

远距离贸易、技术变迁与长期经济增长

简泽*

摘要: 改革开放以来,中国经济成功起飞,创造了世界经济发展史上的“中国奇迹”。然而,我们对中国经济起飞原因的认识主要集中在增长核算分析的基础上。在一个非线性增长的视角下,本文的研究显示,在经济转轨过程中,随着各个地区交通运输联系的改善,一些地区的远距离贸易和市场范围逐渐扩展。市场范围的扩展对经济增长的影响不是渐进的,它具有显著的门槛效应。在一些地区市场范围扩展门槛效应的作用下,中国经济从传统技术下的低收入均衡起飞到现代工业技术下的高收入均衡中。通过把市场范围扩展的门槛效应与中国经济增长的非线性行为联系起来,本文揭示了中国从贫困向现代经济增长起飞的一个重要驱动力量。

关键词: 远距离贸易 门槛效应 经济起飞

一、引言

在整个近代史上,中国经济基本上是停滞的,在1820-1952年间,人均GDP还呈现下降的趋势。新中国成立后,尽管做出了巨大的努力,中国经济的增长仍然步履维艰:在1952-1978年间,人均GDP的年均增长率只有2.34%,低于同期世界平均2.56%的水平,中国GDP占世界生产总值的份额从1952年的5.2%下降到1978年的3% (林毅夫,2007)。然而,市场化改革以来,中国的人均收入水平以年均6.6%的速度高速增长,人均GDP从1978年的220美元大幅提高到2005年的1730美元,中国经济开始摆脱“马尔萨斯贫困陷阱”的束缚成功起飞,创造了世界经济发展史上的“中国奇迹”:按照世界银行每天消费1.25美元的贫困线标准计算,在1981年,中国84%的人口生活在贫困线以下,到2006年,这一比例下降到15.6%,在不到30年的时间里,6亿以上的人口摆脱了贫困 (Lin and Wang 2008)。

中国经济从贫困向现代经济增长的转变为我们提出了两个相互关联的问题:“贫困陷阱”为什么能够在那么长的时间里持续存在?近年来,中国经济是怎样摆脱“贫困陷阱”的束缚成功起飞的?这两个问题在理论和实践上都是重要的:一方面,从贫困向现代经济增长的转变是人类经济发展史上最重要的转变之一,因而对这些问题理解是我们认识长期经济发展过程的关键 (Lewis 1956 Murphy et al, 1989 Galor and Weil 2000);另一方面,中国经济的发展在空间上是不平衡的,在东部沿海省份成功起飞的同时,中西部地区的一些省份仍然停留在贫困状态中,于是,理解发达地区经济起飞的机制能够为不发达地区促进起飞的政策提供有益的见解。

在现有的文献中,大规模的物质资本积累和生产效率的改善被认为是近年来中国经济高速增长的主要原因 (Chow, 1993 Wang and Yao 2003)。这些文献建立在增长核算的框架上,因而它们暗含地假定转轨以来的经济增长是一个线性过程——除了全要素生产率的改善以外,国民经济的产出水平与其决定因素之间的关系是不变的。然而,在中国经济从贫困向现代经济增长转变的过程中,一些重要的变量,比如人均收入水平,表现出双峰分布和多重稳定状态的特征,生产的技术结构很可能发生了显著的改变。而且,在长期里,生产要素的积累和效率的改善是内生的,在这个意义上,物质资本积累和生产效率的改善是需要我们解释的现象,而不是解释本身。于是,我们需要探寻物质资本积累和生产效率改善背后更为根本的“基础要素”,以

* 简泽,同济大学经济与管理学院,邮政编码:200092 电子信箱: jianze@tongji.edu.cn

作者感谢匿名审稿人对本文提出的建设性的修改意见,感谢王丹在本文写作过程中提供的帮助。

揭示中国经济从贫困向现代经济增长起飞的基本驱动力。

在人类经济发展史上,从停滞向现代经济增长的起飞是通过工业革命实现的(Lewis 1954; Murphy, et al, 1989; Galor and Weil 2000),在发展经济学和现代经济增长理论的经典文献中,工业革命是具有较高生产率和规模报酬递增特征的大规模工业生产对规模报酬不变的传统小规模分散生产技术的替代(纳克斯, 1967; Murphy et al, 1989; Parente and Prescott 1994)。不过,这种替代不是自然发生的,它需要跨过经济发展的门槛(Murphy, et al, 1989; Azariadis and Allan, 1990; Goodfriend and McDermott 1995):一方面,由于缺乏技术创新能力,一个尚未实现工业化的不发达经济可能面临技术供给的约束;另一方面,现代工业生产具有技术上的不可分性和规模报酬递增的特征,因此,当市场规模小于现代工业生产的最小临界规模时,工业化无利可图,经济停留在低生产率的传统技术中(Murphy et al, 1989)。反过来,经济发展水平的落后又限制了技术的进步和市场规模的扩大。在这个循环积累因果机制的作用下,不发达经济锁定在贫困陷阱中(Myrdal 1957)。

经济史的研究结果表明,中国经济的长期增长不是技术约束的:在英国进行工业革命的时候,中国已经掌握了推动工业革命的几乎所有的关键技术。而且,在随后的一个多世纪里,中国有机会和能力引进先行工业化国家发展起来的先进技术(Landes 2006)。可是,这些技术并没有应用到生产活动中。¹在经济史学家看来,市场范围的扩大是一个社会从传统经济向现代经济增长转变的关键(吴承明, 2003; 赵凌云, 2003)。在中国经济史上,虽然早在明朝初年就开始出现稳定的市场和贸易,但是,由于缺乏交通运输基础设施把地理上分散的市场连接起来,高昂的运输成本使得贸易主要局限在大约 7 万个范围十分狭小的当地市场中:从 14 世纪中期到 20 世纪初,中国的省际间贸易仅占国民产出的 5% ~ 7%,国际贸易也只占国民产出的 1% ~ 2%,以家庭作坊生产为基础的手工业对国民产出的贡献不超过 8%。在长达五个多世纪的时间里,省际间的交通运输网络和远距离贸易几乎没有明显的改变。在市场范围受到严重限制并且各个地区的购买力水平十分低下的情况下,经济缺乏工业化的基本激励。于是,远距离贸易和市场范围的约束被认为是工业革命没有首先发生和迅速扩展到中国的重要原因(Reynolds 1983)。

在从计划经济向市场经济转轨的过程中,通过经济领域各个方面的改革,中国经济发展的一些“基础要素”发生了重要变化:一方面,集市贸易和地方市场逐渐成长起来;另一方面,转轨期间独特的经济和政治制度激发了各级地方政府大规模的交通基础设施建设(张军等, 2007)。随着大规模基础设施建设形成的现代交通网络把地理上分散的地方市场连接起来,地区间的贸易自由度不断增加,远距离贸易逐渐发展,中国经济经历了重要的地区经济一体化过程(Bai et al, 2004; Zhang et al, 2008)。

本文把地区经济一体化过程中一些地区远距离贸易和市场范围的扩展与经济发展的门槛行为联系起来,在一个非线性增长的视角下,为中国经济从贫困向现代经济增长的转变提供一个新的解释性假说。我们的中心论点是,在地区经济一体化的过程中,一些地区的远距离贸易和市场空间范围逐渐扩展。然而,市场范围的扩展对经济发展的影响不是渐进的,它具有典型的门槛效应:当一个地区的市场范围较小从而市场规模低于现代工业生产的最小临界规模时,经济锁定在传统技术下低收入均衡的“贫困陷阱”中。然而,在地区经济一体化的过程中,当一些地区的市场规模随着地区间贸易自由度的增加和市场范围的扩展达到现代工业生产的最小临界水平时,引进和使用规模报酬递增的现代工业生产技术变得有利可图,从而激发了大规模的工业化,于是,这些地区相继从传统技术下低收入的增长均衡起飞到现代工业技术下高收入的增长均衡中,中国经济逐渐摆脱贫困陷阱的束缚,实现从贫困向现代经济增长的起飞。

在经验上,这个假说的核心含义是,一些地区市场空间范围扩展的门槛效应激发了中国经济从传统技术下的低收入政体向现代工业技术下高收入政体的起飞。把单一技术政体的生产函数嵌套在一个非线性的门槛回归模型里,我们发现,在地区经济一体化的过程中,贸易自由度和市场范围的扩展对经济发展具有显著的门槛效应。依据市场范围扩展的门槛效应,我们从近年来中国经济增长的统计数据中内生地识别出两个技术上存在显著差异的增长政体,非线性的两政体门槛回归模型不仅比单一政体模型具有更好地拟合和解释数据的能力,而且,两个政体的生产函数分别显示了传统技术下低收入增长均衡和现代工业技术下高增长均衡预期的技术特征。经验分析的结果表明,市场范围扩展的门槛效应激发了生产技术结构的显著变化,从而为我们的假说提供了系统的经验证据。

¹ 这个问题存在不同的观点,强调技术供给约束的假说请参见林毅夫(2007)。

本文接下来的结构是这样的:第二部分提供一个基本背景;第三部分是一个简单的理论框架,从中演绎出本文的基本假说;第四部分介绍识别和检验假说的计量经济模型;第五部分报告实证分析的结果;最后讨论了研究结果蕴涵的理论和政策涵义。

二、背景与回顾

1978年以来,中国经济经历了市场导向的制度转型,通过经济领域各方面的改革,由家庭和企业组成的基本经济主体逐渐获得了独立的物质利益,并开始拥有生产和交换活动的经营自主权。随着基本经济主体开始在计划经济体制外依据以市场为基础的激励自主从事经济活动,集市贸易和地方市场逐渐成长起来。

在地方市场成长的过程中,中央政府逐步向地方分权,形成了独特的按行政区域进行资源配置的M型的经济结构(Dixit Qian and Roland 1998),地方政府开始具有独立的财政收入。在经济上分权的同时,中国的政治体制保持了相对集中的制度结构,中央政府一直保持着考核、奖惩和晋升地方官员的权力和能力。借助于这种集中的政治结构,中央政府在各级地方官员之间创造了以地方经济增长绩效为基础的“标尺竞争”(Li and Zhou 2005)。在这个背景下,地方政府开始具备促进当地经济增长的激励。在转轨初期,落后的交通设施和昂贵(甚至是禁止性)的运输成本构成了各个地区经济发展的瓶颈。于是,为了促进当地的经济增长,各级地方政府开始大规模地进行道路交通设施建设(张军等, 2007)。改革开放以前,包括铁路、公路和机场在内的基础设施建设主要由中央政府以预算资金的方式提供。随着各个地区的地方政府开始大规模地投入以公路为主的交通运输设施建设,来自地方政府的预算外资金逐渐成为交通运输建设的主要资金来源,到1992年,预算外资金的比例增加到91%(Hayashi et al, 1998)。地方政府大规模的交通运输建设极大地促进了交通运输网络的发展:在1978-2004年间,全国公路运输里程数从89.02万公里增加到187.07万公里,在二十多年的时间里增加了2.1倍。预算外资金的大量投入还使得中央预算资金可以集中配置在跨地区(尤其是跨省份)的铁路、民航和管道运输建设上。从1978-2004年,全国铁路运输里程数从5.17万公里增加到7.44万公里;全国民航运输里程数从14.89万公里增加到204.94万公里;管道运输也从0.83万公里增加到3.82万公里。随着现代交通运输网络把地理上分散的地方性市场连接起来,运输成本逐渐降低,地区间的贸易自由度不断增加,一些地区,特别是交通运输条件较好的东部沿海地区的市场空间范围逐渐扩展。这样,尽管转轨初期一些地区的地方政府采取了贸易保护主义政策,但是,随着地区间交通运输网络的发展,地区间的贸易联系还是显著增强了(张军, 2005)。重要的是,随着地区间贸易联系的不断增强,一些地区的地方政府开始自愿成立协调组织,主动推动地区间的市场一体化进程(徐现祥、李郁, 2005)。国务院发展研究中心组织的一项全国性调查结果表明,企业和非企业单位都认为,二十多年来地方保护主义的严重程度呈现逐步减轻的态势(李善同等, 2004)。在这些物质技术和制度因素的共同作用下,转轨以来中国地区间的经济一体化处于不断加深的进程中(Bai et al, 2004; Zhang et al, 2008),从而极大程度地促进了以东部沿海省份为代表的一些地区远距离贸易和市场范围的扩展。

在地区经济一体化的过程中,以农村乡镇工业的异军突起为标志,一种新的生产模式——工厂体系迅速在交通运输条件比较好、远距离贸易比较发达的东部沿海地区成长,中国经济进入到以大量工业企业的产生和快速资本积累为特征的工业化时期:在1985年,中国只有46.32万个工业企业。到1998年,中国工业企业单位数增加到797.46万个。中国经济的投资率在市场化改革初期大约在25%左右,随着大规模的工业化,固定资本形成一直保持显著上升的趋势,到2004年,投资率增加到44%的水平(吴敬琏, 2005),同时,第二产业增加值占国内生产总值的比重从1980年的44.2%上升到53.0%,依据国民经济的产出结构,中国已经基本实现工业化(陈佳贵、黄群慧, 2005)。

图1描述了1985-2004年间全国30个省份取对数后人均GDP水平的分布,它综合地反映了人均收入水平跨省份和跨时间的变化。该图直观地显示,对数刻度的人均GDP水平没有表现出正态分布的特征。偏度-峰度比或Shapiro-Wilk检验的结果表明¹,即使在1%的显著性水平上,我们也能够拒绝人均GDP水平服从正态分布的原假设。重要的是,这个非正态分布可以分解为两个正态分布的和:第一个正态总体围绕较低的期望人均收入水平6.7374分布,方差为0.5813,它包含样本69.4%的数据;第二个正态总体围绕较

¹ 偏度-峰度比检验卡方统计量的值为36.39,自由度为2, p值为0.000; Shapiro-Wilk检验z统计量的值为5.989, p值为0.000。

高的期望人均收入水平 7.8084 分布, 方差为 0.7380 它包含样本 30.6% 的数据。为了检验这种分解的合理性, 我们用 Pearson (1894) 拟合优度检验方法对这个分解进行了正式的检验, 得到卡方统计量的值为 6.5690, 当自由度为 4 时, 卡方分布 5% 的临界值为 9.488。于是, 我们不能拒绝人均 GDP 的分布可以分解为两个正态分布之和的原假设。人均 GDP 水平的双峰分布意味着, 在 1985 到 2004 年间, 经济增长很可能存在两个收入水平不同的稳定状态。因此, 与这段时间发生的大规模技术变迁和工业化一致, 一些省份相继从低收入政体起飞到高收入政体中, 经济增长表现出典型的非线性特征。

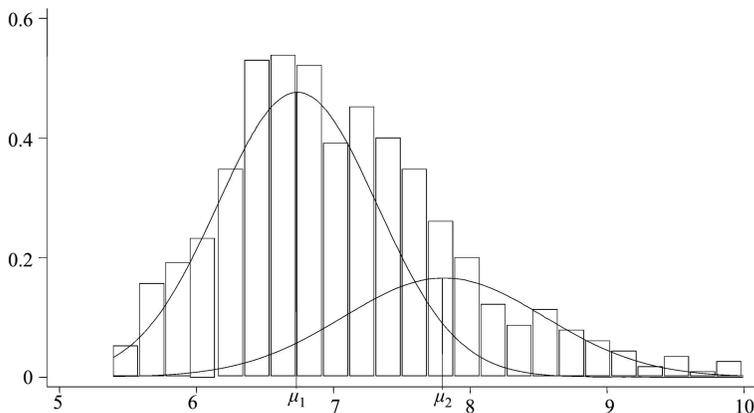


图 1 1985-2004 年间各省份人均 GDP 的分布

三、理论假说

在这个背景下, 我们发展一个简单的概念框架, 这个概念框架把近年来发生的地区经济一体化与中国经济从贫困向现代经济增长的起飞联系起来, 从而在本部分的末尾形成一个新颖的解释性假说。

假定在我们考察的经济里存在两种生产技术: 第一种技术是传统生产技术, 它的生产分散在众多的家庭式手工业作坊中, 生产率水平低并具有规模报酬不变的特征; 第二种技术是现代工业生产技术, 与传统技术比较起来, 它具有更高的要素生产率, 但是, 不管生产多少, 它必须首先投入较大规模的固定资本, 固定资本的不可细分性使得大规模工业生产的技术表现出规模报酬递增的特征。

在标准经济增长理论的框架下, 不同的生产技术对应不同的动态增长路径。在图 2 中, 我们用横轴表示第 t 期的劳均产出水平, 纵轴表示第 $t+1$ 期的劳均产出水平, OA 是从原点出发的 45° 线, 两种技术下的增长函数分别用曲线 G_L 和 G_H 表示出来, 因为现代工业生产技术具有更高的要素生产率, 所以, G_H 位于 G_L 的右边。对于任何一条增长曲线, 当它们位于 45° 线之上时, 第 $t+1$ 期的产出水平高于第 t 期的产出水平, 于是, 地区经济呈现正的增长; 相反, 当它们位于 45° 线之下时, 第 $t+1$ 期的产出水平低于第 t 期的产出水平, 经济呈现负的增长。因此, 增长曲线与 OA 的交点构成了经济增长的动态均衡。在图 2 中, 传统技术条件下低要素生产率的动态增长路径 G_L 和现代工业生产技术下高要素生产率的动态增长路径 G_H 分别收敛于低收入水平的增长均衡 E_L 和高收入水平的增长均衡 E_H 。

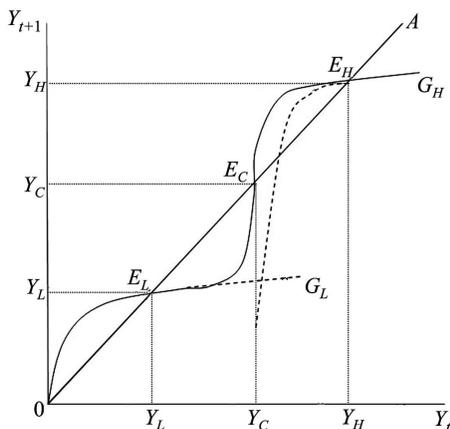


图 2 技术变迁、工业化与经济发展的轨迹

为了描述长期经济发展的轨迹, 我们作出增长函数 G_H 和 G_L 的外包络线, 这条 S 型的外包络线分别与 OA

相交于 E_L 、 E_C 和 E_H ，这意味着，在长期经济发展过程中，经济增长存在三个动态均衡。不过， E_C 是不稳定的：当一个地区的收入水平低于 E_C 对应的收入水平 Y_C 时，经济存在向低收入均衡 E_L 移动的倾向；反过来，如果一个地区的收入水平高于 Y_C ，那么，经济呈现正的增长，并最终收敛到高收入均衡 E_H 上。因为经济增长率的变化方向在 E_C 点发生突然的改变，即长期增长曲线在 E_C 处分岔，所以， E_C 成为一个地区从低收入传统经济向高收入现代工业经济起飞的临界点。

多个增长均衡和经济起飞临界点的存在意味着，长期经济增长是一个典型的非线性动态过程。因此，一个地区从贫困向现代经济增长的起飞必须跨过临界点，实现从传统技术下的低增长路径向现代工业技术下高增长路径的转换。在发展经济学和现代经济增长理论的经典文献中，从传统技术下的低增长路径向现代工业技术下高增长路径的转换构成了工业革命和经济起飞（纳克斯，1967；Murphy et al, 1989；Parente and Prescott 1994）。

在图 2 中，工业革命和经济起飞依赖于一个地区的技术选择。一个地区的技术选择取决于两方面的因素：一是现代工业生产技术的可获得性；二是引进和使用现代工业生产技术的激励。通常，一个发展中经济可以利用后发优势从先行工业化国家中获得具有更高生产率的现代工业生产技术，于是，微观经济主体引进和使用现代工业生产技术的激励就成为一个国家或地区经济起飞的关键。

为了考察微观经济主体引进和使用现代工业生产技术的激励，我们假定代表性产品的传统生产技术和现代工业技术具有这样的形式：传统技术的生产分散在众多的家庭式手工业作坊中，每个生产单位使用 α ($\alpha > 1$) 单位的劳动生产 1 个单位的产品；现代工业生产技术掌握在一个现代工业厂商中，不管生产多少，它必须首先投入固定资本 K ，然后，使用 1 个单位的劳动生产 1 个单位的产品。由于众多手工业生产者的存在，在代表性产品市场的均衡状态，每个生产者的利润为零。如果我们用 w 表示劳动的工资率，那么，市场的均衡价格为 αw 。因为面临众多传统技术生产者的竞争，使用现代工业生产技术的厂商必须制定与传统生产者相同的价格。因为初始时刻固定资本 K 的投入，进入这个市场的现代工业厂商所获得的可变利润至少要能够补偿固定成本，即：

$$(\alpha w - w)Q^* = K \quad (1)$$

其中， Q^* 表示代表性产品的最小临界市场规模，从 (1) 式可以得到：

$$Q^* = K / (\alpha - 1)w \quad (2)$$

(2) 式意味着，只有当市场规模大于 Q^* 时，微观经济主体才具有引进和使用现代工业生产技术的激励。于是，在最小临界市场规模的上下，长期经济增长过程存在两个稳定的均衡：当市场需求规模小于现代工业生产技术的的生产最小临界规模时，经济收敛到传统技术下的低收入均衡 E_L 。在这个均衡状态下，劳动生产率低，从而人均收入水平低，市场需求规模小。与规模报酬递增的现代工业生产技术比较起来，传统生产技术的生产是生产者的理性选择，因此，经济锁定在低收入水平的“贫困陷阱”中；相反，一旦市场规模大于现代工业生产技术的的生产最小临界规模 Q^* ，引进和使用现代工业生产技术变得有利可图，微观经济主体开始引进和使用现代工业生产技术。在工业化的推动下，经济系统起飞到高收入水平的增长均衡 E_H 。这意味着，实现从传统技术下的低增长路径向现代工业技术下高增长路径的转换必须打破市场规模的约束，跨过经济起飞的门槛。

一个地区的市场规模取决于人均收入水平、人口规模和市场空间范围。在经济锁定在低收入贫困陷阱中时，人均收入和当地人口的购买力水平受到传统技术下低劳动生产率水平的束缚，并且，在长期里，人口规模是内生的。因此，通过大规模的基础设施建设，兴修公路、铁路和运河把地理上分散的地方市场连接起来对于不发达经济市场规模的扩大具有十分重要的意义。在地理上，低收入经济的地方市场分散地分布在地理空间中，它们使用传统技术进行生产。如果用铁路、公路和天然水道将分散的地方市场连接起来，使得它们能够低成本地进行产品和要素的交换，那么，分散的地方市场便逐渐融合成一个规模更大的市场。一旦一些地区借助于市场空间范围的扩展达到现代工业生产技术的的生产最小临界规模就会激发大规模的工业化。重要的是，工业化是自我加强的：现代工业生产技术的的使用提高了劳动生产率和人均收入水平，扩大了当地的购买力和市场规模，从而反过来促进了进一步的工业化。在这种正反馈机制的作用下，这些地区逐渐打破传统经济的恶性循环，起飞到高收入水平的增长均衡中（Goodfreind and M cDemott 1995；纳克斯，1967）。

在近代中国经济里，尽管人口规模较大，但是，传统农业经济的劳动生产率和人均收入水平很低，单个地区的市场规模受到当地低购买力的严重限制。而且，低成本的铁路运输没有发展起来，中国经济长期处于自给自足的分割状态中，因而经济缺乏工业化的基本激励。转轨以来，随着各个地区大规模的交通运输建设和

地区间远距离贸易的扩展,一些地区的市场空间范围逐渐扩展。市场空间范围的扩展对经济发展的影响不是渐进的,它具有典型的门槛效应:当一个地区的市场范围较小从而市场规模低于现代工业生产技术的最低临界规模时,使用具有规模经济特征的现代工业生产技术无利可图,经济锁定在传统技术下低收入均衡的“贫困陷阱”中。然而,在地区经济一体化的过程中,一些地区的市场范围逐渐扩展。当一些地区的市场规模随着地区间贸易自由度的增加和市场范围的扩展达到现代工业生产技术的最低临界水平时,引进和使用规模报酬递增的现代工业生产技术变得有利可图,从而激发了大规模的工业化。反过来,工业化推动了当地的经济增长和永久收入水平的提高,从而进一步扩大了当地的消费支出和市场需求规模。在工业化与市场规模扩大之间相互加强的正反馈机制作用下,这些地区相继从传统技术下低收入的增长均衡起飞到现代工业技术下高收入的增长均衡中,中国经济开始摆脱贫困陷阱的束缚,实现从贫困向现代经济增长的转变。

四、计量经济模型

在经验上,一些地区市场范围扩展的门槛效应激发的工业化和经济起飞意味着,在经济起飞过程中,中国经济存在两个不同的增长政体:一个是建立在传统技术基础上的低收入政体;另一个是大规模工业化进程中的高收入政体。本质上,经济起飞过程中不同增长政体之间的技术转换导致的非线性特征应该通过生产函数的差异表现出来。在现有的计量经济学方法中,生产函数的变化可以用非参数的计量经济学方法来考察,可是,这种方法不便于我们准确地识别和检验经济发展过程的“起飞点”。于是,我们采用具有典型结构特征的门槛回归方法(Hansen 2000),从一些地区市场范围扩展的门槛效应中识别近年来中国经济增长过程的“起飞点”,并通过估计“起飞点”上下不同增长政体的生产函数去考察它们的技术特征,从而在一个标准的计量经济程序下为我们的假说提供系统的经验证据。

具体地,我们的计量经济模型建立在一个扩展的生产函数上:

$$\begin{aligned} y_{it} &= \alpha_1 + u_i + v_t + \beta_1' x_{it} + e_{it} & q_{it} < \gamma \\ y_{it} &= \alpha_2 + u_i + v_t + \beta_2' x_{it} + e_{it} & q_{it} \geq \gamma \end{aligned} \quad (3)$$

这里,下标 i 和 t 分别表示省份和时间, y_{it} 表示取对数后的实际 GDP 水平, α 是模型的截距项, u_i 表示各省份不随时间变化的异质因素,它用来控制各个省份难以观察的制度差异、地缘经济和人文特征对当地产出水平的影响。 v_t 表示随时间变化但省际间没有明显差异的同质因素,它用来控制经济周期性波动和宏观经济政策的变化对产出水平的影响。 x_{it} 是一组解释变量,它包括各个省份对数刻度的资本存量 k_{it} 、劳动使用量 l_{it} 和作为门槛变量的贸易自由度 q_{it} , β 是回归系数向量, e_{it} 是随机扰动项, γ 是门槛变量 q_{it} 的临界值。

在这个模型里,因为贸易自由度和市场范围的大小影响了一个地区的技术选择,所以,我们把它引入到生产函数中。不过,市场范围的变化对经济增长的影响不是渐进的,它具有典型的门槛效应。在市场范围扩展门槛效应的作用下,经济增长可能出现两个不同的增长政体,即 $q_{it} < \gamma$ 时的传统增长政体和 $q_{it} > \gamma$ 时的工业化高收入政体。这两个政体通过技术的差异区别开来。这意味着,如果我们的假说在经验上是恰当的,那么,基于市场范围扩展的门槛效应,我们应该能够从近年来中国经济增长的统计数据中内生地识别出两个增长政体,这两个增长政体拥有显著不同的生产函数,高收入政体中资本和劳动的边际生产率应该明显高于低收入政体中资本和劳动的边际生产率,即 $\beta_2 > \beta_1$ 。自然地,如果市场范围扩展的门槛效应存在,那么,当 $q_{it} < \gamma$ 时,市场范围对技术的选择和采用不会产生重要影响,因而 q_{it} 的回归系数不应该具有统计上的显著性。相反,当 $q_{it} > \gamma$ 时,市场范围的扩展激发了技术变迁和工业革命, q_{it} 的回归系数应该大于零,并且统计上显著。

在统计上,这要求我们:(1)从经济增长的数据中内生地确定门槛变量 q_{it} 的临界值 γ ,并合理估计模型的回归系数;(2)检验门槛效应的显著性,即检验原假设 $H_0: \beta_1 = \beta_2$ 对备择假设 $H_1: \beta_1 \neq \beta_2$,从而帮助我们推断假说中预言的两种增长政体的存在是否具有统计上的显著性;(3)如果门槛效应是显著的,我们需要构建门槛值的一个置信区间;(4)比较 β_1 和 β_2 的大小,以衡量两种增长政体的技术效率差异。

按照 Hansen(2000)的方法,门槛变量 q_{it} 临界值 γ 应该使(3)式最小二乘估计的残差平方和 $S_1(\gamma)$ 最小,即:

$$\hat{\gamma} = \arg \min s_1(\gamma) \quad (4)$$

在理论上,我们可以把门槛变量的各个观测值作为可能的门槛值逐一进行考察,以确定满足(4)式的门槛值。一旦门槛值确定下来,其他参数的最小二乘估计也随之确定了。

对市场范围扩展门槛效应的统计检验在计量经济学意义上等价于考察生产函数的结构是否因为门槛变量在门槛值上下的变化发生显著的改变,从而使模型表现出非线性特征。如果市场范围扩展的门槛效应不显著,那么,线性增长条件下单一政体的生产函数在统计上是适当的,即对所有的 q_{ib} 有:

$$y_{it} = \alpha + u_i + v_t + \beta' x_{it} + e_{it} \quad (5)$$

显然,模型(5)嵌套在门槛回归模型(3)之中,因而我们可以构造一个标准的 F 检验、LM 检验或似然比检验。然而,Hansen(2000)指出,由于在原假设 H_0 下门槛变量的门槛值是无法识别的,所以,检验统计量的分布随着样本的变化而变化,因而不具有标准的分布形式。Hansen(2000)认为,在原假设 $H_0: \beta_1 = \beta_2$ 下,我们可以构造一个似然比统计量:

$$L = (s_0 - s_1(\hat{y})) / \hat{\sigma}^2 \quad (6)$$

这里, s_0 表示原假设下的残差平方和, $\hat{\sigma}^2$ 是备择假设下的残差方差。虽然这个统计量不服从标准的卡方分布,但是,我们可以利用“自助法”(Bootstrap)来获得它的渐进分布,具体程序是这样的:首先,估计门槛回归模型(3),计算模型的残差 e_{it} 并将它们按省份分组得到 $e_i = (e_{i1}, \dots, e_{it})$; 然后,估计模型(5),利用模型(3)和(5)的估计结果计算观察到的 L 统计量 L_A ; 接下来,采用重复抽样的方法从经验分布 $\{e_{i1}, \dots, e_{it}\}$ 中抽取样本容量为 n 的样本 (n 是截面个数),并把解释变量当作固定的回归元,在原假设下产生一个被解释变量的 Bootstrap 序列,从而得到一个自助样本;最后,利用自助样本估计模型(3)和(5),并计算模拟的 L 统计量 L_M 。重复上述步骤 200 次,模拟 L 统计量 L_M 超过观察值 L_A 的百分比就是 L 统计量 Bootstrap 程序下的渐近 P 值。这样,我们就能在一个标准的统计程序下检验市场范围扩展的门槛效应是否具有统计上的显著性。

一旦门槛变量的门槛值 γ 被识别出来并具有统计上的显著性,我们应该进一步构造它的置信区间。Hansen(2000)认为,构造门槛值置信区间的最好方法是找到门槛值似然比检验的一个非拒绝域,这个检验的原假设是 $H_0: \gamma = \gamma_0$, 检验统计量为:

$$LR_1(\gamma) = (s(\gamma) - s_1(\hat{y})) / \hat{\sigma}^2 \quad (7)$$

这个统计量不服从标准的卡方分布,但是,Hansen(2000)推导出了它准确的分布函数,并给出了该分布的渐近临界值。据此,我们可以非常方便地得到门槛变量的门槛值 γ 在特定置信度下的置信区间。

在这个基础上,我们可以估计两个政体的生产函数,利用估计出来的生产函数推断 β_1 和 β_2 的大小,以比较两个增长政体的技术效率差异。需要说明的是,如果经济发展过程存在显著的正反馈机制,那么,解释变量的未来值很可能与模型的随机扰动项相关,进而产生变量内生性问题。不过,考虑到正反馈机制的方向和时滞,被解释变量 y_{it} 不会对解释变量的当期和过去值产生影响,即模型的随机扰动项与解释变量的当期和各期滞后不相关。因此,模型(3)是序列外生的。这意味着,利用解释变量的滞后项作为工具变量可以降低变量内生性导致的偏误(伍德里奇,2007),进而通过模型估计结果间的比较帮助我们了解偏误的方向。特别地,这个模型的一阶差分允许我们使用内生解释变量滞后一期和两期的水平值作为其一阶差分的工具变量,并且,在经济意义上还能提供两个政体经济增长率差异源泉的动态信息,因而一阶差分估计量很有吸引力。

五、经验分析的主要结果

在这一部分里,我们报告经验分析的主要结果:首先,介绍我们使用的数据集和初步统计分析结果;然后,报告计量经济分析的主要结果;最后考察经验分析结果的稳健性。

(一)数据和描述性统计分析的结果

为了检验总量生产函数是否因为市场范围扩展的门槛效应发生显著的结构变化,我们构建了 1985-2004 年间全国 28 个省份(不包含西藏和海南,并且把重庆并入四川)相关变量组成的面板数据集。

在这个数据集中,实际 GDP 是用各个省份的名义 GDP 除以各个省份的 GDP 折算因子计算出来的,这里,各个省份的 GDP 折算因子以 1952 年为 1,相关的数据来源于历年来的《中国统计年鉴》和《中国国内生产总值核算历史资料》(1952-1995 年和 1996-2002 年);各个省份的劳动投入量是用《中国统计年鉴》中分地区报告的各个省份从事经济活动的人数计量的;各个省份资本存量的核算参照了张军、吴桂英和张吉鹏(2004)的方法,以 1952 年作为基准年份,并将他们估计的 1952 年各个省份的资本存量作为基准年份的资本存量,然后,按照永续盘存法推算出各个省份 1952 年以来的资本存量。在推算中,我们把来源于《中国国内生产总值核算历史资料》(1952-1995 年和 1996-2002 年)以及《中国统计年鉴》(2004 年和 2005 年)的固

定资本形成总额作为当年投资额,并用以 1952年为 1 的各个省份历年来的 GDP 折算因子把它换算成不变价格形式。在折旧率的确定中,张军、吴桂英和张吉鹏(2004)的研究把 9.6% 作为全国各个省份各个年份共同的折旧率,而龚六堂和谢丹阳(2004)选择了 10% 的共同折旧率。因为我们需要的是近年来的资本存量数据,所以,我们选择了比较高的 10% 作为各个省份各个年份共同的折旧率。按照这个方法,我们得到了除海南、西藏和重庆(并入四川)外全国 28 个省份的资本存量数据;然而,准确地测度地区间的贸易自由度是一个困难的问题。一般地,各个省份地区间的贸易规模可以作为贸易自由度和市场空间范围的近似度量,不过,官方统计机构没有报告这些数据,因而我们难以获得这一测度的准确数据。在理论上,一个地区的贸易自由度和市场空间范围主要取决于两方面的因素:一是把地区内部各个地方以及相邻地区之间联系起来的交通运输状况;二是一些重要的制度因素,包括一个地区和邻近地区的市场化程度和贸易政策(纳克斯,1967)。这里,我们用分地区货物运输量除以当地陆地面积得到的货物运输密度作为一个地区贸易自由度和市场范围的测度。依据《中国统计年鉴》的解释,货物运输量反映了各省市市区全社会使用各种运输方式完成的地区内和地区间的货物运输量。因此,用当地陆地面积调整后的货物运输量与贸易自由度的两个基本决定因素密切相关:一方面,一个地区的货物运输密度反映了本地区的货物运输能力,它应该与本地区及相邻地区交通运输网络密度高度相关;另一方面,贸易、尤其是地区间的远距离贸易是通过运输实现的,因而一个地区的货物运输密度还与这个地区的贸易规模和贸易政策存在密切关联。事实上,一个地区的贸易自由度是由各种运输方式联合决定的,所以,这个测度还自然地解决了不同运输方式运输能力的加总问题。

在这个数据集中,所有变量都做了取对数的变换,各个省份对数刻度的实际 GDP、劳动投入量、资本存量和贸易自由度分别用 y_{it} 、 l_{it} 、 k_{it} 和 q_{it} 来表示。

(二) 计量经济分析的主要结果

利用这个数据集,我们首先从数据中内生地确定门槛变量 q_{it} 的临界值。我们的方法是先按从小到大的顺序对其进行排序,然后,逐一以它们作为可能的门槛值对模型(3)进行最小二乘估计。估计结果显示,当 $q_{it} = 7.587025$ 时,模型(3)样本回归函数的残差平方和最小,因此,我们以 7.587025 作为门槛变量的临界值。

为了检验用生产函数描述的生产技术是否在识别出来的门槛变量 q_{it} 临界值的上下发生显著的变化,即检验原假设 $H_0: \beta_1 = \beta_2$ 对备择假设 $H_1: \beta_1 \neq \beta_2$, 我们利用“自助法”(Bootstrap)模拟了似然比统计量 L 的经验分布,在这个分布中,显著性水平 0.05 的临界值为 156.0606 最大值为 284.737。依据实际样本计算出来的似然比统计量 L 为 555.1689。这意味着, L 统计量 Bootstrap 程序下的渐近 P 值为 0.00, 因此,我们可以拒绝原假设 H_0 。这意味着,地区经济一体化的过程中,一些地区市场范围的扩展对技术变迁具有显著的门槛效应,经济增长过程表现出高度显著的非线性特征。进一步,依据 Hansen(2000)的方法,我们构造了门槛变量临界值的置信区间。在 99% 的置信水平下,门槛变量临界值的置信区间为 (7.558457, 7.617445)。显然,即便在非常高的置信水平下,门槛变量临界值的置信区间也很窄,因此,以 7.587025 作为门槛变量 q_{it} 的临界值是一个非常可靠的估计。

上述结果表明,从生产函数表现出来的技术特征看,我们有充分的证据相信两个增长政体的模型设定是合理的。具体地,上海、北京、天津三个直辖市在初始时刻便已处于高收入政体中。在地区经济一体化的过程中,随着市场空间范围的扩展,江苏、浙江、广东、山东、辽宁、河北、山西、福建、安徽、河南和湖南等省份相继转换到高收入政体中。表 1 报告了模型(5)和模型(3)的估计结果。从模型的拟合优度和残差平方和的比较中可以看到,非线性门槛回归模型比线性增长条件下单一政体模型对数据具有更好的拟合和解释能力。重要的是,门槛值上下两个增长政体的生产函数表现出我们的假说所预期的差异:首先,两个增长政体的劳动产出弹性都不具有统计上的显著性,在政体 iv 的生产函数中,劳动产出弹性为 -0.0933 在政体 ⑤ 的生产函数里,劳动产出弹性增加到 0.0366 其次,两个增长政体的资本产出弹性都大于 0 并且统计上高度显著。在政体 iv 里,资本产出弹性为 0.2508 而政体 ⑤ 的资本产出弹性增加到 0.4198 远远高于政体 iv 的资本产出弹性;第三,在政体 iv 里,贸易自由度的产出弹性为 0.0174 尽管具有正的符号,但不具有统计上的显著性。相反,在政体 ⑤ 里,市场范围的产出弹性达到 0.1957 并且统计上高度显著,这说明,市场一体化对两个政体经济增长的影响是不对称的,它显著地促进了政体 ⑤ 的技术变迁和经济增长,而对政体 iv 的经济发展没有明显的影响。两个政体技术效率的差异表明,在市场范围扩展门槛效应的作用下,通过工业化和技术变迁,中国经济经历了从低收入政体向高收入政体的转变。

表 1 计量经济模型的估计结果 (被解释变量 y_{it})

解释变量	单一政体模型	两重政体模型	
		政体 iv	政体 ②
常数	1.5263** (0.3489)	3.9791*** (0.4791)	1.5122** (0.3613)
l_{it}	0.0909** (0.0413)	-0.0933 (0.0598)	0.0366 (0.0314)
k_{it}	0.4636** (0.0286)	0.2508** (0.0343)	0.4198** (0.0491)
q_{it}	0.0630** (0.0165)	0.0174 (0.0139)	0.1957** (0.0269)
省份哑变量	高度显著	高度显著	高度显著
年份哑变量	高度显著	高度显著	高度显著
R^2	0.9890	0.9926	0.9940
残差平方和 SSR	2.01276	0.50972	0.41826
观察值个数	560	316	244

注: 括号中列示的是回归系数估计量的标准差。*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平上统计上显著, 下同。

表 2 描述了两个增长政体收入水平、增长绩效和要素积累方面的差异。平均说来, 政体 ② 的产出水平、劳动投入、资本存量以及贸易自由度都显著高于政体 iv 的平均水平。在增长动态上, 政体 ② 产出水平的平均增长率比政体 iv 高出 1.44 个百分点。表 2 显示, 两个方面的原因导致了政体间经济增长率的差异: 一是资本的边际生产率和贸易自由度产出弹性的差异。在表 2 中, 政体 ② 的资本和贸易自由度的产出弹性都显著高于政体 iv; 二是政体间资本积累速度的差异, 平均说来, 政体 ② 资本存量的增长率比政体 iv 高 2.2 个百分点。因为具有更大的市场范围, 现代工业生产技术在政体 ② 的使用提高了资本的边际生产率, 从而促进了该政体的资本积累。这些结果表明, 一旦经济跨过起飞的临界点, 经济系统将表现出持续资本积累和加速增长的趋势。

表 2 两个增长政体经济增长率和资本积累的差异

变量	均值			t 检验
	政体 iv	政体 ②	差异率	
y	5.2474	6.5300	-1.2826	-16.4746***
Δy	0.0892	0.1036	-0.0144	-4.2803**
l	7.0301	7.4771	-0.4470	-5.8007**
Δl	0.0170	0.0135	0.0035	1.3156
k	5.9651	7.1749	-1.2098	-18.3813***
Δk	0.1067	0.1287	-0.0220	-4.6406**
q	5.9029	8.6724	-2.7695	-22.1822***
Δq	0.1037	0.1099	-0.0062	-0.2081
β_l	-0.0933	0.0366	-0.1299	
β_k	0.2508	0.4198	-0.1690	显著
β_q	0.0174	0.1957	0.1783	显著

(三) 稳健性分析

接下来, 我们考察经验分析结果的稳健性, 我们的注意力集中在正反馈机制可能引起的变量内生性问题上。为此, 我们在表 3 中报告了模型 (3) 工具变量法的估计结果, 其中, 第一栏报告了工具变量法的固定效应估计结果; 第二栏报告了工具变量法的一阶差分估计结果。估计结果显示, 两个政体生产函数回归系数的符号和统计显著性没有发生任何改变。同时, 政体 iv 回归系数的改变不大, 而政体 ② 的回归系数, 包括劳动、资本和贸易自由度的产出弹性都明显增大了。这意味着, 通过把工业化与市场范围扩大之间的正反馈机制引起的解释变量内生性问题考虑进来, 政体 iv 和政体 ② 基本生产要素的边际生产率和技术差距增大了。因此, 我们可以推断, 两个增长政体的生产函数和基本生产要素边际生产率的差异具有统计上的稳健性。

经验分析的结果表明, 市场空间范围的扩展对经济发展具有显著的门槛效应: 当市场范围小于临界水平时, 经济锁定在低要素生产率和低收入水平的贫困经济里。然而, 在地区经济一体化的过程中, 一旦市场范围超过临界水平, 经济从低收入政体起飞到高要素生产率和低收入水平的增长路径中。生产函数统计上显著的结构变化表明, 中国经济增长过程表现出显著的技术变迁和非线性起飞特征。在这个过程中, 不仅全要素生产率的改善是重要的, 而且, 蕴涵在资本积累中的体现型的技术进步起到了至关重要的作用。

表 3 两个增长政体生产函数基于工具变量的估计结果

固定效应模型 (被解释变量 y_{it})			一阶差分模型 (被解释变量 Δy_{it})		
解释变量	政体 iv	政体 ②	解释变量	政体 iv	政体 ②
常数项	5.6569** (0.5777)	0.5706 (0.4377)	常数项	0.0650** (0.0079)	-0.0087 (0.0521)
l_{it}	-0.1394* (0.0670)	0.0415 (0.0387)	Δl_{it}	-0.0301 (0.4010)	0.0917 (0.1204)
k_{it}	0.2213** (0.0290)	0.5153** (0.0345)	Δk_{it}	0.2317** (0.0549)	0.6659** (0.2761)
q_{it}	0.0212 (0.0147)	0.2400** (0.0288)	Δq_{it}	0.0057 (0.0113)	0.2733 (0.2405)
省份哑变量	高度显著	高度显著	省份哑变量	-	-
年份哑变量	高度显著	高度显著	年份哑变量	高度显著	高度显著
R^2	0.99	0.99	R^2	0.96	0.99
观察值个数	291	241	观察值个数	239	220
工具变量	l_{it}^*, l_{it-1}^* k_{it}^*, k_{it-1}^*	k_{it}^*, k_{it-1}^* q_{it}^*, q_{it-1}^*	工具变量	$\Delta l_{it}^*: l_{it-1}^*, l_{it-2}^*$ $\Delta k_{it}^*: k_{it-1}^*, k_{it-2}^*$	$\Delta k_{it}^*: k_{it-1}^*, k_{it-2}^*$ $\Delta q_{it}^*: q_{it-1}^*, q_{it-2}^*$

六、总结与讨论

在最近三十年的时间里,中国经济经历了从贫困到现代经济增长的起飞,在这个过程中,国民经济的部门结构发生了重要转变。本文的研究显示,作为一个后发国家,如果传统手工业生产技术和规模报酬递增的大规模工厂生产技术都是可获得的,经济体采用什么技术进行生产取决于市场规模。在一个尚未实现工业化的低收入传统经济里,单个家庭的收入水平和需求规模很低,分散的地方市场不足以提供用大规模工厂生产替代传统手工业生产的工业化的激励。在经济转轨的过程中,作为各个地区大规模交通基础设施建设的结果,地区间贸易自由度的增加扩大了市场的空间范围和需求规模,提高了使用现代工业生产技术的回报,当一些地区的市场范围达到临界水平时,需求规模的扩大使现代工业生产技术的运用变得有利可图,从而激发了这些地区的工业革命和经济起飞。不过,由于总量需求规模的限制,大规模的工业化主要发生在那些交通运输条件更好、市场空间范围更大的东部沿海地区。于是,起飞的经济地理表现出大分岔的模式和俱乐部收敛的特征。

在很大程度上,中国的经济起飞过程是特殊的,它来源于转轨期间独特的制度安排、政府行为和市场化转型的路径。不过,中国模式显示,如果工业生产的规模经济是重要的,那么,对于一个后发经济而言,市场范围的扩大是一个传统经济成功起飞到现代经济增长的关键。历史上,中国是一个人口规模很大的国家,但是,缺乏现代交通网络把分散的地方市场联系起来,市场范围和市场规模的狭小使中国经济锁定在“贫困陷阱”中。转轨以来,随着各个地区大规模的交通基础设施建设把分割的地方市场连接起来,市场范围的扩展导致的市场规模的扩大推动了工业革命和经济起飞。

经济发展过程中多重均衡的存在在政策实践上意味着,政府促进增长的努力能够推动经济系统从低收入均衡起飞到高收入增长均衡中。在转轨以来中国工业化的进程中,中央和地方政府创造性的政策反应起到了至关重要的作用:一方面,利用集中的政治制度和经济上的分权,中央政府成功地激发了地方官员在经济增长绩效方面的竞争;另一方面,地方政府在推动当地经济增长的过程中,准确地识别出经济增长的瓶颈约束,进而大规模地投资于基础设施建设。随着大规模的基础设施建设把分散的地方性市场连接起来,地区间的贸易自由度和经济一体化程度逐渐增强,从而扩大了一些地区的市场空间范围,突破了传统低收入经济市场规模的门槛约束,推动了中国经济从贫困向现代经济增长的转变。这意味着,尚未起飞地区的地方政府应该在推动当地经济起飞的过程中起到重要作用:一方面,这些地区的地方政府应该致力于改善当地的道路交通设施,实行更加开放的政策,通过融入经济一体化获得更大范围的市场;另一方面,这些地区必须从当地独特的资源禀赋结构出发,找准和扶持当地具有比较优势的工业部门,利用这些部门的成长推动这些地区的工业化和经济起飞,实现与经济发达地区生产技术和收入水平的收敛。

参考文献:

1. 陈佳贵、黄群慧, 2005.《工业发展、国情变化与经济现代化战略》,《中国社会科学》第 4 期。
2. 龚六堂、谢丹阳, 2004.《我国省份之间的要素流动和边际生产率的差异分析》,《经济研究》第 1 期。
3. 李善同、侯永志、刘云中、陈波, 2004.《中国国内地方保护问题的调查与分析》,《经济研究》第 11 期。
4. 林毅夫, 2007.《李约瑟之谜、韦伯疑问和中国的奇迹——自宋以来的长期经济发展》,《北京大学学报》第 4 期。

5. 纳克斯, 1967: 《欠发达国家的资本形成问题》, 郭熙保编: 《发展经济学经典论著选》, 中国经济出版社。
6. 张军, 2005: 《中国经济发展: 为增长而竞争》, 《世界经济文汇》第 4 期。
7. 张军、高远、傅勇、张弘, 2007: 《中国为什么拥有了良好的基础设施》, 《经济研究》第 3 期。
8. 张军、吴桂英、张吉鹏, 2004: 《中国省际物质资本存量估算》, 《经济研究》第 10 期。
9. 赵凌云, 2003: 《从市场发育与演变的悖论看中国传统经济衰落的原因》, 《中国经济史研究》第 1 期。
10. 吴敬琏, 2005: 《中国增长模式抉择》, 上海远东出版社。
11. 伍德里奇, 2007: 《横截面与面板数据的经济计量分析》, 中国人民大学出版社。
12. 吴承明, 2003: 《从传统经济到现代经济的转变》, 《中国经济史研究》第 1 期。
13. 徐现祥、李郁, 2005: 《市场一体化与区域协调发展》, 《经济研究》第 12 期。
14. A zariadis C., and D. A lkn 1990 “Threshold Externalities in Economic Development” *Quarterly Journal of Economics* 105(2): 501– 526
15. Baj Chong– En, Yingjuan Du ZhigangTao and Sarah Y. Tong 2004 “Local Protectionism and Regional Specialization: Evidence from China’s Industries” *Journal of International Economics* 63(2): 397– 417.
16. Chow, G. 1993 “Capital Formation and Economic Growth in China” *Quarterly Journal of Economics* 108(3): 809– 842
17. Dixit A. K., Q ian Y., and G. Roland 1998 “Federalism and the Soft Budget Constraint” *American Economic Review*, 77(5): 265– 284
18. Galor O., and D. N. Weil 2000 “Population, Technology, and Growth: From the Malthusian Regime to the Demographic Transition and Beyond” *American Economic Review*, 90(4): 806– 828.
19. Goodfriend M., and J M Demott 1995. “Early Development” *American Economic Review*, 85(1): 116– 133
20. Hansen, Bruce E. 2000 “Sample Splitting and Threshold Estimation” *Econometrica*, 68(3): 575– 604.
21. Landes David S. 2006 “Why Europe and the West? Why Not China?” *Journal of Economic Perspectives* 20(2): 3– 22.
22. Lewis A. W. 1954 “Economic Development with Unlimited Supplies of Labour” *Manchester School of Economic and Social Studies* 22(2): 139– 91.
23. Li Hongbin and Li– An Zhou. 2005 “Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of Personnel Control in China” *Journal of Public Economics* 89(9): 1743– 1762
24. Lin Yifu, and Yan Wang 2009. “China’s Integration with the World: Development as a Process of Learning, Augmenting and Upgrading.” World Bank Policy Research Working Paper Series 4799
25. Murphy, K., A. Shleifer and R. Vishny. 1989 “Industrialization and the Big Push” *Journal of Political Economy*, 97(5): 1003– 1026
26. Myrdal 1957. *Economic Theory and Underdeveloped Regions* London: Duckworth
27. Parente S. L., and E. Prescott 1994 “Barriers to Technology Adoption and Development” *Journal of Political Economy*, 102(2): 298– 321.
28. Pearson, K. P. 1894 “Contributions to the Mathematical Theory of Evolution” *Philosophical Transactions of the Royal Society of London, Series A*, 185(1): 71– 110
29. Reynolds Lbyd G. 1983. “The Spread of Economic Growth to the Third World” *Journal of Economic Literature*, 21(3): 941– 975.
30. Wang, Yan, and Yudong Yao 2003. “Sources of China’s Economic Growth 1952 – 1958: Incorporating Human Capital Accumulation” *China Economic Review*, 14(1): 32– 52
31. Yoshitsugu Hayashi, Zhongzhen Yang, and Omar Osman. 1998. “The Effects of Economic Restructuring on China’s System for Financing Transport Infrastructure” *Transportation Research*, 32(3): 183– 195.
32. Zhang Xiaobu, Xing Li, Shenggen Fan, and Xiaopeng Luo. 2008. “Resource Abundance and Regional Development in China” *Economics of Transition*, 16(1): 7– 29.

Long Distance Trade, Technical Change and Long– run Economic Growth

Jin Ze

(School of Economics and Management, Tongji University)

Abstract Since the economic transition, China’s economy takes off and becomes a new miracle. However, our understanding mainly focuses on growth accounting. From the perspective of non– linear growth, this paper discloses that the infrastructure construction and growing regional connection in the process of economic transition has expanded the market scope and distance of regional trade. The expansion of market scope does not have an incremental effect on economic growth, but a threshold effect. This kind of threshold effect has brought some regions in China from slow growth model driven by traditional technology to high growth model driven by modern technology. By connecting the threshold effect of market scope expansion with non– linear economic growth, this paper discloses a major driving force of the transition from stagnation to modern economic growth.

Key Words Long Distance Trade, Threshold Effect, Taking– off

JEL Classification F12, O14, O24

(责任编辑: 陈永清)