

劳动力转移、技术进步与资本回报率变动

刘晓光¹, 苟琴²

(1. 中国人民大学国家发展与战略研究院, 北京 100872; 2. 中央财经大学金融学院, 北京 100081)

摘要:近年来,伴随农业劳动力转移的持续放缓,中国资本回报率和投资增速急剧下滑。文章从内生技术进步的角度,探讨了农业劳动力转移对中国技术进步、资本回报率及经济发展的影响。通过对中国31省区1992—2010年工业部门面板数据分析发现,农业劳动力转移对中国全要素生产率具有显著的促进作用,通过增加劳动要素投入和促进技术进步两条渠道提升资本回报率。同时发现,不同的劳动力转移方式的影响及作用机制也有所不同,城市化方式比单纯的就业转移对技术进步的促进作用更为显著。

关键词:农业劳动力转移;城市化;资本回报率;技术进步;全要素生产率;经济增长

中图分类号: F061.3 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2017)02-0076-12

一、引言

近年来,伴随着农业劳动力转移的放缓,中国资本回报率和全要素生产率持续下滑。因此,一个富有理论价值和现实意义的研究问题是,农业劳动力转移与技术进步和资本回报率之间究竟存在怎样的关系?事实上,自Lewis^[1]开创性地提出二元经济发展理论,农业劳动力转移对于经济发展的意义在经济学研究领域得到越来越多的重视。中国计划经济时期的劳动力市场城乡体制性分割,使农业部门储备了巨量剩余劳动力。改革开放以来,随着人口流动政策放松和非农部门劳动力需求日益增长,全国年均新增转移农民工数量超过800万人,并先后经历了向乡镇企业和小城镇转移到跨省区转移的渐近深化过程^[2]。2016年,中国农民工人数已经超过2.8亿人,占非农部门就业总量的50%以上,农业劳动力在劳动力总量中的占比也由改革之初70%以上降到近年30%以下。如此持续而大规模的劳动力转移已经构成中国现代经济转型最重要的结构特征之一。

一般认为,当生产要素从边际产出较低的部门流向边际产出较高的部门,总体生产效率会不断提高,而中国农业劳动力跨行业跨地域转移则使劳动力资源的配置效率在产业和空间两个层面均不断提高。胡永泰^[3]指出农业劳动力向非农部门再配置的首要作用是提高了中国的全要素生产率。刘秀梅和田维明^[4]发现,劳动力转移导致农业边际劳动生产率明显改善,是促进国民经济增长的重要因素。刘伟和张辉^[5]、张平和郭熙保^[6]、贺京同和何蕾^[7]等后续研究也都表明,劳动力转移带来的结构转变效应对中国经济增长具有促进作用。Young^[8]有关中国经济增长核算研究发现,农业劳动力大量转移有力地支撑了制造业和出口发展。李扬和殷剑峰^[9]认为剩余劳动力的持续转移是我国经济长期高速增长的关键,高储蓄率和高投资率既是这种增长模式的结果,也是这种模式得以维持

收稿日期:2016-08-01;修回日期:2017-01-21

作者简介:刘晓光(1988—),男,河南商丘人,经济学博士,中国人民大学国家发展与战略研究院讲师,研究方向为发展经济学、宏观金融;苟琴(1986—),女,四川巴中人,经济学博士,中央财经大学金融学院讲师,研究方向为开放宏观经济学。

基金项目:国家社会科学基金青年项目(16CJL049)

的原因。李稻葵等^[10]和翁杰^[11]等人研究发现,劳动力转移与我国国民收入分配的变动有直接关系。张传勇^[12]从区域经济的角度出发,发现劳动力流动与房价上涨和城市经济收敛之间也存在紧密联系。

事实上,在发展中经济体的特定发展阶段,农业劳动力转移的作用较以往研究发现所揭示的更为重要。表1描述了中国、日本、韩国和美国自1960年代以来,农业劳动力转移与经济增长的长期关系。从四国发展经验来看,经济取得非常规高速增长的时期都是农业劳动力快速转移的时期,通常能够达到8%~10%的高速增长。当农业劳动力占比稳定,经济增速则显著下降到3%~5%,甚至更低(最具技术创新能力的美国也是如此)。如果农业劳动力转移只是增加了非农部门的劳动要素投入,则很难想象年均约1个百分点的劳动力转移能够对经济增速产生如此巨大的影响。有理由相信,在劳动力转移过程中还存在某种尚未被认知的作用,对驱动经济增长的重要因素产生了有利影响。唯有对此做进一步研究,才容易理解为什么经济体总是在劳动力快速转移时期取得超常的增长速度。

回顾以往文献发现,在关于劳动力转移对经济发展影响的分析中,鲜有研究探讨农业劳动力转移对非农部门技术进步的影响,对资本回报率和经济增长的影响分析也大体停留在为非农部门提供廉价劳动要素的基础层面。一些学者甚至认为,中国等东亚经济体的发展是简单的生产要素积累,缺乏技

术进步^[8,13-14]。这一认识不仅有悖中国经济发展现实,也忽略了发展中经济体成长中的一个重要特征,即在生产要素积累过程中,通过投资生产过程中的“干中学”效应^[15-17]、新增投资中的“嵌入式”技术进步^[18-19],以及城市化进程中的人口集聚效应^[20-24],将直接或间接地导致社会技术水平动态提升、人力资本积累和生产效率的改善。刘晓光和卢锋^[25]通过构建理论模型说明,农业劳动力转移与上述“技术效应”结合推动了中国技术进步和资本回报率的上升。

本文将通过实证分析集中考察农业劳动力转移对中国非农部门技术水平、资本回报率以及经济发展的促进作用。利用中国31省区1992—2010年工业部门面板数据,本文实证分析发现,农业劳动力转移对中国工业部门全要素生产率具有显著的促进作用,进而通过提高技术水平和增加劳动要素投入两条渠道提升资本回报率。同时还发现,不同的劳动力转移方式的具体影响及主要机制可能也有所不同。本文后面部分安排如下:第二部分通过理论机制分析,提出本文的待检验假说。第三部分介绍实证分析的主要变量和数据。第四部分是实证分析,通过构建计量模型对中国省级面板数据进行回归分析,验证本文假说,并进行子样本稳健性检验。第五部分总结全文。

二、理论机制分析与研究假说的提出

大量研究表明,一国经济在投资生产过程中会通过干中学机制自发实现技术进步。Arrow^[15]较早提出了干中学的概念,认为企业在投资和生产的过程中,通过学习知识和积累经验,不断实现技术进步。在干中学理论的基础上,Romer^[16]、Barro和Sala-I-Martin^[17]等人进一步发展了“知识溢出模型”,强调由于知识具有溢出效应,一个企业的技术进步会很快扩散到整个社会,从而实现内生增长。Li et al.^[26]通过实证分析发现,技术溢出效应在世界范围内广泛存在。

表1 四国农业劳动力转移速度与长期经济增长率 %

时期	韩国		日本		美国		中国	
	年占比 下降	年GDP 增长率	年占比 下降	年GDP 增长率	年占比 下降	年GDP 增长率	年占比 下降	年GDP 增长率
1961—1969	1.40	8.25	1.31	10.44	0.22	4.66		
1970—1979	1.68	8.29	0.90	4.64	0.07	3.32		
1980—1989	1.61	7.68	0.32	3.71	0.07	3.04	0.86	9.75
1990—1999	0.73	6.25	0.21	1.43	0.03	3.22	1.01	9.99
2000—2009	0.36	4.39	0.10	0.63	0.11	1.73	1.33	10.29

注“年占比下降”为农业就业人口占总就业人口比例年均下降百分点(时期内平均)，“年GDP增长率”为平均GDP增长率(时期内平均)。取十年为一个时期以反映劳动力转移与经济增长的长期关系。

数据来源:世界银行数据库

中国经济发展过程中也存在显著的干中学效应^[27-29],干中学对中国全要素生产率的提高有重要贡献^[9,30-31]。不仅如此,在投资生产过程中还存在广泛的嵌入式技术进步。研究发现,中国的技术进步与生产性投资保持着稳定的比例关系^[32]。林毅夫和张鹏飞^[18]认为,以从发达国家引进新技术的方式进行技术创新,更符合发展中国家的比较优势,而这种技术进步方式在现实经济中必然主要以投资的方式实现。徐建国^[19]更直接指出,投资本身是发展中国家实现技术进步的最重要的方式,因为新增投资中包含了当时更为先进的技术,同时,在使用新资本品的过程中,还可以促进人力资本的积累和技术的进步。

因此,农业劳动力转移通过促进非农部门投资生产,将有利于上述技术效应的发挥,进而可以促进技术进步。在传统的刘易斯模型中,非农部门的扩张会不断吸收农村剩余劳动力,但由于技术水平是外生的,农业劳动力转移只是被动地作为非农部门扩张的结果。实际上,对于发展中经济体而言,特别是经济起飞阶段,农业劳动力的持续转移反过来也有利于非农部门在资本扩张过程中维持劳动/资本比例,进而可以维持较高水平的资本回报率,增加非农部门的利润积累,促进非农部门扩大投资和生产。同时,由于在这一过程中存在广泛的学习效应和嵌入式技术进步,非农部门将会不断实现技术进步,促进新一轮投资和生产。刘晓光和卢锋^[25]通过构建理论模型说明,农业劳动力转移与上述技术效应结合推动了中国资本回报率上升,并实证分析验证了中国技术效应的存在。

另一方面,随着农业劳动力向城市部门集聚,由于人口集聚效应以及转移劳动力在城市部门干中学获得的人力资本积累,也会产生持续而可观的技术溢出,从而不断提高生产效率。随着人口从分散的农村集聚到城市,距离的缩小更利于人们相互学习和模仿,产生与传播新知识和新技术,并提高人力资本积累。人口集聚有利于促进分工,随着人口规模的扩大,分工得以不断深化,促进技术进步和生产率提高。Lucas^[20]通过人力资本溢出模型说明,人们通过向他人学习经验或创新,产生人力资本的溢出效应,人口集聚通过空间距离的缩小进一步促进这一效应的发挥,因为知识和信息极易受到距离衰减效应的影响。此外,农业劳动力转移到城市部门后,通过在工作中的干中学也可以得到人力资本积累^[33]。后续大量文献关于人口集聚效应的更丰富的讨论,使其产生的技术效应和规模经济得到越来越多重视^[21-24,34]。

综合以上分析,农业劳动力转移与非农部门技术进步、资本回报率及经济发展的关系可以用如下动态机制来反映:(1) 非农部门投资扩张增加对非农劳动力的需求,促进农业劳动力转移;(2) 农业劳动力转移反过来增加非农部门劳动要素投入,维持或提高资本回报率,促进投资和生产,并带动非农部门发展,同时形成人口集聚效应;(3) 扩大的投资和生产通过学习效应和嵌入式技术进步,加上人口集聚效应,将不断提高非农部门技术水平和生产效率;(4) 技术水平的提高反过来又会提高资本和劳动的边际产出,促进新一轮投资和劳动力转移。如此循环往复,要素积累与技术进步实现了良性互动,经济也实现了可持续增长。

基于此,本文认为,农业劳动力转移能够通过促进上述技术溢出效应的发挥,对非农部门技术水平产生直接或间接的促进作用。特别地,农业劳动力转移有利于扩大城市劳动力市场规模,形成人口集聚效应,同时有利于企业扩大投资生产和“干中学”,形成技术溢出效应,进而有利于提高城市部门的全要素生产率^[15-17,25,35]。因此,本文提出待检验假说1。

假说1: 农业劳动力转移对非农部门技术水平具有正向影响。

由于农业劳动力转移能够促进技术进步,因而可以通过两条渠道提升资本回报率,对经济长远发展产生有利影响。首先,农业劳动力转移通过增加非农部门劳动要素投入,有利于维持劳动/资本比例,因而利于维持甚至提高资本回报率水平;其次,农业劳动力转移通过促进技术进步,可以提高劳动和资本的生产效率,从而进一步提高资本回报率。对此,我们可以通过以下简单的模型推导来加以理解。

假设一个代表性企业的生产函数形式为:

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\alpha} (L_{it})^{1-\alpha}$$

式中,下标 i 和 t 分别代指企业和时期, K_{it} 和 L_{it} 表示企业组织生产使用的资本和劳动, A_{it} 为企业技术水平, α 为企业的资本产出弹性。

对企业 i 而言,给定 t 期的社会资本回报率 r_t 、工资率 w_t 和总资本存量 K_t ,为了实现利润最大化,企业会选择最优的资本量 K_{it} 和雇佣最优的劳动量 L_{it} :

$$\text{Max} \pi_{it} = A_{it} K_{it}^{\alpha} (L_{it})^{1-\alpha} - r_t K_{it} - w_t L_{it}$$

一阶优化条件:

$$r_t = \alpha A_{it} K_{it}^{\alpha-1} L_{it}^{1-\alpha}$$

$$w_t = (1 - \alpha) A_{it} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{-\alpha}$$

在均衡时,厂商将选择相同数量的资本 K_{it} 和劳动 L_{it} ,因而上式转化为:

$$r_t = \alpha A_{it} \left(\frac{L_{it}}{K_{it}} \right)^{1-\alpha} = \alpha L_{it}^{\sigma} \left(\frac{L_{it}}{K_t} \right)^{1-\alpha}$$

由上式可见,农业劳动力转移通过两个渠道影响资本回报率 r_t :首先,农业劳动力转移通过增加非农部门就业 L_{it} ,维持劳动/资本比例 $\left(\frac{L_{it}}{K_{it}} \right)$,进而提高资本回报率;其次,农业劳动力转移通过形成人口集聚效应和技术溢出效应 L_{it}^{σ} ,提高非农部门技术水平 A_{it} ,进而提高资本回报率。基于这一理解,本文提出待检验假说 2。

假说 2: 农业劳动力转移对非农部门资本回报率具有正向影响。

接下来,本文将利用中国省级面板数据检验上述两个假说,集中考察农业劳动力转移对非农部门技术进步和资本回报率的影响,并分析其影响机制。

三、核心变量指标和数据说明

本文主要考察农业劳动力转移对非农部门技术进步和资本回报率的促进作用。因此,被解释变量包括非农部门技术水平和资本回报率,核心解释变量为农业劳动力转移。为此,本文首先估算各省区的全要素生产率,作为分省层面技术水平的代理变量。具体来说,本文结合文献中估算全要素生产率常用的索罗残差法与克服宏观变量内生性问题常用的系统 GMM 方法^[36-37],即采用系统 GMM 方法估计索罗残差,基础数据为各省区工业部门的 GDP、固定资产净值以及劳动力。资本回报率的衡量指标选取各省规模以上工业企业利润总额(即净利润加企业所得税)与固定资产净值的比值。采用该指标的优点在于以微观企业数据为基础,指标定义清晰,数据完善^[38]。

关于劳动力转移的测度,根据数据可得性和研究需要,本文选用了两个衡量指标。一个为城镇化率,即城镇人口占总人口的比重。另一个指标则对应本文工业部门口径,采用各省区第二产业就业人数占第一、二产业总就业人数的比例来反映劳动力转移程度,记为“就业转移率”。相比之下,城镇化率指标更侧重人口因素,而就业转移率指标更侧重就业因素。在中国制度背景下,两个指标的含义略有不同,又互为补充,既共同反映了农业劳动力转移程度,也在一定程度上反映了不同的劳动力转移方式。本文对两个指标进行回归分析,可以保证基本结论的稳健性,同时可以粗略观察不同的劳动力转移方式的影响差异。

参考以往文献做法,本文在回归分析中控制了基础设施(采用公路里程与省区面积比值衡量)、经济开放度(采用外商直接投资 FDI 占 GDP 比重衡量)、金融发展(采用贷款与 GDP 的比率衡量)、金融效率(采用银行单位存款创造的贷款,即银行贷款与存款比率衡量)、国企比重(采用国有及国有控股企业在工业部门总产值中的比重来衡量)和公共教育支出(采用人均公共教育支出来衡量)等重要变量,以控制这些因素对全要素生产率和资本回报率的潜在影响。在资本回报率的影响分析

时,本文还加入了全要素生产率和资本产出比变量,以控制技术进步和资本深化对资本回报率的影响。表2报告了上述变量的统计性描述结果。

四、实证分析

本节实证分析农业劳动力转移与非农部门全要素生产率和资本回报率的关系,以检验本文理论假设中提出的劳动力转移对技术水平和资本回报率的影响。考虑到中国改革开放的进程^[39]和劳动力开始大规模转移的节点^[40],本文选取1992—2010年样本数据进行实证分析。在计量方法上,除了采用最小二乘法进行基准回归外,本文还同时进行

了系统GMM回归,从而在一定程度上解决宏观变量回归经常存在的内生性问题和弱工具变量问题,克服最小二乘估计量的有偏性^[36-37]。同时,为防止工具变量过多产生过度拟合问题^[41],本文将滞后2到3期的内生变量的水平项和差分项作为GMM类型的工具变量。

(一) 农业劳动力转移与非农部门全要素生产率

本节回归方程为:

$$TFP_{it} = \beta_1 LR_{it} + \beta_2 X_{it} + \alpha_i + \gamma_t + \mu_{it} \quad (1)$$

其中,被解释变量 TFP_{it} 为非农部门全要素生产率,主要解释变量 LR_{it} 为农业劳动力转移程度指标,包括 TR_{it} 和 UR_{it} ,分别为就业转移率和城镇化率指标, X_{it} 表示控制变量, α_i 和 γ_t 分别为个体效应和年份效应, μ_{it} 为随机误差项。在回归参数中, β_1 为劳动力转移程度对全要素生产率的影响系数,是主要考察的回归系数。根据本文理论分析,劳动力转移对全要素生产率具有正向促进作用,因此,预期 $\beta_1 > 0$ 。

表3报告了全要素生产率回归结果。其中,(1)至(4)栏为OLS估计结果,(5)至(8)栏为系统GMM估计结果。表中显示,系统GMM回归通过了Arellano-Bond检验和Hansen过度识别检验,说明模型设定良好。系统GMM估计结果和OLS估计结果基本一致,也说明回归结论稳健。根据估计结果,无论是以就业转移率指标还是以城镇化率指标所衡量的农业劳动力转移程度,回归系数均显著为正,说明农业劳动力转移对中国工业部门全要素生产率具有显著的促进作用,本文假设1得到了验证。其中,在没有控制其他变量时,就业转移率指标对全要素生产率的影响系数约为0.7,城镇化率指标对全要素生产率的影响系数约为0.9。在进一步控制了基础设施水平、FDI占GDP比重、国企产出比重和公共教育支出水平等控制变量后,就业转移率指标对全要素生产率影响系数减小到约0.5,在系统GMM回归中甚至失去了显著性,但城镇化率指标对全要素生产率仍有显著的正向影响,且影响系数扩大到约1.1。以上结果在说明农业劳动力转移对非农部门技术水平具有促进作用的同时,也说明在中国劳动力转移进程中,城镇化方式可能比单纯的就业转移对技术水平的促进作用更显著。本文推测原因可能在于城镇化方式会带来更程度的人口集聚效应,更有利于转移劳动力人力资本积累,因而技术效应更强。

此外,在各控制变量中,基础设施水平对全要素生产率也具有显著的促进作用,符合一般预期。FDI占GDP比重和金融效率对全要素生产率也有正向促进作用,符合一般预期,但是显著性不稳定。国企产出比重和公共教育支出水平对全要素生产率的作用不显著,有待进一步探讨。比较意外的

表2 核心变量的描述性统计

变量	观测值数	均值	标准差	最小值	最大值
资本回报率	589	0.096 5	0.082 9	-0.055 3	0.461
全要素生产率 (对数)	587	0.335	0.518	-0.859	1.647
就业转移率	587	0.346	0.189	0.045 6	0.923
城镇化率	503	0.423	0.159	0.161	0.893
基础设施(对数)	584	7.825	0.932	5.092	9.839
FDI/GDP	576	0.034 8	0.036 3	1.41e-05	0.243
贷款/GDP	589	0.996	0.286	0.533	2.260
贷款/存款	589	0.870	0.251	0.233	1.890
国企比重	584	0.511	0.202	0.094 1	0.899
公共教育支出	483	3.280	3.099	0.374	20.15
资本产出比	589	1.586	0.711	0.755	5.399

数据来源:各省区统计年鉴、交通年鉴和交通运输部网站、《中国统计年鉴》和《中国工业交通能源50年统计资料汇编》

是金融发展规模对全要素生产率具有显著的负向作用,初步推测可能与我国金融市场扭曲恶化了要素配置效率有关^[42-43],但具体原因还有待更深入的分析。

表3 全要素生产率回归结果

被解释变量: 全要素生产率	最小二乘回归				系统 GMM 回归			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
就业转移率	0.733 *** (0.057 2)		0.524 *** (0.121)		0.726 *** (0.203)		0.545 (0.332)	
城镇化率		0.934 *** (0.089 4)		1.065 *** (0.136)		0.934 *** (0.296)		1.084 *** (0.316)
基础设施			0.133 *** (0.025 6)	0.114 *** (0.021 6)			0.135 (0.082 9)	0.112* (0.065 7)
FDI/GDP			0.708 ** (0.349)	0.391 (0.325)			0.683 (0.874)	0.402 (0.691)
贷款/GDP			-0.415 *** (0.060 4)	-0.398 *** (0.054 8)			-0.409 ** (0.156)	-0.383 *** (0.121)
贷款/存款			0.157* (0.093 0)	0.222 *** (0.082 9)			0.190 (0.264)	0.263 (0.198)
国企比重			0.178 (0.111)	0.070 5 (0.086 5)			0.218 (0.298)	0.087 8 (0.217)
公共教育支出			0.013 6 (0.014 3)	-0.003 8 (0.011 3)			0.011 2 (0.035 4)	-0.007 8 (0.025 0)
个体效应	No	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.727	0.772	0.748	0.799	0.905	0.726	0.707	0.808
					0.997	1.000	1.000	1.000
观测值	587	501	472	425	587	501	472	425

注:括号内为稳健的标准误。***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著。GMM 估计中 R² 处报告的依次是其 A-Bond 一阶、二阶检验和 Hansen 检验的 p 值。

(二) 劳动力转移与资本回报率

上一节分析了劳动力转移对非农部门全要素生产率的促进作用,本节分析劳动力转移与资本回报率的关系。根据本文理论分析机制,农业劳动力转移不仅通过增加非农部门劳动要素投入的方式提高资本回报率,还将通过促进非农部门技术进步而提高资本回报率。

因此,本节回归方程为:

$$CR_{it} = \theta_1 LR_{it} + \rho X_{it} + \alpha_i + \gamma_t + \mu_{it} \quad (2)$$

$$CR_{it} = \theta_1' LR_{it} + \theta_2 TFP_{it} + \rho X_{it} + \alpha_i + \gamma_t + \mu_{it} \quad (3)$$

$$CR_{it} = \theta_1'' LR_{it} + \theta_2 TFP_{it} + \theta_3 LR_{it} \times TFP_{it} + \rho X_{it} + \alpha_i + \gamma_t + \mu_{it} \quad (4)$$

其中,被解释变量 CR_{it} 为资本回报率,主要解释变量 LR_{it} 为农业劳动力转移程度指标,包括 TR_{it} 和 UR_{it} ,分别为就业转移率和城镇化率指标, TFP_{it} 为非农部门全要素生产率, $LR_{it} \times TFP_{it}$ 为农业劳动力转移与非农部门全要素生产率的交叉项, X_{it} 表示其它控制变量, α_i 和 γ_t 为个体效应和年份效应, μ_{it} 为随机误差项。在各参数中, θ_1 、 θ_1' 和 θ_1'' 为劳动力转移程度对资本回报率的影响系数, θ_3 是反映农业劳动力转移通过技术进步渠道影响资本回报率的影响系数,是主要考察的回归系数。根据本文理论分析,农业劳动力转移通过增加劳动要素投入和促进技术进步两条渠道对资本回报率产生正向影响。因此,预期 $\theta_1 > 0$ $\theta_2 > 0$ $\theta_3 > 0$,而在进一步控制了全要素生产率 TFP_{it} 及其交叉项的影响后, $\theta_1' > 0$ $\theta_1'' > 0$ 可能仍成立。

表4 报告了资本回报率回归结果。其中,(1)至(4)栏为 OLS 估计结果,(5)至(8)栏为系统 GMM 估计结果。系统 GMM 回归通过了 Arellano-Bond 检验和 Hansen 过度识别检验,说明模型设定

良好。OLS 估计结果和系统 GMM 估计结果基本一致,也说明回归结论稳健。在单变量回归中(限于篇幅表 4 没有汇报),无论是以就业转移率指标还是以城镇化率指标所衡量的劳动力转移程度对中国资本回报率都有显著的促进作用。表 4 回归中的(1)至(2)列和(5)至(6)列显示,进一步控制了基础设施水平、FDI 占 GDP 比重、金融发展规模、金融效率、资本产出比、国企产出比重和公共教育支出水平等控制变量后,劳动力转移程度的两个衡量指标对资本回报率影响仍然显著为正,符合预期,说明农业劳动力转移对非农部门资本回报率具有显著的正向影响。

表 4 资本回报率回归结果

被解释变量: 资本回报率	最小二乘回归				系统 GMM 回归			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
就业转移率	0.110*** (0.019 3)		0.079 1*** (0.016 2)		0.156** (0.057 0)		0.069 3* (0.035 8)	
城镇化率		0.101*** (0.024 5)		0.017 5 (0.019 2)		0.135** (0.056 7)		-0.013 4 (0.038 3)
全要素生产率			0.122*** (0.011 7)	0.128*** (0.013 5)			0.174*** (0.047 2)	0.159*** (0.048 0)
资本产出比	-0.042 6*** (0.007 6)	-0.038 6*** (0.007 6)	0.006 2 (0.005 5)	0.007 0 (0.006 0)	-0.034 9** (0.017 1)	-0.029 8* (0.016 5)	0.027 4 (0.016 5)	0.014 8 (0.016 1)
基础设施	-0.018 1*** (0.004 7)	-0.015 1*** (0.004 9)	-0.007 5* (0.004 5)	-0.004 5 (0.004 7)	-0.016 6 (0.012 1)	-0.012 1 (0.011 9)	-0.002 5 (0.010 4)	-0.002 9 (0.010 2)
FDI/GDP	0.231*** (0.084 3)	0.236** (0.098 2)	-0.024 3 (0.073 7)	0.006 94 (0.082 8)	0.361 (0.252)	0.374 (0.268)	-0.116 (0.191)	-0.051 3 (0.180)
贷款/GDP	-0.030 0*** (0.011 3)	-0.028 8** (0.012 5)	-0.032 1*** (0.009 8)	-0.026 4** (0.011 1)	-0.033 7 (0.024 2)	-0.027 8 (0.024 7)	-0.032 6 (0.021 2)	-0.026 5 (0.021 6)
贷款/存款	-0.033 1* (0.016 9)	-0.029 4* (0.017 7)	-0.026 8* (0.015 2)	-0.028 0* (0.015 9)	0.000 28 (0.040 5)	0.004 16 (0.042 6)	-0.024 2 (0.030 9)	-0.032 1 (0.028 3)
国企比重	0.032 7 (0.027 0)	0.000 2 (0.027 5)	0.014 9 (0.023 4)	-0.010 8 (0.025 0)	0.066 3 (0.075 7)	0.029 6 (0.073 9)	0.012 7 (0.053 7)	-0.017 5 (0.058 2)
公共教育支出	0.002 7* (0.001 6)	0.003 2** (0.001 6)	-0.001 (0.001 2)	0.001 4 (0.001 3)	-0.003 3 (0.004 1)	-0.002 4 (0.003 6)	-0.003 1 (0.003 4)	0.002 8 (0.003 2)
个体效应	No	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.671	0.662	0.731	0.717	0.245 1.000	0.505 1.000	0.833 1.000	0.969 1.000
观测值	472	427	472	425	472	427	472	425

注:括号内为稳健的标准误。***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著。GMM 估计中 R² 处报告的依次是其 A-Bond 一阶、二阶检验和 Hansen 检验的 p 值。

为进一步检验农业劳动力转移影响资本回报率的两条渠道,在(3)-(4)列和(7)-(8)列中进一步控制了全要素生产率的影响。结果发现,全要素生产率对资本回报率具有显著的正向影响,且控制了全要素生产率的影响后,就业转移率对资本回报率的促进作用仍然显著,仅是影响系数有所减小,符合预期,说明劳动力转移可以通过增加劳动要素投入和提高全要素生产率两条渠道对资本回报率产生促进作用。在控制全要素生产率的影响后,城镇化率指标对资本回报率的促进作用不再显著,而结合表 3 回归结果,城镇化率对全要素生产率具有显著的促进作用,因此可能主要通过影响全要素生产率这条渠道影响资本回报率。本文推测造成上述差异的原因可能是,在我国现实制度背景下,企业在雇佣城市工人时,通常要求相应的社会保障支出和福利支出,一方面根据效率工资理论,更高的工资待遇有利于提高工人的劳动生产率,另一方面又会在成本上对企业利润造成直接的挤压,进而对资本回报率的提升产生一定的负向影响。相比之下,由于农民工与企业的工资议价能力较弱,要求的工资福利也相对较低,所以对企业资本回报率的提升作用反而可能更显著。

由此,我们可以初步得出如下基本结论:农业劳动力转移可以通过增加劳动要素投入和提高全要素生产率两条渠道对资本回报率产生促进作用。其中,城镇化主要通过对全要素生产率的促进作用而提高资本回报率,因此在控制全要素生产率这条渠道后,不再显著。而就业转移主要通过增加要素投入这条渠道提高资本回报率,因此在控制全要素生产率的作用后仍然显著,但影响系数有所减小。本文假设 2 得到了初步验证。

为进一步检验农业劳动力转移通过技术进步渠道影响资本回报率的作用机制,我们将农业劳动力转移与全要素生产率的交叉项引入回归方程,即采用模型(4)进行回归分析。估计结果如表 5 所示,无论是以就业转移率指标还是城镇化率指标衡量的农业劳动力转移,其与全要素生产率的交叉项的估计系数都显著为正,验证了农业劳动力转移可以通过技术水平进一步影响资本回报率。在控制了上述交叉项变量后,就业转移率指标的回归系数仍然为正,但不再显著;城镇化率的指标为负且不显著,而全要素生产率的回归系数则始终显著为正,与本文理论预期基本一致。

(三) 稳健性检验

以上通过实证分析讨论了农业劳动力转移对全要素生产率和资本回报率的促进作用。本节对以上回归结果进行子样本稳健性检验,以考察样本区间变动是否会对估计结果产生影响,为此分别进行了时间和空间上的子样本稳健性检验。首先是时间上的稳健性检验,考虑到国企改革可能会使企业技术进步和资本回报率的影响模式产生结构性变化,因此将第一个子样本区间设定为 1998—2010 年;考虑到我国在 2001 年加入世界贸易组织(WTO)也可能会对企业行为模式产生结构性影响,因此将第二个子样本区间设定为 2001—2010 年。其次是空间上的稳健性检验,考虑到一些省区在经济上的特殊性可能会对估计结果产生影响,参照文献通常做法,进行了剔除西藏自治区以及剔除北京和上海的子样本回归,分别为子样本 3 和子样本 4。全要素生产率各子样本稳健性检验结果见表 6,资本回报率各子样本稳健性检验结果见表 7。

表 6 和表 7 中的回归结果显示,两种指标衡量的农业劳动力转移程度,即就业转移率和城镇化率对全要素生产率和资本回报率的影响与前文分析基本一致,回归系数也大体处于同一水平,说明本文结论比较稳健。其中,劳动力转移与全要素生产率的交叉项的回归系数显著为正,再次验证了农业劳动力转移通过技术进步渠道影响资本回报率的机制。

表 5 资本回报率回归结果(引入交叉项)

被解释变量: 资本回报率	最小二乘回归		系统 GMM 回归	
	(1)	(2)	(3)	(4)
就业转移率	0.027 9 (0.020 6)		0.032 1 (0.034 9)	
就业转移率 × 全要素生产率	0.136 *** (0.030 6)		0.133 ** (0.053 8)	
城镇化率		-0.014 1 (0.020 7)		-0.017 5 (0.041 7)
城镇化率 × 全 要素生产率		0.151 *** (0.046 1)		0.089 6 (0.090 6)
全要素生产率	0.083 7 *** (0.013 5)	0.065 2 *** (0.020 9)	0.114 *** (0.038 4)	0.114 ** (0.046 1)
资本产出比	0.003 97 (0.005 21)	0.005 56 (0.005 80)	0.017 0 (0.011 4)	0.013 4 (0.0137)
基础设施	-0.009 65 ** (0.004 41)	-0.005 82 (0.004 76)	-0.006 44 (0.009 21)	-0.003 38 (0.010 2)
FDI/GDP	-0.009 81 (0.072 0)	-0.032 5 (0.079 9)	-0.062 6 (0.170)	-0.071 8 (0.176)
贷款/GDP	-0.031 4 *** (0.009 33)	-0.022 6 ** (0.010 3)	-0.031 0 (0.018 6)	-0.022 5 (0.019 5)
贷款/存款	-0.043 1 *** (0.015 4)	-0.042 4 *** (0.015 0)	-0.043 1 (0.028 2)	-0.041 4 (0.027 0)
国企比重	0.032 9 (0.024 1)	-0.006 34 (0.024 7)	0.036 7 (0.054 8)	-0.010 8 (0.059 3)
公共教育支出	-0.005 22 *** (0.001 52)	-0.003 58 * (0.001 83)	-0.007 18 * (0.003 69)	-0.001 38 (0.003 18)
个体效应	No	No	Yes	Yes
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes
R^2	0.742	0.727	0.748	0.571
			1.000	1.000
观测值	472	425	472	425

注:括号内为稳健的标准误。***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著。GMM 估计中 R^2 处报告的依次是其 A-Bond 一阶、二阶检验和 Hansen 检验的 p 值。

表 6 全要素生产率子样本稳健性检验^①

被解释变量: 全要素生产率	时间稳健性				空间稳健性			
	子样本 1: 1998—2010	子样本 2: 2001—2010	子样本 3: 剔除西藏	子样本 4: 剔除北京和上海	子样本 1: 1998—2010	子样本 2: 2001—2010	子样本 3: 剔除西藏	子样本 4: 剔除北京和上海
就业转移率	0.584 (0.356)	0.601* (0.316)	0.0878 (0.279)	0.552 (0.379)				
城镇化率	1.203*** (0.366)	1.610*** (0.461)	0.605** (0.255)	1.141*** (0.365)				
基础设施	0.131 (0.0772)	0.115* (0.0628)	0.150* (0.0801)	0.122* (0.0654)	0.0310 (0.0612)	0.0300 (0.0587)	0.128 (0.0861)	0.119 (0.0702)
FDI/GDP	1.432 (1.262)	0.225 (0.923)	1.391 (1.207)	-0.993 (1.141)	0.328 (0.643)	0.160 (0.614)	0.981 (1.294)	0.443 (1.088)
贷款/GDP	-0.369** (0.165)	-0.377*** (0.124)	-0.405** (0.188)	-0.462*** (0.130)	-0.509*** (0.137)	-0.488*** (0.123)	-0.481*** (0.173)	-0.422*** (0.137)
贷款/存款	0.346 (0.286)	0.400* (0.211)	0.661 (0.406)	0.615** (0.270)	-0.253 (0.189)	-0.126 (0.177)	0.184 (0.333)	0.170 (0.265)
国企比重	0.211 (0.302)	0.105 (0.177)	0.314 (0.327)	0.200 (0.190)	-0.162 (0.237)	-0.120 (0.198)	0.256 (0.333)	0.140 (0.233)
公共教育支出	0.00676 (0.0325)	-0.00846 (0.0220)	0.0131 (0.0295)	-0.00994 (0.0221)	0.0751** (0.0309)	0.0447* (0.0232)	0.00188 (0.0621)	-0.00921 (0.0449)
个体效应	No	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
AR(1)-p	0.691	0.915	0.143	0.690	0.968	0.838	0.466	0.992
AR(2)-p	0.041	0.604	0.279	0.901	0.712	0.405	0.700	0.768
Hansen test-p	0.965	0.986	0.754	0.684	1.000	1.000	1.000	1.000
观测值	396	364	306	288	461	414	441	400

注: 括号内为稳健的标准误。***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著。AR(1)-p、AR(2)-p 和 Hansen test-p 分别为 GMM 估计中的 A-Bond 一阶、二阶检验和 Hansen 检验的 p 值。

五、结论和政

策含义

本文从内生技术进步视角, 探讨了中国 1992—2010 年 31 省区工业部门面板数据, 本文实证分析了农业劳动力转移对工业部门全要素生产率和资本回报率的影响。结果表明, 农业劳动力转移对非农部门全要素生产率具有显著的促进作用, 进而通过增加劳动要素投入和促进技术

表 7 资本回报率子样本稳健性检验^②

被解释变量: 资本回报率	时间稳健性(子样本 1): 1998—2010			空间稳健性(子样本 3): 剔除西藏		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
就业转移率	0.190** (0.0705)	0.0948* (0.0491)	-0.0295 (0.0492)	0.170** (0.0648)	0.0951* (0.0477)	0.0603* (0.0347)
全要素生产率		0.208*** (0.0549)	0.130*** (0.0466)		0.253*** (0.0634)	0.170*** (0.0419)
就业转移率 × 全要素生产率			0.204*** (0.0630)			0.107* (0.0631)
资本产出比	-0.0330* (0.0185)	0.0428* (0.0214)	0.0257 (0.0180)	-0.0436* (0.0222)	0.0361* (0.0189)	0.0197 (0.0127)
基础设施	-0.0199 (0.0149)	-0.002 (0.0138)	-0.00895 (0.0127)	-0.0136 (0.0123)	0.0087 (0.0117)	0.00148 (0.00906)
FDI/GDP	0.556 (0.395)	-0.295 (0.289)	-0.117 (0.263)	0.424 (0.269)	-0.154 (0.185)	-0.0755 (0.166)
贷款/GDP	-0.0400 (0.0295)	-0.0422* (0.0237)	-0.0298 (0.0218)	-0.0248 (0.0237)	0.0013 (0.0228)	-0.00636 (0.0181)
贷款/存款	0.0283 (0.0548)	-0.0342 (0.0449)	-0.0492 (0.0391)	0.0281 (0.0496)	0.0344 (0.0386)	0.00142 (0.0337)
国企比重	0.0879 (0.0960)	0.0025 (0.0648)	0.0208 (0.0649)	0.0925 (0.0826)	0.0543 (0.0587)	0.0641 (0.0591)
公共教育支出	-0.0046 (0.0042)	-0.0049 (0.0046)	-0.00873* (0.00479)	-0.00510 (0.0052)	-0.0128* (0.0067)	-0.0128*** (0.00626)
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
AR(1)-p	0.739	0.860	0.344	0.724	0.279	0.466
AR(2)-p	0.649	0.821	0.448	0.101	0.319	0.880
Hansen test-p	0.942	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
观测个数	396	396	396	461	461	461

注: 括号内为稳健的标准误。***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著。GMM 估计中 R² 处报告的依次是其 A-Bond 一阶、二阶检验和 Hansen 检验的 p 值。

进步两条渠道提升资本回报率。同时本文还发现, 不同的劳动力转移方式的具体影响机制可能也存

在差异。在劳动力转移影响资本回报率的两条渠道中,城镇化方式主要通过影响全要素生产率而提高资本回报率,就业转移主要通过增加劳动要素投入而提高资本回报率。本文研究成果反映了中国现阶段劳动力转移模式的重要影响特征。

本文分析也有助于认识中国一些重要的宏观经济现象。早年学者研究报告了中国在很长一段时期内,在保持高速投资的同时,资本回报率不仅没有下降,反而持续上升的经验事实^[38,44-47]。如何理解这段与边际收益递减规律不一致的现象,成为解读中国经济增长模式和应对当前经济形势的关键。本文关于劳动力转移对技术效应促进作用的经验分析,与刘晓光和卢锋^[25]的理论解释一致,他们通过构建理论模型说明,农业劳动力转移与技术效应结合是解释中国出现高投资率和回报率上升并存现象的关键,为理解劳动力转移对中国资本回报率和经济发展的影响提供了一条新渠道。事实上,对于中国这样的新兴发展中国家,农业劳动力持续转移成为非农部门维持高水平的资本回报率和投资率,并在此过程中享受技术效应,不断实现技术进步和经济持续增长的重要推动力。然而,反过来,一旦劳动力转移放缓或转移进程结束,资本回报率也会受到极大的不利影响,进而导致投资和经济增速出现较大幅度的下滑。

本文研究对于制定农业劳动力转移政策也有参考价值。尽管学界关于农村剩余劳动力的具体规模存在争议,但从国家统计数据看,中国目前农业劳动力占比仍在30%以上,与发达国家通常在10%以下的稳态水平相比,中国仍然有接近劳动力总量四分之一的农业劳动力尚未转移到非农部门。然而农民工调查监测报告显示,近年来中国农业劳动力转移已出现放缓势头,导致一方面城市地区频频出现用工紧张现象,另一方面农村地区仍有大量剩余劳动力。从转移者微观决策角度出发,转移与否的决定涉及成本与收益的权衡,而在有经济外部性的情况下,劳动力转移程度倾向于不足。因此,在政策层面可以考虑对农业劳动力转移给予一定的支持和补贴,逐步取消户籍制度所隐含的负向激励,从而促进劳动力充分转移和技术外溢的实现。不仅如此,由于不同的劳动力转移方式的具体影响不同,未来究竟以何种方式实现剩余劳动力的转移也需要重新考虑。根据本文研究,城市化方式比单纯的就业转移对技术进步的促进作用更为显著,能够更好地促进技术进步和人力资本积累,对经济长远发展更为有利。

注释:

- ①限于篇幅,稳健性检验只报告了多变量系统GMM回归结果,其他回归结论基本一致,感兴趣的读者请联系作者索取。
- ②限于篇幅,表7只报了就业转移率一个时间和一个空间子样本回归,其他子样本回归结果与表7基本一致,感兴趣的读者请联系作者索取。

参考文献:

- [1] LEWIS W A. Economic development with unlimited supplies of labour [J]. Manchester school, 1954, 22(2): 139-191.
- [2] 蔡昉. 中国劳动力市场发育与就业变化 [J]. 经济研究, 2007(7): 4-14.
- [3] 胡永泰. 中国全要素生产率: 来自农业部门劳动力再配置的首要作用 [J]. 经济研究, 1998(3): 31-39.
- [4] 刘秀梅, 田维明. 我国农村劳动力转移对经济增长的贡献分析 [J]. 管理世界, 2005(1): 91-95.
- [5] 刘伟, 张辉. 中国经济增长中的产业结构变迁和技术进步 [J]. 经济研究, 2008(11): 4-15.
- [6] 张平, 郭熙保. 中国经济增长中的结构转变效应——基于边际劳动生产率方法的测算 [J]. 山西财经大学学报, 2011(4): 1-8.
- [7] 贺京同, 何蕾. 要素配置、生产率与经济增长——基于全行业视角的实证研究 [J]. 产业经济研究, 2016(3): 11-20.

- [8] YOUNG A. Gold into base metals: productivity growth in the People's Republic of China during the reform period [J]. *Journal of political economy*, 2003, 111(6): 1220-1261.
- [9] 李扬, 殷剑峰. 劳动力转移过程中的高储蓄、高投资和中国经济增长[J]. *经济研究*, 2005(2): 4-15.
- [10] 李稻葵, 刘霖林, 王红领. GDP中劳动份额演变的U型规律[J]. *中国社会科学*, 2009(4): 70-82.
- [11] 翁杰. 中国农村劳动力转移与劳动收入份额变动研究[J]. *中国人口科学*, 2011(6): 14-26.
- [12] 张传勇. 劳动力流动、房价上涨与城市经济收敛——长三角的实证分析[J]. *产业经济研究*, 2016(3): 82-90.
- [13] KRUGMAN P. The myth of Asia's miracle [J]. *Foreign affairs*, 1994, 73(6): 62-78.
- [14] YOUNG A. The tyranny of numbers: confronting the statistical realities of the East Asian growth experience [J]. *Quarterly journal of economics*, 1995, 110(3): 641-680.
- [15] ARROW K J. The economic implications of learning by doing [J]. *Review of economic studies*, 1962, 29(3): 155-173.
- [16] ROMER P M. Increasing returns and long-run growth [J]. *Journal of political economy*, 1986, 94(5): 1002-1037.
- [17] BARRO R J, SALA-I-MARTIN X I. *Economic Growth* [M]. 2nd ed. Cambridge: Massachusetts Institute of Technology Press, 2004.
- [18] 林毅夫, 张鹏飞. 后发优势、技术引进和落后国家的经济增长[J]. *经济学(季刊)*, 2005(4): 53-74.
- [19] 徐建国. 资本积累与技术进步[J]. 北京大学中国经济研究中心工作论文, 2013, No. C2013001.
- [20] LUCAS R E. On the mechanics of economic development [J]. *Journal of monetary economics*, 1988, 22(1): 3-42.
- [21] JAFFE A B, TRAJTENBERG M, HENDERSON R. Geographic localization of knowledge spillovers as evidenced by patent citations [J]. *Quarterly journal of economics*, 1993, 108(3): 577-598.
- [22] ANSELIN L, VARGA A, ACS Z. Local geographic spillovers between university research and high technology innovations [J]. *Journal of urban economics*, 1997, 42(3): 422-448.
- [23] DURANTON G, PUGA D. Micro-foundations of urban agglomeration economies [Z]. NBER working paper 2003, No. 9931.
- [24] COMBES P P, DURANTON G, GOBILLON L, et al. The productivity advantages of large cities: distinguishing agglomeration from firm selection [J]. *Econometrica*, 2012, 80(6): 2543-2594.
- [25] 刘曙光, 卢锋. 中国资本回报率上升之谜[J]. *经济学(季刊)*, 2014, 13(2): 817-836.
- [26] LI J, SHEN K R, ZHANG R. Measuring knowledge spillovers: a non-appropriable returns perspective [J]. *Annals of economics and finance*, 2011, 12(2): 265-293.
- [27] 陈宗胜, 黎德福. 内生农业技术进步的二元经济增长模型——对“东亚奇迹”和中国经济的再解释[J]. *经济研究*, 2004(11): 16-27.
- [28] 郭涛, 宋德勇. 农村劳动力转移的二元经济内生增长模型[J]. *南方经济*, 2006(8): 77-84.
- [29] 张延. 干中学模型对我国经济增长路径的检验[J]. *财政研究*, 2009(6): 33-38.
- [30] BLANCHARD O, GIAVAZZI F. Rebalancing growth in China: a three-handed approach [J]. *China and world economy*, 2006, 14(4): 1-20.
- [31] HU A G Z, JEFFERSON G H, QIAN J C. R&D and technology transfer: firm-level evidence from Chinese industry [J]. *Review of economics and statistics*, 2005, 87(4): 780-786.
- [32] 中国经济增长与宏观稳定课题组. 干中学、低成本竞争和增长路径转变[J]. *经济研究*, 2006(4): 4-14.
- [33] LUCAS R E. Making a miracle [J]. *Econometrica*, 1993, 61(2): 251-272.
- [34] PUGA D. The magnitude and causes of agglomeration economies [J]. *Journal of regional science*, 2010, 50(1): 203-219.
- [35] 都阳, 蔡昉, 屈小博 等. 延续中国奇迹: 从户籍制度改革中收获红利[J]. *经济研究*, 2014(8).
- [36] BLUNDELL R, BOND S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models [J]. *Journal of econometrics*, 1998, 87(1): 115-143.
- [37] BLUNDELL R, BOND S. GMM estimation with persistent panel data: an application to production functions [J]. *Econometric reviews*, 2000, 19(3): 321-340.

- [38]CCER“中国经济观察”研究组. 我国资本回报率估测(1978—2006)——新一轮投资增长和经济景气微观基础[J]. 经济学(季刊), 2007(3): 723-758.
- [39]SONG Z, STORESLETTEN K, ZILIBOTTI F. Growing like China [J]. American economic review, 2011, 101(1): 196-233.
- [40]HUANG P, PIEKE F N. China migration country study [Z]. Meeting paper presented at the Regional Conference on Migration, Development and Pro-Poor Policy Choices in Asia, Dhaka, June 22-24, 2003.
- [41]ROODMAN D. A note on the theme of too many instruments [J]. Oxford bulletin of economics and statistics, 2009, 71(1): 135-158.
- [42]WEI S J, WANG T. The siamese-twins: Do state-owned banks favor state-owned enterprises in China? [J]. China economic review, 1997, 8(1): 19-29.
- [43]PARK A, SEHRT K. Tests of financial intermediation and banking reform in China [J]. Journal of comparative economics, 2001, 29(4): 608-644.
- [44]BAI C E, HSIEH C T, QIAN Y Y. The return to capital in China [J]. Brookings papers on economic activity, 2006, 74(2): 61-88.
- [45]舒元, 张莉, 徐现祥. 中国工业资本收益率和配置效率测算及分解[J]. 经济评论, 2010(1): 27-35.
- [46]黄先海, 杨君, 肖明月. 中国资本回报率变动的动因分析——基于资本深化和技术进步的视角[J]. 经济理论与经济管理, 2011(11): 47-54.
- [47]方文全. 中国的资本回报率有多高? ——年份资本视角的宏观数据再估测[J]. 经济学(季刊), 2012(2): 521-540.

(责任编辑: 禾 日)

The effects of rural-to-urban labor migration on technology progress and capital return

LIU Xiaoguang¹, GOU Qin²

(1. National Academy of Development and Strategy, Renmin University of China, Beijing 100872, China;

2. School of Finance, Central University of Finance and Economics, Beijing 100081, China)

Abstract: In recent years, with the slowdown in rural-to-urban labor migration, China's capital return and investment growth rate fell sharply. In the perspective of endogenous growth theory, this paper examines the effects of rural-to-urban labor migration on China's technological progress, capital return and economic development. Using provincial panel data of industrial sector from 1992 to 2010, this paper provides empirical evidence that rural-to-urban labor migration has a significant effect on China's total factor productivity (TFP) in industrial sector, and increases capital return through two channels, namely by more labor inputs and by promotion of technological progress. This paper also finds that different modes of labor migration may have different effects and different mechanisms, and the urbanization mode has more significant effects than the simple employment transfer on promotion of technological progress.

Key words: rural-to-urban labor migration; urbanization; capital return; productivity growth; total factor productivity; economic growth