

增值税转型对企业行为和绩效的影响*

——以东北地区为例

聂辉华 方明月 李涛

摘要：利用2004年开始在东北地区实行的增值税转型政策所具有的“自然实验”性质，本文第一次基于全国企业层面的数据，使用面板双重差分模型，考察了增值税转型政策对企业固定资产投资、雇佣和研发行为以及生产率的影响，并讨论了企业行为对产业结构优化和就业形势的影响。我们发现，增值税转型显著地促进了企业对固定资产的投资，提高了企业的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；增值税转型还显著地减少了就业。本文的发现对于增值税转型政策在全国范围的推广具有重要的政策含义。

关键词：增值税 企业 固定资产 就业 双重差分

一、引言

减税作为一项重要的财政政策，一直是政府刺激经济增长的“灵丹妙药”。近几年来，中国政府将改革增值税（VAT）作为拉动经济增长、优化产业结构和促进地区平衡发展的重要政策之一。事实上，自从1994年中国实行分税制改革以来，增值税在其后的十年中一直是最重要的税源，占总税收的35—45%（国家统计局，2007）。2004年，财政部和国家税务总局发布了《东北地区扩大增值税抵扣范围若干问题的规定》（财税[2004]156号文），准许黑龙江、吉林和辽宁（含大连）等东北三省的装备制造业、石化工业、冶金业、船舶制造业、汽车制造业和农产品加工业等六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。这一政策被称为增值税转型，即由生产型转变为消费型。按照生产型增值税计税，企业的增值税额等于销项税额减去进项税额，但是购进固定资产的税额不能在进项税额中抵扣，因此实际上是对固定资产以及相关费用进行重复征税。如果按照消费型增值税计税，则购进固定资产的税额就可以在进项税额中抵扣，因此减少了企业的增值税。事实上，目前绝大多数国家实行消费型增值税，只有中国、巴基斯坦、多米尼加和海地等少数几个国家实行生产型增值税（安体富，2007）。东北地区增值税转型政策于2004年7月1日开始实施，随后其抵扣方式由增量抵扣改为全额抵扣，并且其抵扣范围中增加了军品和高新技术产品。2006年，财政部和国家税务总局又将第二批军品工业和高新技术产业纳税人纳入东北地区增值税转型政策的实施范围。2007年，增值税转型政策在山西、安徽、江西、河南、湖北和湖南等中部六省26个老工业基地城市推广。2008年，这一政策惠及内蒙古东部地区。2009年1月，增值税转型政策推广到全国范围。

很多学者认为增值税转型总体上是有利的。例如，安体富（2007）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，应该在全国范围内推广。但是也有少数学者认为增值税转型会使劳动力成本相对于资本成本上升，从而会使我国的就业雪上加霜（例如张欣，2008）。遗憾的是，尽管不少学者对增值税转型进行了不同角度的讨论，但是目前还没有经济学文献从经验上考察增值税转型对中国宏观经济和企业所带来的影响。本文首次从微观数据层面分析增值税转型对企业行为和绩效的影响，进而讨论增值税转

* 作者感谢谭松涛、胡卫锋、杨继东和一位匿名审稿人以及中国人民大学企业与组织研究中心研讨会参会者的建议，第一作者同时感谢中国人民大学“985”工程“中国经济研究哲学社会科学创新基地”和“全国优秀博士学位论文作者专项资金资助项目”的资助。

型可能给宏观经济带来的冲击。

2004年，中央决定在东北地区进行增值税转型政策试点，这一事件相当于一种“自然实验”（natural experiment）。因为对于在东北地区登记注册的企业来说，增值税转型政策可以被认为是完全外生的事件。于是，我们可以通过对比东北地区和全国其他地区企业的行为和绩效，来判别增值税转型政策的效果。但是，在对比时我们还必须考虑到所有地区的企业在2004年前后会由于其他原因发生一些变化，这种变化在对比时必须剔除。这样，我们不仅要将在东北地区和全国其他地区的企业进行对比，而且要将2004年之前的所有企业和2004年之后的所有企业进行对比，综合考虑这两种差异的方法，就是计量经济学中的双重差分模型（difference-in-differences model）。相对于最小二乘法（OLS），这一方法的优点在于较好地避免了政策作为解释变量所存在的内生性问题，或者确切地说是控制了因变量和解释变量之间的相互影响效应。如果数据集是面板数据，那么双重差分模型不仅可以利用解释变量的外生性，而且可以控制不可观测的个体异质性对因变量的影响。因此，双重差分模型成为近年来经济学者评估公共政策（特别是税收政策）的主要方法之一。例如，Eissa（1995）和Feldstein（1995）利用双重差分模型分析了美国1986年所得税改革对不同人群劳动供给的影响。本文可能是第一篇利用微观数据对中国增值税转型政策进行面板双重差分估计的文献。

利用国家统计局全国国有及规模以上工业企业数据库，本文先后构建了1999—2005年非平衡面板和包括不同年份的多个数据集，使用面板双重差分模型从经验上考察了2004年开始在东北地区实行的增值税转型政策对企业投资、研发行为以及利润率、生产率的影响，并讨论了企业投资和雇佣行为对产业结构升级和就业形势的影响。本文的主要估计结果表明，增值税转型显著地促进了企业对固定资产的投资，在2005年使每个企业的固定资产投资平均增加了大约971万元，使企业的劳均资本平均增加了大约1万5千元，同时使企业的人均销售额平均增加了大约2万7千元。显然，增值税转型在提高企业的资本劳动比方面发挥了巨大的作用。尽管企业提高了生产效率，但是这种效率的提升主要是通过资本替代劳动获得的，而不是通过自主技术创新实现的。企业的研究开发支出的绝对数额总体上有所减少，同时企业的研发密度也没有显著提高。值得注意的是，增值税转型显著地减少了企业雇佣劳动力的数量，使每个企业的雇佣数量平均减少了大约10%。在稳健性检验中，使用不同的样本和方法，我们得到了类似的结果。这说明，增值税转型政策的进一步推广必须考虑到企业的策略性行为，在促使企业用资本替代劳动的同时，要防止就业数量的下滑。此外，如何将固定资产更新和自主技术创新、产业结构升级相结合，也是一个值得思考的重要问题。

本文剩下的部分作如下安排：第二部分构建一个简单的理论模型，第三部分介绍本文的估计方法和计量方程，第四部分设定指标和进行描述性统计，第五部分提供主要的计量结果和稳健性检验，最后进行总结。

二、理论分析

增值税是对商品或劳务在生产或流通过程中的新增价值征收的一种流转税。根据1993年颁布的《中华人民共和国增值税暂行条例》（国务院令[1993]134号文）和《实施细则》（财法[1993]38号文），我国的增值税实行价外税，即税额计入销售价格，并且在销售时直接抵扣。企业应缴增值税额等于按规定的税率计算出的商品销售额的销项税额，减去购进中间产品时所支付的进项税额。对于生产性企业而言，年销售额超过100万元的企业称为一般纳税人，税率一般为17%。自1994年实行增值税以来，中国一直实行生产型增值税，即购进固定资产不得在进项税额中抵扣，这实际上相当于对企业购买的固定资产进行重复征税。2004年开始在东北三省试点的增值税转型，主要内容就是允许装备制造业、石化工业、冶金业、

船舶制造业、汽车制造业和农产品加工业等六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。转型后的增值税被称为消费型增值税，这也是世界多数国家实行的增值税类型。我们关心的是，增值税由生产型转变为消费型，对企业的投资、研发、雇佣等行为以及绩效的影响。

税收对企业行为和绩效的影响通常比较复杂，主要是因为最终税负的大小取决于供给价格弹性和需求价格弹性，而价格弹性又取决于市场结构和消费者偏好等多种因素。但是，我们可以单纯从要素投入的角度来分析税收数量变化对企业行为和绩效的影响，这样便可以暂时避开市场结构和消费者偏好。

在静态情形下，给定生产技术，那么一个典型企业的利润函数为：

$$\pi = Pq - wL - rK \quad (1)$$

其中 π 表示利润， P 表示价格， q 表示产量， L 、 K 分别表示劳动和资本， w 、 r 分别表示工资率和利息率。利润最大化要求：

$$\frac{q_L}{q_K} = \frac{w}{r} \quad (2)$$

即劳动和资本的边际生产力之比等于它们的价格之比。对于东北地区的样本企业来说，增值税转型相当于降低了企业使用固定资产的机会成本，也相当于降低了资本的价格，即 $r \downarrow$ ，

$\frac{w}{r} \uparrow$ 。给定市场结构和需求函数，在均衡中企业必定会增加资本投入 ($\Delta K \uparrow$)，或者资本增加的程度至少要快于劳动增加的程度（如果劳动也增加的话），使得 $q_K \downarrow$ ，直到边际条件重新成立，这会导致 $\frac{K}{L} \uparrow$ 。由此，我们得到两个推论：

推论 1：增值税转型会导致企业增加固定资产投资。

推论 2：增值税转型会导致企业提高资本劳动比。

接着考察劳动投入的变化。利润最大化会导致投入的无条件需求函数和条件需求函数相等，即：

$$l(P, r, w) = l^c(r, w, q) \quad (3)$$

上式两边对 r 求导，得到要素的交叉价格效应：

$$\frac{\partial l(P, r, w)}{\partial r} = \frac{\partial l^c(r, w, q)}{\partial r} + \frac{\partial l^c(r, w, q)}{\partial q} \frac{\partial q}{\partial r} \quad (4)$$

式 (4) 表示资本价格变化导致的劳动投入需求的变化。等号右边第一项为替代效应，第二项为产出效应。由于利润最大化的企业并不面临预算约束，因此产出效应不为 0。为了更准确地了解产出效应的符号，假定单个企业面临竞争性市场环境，那么可以具体得到：

$$\frac{\partial l(P, r, w)}{\partial r} = \frac{\partial l^c(r, w, q)}{\partial r} + \frac{\partial l^c(r, w, q)}{\partial q} \frac{\partial q(P = MC)}{\partial MC} \frac{\partial MC}{\partial r} \quad (5)$$

根据利润函数的拟凹性质， $\frac{\partial l^c(r, w, q)}{\partial r} > 0$ ， $\frac{\partial l^c(r, w, q)}{\partial q} > 0$ ， $\frac{\partial q(P = MC)}{\partial MC} < 0$ ，

$\frac{\partial MC}{\partial r} > 0$ ，因此总体上 $\frac{\partial l(P,r,w)}{\partial r}$ 的符号是不确定的。如果投入的替代效应大于产出效应，那么更多资本将导致劳动减少；反之，则资本和劳动都将增加。最终的结果取决于具体的市场结构和需求条件，需要通过经验证据来检验。

推论 3：增值税转型可能会减少企业使用的劳动力数量。

在动态情形下，对于资本密集型的制造业企业而言，当企业提高资本劳动比之后，有可能转换到新的生产可能性边界，从而技术进步导致生产率上升（推论 4）。生产率上升包括劳动和资本的边际生产力上升。由于我们忽略了市场结构和需求条件，因此企业的销售额（ Pf ）在增值税转型后的变化是不确定的。给定其他条件不变，如果企业将更多生产要素投入到固定资产或资本上，考虑到生产周期，那么销售额短期内可能反而会下降。当然，如果企业没有新增固定资产，则销售额不太可能下降。

为了考虑技术创新，借鉴 Hu 等（2005）的处理方法，我们将生产函数具体设为：

$$f(L, K) = AL^\alpha K^\beta = e^{g(K)+\gamma I+\delta W} L^\alpha K^\beta \quad (6)$$

其中 A 表示技术进步， $g(K)$ 为投入自主技术创新的资本， I 表示行业特征， W 表示产权结构， α 、 β 、 γ 和 δ 均为参数。此时， $f_K = \beta e^{g(K)+\gamma I+\delta W} L^\alpha K^{\beta-1} + g'(K)e^{g(K)+\gamma I+\delta W} L^\alpha K^\beta$ 。受行业特征、产权结构和创新回报的影响，因此投入自主技术创新的资本数量是不确定的（推论 5）。我们将利用数据来检验上述 5 个假说。

三、估计方法

增值税转型政策于 2004 年 9 月颁布，回溯到当年 7 月 1 日开始在东北地区的六类制造业或工业实施。对于这些行业的企业来说，这一政策可以被看作是一种外生事件。因为企业不太可能通过事先了解到增值税政策而进行迁移，而且我们还可以使用平衡面板数据将这类企业剔除。因此，我们可以将增值税转型政策看作是一种“自然实验”。我们将受政策变化影响的东北地区样本企业看作是“处理组”（treatment group），将不受政策变化影响的全国其他地区的样本企业看作是“对照组”（control group）。为了控制对照组和处理组之间的系统性差异，我们将 2004 年看作“事件年”。如果企业属于处理组，我们赋值为 $prov=1$ ，反之 $prov=0$ 。类似地，如果企业在事件年及其之后，我们便赋值为 $year=1$ ，反之 $year=0$ 。这样，全部样本企业就被分成四个组。除了一般的控制变量，我们还必须控制非观测效应（unobservable effect）。因此，我们的面板双重差分估计方程为：

$$y_{i,t} = \beta_0 + \gamma prov_{i,t} \cdot year_t + \chi' \delta + \alpha_i + \alpha_t + u_{i,t} \quad (7)$$

其中， $y_{i,t}$ 表示被因变量， χ 表示其他控制变量， α_i 表示不随时间变化的非观测效应， α_t 表示年份固定效应， $u_{i,t}$ 表示随时间变化的时变误差（time-varying error）。我们关心的是两个虚拟变量的交叉项系数 γ ，它在数学上等于处理组在事件年前后的差异减去对照组在事件年前后的差异，此即所谓的“双重差分”。注意，如果我们利用混合截面数据进行最小二乘法回归，由于 α_i 与解释变量是相关的，因此结果将是有偏的且不一致的。使用面板数据，通

过组内差分,可以消掉非观测效应,因此本文采取面板双重差分模型来估计。此外,我们将处理组和事件年这两类二元虚拟变量细分为多元虚拟变量,分别包含在“其他控制变量”和“年份固定效应”中,这是面板双重差分模型与混合截面双重差分模型的另一处差异。

四、数据

(一) 数据来源

我们使用中国国家统计局提供的1999—2005年全部国有及规模以上工业企业数据库,包括全部国有工业企业和销售额在500万元以上的其他工业企业。该数据库包括了资产、销售额、利润、职工人数和工资等主要财务指标,2001—2003年和2005年的数据还包括了企业的研究开发费用。由于增值税转型政策只适用于一般纳税人企业,因此我们剔除了年销售额在100万元以下的样本。由于受惠的企业必须属于装备制造业、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六个行业^①,因此我们根据财政部指定的六个行业所包括的二位数或三位数“国民经济行业分类代码”,析出了符合条件的样本企业。虽然增值税转型政策后来也推广到几百个军品和高新技术企业,不过这些企业部分地属于前面六个行业。考虑到甄别的困难和样本容量,我们的样本中没有包括这些企业。在做了其他必要的剔除之后,我们的全部样本包括1999—2005年间大约33万家企业的92万多个观测值。

(二) 指标设计

我们感兴趣的是,在实行增值税转型政策后,东北地区的样本企业在固定资产投资、资本劳动比、雇佣数量、劳动生产率和研发等方面是否存在策略性反应。我们将根据增值税转型政策和样本情况,利用面板双重差分模型来检验推论1—5。

增值税转型的主要好处是,企业可以将购进固定资产时的税款在进项税款中抵扣。我们用企业的新增固定资产来度量企业购进固定资产的行为,它等于当年固定资产的数额减去上年固定资产的数额。我们用劳均资本来度量资本劳动比,它表示每个员工对应的平均固定资产,即资本对劳动的替代程度。劳动力数量通常用企业每年的职工人数表示,为了消除异方差问题,我们将其取自然对数。按照惯例,我们用企业的人均销售额表示生产率。根据工业企业财务指标,企业的销售额即主营业务收入。考虑到销售额受市场需求的影响,人均销售额不一定能够准确反映生产率的变化。因此,我们在稳健性检验中使用人均产量作为替代指标。至于技术创新,我们用研发密度来刻画,即研发费用占销售额的比重,它是最常用的度量自主创新创新的指标(如聂辉华等,2008)。

关键解释变量是增值税政策,它实际上是方程(4)中处理组和事件年的交叉项,表示样本企业在2004年及其之后且属于东北地区这一双重特征。我们考虑了其他解释变量。首先是企业规模,因为规模大的企业在生产、销售、融资和研发等方面具有相对优势。我们对销售额取自然对数,它是衡量企业规模的最常用指标(如Scherer,1965)。为了减少因变量和自变量之间的直接线性关系所导致的内生性问题,我们在稳健性检验中也使用了总资产对数表示企业规模。由于累计利润或期望利润会影响企业的投资或雇佣行为,因此我们的解释变量还包括了主营业务利润或者利润率(利润占销售额的比重)。显然,企业的所有制也会影响企业的行为和绩效,因此我们根据企业的登记类型区分了国有、集体、私营、港澳台、外商以及其他等六种所有制类型,这里的“其他”包括联营、股份有限和股份合作等混合所有制类型。此外,为了控制企业所在地区的经济发展水平,参照世界银行的标准,我们将全国31个省级行政区域(不含香港、澳门和台湾)分为东北、环渤海、东南、中部、西南和西北六个经济区域^②。这里的“东北”正是我们的处理组虚拟变量,而其他地区则成为更详细的对照组虚拟变量。我们的控制变量还包括装备制造业、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六个行业哑变量,以及1999—2005年7个年份哑变量(即

年份固定效应)。

(三) 描述性统计

为了得到增值税转型对企业的影响的直观印象,我们将作为处理组的东北地区样本企业和作为对照组的全国其他地区样本企业进行对比,对比结果见表1。全部样本主要变量的描述性统计和相关系数矩阵见附录表A1和表A2。因缺1998年数据,1999年新增固定资产这一变量缺失。此外,1999、2000和2004年缺少企业研发密度数据。整理后,对照组和处理组的其他变量的观测值个数分别为874394和50614。

表1:东北地区样本企业和其他样本企业的对比

变量	对照组 (A)	处理组 (B)	差分项 (C=B-A)
新增固定资产	2341.642 (115.572)	2710.497 (704.330)	368.855 (521.228)
劳均资本	79.353 (0.381)	105.730 (1.178)	26.377*** (1.610)
职工人数	281.295 (1.010)	371.468 (9.373)	90.173*** (4.764)
人均销售额	294.974 (1.254)	293.714 (2.782)	-1.260 (5.256)
研发密度	0.168 (0.003)	0.183 (0.01)	0.015 (0.01)
销售额	69696.94 (597.860)	87705.96 (3682.049)	18009.02*** (2638.134)
利润率	0.983 (0.028)	-1.779 (0.137)	-2.762*** (0.122)

注:研发密度、利润率为百分数,职工人数单位为个,其余变量的单位为千元。列A和列B分别表示其他地区企业和东北地区企业的主要变量的均值及标准误,列C表示处理组和对照组之间的差异及其标准误。***表示在1%的水平上是显著的。

表1显示,与全国其他地区的样本企业相比,东北地区的样本企业在新增固定资产、人均销售额和研发密度等方面没有明显的差异,它们有显著更多的劳均资本、职工人数和销售额,有显著更少的利润率。这些差异与东北地区作为以国有企业为主的老工业基地这一特征比较吻合,我们将在估计时控制这些特征。但是,出现这种显著的差异既可能是由于增值税转型,也可能是由于样本企业伴随时间产生的系统性变化,还可能是由于企业个体特征的差异。特别是对于销售额和利润率而言,企业个体差异所起的作用可能占主导地位,而政策效应则未必显著。为了同时考虑政策效应、系统性差异、个体特征以及其他控制变量,我们下面采取面板差分模型进行估计。

五、主要结果

(一) 面板双重差分回归

东北地区增值税转型政策于2004年9月颁布,但是追溯到当年7月1日开始实施,规定当年12月底完成全部受惠企业的退税工作。这意味着很多符合增值税抵扣的企业来不及在当年完全调整生产和投资计划,因此我们以2005年东北地区的样本企业作为增值税转型

后的处理组。我们在稳健性检验中包含了2004年的数据，主要结果依然成立。为了包含更多的信息，我们选取了1999—2003年全国其他地区的样本企业作为增值税转型前的对照组。这样我们构造的数据集是1999—2003年和2005年的非平衡面板。为了检验推论1—5，我们采取面板双重差分模型，分别以新增固定资产、劳均资本、职工人数、人均销售额和研发密度作为因变量进行估计。

我们关注的关键解释变量是增值税政策。由于增值税转型政策对企业而言是外生的冲击，因此方程(7)的交叉项是外生的。考虑到处理组和对照组的差异部分地来自处理组属于老工业基地这一事实，我们的解释变量或控制变量包括了企业规模、利润或利润率以及行业。一般地，国有企业集中在资本密集型行业，有相对更大的规模和相对更低的利润或利润率。因此，我们的解释变量包括了企业规模、利润或利润率。需要注意的是，其他解释变量可能与被解释变量存在相互的因果关系，这一内生性问题会导致所有系数都是有偏的。不过，根据Wooldridge(2000)，如果关键解释变量增值税政策与其他解释变量是无关系的，那么增值税政策的系数就仍然是无偏的。我们用销售额对数、利润(或利润率)分别对增值税政策回归(见附录表A3)，发现销售额对数、利润率与增值税政策之间没有显著的相关性，因此当解释变量为销售额对数、利润率时，增值税政策的系数是无偏的。然而，利润与增值税政策显著相关。为了避免有偏性，我们以利润的一阶滞后项作为其工具变量。理论上，2005年实行的增值税政策与以前年份的利润应该没有相关性。此外，我们将所有制、年份和地区等作为控制变量。因此，在控制了这些因素之后，增值税政策的效果才会更准确地凸显出来。我们的主要估计结果见表2。所有模型均采用固定效应方法估计，因为豪斯曼检验拒绝了随机效应方法与固定效应方法无系统性差异的原假设。对于我们的研究目的而言，年份、地区和行业等哑变量的系数没有明确的经济含义，因此我们没有报告。

表2：2005年增值税转型的效果

自变量	因变量(面板双重差分模型)				
	新增固定资产(1)	劳均资本(2)	职工人数对数(3)	人均销售额(4)	研发密度(5)
增值税政策	9710.698*** (4.44)	14.922*** (2.87)	-0.102*** (-16.88)	27.175*** (2.59)	-0.0003 (-1.42)
企业规模	2744.951*** (6.23)	-15.017*** (-15.28)	0.317** (276.82)		0.004*** (9.66)
利润	0.489*** (74.73)				
利润率		-10.030*** (-4.51)	-0.068*** (-26.24)	49.270*** (11.25)	-0.007*** (-50.50)
Within-R ²	0.013	0.001	0.163	0.010	0.011
观测值	481335	729043	729043	729043	538924

注：模型(1)的小括号内为z值，其余小括号内为t值。***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著水平。控制变量包括所有制、年份、行业和地区。模型(5)的样本范围为2001—2005年(不含2004年)，且解释变量增加了企业规模二次项。

表2显示，增值税转型政策显著地导致了企业固定资产投资的增加，推论1没有被证伪。在模型(1)中，因变量为新增固定资产。从系数上看，增值税转型政策的效果是非常明显的，平均意义上使得每个企业增加了9710698元的固定资产投资。根据著名的霍夫曼(Hoffmann)定律，工业化的过程在工业内部表现为由轻型工业化向重型工业化转变，这

已经被美国、英国和日本等国的工业化历程所证明。政府选择东北地区作为试点，原因之一是东北地区是老工业基地，历史包袱沉重，亟需提高技术水平，优化产业结构。而固定资产更新是技术升级和产业结构优化的重要手段，增值税转型政策显然在这方面发挥了非常积极的作用。模型（1）显示，企业规模与新增固定资产正相关，因为大企业通常是资本密集型企业，这也是符合直觉的。利润与新增固定资产正相关，这表明利润越多的企业，越是具有扩大投资的实力。所有制哑变量的系数表明，相对于国有企业，其他所有制企业都显著更多地增加了固定资产投资。

在模型（2）中，我们估计增值税政策对劳均资本的影响。增值税转型政策显著地提高了企业的劳均资本，这支持了推论 2。平均而言，增值税转型使劳均资本提高了 14922 元。这说明，增值税转型不仅增加了企业固定资产的绝对数额，而且也提高了企业的资本有机构成。企业规模与劳均资本负相关，这是因为以销售额对数表示的企业规模与职工人数正相关，而后者正是劳均资本的分母。在稳健性检验中，我们以总资产对数表示企业规模，其系数显著为正。至于利润率与劳均资本负相关，这可能是由于资本密集型企业由于行业、市场等因素亏损较多。

模型（3）进一步佐证了上述观点，并肯定了推论 3。在控制了企业规模和利润率之后，增值税转型显著地减少了企业的雇佣人数，平均减少了大约 10% 的雇员。这表明，与产量扩大带来的雇佣人数增加的产出效应相比，资本替代劳动导致企业减少雇佣人数的替代效应更强，因此增值税转型总体上仍然减少了企业的雇佣人数。这可能是因为在实行增值税前后，市场需求比较稳定，因此企业的产销量面临紧的约束。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”（Averch and Johnson, 1962）。增值税转型相当于对固定资产实行了收益率管制，因此扭曲了企业使用生产要素的最优比例。企业的冗员越多，效益会越差，因此利润率与职工人数对数之间呈显著的负相关性。有趣的是，所有制哑变量的系数表明，相对于国有企业，其他所有制企业的雇佣人数显著更少。这很可能是由于国有企业作为宏观经济的“稳定器”，在就业方面面临更多的约束条件，因此更慎重地用资本替代劳动。

当企业用更多资本替代劳动时，资本化水平的提高会导致生产效率的提高。生产效率的提高主要表现为劳动的边际生产力和资本的边际生产力的提高，在经验上意味着企业的人均销售额会更多。模型（4）表明，增值税转型政策显著地提高了企业的人均销售额，从而支持了推论 4。平均而言，增值税转型使人均销售额增加了大约 2 万 7 千元，这是非常明显的效益提升。利润率和人均销售额正相关毫不奇怪。由于以销售额表示的企业规模和人均销售额存在相互的影响，因此我们没有加入这个变量。不过，在稳健性检验中，我们使用总资产对数表示企业规模时，增值税政策和利润率的系数依然显著为正，同时我们发现企业规模与人均销售额显著正相关，这说明大企业的确具有规模经济优势。

当企业可以更便宜地购进固定资产时，它们是否有激励投资于研究设备进行自主创新呢？模型（5）的回归结果表明，增值税转型政策并没有显著提高企业的研发密度，这与推论（5）是一致的。这其实也不难理解，因为引进技术设备可以立即得到增值税抵扣的优惠，但是自主研发则要承受技术风险和市场风险。虽然自主研发也需要采购一定的固定资产，但这种正的互补效应显然小于负的替代效应。许多经验研究发现，企业规模与研发密度之间存在倒 U 型关系，原因是一方面规模经济有助于企业投入研发，但是另一方面当规模大到垄断地位时，又会削弱企业继续投入研发的激励。因此，我们增加了企业规模的二次项作为解释变量。结果表明，企业规模的一次项系数显著为正，而二次项系数显著为负（系数为 -0.0002，t 值为 -10.89），这与现有的理论和经验研究是一致的（Aghion 等，2005；聂辉华等，2008）。尽管规模更大的企业有更高的研发密度，但是利润率与研发密度却呈现负相关关系。这可能是由于中国的企业在面临跨国公司的竞争时，投入自主技术创新的预期收

益太少。我们以利润率为因变量，利用2001—2005年的数据集进行回归发现，研发密度对利润率的影响显著为负^⑨。以研发费用为因变量进行回归时，增值税政策的效应同样不显著。

(二) 稳健性检验

到目前为止，我们还有几个问题有待解决。首先，我们要确保我们在表2中估计的处理组与对照组之间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完全是由于增值税转型政策导致的，而不是受其他因素的影响。尽管我们加入了一些解释变量或控制变量（例如企业规模、利润），但仍然无法排除其他因素的影响。除非我们可以证明，在实行增值税转型政策之前，处理组和对照组在我们关注的因变量方面不存在显著的差异。为此，我们选择了最靠近政策年份的2002和2003年作为样本年份，对处理组和对照组进行双重差分估计。在控制了企业规模、利润或利润率以及行业、所有制之后，我们关心的关键解释变量是处理组虚拟变量和年份虚拟变量的交叉项。表3的估计结果表明，在2004年实行增值税改革之前，对照组和处理组之间并不存在显著差异。这就说明，我们在表2中估计的结果是增值税转型政策的净效应。

表3：2002—2003年处理组和对照组的差异

自变量	因变量（混合截面双重差分模型）				
	新增固定资产(6)	劳均资本(7)	职工人数对数(8)	人均销售额(9)	研发密度(10)
处理组	-1971.436 (-1.84)	19.368** (5.96)	0.127** (9.84)	-15.594 (-0.73)	0.00005 (0.31)
2003年	600.718** (1.99)	0.563 (0.57)	-0.054** (-13.69)	9.429 (1.45)	-0.00003 (-0.65)
处理组 ×2003年	1870.094 (1.32)	7.556 (1.65)	-0.031 (-1.67)	8.760 (0.29)	-0.00007 (-0.28)
观测值	165158	185342	185342	185342	185342

注：小括号内为t值。***和**分别表示1%和5%的显著水平。控制变量包括企业规模、利润或利润率、所有制和行业。

第二个潜在问题是，在非平衡面板中，可能有少数企业为了获得增值税转型的优惠而在2004年之后迁入东北地区，这样就会出现样本的自选择问题。为了排除这种情况，我们构建了2001—2003年和2005年平衡面板数据集。因为国家统计局是根据企业注册所在地进行统计的，所以这样可以完全剔除那些后来迁入东北地区的样本企业。使用同样的方法，回归的结果见表4。此时，增值税转型政策对新增固定资产投资和职工人数对数的影响依然显著，对劳均资本和人均销售额的影响不显著，但是对研发密度有显著的负效应。这从一定程度上说明，增值税转型政策对企业研发行为产生了负面影响。当我们将这一结果与模型（5）相联系时，其含义更加清晰。

表4：增值税转型的效果

自变量	因变量（平衡面板双重差分模型）				
	新增固定资产(11)	劳均资本(12)	职工人数对数(13)	人均销售额(14)	研发密度(15)
增值税政策	11755.38*** (3.77)	11.748 (1.10)	-0.091*** (-11.24)	12.001 (0.95)	-0.0007** (-2.10)
企业规模	2235.796***	-19.380***	0.332**		-0.001**

	(2.78)	(-7.57)	(170.28)		(-2.20)
利润	0.555*** (65.70)				
利润率		-29.571** (-5.73)	-0.050** (-12.63)	37.107** (6.13)	-0.004*** (-25.20)
Within-R ²	0.012	0.001	0.178	0.021	0.006
观测值	176273	193708	193708	193708	193708

注：方程（11）的小括号内为z值，其余小括号内为t值。***和**分别表示1%和5%的显著水平。控制变量包括所有制、年份、行业和地区。模型（15）的解释变量增加了企业规模二次项。

为了利用更多的信息，我们将 2004 年数据包括到 1999—2005 年数据集中，使用类似的方法进行面板双重差分估计。与不含 2004 年的估计结果相比，结果基本没有改变，并且增值税政策的系数绝对值略微变小了。这是因为增值税转型政策在 2004 年还没有完全发挥作用，因此部分地抵消了 2005 年的刺激效应，或者其刺激效应小于 2005 年。这表明从经济政策的制定到执行的确存在一个时滞。考虑到人均销售额受市场需求的影响，因此我们也使用了与市场需求没有直接关系的人均产值作为生产率的代理指标，结果发现增值税仍然显著地提高了生产率。此外，由于研发密度是大于 0 并且服从正态分布的连续变量，为了得到更有效和更一致的估计量，我们使用了随机效应的面板 Tobit 方法，估计结果无实质性变化^⑥。

此外，我们还构建了一个包括 2004 年前后各一年的平衡面板数据。为了对比，我们也分别利用 2001、2002 和 2003 年的数据和 2005 年的数据构建两年混合截面数据集。两种数据集的回归结果见附录表 A4。尽管两年的平衡面板和混合截面在信息量上远不如七年（1999—2005 年）的非平衡面板，而且混合截面回归的结果可能是有偏的，但是回归的结果与我们的主要结果并无太大差别。当我们用总资产对数表示企业规模时，结果也没有实质变化。

尽管双重差分模型是强有力的政策分析工具，但是 Bertrand 等（2004）指出，如果数据集在年份上存在序列相关性，那么双重差分模型估计的显著性会被高估。但是本文的估计结果基本上不存在这个问题。第一，我们使用的数据集是小 T、大 N 的，序列相关性应该不严重；第二，我们在假设了存在一阶自相关之后，重新进行回归，所有的结果也没有质的变化。

上述稳健性检验表明，我们的主要估计结果是比较稳健的。特别是在影响新增固定资产投资方面，所有不含 2004 年数据的样本都证实了增值税政策的显著效应。

六、结论

2004 年在东北三省实行的增值税转型为研究税收政策对企业的影响提供了一个极好的“自然实验”。我们利用 1999—2005 年中国国有及规模以上工业企业数据库，使用面板双重差分模型从经验上考察了增值税转型对东北地区企业在固定资产投资、技术创新和雇佣等行为的微观影响，以及企业的策略性行为对产业结构升级和就业的宏观影响。

我们的研究表明，将生产型增值税改革为消费型增值税显著地提高了企业的固定资产投资，有利于企业优化产业结构和提高生产率。但是企业生产效率的改进主要是通过购进固定资产来实现的，而不是通过自主技术创新来实现的。当企业用更多资本替代劳动时，对就业水平造成了一定的负面冲击。我们尚无法判别增值税转型所带来的总体社会福利效应。就加快设备更新、促进产业结构升级的政策目标而言，增值税转型的确发挥了预期的作用。然而，在当前世界经济普遍低迷、我国面临严峻的就业压力的情形下，政府必须注意增值税转型对

总体经济带来的负面影响。在继续鼓励企业进行技术升级的同时，如何扶持大企业进行有效的自主技术创新，同时鼓励劳动密集型的中小企业吸纳更多就业，应该成为在全国范围内推广增值税转型政策时必须考虑的问题。

(作者单位: 聂辉华、方明月, 中国人民大学经济学院, 企业与组织理论研究中心; 李涛, 中央财经大学经济学院)

注释

①烟草制品业、非金属矿物制品业和金属制品业等污染密集型的工业企业不属于受惠行业, 这表明增值税转型具有优化产业结构的政策取向。

②东北包括黑龙江、吉林和辽宁, 环渤海包括北京、天津、河北和山东, 东南包括上海、江苏、浙江、福建和广东, 中部包括河南、湖北、湖南、安徽和江西, 西南包括重庆、四川、云南、海南、贵州和广西, 西北包括山西、陕西、甘肃、宁夏、内蒙古、新疆、青海和西藏。

③在控制了企业规模之后, 研发密度的系数为-1.388, t 值为-49.89, 显著水平为 1%。

④非线性双重差分模型的交叉项系数不能直接解释为处理效应, 但是其符号和线性双重差分模型中交叉项的符号具有一样的意义 (Athey and Imbens, 2006; Puhani, 2008)。

参考文献

- 安体富:《增值税改革事不宜迟》,《瞭望》,2007年第33期。
- 国家统计局:《中国统计年鉴2007》,中国统计出版社,2007年。
- 聂辉华、谭松涛、王宇锋:《创新、企业规模和市场竞争力—基于中国企业层面面板数据的分析》,《世界经济》,2008年第7期。
- 张欣:《增值税转型会使我国就业形势雪上加霜》,《经济观察报》2008年11月29日。
- Aghion, Philippe, Nicholas Bloom, Richard Blundell, Rachel Griffith, and Peter Howitt, 2005, "Competition and Innovation: An Inverted U Relationship", *Quarterly Journal of Economics*, 20(2): 701-728
- Athey, S. and G. Imbens, 2006, "Identification and Inference on Nonlinear Difference-in-Differences Models", *Econometrica*, 74: 431-497
- Averch, Harvey and Leland L. Johnson, 1962, "Behaviour of the Firm under Regulatory Constraint", *American Economic Review*, 52(5): 1052-1069.
- Bertrand, Marianne, Esther Duflo and Sendhil Mullainathan, 2004, "How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates?" *Quarterly Journal of Economics*, 119(1): 249-75.
- Di Tella, Rafael and Ernesto Schargrodsky, 2004, "Do Police Reduce Crime? Estimates Using the Allocation of Police Forces after a Terrorist Attack", *American Economic Review*, 94(1): 115-133
- Eissa, Nada O., 1995, "Taxation and Labor Supply of Married Women: The Tax Reform Act of 1986 as a Natural Experiment", NBER Working Paper No. W5023
- Feldstein, Martin, 1995, "The Effect of Marginal Tax Rates on Taxable Income: A Panel Study of the 1986 Tax Reform Act", *Journal of Political Economy*, 103(3): 551-572
- Hu, Albert G. Z., Gary H. Jefferson, Qian Jinchang, 2005, "R&D and Technology Transfer: Firm-Level Evidence from Chinese Industry", *Review of Economics and Statistics*, 87(4): 780-786
- Puhani, Patrick, 2008, "The Treatment Effect, the Cross Difference, and the Interaction Term in Nonlinear 'Difference-in-Differences' Models", IZA working paper no.3478
- Scherer, F.M., 1965, "Firm Size, Market Structure, Opportunity, and the Output of Patented

Inventions”, *American Economic Review*, 55(5): 1097-1125

Wooldridge, Jeffrey M., 2000, *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, South-Western College Publishing

附录

表A1：全部样本关键变量的描述性统计

变量	单位	观测值个数	均值	标准差	最小值	最大值
新增固定资产	千元	577136	2360.742	87741.18	-1.34e+07	2.55e+07
劳均资本	千元	925008	80.795	352.286	0	179577
职工人数	个	925008	286.228	1042.258	1	166857
人均销售额	千元	925008	294.905	1149.642	0.192	677060
研发密度	%	538924	0.2	1.84	0	742.7
销售额	千元	925008	70682.34	577063.6	1000	1.25e+08
利润率	%	925008	0.8	26.6	-10102.07	99.8

注：1999年缺少新增固定资产数据，1999、2000和2004年缺少企业研发密度数据。

表A2：全部样本关键变量的相关系数矩阵

	新增固定资产	劳均资本	职工人数	人均销售额	研发密度	销售额
劳均资本	0.048					
职工人数	0.201	0.014				
人均销售额	0.018	0.391	-0.012			
研发密度	0.007	0.015	0.018	-0.002		
销售额	0.282	0.068	0.609	0.134	0.013	
利润率	0.014	-0.035	-0.017	0.030	-0.330	0.015

表A3：增值税政策与企业规模、利润和利润率的关系

因变量	自变量、系数及t值			观测值	Within-R ²
销售额对数	增值税政策 -0.0003 (-0.03)	职工人数 0.0001 (79.97)	固定资产 1.26e-07 (20.32)	729043	0.16
利润	增值税政策 -2863.808 (-4.56)	销售额对数 4546.237 (39.16)	工资总额 0.266 (128.00)	729043	0.044
利润率	增值税政策 -0.001 (-0.30)	销售额对数 0.075 (92.37)	工资总额 -7.85e-09 (-0.63)	538924	0.031

注：所有回归均控制了哑变量，包括所有制、年份、行业和地区等。

表 A4: 两年数据的增值税转型效果

因变量	平衡面板双重差分模型			混合截面双重差分模型		
	2001/2005	2002/2005	2003/2005	2001/2005	2002/2005	2003/2005
新增固定资产	8995.866* (1.92)	14444.85*** (3.75)	11748.53*** (3.33)	6448.024*** (4.92)	6512.201*** (5.83)	6262.47*** (5.39)
劳均资本	15.604 (0.91)	17.844 (1.31)	7.568 (0.84)	13.046** (1.78)	12.695* (1.84)	6.927 (1.14)
职工人数对数	-0.120*** (-9.80)	-0.101** (-10.23)	-0.062** (-9.05)	-0.229*** (-24.16)	-0.222*** (-23.64)	-0.208*** (-22.70)
人均销售额	28.137 (1.69)	-1.010* (-1.72)	20.893 (1.38)	94.487*** (10.59)	93.842*** (7.23)	96.754*** (8.99)
研发密度	-0.002*** (-3.14)	-0.0001 (-0.19)	-0.00007 (-0.22)	-0.0003 (0.76)	0.0008** (2.47)	0.00006 (0.21)

注: 小括号内为 t 值或 z 值。***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著水平。

Impacts of VAT Transformation on Firm Behavior and Performance

---From the Evidence of Northeastern China

Nie Huihua^a, Fang Mingyue^b, Li Tao^c

(a,b. School of Economics, Renmin University of China, Beijing 100872)

(c. School of Economics, Central University of Finance and Economics, Beijing 100081)

Abstract: Using properties of “natural experiment” of VAT transformation policy in Northeastern China since 2004, this paper for the first time investigates influences of VAT transformation on China firms’ fixed asset investment, employment behavior, innovative activities, and productivity, and furthermore to discuss impacts of firm behavior on industrial structural upgrade and employment situation by difference-in-differences model in China firm-level panel. We find that VAT transformation promotes firms’ fixed asset investment significantly, and increases firms’ capital-labor ratio and productivity; while enhancing firms’ productivity is mainly by means of substituting labor with capital, rather than independent technical innovation; meanwhile, VAT transformation decreases employment distinctly. Our findings have essential policy implication on the extension of VAT transformation policy in the national scale.

Key words: value-added tax, firm, fixed asset, employment, difference-in-differences