
基础设施对中国企业出口行为的影响： “集约边际”还是“扩展边际”

盛丹 包群 王永进*

内容提要 本文运用中国工业部门 1998 ~ 2001 年的企业数据,采用 Heckman 两阶段选择模型考察了基础设施对中国企业出口行为的影响。研究表明,除网络基础设施外,其他各项基础设施的建设对中国企业的出口决策和出口数量均具有显著的促进作用,而且从标准化系数来看,基础设施的建设对出口决策的影响相对较大。这说明基础设施的建设对中国贸易增长的影响更多体现在扩展的边际,不是集约的边际。此外,我们还发现:(1) 基础设施的建设能够促进内资企业的出口决策和出口数量的增加,但对外资企业却起到了相反的作用。(2) 研发投入对企业出口行为的影响存在明显的所有制差异。研发投入能够促进外资企业的出口决策和出口数量,而对内资企业的作用恰恰相反。

关键词 基础设施 出口决策 贸易增长模式

一 引言

基础设施的提高在中国经济增长中的重要作用得到 Fleisher 和 Chen(1997)、Mody 和 Wang(1997) 以及 Démurger(2001) 等经验研究的证实。现有文献普遍认为出口贸易在中国经济的快速增长中扮演了重要角色,那么影响中国出口贸易扩张的因素

* 盛丹、包群:南开大学经济学院 300071 电子信箱:cindydd6@163.com(盛丹);王永进:厦门大学国际贸易系 361005。

作者感谢中央高校基本科研业务费专项资金(ZK1011) 和国家社会科学基金(10CGJ021) 的资助,感谢匿名审稿人提出的建设性意见,当然,文责自负。

有哪些? 基础设施建设对中国出口贸易又起到了何种作用? 本文基于 1998 ~ 2001 年中国工业部门的企业数据, 利用 Heckman 两阶段选择模型来考察基础设施对中国企业出口行为的影响。

值得强调的是, 现有关于基础设施与贸易的研究多是在传统国际贸易理论框架下, 运用跨国样本从宏观角度探讨基础设施对一国或者特定地区出口绩效的影响, 虽然也有少数学者考察了单一国家基础设施对本国出口贸易和社会福利的作用,^①但忽略了基础设施对一国内部企业行为的影响。对于广大发展中国家来说, 其基础设施建设存在明显的地域差异, 从而成为制约其经济发展的关键性因素之一。^② 从客观现实来看, 中国各地区之间在基础设施方面的差异也较为明显。图 1 列出了各省市自治区(下文简称各省), 在 2008 年的公路网密度(公里/平方公里)。从图 1 可知, 上海的公路网密度最高, 为 1.8543, 而内蒙古、新疆和青海相应的数据仅为 0.0926、0.0508 和 0.0453, 还不到上海的 5%。

本文从新贸易理论的视角, 在企业层面探讨了基础设施对中国企业出口行为的影响机制, 并分析基础设施对中国出口增长模式的重要作用。我们的研究试图回答如下问题: 基础设施水平对中国企业出口的影响究竟体现在“集约的边际”还是“扩展的边际”? 中国目前的基础设施水平能否推动企业出口的增长, 对企业的出口行为发挥怎样的作用? 具体地, 基础设施的提高是推动了企业出口数量的增长, 还是通过降低企业在出口过程中的贸易成本, 从而使更多的企业选择了出口?

本文通过区分基础设施对出口贸易的集约边际与扩展边际影响, 能够更为准确地评价基础设施对出口贸易的影响。企业所有制结构是影响中国经济发展的重要因素, 这也体现在出口企业的所有制差异上。随着大量外资企业进入中国, 外资企业在中国出口贸易的快速扩张中扮演了重要角色, 因而有必要区分基础设施建设对内、外资企业的差异性影响。鉴于此, 我们通过进一步区分企业所有制差异, 考察基础设施投入的影响是否因所有制结构的不同而存在差异。

① Donaldson (2008) 运用 1861 ~ 1930 年英国殖民时期印度的铁路基础设施的相关数据, 考察了基础设施对印度贸易环境和社会福利的作用机制。作者发现铁路基础设施能够通过降低贸易成本、缩减区域间的价格差以及改善贸易环境最终促进印度贸易的发展。

② 现有考察区域基础设施影响的文献也大多针对发展中国家展开。Démurger (2001) 从基础设施的角度来解释中国地区经济增长的差距。金煜等 (2006) 的研究表明道路和通讯方面的基础设施建设对地区的工业集聚具有显著的影响。胡鞍钢和刘生龙 (2009) 考察了交通基础设施对中国经济发展的外部溢出效应。李涵和黎志刚 (2009) 则考察了基础设施对企业存货的影响, 这些研究均表明基础设施对企业存货、地区差距、工业集聚和中国的经济增长具有重要影响。

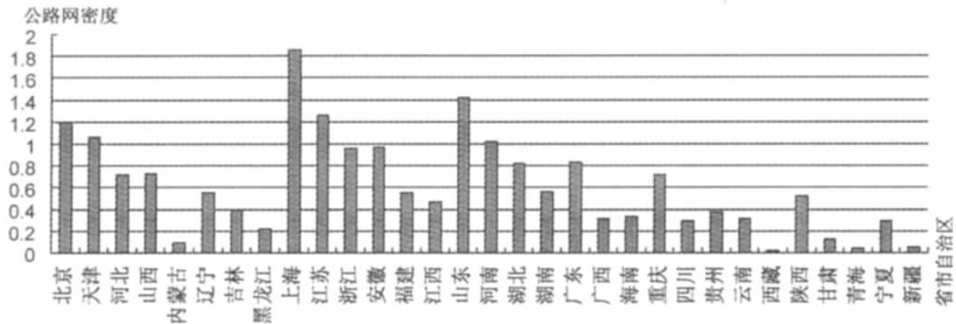


图1 2008年各省市自治区公路网密度

说明: 公路网密度的计算公式为, 公路里程数/土地面积, 单位为公里/平方公里。

资料来源: 2009年《中国统计年鉴》。

二 相关文献回顾

什么决定了国际分工与出口模式? 传统国际贸易理论认为, 贸易模式取决于国家之间的要素禀赋差异。以 Krugman(1979) 为代表的新贸易理论则强调规模经济的作用, 认为规模经济是国际专业化分工形成的重要因素之一。以 Melitz(2003) 为代表的新新贸易理论认为厂商在生产及贸易方面的决策主要取决于其自身的生产率水平。实际上, 无论是传统的贸易理论还是近期的新新贸易理论, 厂商的出口行为主要受两类因素的影响: 一是企业进入国际市场的固定成本, 在可变成本给定的情况下, 固定成本的高低将直接决定着企业是否选择出口; 二是出口厂商的可变成本, 这决定了企业在市场上是否具有竞争力, 也最终决定了企业出口数量的多少。国际贸易理论的发展与演变引发了众多文献采用国别或者分部门的贸易数据, 对这两类因素进行考察, 即企业是否选择出口与企业出口数量的多少。^①

遵循这一思路, 基础设施对企业出口行为的影响体现在两个方面。首先, 基础设施能够降低企业出口的固定成本。交通和通讯等各项基础设施的完善, 减少了出口过程中的运输和通讯成本, 降低了风险和不确定性, 从而使更多的企业选择出口。这一作用通常表现在出口企业数目的增加, 因而也被称为企业出口的扩展边际(extensive

^① Chaney(2008) 基于 Melitz 模型从企业层面理论探讨了包括贸易成本等因素对企业是否出口以及出口规模的影响, 对国际贸易这两类不同扩张模式的考察通常是基于引力模型, 如 Felbermayr 和 Kohler(2006) 等。有关中国出口贸易的扩张模式问题研究较具代表性的包括钱学锋(2008)、钱学锋和熊平(2010)。

margin)。其次,基础设施能够减少出口厂商的可变成本。快捷便利的交通和通讯网络使企业能够对库存水平进行及时调整,减少了企业库存采购成本,提高产出效率。在固定成本给定的情况下,基础设施的改善能够增加企业的出口规模与贸易流量,这种出口增长方式通常被称为企业出口的集约边际(intensive margin)。

现有文献大多从运输成本的角度,探讨了基础设施对出口贸易数量的影响。Bougheas 等(1999)在李嘉图模型的基础上,通过将运输成本和基础设施内生化,分析了基础设施对出口贸易的作用机制。他们的研究发现:对于基础设施投资水平达到最优的国家,基础设施的水平和贸易流量之间存在正向的关系,并且基础设施数量和质量的差异可能会造成运输成本的不同,而国家间运输成本的不同进而会造成在国际市场上竞争能力的差异。Limão 和 Venables(2001)选用1990年98个非洲撒哈拉沙漠地区国家的相关数据,运用引力模型检验了本国及贸易流经国基础设施对运输成本进而对贸易流量的影响。他们发现一国的基础设施完善程度能够解释沿海国家40%的运输成本,而本国和运输线路经过国的基础设施能够解释内陆国家60%的运输成本。这表明基础设施的水平在很大程度上是运输成本和双边贸易流量的重要决定因素。Fujimura 和 Edmonds(2006)以新经济地理和新贸易理论为理论基础,考察了1981~2003年湄公河流域内,跨境的公路基础设施发展与双边贸易的关系。他发现公路基础设施对区域内国家间进出口的平均弹性超过0.4。与其方法不同,Stone 和 Strutt(2009)运用可计算一般均衡模型,检验了基础设施对湄公河流域内的6个东亚国家18类商品进出口贸易的影响,并得到了相类似的结论。

此外,Nordås 和 Piermartini(2004)运用2000年138个国家的跨国样本,检验了单项基础设施指标对一些特殊部门出口绩效的影响。研究发现港口效率对双边贸易的影响最大。就基础设施对部门双边贸易而言,电话线密度对于汽车部门双边贸易具有重要作用,通关的时间和机场的密度对服装部门影响相对较大,而纺织品部门更多地受距离和关税的影响。

Francois 和 Manchin(2007)运用1988~2002年104个国家的双边贸易数据,检验了基础设施水平对出口数量和出口决策的影响。作者发现在控制了关税偏好、发展水平和距离等因素之后,基础设施水平不但显著影响双边出口水平,还影响出口发生的可能性,出口国基础设施每提高1%会使出口额增加0.176,出口的概率增加0.038。Edwards 和 Odendaal(2008)运用类似的模型方法,使用2005年包含117个国家的跨国样本,考察了基础设施质量对出口流量和出口决策的影响。作者通过构建双边贸易伙伴基础设施质量的最大值和最小值指标,探讨了国家间基础设施的差异如何通过运输

成本对贸易流量产生影响。结果表明两个贸易伙伴间的最低水平的基础设施对运输成本和贸易的影响最大,并且这一结论对于单个基础设施指标(港口、航空运输、铁路和通讯)仍然成立。Rojas 等(2005)使用了1985~1995年跨截面的5个安第斯共同体国家的相关数据,考察了基础设施对双边贸易的影响,指出便捷的基础设施不仅能够提高进出口数量,而且对于能否进行贸易活动具有决定性的作用。

此外,也有少数学者讨论了基础设施供给对行业劳动生产率和比较优势的作用。Yeaple 和 Golub(2007)计算了1979~1997年18个发达国家和发展中国家的10个制造业行业全要素生产率,分析了公路、通讯和电力供给对部门全要素生产率的影响,并检验了基础设施对不同国家部门产出组成的影响。作者发现基础设施供给的增加提高了大多数部门的全要素生产率,表明国家间技术差异很大程度取决于基础设施。

三 模型的设定

(一) 计量模型

本文考察对象是中国分省区分行业的企业出口行为。正如大部分文献所强调的,本研究的一个难点问题是在出口型企业往往只是小部分样本企业,即大部分企业产品销售仅限于国内市场(零贸易现象)。显然,如果将出口额为零的非出口企业也包括在回归样本中,或是简单地将零贸易量进行忽略或者剔除,将不可避免导致估计结果的偏误(Westerlund and Wilhelmsson,2009)。原因在于只有当零贸易的发生是随机时,忽略或者剔除零贸易量才可能不会造成偏差。而事实往往并非如此,因为那些地处相对优越基础设施状况的企业更有可能选择出口,而那些所在区域基础设施较差的企业将支付更高的出口固定成本,即企业的出口决策或者零贸易的发生并不是随机事件,而是受当地基础设施状况的影响。因此,将那些非出口企业排除在外,仅对出口企业进行回归是采用了一个自我选择样本(self-selection sample)而不是随机样本。这种非随机的数据筛选本身就导致了有偏的估计(Coe and Hoffmaister,1998)。

针对估计模型的样本选择偏差问题,Heckman(1979)构造的两阶段选择模型提供了一个较好的解决方法。^①为此,我们采用 Heckman(1979)的模型方法,将企业的出

^① Heckman 模型被广泛应用于出口贸易的研究,如 Francois 和 Manchin(2007)、Edwards 和 Odendaal(2008)采用该模型方法考察了基础设施对双边贸易的影响。Karpaty 和 Kneller(2005)运用该方法检验了 FDI 流入对瑞士国内企业出口的作用。Lawless 和 Whelan(2008)在该模型分析框架下运用爱尔兰企业数据考察了厂商异质性对出口的影响。Helpman 等(2008)则将该估计模型应用到企业劳动生产率与双边贸易的研究中,并指出其方法提供了对贸易增长的集约边际和扩展边际的估计。

口贸易模型分为两个阶段:第一个阶段是 probit 的出口选择模型,即首先考察企业是否选择出口,第二个阶段为修正的出口数量模型,进一步考察出口企业的出口数量受到哪些因素的影响。具体模型为:

$$Pr(\exp_i = 1) = \Phi(\alpha_1 \text{inf}_i + Z_i' \alpha_2) \quad (1)$$

$$\text{export}_i = \gamma_1 \text{inf}_i + Z_i' \gamma_2 + \gamma_3 \lambda_i + \xi_i \quad (2)$$

其中,若 $\exp_i^* > 0$,则 $\exp = 1$;若 $\exp_i^* \leq 0$,则 $\exp = 0$ 。方程(1)是 Heckman 第一阶段的 probit 出口选择模型,其中 $Pr(\exp_i = 1)$ 表示企业 i 出口参与的概率; $\Phi(\cdot)$ 表示标准正态分布的概率分布函数。 \exp_i^* 表示企业 i 的潜在出口数量, export_i 表示企业 i 的实际出口数量。 \exp_i 表示企业 i 是否选择出口(1 表示出口,0 表示不出口); inf_i 表示企业 i 所在地区的基础设施状况; Z_i' 表示其他影响企业 i 出口的因素, α_1 、 α_2 、 γ_1 、 γ_2 、 γ_3 表示回归系数, ξ_i 表示残差项。

方程(2)是修正的 Heckman 第二阶段出口数量模型。与普通最小二乘方法不同的是该方程中加入了 λ_i 项(逆米尔斯比, inverse Mill's ratio),用于克服样本的选择性偏差。如果我们剔除 λ_i 项进行简单的 OLS 回归(即方程(3)),可能会出现估计结果的偏差。因为在方程(3)中出口企业与残差 u_i 正相关,这就意味着出口数量观测值的样本可能有一个平均值大于零的 u_i 。在这种情况下两个阶段的异质随机误差就是相关的,选择性的问题就会导致最小二乘回归有偏。

$$\exp_i^* = \gamma_1 \text{inf}_i + Z_i' \gamma_2 + u_i \quad (3)$$

Heckman(1979)通过加入一个 λ_i 解决了这个问题,即首先通过第一阶段的回归得到 λ_i ,然后将 λ_i 加入到出口数量的估计模型中。由于 λ_i 与样本误差 $u_i - E(u_i | \exp_i = 1)$ 呈线性关系并且具有 0 均值,从而保证了估计结果的无偏性。具体地,根据方程(1)可以得到 λ_i 的表达式:

$$\lambda_i = \varphi(\alpha_1 \text{inf}_i + Z_i' \alpha_2) / \Phi(\alpha_1 \text{inf}_i + Z_i' \alpha_2) \quad (4)$$

其中 $\varphi(\cdot)$ 表示标准正态分布的概率密度函数。如果 λ_i 不为零,并且在统计上显著,就表明样本选择的偏差是存在的,因而支持了我们采取 Heckman 模型这种有效方法。

(二) 控制变量的选择

在 Heckman 模型中,我们除了包含主要考察的变量 λ_i 之外,还包含了一些影响企业出口的其他因素 Z_i 作为模型中的控制变量,具体包括:

1. 企业的全要素生产率(tfp)。以 Melitz(2003) 为代表的新新贸易理论强调了企业出口与生产率之间的关系,认为企业生产率的差异是企业出口行为选择的决定因

素。由于企业在从事对外贸易活动中不可避免地面临各种风险、不确定性和各项费用等出口的固定成本,因而只有那些生产率较高的企业才有可能克服出口所必需的固定成本;那些生产率较为低下的企业由于无法克服固定成本,只能供应国内市场。我们在模型中加入全要素生产率这一变量,以考察中国企业的出口行为是否符合新新贸易理论的理论假说。

2. 企业获得的补贴收入(*sub*)。出口补贴作为一种战略性贸易政策具有两方面的作用,一方面能够降低企业的出口成本,增加企业在国际市场上的竞争力;另一方面根据新贸易理论的相关理论,在不完全竞争的市场下政府如果对那些存在规模经济、外部经济的部分幼稚行业或者尚不健全行业进行出口补贴,会扩大本国厂商在国际市场上的市场份额,有利于提高本国厂商竞争力。很多中国企业之所以选择出口,并非因为其本身的竞争力较强,而在很大程度上是为了获得政府的财政补贴和税收优惠。因此,补贴收入可能是中国企业选择出口的主要动力之一。为此,我们在模型中加入该项,以考察企业出口行为是否受国家补贴的影响。

3. 工人的工资(*ppwage*)。根据传统的要素禀赋理论,劳动力禀赋比较丰裕的国家应该更多出口劳动力密集型的产品。中国拥有大量的剩余劳动力,劳动力的价格比较低,并且所从事的也多是出口加工工业,需要的技术水平比较低,工人的工资也相对较低,这就使工人的工资与企业出口之间存在着一定的负向关系。另外,根据新新贸易理论,只有劳动生产率比较高、盈利性比较好的企业才会选择出口,这些企业支付的工资也往往比只供国内消费的企业要高。这一理论又说明工资与企业的出口存在一定的正向关系。为此,我们加入工资变量,以检验工资的作用方向。

4. 企业所有制结构。本文加入国有资本(*gyzb*)、私人资本(*srzb*)、外商资本(*wszb*)和港澳台资本(*gaotzbi*)变量主要是为了考察企业中各类资本所占份额是否会对企业的出口行为产生差异性影响。Wang(2003)研究表明国有资本投资的绩效低于非国有资本投资。国有企业存在诸多弊端,在国际市场上缺乏竞争力。而私人资本比重较高的企业运营较为灵活,能够有效地调整经营战略,因而在国际市场上具有较强的竞争力,相应地其选择出口的可能性也更大。此外,对于外商资本和港澳台资本占比较大的企业,多为出口导向型企业,且其出口贸易方式也多为加工贸易,为此,这两类企业的出口倾向相对较高。

5. 研究开发费(*prdf*)。内生增长理论(Grossman and Helpman,1995)认为技术创新能力会影响企业的技术竞争力,从而对其出口绩效产生影响。中国企业虽然可以通过技术溢出、技术引进和直接的技术购买获得国外的先进技术,但是提高企业自身创

新能力最根本的因素之一是研究开发费用的支出。Mowery 和 Oxley(1995)认为技术开发能力能够使企业生产出质量更高、性能更好以及成本也更低的产品,从而提升企业在国际市场上的竞争能力。为此,我们加入了研究开发费用一项,并预计其系数为正。

四 变量的度量及样本描述

(一) 变量的度量

$expor$ 为出口交货值,我们用名义出口交货值与价格指数之比得到。^①

对于基础设施变量(Inf),我们采用了4个不同的存量指标进行度量,即 way 、 $rail$ 、 $phone$ 、 $internet$ 。其中, way 、 $rail$ 为各省的公路网、铁路网密度,分别用各省的公路里程、铁路里程与当地的地理面积之比进行测度。 $phone$ 、 $internet$ 为电话、互联网的平均用户数,分别用各省电话用户、互联网用户占总人口的比重进行度量。

我们采用 Levinsohn 和 Petrin (2003) 的半参数方法来估计企业全要素生产率(tfp),该方法能够有效地消除 OLS 回归过程中的内生性和选择性偏差。回归方程为:

$$va_t = \beta_0 + \alpha k_t + \beta_1 l_t + \omega_t + \eta_t = \beta_1 l_t + \phi(k_t, m_t) + \eta_t \quad (5)$$

其中小写字母表示对变量取对数值。下标 t 表示第 t 年, va_t 表示企业的实际工业增加值,用企业的名义工业增加值与价格指数之比获得。 k_t 表示资本存量,我们参照 卮朋等(2008)的做法,用固定资产净值年平均余额作为固定资产存量的代理变量,并用固定资产投资价格指数进行了平减。 l_t 表示劳动投入,用各企业每年从业人员的平均人数进行测度; m_t 为实际中间品投入,用企业中间投入合计与价格指数之比计算得到; η_t 为残差项。在这里 $\phi(k_t, m_t)$ 是资本和中间品投入的函数,即 $\phi(k_t, m_t) = \beta_0 + \alpha k_t + \omega_t(k_t, m_t)$ 。由此我们可以得到 Levinsohn - Petrin(LP) 方法的企业全要素生产率,计算如下:

$$tfp_t^{LP} = va_t - \beta_1^* l_t - \alpha^* k_t \quad (6)$$

企业的实际补贴收入(sub),用企业的名义补贴收入与价格指数之比进行测度。

工人的实际平均工资($ppwage$)为企业本年应付名义工资总额与该年企业从业人员平均人数之比。我们采用价格指数进行平减。^②

① 价格指数为工业总产值的现值与工业总产值实际值之比。

② 考虑到本文的样本为企业样本,采用样本中的价格指数比用年度的价格指数进行平减更为准确,在这里本文没有采用年度的价格指数进行平减。

gyzb、*srzb*、*wszb*、*gaozb* 分别用国有资本、私人资本、外商资本和港澳台资本与实收资本之比获得。

实际研发费用(*prdf*) 为企业的名义研发费用与价格指数之比。

(二) 样本统计描述

本文大部分企业指标的原始数据均来自于国家统计局的《工业企业统计年报》，包括企业的出口交货值、工业增加值、工业总产值的现值、工业总产值实际值、每年从业人员的平均人数、固定资产净值年平均余额、中间投入合计、补贴收入、本年应付工资总额、国有资本、私人资本、外商资本和港澳台资本、实收资本、研发费用。原始数据统计中存在大量的异常值会影响回归结果，为此我们以企业的利润为标准，剔除了最高和最低 5% 的原始样本。在剔除了部分异常值之后，我们的估计样本共包括 57 703 家企业，样本期间为 1998 ~ 2001 年。样本包括了农副食品加工业、食品制造业、饮料制造业、纺织服装鞋帽制造业、医药制造业、通用设备制造业、交通运输设备制造业、通信设备计算机及其他电子设备制造业和仪器仪表及文化办公设备制造业共计 9 个两分位行业，并且每个企业的数据均统计到 4 分位行业。各省的公路里程、铁路里程、电话用户数、互联网用户数来自 1999 ~ 2002 年《中国统计年鉴》，固定资产投资价格指数来自 2009 年《中国统计年鉴》。

表 1 各变量的基本统计特征

变量	观测数	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>export</i>	54 850	13 918.17	95 118.9	0	4 954 411
<i>way</i>	57190	0.4167	0.1963	0.0019	0.9586
<i>rail</i>	57 190	0.0176	0.0158	0	0.0690
<i>phone</i>	28 698	0.1493	0.0907	0.0218	0.3827
<i>internet</i>	37 151	0.4738	0.8288	2.66E-05	2
<i>tfp</i>	51 217	525.3246	1013.954	0.0360	43 985.18
<i>sub</i>	54 850	125.2975	1610.717	-19426	137 969.8
<i>ppwage</i>	54 771	9.3401	45.5135	-1.4726	7 364.438
<i>gyzb</i>	57 254	0.5602	0.4691	-0.2730	1.062
<i>srzb</i>	57 254	0.0294	0.1299	-0.0011	1.2730
<i>wszb</i>	57 254	0.1240	0.2910	0	1
<i>gaozb</i>	57 254	0.1280	0.2996	-0.0001	1
<i>prdf</i>	54 850	52.1564	1646.216	0	202 731.3

说明: 经作者统计整理得到。

五 结果及分析

(一) 初步回归

我们首先采用 1998 ~ 2001 年中国制造业行业的企业出口数据,考察基础设施对中国企业出口决策和出口数量的影响。为了检验本文结论的稳健性,我们分别采用 4 个不同的基础设施指标进行了回归分析。回归结果如表 2 所示。

表 2 初步回归结果

	<i>way</i>		<i>rail</i>		<i>phone</i>		<i>internet</i>	
	选择方程	出口方程	选择方程	出口方程	选择方程	出口方程	选择方程	出口方程
<i>Inf</i>	0.19*** (4.97)	463.15*** (4.99)	-7.47*** (-16.93)	-9013.53*** (-8.05)	0.16 (1.32)	682.20** (2.30)	-0.04 (-0.57)	-259.98 (-1.37)
<i>tfp</i>	1.84*** (23.59)	78.52*** (46.84)	1.78*** (22.95)	76.94*** (50.80)	1.65*** (15.51)	76.44*** (30.10)	1.71*** (19.16)	80.94*** (47.10)
<i>sub</i>	0.75*** (11.09)	8.64*** (11.29)	0.75*** (11.11)	8.35*** (11.83)	0.66*** (7.05)	7.96*** (6.28)	0.88*** (10.78)	8.54*** (10.76)
<i>ppwage</i>	-0.17 (-0.63)	4.06*** (4.12)	0.51 (0.03)	4.65*** (5.34)	-0.11 (-0.41)	2.63** (2.21)	-0.42 (-0.82)	4.81*** (4.17)
<i>gyzb</i>	-0.62*** (-29.10)	-1129.00*** (-11.83)	-0.69*** (-33.13)	-1157.57*** (-12.62)	-0.59*** (-19.38)	-1115.34*** (-7.85)	-0.58*** (-22.80)	-1025.72*** (-9.75)
<i>srzb</i>	0.04 (0.87)	152.80 (1.34)	-0.06 (-1.41)	-10.98 (-0.10)	-0.00 (-0.07)	45.54 (0.28)	-0.01 (-0.20)	54.54 (0.39)
<i>wszb</i>	1.04*** (36.83)	1619.08*** (15.35)	1.03*** (36.54)	1512.33*** (15.89)	1.07*** (26.82)	1692.11*** (10.13)	1.12*** (32.78)	1859.71*** (14.32)
<i>gaozb</i>	0.92*** (33.03)	1441.15*** (14.91)	0.84*** (29.92)	1263.36*** (15.18)	0.92*** (23.47)	1477.36*** (9.80)	1.04*** (30.98)	1694.59*** (13.84)
<i>prdf</i>	-0.11*** (-3.44)	-1.36 (-1.73)	-0.11*** (-3.36)	-1.28 (-1.79)	-0.97*** (-2.77)	-0.87 (-1.07)	-0.10*** (-3.12)	-1.58** (-2.03)
λ		236 888.4*** (14.56)		218 915.5*** (14.93)		239 792.0*** (9.39)		233 366.9*** (12.43)
hydm	是	是	是	是	是	是	是	是
t	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	50 725		50 725		25 149		32 840	

说明: 括号内数值为回归系数的 t 统计值; ***, ** 和 * 分别为 1%、5% 和 10% 的显著性水平。hydm 和 t 分别代表 2 分位行业固定效应和时间固定效应。表 3、表 5 和附表同。

表2估计结果表明,以地区公路网密度(*way*)和平均电话用户数(*phone*)衡量的基础设施对中国企业的出口决策和出口数量起到了显著的正向作用。而*rail*和*internet*两项为负且部分显著。因此,通过4类基础设施度量指标可以发现,不同的基础设施变量对企业出口行为的影响存在显著的差异。由于本文采用微观企业数据集来探讨基础设施的影响,这一结果表明了不同的基础设施状况对企业个体影响的差异很显著。

进一步,表2估计结果是否受本文核心解释变量基础设施的内生性影响,这也是已有文献广泛强调的问题(Kamps, 2005; Canning and Pedroni, 2008)。从本文采用的地区层面样本来看,东部沿海地区基础设施建设明显领先于中、西部内陆省市。这从图1关于各地区公路网密度的统计分析中可以看到东部地区普遍存在的基础设施优势。更为重要的是,各地区基础设施投入与出口贸易之间可能存在双向的因果关系,即一方面基础设施投入通过降低交易成本为企业出口提供便利,另一方面出口贸易的持续、快速扩张反过来也会影响基础设施建设。这一状况在东部地区尤为明显。大量企业选择出口以及出口规模的扩张为繁荣当地经济发展提供了外部动力,也为地方财政收入提供了重要的来源,从而为基础设施建设提供资金支持。企业出于提高竞争力以及降低出口成本的要求,通常也会产生对改善原有基础设施状况的要求,寻求更高质量的基础设施水平。因此,不仅基础设施会影响出口贸易,出口贸易还可能会对地区的基础设施水平产生作用。显然,基础设施与出口行为的内生性将导致表2基于OLS的估计结果出现误差。为了克服基础设施的变量内生性问题,我们通过引入合适的工具变量来进行处理。

(二) 基于工具变量法的再估计

严重的变量内生性会使得最小二乘法估计可能有偏和非一致,通常的改进方法是寻找一个与基础设施关系密切但独立于出口贸易的变量作为工具变量进行两阶段最小二乘法估计。为此,本文选取各省区地形的平坦程度和1985年的公路网密度作为基础设施的工具变量。对于地形的平坦程度,我们用各省市平地面积占土地面积的比重来衡量,该数据来自中国科学院地理科学与资源研究所的中国自然资源数据库。1985年公路网密度,用1985年各省区公路里程与当地的地理面积之比进行测度(单位:公里/平方公里),该数据来自1986年《中国统计年鉴》。

对于工具变量的选择,一般而言需满足以下两个条件:首先,该工具变量本身应该是外生的;其次,该工具变量与内生变量之间存在较强的相关性。遵循这一原则,我们选用上述两个工具变量的原因如下。

(1) 各地区的地形平坦程度。一个地区的地形状况不仅对该地的交通运输和通

信成本有重要影响,而且还会影响交通和通信基础设施的建设和使用。从现实来看,在公路和铁路建设较为落后的地区,其自然和地理条件也相对较差,建设成本往往相对较高,从而使基础设施建设相对落后或者不足。另外,即使在这些地区能够建立完善的交通和通信基础设施,其运营和维护成本也相对高,这就进一步限制了基础设施的投资激励。基于上述分析,我们认为地形平坦程度能够对一个地区的基础设施建设产生重要影响。同时,各地地形状况是在长期的地壳运动中形成的,因此满足外生性条件。

(2) 1985年各地公路网密集度。1985年的公路网密度反映了历史上各地区的基础设施状况。由于基础设施建设具有一定的历史延续性,早期基础设施较为发达的地区,需要再建设和维护的成本都较低,从而使当前基础设施水平依然较高。为此,该工具变量与基础设施之间存在较强的相关性。历史的公路网密度与当前的出口数量之间的相关性较低,能较好地满足外生性条件。

运用工具变量两阶段最小二乘法,我们对模型进行了重新估计,回归结果如表3所示。为了考察工具变量与基础设施之间的相关性,我们在回归结果中报告了第一阶段的F值。同时,为检验工具的有效性,我们分别对工具变量进行了识别不足检验、弱识别检验和过度识别检验。

从表3的回归结果我们可以看出:

1. 各个回归组合中,第一阶段的F值均大于10。根据Staiger和Stock(1997)的研究,运用两阶段最小二乘法进行估计,第一阶段的F值在10以上,表明本文选取的工具变量与基础设施之间存在较强的相关性。对工具变量的弱识别检验结果显示,在1%的显著水平上拒绝工具变量弱识别的原假设,这进一步说明工具变量与内生变量之间具有较强的相关性。同时,所有回归组合均在1%的显著水平上,拒绝识别不足检验的原假设,而过度识别检验相伴概率均在0.5以上,表明我们无法在10%的显著水平上拒绝工具变量是过度识别的原假设,因此我们的工具变量是外生的。

2. 与之前的初步回归结果相比,*rail*和*internet*的回归结果有较大的改变,但*internet*的回归结果并不显著。这说明网络基础设施虽然对中国企业的出口决策和出口数量起到了促进作用,但是这一效果并不明显。产生这种结果的可能原因在于中国目前的网络建设还不健全,对企业出口并没有发挥显著的作用。从整个回归结果来看,不论是以公路、铁路,还是以电话基础设施作为解释变量,基础设施对企业出口决策和出口数量的估计系数均显著为正。这表明本文的结果较为稳健,基础设施不仅促进企业的出口决策,提高了出口的扩展边际,而且还提高了企业出口数量或出口的集约边际。

表 3 基于工具变量法的 Heckman 回归结果

	<i>Way</i>		<i>rail</i>		<i>phone</i>		<i>internet</i>	
	选择方程	出口方程	选择方程	出口方程	选择方程	出口方程	选择方程	出口方程
<i>Inf</i>	0.26*** (2.48)	424.42*** (6.15)	2.87*** (2.92)	4381.58*** (7.14)	0.88** (2.35)	1196.56*** (4.03)	1.08 (0.61)	2428.41 (1.87)
<i>tfp</i>	0.18*** (23.60)	62.82*** (94.70)	0.18*** (23.54)	62.99*** (104.46)	0.16*** (15.59)	54.99*** (44.81)	0.17*** (19.11)	67.44*** (80.56)
<i>sub</i>	0.75*** (11.09)	9.67*** (35.41)	0.75*** (11.12)	9.78*** (37.24)	0.66*** (7.08)	8.37*** (17.49)	0.88*** (10.77)	10.05*** (27.80)
<i>ppwage</i>	-0.17 (-0.66)	-26.08*** (-3.28)	-0.74 (-0.50)	-4.43 (-0.56)	-0.15 (-0.54)	-18.75 (-1.71)	-0.40 (-0.77)	-82.09*** (-7.28)
<i>gyzb</i>	-0.61*** (-24.42)	-1199.67*** (-36.16)	-0.62*** (-28.48)	-1244.78*** (-39.05)	-0.54*** (-14.35)	-925.15*** (-15.08)	-0.57*** (-17.63)	-1157.27*** (-26.81)
<i>srzb</i>	0.05 (1.04)	104.30*** (3.30)	0.05 (1.07)	104.46*** (3.40)	0.04 (0.62)	58.82 (1.31)	0.01 (0.24)	48.71 (1.01)
<i>wszb</i>	1.04*** (36.76)	1731.64*** (40.95)	1.06*** (36.97)	1779.01*** (45.68)	1.07*** (26.72)	1567.37*** (17.16)	1.13*** (32.91)	2067.01*** (31.14)
<i>gaozb</i>	0.91*** (32.93)	1522.67*** (39.94)	0.96*** (31.87)	1607.28*** (41.12)	0.93*** (23.53)	1360.86*** (16.28)	1.05*** (30.99)	1878.44*** (29.49)
<i>prdf</i>	-0.11*** (-3.45)	-2.47*** (-11.14)	-0.12*** (-3.58)	-2.53*** (-11.42)	-0.98** (-2.81)	-1.79*** (-7.73)	-0.11** (-3.25)	-2.76*** (-10.19)
λ		248674.5*** (36.41)		251382.1*** (43.02)		212060.7*** (14.31)		265681.0*** (27.23)
hyd _m	是	是	是	是	是	是	是	是
t	是	是	是	是	是	是	是	是
识别不足检验		5706.04 (0.00)		9239.43 (0.00)		2056.71 (0.00)		1320.31 (0.00)
弱识别检验		3213.17 (0.00)		5646.03 (0.00)		1119.01 (0.00)		687.46 (0.00)
过度识别检验		0.30 (0.5831)		0.12 (0.7295)		0.16 (0.6836)		0.40 (0.5268)
第一阶段 F 值		1613.99		1140.56		1746.75		2.3e+06
样本量	50 725	50 725	50 725	50 725	25 149	25 149	32 688	32 688
R ²		0.27		0.27		0.24		0.29

那么,基础设施对哪一种边际的影响更大?或者说基础设施对出口贸易的影响主要是通过集约边际还是扩展边际?为了对这一问题进行考察,我们将基础设施的估计系数进行了标准化。具体计算公式为: $b1' = b1 \cdot s(infra) / s(dummy)$; $b2' = b2 \cdot s(infra) / s(pexport)$ 。其中, $b1$ 和 $b2$ 分别表示第一阶段和第二阶段回归中基础设施项的估计系数。 $s(\cdot)$ 表示该变量的标准差。 $b1'$ 和 $b2'$ 表示标准化之后的估计系数。若 $b1' > b2'$, 则说明基础设施对出口的“扩展边际”的影响超过集约边际,反之亦然。计算结果如表4所示。

表4 基础设施估计系数的标准化比较

	<i>way</i>	<i>rail</i>	<i>phone</i>
$b1'$	0.1098	0.0972	0.1719
$b2'$	0.0876	0.0729	0.1141

由表4的结果可知,以公路、铁路和电话线密度等指标度量的基础设施水平,其对出口扩展边际的影响均大于集约边际,即 $b1' > b2'$ 。这说明从总体来看基础设施的建设能够促进贸易的增长,并且这种增长在很大程度上源自于出口企业数

量的增加,即基础设施对中国贸易增长的促进作用,是通过扩展的边际来实现的,而非集约的边际,这是之前的研究所忽略的。

3. 从全要素生产率(*tfp*)来看,中国企业的的生产率与企业出口决策和出口数量呈正相关关系,并且在统计上是显著的。这一结论与唐宜红和林发勤(2009)的研究结论相一致,并且符合新新贸易理论的理论预期,即企业的生产率是其选择出口的决定性因素。企业的补贴收入(*sub*)对于出口决策和出口数量起到了正的作用,并且均在1%的统计水平上显著。工人的工资(*ppwage*)与企业的出口决策、出口数量之间存在负相关关系,在统计上部分不显著。此处结果与中国出口企业的特征较为吻合。中国出口企业多集中于劳动密集型部门,企业出口决策与国际竞争力很大程度上取决于相对丰裕而廉价的劳动力成本优势。

国有资本比重(*gyzb*)较高对于出口决策、出口数量具有负的影响,并且二者在统计上都显著。与国有资本比重相反,私人资本比重(*srzb*)越高越能促进企业的出口决策,提高企业出口数量。外商资本和港澳台资本比重(*wszb*、*gaozb*)越高的企业越倾向于参与出口活动,这与中国的事实相符合。据统计,2001~2008年中国外资企业出口占中国总出口的比重均在50%以上,^①这表明中国的外资企业出口倾向明显,在很大程度上带动了中国的出口。中国企业的研发经费支出(*prdf*)与企业出口倾向和出口

① 数据来源于2002~2009年《中国统计年鉴》。

的数量均呈负相关关系,说明中国企业选择出口并不是依靠自主创新和研发活动的推动,技术创新不是中国本土企业出口比较优势的来源。

(三) 区分所有权的回归结果

为了进一步考察企业所有权的差异对出口决策和出口数量的影响,在初步回归的基础上,我们按照内资企业和外资企业将样本分为两类,重新对模型进行了回归,回归结果如表5所示。^①

表5分类估计结果证实了企业所有制结构对企业出口决策与出口数量的显著影响。具体而言,可以得到以下主要结论。

1. 对于内资企业,中国各项基础设施的存量对企业的出口决策和出口数量增多均起到了促进作用,并且在统计上是显著的。这说明中国各项基础设施的改善对于内资企业的出口增长发挥了重要作用。铁路、公路等基础设施的完善,减少了出口过程中的运输成本和协调成本,降低了对外贸易中的不确定性,有利于内资企业的出口决策和出口数量的增加。然而对于外资企业而言,基础设施的作用却相反。基础设施的改善的改善对外资企业的出口决策和出口数量均起到了抑制的作用,并且这种作用在统计上显著。可能的原因在于:一方面,基础设施投资的增加改善了外资投资和经营的环境,吸引了更多FDI的流入,国内良好的市场环境和优惠的政策待遇,使更多的外资企业由原来的出口贸易改为在当地市场进行内销,从而减少了企业的出口;另一方面,基础设施的改善使更多的内资企业选择出口,这在一定程度上加大了国际市场的竞争程度,缩小了市场份额,从而不利于外资企业的出口。

2. 全要素生产率(*tfp*)对内、外资企业的出口决策和出口数量均起到了显著的促进作用,与表3的总体结果一致。这表明无论是内资企业还是外资企业,生产率的提高均有利于出口决策和出口数量的增加。补贴收入(*sub*)促进了中国内资企业的出口决策和出口数量,而对外资企业的出口决策和出口数量却起到了负面的作用。这一结论符合中国的现实。为了促进内资企业的出口,中国政府采取出口补贴以及出口退税等政策,使企业在国际市场上更具竞争力。而外资企业没有这些优惠政策,在同等条件的情况下不利于外资企业的出口。工人工资(*ppwage*)与内、外资企业的出口决策和出口数量呈负相关关系,但在统计上并不显著。原因在于内资和外资企业从事的多为劳动密集型产业,工人工资水平的提高将不利于它们的出口决策和出口数量。研发经费(*prdf*)对内资企业的出口决策和出口数量都起到了抑制作用,而对外资企业起到了

^① 限于篇幅,我们将 *phone* 和 *internet* 的回归结果列于附表。

基础设施对中国企业出口行为的影响 “集约边际”还是“扩展边际”

表 5

区分所有制的回归

	<i>way</i>				<i>rail</i>			
	内资企业		外资企业		内资企业		外资企业	
	选择方程	出口方程	选择方程	出口方程	选择方程	出口方程	选择方程	出口方程
<i>Inf</i>	1.32*** (9.70)	1032.97*** (8.82)	-0.70*** (-6.11)	-1072.83*** (-2.59)	17.07*** (9.79)	16691.14*** (10.21)	-6.38*** (-7.20)	-4265.66** (-1.68)
<i>tfp</i>	0.39*** (34.38)	36.18*** (20.21)	0.19** (2.15)	61.51*** (58.86)	0.40*** (34.28)	42.11*** (20.36)	0.21** (2.31)	60.08*** (66.86)
<i>sub</i>	0.98*** (11.96)	8.41*** (37.34)	0.68 (0.64)	1.75* (1.97)	0.97*** (11.76)	8.97*** (36.98)	0.54 (0.50)	1.24 (1.44)
<i>ppwage</i>	-0.59 (-0.34)	-5.63 (-1.84)	-0.54 (-0.88)	84.61 (1.48)	-0.41 (-0.25)	-4.24 (-1.37)	-0.79 (-1.31)	97.07 (1.69)
<i>gyzb</i>	-0.17*** (-4.81)	-118.51*** (-10.91)	-0.39*** (-7.67)	-783.37*** (-3.40)	-0.21*** (-6.47)	-201.36*** (-12.64)	-0.35*** (-6.96)	-345.74*** (-2.47)
<i>srzb</i>	0.13 (1.66)	97.85*** (4.30)	0.02 (0.29)	144.46** (2.21)	0.10 (1.25)	100.56*** (4.66)	0.03 (0.45)	130.74** (2.00)
<i>wszb</i>	2.20*** (7.75)	2622.50*** (21.09)	0.72*** (20.00)	1355.91*** (4.21)	2.15*** (7.45)	2920.42*** (21.73)	0.72*** (19.96)	756.31*** (3.66)
<i>gaozb</i>	1.46*** (4.41)	1411.13*** (11.00)	0.59*** (16.66)	1139.93*** (4.23)	1.60*** (4.67)	1830.16*** (12.34)	0.53*** (14.81)	598.73*** (4.00)
<i>prdf</i>	-0.35*** (-5.98)	-3.18*** (-17.21)	0.46** (2.15)	2.54*** (3.69)	-0.35*** (-6.00)	-3.65*** (-18.06)	0.52** (2.30)	1.80*** (2.91)
λ		93064.6*** (10.88)		294899.9*** (3.40)		118380.8*** (12.40)		132470.3** (2.35)
hyd _m	是	是	是	是	是	是	是	是
t	是	是	是	是	是	是	是	是
识别不足检验		996.15 (0.00)		1479.63 (0.00)		779.32 (0.00)		3464.14 (0.00)
弱识别检验		514.62 (0.00)		796.69 (0.00)		399.64 (0.00)		5820.91 (0.00)
过度识别检验		3.04 (0.08)		0.48 (0.48)		6.24 (0.01)		1.12 (0.62)
第一阶段 F 值		5642.80		4296.48		4971.92		3601.31
样本量	30 298	30 298	20 427	20 427	30 298	30 298	20 427	20 427
R ²		0.33		0.28		0.32		0.28

促进作用。这说明一方面,中国的内资企业管理相对落后,对创新资金的利用效率低,不利于企业出口;另一方面,相对而言,外资企业则能够充分利用研发经费进行技术创新,从而有助于劳动生产率的提高以及出口决策和出口数量的增加。

六 结论

本文运用中国 1998 ~ 2001 年的工业企业数据检验了基础设施与企业出口行为之间的关系,发现基础设施水平的提高能够改善企业的出口决策,使更多的企业选择出口。同时对于出口企业而言,基础设施的改善能够增加它们的出口数量。通过系数标准化,我们还发现,基础设施对出口决策的影响要明显高于出口数量,这说明中国基础设施更多是促进出口贸易“扩展的边际”增长。出现这一结果可能与中国出口贸易的方式有关,即以加工贸易为主。加工贸易主要是利用中国的劳动力优势,从事加工贸易的企业也多是劳动密集型,并不注重技术创新和生产率的提高。因此,基础设施更多的是影响企业出口的固定成本,降低出口的门槛,从而增加了出口企业数量,而对出口量影响不大。

在对样本区分了内资企业和外资企业之后,我们发现对于内资企业而言,基础设施水平的提高能够促进企业的出口决策,增加企业出口数量,对于中国出口贸易的增长发挥重要的作用。然而,基础设施的改善对外资企业作用却恰恰相反。基础设施的改善对外资企业的出口决策和出口数量均起到了抑制的作用,并且在统计上显著。

此外,我们还发现:(1) 中国企业的全要素生产率与企业出口决策和出口数量呈正相关关系,并且在统计上显著,这一结论符合新贸易理论的理论预期。(2) 补贴收入总体上能够促进企业的出口决策和出口数量,并且这种作用主要体现在对内资企业的影响方面。(3) 工人工资与内、外资企业出口决策和出口数量均呈现负向关系,这与我国出口企业的特征相吻合。(4) 国有资本比重较高不利于企业出口决策和出口数量增加,而私人资本、外商资本和港澳台资本的增加有利于企业的出口决策和出口数量的增加。(5) 研发投入不是决定中国企业出口的主要依靠因素,技术创新和生产率提升尚未成为中国比较优势的来源。总体而言,研发投入对企业出口决策和出口数量产生了负的影响,但是对于所有制不同的企业存在差异。研发投入能够有效地提高外资企业的出口数量,对内资企业起到了负面作用。

参考文献:

- 胡鞍钢,刘生龙(2009):《交通运输、经济增长及溢出效应—基于中国省际数据空间经济计量的结果》,《中国工业经济》第5期。
- 金煜、陈昭 and 陆铭(2006):《中国的地区工业集聚:经济地理、新经济地理与经济政策》,《经济研究》第4期。
- 李涵、黎志刚(2009):《交通基础设施投资对企业库存的影响—基于我国制造业企业面板数据的实证研究》,《管理世界》第8期。
- 元朋、许和连 and 艾洪山(2008):《外商直接投资企业对内资企业的溢出效应:对中国制造业企业的实证研究》,《管理世界》第4期。
- 钱学锋(2008):《企业异质性、贸易成本与中国出口增长的二元边际》,《管理世界》第9期。
- 钱学锋、熊平(2010):《中国出口增长的二元边际及其因素决定》,《经济研究》第1期。
- 唐宜红、林发勤(2009):《异质性企业贸易模型对中国企业出口的适用性检验》,《南开经济研究》第6期。
- Bougheas, S.; Demetriades, P. O. and Morgenroth, E. L. W. “Infrastructure, Transport Costs, and Trade.” *Journal of International Economics*, 1999, 47, pp.169 – 189.
- Canning, D. and Pedroni, P. “Infrastructure, Long – run Economic Growth and Causality Tests for co Integrated Panels.” *The Manchester School*, 2008, 76(55), pp.504 – 527.
- Chaney, T. “Distorted Gravity: the Intensive and Extensive Margins of International Trade.” *American Economic Review*, 2008, 98(4), pp.1707 – 1721.
- Coe, D. and Hoffmaister, A. “North – South trade: Is Africa Unusual.” *Journal of African Economics*, 1998, 8(2), pp.228 – 256.
- Démurger, S. “Infrastructure Development and Economic Growth: An Explanation for Regional Disparities in China?” *Journal of Comparative Economics*, 2001, 29(1), pp.95 – 117.
- Donaldson, D. “Railroads of the Raj: Estimating the Impact of Transportation Infrastructure.” Job Market paper London School of Economics, 2008.
- Edwards, L. and Odendaal, M. “Infrastructure, Transport Costs and Trade: A New Approach.” TIPS Small Grant Scheme Research Paper Series, 2008.
- Felbermayr, G. and Kohler, W. “Exploring the Intensive and Extensive Margins of World Trade.” *Review of World Economics*, 2006, 142(4), pp.642 – 674.
- Fleisher, B. M. and Chen, J. “The Coast – Noncoast Income Gap, Productivity and Regional Economic Policy in China.” *Journal of Comparative Economics*, 1997, 25(2), pp.220 – 236.
- Francois, J. and Manchin, M. “Institutions, Infrastructure and Trade.” World Bank Policy Research working paper, 2007, No. 4152.
- Fujimura, M. and Edmonds, C. “Impact of Cross – border Transport Infrastructure on Trade and Investment in the GMS.” ADB Institute discussion paper, 2006, No. 48.
- Grossman, G. and Helpman, E. *Innovation and Growth in the Global Economy*. MIT Press, 1995, .
- Heckman, J. J. “Sample Selection Bias as a Specification Error” *Econometrica*, 1979, 47(1), pp.153 – 161.
- Helpman, E.; Melitz, M. and Rubinstein, Y. “Estimating Trade Flows: Trading Partners and Trading Vol-

- umes." *Quarterly Journal of Economics*, 2008, 123(2), pp.441-487.
- Kamps, C. "Is There a Lack of Public Capital in the European Union?" EIB papers, 2005.
- Karpaty, P. and Kneller, R. "Demonstration or Congestion? Export Spillovers in Sweden." University of Nottingham Research Paper, 2005, No. 2005/44.
- Krugman, P. R. "Increasing Returns, Monopolistic Competition, and International Trade." *Journal of International Economics*, 1979, 9(4), pp.469-479.
- Lawless, M. and Whelan, K. "Where Do Firms Export, How Much, and Why?" Working papers, School of Economics, University College Dublin, 2008, No.200821.
- Levinsohn, J. and Petrin, A. "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables." *Review of Economic Studies*, 2003, 70(2), pp.317-341.
- Limão, L and Venables, A. "Infrastructure, Geographical Disadvantage, Transport Costs and Trade." *World Bank Economic Review*, 2001, 15(3), pp.451-479.
- Melitz, M. J. "The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity." *Econometrica*, 2003, 71(6), pp.1695-1725.
- Mody, A. and Wang, F. Y. "Explaining Industrial Growth in Coastal China: Economic Reforms and What Else?" *World Bank Economics Review*, 1997, 11(2), pp.293-325.
- Mowery, D.C. and Oxley, J. E. "Inward Technology Transfer and Competitiveness: the Role of National Innovation System." *Cambridge Journal of Economics*, 1995, 19(1), pp.67-93.
- Nordås, H. K. and Piermartini, R. "Infrastructure and Trade." *WTO Staff Working Paper*, 2004, No. ERSD-2004-04.
- Rojas, G. E. A.; Calfat, G. and Flôres J. R. G. "Trade and Infrastructure: Evidences from the Andean Community." Economics working papers, 2005, No.580.
- Staiger, D. and Stock, J. "Instrumental Variables Regression with Weak Instruments." *Econometrica*, 1997, 65(3), pp.557-586.
- Stone, S. and Strutt, A. "Transport Infrastructure and Trade Facilitation in the Greater Mekong Subregion." *ADB Working Paper*, 2009, No.130.
- Wang, C. "The Relative Economic and Technical Performance of Foreign Subsidiaries in Chinese Manufacturing Industry." *Journal of Asian Business*, 2003, 19(2), pp.55-67.
- Westerlund, J. and Wilhelmsson, F. "Estimating the Gravity Model without Gravity Using Panel Data." *Applied Economics*, 2009, 7(9), pp.1466-4283.
- Yeaple, S. R. and Golub, S. S. "International Productivity Differences, Infrastructure, and Comparative Advantage." *Review of International Economics*, 2007, 15(2), pp.223-242.

基础设施对中国企业出口行为的影响 “集约边际”还是“扩展边际”

附表

分所有制的回归

	<i>phone</i>				<i>internet</i>			
	内资企业		外资企业		内资企业		外资企业	
	选择方程	出口方程	选择方程	出口方程	选择方程	出口方程	选择方程	出口方程
<i>Inf</i>	3.64*** (6.58)	2013.27*** (4.76)	-1.45*** (-4.25)	-1298.51 (-1.22)	19.04*** (6.79)	16066.27*** (2.74)	-8.13*** (-5.35)	-5797.46 (-0.61)
<i>tfp</i>	0.42*** (25.74)	28.87*** (12.84)	0.60 (0.48)	57.40*** (47.94)	0.40*** (28.69)	41.03*** (5.84)	0.24** (2.44)	66.57*** (32.06)
<i>sub</i>	0.12*** (9.75)	9.40*** (24.66)	-0.54 (-0.34)	-6.00*** (-4.24)	0.13*** (12.32)	9.25*** (9.88)	0.62 (0.56)	0.63 (0.56)
<i>ppwage</i>	-0.15 (-0.58)	-9.36** (-2.25)	-0.26 (-0.35)	60.81 (0.82)	-0.25 (-0.92)	-25.75** (-3.04)	-0.78 (-1.16)	139.30* (1.76)
<i>gyzb</i>	-0.05 (-0.90)	-19.57** (-2.22)	-0.36*** (-5.01)	-484.96* (-1.86)	-0.09* (-1.83)	-71.04*** (-2.93)	-0.33*** (-5.34)	-344.20 (-0.87)
<i>srzb</i>	0.18 (1.55)	92.54*** (2.62)	0.01 (0.13)	95.96 (1.05)	0.21* (1.90)	180.41** (2.08)	0.01 (0.17)	169.17* (1.75)
<i>wszb</i>	2.13*** (5.39)	1761.24*** (10.23)	0.73*** (14.27)	916.38** (2.39)	2.40*** (6.73)	3119.92*** (5.96)	0.85*** (19.46)	1013.07 (1.32)
<i>gaozb</i>	1.17** (2.27)	1013.57*** (6.27)	0.55*** (11.04)	717.62** (2.44)	1.82*** (4.36)	2032.49*** (3.68)	0.74*** (17.18)	877.09 (1.31)
<i>prdf</i>	-0.42*** (-6.68)	-2.92*** (-11.42)	0.52** (2.32)	2.32*** (3.10)	-0.44*** (-7.06)	-4.21*** (-5.12)	0.52** (2.38)	1.30 (1.13)
λ		63 845.8*** (5.75)		175 124.3* (1.69)		109 792.8*** (3.00)		141 464.1 (0.80)
hydms	是	是	是	是	是	是	是	是
t	是	是	是	是	是	是	是	是
识别不足检验		369.05 (0.00)		924.75 (0.00)		52.24 (0.00)		362.02 (0.00)
弱识别检验		188.91 (0.00)		507.80 (0.00)		26.16 (0.00)		185.55 (0.00)
过度识别检验		0.89 (0.34)		0.00 (0.93)		14.45 (0.00)		0.00 (0.96)
第一阶段 F 值		3392.61		2511.95		6.6e+06		7.6e+06
样本量	15 025	15 025	10 124	10 124	18 814	18 814	13 874	13 874
R ²		0.32		0.25		0.33		0.30

(截稿:2010年9月 责任编辑:李元玉)