定时,收入效应会使得公司机器设备越多,劳动力需求越大,而替代效应会使得资本密集度越高,劳动力需求越小,故其符号难以预测。

其次,公司利润增长率  $Growth$ 、企业人均薪酬水平  $Wage$  及地区人均工资水平  $Prclevel$  也会影响企业劳动力需求,本文也进行了相应的控制:企业利润增长率  $Growth$  越大,劳动力需求会越大,本文预测其符号为正;企业人均薪酬水平  $Wage$  对劳动力需求的影响难以预测。一方面,企业较高的薪酬水平会吸引劳动力,此时薪酬对劳动力需求的影响为正向;另一方面,过高的薪酬水平会抑制企业对劳动力的需求,此时薪酬对劳动力需求的影响为负向。这两种情况的存在使得人均薪酬  $Wage$  的符号难以预测。同理,地区人均工资水平  $Prclevel$  的符号也难以预测。不同行业的企业劳动力需求存在差异,本文用12个虚拟变量  $Indu$  控制行业因素的影响。尽管模型中已经定义了变量  $Post$ ,但由于样本期间宏观环境变化较大如美国次贷危机的爆发等,因此本文也引入了年度虚拟变量  $Year$  控制其他年份的影响。本文中所有模型都进行了豪斯曼检验(Hausman test),并根据检验结果相应采用固定效应或随机效应<sup>⑤</sup>。

为检验假设2,建立如下回归模型(2)

⑤ 究竟是采用固定效应模型(FE)还是随机效应(RE),比较常见的做法是研究者同时使用随机效应和固定效应,然后规范地检验时变解释变量系数的统计显著差别。豪斯曼检验是这样一种检验,除非该检验拒绝假设“非观测效应与每一个解释变量无关”,否则便使用随机效应估计值。

$$Lstaff = \alpha + \beta_1 Post + \beta_2 State + \beta_3 State * Post + \beta_4 Mkt + \beta_5 Size + \beta_6 H5 + \beta_7 Capital + \beta_8 Growth + \beta_9 Wage + \beta_{10} Prclevel + \sum Indu + \sum Year + \varepsilon \quad (2)$$

模型(2)在模型(1)的基础上增加了产权性质变量 *State* 和产权性质与政策效应变量的交互项 *State\* Post*. 样本公司为国有企业时 *State* 为 1, 否则为 0. 当企业为国有企业且样本年为 2009 年或 2010 年时, 交互项 *State\* Post* 取值为 1, 否则为 0, 若增值税转型后民营企业劳动力需求比国有企业劳动力需求下降更多, *State\* Post* 的系数为正. 其他控制变量与模型(1)相同.

为检验假设 3, 在模型(1)的基础上建立了模型(3)

$$Lstaff = \alpha + \beta_1 Post + \beta_2 Central + \beta_3 Central * Post + \beta_4 Mkt + \beta_5 Size + \beta_6 H5 + \beta_7 Capital + \beta_8 Growth + \beta_9 Wage + \beta_{10} Prclevel + \sum Indu + \sum Year + \varepsilon \quad (3)$$

与模型(2)不同的是, 模型(3)在模型(1)的基础上引入反映国有企业层级的变量 *Central* 及交互项 *Central\* Post*. 样本公司为中央国企时, *Central* 为 1, 否则为 0. 当企业为中央国企且样本年为 2009 年或 2010 年时, 交互项 *Central\* Post* 取值为 1, 否则为 0. 依据假设 3, 若转型后中央政府控制的国有企业的劳动力需求比地方国企劳动力需求下降更多, 其符号为负. 本文的主要变量及定义见表 3. 本文对所有连续变量均进行了 1% 的 winsorize 处理.

表 3 变量定义与计量一览表

Table 3 Definition and measurement of variables

	变量名称	变量符号	定义
因变量	劳动力需求数	<i>Lstaff</i>	职工数的对数
自变量	政策年	<i>Post</i>	如果样本年是 2009 年或 2010 年, <i>Post</i> 为 1, 否则为 0.
	产权性质的虚拟变量	<i>State</i>	如果是国有企业, <i>State</i> 为 1, 否则为 0.
	国企层级的虚拟变量	<i>Central</i>	如果是中央国企, <i>Central</i> 为 1, 否则为 0.
控制变量	市场化指数	<i>Mkt</i>	樊纲《中国市场化指数: 各地区市场化相对进程 2009 年报告》
	公司规模	<i>Size</i>	期末总资产的对数
	股权集中度	<i>H5</i>	= 前五大股东持股比例的平方和
	资本密集度	<i>Capital</i>	= 固定资产 / 公司总资产
	利润增长率	<i>Growth</i>	= (当期利润 - 前期利润) / 前期利润
	人均薪酬	<i>Wage</i>	= 现金流量表中“当期支付给职工以及为职工支付的现金”除以员工数后取对数
	地区人均工资水平	<i>Prclevel</i>	数据来自中经网
	行业	<i>Indu</i>	采用 2001 年 4 月中国证监会颁布的《上市公司行业分类指引》, 将所有上市公司分为 13 个行业(文中剔除了金融类上市公司).
年份	<i>Year</i>	2009 年以外的年度控制变量	

### 3 实证检验与结果分析

#### 3.1 描述性统计

在回归检验前, 本文对模型中涉及的主要变

量进行了描述性统计, 结果见表 4.

从表 4 可以看出, 样本公司平均员工数 *Staff* 约为 9 273 人, 而不同公司间差异较大, 最少为 207 人, 最多则高达 539 168, 标准差很大 (41 492. 63). 在对员工数 *Staff* 取对数后, *Lstaff*

的标准差大幅度下降,降为 1.324,最大值 (13.198) 与最小值(5.333) 之间的差距也有所减少。

样本中半数以上公司为国有企业和处于增值税转型前,并且中央国企数量少于地方国企数量。各地区间市场化程度差异很大,最差的为西藏地

区(0.33),最好的为上海地区(11.71)。公司规模 *Size* 和资本密集度 *Capital* 的标准差较大,而所有变量中标准差最大的是利润增长率 *Growth*,表明在样本期间中各公司盈利能力参差不齐。此外,样本间人均薪酬、地区人均工资水平的差异也很大。

表 4 变量的描述性统计

Table 4 Descriptive statistics of variables

变量	样本量	均值	下四分位数	中位数	标准差	上四分位数	最小值	最大值
<i>Staff</i>	1 230	9 273	819	1 749	41 492	3 731	207	539 168
<i>Lstaff</i>	1 230	7.169	6.708	7.467	1.324	8.224	5.333	13.198
<i>State</i>	1 230	0.567	0	1	0.496	1	0	1
<i>Central</i>	697	0.333	0	0	0.472	1	0	1
<i>Post</i>	1 230	0.453	0	0	0.498	1	0	1
<i>Mkt</i>	1 230	10.083	9.55	11.040	1.762	11.04	0.330	11.710
<i>Size</i>	1 230	20.835	19.957	20.819	1.386	21.673	13.922	25.485
<i>H5</i>	1 230	0.150	0.061	0.119	0.110	0.209	0.019	0.517
<i>Capital</i>	1 230	0.286	-0.017	0.141	1.781	0.339	-0.984	58.357
<i>Growth</i>	1 230	3.6E + 08	-0.505	0.099	1.28E + 10	0.577	-93.994	4.5E + 11
<i>Wage</i>	1 230	23.736	26.367	27.254	10.022	28.107	-5.076	32.000
<i>Prcllevel</i>	1 230	36 827	28 666	33 729	11 995	40 505	16 590	71 874

### 3.2 对三个假设的回归检验

#### 3.2.1 增值税转型与劳动力需求: 一般分析

表5是对假设1检验的结果。检验结果显示增值税政策实施效果的变量 *Post* 在 5% 水平上显著为负,说明在控制其他因素干扰后,增值税转型后上市公司劳动力需求显著减少。这说明增值税转型中资本对劳动的收入效应小于替代效应。本文的发现与聂辉华等<sup>[10]</sup>的结论一致,表明由生产型增值税过渡为消费型增值税的转型不仅使东北地区资本密集行业的企业劳动力需求减少,也引起了全社会劳动力需求普遍减少。一种可能的解释是,增值税转型类似于放松了企业使用资本的机会成本约束,因此促使企业用更多资本替代劳动,这种效应类似于“阿弗奇—约翰逊效应<sup>[28]</sup>”。人均薪酬水平 *Wage* 系数为正向显著,一种解释是企业可能需要付出更高的工资水平来吸引劳动力。此外,地区人均工资水平 *Prcllevel* 系数在 10% 水平上负向显著,表明增值

税转型后,人均工资水平越高的地区,劳动力需求越少。

#### 3.2.2 增值税转型与劳动力需求: 基于产权性质的分析

表6是对假设2检验的结果。从国有企业样本回归结果可以发现, *Post* 系数为正向不显著,表明转型后国有企业的劳动力需求并没有显著减少。市场化指数 *Mkt* 系数在 10% 水平上负向显著,说明市场化程度越高的地区,该地区国有上市公司的劳动力需求越少,这与本文的预期一致。即在市场发育颇为成熟的地区,市场这一“无形的手”在经济生活中扮演了重要作用,政府干预企业尤其是国有企业雇佣劳动力行为的动机和能力较弱。地区人均工资水平 *Prcllevel* 系数在 5% 水平上显著为正,即在人均工资水平越高的地区,国有企业劳动力需求越大。从民营企业样本回归结果可以发现, *Post* 系数为负且在 10% 水平上统计显著,表明增值税转型后民营企业的劳动力需求显著下

降. 该结果支持了假设 2.

为了进一步检验假设 2, 本文用模型(2) 检验转型后不同产权性质企业劳动力需求的变化差异在统计上是否显著. 在该模型中, *Post* 衡量了增值税转型后民营企业劳动力需求变化, 而交互项 *State\* Post* 则衡量了转型后国有企业劳动力需求变化与民营企业劳动力需求变化的差异. 检验结果显示, *Post* 系数为负向显著, 表明民营企业在增值税转型后劳动力需求减少, 而交互项 *State\* Post* 系数为 1% 水平上正向显著, 表明增值税转型后国有企业劳动力需求减少的程度显著低于民营企业. 检验结果进一步支持了假设 2. 这说明增值税转型后民营企业中资本对劳动的替代效应大于收入效应, 致使劳动力需求下降, 而国有企业由于预算软约束的存在, 承担了更多的社会责任, 其下岗分流规模和速度受到政府控制, 难以大幅度减员, 对增值税转型的敏感度比民营企业低.

表 5 增值税转型与劳动力需求: 一般分析

Table 5 Regression results of VAT reform and labor demand

变量名称	预测符号	系数	T 值
<i>Intercept</i>	?	7.048	7.86***
<i>Post</i>	?	-1.127	-2.15**
<i>Mkt</i>	-	0.011	0.22
<i>Size</i>	+	0.021	0.65
<i>H5</i>	+	-0.013	-0.05
<i>Capital</i>	?	0.007	0.33
<i>Growth</i>	+	-0.001	-0.74
<i>Wage</i>	?	0.050	2.94***
<i>Prlevel</i>	?	-0.000	-1.81*
控制行业		控制	控制
控制年份		控制	控制
样本量		1 230	
Within $R^2$		0.119	
F 值		71.41	

注: a. \*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 0.1、0.05 和 0.01 水平上显著;  
b. 豪斯曼检验(Hausman test) 结果显示全样本:  $\chi^2(16) = 58.80^{***}$  因此选用固定效应模型.

表 6 增值税转型与劳动力需求: 基于产权性质的分析

Table 6 Regression results of VAT reform and labor demand: Based on ownership

变量名称	预测符号	国有企业		民营企业		总体	
		系数	Z 值	系数	T 值	系数	T 值
<i>Intercept</i>	?	6.900	5.338***	7.162	4.786***	6.691	7.460***
<i>Post</i>	?	0.033	0.571	-2.013	-1.805*	-1.271	-2.417**
<i>State</i>	?					-0.028	-0.584
<i>State* Post</i>	+					0.244	2.913***
<i>Mkt</i>	-	-0.0703	-1.698*	0.0691	0.811	0.015	0.281
<i>Size</i>	+	-0.0073	-0.204	0.0314	0.547	0.023	0.729
<i>H5</i>	+	0.297	0.757	-0.360	-0.789	-0.076	-0.265
<i>Capital</i>	?	0.036	1.324	-0.011	-0.265	0.008	0.339
<i>Growth</i>	+	-0.002	-1.076	-0.001	-0.313	-0.001	-0.830
<i>Wage</i>	?	0.038	2.184**	0.085	2.263**	0.050	2.898***
<i>Prlevel</i>	?	0.000	2.673***	-0.000	-2.283**	-0.000	-0.263
控制行业		控制		控制		控制	
控制年份		控制		控制		控制	
样本量		697		533		1 230	
Within $R^2$		0.178		0.098		0.109	
F 值				43.88		70.56	

注: a. \*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 0.1、0.05 和 0.01 水平上显著;

b. 豪斯曼检验(Hausman-test) 结果显示国有企业样本:  $\chi^2(14) = 3.00$ , 民营企业  $\chi^2(15) = 24.72^*$ , 全样本  $\chi^2(18) = 47.79^{***}$  因此国有企业样本应采用随机模型<sup>⑥</sup>, 而民营企业样本及全样本选用固定效应模型.

⑥ 稳健起见, 本文对国有企业样本也采用了固定效应模型进行检验, 主要结论一致.

### 3.2.3 增值税转型与劳动力需求: 基于国有企业层级的分析

表 7 是对假设 3 检验的结果。在中央国企样本回归结果中,  $Post$  系数为负且在 5% 水平上显著, 表明中央国企的劳动力需求在增值税转型后显著减少; 而在地方国企样本回归结果中,  $Post$  系数为负但不显著, 这与本文的推断一致, 即尽管增值税转型减少了劳动力需求, 但由于地方国有企业是地方政府解决就业等社会问题的一个重要渠道, 其劳动力需求会受到地方政府的干预而下降不明显, 而中央国企由于层级关系受地方政府干预较小, 故其劳动力需求显著减少。此外, 在地方国企

样本回归结果中, 衡量外部治理的  $Mkt$  系数为负向显著, 说明市场化程度越高的地区, 其上市公司劳动力需求越少。换句话说, 市场化程度越低的地区, 地方国有企业受地方政府干预越严重, 更难以“裁员”。 $H5$  的系数表明, 股权集中度越高的地方国企, 劳动力需求越大, 与本文的预期一致。资本密集度  $Capital$  的系数正向显著, 说明资本密集度越高的地方国企, 劳动力需求越大。全部国有企业的样本检验结果显示  $Central* Post$  系数为负但不显著, 表明增值税转型后, 中央国企比地方国企劳动力需求有所下降, 但二者差异在统计上不显著。

表 7 增值税转型与劳动力需求: 基于国有企业层级的分析

Table 7 Regression results of VAT reform and labor demand: Based on hierarchy of state-owned enterprise

变量定义	预测符号	中央国企		地方国企		全部国有企业	
		系数	T 值	系数	Z 值	系数	T 值
<i>Intercept</i>	?	8.082	3.627***	7.535	5.189***	8.164	7.179***
<i>Post</i>	?	-1.941	-2.035**	-1.071	-1.423	-0.978	-1.675*
<i>Central</i>						-0.071	-0.870
<i>Central* Post</i>	-					-0.004	-0.093
<i>Mkt</i>	-	-0.005	-0.032	-0.096	-1.885*	-0.097	-1.464
<i>Size</i>	+	-0.039	-0.605	0.029	0.618	0.008	0.190
<i>H5</i>	+	-1.168	-1.565	0.834	1.687*	0.404	0.859
<i>Capital</i>	?	-0.038	-0.834	0.065	1.848*	0.034	1.173
<i>Growth</i>	+	0.002	0.613	-0.003	-1.062	-0.002	-1.059
<i>Wage</i>	?	0.063	2.115**	0.037	1.533	0.036	1.963*
<i>Prclvel</i>	?	0.000	1.482	0.000	1.909*	0.000	1.312
控制行业		控制		控制		控制	
控制年份		控制		控制		控制	
样本量		232		465		697	
Within $R^2$		0.274		0.193		0.185	
F 值		89.55				83.76	

注: a: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 0.1、0.05 和 0.01 水平上显著;

b: 豪斯曼检验 (Hausman test) 结果显示中央国企样本:  $\chi^2(12) = -8.53$ , 地方国企  $\chi^2(14) = 4.49$ , 全部国企样本  $\chi^2(16) = -1.42$ , 因此中央国企与全部国企样本采用固定效应模型<sup>⑦</sup>, 而地方国企样本采用随机效应模型<sup>⑧</sup>。

### 3.3 进一步研究: 增值税转型、劳动力需求与政府补贴

以往研究表明, 政府会对国有企业中低效率的项目及雇员进行补贴。具体地, 政府官员有动机

通过国有企业实现政治上有意义而经济上没有效率的项目并对其进行补贴<sup>[29-31]</sup>; Boycko 等<sup>[11]</sup>认为, 政府官员往往倾向于让企业雇佣冗员, 因为企业雇佣更多的工人对政府是有利的, 为了让企业

⑦ 当豪斯曼检验为负值时, 根据《Stata Reference7》的解释, 可以视为拒绝原假设, 即采用固定效应模型。

⑧ 稳健起见, 本文也对地方国企样本采用了固定效应模型进行检验, 主要结论一致。

雇佣更多的工人,政府就向企业提供补贴,这就形成了预算软约束。此外,薛云奎、白云霞<sup>[21]</sup>也发现高失业区的国有企业承担了更多的冗余雇员,作为补偿,政府为冗余雇员多的国有企业给予了更多的财政补贴。如前所述,本文发现由于预算软约束的存在,增值税转型后国有企业尤其是地方国企劳动力需求没有显著减少。那么,国有企业尤其是地方国企是否会因此而获得了更多的政府补贴呢?为研究上述问题,本文建立了差分模型(4)、模型(5)及模型(6)

$$\Delta Subsidies = \alpha + \beta_1 \Delta Lstaff + \beta_2 Capital + \beta_3 Roa + \beta_4 Size + \beta_5 Unemploy + \sum Indu + \varepsilon \quad (4)$$

$$\Delta Subsidies = \alpha + \beta_1 \Delta Lstaff + \beta_2 State + \beta_3 State * \Delta Lstaff + \beta_4 Capital + \beta_5 Roa + \beta_6 Size + \beta_7 Unemploy + \sum Indu + \varepsilon \quad (5)$$

$$\Delta Subsidies = \alpha + \beta_1 \Delta Lstaff + \beta_2 Central + \beta_3 Central * \Delta Lstaff + \beta_4 Capital + \beta_5 Roa + \beta_6 Size + \beta_7 Unemploy + \sum Indu + \varepsilon \quad (6)$$

借鉴薛云奎、白云霞<sup>[21]</sup>,本文以公司利润表中披露的补贴收入除以期末总资产来衡量企业获

得的政府补贴(Subsidies)。补贴收入主要包括财政补贴收入(为各类贴息)、出口补贴收入、软件补贴收入等。在此基础上,  $\Delta Subsidies$  计算公式如下:

$$\Delta Subsidies = \frac{(Subsidies_{2009} + Subsidies_{2010})}{2} - \frac{(Subsidies_{2006} + Subsidies_{2007} + Subsidies_{2008})}{3}$$

其中  $Subsidies_{2006}$ 、 $Subsidies_{2007}$ 、 $Subsidies_{2008}$ 、 $Subsidies_{2009}$  及  $Subsidies_{2010}$  分别表示企业在2006、2007、2008、2009、2010年获得的政府补贴。

$\Delta Lstaff$  是企业劳动力需求的差量,其计算方法与  $\Delta Subsidies$  一致,反映增值税转型后企业劳动力需求的变化。此外由于企业的资本密集度  $Capital$ 、公司业绩  $Roa$ 、公司规模  $Size$  及地区失业率  $Unemploy$  都是影响企业获得政府补贴的重要因素<sup>[21]</sup>。本文也进行了控制:  $ROA = (\text{利润总额} + \text{财务费用}) / \text{平均总资产}$ ,公司规模  $Size$  以期末总资产对数衡量,而失业率  $Unemploy$  是虚拟变量,当地区失业率高于样本中所有地区中位数时为1,否则为0。由于采用差分模型后,数据变为横截面数据,因此对模型(4)、(5)、(6)采用普通最小二乘法(OLS)进行检验。

表8 进一步检验: 国有企业 VS. 民营企业  
Table 8 Further test result: State vs. non-state

变量定义	预测符号	国有企业		民营企业		全样本	
		系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值
Intercept	?	0.010	0.480	-0.018	-1.044	-0.001	-0.079
$\Delta Lstaff$	+	0.005	1.939*	-0.002	-0.970	-0.002	-0.841
State						0.001	0.606
State * $\Delta Lstaff$						0.007	2.025**
Capital	+	0.006	1.718*	0.001	0.709	0.002	1.381
Roa	+	0.033	1.607	0.030	1.621	0.036	2.644***
Size	+	-0.001	-1.235	0.001	1.030	-0.000	-0.298
Unemploy	+	-0.000	-0.087	-0.000	-0.207	-0.001	-0.341
控制行业		控制		控制		控制	
样本量		63		54		117	
Adj - R <sup>2</sup>		0.085		0.157		0.053	
F 值		1.53		0.91		1.46	

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 0.1、0.05 和 0.01 水平上显著。

表 8 是分别用国有企业样本、民营企业样本及全样本对模型(4)及模型(5)检验后的结果。分样本研究发现,只有国有企业样本中  $\Delta Lstaff$  系数正向显著,这说明增值税转型后,政府将就业这一社会目标内化于国有企业,避免其劳动力需求下降,与此同时,政府也为国有企业提供了更多

的财政补贴作为补偿。在全样本中,  $State^* \Delta Lstaff$  的系数正向显著,说明增值税转型后,国有企业比民营企业吸纳更多的社会就业能获得了更多的政府补贴,且差异在统计上显著。此外,公司业绩( $Roa$ )与补贴变化量显著正相关,说明企业业绩越好,企业获得的补贴越多。

表 9 进一步检验: 中央国企 VS. 地方国企

Table 9 Further test result: Central SOE vs. local SOE

变量定义	预测符号	地方国企 <sup>⑨</sup>		国有企业全样本	
		系数	T 值	系数	T 值
<i>Intercept</i>	?	0.007	0.375	0.013	0.672
$\Delta Lstaff$	+	0.003	1.189	0.003	1.250
<i>Central</i>				0.024	2.630 **
<i>Central</i> * $\Delta Lstaff$				-0.007	-2.296 **
<i>Capital</i>	+	0.005	1.095	0.005	1.633
<i>Roa</i>	+	0.029	1.488	0.031	1.590
<i>Size</i>	+	-0.000	-0.074	-0.000	-1.100
<i>Unemploy</i>	+	0.002	0.541	-0.000	-0.118
控制行业		控制		控制	
样本量		48		63	
Adj - $R^2$		0.089		0.183	
F 值		1.46		2.07	

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 0.1、0.05 和 0.01 水平上显著。

表 9 是分别用地方国企子样本及国有企业全样本对模型(4)及模型(6)进行检验的结果。分样本检验结果中,地方国企劳动力需求变化  $\Delta Lstaff$  系数为正向不显著,全样本中  $Central * \Delta Lstaff$  的系数为负向显著,说明增值税转型后,相对于中央国企而言,地方国企为地方政府解决了更多的就业问题,与此同时地方政府也为其提供了更多补贴作为补偿。

### 3.4 稳健性检验

#### 3.4.1 以相对指标衡量劳动力需求

本文以员工数的对数这一绝对指标衡量企业劳动力需求。事实上,除绝对指标外,也有文献使用了相对指标——单位销售收入员工数、单位资产员工数衡量企业劳动力需求<sup>[20]</sup>。借鉴前人的研究,分别以这两个相对指标——单位销售收入员工数  $Staffsale$ 、单位资产员工数  $Staffasset$  衡量企业劳动力需求,对文章的三个假设进行检验。其中,变量计算公式分别为:单位销售收入员工数  $Staffsale = 员工数 / 主营业务收入$ ;单位资产员

工数  $Staffasset = 员工数 / 总资产$ 。

表 10、表 11、表 12 及表 13 列示了检验结果。从表 10 中可以看出,无论是以单位销售收入员工数还是以单位资产员工数为因变量,  $Post$  系数均为负向显著,表明在增值税转型后,企业劳动力需求普遍下降。从表 11 分样本结果可以看出,国有企业劳动力需求没有显著下降,而在民营企业样本  $Post$  系数均为负,尤其当以  $Staffasset$  为因变量衡量时,该系数在 5% 水平上显著。从表 12 可以看出,中央国企样本  $Post$  系数均为负,且当因变量为  $Staffasset$  时在 5% 水平上显著为负。在表 13 中,检验了增值税转型后不同产权特征企业劳动力需求的差异是否在统计上显著,发现两个交互项  $State^* Post$  与  $Central^* Post$  系数的符号与本文预期一致,但在统计上并不显著。可能的原因是,与绝对数指标相比,相对指标的劳动力需求对企业间的差异更不敏感,因此在统计上不同企业的差异不易凸显。由于其符号与前文一致,因此本文的结论是比较稳健的。

⑨ 由于在差分模型中,中央国企样本观测值仅有 15 个( $N < 30$ ) 不满足多元回归中采用最小二乘法估计的前提,估计结果有偏,因此本文没有对中央国企样本进行分样本检验。

表 10 增值税转型与劳动力需求(相对指标衡量): 全样本

Table 10 Regression results of VAT reform and labor demand measured by relative index: Total sample

变量名称	预测符号	Staffsale		Staffasset	
		系数	Z 值	系数	T 值
<i>Intercept</i>	?	0.650	1.461	2.659	3.549***
<i>Post</i>	?	-0.045	-2.282**	-0.015	-3.098***
<i>Mkt</i>	-	-0.013	-0.971	0.004	0.612
<i>Size</i>	+	-0.119	-6.851***	0.003	0.736
<i>H5</i>	+	0.194	1.520	0.061	1.755*
<i>Capital</i>	?	-0.041	-3.493	-0.001	-0.493
<i>Growth</i>	+	-0.001	-0.685	0.000	0.124
<i>Wage</i>	?	-0.097	-8.408***	-0.016	-4.749***
<i>Prlevel</i>	?	0.000	4.583***	0.000	3.521***
控制行业		控制		控制	
控制年份		控制		控制	
样本量		1 223		1 223	
Within $R^2$		0.435		0.095	
F 值		121.60			

注: a: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 0.1、0.05 和 0.01 水平上显著;

b: 豪斯曼检验(Hausman test) 结果显示: 以 *Staffsale* 为因变量时  $\rho\text{chi2}(17) = 11.43$ , 以 *Staffasset* 为因变量时  $\rho\text{chi2}(16) = 32.18^{**}$  因此分别采用随机模型和固定效应模型。

表 11 增值税转型与劳动力需求(相对指标衡量): 基于产权性质的分析

Table 11 Regression results of VAT reform and labor demand measured by relative index: Based on ownership

变量名称	国有企业				民营企业			
	Staffsale		Staffasset		Staffsale		Staffasset	
	系数	T 值	系数	Z 值	系数	Z 值	系数	Z 值
<i>Intercept</i>	-2.748	-5.950***			-0.659	-2.879***	0.296	1.262
<i>Post</i>	-0.017	-1.020	0.249	1.278	-0.041	-1.214	-0.044	-2.376**
<i>Mkt</i>	-1.021	-0.372	-0.006	-1.100	-0.011	-0.556	-0.002	-0.226
<i>Size</i>	-0.076	-4.922***	0.007	1.107	-0.177	-6.124***	0.007	0.974
<i>H5</i>	0.053	0.354	0.015	0.279	0.325	1.708*	0.154	2.946**
<i>Capital</i>	-0.032	-3.411***	-0.003	-0.774	-0.052	-2.625***	-0.003	-0.638
<i>Growth</i>	0.000	0.164	0.000	0.524	0.003	1.859*	0.000	0.056
<i>Wage</i>	-0.002	-0.192	-0.025	-5.601***	-0.128	-7.331***	-0.045	-8.567***
<i>Prlevel</i>	0.000	0.403	0.000	3.227***	0.000	3.195***	0.000	3.713***
控制行业	控制		控制		控制		控制	
控制年份	控制		控制		控制		控制	
样本量	690		690		533		533	
Within $R^2$	0.464		0.032		0.297		0.169	
F 值	201.63							

注: a: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 0.1、0.05 和 0.01 水平上显著;

b: 豪斯曼检验(Hausman test) 结果分别为:  $\text{chi2}(16) = 44.64^{***}$ ,  $\text{chi2}(16) = 8.7$ ,  $\text{chi2}(15) = 7.9$ ,  $\text{chi2}(16) = 21.41$  因此除第一个样本采用固定效应模型外 其他均采用随机效应模型。

表 12 增值税转型与劳动力需求(相对指标衡量): 基于国有企业层级的分析

Table 12 Regression results of VAT reform and labor demand measured by relative index: Based on hierarchy of state-owned enterprise

变量名称	中央国企				地方国企			
	Statffsale		Statffasset		Statffsale		Statffasset	
	系数	Z 值	系数	Z 值	系数	T 值	系数	Z 值
<i>Intercept</i>			- 0.112	- 0.224	0.088	0.149		
<i>Post</i>	- 0.012	- 0.931	- 0.026	- 2.228 **	- 0.013	- 0.337	0.173	1.085
<i>Mkt</i>	- 0.029	- 1.332	- 0.019	- 1.343	- 0.014	- 0.520	- 0.003	- 0.616
<i>Size</i>	0.001	0.050	0.024	1.796*	- 0.126	- 5.609 ***	0.007	1.143
<i>H5</i>	- 0.050	- 0.293	- 0.023	- 0.154	0.273	1.227	0.083	1.590
<i>Capital</i>	- 0.011	- 1.075	- 0.001	- 0.143	- 0.045	- 3.333 ***	- 0.007	- 1.746*
<i>Growth</i>	0.001	0.907	0.000	- 0.110	- 0.001	- 0.687	0.000	0.180
<i>Wage</i>	- 0.045	- 3.438 ***	0.045	- 3.981 ***	- 0.005	- 0.299	- 0.019	- 4.634 ***
<i>Prlevel</i>	0.000	1.813*	0.000	2.308 **	- 0.000	- 0.047	0.000	2.378 **
控制行业	控制		控制		控制		控制	
控制年份	控制		控制		控制		控制	
样本量	226		226		464		464	
Within R <sup>2</sup>	0.094		0.037		0.280		0.031	
F 值					35.98			

注: a: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 0.1、0.05 和 0.01 水平上显著;

b: 豪斯曼检验(Hausman test) 结果显示:  $\chi^2(13) = 13.63$ ,  $\rho\chi^2(13) = 7.92$ ,  $\rho\chi^2(14) = 35.6^{***}$ ,  $\rho\chi^2(14) = 13.72$ , 因此除第三个样本采用固定效应模型外, 其他均采用随机效应模型。

表 13 增值税转型与劳动力需求(相对指标衡量): 不同产权特征企业的比较

Table 13 Regression results of VAT reform and labor demand measured by relative index: Comparison between different firms

变量名称	国有企业 VS. 民营企业				中央国企 VS. 地方国企			
	Statffsale		Statffasset		Statffsale		Statffasset	
	系数	Z 值	系数	Z 值	系数	T 值	系数	Z 值
<i>Intercept</i>	0.623	1.376	0.270	1.746*	- 2.728	- 5.787 ***	0.399	2.234 **
<i>Post</i>	- 0.041	- 3.054 ***	- 0.011	- 3.094 ***	- 0.015	- 0.808	0.001	0.078
<i>State</i>	0.026	1.064	- 0.000	- 0.003				
<i>State* Post</i>	0.084	1.495	0.013	0.950				
<i>Central</i>					0.007	0.263	0.002	0.186
<i>Central* Post</i>					- 0.002	- 0.164	- 0.007	- 1.205
<i>Mkt</i>	- 0.014	- 1.042	- 0.004	- 0.751	- 0.007	- 0.327	0.002	0.225
<i>Size</i>	- 0.122	- 6.969 ***	0.010	2.126 **	- 0.076	- 4.879 ***	0.003	0.402
<i>H5</i>	0.192	1.500	0.087	2.478 **	0.060	0.398	- 0.013	- 0.217
<i>Capital</i>	- 0.040	- 3.437 ***	- 0.003	- 1.006	- 0.032	- 3.370 ***	- 0.001	- 0.336
<i>Growth</i>	- 0.001	- 0.656	0.000	0.088	0.000	0.166	0.000	0.786
<i>Wage</i>	- 0.098	- 8.529 ***	- 0.034	- 10.08 ***	- 0.002	- 0.190	- 0.006	- 1.239
<i>Prlevel</i>	0.000	4.384 ***	0.000	4.197 ***	0.000	0.185	0.000	0.601
控制行业	控制		控制		控制		控制	
控制年份	控制		控制		控制		控制	
样本量	1223		1223		690		690	
Within R <sup>2</sup>	0.434		0.084		0.809		0.056	
F 值					44.78		56.47	

注: a: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 0.1、0.05 和 0.01 水平上显著;

b: 豪斯曼检验(Hausman test) 结果显示:  $\chi^2(20) = 16.53$ ,  $\rho\chi^2(20) = 14.23$ ,  $\rho\chi^2(18) = 48.1^{***}$ ,  $\rho\chi^2(18) = 40.6^{***}$ , 因此分别采用随机效应、随机效应、固定效应及固定效应模型。

3.4.2 控制宏观经济的影响

1) 以 2009 年增值税政策不发生变化的地区的企业为对照样本

在样本筛选中,为保证样本的一致性,本文剔除了先行进行增值税转型试点地区的样本:即剔除地区为黑龙江、吉林、辽宁、山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南、内蒙古、四川、甘肃和陕西的样本,仅保留 2009 年增值税政策发生变化的地区的企业作为研究样本.为消除宏观经济的影响,以 2009 年增值税转型中增值税政策不发生变化的试点地区相应的公司作为对照样本,以实施增值税转型地区(即试点地区以外的其他地区,简称转型地区)的上市公司作为研究样本,采用双重差分的方法,检验本次增值税转型对企业劳动力需求的影响.这样,不仅将转型地区 2009 年之前的所有企业和 2009 年之后的所有企业进行了对比,而且也将转型地区和先行试点地区的企业进

行了对比,综合考虑这两种差异,可以有效处理一些宏观层面因素对企业劳动力需求变化的影响,而且可以消除个体异质性对因变量的影响.为此,建立模型(7)

$$Lstaff = \alpha + \beta_1 Post + \beta_2 Reform + \beta_3 Post* Reform + \beta_4 Mkt + \beta_5 Size + \beta_6 H5 + \beta_7 Capital + \beta_8 Growth + \beta_9 Wage + \beta_{10} Prdevel + \sum Indu + \sum Year + \varepsilon \quad (7)$$

变量 *Post* 的定义不变,若样本年为 2009 年或 2010 年取 1,否则为 0;新增虚拟变量 *Reform*,当上市公司处于转型地区时为 1,否则为 0. *Post\* Reform* 用于考察增值税转型对企业劳动力需求的影响.根据假设 1 若增值税转型中资本对劳动的收入效应大于替代效应,企业的劳动力需求增加, *Post\* Reform* 的系数为正,反之则为负.检验结果如表 14 所示.从表 14 可以看出 *Post\* Reform* 系数在 1% 水平上负向显著,这与前面的结果一致,支持了假设 1.

表 14 增值税转型与劳动力需求模型(7): 全样本检验

Table 14 Regression results of VAT reform and labor demand model(7): Total sample

变量名称	预测符号	系数	Z 值
<i>Intercept</i>	?	1.798	3.060***
<i>Post</i>	?	-0.014	-0.435
<i>Reform</i>	?	-0.649	-0.769
<i>Post* Reform</i>	-	-0.156	-4.848***
<i>Mkt</i>	-	-0.018	-1.014
<i>Size</i>	+	0.375	11.08***
<i>H5</i>	+	0.362	2.452**
<i>Capital</i>	?	0.037	2.572**
<i>Growth</i>	+	-0.000	-0.343
<i>Wage</i>	?	-0.661	-53.17***
<i>Prlevel</i>	?	0.001	5.418***
控制行业		控制	控制
控制年份		控制	控制
样本量		1 631	
Within R <sup>2</sup>		0.664	

注: a. \*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 0.1、0.05 和 0.01 水平上显著;

b. 豪斯曼检验(Hausman test) 结果显示全样本  $\chi^2(20) = 27.81$  因此选用随机效应模型.

表 15 中,分别以国有企业、民营企业、中央国企、地方国企为研究样本,试点地区相应类型企业为对照样本,采用模型(7)检验不同产权特征企业在 2009 年增值税转型后劳动力需求的变化.结果发现:增值

税转型后,与民营企业不同的是,国有企业劳动力需求没有显著下降;与中央国企不同的是,地方国企劳动力需求没有显著下降.这与前面的结论一致,支持了假设 2 和假设 3.

表 15 增值税转型与劳动力需求模型(7)：基于产权性质与国企层级的检验  
Table 15 Regression results of VAT Reform and labor demand model(7)：Based on ownership and hierarchy of SOE

变量定义	国有企业		民营企业		中央国企		地方国企	
	系数	T 值	系数	Z 值	系数	Z 值	系数	T 值
<i>Intercept</i>	5.276	6.595***	-0.487	-0.438	-5.359	-2.852***	4.020	4.632***
<i>Post</i>	-0.026	-0.572	-0.193	-3.237***	0.100	0.809	-0.047	-1.002
<i>Reform</i>			1.015	0.660	2.005	0.859		
<i>Post* Reform</i>	-0.045	-0.999	-0.127	-1.982**	-0.212	-1.740*	-0.056	-1.180
<i>Mkt</i>	-0.034	-0.758	-0.018	-0.729	0.025	0.591	-0.032	-0.716
<i>Size</i>	0.284	6.382***	0.524	8.178***	0.505	5.284***	0.243	5.051***
<i>H5</i>	0.158	0.632	0.630	2.898***	0.377	0.754	0.399	1.459
<i>Capital</i>	0.056	3.066***	0.033	1.477	0.005	0.119	0.059	2.747***
<i>Growth</i>	0.000	0.116	0.001	0.441	-0.000	-0.113	-0.001	-0.616
<i>Wage</i>	-0.669	-33.84***	-0.689	-35.89***	-0.697	-21.78***	-0.614	-23.94***
<i>Prelevel</i>	0.000	0.564	0.001	2.560**	0.001	2.306**	-0.000	-0.068
控制行业	控制		控制		控制		控制	
控制年份	控制		控制		控制		控制	
样本量	933		698		265		668	
Within R <sup>2</sup>	0.696		0.649		0.653		0.657	
F 值	32.60						32.82	

注：a：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 0.1、0.05 和 0.01 水平上显著；

b：豪斯曼检验(Hausman test) 结果显示国有企业样本：chi2(18) = 29.59\*\* 民营企业样本 chi2(19) = 26.81 中央国企 chi2(18) = 422.36 地方国企样本 chi2(19) = 37.18\*\*\* 因此国有企业与地方国企样本采用固定效应模型 其他则用随机效应模型。

## 2) 增值税转型前转型地区企业劳动力需求的变化

本文发现 增值税转型后上市公司普遍减少了劳动力需求 其中民营企业和中央国企劳动力需求显著减少 而国有企业尤其是地方国企由于预算软约束的存在劳动力需求并没有显著减少。那么这种现象确实是由增值税转型政策引起的吗？尽管本文加入了一些解释变量或控制变量 如企业规模、利润增长率等 但仍然无法排除其他因素的影响 如 2008 年的次贷危机等。如前所述，聂辉华等<sup>[10]</sup> 研究了 2004 年东北增值税转型试点的政策效应，为了检验增值税试点地区企业与非试点地区企业在新增固定资产投资、劳均资本、职工人数、人均销售额和研发密度等方面的差异是否完全由试点政策产生，在稳健性检验部分选择了最靠近政策年份的 2002 年和 2003 年数据作为样本，考察试点地区企业与非试点地区企业的各种指标是否在 2003 年时就已经存在着显著差异。结果发现这两类企业的各指标在 2003 年并不存在显著差异，因此该文章认为研究的结果确

实是由增值税转型试点引起的。

本文借鉴其做法 剔除 2009 年及 2010 年的观测值 构建由 2006 年、2007 年及 2008 年构成的增值税转型前的样本 同时以先行试点地区企业为对照样本，检验转型地区企业尤其是民营企业与中央国企的劳动力需求在 2008 年是否已显著下降。解释变量 *Post2* 当样本处于 2008 年时 该值取 1 而样本处于 2006 年、2007 年时 为 0。本文更关心的是 *Post2\* Reform* 它衡量转型地区企业的劳动力需求在 2008 年前后的变化。检验结果如表 16 所示。总样本中 *Post2\* Reform* 系数为负向不显著。分样本结果显示 民营企业样本中 *Post2\* Reform* 的系数为负向不显著 而中央国企样本中 *Post2\* Reform* 的系数为正向不显著 即转型地区企业劳动力需求在 2008 年没有发生显著下降。这说明本文的结果确是由 2009 年增值税转型引起的。稳健起见 本文也针对国有企业样本及中央国企样本进行了检验 发现这两类企业劳动力需求在 2008 年也没有显著变化。限于篇幅没有列示。

表 16 稳健性检验——2008 年前后企业劳动力需求变化情况

Table 16 Robust results: Change of labor demand around year 2008

变量定义	预测符号	总体		民营企业		中央国企	
		系数	Z 值	系数	Z 值	系数	Z 值
<i>Intercept</i>	?	-0.367	-0.427	-4.842	-3.231***		
<i>Post2</i>	?	0.078	2.647***	0.229	2.390**	-0.016	-0.094
<i>Reform</i>	?	1.456	1.244	5.040	2.335**	5.456	1.684*
<i>Post2* Reform</i>	?	-0.062	-1.499	-0.219	-1.463	0.197	0.764
<i>Mkt</i>	-	-0.005	-0.278	-0.014	-0.506	0.061	1.115
<i>Size</i>	+	0.510	10.43***	0.769	8.438***	0.618	4.356***
<i>H5</i>	+	0.651	3.597***	0.425	1.555	0.176	0.296
<i>Capital</i>	?	-0.016	-0.733	0.037	1.126	-0.140	-3.317***
<i>Growth</i>	+	-0.002	-1.243	-0.003	-0.932	-0.004	-0.916
<i>Wage</i>	?	-0.708	-44.61***	-0.721	-28.02***	-0.745	-17.63***
<i>Prclvel</i>	?	0.001	1.644	0.001	2.925***	0.001	0.856
控制行业		控制		控制		控制	
控制年份		控制		控制		控制	
样本量		901		354		149	
Within $R^2$		0.647		0.682		0.746	

注: a. \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 0.1、0.05 和 0.01 水平上显著;

b. 豪斯曼检验(Hausman test) 结果分别为  $\chi^2(16) = 20.06$   $\rho\chi^2(15) = 14.31$   $\rho\chi^2(13) = 9.12$  因此均采用随机效应模型。

### 3.4.3 进一步区分样本的检验

在前文中, 使用了 A 股全部上市公司作为样本。然而由于本文的研究对象是增值税转型的政策影响, 因此以增值税为主的企业与以营业税为主的企业受到的影响程度会有所不同。此外, 在以增值税为主的企业中, 不同固定资产拥有量的企业受增值税转型的影响也存在差异。基于以上分析, 将样本进一步区分为: 以增值税为主和以营业税为主的企业; 拥有大量固定资产的增值税企业和拥有少量固定资产的增值税企业。

根据 2009 年 1 月 1 日起实施的《中华人民共和国营业税暂行条例》, 营业税应税劳务是指属于交通运输业、建筑业、金融保险业、邮电通讯业、文化体育业、娱乐业、服务业税目征收范围的劳务。因此本文根据证监会颁布的《上市公司行业分类指引》将被划分为“交通运输、仓储业”、“建筑业”、“金融、保险业”、“信息技术业”、“传播与文化产业”、“社会服务业”的行业的企业, 定义为以营业税为主的企业, 其他行业中的企业则定义为以增值税为主的企业。此

外, 根据资本密集度 *Capital* 高低将以增值税为主的企业分为两类: 拥有大量固定资产的增值税企业和拥有少量固定资产的增值税企业。然后分别根据模型(1)、(7) 检验增值税转型后不同类型的企业劳动力需求变化<sup>⑩</sup>。

表 17 是根据模型(1) 分样本回归的结果。以增值税为主的企业和固定资产较多的增值税企业的 *Post* 系数为负向显著, 而以营业税为主的企业和固定资产较少的增值税企业的 *Post* 系数均不显著, 表明增值税转型政策的影响范围主要集中在以增值税为主的企业, 尤其是固定资产较多的增值税企业。这与预期一致, 即增值税转型政策通过允许购进固定资产进项税额抵扣, 鼓励企业进行固定资产投资, 固定资产投资再通过收入和替代作用影响企业的劳动力需求。以缴纳营业税为主的企业固定资产拥有量通常低于以缴纳增值税为主的企业, 因此受到的影响会相对较小。同理, 在以增值税为主的企业中, 固定资产较多的企业受增值税转型的影响会大于固定资产较少的企业。

<sup>⑩</sup> 以营业税为主的企业, 若其购买的固定资产并不用于增值税应税项目, 那么该进项税额就不得抵扣。因此, 若仅按照固定资产拥有量将所有样本分为拥有大量固定资产的企业和拥有少量固定资产的企业, 结果可能会产生一定的偏差。

表 17 增值税转型与劳动力需求模型(1): 基于增值税影响程度的检验  
Table 17 Regression results of VAT reform and labor demand model(1): Based on influence of VAT

变量名称	以营业税为主的 企业样本		以增值税为主的 企业样本		固定资产较少的增值税 企业样本		固定资产较多的增值税 企业样本	
	系数	Z 值	系数	Z 值	系数	Z 值	系数	Z 值
<i>Intercept</i>					-6.376	-7.880***		
<i>Post</i>	-0.667	-0.478	-2.771	-4.714***	0.066	1.232	-3.886	-5.190***
<i>Mkt</i>	-0.112	-2.097**	0.010	0.569	0.043	2.183**	0.005	0.253
<i>Size</i>	0.381	6.836***	0.337	14.95***	0.378	9.852***	0.317	8.741***
<i>H5</i>	-0.163	-0.268	0.113	0.700	0.414	1.433	-0.034	-0.184
<i>Capital</i>	-0.078	-2.632***	-0.078	-4.907***	-0.132	-1.538	-0.041	-1.850*
<i>Growth</i>	-0.000	-0.073	-0.001	-0.502	-0.002	-0.745	-0.001	-0.469
<i>Wage</i>	-0.723	-19.56***	-0.712	-46.75***	-0.803	-37.69***	-0.749	-38.25***
<i>Prlevel</i>	0.000	1.942*	0.000	5.318***	0.000	1.152	0.000	4.375***
控制行业	控制		控制		控制		控制	
控制年份	控制		控制		控制		控制	
样本量	185		1045		463		582	
Within R <sup>2</sup>	0.680		0.646		0.569		0.751	

注: a: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 0.1、0.05 和 0.01 水平上显著;

b: 豪斯曼检验(Hausman test) 结果显示营业税企业样本:  $\chi^2(12) = 12.36$  增值税企业  $\chi^2(14) = 6.81$  固定资产少的增值税样本  $\chi^2(15) = 16.49$  固定资产多的增值税样本  $\chi^2(14) = 13.13$  因此均采用随机模型。

表 18 是根据模型(7) 分样本回归的结果。从检验结果可以看出,在以营业税为主的企业样本中, *Post\* Reform* 的系数为正向不显著,而在以增值税为主的企业样本中 *Post\* Reform* 的系数为负向显著,这表明增值税转型对以增值税为主的企业影响较大,而对以营业税为主的企业的影响较小。此外,

在以增值税为主的企业中,固定资产较少的样本的 *Post\* Reform* 系数不显著,而在固定资产较多的样本的 *Post\* Reform* 系数则在 10% 的水平上显著为负,这表明在以增值税为主的企业中,固定资产在总资产的比重越高,其受增值税转型的影响越大。这进一步验证了前面的结论。

表 18 增值税转型与劳动力需求模型(7): 基于增值税影响程度的检验  
Table 18 Regression results of VAT reform and labor demand model(7): Based on influence of VAT

变量名称	以营业税为主的 企业样本		以增值税为主的 企业样本		固定资产较少的增值税 企业样本		固定资产较多的增值税 企业样本	
	系数	Z 值	系数	Z 值	系数	Z 值	系数	Z 值
<i>Intercept</i>	0.616	0.474	0.083	0.179	-1.883	-2.859***	0.628	0.842
<i>Post</i>	0.006	0.116	0.049	1.665*	-0.022	-0.405	0.325	4.142***
<i>Reform</i>	-1.352	-1.098	-3.476	-5.849***	-4.664	-4.982***	-4.477	-5.776***
<i>Post* Reform</i>	-0.082	-1.339	-0.158	-5.053***	-0.039	-0.706	-0.243	-4.172***
<i>Mkt</i>	-0.111	-2.192**	0.012	0.689	0.028	1.400	0.008	0.415
<i>Size</i>	0.411	8.327***	0.371	18.56***	0.466	15.50***	0.369	11.68***
<i>H5</i>	0.612	1.269	0.346	2.432**	0.452	1.962**	0.107	0.623
<i>Capital</i>	-0.082	-2.848***	-0.083	-5.121***	-0.232	-2.664***	-0.051	-2.308**
<i>Growth</i>	-0.001	-0.588	-0.001	-0.405	-0.001	-0.502	-0.001	-0.784
<i>Wage</i>	-0.726	-25.93***	-0.722	-55.47***	-0.773	-45.58***	-0.745	-42.94***
<i>Prlevel</i>	0.000	2.256**	0.000	5.363***	0.000	4.113***	0.000	2.744***
控制行业	控制		控制		控制		控制	
控制年份	控制		控制		控制		控制	
样本量	251		1380		702		678	
Within R <sup>2</sup>	0.734		0.681		0.692		0.760	

注: a: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 0.1、0.05 和 0.01 水平上显著;

b: 豪斯曼检验(Hausman test) 结果显示营业税企业样本:  $\chi^2(12) = 6.36$  增值税企业样本  $\chi^2(17) = 17.38$  固定资产少的增值税样本  $\chi^2(18) = 13.59$  固定资产多的增值税样本  $\chi^2(16) = 13.2$  因此均采用随机模型。

## 4 结束语

2009年在全国推广施行的增值税转型为研究税收改革对企业劳动力需求的影响及不同产权特征的企业行为差异提供了一个契机。本文选择2006年—2010年沪深两市中于2009年首次进行增值税转型的地区的非金融类A股上市公司为研究对象,考察了产权特征对增值税转型与企业劳动力需求关系的影响。研究发现:

1) 不考虑产权特征 就总体而言 将生产型增值

税转型为消费型增值税,使资本对劳动的替代效应大于收入效应,企业显著减少了劳动力需求。

2) 考虑产权性质 本文发现增值税转型后,民营企业相对于国有企业,其劳动力需求下降幅度更大。

3) 考虑国有企业的层级,本文发现,中央国企相对于地方国企,其劳动力需求下降幅度更大。

本文还进一步考察了产权特征对增值税转型与企业劳动力需求关系产生影响的原因,发现一个重要原因是国有企业尤其是地方国有企业承担了更多的预算软约束,作为补偿它们也获得了更多的政府补贴。

## 参考文献:

- [1]陆 炜,杨 震. 中国增值税转型可行性实证研究[M]. 北京: 中国税务出版社,2002.  
Lu Wei, Yang Zhen. Empirical Research on Feasibility of China's VAT's Transformation [M]. Beijing: China Tax Publishing House, 2002. (in Chinese)
- [2]王素荣,蒋高乐. 增值税转型对上市公司财务影响程度研究[J]. 会计研究, 2010, (2): 40-46.  
Wang Surong, Jiang Gaole. Study on the impact of the VAT's transformation to the listed companies [J]. Accounting Research, 2010, (2): 40-46. (in Chinese)
- [3]杨抚生,蔡 军. 不可忽视增值税转型对地方经济的负面影响[J]. 税务研究, 2006, (2): 35-38.  
Yang Fusheng, Cai Jun. On negative impacts of VAT transformation on local economy [J]. Taxation Research, 2006, (2): 35-38. (in Chinese)
- [4]Lin Shuanglin. China's Value-added tax reform, capital accumulation, and welfare implications [J]. China Economic Review, 2008, (19): 197-214.
- [5]张 欣. 增值税转型会使我国就业形势雪上加霜[N]. 经济观察报, 2008, 11-29.  
Zhang Xin. Value-added tax reform will worsen China's employment situation [N]. The Economic Observer, 2008, 11-29. (in Chinese)
- [6]陈 烨,张 欣,寇恩惠,等. 增值税转型对就业负面影响的CGE模拟分析[J]. 经济研究, 2010, (9): 29-42.  
Chen Ye, Zhang Xin, Kou Enhui, et al. VAT reform and its negative impact on employment in China: A CGE analysis [J]. Economic Research Journal, 2010, (9): 29-42. (in Chinese)
- [7]Fan Ming tai, Horridge M, Zhang Xiaoguang, et al. Assessing the effects of proposed taxation reform in China: An application of China CGE model [C]// Presented in The 14th International Conference on Input-Output Techniques. Montreal, Canada, 2002.
- [8] Fan Zhai, He Jianwu. Supply-side economics in the People's Republic of China's regional context: A quantitative investigation of its VAT reform [J]. Asian Economic Papers, 2008, 7(2): 96-121.
- [9]万华林,朱 凯,陈信元. 税制改革与公司投资价值相关性[J]. 经济研究, 2012, (3): 65-75.  
Wan Hualin, Zhu Kai, Chen Xinyuan. Valuation of corporate capital expenditure under tax reform [J]. Economic Research Journal, 2012, (3): 65-75. (in Chinese)
- [10]聂辉华,方明月,李 涛. 增值税转型对企业行为和绩效的影响——以东北地区为例[J]. 管理世界, 2009, (5): 17-35.  
Nie Huihua, Fang Mingyue, Li Tao. Impacts of VAT transformation on firm behavior and performance: From the evidence of northeastern China [J]. Management World, 2009, (5): 17-35. (in Chinese)
- [11]Boycko M, Shleifer A, Vishny R. A theory of privatization [J]. Economic Journal, 1996, 106: 309-319.
- [12]安体富. 增值税改革事不宜迟[J]. 瞭望, 2007, (33): 36-37.  
An Tifu. VAT reform is urgent [J]. Overlook, 2007, (33): 36-37. (in Chinese)
- [13]黑龙江省国家税务总局课题组. 增值税转型试点运行效果分析及借鉴[J]. 涉外税务, 2006, (1): 36-38.

- Hei Longjiang national tax bureau research team. VAT pilot operating results and its reference [J]. *International Taxation in China*, 2006, (1): 36–38. (in Chinese)
- [14] Sappington D, Stiglitz J. Privatization, information and incentives [J]. *Journal of Policy Analysis and Management*, 1987, 6(4): 567–582.
- [15] Frydman R, Hessel M, Rapaczynski A. Why ownership matters? Politicization and entrepreneurship in the restructuring of enterprises in central Europe [C]. C. V. Starr Center For Applied Economics, NYU, Research Report 14, 1998.
- [16] Dong Xiaoyuan, Louis Putterman. Soft budget constraints, social burdens and labor redundancy in China's state industry [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2003, 31: 110–133.
- [17] Donahue John D. *The Privatization Process* [M]. New York: Basic Books, 1989.
- [18] Dewenter K L, Malatesta P H. State-owned and privately owned firms: An empirical analysis of profitability, leverage and labor intensity [J]. *The American Economic Review*, 2001, 91(1): 320–334.
- [19] 窦炜, 刘星, 安灵. 股权集中、控制权配置与公司非效率投资行为——兼论大股东的监督抑或合谋 [J]. *管理科学学报*, 2011, 14(11): 81–96.
- Dou Wei, Liu Xing, An Ling. Ownership concentration, allocation of control rights and inefficient investment in firms: Monitoring or colluding among multiple large shareholders? [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2011, 14(11): 81–96. (in Chinese)
- [20] 曾庆生, 陈信元. 国家控股、超额雇员与劳动力成本 [J]. *经济研究*, 2006, (5): 74–86.
- Zeng Qingsheng, Chen Xinyuan. State stockholder, excessive employment and labor cost [J]. *Economic Research Journal*, 2006, (5): 74–86. (in Chinese)
- [21] 薛云奎, 白云霞. 国家所有权、冗余雇员与公司业绩 [J]. *管理世界*, 2008, (10): 96–105.
- Xue Yunkui, Bai Yunxia. State stockholder, excessive employment and corporate performance [J]. *Management World*, 2008, (10): 96–105. (in Chinese)
- [22] 陈钊, 陆铭. 中国所有制结构调整的理论与实证分析 [M]. 太原: 山西经济出版社, 2003.
- Chen Zhao, Lu Ming. *The Theoretically and Empirical Analysis of China's Ownership Structure Adjustment* [M]. Tai Yuan: Shanxi Economic Press, 2003. (in Chinese)
- [23] Chen H, Hu Y, Xiao Z. Corporate accounting scandals in China [C]// *Creative Accounting, Fraud and International Accounting Scandals*, John Wiley & Sons, University of Bristol, 2010: 163–184.
- [24] 郝颖, 林朝南, 刘星. 股权控制、投资规模与利益获取 [J]. *管理科学学报*, 2010, 13(7): 68–87.
- Hao Ying, Lin Chaonan, Liu Xing. Ownership control, investment level and control benefit grabbing [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2010, 13(7): 68–87. (in Chinese)
- [25] 朱恒鹏. 分权化改革、财政激励和公有制企业改制 [J]. *世界经济*, 2004, (12): 14–24.
- Zhu Hengpeng. Decentralization, fiscal incentive and privatization of SOEs in China [J]. *The Journal of World Economy*, 2004, (12): 14–24. (in Chinese)
- [26] 曹书军, 刘星, 傅蕴英. 劳动雇佣与公司税负: 就业激励抑或预算软约束 [J]. *中国工业经济*, 2009, (5): 139–149.
- Cao Shujun, Liu Xing, Fu Yunying. Employment and corporate effective tax rate: Employ incentive or soft-budget constraint [J]. *China Industrial Economics*, 2009, (5): 139–149. (in Chinese)
- [27] 吕伟. 政府分权、市场化进程及国企雇佣行为 [J]. *改革*, 2006, (9): 95–100.
- Lv Wei. Decentralization, market development and SOEs' employment behavior [J]. *Reform*, 2006, (9): 95–100. (in Chinese)
- [28] Averch, Harvey, Leland L, et al. Behaviour of the firm under regulatory constraint [J]. *American Economic Review*, 1962, 52(5): 1052–1069.
- [29] Shleifer A, Vishny R W. Politicians and firms [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1994, 109(4): 995–1025.
- [30] Li D D, Liang M. Causes of the soft budget constraint: Evidence on three explanations [J]. *Journal of Comparative Economics*, 1998, 26: 104–116.
- [31] Xu L C, Zhu T, Lin Y M. Politician control, agency problems and ownership reform [J]. *Economics of Transition*, 2005, 13(1): 1–24.

(下转第48页)

problem with the second-best credits charging under elastic demand. The upper level decision maker maximizes the total social benefits by choosing the link enhancement and link credit charging. The lower level decision makers ( the users) choose their optimal paths to minimize their generalized travel costs including the travel time and the value of credit for using the credit-charging link. By replacing the lower level programming problem with its Karush-Kuhn-Tucker( KKT) conditions , the bi-level programming model can be transformed into a single level problem. To deal with the difficult slackness conditions in the above single level problem , we propose a relaxation algorithm to solve it. Numerical experiments demonstrate the feasibility of the proposed model and algorithm. The numerical results show that this proposed model can obtain better effects to alleviate the congestion. It will be convenient and feasible to implement if we improve the link enhancement and charge the credit only in the subset of the network. In this proposed model , the users who travel more should buy the credits from the market and pay money for those additional travel need. While the users who reduce their travel can sell their extra credits to compensate their inconvenience for reducing travel. Thus , this tradable credit scheme is revenue neutral.

**Key words:** bi-level programming; continuous network design problem; tradable credits; relaxation algorithm

~~~~~  
( 上接第 37 页)

## VAT reform , property characteristics and corporate labor demand

WANG Yue-tang<sup>1</sup> , NI Ting-ting<sup>2\*</sup>

1. School of Management , Nanjing University , Nanjing 210093 , China

2. School of Accounting , Nanjing University of Finance & Economics , Nanjing 210046 , China

**Abstract:** VAT reform across the country in 2009 provides us an opportunity to test whether firms with different property characteristics behave differently on labor demand. Our research finds that , generally , the capital-labor substitution effect is greater than the income effect , and there is an overall decline in corporate labor demand. Meanwhile , private enterprises experience a strong decline in labor demand while state-owned enterprises' labor demand has not been reduced due to the presence of soft budget constraints , therefore , state-owned enterprises are less sensitive to the reform than private enterprises and the difference is statistically significant. In addition , central SOEs significantly reduce labor demand , while the demand of the local SOEs have not been reduced due to the intervention of local governments , so local SOEs are less sensitive to the reform compared to central SOEs. Furthermore , since state-owned enterprises , especially local SOEs , satisfy more labor demand , they have received more government subsidies in return.

**Key words:** VAT reform; property characteristics; labor demand; soft budget constraint