区域间运输成本、要素流动与中国区域经济增长

韩 彪 张兆民

内容提要:降低运输成本可以扩大人员、资本在区域间的流动,从而提高资本和人力在国民经济运行中的配置效率,提升知识、技术和创新的外部性,最终促进经济增长。这一结论在许多文献中得以论述,但有关区域间运输成本对经济增长影响的相关研究并不多见。通过双区域模型分析,区域间运输成本的降低能够提升要素配置效率从而促进经济增长。在此理论上,本文利用中国29个省份(直辖市、自治区)1991—2012年的动态面板数据验证区域间运输成本对我国经济增长所呈现出的机制。研究表明:区域间运输成本对中国经济增长呈现显著的反向作用,不论是对经济发达地区、抑或经济欠发达地区,还是对中国整体经济,从1991年始逐年降低的区域间运输成本持续呈正向推动作用。

关键词:区域间运输成本 要素流动 区域经济增长 动态面板

作者简介:韩 彪,深圳大学经济学院教授、博士生导师,518060;

张兆民,深圳大学经济学院博士研究生,518060。

中图分类号:F124.7、F127、F505 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2015)08-0143-13

一、引言和文献综述

在人类文明发展的历史长河中,交通运输历来都是经济学家关注的重点,一是遵循新古典经济学框架研究交通基础设施的外部性(冯伟、徐康宁,2013);二是沿着新兴古典经济学框架研究运输成本对分工的影响(张兆民、韩彪,2015)。就我国而言,新兴古典经济学框架下代表性研究主要有熊永钧(1998)、王花兰等(2005)、刘卫华、欧国立(2010),他们几乎得出了一致的结论,即运输成本的持续降低有利于减少交易中的信息成本和分工持续优化,从而促进经济增长。这类研究局限于最基本的理论描述,数据缺失造成了实证检验的困难性。新古典经济学框架下代表性研究主要有胡鞍钢、刘生龙(2009),刘生龙、胡鞍钢(2010a,2010b),魏下海(2010),张学良(2007,2009,2012),他们也得到了基本一致的结论,即交通运输基础设施对区域经济增长呈现正外部性效应。但这类研究忽略了交通运输设施的本质是通过降低交通运输成本带动要素在区域间配置达到最佳,从而促进经济增长(熊永钧,1998)。

要素为进行社会生产时所需要的有形或无形投入,其中劳动力、资本、人力资本这三个要素,构成了当今世界经济增长的主要动力和特征。区域间生产要素流动的意义体现在各个区域,可以按比较优势原则来选择自己的产业发展模式和技术路径(蔡昉、王德文,2002)。这种流动带来的社会劳动分工和生产专业化,微观上通过提高要素边际生产效率、中观上通过改变产业结构、宏观

上通过激发闲置要素来促进经济增长(张幼文、薛安伟,2013)。当然,我国经济也受益于劳动力和资本的跨区域流动(Young,2003;邹璇,2009;张辽,2013)。总体而言,现有对要素流动的研究主要考虑了其层次性、逐利性和商品贸易统一性三个主要性质(赵儒煜、邵昱晔,2011),但忽略了现实世界中要素流动的成本性问题。很显然,处于“二元经济结构”的中国,中西部地区交通基础设施还明显不足,假设区域间“距离已死”^①显然为时尚早(Rietveld和Vickerman,2004),区域间要素流动并不表现为对其无摩擦的瞬间物理运动的假设,依据资本流动与商品流动的统一性,运输成本构成了区域间要素流动成本的一个重要组成部分(林理升、王晔倩,2006;王洪光,2008;刘秉镰等,2010;黄玖立、徐旻鸿,2012)。

部分学者在空间经济框架下对区域间运输成本如何影响要素流动进而影响经济增长进行了相关研究,但却出现了截然相反两种结果。Krugman(1991)、Fujita(1993)、Walz(1996)、何雄浪和毕佳丽(2014)等人基于传统的“中心—边缘”模型研究表明,随着运输成本的下降,区域间经济差异将继续扩大,落后地区将进入更加恶劣的发展阶段。Martin和Ottaviano(1999)、Baldwin和Forslid(2000)、Baldwin, Martin和Ottaviano(2001)、Baldwin和Martin(2004)等人的研究表明,知识溢出、内生增长和资本跨区域流动将补偿边缘区域(落后区域)的福利效应,促进两区域的经济共同增长。Arvis, Duval, Shepherd和Utoktham(2010)的实证研究似乎更支持第一种结果,Arvis等(2010)通过对全球178个国家1995—2010年期间货物运输成本的分析,发现运输成本下降对于欠发达地区非常不利,原因在于运输成本相对于发达地区下降速度较快,欠发达地区将被逐步孤立起来,阻碍当地经济增长。

新中国成立以来特别是改革开放后,在要素投入驱动下,我国经历了30年奇迹般的快速发展(Wu,2004),国民生产总值从1952年的679亿元增长到2013年的568845亿元,成为全球第二大经济体。伴随着经济的快速增长,区域间要素流动呈现逐年上升趋势,全年货物运输总量从1952年的3.15亿吨增长到2013年的451亿吨,货物运输周转量从1952年的762亿吨公里增长到2013年的186478亿吨公里;^②劳动力流动量从1990年的1983万人增加到2010年的26139万人,其中跨省份流动劳动力从2000年的4242万人增长到2010年的8588万人。^③可以预计的是,随着西部大开发、产业转移和“一带一路”等政策的推进,西部交通基础设施将得到加强,区域间运输成本将逐步降低,区域间要素流动将得以加强。基于此,本文以“运输成本”对要素流动的影响趋势为主线,依据我国区域“二元经济结构”特点,将新中国成立后我国交通运输的发展和经济增长分为4个阶段,讨论一个“运输成本”对经济增长影响的新古典分析框架,并在此基础上利用我国29个省份1991—2012年的面板数据加以实证,以期对交通运输对经济增长的贡献提供另外一种分析途径,并厘清现阶段和未来一定时间区域间运输成本的高低对我国整体经济和区域经济增长的影响。

二、运输成本降低、要素流动和经济增长的分析框架

(一)基本条件设定

1. 生产函数。生产函数分析法是研究要素对经济增长的经典方法,本文在罗会华(2011)研究

^① 部分发达国家和地区,由于交通基础设施相对雄厚,交通运输的边际贡献率递减效应明显,Disdier和Head(2008)对发达国家给出了“距离已死”的论断。

^② 按照Heckscher和Ohlin(1991)设定的资本流动与商品贸易具有统一性性质,可将货物运输量作为一个参考指标。王小鲁、樊纲(2004)分别利用储蓄投资差、服务净出口值减对国外出口负值两种方法计算了我国1991—2000年区域间资本流动,发现两者相关系数为0.841。

^③ 数据来源于1990、2000、2010年三次人口普查数据和1995、2005年两次1%人口抽样调查统计公报。

的基础上,选择具有内生增长性质的Cob-Douglas生产函数形式,分析“运输成本”如何引起要素区域间流动并最终影响经济增长。本文将我国分为东部地区和中西部地区两个区域,^①两区域均符合具有内生性质的柯布一道格拉斯生产函数,生产函数包含生产要素的投入和技术进步两种变量,呈现出在技术不变和某种要素固定条件下的边际收益递减规律。

东部地区的生产函数为:

$$Y_1 = A_1(K_1, H_1)K_1^\alpha L_1^\beta H_1^{1-\alpha-\beta} \quad (1)$$

中西部地区的生产函数为:

$$Y_2 = A_2(K_2, H_2)K_2^\gamma L_2^\varphi H_2^{1-\gamma-\varphi} \quad (2)$$

模型中 Y 为产出量; A 为全要素生产率,为资本和人力资本的函数,经济增长的内生性体现在生产率增长上, K 为资本投入, L 为劳动力投入, H 为人力资本, $\alpha, \beta, 1-\alpha-\beta$ 为东部地区的资本、劳动力和人力资本产出弹性系数, γ, φ 和 $1-\gamma-\varphi$ 为中西部地区的资本、劳动力和人力资本产出弹性系数。

2. 资本和劳动力流动。资本边际收益率为 $I=K=\theta\partial Y/\partial K$,其中 θ 为资本边际收益的投资反应参数。在外向型的经济格局下,资本流动与商品贸易具有统一性性质(Heckscher和Ohlin, 1991;王小鲁、樊纲,2004),在一定意义上看,商品的流动意味着富含在商品中资本的流动,因此采用贸易商品的运输成本来表示资本的流动成本。假设运输成本仅存在于区域间商品流动(Krugman, 1991),若两个区域的“科斯成本”一致,则区域间商品运输成本的大小构成了资本流动的主要影响变量(李玉举、张鹏,2003)。因此,资本如何流动则完全取决于区域间要素报酬与区域间运输成本 $TC(K)$ 的影响,即由 I_d 的符号来判断。

$$I_d = \theta(\partial Y_2/\partial K_2 - \partial Y_1/\partial K_1) - TC(K) \quad (3)$$

其中

$$\partial Y_1/\partial K_1 = \partial A_1(K_1, H_1)/\partial K_1 K_1^\alpha L_1^\beta H_1^{1-\alpha-\beta} + A_1(K_1, H_1)\alpha K_1^{\alpha-1} L_1^\beta H_1^{1-\alpha-\beta} \quad (4)$$

$$\partial Y_2/\partial K_2 = \partial A_2(K_2, H_2)/\partial K_2 K_2^\gamma L_2^\varphi H_2^{1-\gamma-\varphi} + A_2(K_2, L_2)\gamma K_2^{\gamma-1} L_2^\varphi H_2^{1-\gamma-\varphi} \quad (5)$$

劳动力流动的方向依据托达罗人口迁移模型判断,即由 $\dot{L}=\lambda(\partial Y_1/\partial L_1 - \partial Y_2/\partial L_2)$ 决定,区域间的工资差异是决定人口流动的主要动力, λ 为流动劳动力对于工资差的反应参数。为反映便利性(交通成本)对劳动力要素流动的影响,本文认为若交通便利交通成本低廉,则劳动力流动的可能性加大。

(二)要素边际产出差异

要素是否流动和如何流动是本文需要关注的重点。1978年开始的改革开放为生产要素在区域间流动提供了政策机遇,因此要弄清楚要素是否有进行区域间流动的经济动力。为分析不同地区要素的收益状况,将内生道格拉斯生产函数两边分别除以劳动力,变形为简化的柯布一道格拉斯生产函数: $y=Ak^\alpha h^{1-\alpha-\beta}$,然后变为对数形式后利用1978—2012年中国各省市的数据分别按照

^① 本文在实证部分将中国依据地域划分为东部地区、中部地区和西部地区。理论分析部分,为使问题简化将中部和西部合并,分为东部和中西部两个地区。以我国“七五”计划和2000年西部开发相关政策为依据,按照经济发展水平将海南并入中部地区最终形成本文的区域划分标准。其中东部包括:北京、天津、山东、江苏、浙江、广东、福建、上海、辽宁等9个省市;中部包括:吉林、黑龙江、河北、山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南、海南等10个省市;西部包括:四川(包括重庆)、贵州、云南、西藏、内蒙古、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、广西等11个省市。

全国、东部、中部和西部区域划分进行回归：

$$\ln y_{i,t} = a + \alpha \ln k_{i,t} + (1 - \alpha - \beta) \ln h_{i,t} + a_1 T + a_2 D_i + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

其中 $y_{i,t}$ 为 i 地区第 t 年的人均产出, $k_{i,t}$ 为 i 地区第 t 年的人均资本存量, $h_{i,t}$ 为 i 地区第 t 年的人力资本存量, a 为截距项, T 为时间趋势项, D_i 为各省市的虚拟变量。各省市的人均产出水平根据历年《统计年鉴》进行收集整理(1952年为基期),人均实际资本存量依据张军等(2004)算法所得(1952年基期);人力资本用各省市平均受教育年限表示,依据李秀敏(2007)方法计算。依据数据的连续性和可取性,回归数据将西藏省略,四川和重庆的数据合并,部分省份缺失数据利用本省数据的时间序列回归所得。

表 1 中国经济增长的回归结果

	FGLS			
	(1)全国	(2)东部	(3)中部	(4)西部
$\ln k$	0.484*** (46.73)	0.358*** (11.66)	0.460*** (28.6)	0.501*** (31.43)
$\ln h$	0.205* (2.16)	-0.058 (0.30)	-0.310** (2.50)	0.129 (0.87)
T	0.032*** (16.46)	0.051*** (13.96)	0.035*** (12.72)	0.0258*** (8.57)
Constant	3.103*** (13.52)	4.490*** (15.24)	3.906*** (16.08)	2.854*** (10.95)
Observations	1015	315	350	350
R^2				

注:(1)方程(1)~(4)为括号内为 z 统计值;(2)***、**和 * 分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下通过显著性检验。(3)为了简洁,省略各省的虚拟变量参数回归结果。

表 1 显示了回归结果。由于本文采用长面板数据,首先对回归数据利用似然比检验(Likelihood-ratio test),发现存在异方差,为纠正异方差和一阶时间序列相关对参数估计的影响,直接采用广义最小二乘法(FGLS)对方程(6)进行回归,估计参数结果为(1)~(4)。从回归结果看,发现东部、中部地区人力资本的参数都为负,不太符合经济学的一般直觉。这一结果的一种合理解释是在不考虑其他经济增长因素的前提下和我国以投资为主要增长动力的经济发展模式下,东部和中部地区的人力资本没有起到应有的作用,而在相对缺少资本的西部地区的人力资本的贡献率更高。除部分区域人力资本外所有估计系数的 t 检验值达到 1%的显著性水平,根据估计结果和 $\alpha + \beta + \lambda = 1$ 的条件限制,算得出全国、东部、中部和西部劳动力的产出弹性分别为 0.648、0.7、0.85 和 0.37。

根据投入要素的产出弹性 $E = (\partial Y / \partial X) * (X / Y)$,可以求出要素 X 的边际产出值为 $\partial Y / \partial X = E * (Y / X)$,其中 Y / X 为要素的平均产出率。利用回归结果(2)、(3)和(4)式的估计参数和各区域要素平均产出率对东、西、中部进行资本和劳动力要素边际报酬产出进行计算,得出结果如图 1 所示。从图 1 可以看出,东部地区的劳动力边际产出随着时间的推进与中、西部之间的差异而变大,但对于资本报酬而言则呈现另一番景象,中部和西部地区的资本边际产出自 20 世纪 80 年代期间就先后超越东部地区。从结果判断,资本和劳动力具有区域间流动的经济动力,与余壮雄、杨扬

图 1a 1978—2012 年东、中、西部地区资本边际产出走势图

图 1b 1978—2012 年东、中、西部地区劳动力边际产出走势图

(2014)对要素市场流动方向判断的结果一致。

(三)基于运输成本视角的要素流动与区域经济增长机制

新中国成立以来,我国经济发展水平低下,交通运输设施极度短缺,如 1949 年仅有运营铁路 867 公里,公路约 8.07 万公里,其中铺有路面的仅占 40%。这一阶段,我国整体经济产出水平较低,同时受限于交通基础设施的短缺,区域间要素流动成本(运输成本)非常高,制约着各个区域间的生产要素交流,造成了我国区域间的市场范围较小,基本没有相互交叉,各区域基本属于“自给自足”经济格局。如同表 2 所示,初始阶段为我国解放初期到改革开放前的真实写照。

改革开放政策改变了我国区域间均衡发展的态势,在国家政策倾斜和一部分人先富起来的方针下,东部地区利用区域优势大力招商引资,在外资和先进技术的推动下,形成了以“外向”为特征的经济发展模式,经济得到快速增长。表 2 中 P1 阶段描述了我国改革开放初期的情形,东部地区利用区域优势大力吸引外资投入,经济获得快速增长,但此阶段中国整体经济发展水平不高,总体上东部地区资本边际产出比中西部地区的高,即: $\partial Y_1/\partial K_1 > \partial Y_2/\partial K_2$,此阶段外资优先选择在经济较为发达的东部地区。两区域的经济增长率分别如下:

$$\Delta Y_1/Y_1 = \Delta A_1/A_1 + \alpha \Delta K_1/K_1 + \beta \Delta L_1/L_1 + (1 - \alpha - \beta) \Delta H_1/H_1 \quad (7)$$

$$\Delta Y_2/Y_2 = \Delta A_2/A_2 + \gamma \Delta K_2/K_2 + \varphi \Delta L_2/L_2 + (1 - \gamma - \varphi) \Delta H_2/H_2 \quad (8)$$

区域间运输成本、要素流动与区域经济发展演化

表 2

发展阶段	变量条件组合		区域间要素流动		东部地区增长率	中西部地区增长率	总增长率变化		
	I_d	I	资本	劳动力					
初始阶段	$=0$	$=0$	不流动	不流动	增长率一致				
					<0	集聚到东部	$\frac{\Delta Y_1}{Y_1} = \frac{\Delta A_1}{A_1} + \alpha \frac{\Delta K_1}{K_1} + \beta \frac{\Delta L_1}{L_1} + (1-\alpha-\beta) \frac{\Delta H_1}{H_1}$	$\frac{\Delta Y_2}{Y_2} = \frac{\Delta A_2}{A_2} + \gamma \frac{\Delta K_2}{K_2} + \varphi \frac{\Delta L_2}{L_2} + (1-\gamma-\varphi) \frac{\Delta H_2}{H_2}$	$\Delta Y_1/Y_1 + \Delta Y_2/Y_2 > \Delta Y_1/Y_1 + \Delta Y_2/Y_2$
					<0	集聚到东部	$\frac{\Delta Y_1}{Y_1} = \frac{\Delta A_1}{A_1} + \alpha \frac{\Delta K_1}{K_1} + \beta \frac{\Delta L_1}{L_1} + (1-\alpha-\beta) \frac{H'_1}{H_1}$	$\frac{\Delta Y_2}{Y_2} = \frac{\Delta A_2}{A_2} + \gamma \frac{\Delta K_2}{K_2} + \varphi \frac{\Delta L_2}{L_2} + (1-\gamma-\varphi) \frac{H'_2}{H_2}$	$\Delta Y_1/Y_1 + \Delta Y_2/Y_2 > \Delta Y_1/Y_1 + \Delta Y_2/Y_2$ 同时,东部增长速度大于西部
P2	≥ 0	>0	具有分散到中西部条件	集聚到东部	$\frac{\Delta Y_1}{Y_1} = \frac{\Delta A_1}{A_1} + \alpha \frac{\Delta K_1}{K_1} + \beta \frac{\Delta L_1}{L_1} + (1-\alpha-\beta) \frac{H'_1}{H_1}$	$\frac{\Delta Y_2}{Y_2} = \frac{\Delta A_2}{A_2} + \gamma \frac{\Delta K_2}{K_2} + \varphi \frac{\Delta L_2}{L_2} + (1-\gamma-\varphi) \frac{H'_2}{H_2}$	$\Delta Y_1/Y_1 + \Delta Y_2/Y_2 > \Delta Y_1/Y_1 + \Delta Y_2/Y_2$ 同时,东部增长速度大于西部		
				往中西部分散	$\frac{\Delta Y_1}{Y_1} = \frac{\Delta A_1}{A_1} + \alpha \frac{\Delta K_1}{K_1} + \beta \frac{\Delta L_1}{L_1} + (1-\alpha-\beta) \frac{H'_1}{H_1}$	$\frac{\Delta Y_2}{Y_2} = \frac{\Delta A_2}{A_2} + \gamma \frac{\Delta K_2}{K_2} + \varphi \frac{\Delta L_2}{L_2} + (1-\gamma-\varphi) \frac{H'_2}{H_2}$	$\Delta Y_1/Y_1 + \Delta Y_2/Y_2 > \Delta Y_1/Y_1 + \Delta Y_2/Y_2$ 同时,西部增长速度大于东部		
				往中西部分散	$\frac{\Delta Y}{Y} = \frac{\Delta A}{A} + \alpha \frac{\Delta K}{K} + \beta \frac{\Delta L}{L} + (1-\alpha-\beta) \frac{\Delta H}{H}$		趋近于统一的增长速度		
P3	$=0^*$	$=0^*$	区域间互相流动	区域间互相流动					

注:标注*的“=”号表示无限接近于相等。

改革开放后,东部地区无论是资本存量、劳动力存量还是人力资本都高于中西部,且东部地区要素生产率 A_1 普遍高于中西部地区的要素生产率 A_2 (徐杰,2010)。因此,这一阶段东部地区的经济增长速度大于中西部地区。随着外资对东部地区的持续投入,该地区劳动力出现了短缺,劳动边际收益迅速增大,在高收入的吸引下中西部劳动力开始大规模流向东部地区,如改革开放初期开始的“民工潮”就是例证。资本持续投入和对教育的重视,带动着东部地区要素生产率 A_1 持续提高。受限于较高的区域间运输成本,中西部地区投资总量没有变化或变化很小,生产率 A_2 几乎不发生变化。虽然部分劳动力转移到了东部地区,但总体上劳动力过剩,所以中西部地区资本产出弹性和劳动力产出弹性不发生变化。在 P1 阶段中,由于各区域的资源禀赋、政策及区位的不同,造成了各区域间的经济发展差距逐步增大,区域非均衡性特征越来越明显。20 世纪 90 年代末,已形成了十分明显的东部富裕、中西部贫穷的经济格局,造就了我国典型的“城乡差别”、“东西差别”为特征的“二元经济结构”。此阶段两区域的经济增长率分别为:

$$\Delta Y'_1/Y_1 = \Delta A'_1/A_1 + \alpha \Delta K'_1/K_1 + \beta \Delta L'_1/L_1 + (1 - \alpha - \beta) H'_1/H_1 \quad (9)$$

$$\Delta Y'_2/Y_2 = \Delta A'_2/A_2 + \gamma \Delta K'_2/K_2 + \varphi \Delta L'_2/L_2 + (1 - \gamma - \varphi) H'_2/H_2 \quad (10)$$

2000 年后,随着经济发展政策的西移,^①以及与之相配套的交通发展政策的实施,我国经济重新走向均衡发展的道路。随着国家对交通的重视和技术创新,我国的公路和铁路(包括高铁)交通运输网络越来越发达,内陆运输便利性得以大幅度提高,区域间运输成本得到一定程度的降低。当运输成本下降到 $I_d \geq 0$ 这一临界点时,资本便具有往边际产出更高的经济欠发达的中西部地区流动的条件和动力,此时便步入 P2 阶段。在这一阶段,在中西部欠发达地区推出系列优惠政策的吸引下,东部发达地区的大量产业转移到了中西部欠发达地区,但此阶段劳动力继续往东部转移。可以预计随着资本往中西部欠发达地区的分散程度加大,劳动力将逐步回归到离家较近的中西部地区。如截至 2010 年,武广高铁带动了“珠三角”近 1000 亿元的产业资本向内地转移(曾勇,2012)。在 P1 和 P2 这两个阶段,东部发达地区由于“干中学”和创新机制,生产率 A_1 继续提高;中西部欠发达地区由于投资增加和受东部发达地区的外部性影响,要素生产率 A_2 得以提高,但此阶段依然保持 $A_1 > A_2$ 的态势。两区域的资本和劳动边际产出弹性基本不变化,经济增长率分别如下:

$$\Delta Y''_1/Y_1 = \Delta A''_1/A_1 + \alpha \Delta K''_1/K_1 + \beta \Delta L''_1/L_1 + (1 - \alpha - \beta) H''_1/H_1 \quad (11)$$

$$\Delta Y''_2/Y_2 = \Delta A''_2/A_2 + \gamma \Delta K''_2/K_2 + \varphi \Delta L''_2/L_2 + (1 - \gamma - \varphi) H''_2/H_2 \quad (12)$$

此时由于中西部欠发达地区资本、劳动力和人力资本基数较小,且增加值更大,因此理论上存在 $\Delta Y'_2/Y_2 > \Delta Y'_1/Y_1$ 。

可以期望的是,随着交通基础设施的大量投入,生产要素和商品的运输成本将大幅度降低,运输成本在整个经济增长中的作用,如同有些学者(Disdier 和 Head,2008)所提出的“距离已死”一样,对资源在区域间配置的作用逐渐降低,边际贡献率逐渐减小。此时经济发展步入 P3 阶段,东部发达地区持续有资金转移到中西部欠发达地区,增加了中西部地区的资本投入量,该地区不仅受惠于来自于东部地区资本的外部性,而且“干中学”所带动的“后发优势”也会促进技术大幅进步,全要素生产率得以提高并向东部发达地区趋近,最终达到 $A_1 = A_2$ 。随着资本的持续投入,中西部欠发达地区劳动需求也逐步增多,区域间资本和人力的回报率也逐步趋同,两区域最终达到一致,即 $\partial Y_1/\partial K_1 = \partial Y_2/\partial K_2$ 、 $\partial Y_1/\partial L_1 = \partial Y_2/\partial L_2$,最终两区域的资本和劳动力的产出弹性无限趋

① 前文所提到的 2000 年的西部大开发、2003 年的产业转移、2014 年的“一带一路”等政策。

近一致。这一阶段纯粹的资本和劳动力单向流动逐步减少,反而是区域之间的增长率趋近以及资本和劳动力之间互相交流的增多。此阶段两区域的经济增长率最终走向趋同:

$$\Delta Y/Y = \alpha \Delta A/A + \alpha \Delta K/K + \beta \Delta L/L + (1 - \alpha - \beta) \Delta H/H \quad (13)$$

(四)经济学涵义

资本具有流往边际产出较高的欠发达地区的选择偏好,在假设各区域“科斯成本”一致的情况下,最终产品的运输成本对资本投资的选择具有决定作用。如果区域间的产品运输成本较高,两区域间的资本投资收益差无法弥补运输费用。当运输成本逐渐降低,达到 $I_a = \theta(\partial Y_2 / \partial K_2 - \partial Y_1 / \partial K_1) - TC(K) \geq 0$ 这一临界值时,则资本将投往欠发达地区。总之,运输成本过高,资本则集中在发达地区,随着运输成本的降低,资本将逐步转移到边际收益较高的欠发达地区。而对于劳动力,则选择工资率较高的区域,而当工资率基本持平的时候,劳动力则选择离家庭较近的区域。随着两区域经济的持续增长和区域间运输成本的持续下降,能够通过加快欠发达地区商品流出的便利性从而加速资本要素和劳动力要素的回流,同时也能够带动知识、技术和创新的传播,提高资本和人力在国民经济运行中的配置效率,最终促进经济增长。同时流动要素的重新配置将会提高流出地区的边际产值和价格,降低流入地区的边际产值和价格(蔡昉、王德文,2002),区域间经济发展将走向趋同,两地的资本和劳动收益报酬也逐步走向相同。

三、区域间运输成本影响经济增长的实证分析

(一)区域间运输成本界定与度量

本文研究框架内关注的是中国境内区域间运输成本及其变化对经济增长的动态影响,而非仅仅评价运输成本降低的经济效应。因此,如何界定运输成本的内涵并对其度量成为本文的关键点。从微观机制分析,运输成本是因距离引起的障碍而付出的成本总和,运输成本本身、关税及贸易的非税壁垒、不同的生产标准、交通困难和文化差异等因素所引起的成本都隶属于运输成本(Fujita 和 Mori,2005)。从内涵上看,区域间运输成本与中国国内贸易成本有些相似之处,但又不完全相同。依据价格指数法(桂琦寒等,2006;刘建等,2013)所测定的中国国内贸易成本仅仅能体现现有贸易所发生的成本汇总,与本文所论述的区域间运输成本内涵不相符,有别于从部门或企业角度关注的微观运输成本或单纯以运输距离表示的区位因素。本文研究的区域运输成本已经演化为对特定区域间要素流动所必须克服的阻力一般衡量,具有一定的宏观性质。直接获取运输成本数据是件十分困难的工作,遵循间接测量或公式替代来取得运输成本数据的传统做法(Hummels,2007),构建我国区域间运输成本公式 $TC_i = (\sum_{j=1}^n d_{ij} / n) * p$,其中 TC_i 为 i 省市到其余区域的运输成本,其变化和大小受区域间距离和运输价格指数的影响, d_{ij} 为隶属于不同区域中 i 省市和 j 省市之间的运输距离, p 为运输价格指数。由于各省市在区域内位置不同,以各省市为单元的区域间运输成本有所不同。运输距离 d_{ij} 采用《中国交通地图册》各省省会和直辖市之间的铁路营运里程。^① p 为运输价格指数,用于体现运输成本的宏观效应和 Fujita 和 Mori(2005)对运输成本内涵的描述,^②利用每单位价值商品单位距离的物流成本替代,即运输价格指数=物流总费用/(物流总额×货运距离),其中物流总费用和物流总额来源于历年《中国物流年鉴》,货运距离来源

① 鉴于我国的铁路网和公路网密度都已经比较大,从区域角度看,铁路和公里的里程相差很小。

② 我国社会物流总费用按组成可以分为运输费用、仓储费用、管理费用三大部分。在一个国家内,基本包含了 Fujita 和 Mori(2005)描述的除关税外所有影响运输成本的因素。

于历年《中国统计年鉴》的平均货运距离。这种度量方式本身符合“冰山成本”性质,即符合空间经济学对于区域间运输成本对称性的界定(Tabuchi,1998),也能够较好地体现区域运输成本的时空演化机制(吴威等,2011),最重要的是体现了区域间要素流动所必须克服的一般阻力性质。

(二)实证模型与数据处理

如前所述,本文所追求的是并不是测算运输成本对经济产出的产出弹性,而是验证两者之间的内在联系。依据刘生龙、胡鞍钢(2010b)的思路,在资本、劳动力、人力资本等要素基础上,增加影响区域经济的制度、市场化程度、开放程度等因素,最重要的是增加影响要素流动的区域间运输成本因素,将公式(6)进行变形构建本部分的实证模型为:

$$\ln y_{i,t} = a + a_1 \ln y_{i,t-1} + a_2 \ln k_{i,t} + a_3 \ln h_{i,t} + a_4 \ln tc_{i,t} + a_5 X + \mu_{i,t} \quad (14)$$

这里的被解释变量 $y_{i,t}$ 为 i 地区第 t 年人均经济产出水平,解释变量 $k_{i,t}$ 和 $h_{i,t}$ 分别表示 i 地区第 t 年人均资本存量、人力资本存量; $tc_{i,t}$ 表示 i 地区第 t 年面临的区域间运输成本。 X 表示区域经济增长的控制变量,包括 i 地区第 t 年市场化程度($mar_{i,t}$)、制度因素($pol_{i,t}$)和贸易开放度($tra_{i,t}$)。考虑数据的可获得性、连续性,本计量回归样本的时间跨期为 1991—2012 年,共 22 年,样本涵盖了大陆除西藏以外的所有省份和地区,其中四川的数据是和重庆进行加权求和而来。若非特别指出,除区域间运输成本外,所使用的数据均来自于或由《新中国 60 年统计资料汇编》、《中国统计年鉴》、各省市《统计年鉴》的数据计算所得。其中各省市的人均 GDP 产出水平转换为 1952 基期数据; $k_{i,t}$ 利用各省市人均资本存量(1952 年基期)表示,依据张军等(2004)方法计算所得;人力资本 $h_{i,t}$ 用各省市平均受教育年限表示,依据李秀敏(2007)方法计算所得。市场化程度利用外商直接投资占 GDP 的比重表示,制度因素利用当年政府开支占 GDP 的比重表示,贸易开放度利用各省市进出口贸易额占据 GDP 的比重表示。主要变量统计性质即统计性描述见表 3。

表 3 变量的描述性统计

变量	观察个数	均值	标准差	最小值	最大值
y(元/人)	638	3855.598	4590.093	282.1734	35875.45
k(元/人)	638	17345.78	24626.89	510.2021	182669.5
h(年/人)	638	7.917079	1.100376	5.31	11.8693
mar(%)	638	0.033576	0.036798	0.0001	0.2442
gov(%)	638	0.139422	0.042628	0.0108	0.301
tra(%)	638	0.298962	0.402356	0.0321	2.1734
tc(%)	638	0.650117	0.3899578	0.1696197	2.489527

(三)实证方法选择

在实证模型设定中,由于利用了滞后被解释变量作为解释变量,因此存在内生性问题。同时,由于部分解释变量也存在易受经济增长影响的倾向性问题,解释变量与被解释变量两者之间多少存在逆向因果关系。当经济计量出现类似问题时,一般会采用一阶差分 GMM 和系统 GMM (Blundell 和 Bond,1998)方法对实证模型进行参数估计。这两种方法都为工具变量法,而且都属于固定效应处理方法,不仅可以有效抑制解释变量的内生性问题,而且解释变量的数据遗漏和误差问题也可以得到部分的优化和解决。一阶差分 GMM 和系统 GMM 估计量的一致性的重要前提是:一次差分以后的扰动项不存在二阶序列相关,但一阶序列相关是允许的,本文以一阶差分转换方程的一阶、二阶序列相关检验 AR(1)、AR(2)来判断随机扰动项是否存在序列相关;采用

Sargan 检验值来检验工具变量的可靠性。

为透析“交通运输”对于我国整体经济和区域经济增长的内在机理,将数据分别按照全国、东部、中部和西部四个层面进行估计,然后通过比较区域间运输成本在全国层面以及各区域的增长效应不同得出具体结论。表 4 给出了实证方程的参数估计结果,模型(1)、(5)针对全国范围,模型(2)~(4)和(6)~(8)分别是针对东部、中部和西部地区。表 4 末尾三行分别给出了相关估计及工具变量有效性的诊断检验结果。从检验结果看,本文设置的动态面板回归是合理的。其中 AR(2) 伴随概率均大于 0.05,说明估计不能拒绝模型干扰项没有二阶序列相关的原假设;Sargan 检验值的伴随概率均大于 0.05,说明工具变量有效。

(四)实证结果及分析

表 4 区域间运输成本对经济增长影响的检验

被解释变量	lnY							
	一阶差分 GMM				系统 GMM			
估计方法	(1)全国	(2)东部	(3)中部	(4)西部	(5)全国	(6)东部	(7)中部	(8)西部
实证模型								
$\ln y_{t-1}$	0.892 (93.08)***	0.939 (16.22)***	0.268 (0.96)	0.987 (10.24)***	0.970 (61.91)***	0.937 (16.59)***	0.827 (3.09)***	1.463 (4.70)***
$\ln k$	0.020 (1.94)*	-0.123 (1.77)*	0.514 (2.41)**	0.016 (0.13)	-0.036 (3.02)***	-0.122 (1.83)*	0.071 (0.33)	-0.355 (1.51)
$\ln h$	-0.075 (2.91)***	0.615 (0.95)	0.852 (1.85)*	-0.328 (0.69)	-0.164 (5.37)***	0.614 (0.96)	0.692 (1.83)*	-0.334 (0.99)
$\ln mar$	0.010 (8.03)***	0.055 (3.43)***	0.075 (2.81)***	-0.012 (0.83)	0.011 (7.00)***	0.055 (3.25)***	0.441 (3.29)***	0.172 (0.66)
$\ln pol$	-0.011 (2.44)**	0.239 (2.17)**	-0.019 (0.40)	-0.067 (1.91)*	-0.017 (3.70)***	0.242 (2.21)**	0.134 (1.27)	-0.088 (2.43)*
$\ln tra$	-0.025 (5.20)***	-0.195 (2.64)***	0.039 (1.22)	0.040 (0.93)	-0.022 (6.58)***	-0.195 (2.61)***	0.055 (1.61)	-0.070 (1.13)
$\ln tc$	-0.179 (6.28)**	-0.305 (4.10)***	0.109 (0.74)	-0.083 (1.13)	-0.178 (19.84)***	-0.305 (4.25)***	0.077 (0.57)	-0.189 (2.33)**
Constant	0.720 (0.04)***	-0.702 (0.47)	5.085 (2.60)***	0.574 (0.44)	0.254 (2)**	-0.682 (0.47)	0.875 (0.41)	-3.695 (1.45)
Observations	609	189	210	210	638	198	210	220
Number of instruments	217	150	162	182	237	165	182	182
Abond test for AR(1)	0.009	<0.01	0.1673	0.0631	0.002	<0.01	0.2901	0.1839
Abond test for AR(2)	0.0543	0.4366	0.1616	0.5209	0.1033	0.4325	0.3230	0.6722
Sargan test	1	1	1	1	1	1	1	1

注:括号中的数值是 z 统计值的绝对量;***、**和 * 分别表示在 1%和 5%和 10%的显著性水平下通过显著性检验。

系统 GMM 估计量可以同时利用变量水平变化和差分变化的信息,比一阶差分 GMM 有更好的有限样本性质,特别是本文被解释变量表现出较强的序列相关(滞后项的系数较大),系统 GMM 方法进行估计更为有效,因此下面以模型(5)、(6)(7)和(8)回归参数进行分析。从回归结果看,模型(7)中部地区的运输成本参数为正,稳健性较差,出现这一结果的一个合理解释是由于中部地区地理位置的特殊性,本文区域间运输成本的测度方法会对其估值过小。模型(5)、(6)和(8)中运输成本参数估计值为负值,且都在 1%或 5%的显著水平下通过检验,这一结果证实了本文理论分析中的观点,即无论是从整体角度还是从发达地区抑或欠发达地区等区域视角出发,区域间运输成本对经济增长有着显著的反向阻碍作用,经济发达地区和经济欠发达地区都将从持续降低的区域间运输成本中获得收益。

中部地区资本对区域经济增长起促进作用,而东部、西部地区资本与中部地区的表现并不一致,中部和西部地区的估计参数没有通过显著性检验。对于东部地区而言,出现这一结果的一种合理解释是东部与中西部地区区域间运输成本过大,造成了部分多余资本“滞留”在东部,没有配置到边际收益更高的中西部地区;对于西部而言,一个合理解释是由于幅员辽阔,区域内的运输成本过大影响了资本在区域内的合理配置。从回归结果看,我国区域间存在着条件收敛的前提,区域经济角度出现了一定的“追赶”现象,中部地区有着更高的经济增长倾向,这个结果与先前文献关于地区间条件收敛的结论一致(刘树成、张晓晶,2007)。

本文中,市场开放程度用 FDI 占 GDP 的比重来替代,FDI 对我国的经济产出有着非常显著的正向促进作用,它们大多数都在 1%的水平下通过了显著性检验。一般而言,FDI 高的地方往往有着更高的开放程度,FDI 是有效率的投资,在多数情况下,FDI 所代表的技术要比当地的技术更先进一些,既可以通过资本投入直接促进当地的经济增长,又可以通过技术的溢出效应间接地促进当地的经济增长。本文的结果与多位学者研究的结果基本一致(魏后凯,2002;孙力军,2008;刘生龙、胡鞍钢,2010a)。这里所强调的是,FDI 也是生产要素的一种。因此,FDI 对于区域选择受到运输成本大小的影响,从检验结果分析,中部地区已经享受到运输成本降低带来的 FDI 投资效应。

与表 1 相比,表 4 中的人力资本出现了相反的估计参数。从经济增长动态机制看,出现这一结果的合理原因是东部和中部人力资本的增长对区域起到正向促进作用,而西部地区人力资本的增长并没有带动经济增长。表 4 的结果还表明对外贸易、政府支出对我国经济增长总体呈现着负面的影响,这一结论与现有文献研究结论一致(刘生龙、胡鞍钢,2010a,2010b)。由于不是本文所研究的重点,这里不再赘述。

四、简单结论及政策建议

本文通过引入区域间运输成本、资本边际收益率和劳动贡献率等外生变量的一个两区域生产模型,理论上重新考察了我国区域经济增长的模式,发现区域间运输成本在不同的阶段对不同的区域经济起着不同的作用,但总体呈现促进经济增长的态势。随着区域间生产要素流通的运输成本逐步降低,劳动力要素和资本要素的流动性得以加快,使生产要素在一个更大的市场范围内依据市场规则进行合理分配,从而使知识和技术的传播得以加快,两个区域在要素的流动和重新配置过程中都获得了技术进步和经济增长。随着两区域经济的发展和运输成本的持续降低,“二元结构”下两区域经济将逐渐走向趋同。本文利用中国 29 个省份(直辖市、自治区)1990—2012 年的面板数据,实证结果表明:无论是从整体经济角度还是从区域经济角度出发,区域间运输成本都起显著的负向阻碍作用。同时,通过实证分析可知,中部地区已经享受到由于运输成本的下降带动的 FDI 投资的效益。此外,实证结果显示人力资本在区域经济中的不同增长效应,进出口贸易和政府支出规模则对我国的经济增长有着明显的反向作用。

本文的实证结果具有明显的政策含义,对于政策制定者而言,如果将我国区域经济平衡发展作为下一步目标,以解决我国“二元经济结构”现象,那么两地区模型可以提供一些有益的启示。由于降低运输成本对区域经济增长有着显著的正向促进作用,说明加强各省份尤其是交通基础设施比较落后的西部地区的交通基础设施投资,降低区域间运输成本有利于促进我国的经济增长和区域经济的均衡发展。

参考文献:

1. 蔡昉、王德文:《比较优势差异、变化及其对地区差距的影响》,《中国社会科学》2002年第5期。
2. 冯伟、徐康宁:《交通基础设施与经济增长:一个文献综述》,《产经评论》2013年第3期。
3. 桂琦寒、陈敏、陆铭、陈钊:《中国国内商品市场趋于分割还是整合:基于相对价格法的分析》,《世界经济》2006年第2期。
4. 何雄浪、毕佳丽:《技术溢出、要素流动与经济地理均衡》,《中央财经大学学报》2014年第4期。
5. 胡鞍钢、刘生龙:《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》2009年第5期。
6. 黄玖立、徐旻鸿:《境内运输成本与中国的地区出口模式》,《世界经济》2012年第1期。
7. 李秀敏:《人力资本、人力资本结构与区域协调发展——来自中国省级区域的证据》,《华中师范大学学报(人文社会科学版)》2007年第3期。
8. 李玉举、张鹏:《运输成本,从出口转变为对外直接投资的一个解释变量》,《管理科学》2003年第2期。
9. 林理升、王晔倩:《运输成本、劳动力流动与制造业区域分布》,《经济研究》2006年第3期。
10. 刘秉镰、武鹏、刘玉海:《交通基础设施与中国全要素生产率增长——基于省域数据的空间面板计量分析》,《中国工业经济》2010年第3期。
11. 刘树成、张晓晶:《中国经济持续高速增长的特点和地区间经济差异的缩小》,《经济研究》2007年第10期。
12. 刘建、许统生、涂远芬:《交通基础设施、地方保护与中国国内贸易成本》,《当代财经》2013年第9期。
13. 刘生龙、胡鞍钢:《基础设施的外部性在中国的检验:1988—2007》,《经济研究》2010年第3期。
14. 刘生龙、胡鞍钢:《交通基础设施与经济增长:中国区域差距的视角》,《中国工业经济》2010年第4期。
15. 刘卫华、欧国立:《分工的演进与交通运输发展》,《北京交通大学学报(社会科学版)》2010年第4期。
16. 罗会华:《交通运输发展促进发展中大国经济增长的机制研究》,《湖南商学院学报(双月刊)》2011年第3期。
17. 孙力军:《金融发展、FDI与经济增长》,《数量经济技术经济研究》2008年第1期。
18. 王洪光:《收益递增、运输成本与贸易模式》,《经济学(季刊)》2008年第4期。
19. 王花兰、周伟、王元庆:《交通发展与社会分工关系模型研究》,《铁道运输与经济》2005年第5期。
20. 王小鲁、樊纲:《中国地区差距的变动趋势和影响因素》,《经济研究》2004年第1期。
21. 魏后凯:《外商直接投资对中国区域经济增长的影响》,《经济研究》2002年第4期。
22. 魏下海:《基础设施、空间溢出与区域经济增长》,《经济评论》2010年第4期。
23. 吴威、曹有挥、梁双波:《区域综合运输成本研究的理论探讨》,《地理学报》2011年第12期。
24. 熊永钧:《运输与经济发展》,中国铁道出版社1998年版。
25. 徐杰:《中国全要素生产率的估算及其对经济增长的贡献研究》,昆明理工大学2010年博士论文。
26. 余壮雄、杨扬:《市场向西、政治向东——中国国内资本流动方向的测算》,《管理世界》2014年第6期。
27. 曾勇:《武广高铁开通运营三周年安全走行1亿多公里》,网易新闻网,2012年12月25日。
28. 张辽:《要素流动、产业转移与经济增长——基于省区面板数据的实证研究》,《当代经济科学》2013年第5期。
29. 张军、吴桂英、张吉鹏:《省际物质资本存量估算:1952—2000》,《经济研究》2004年第10期。
30. 张学良:《中国交通基础设施与经济增长的区域比较分析》,《财经研究》2007年第8期。
31. 张学良:《交通基础设施、空间溢出与区域经济增长》,南京大学出版社2009年版。
32. 张学良:《中国交通基础设施促进了区域经济增长吗》,《中国社会科学》2012年第3期。
33. 张幼文、薛安伟:《要素流动对世界经济增长的影响机理》,《世界经济研究》2013年第2期。
34. 张兆民、韩彪:《运输成本、分工、集聚与经济增长——基于微观机制的一个文献综述》,《商业研究》2015年第3期。
35. 赵儒煜、邵昱晔:《要素流动与区际经济增长》,《求索》2011年第2期。
36. 邹璇:《要素流动、产业转移与经济增长》,南开大学2009年博士论文。
37. Arvis, J.F., Duval, Y., Shepherd, B., & Utoktham, C., Trade Costs in the Developing World: 1995—2010. The World Bank International Trade Department. Policy Research Working Paper, No. 6309, 2013.

38. Baldwin, R. E. , & Forslid, R. , The Core-Periphery Model and Endogenous Growth: Stabilizing and Destabilizing Integration, *Economica*, Vol. 67, No. 267, 2000, pp. 307—324.
39. Baldwin, R. E. , & Martin, P. , Agglomeration and Regional Growth, *Handbooks in Economics*, Vol. 7, No. 4, 2004, pp. 2671—2713.
40. Baldwin, R. E. , Martin, P. , & Ottaviano, G. I. P. , Global Income Divergence, Trade, and Industrialization: The Geography of Growth Take-Offs, *Journal of Economic Growth*, Vol. 6, No. 1, 2001, pp. 5—37.
41. Blundell, R. , & Bond, S. , GMM Estimation with Persistent Panel Data: An Application to Production Functions. *Econometric reviews*, Vol. 19, No. 3, 1998, pp. 321—340.
42. Disdier, A. C. , & Head, K. , The Puzzling Persistence of the Distance Effect on Bilateral Trade. *The Review of Economics and statistics*, Vol. 90, No. 1, 2008, pp. 37—48.
43. Fujita, M. , Monopolistic Competition and Urban Systems. *European Economic Review*, Vol. 37, No. 2, 1993, pp. 308—315.
44. Fujita, M. , & Mori T. , Frontiers of the New Economic Geography. *Papers in Regional Science*, Vol. 84, No. 3, 2005, pp. 377—405.
45. Heckscher, E. F. , & Ohlin, B. G. , *Heckscher-Ohlin trade theory*, Boston: The MIT Press, 1991.
46. Hummels, D. , Transportation Costs and International Trade in the Second Era of Globalization, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 27, No. 3, 2007, pp. 131—154.
47. Krugman, P. , Increasing Returns and Economic Geography. *Journal of Political Economy*, Vol. 99, No. 3, 1991, pp. 483—499.
48. Martin, P. , & Ottaviano, G. I. P. , Growing locations: Industry location in a model of endogenous growth, *European Economic Review*, Vol. 43, No. 2, 1999, pp. 281—302.
49. Rietveld, P. , & Vickerman, R. , Transport in regional science: The “death of distance” is premature, *Papers in regional science*, Vol. 83, No. 1, 2004. pp. 229—248.
50. Tabuchi, T. , Urban Agglomeration and Dispersion: A Synthesis of Alonso and Krugman. *Journal of Urban Economics*, Vol. 44, No. 3, 1998, pp. 333—351.
51. Walz, U. , Transport Costs, Intermediate Goods, and Localized Economic Growth. *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 26, No. 2, 1996, pp. 671—695.
52. Wu, Y. R. , *China's Economic Growth: A Miracle with Chinese Characteristics*, London and New York: Taylor & Francis Group, 2004.
53. Young, A. , Gold into Base Metals: Productivity Growth in the People's Republic of China during the Reform Period, *Journal of Political Economy*, Vol. 111, No. 6, December 2003, pp. 1220—1261

Inter-regional Transportation Costs, Factors Flow and Regional Economic Growth in China

HAN Biao, ZHANG Zhaomin (Shenzhen University, 518060)

Abstract: The decrease of the transport cost will expand the interregional flow of human resource and capital, then the allocation efficiency of capital and human resource in national economy will get improved and the externality of knowledge, technology and innovation will get advanced, and finally the economic growth get promoted. This conclusion has been discussed in many literatures, but there are few studies which focus on the effect of transportation cost on economic growth. This paper uses the panel data of China's 29 provinces, municipalities and autonomous regions from 1990 to 2012 to test the impacts of inter-region transport costs on China's economic growth. Based on the theory of “Two Region Model”, the empirical results show that the decrease of inter-regional transportation costs can promote the efficiency of factor allocation, thus improving the economic growth.

Keywords: Inter-region Transportation Costs, Factor Mobility, Regional Economic Growth, Dynamic Panel
JEL: P25

责任编辑: 汀 兰