

劳动力流动、工业化进程 与区域经济增长^①

——基于非参数可加模型的实证研究

潘越 杜小敏

(厦门大学经济学院)

【摘要】 本文利用非参数可加模型, 实证研究了劳动力跨区域流动对我国东部沿海和中西部地区工业化进程与经济增长的线性和非线性影响。结果发现, 劳动力流动对不同区域经济发展的影响方向与影响强度存在着显著差异: 大量从中西部流入到东部的劳动力显著地促进了东部地区的工业化进程和经济增长, 而中西部地区的劳动力流出对区域经济的影响表现为显著的“倒U”形非线性关系。劳动力在区域间的不均衡流动在客观上扩大了我国区域间经济发展的不平衡程度。

关键词 劳动力流动 工业化进程 经济增长 可加模型

中图分类号 F061.2 **文献标识码** A

Labor Mobility, Industrialization Process and Regional Economic Growth

Abstract: Firstly using nonparametric additive model, this paper empirically studies cross-regional labor mobility's linear and nonlinear influences on industrialization process of our country's eastern coastal regions and western and central regions. The results show that there are remarkable differences in influencing direction and intensity of labor mobility on different regions' economic growth: a great deal of labors flowing from the central and western regions to the eastern regions remarkably advance industrialization process and economic growth of the eastern regions, while the influences of the labor out-flowing of the central and western regions on regional economy act as remarkable "reversed U-shaped" nonlinear relationship. Uneven labor mobility across regions objectively expands inequality of economic growth across our country's regions

Key words: Labor Mobility; Industrialization Process; Economic Growth; Additive Model

① 本文受国家自然科学基金(70902039)、福建省自然科学基金项目(2009J05163)的资助。

一、问题的提出

改革开放以来,伴随着经济的高速发展,我国东部沿海地区和中西部内陆地区在工业化进程以及区域经济增长上的不平衡问题逐渐凸现出来,而且呈现出越来越严重的趋势。来自《中国工业统计年鉴》和《中国统计年鉴》的数据显示:1984年东部沿海地区的工业化程度(以工业增加值相对农业增加值的比值衡量)是内陆地区的1.31倍,到2008年则扩大到了2.55倍。在工业化进程方面,东部沿海地区已普遍进入工业化中期或后期阶段,而中西部地区仍处于工业化的前期,有些地区甚至还没有迈入工业化的门槛(陈佳贵等,2007)。从区域经济增长情况来看,1984年东部地区的GDP总量是中西部地区的1.13倍,到2008年则扩大到了1.44倍。我国“以东部沿海地区为中心,以中西部为外围”的区域经济格局已经形成(范剑勇、杨丙见,2002)。

如何解释我国东部和中西部地区在经济发展过程中呈现出的两极分化倾向,已经成为许多学者关注的焦点。根据新古典经济学理论,生产要素的流动对于区域经济的发展、扩大或者缩小区域间的不平衡都将产生重大影响。在实现工业化和现代化的过程中,劳动力要素从传统部门(如农业)向现代部门(如工业)转移,既是世界各国都曾经或必将经历的一种普遍现象,也是其实现“现代经济增长”的必由之路(Lewis, 1954)。从我国的劳动力流动情况来看,随着社会经济的迅速发展以及地区差距的逐渐扩大,从20世纪80年代中后期起,特别是进入90年代以后,我国中西部地区的农村劳动力正大规模向东部沿海地区进行跨地区转移,形成中国特有的“民工潮”现象。据统计,现在全国常年外出务工经商人数多达8600万,其中2000年以来每年新增600~800万,全国处于流动状态的农业人口已近1.3亿,相当于日本全国的总人口量^①。这种大规模的劳动力流动无疑对不同地区的经济、社会等各个方面的发展都将产生深远的影响。

对劳动力流动与区域经济增长关系的研究一直是发展经济学的热点领域。国外学术界普遍认为,在市场机制作用下,劳动力从边际生产率低的部门向边际生产率高的部门流动,会实现要素的优化配置,从而提高区域整体的经济效率(Bogue, 1959; Kuznets 和 Thomas, 1964)。而在普遍存在二元经济结构(Dual Economy)的发展中国家,劳动力从传统农业部门向现代工业部门流动,将逐步促进传统二元经济结构向现代化的一元经济结构的转化,在这一转化进程中,经济结构的变化对整个区域经济发展的推动作用十分明显。Temple 和 Wobmann (2006) 利用全球76个国家的样本进行跨国比较,估计了劳动力流动引起的结构转变对一国经济增长的重要影响。Hsieh 和 Klenow (2007) 以中国和印度两大发展中国家为比较样本,发现劳动力流动促进了这两个国家的工业化进程。Vollrath (2009) 以48个发展中国家的数据进行跨国研究的结果表明,发展中国家的全要素生产率由于资源错配(农业部门劳动力要素太多)而被大大地降低。他利用一个两部门分解模型估计资源错配对国家之间收入分布和全要素生产率分布的解释力度,其中,对人均收入分布的解释力度为30%~40%,对全要素生产率分布的解释力度甚至高达80%,因此,他得出结论,认为将这些滞留在农业部门的劳动力释放出来,向工业部门转移可以极大的促进经济增长。

目前国内学术界有关劳动力流动与经济增长关系的研究也相当丰富。这些文献研究的重点主要集中在两个方面:一类研究主要通过直接检验劳动力流动对经济增长的贡献,来探讨

^① 参见国务院研究室课题组:《中国农民工调研报告》,2006。

劳动力流动对经济增长的影响。较有代表性的如世界银行（1996）和蔡昉（1999）对中国的测算研究表明，20世纪80年代中国大规模的劳动力流动对经济增长的贡献率可以达到10%以上。李实（1997），程名望、史清华（2007）等人的研究都赞同劳动力流动对经济增长具有较强拉动作用。另外一类则通过关注劳动力流动对地区工业化进程之间的关系，来研究劳动力流动对经济增长的影响。如范剑勇等（2004），敖荣军（2005），姚林如、李莉（2006）通过建立理论模型或是运用数据的描述对比方法探讨了劳动力跨地区流动所带来的产业效应。结果表明，我国中西部地区的劳动力流动引发了沿海地区的产业结构调整，推动了沿海地区的工业化进程。

与前人的研究相比，本文的创新工作体现在如下两点：一是研究对象有所细化。本文将劳动力流动细分成流入和流出，进而分别检验劳动力流入和流出对我国不同区域工业化进程和经济增长的影响方向和强度，以更加全面地揭示劳动力流动造成我国区域发展不平衡的原因；二是研究方法有所创新。本文突破以往文献在拟合劳动力流动与经济增长关系时采用线性回归模型的研究局限，考虑到经济系统中各变量之间线性与非线性往往并存的复杂关系，本文首次引入了近年来非参数方法中广泛流行的一类重要模型——可加模型（Additive Model）进行分析，以更精准地描述劳动力流动对工业化进程和经济增长的深层次影响。

二、研究方法的选择

已有文献在研究劳动力流动与区域经济增长的关系时大多采用线性参数回归模型，但是，现实中劳动力流动对区域经济发展的影响是复杂的。Granger（1988）曾指出，“世界几乎肯定是由非线性关系构成的”。实际上，经济系统的各变量之间存在着大量的非线性关系。线性参数方法的局限在于不能有效刻画劳动力流动的非线性影响，并且在模型设定上主观成分较大，从而导致实证结果较难让人信服。因此，本文选择描述非线性关系的非参数模型——可加模型对劳动力流动与经济增长以及工业化进程之间的关系进行拟合。相对于线性参数模型，可加模型不仅能捕捉到经济变量之间的非线性关系，避免因模型形式设定不精确而得出错误结论的情形，而且该模型适用面更广，即使在因变量的分布不易判定或者不符合正态假设的情况下，该模型依然适用。另外，非参数可加模型既具有一般非参数模型的由数据驱动而非模型驱动的优点，同时也避免了一般非参数回归中当维数过高时容易出现的“维数灾难”问题。

1. 可加模型描述

近年来，可加模型在国际上已被广泛地应用于经济领域（Linton和Hardle，1996）、政治科学领域（Beck和Jackman，1998）以及环境领域（Schwartz，1994）的实证研究。然而在国内的研究文献中，其应用还相当有限，在经济金融领域仅见的是巴曙松、朱元倩（2007）利用可加模型对我国外汇储备的影响因素进行过研究。

可加模型由Stone（1985）最早提出，在其模型中，因变量 Y_i （ $i=1, 2, \dots, n$ ）是通过分别作用在 p 个自变量 $X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{ip}$ 的任意函数 f_j （ $j=1, 2, \dots, p$ ）加总构成的，数学表达式为：

$$Y_i = \sum_{j=1}^p f(x_{ij}) + u_i, \text{ 且 } u_i \sim \text{iid}(0, \sigma) \quad (1)$$

其中， $f(x_i)$ 为一元非参数函数，可以用一元非参数回归的方法进行估计，误差项不

仅服从均值为 0、方差为 σ 的独立同分布，且与因变量独立。为了估计的可行性，不失一般性，上式中 f_j 函数满足 $E(f_j) = 0$ ($j = 1, 2, \dots, p$) 且光滑。另外，可加模型也可表示为：

$$E(Y_i | x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ip}) = \sum_{j=1}^p f_j(x_{ij}) \quad (2)$$

从公式 (2) 可以看出，可加模型是对线性模型的推广，只是各个解释变量是更一般化的函数形式 $f_j(x_{ij})$ 而非传统的 $\beta_j x_{ij}$ 的线性假定，一旦用可加模型对数据进行拟合后，可以得到 p 个并列的函数对因变量进行解释和预测，这些优点使得可加模型成为探索和分析数据的一种有效的工具。

为了给劳动力流动对区域经济增长和工业化进程的影响提供一个更可视化的解释，也为了与前人利用线性参数回归研究更好的衔接和对比，本文在可加模型基础上加入线性部分，则公式 (2) 变成公式 (3) 的形式：

$$E(Y_i | x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ip}) = \alpha + \sum_{j=1}^p x_{ij} \beta_j + \sum_{j=1}^p f_j(x_{ij}) \quad (3)$$

其中， α 和 β_j 为线性回归参数，后面的部分和公式 (2) 同。

随着可加模型在经济、社会、环境和医学等领域的广泛应用，很多学者也致力于可加模型估计方法的研究。其估计方法归纳起来主要有三类：一类是 Buja、Hastie 和 Tibshirani (1989) 等提出的向后拟合算法 (Backfitting Algorithm)，第二类是 Linton 和 Nielsen (1995) 的边际可积方法 (Marginal Integration Method)，第三类则是 Christopheit 和 Hoderlein (2003) 提出的局部拟差分方法 (Local Quasi-Differencing Approach)。考虑到向后拟合算法的巧妙迭代方法以及其计算简化的优势，本文使用 Buja、Hastie 和 Tibshirani (1989) 的向后拟合算法这一目前最主流的方法进行估计。下面对该方法做简要介绍。

如果将式 (3) 的线性部分看成是一个特殊的非参数函数，记 $g(x_i) = \hat{\alpha} + \sum_{j=1}^p x_{ij} \hat{\beta}_j$ ，则

本文的估计问题变为对 $E(Y_i | x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ip}) = g(x_i) + \sum_{j=1}^p f_j(x_{ij})$ 中的函数 $g(\cdot)$ 和各个 $f_j(\cdot)$ 的估计。在估计其中的一个 f_k 时，假定除 k 之外的其他 $p-1$ 个 $f_j(\cdot)$ 和 $g(\cdot)$ 都已知，则定义偏残差为 $r_{ik} = y_i - g(x_i) - \sum_{j \neq k} f_j(x_{ij})$ ，通过最小化该偏残差得到 $\hat{f}_k(x_{ik}) = E(r_{ik} | x_i)$ ，不断地循环该过程得到 p 个分量 f_1, f_2, \dots, f_p 的估计值，分别记为 $\hat{f}_1, \hat{f}_2, \dots, \hat{f}_p$ ，同理，在估计 $g(x_i)$ 时，假定其他所有的 f_j 都固定，得到的最优估计值 \hat{g} 。在具体实现时，首先初始化函数 $\hat{g}^0(x_i), \hat{f}_1^0(x_{i1}), \hat{f}_2^0(x_{i2}), \dots, \hat{f}_p^0(x_{ip})$ ，假定 $\hat{f}_2^0(x_{i2}), \dots, \hat{f}_p^0(x_{ip})$ 和 $g(x_i)$ 固定，通过上述方法，得到估计 $\hat{f}_1^1(x_{i1})$ ，从 1 循环到 $p+1$ ，得到 $\hat{g}^1(x_i), \hat{f}_1^1(x_{i1}), \hat{f}_2^1(x_{i2}), \dots, \hat{f}_p^1(x_{ip})$ ，不断进行上述迭代过程，直到 $RSS = \sum_{i=1}^n (y_i - g(x_i) - \sum_{j=1}^p \hat{f}_j(x_{ij}))^2$ 达到事先设定的收敛标准，从而得到线性部分和非参数部分函数的估计值。

2 实证模型设定

本文的实证步骤共分两步进行。

首先考察我国劳动力在区域之间的不均衡流动最终如何影响不同区域的经济增长。大量

的研究文献表明,研究要素对经济增长贡献的经典方法是生产函数分析法。基于本文的研究目的,本文选择以 Lucas (1988) 的内生增长模型为指导,在具有 Cob-Douglas 生产函数形式的模型基础上,同时引入劳动力流入和劳动力流出两个要素,构建我国区域经济生产函数,即:

$$Y = AK^{\alpha} (HL)^{\beta} flin^{\beta_1} flout^{\beta_2} \quad (4)$$

其中, Y 表示地区生产总值; K 是物质资本存量; L 是当地劳动力投入量,以地区从业人员数量表示, H 代表当地劳动力的人力资本水平,用当地“平均受教育年限”数据表示,因此, HL 表示当地人力资本存量=从业人员数量×平均受教育年限,这样人力资本存量对经济增长的贡献份额就包含了劳动力数量和质量贡献; $flin$ 代表短期劳动力流入; $flout$ 表示短期劳动力流出。

考虑到这一先验的函数形式容易出现设定误差,本文采用非参数可加模型进行拟合。具体来讲,就是对公式(4)对数化转变成线性模型后,在此基础上引入非参数可加部分,即:

$$\ln Y = \ln A + \beta_1 \ln (flin) + \beta_2 \ln (flout) + \alpha \ln K + \beta \ln (HL) + g_1 (\ln (flin)) + g_2 (\ln (flout)) + g_3 (\ln K) + g_4 (\ln (HL)) + \xi \quad (5)$$

式(5)前半部分是常规的线性模型(参数回归);后半部分是待估计的函数,没有先验的假定模型形式,它可以拟合各个要素对经济生产的非线性影响(非参数可加模型)。这样做可以通过分析线性部分各解释变量的系数估计值和显著性,以及非线性部分中各个要素的函数形状,来共同考察劳动力流动对区域产出的最终影响。以上估计分别对东部、中部和西部三个区域进行,通过比较不同区域劳动力流入、流出对经济增长的影响方向和影响强度,就可深入洞察劳动力流动对我国区域经济增长的影响,以及我国区域发展不平衡的原因。

其次,考虑到劳动力作为一种重要的投入要素,其大规模流动会对劳动输入地和输出地的经济增长产生深远影响,而这种影响主要是通过劳动力流动延缓或促进区域工业化进程来实现的。因此,本文将在确认劳动力流动影响区域经济增长的基础上,去探析劳动力流入和流出对我国不同地区工业化进程的影响机制。

本文选用各省份的工业增加值与农业增加值的比例(Ratio)代表该省工业化进程的程度,参考上述要素产出模型,依然引入劳动力流入、流出以及物质资本存量和人力资本存量四个变量,构造如下非参数可加模型,分析劳动力流入和流出对我国各地区工业化进程的影响。

$$Ratio = \ln A + \beta_1 \ln (flin) + \beta_2 \ln (flout) + \alpha \ln K + \beta \ln (HL) + g_1 (\ln (flin)) + g_2 (\ln (flout)) + g_3 (\ln K) + g_4 (\ln (HL)) + \xi \quad (6)$$

三、数据来源与研究变量处理

本文主要考察劳动力流动对区域经济增长和工业化进程的影响,因此,劳动力流动是本文涉及到的一类重要变量。本文所用的流动人口原始数据来源于1997~2008年《全国暂住人口统计资料汇编》和1997~2007年《中华人民共和国分县市人口统计资料》。根据流动方向,本文将劳动力流动细分为流入和流出。劳动力流入和流出的变量在原始数据的基础上按如下原则调整计算得到。

首先,为了得到有效的劳动力流动数据,有必要对各省份暂住人口的统计资料做适当的

整理。历年《全国暂住人口统计资料汇编》统计了每年各个省份暂住时间小于1个月、1~12个月以及1年以上的暂住人口。这些暂住人口数据全面反映了我国各年的流动人口状况,因此本文以该指标构造劳动力流入变量,忽略1个月以下的暂住人口(他们大多为探亲访友、旅游观光、治病等非劳务流动),将暂住人口居住时间在1~12个月的按平均一年工作6个月计算,然后再加上1年以上的暂住人口得到每年有效的劳动力流入 $flin$ 变量。

其次,由于劳动力流出的数据没有权威的官方统计,已有数据基本上都是部分科研机构组织的抽样调查数据,因此本文利用2000年全国人口普查、2005年全国人口抽样调查数据以及1997~2007年人口户籍迁移数据估算劳动力短期流出。具体方法如下:

第一步,目前国内研究劳动力流动的文献大都是用人口迁移数据作为代理变量。虽然短期流动和长期的人口迁移有一定差别,短期流动主要是农民工进城务工,而长期迁移则包括了学生入学户口变动、婚配变动等,但这两种人口转移都和各省份的经济发展水平和经济活跃程度有关,基本上都体现了劳动力输入、输出地对人口的拉力和推力大小,各省份对两类人口的拉力和推力应该是相似的。因此,本文利用各省份人口迁出的比例近似代替流出的比例,用该比例乘以各省份的暂住人口得到一个各省份人口流出数据的估计值(记为 $flout1$)。

第二步,考虑到迁移人口和短期流动毕竟还是存在差别,因此本文也采用另一种口径度量人口流出。利用2000年人口普查和2005年1%人口抽样调查统计的现住地和5年前常住地人口分布矩阵,以这个分布矩阵中各省份人口流出数据除以总流动人口得到1995~2000年间以及2000~2005年间各省份人口流出占总流出人口的比例,该比例能基本反映两个5年间各省份人口平均流出率,用它乘以当年全国暂住人口总数,得到第二个各省暂时性人口流出的估计值(记为 $flout2$),2006~2008年各省份的流出比例也用2000~2005年的平均流出率近似估计。

最后,取 $flout1$ 和 $flout2$ 这两个估计值的算术平均数作为最终我国各省份暂时性人口流出的近似值。由于我国人口转移大部分是属于就业型的转移,也就是说人口转移的主要动因是为了寻求工作机会,因此,本文直接用人口流出数据作为劳动力流出 $flout$ 的替代变量。

除了劳动力流动变量之外,本文用于构造因变量和控制变量的数据来源于1998~2008年历年《中国统计年鉴》和《中国工业经济统计年鉴》。其中,我国各省份的地区生产总值(Y)用2000年的可比价格计算的GDP平减指数进行调整;各省份的工业化进程深度($Ratio$)利用各省的工业增加值与农业增加值的比率测量;物质资本投入(K)用资本形成总额减去固定资产折旧得到,为了消除通货膨胀的影响,用2000年为基期的固定资产投资价格指数计算实际的物质资本存量;劳动力投入量(L)采用各省份具有当地户籍的从业人员数据,平均受教育年限(H)根据陈钊等(2004)的方法计算得到,两者相乘最后得到各省份有效劳动投入量(HL)。

四、实证结果分析

1. 我国劳动力流动状况的描述性分析

自20世纪80年代以来,伴随着市场化经济体制改革的逐步推进,以及政府对劳动力流动政策的不断松动,我国经历了一次大规模的劳动力流动浪潮。本文利用历次人口普查和1%人口抽样调查数据,以及1997~2008年《全国暂住人口统计资料汇编》的数据,对我国最近十多年来劳动力的流动状况进行了考察。

在我国,人口流动主要体现为一种就业型的流动,因此,人口流动的方向基本能够反映

劳动力的流向 (杨云彦等, 2003)。本文根据 2000 年和 2005 年统计的现住地和五年前常住地人口矩阵, 将各个省份的流出人口和流入人口分别除以总的流动人口得到各省份 5 年间平均的劳动力流动占全国总流动人口的份额分布 (见图 1 和图 2^①)。由图 1 可以看出, 中部地区是我国劳动力流出的主要区域^②, 流出人口占到全国总流出人口约一半的份额 (48%), 该地区涵盖了 5 个劳动力输出大省 (湖南、湖北、安徽、江西和河南); 西部地区的劳动力输出主要集中在四川和广西, 其余西部省份的劳动力输出则相对较少; 至于东部发达省份, 则没有出现大规模的劳动力流出现象。从 1995~2000 年, 以及从 2000~2005 年这两个时间段劳动力流动的地域分布看, 两者大致相同, 说明我国最近十多年来, 中西部地区作为主要劳动力输出地的状况没有发生变化。图 2 则清晰呈现了一个劳动力集聚式流入东部发达省份的图景: 占全国 30%~40% 的人口流向了广东, 其次是浙江、江苏、上海、北京和福建等 5 个东部地区的发达省市, 整个东部地区吸引了全国 80% 以上的流动人口。

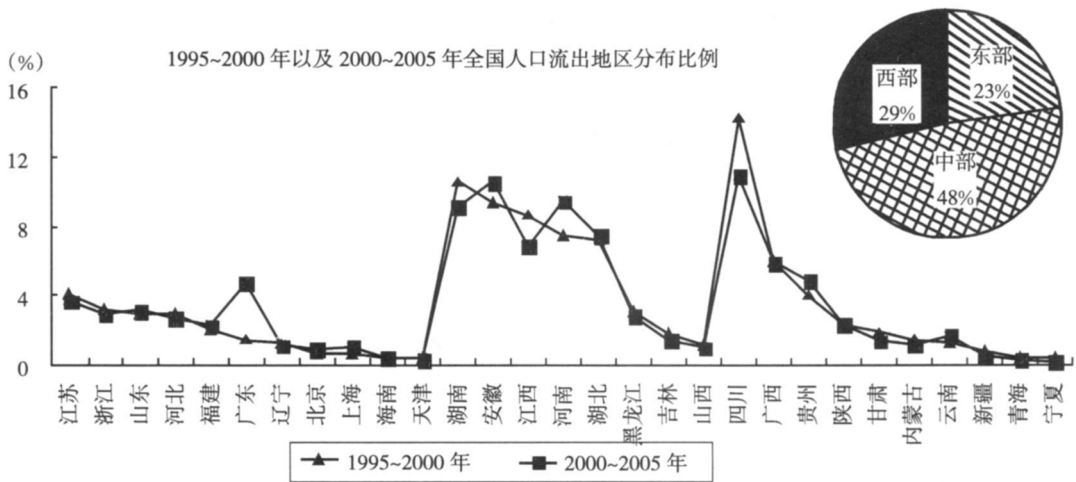


图 1 1995~2000 年和 2000~2005 年各个省份平均劳动力流出份额分布

从劳动力流动的时间演变规律来看, 1997~2008 年出版的《全国暂住人口统计资料汇编》中的暂住人口及其中的务工人员全面地反映了我国人口和劳动力的短期流动特征, 我们分别对这两个指标分东、中、西部进行了汇总统计 (见图 3)。结果发现, 暂住人口在时间上的演变特点是东部地区短期流入人口有持续快速增长的趋势, 而中西部地区则基本处于停滞状态 (尤其是中部地区), 这说明东部地区集聚了我国绝大多数的短期流动人口, 并且这种集聚态势逐年增强。对短期流入东部地区的人口来说, 务工人员是劳动力流入的主要原因, 为暂住人口的 65%~75%, 显著地高于中西部地区。从中部和西部地区的对比来看, 西部务工人员比例又较为明显的高于中部。

从上述描述性统计数据来看, 我国劳动力在区域之间的不均衡流动的状况与各区域的经济发展和产业布局有着密切的关系。为了进一步研究这种关系, 本文将结合我国东中西部区

① 图 1 和图 2 种劳动力流入和流出的比例均按东、中、西部的顺序排列, 各个区域又按数值大小排序, 在饼图中, 东、中、西部所占份额的大小为 2000~2005 年劳动力流动数据。

② 东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、山东、上海、江苏、浙江、福建、广东、海南共 11 个省市; 中部地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南 9 个省区; 西部地区包括广西、云南、贵州、四川、重庆、西藏、陕西、甘肃、宁夏、青海、新疆共 11 省市。

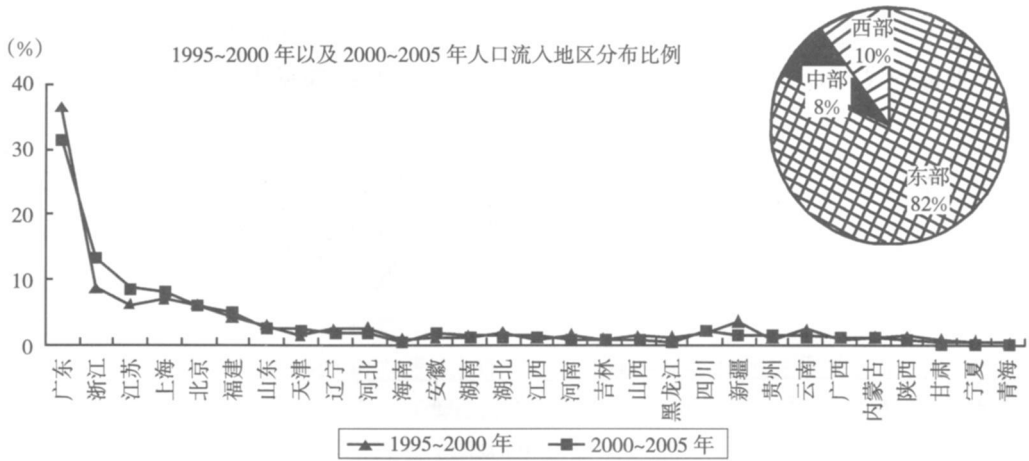


图2 1995~2000年和2000~2005年各个省份平均劳动力流入份额分布

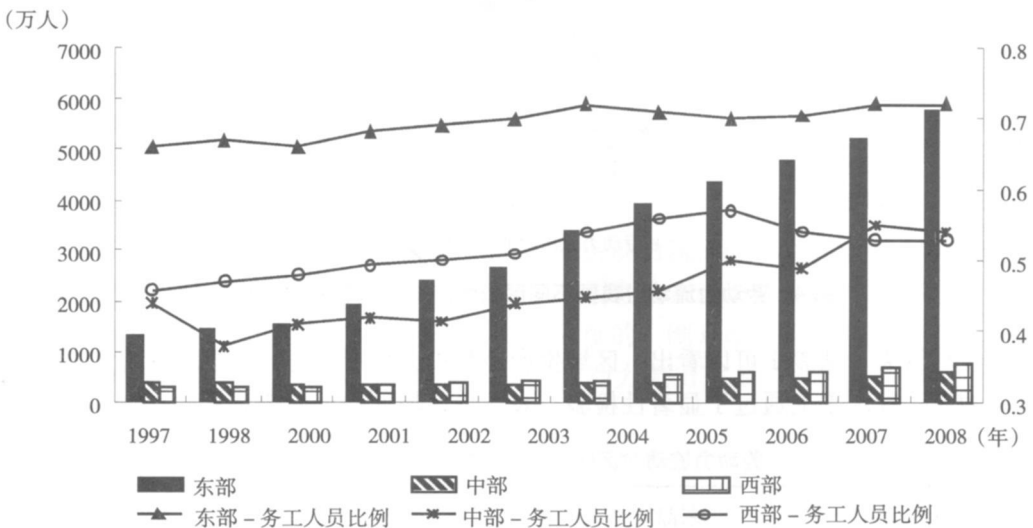


图3 1997~2008我国东、中、西部暂住人口数和务工人员占暂住人口比例

域的劳动力流入和流出情况，利用非参数模型来定量检验劳动力流动对区域经济增长和工业化进程的深层次影响。

2 共曲线性 (Concurvity) 检验

在可加模型设定前，首先需要对自变量之间的共曲线性进行检验（类似线性参数回归模型中的多重共线性检验）。原因在于可加模型中共曲线性的存在不仅会增大系数的方差，而且会使系数的标准差产生偏离，从而导致置信区间变窄，影响拟合的效果。常用的检验方法是将模型中所关心的某项和可能与它有共曲线关系的非参数项的拟合值的相关系数进行检验，如果其绝对值在小于 0.5 时，可以近似地忽略它们可能存在的共曲线性（巴曙松、朱元倩，2007）。对本可加模型的四个自变量劳动力流入 (f_{lin})、劳动力流出 (f_{lout})、物质资本投入 (K)、人力资本投入 (HL) 之间的共曲线性检验表明，各变量拟合值之间的相关系数都远小于 0.5，故式 (5) 和 (6) 都满足可加模型的各项之间不存在共曲线性的要求。

3 劳动力流动对区域经济增长的影响

本文分别对东部 11 个省份、中部 9 个省份、西部 9 个省份（重庆并入四川省，不包括西藏）分别进行式（5）的可加模型估计。其中，线性影响结果见表 1，非线性影响结果见图 4。

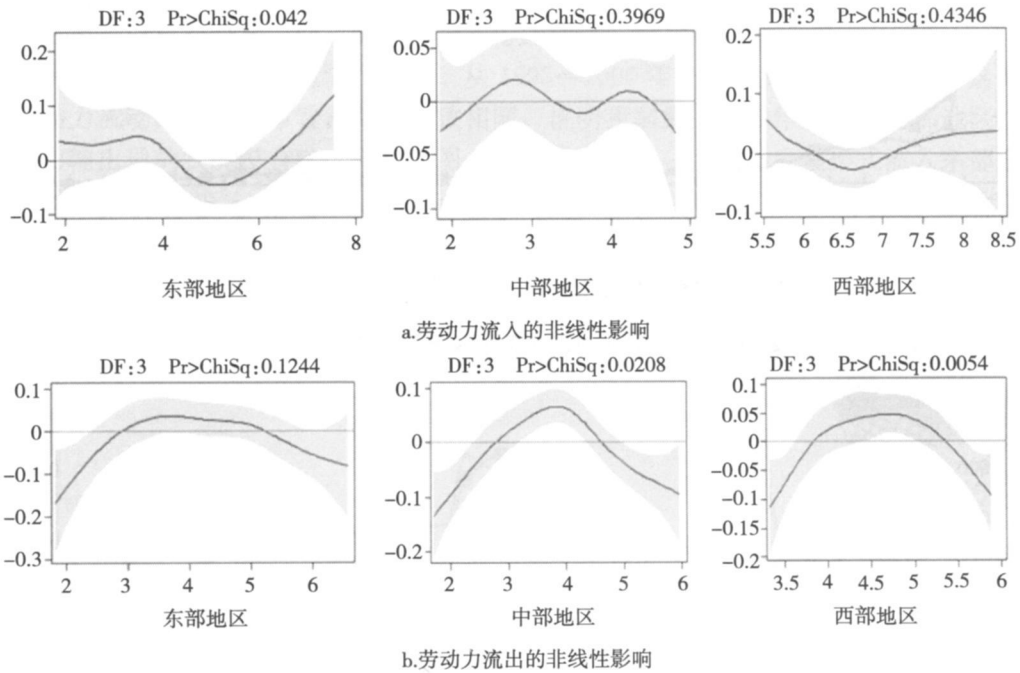


图 4 劳动力流动对我国不同区域经济增长的非线性影响

(1) 线性结果。从表 1 可以看出，区域生产函数拟合效果较好，大多数变量的线性部分都在较高的显著性水平上通过了显著性检验。表 1 分区域回归的结果显示：

表 1 劳动力流动对区域经济增长的线性影响结果

变量（线性部分）	东部	中部	西部
截距	3 6221** (< 0 0000)	2 8489** (< 0 0001)	3 6112** (< 0 0001)
劳动力流入	0 2011** (< 0 0001)	- 0 0045 (0 3327)	0 0815** (0 0004)
劳动力流出	- 0 1047** (< 0 0001)	0 1102** (< 0 0001)	- 0 0088 (0 2185)
物质资本	0 5067** (< 0 0001)	0 1006** (< 0 0001)	0 4782** (< 0 0001)
人力资本	0 3493** (< 0 0001)	0 0804** (< 0 0001)	0 1093** (< 0 0001)

注：括号中为 P 值，*** 表示在 1% 的水平下显著。

第一，对于东部地区来说，劳动力流入的系数为正，表明劳动力流入对东部经济发展起

促进作用,且弹性系数为20.11%,即劳动力流入每增长1个百分点,将带动东部地区的GDP增长0.201个百分点。可见大量从中、西部输入到东部的流动人口为东部经济的发展做出了相当大的贡献。但与此同时,劳动力流出的系数却显著为负,说明东部地区劳动力流出对其经济发展会起阻碍作用。

第二,对于中部地区而言,劳动力的流入和流出对经济增长的作用方向刚好与东部地区相反。劳动力流入系数为负值,但并不显著,说明中部地区的劳动力流入对当地经济发展的影响并不明显。与此相反,中部地区的劳动力流出却显著地促进了当地产出的增长,弹性系数为11.02%,即劳动力流出每增长1个百分点,将带动中部地区的GDP增长0.110个百分点,劳务输出是支撑中部地区经济增长的一支重要力量。

第三,对于西部地区而言,劳动力流入同样对地区经济发展起促进作用,但这种作用强度要明显小于东部地区的劳动力流入。劳动力流入的弹性系数仅为8.15%,即西部地区的劳动力流入每增加1个百分点,产出增长0.082个百分点。而西部地区的劳动力流出对区域经济增长的影响不显著。

(2) 非线性结果。图4描述了劳动力流动对经济增长的非线性影响,为节省篇幅,本文仅报告劳动力流入和流出两个变量的非线性结果。图4的非线性结果可以进一步补充和完善前述线性结果所反映的内容:

第一,对于东部地区而言,劳动力流入的非线性影响相当显著(结果通过卡方检验),东部地区的劳动力流入对经济的影响体现为一个尾部陡峭的凹形(正U形),说明劳动力流入越多,通过有效压低人工成本,对经济生产越有利,这与线性部分的结果一致。但是,劳动力流出的非线性影响不明显。

第二,西部地区和中部地区的非线性结果相同,劳动力流入的非线性影响并不明显,没有通过卡方检验,而流出却对经济产生一个“倒U”形影响,且十分显著。这说明在西部和中部两个地区,劳动力流出对经济增长的贡献是有限度的,刚开始时劳动力输出越多,对中部和西部地区的经济都有明显的促进作用,但一旦劳动力流出过多,则负面效应开始凸显,会导致本地经济生产活动萎缩,对经济发展不利。

结合以上线性和非线性的结果来看,我国劳动力在区域间的不均衡流动是造成我国东部沿海地区经济远较中西部地区发达的主要原因。我国东部地区一直是劳动力流入的主体,吸纳劳动力的数量远远高于中、西部地区,劳动力流入对东部地区经济发展的促进作用明显强于中西部地区。从长远效果来看,大量劳动力的流出对中、西部地区经济发展起延缓作用,这在一定程度上扩大了我国地区间经济发展的不平衡程度。

值得一提的是,从控制变量物质资本存量和人力资本存量的结果来看,物质资本和人力资本都对经济增长作出了巨大贡献,所有系数都显著为正。但是这种贡献在不同区域存在明显差异。其中,东部地区的物质资本和人力资本的产出弹性最高,而中部地区这两个要素的弹性最低,而且中部地区劳动力流出的产出弹性(0.1102)甚至高于物质资本的产出弹性(0.1006),这也说明中部地区近年来劳动力输出是该地区经济增长的主要动力之一。

4 劳动力流动对区域工业化进程的影响

以上分析表明,我国劳动力在区域间的不均衡流动确实对区域经济的增长产生了深远的影响。那么,劳动力流动对区域经济的影响究竟是通过什么中间渠道来实现的?为回答这一问题,本文接下来将运用式(6)进行可加模型估计,分析劳动力流动对我国区域工业化进程的影响,从而揭示劳动力流动影响经济发展的内在机理。其中,线性影响结果见表2,非

线性影响结果见图5。

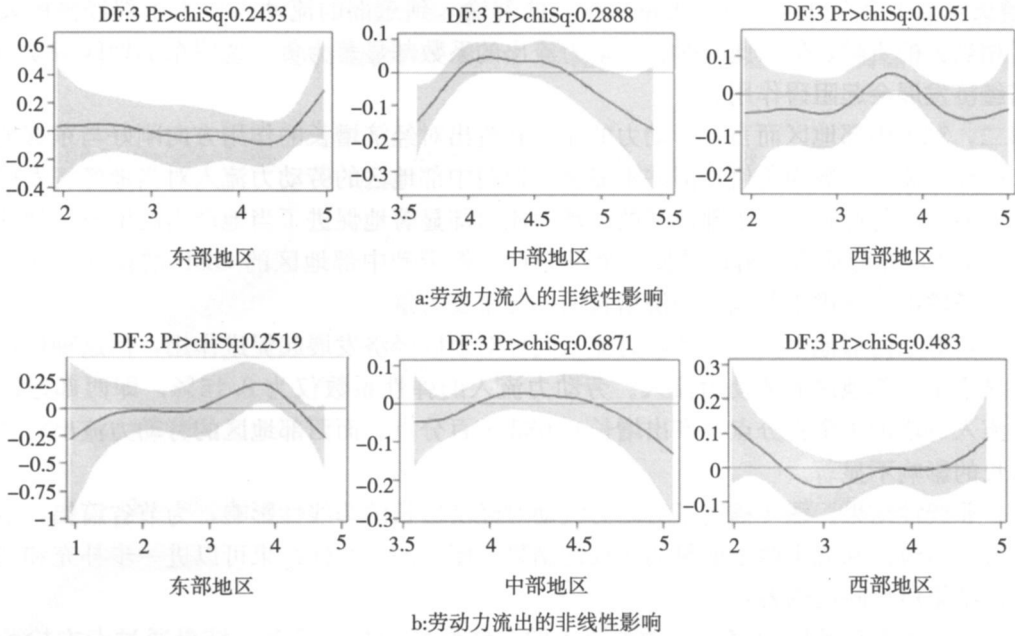


图5 劳动力流动对我国不同区域工业化进程的非线性影响

图5的结果显示，劳动力流动对区域工业化进程的非线性影响在绝大多数情况下没有通过卡方显著性检验，说明对于该方程，线性部分已经能较好的解释因变量的变化。从表2的线性结果来看：(1) 对于东部地区来说，劳动力流入系数显著为正，说明劳动力流入极大地推动了东部地区的工业化进程（影响系数为0.2530），同时劳动力流出却对东部各省份的工业化程度有一定的负面影响（影响系数为-0.0842）；(2) 对于中部地区而言，劳动力的流入不会改变当地产业结构状况（系数没有通过显著性检验），而劳动力流出却对中部地区产业结构的转变产生显著的负面影响（影响系数为-0.0951），说明中部省区的大量劳动力流出阻碍了本地区工业化的进程。(3) 对于西部地区来说，劳动力流入在一定程度上促进了西部地区的工业化进程，但这种影响相比东部地区要弱得多（影响系数仅为0.0133，且在10%水平下才显著），而劳动力流出同样对西部地区的工业化进程起阻碍作用（影响系数为-0.0803）。此外，控制变量的结果与式(5)的结果相同：物质资本和人力资本投入都对区域工业化进程有较大的正向贡献，其中东部地区贡献最大，中部地区贡献最小。

表2 劳动力流动对区域工业化进程影响的线性结果

变量	东部	中部	西部
截距	0.4596*** (< 0.0001)	1.3635*** (< 0.0001)	1.0459*** (< 0.0001)
劳动力流入	0.2530*** (< 0.0001)	0.0823 (0.2002)	0.0133* (0.0903)
劳动力流出	-0.042*** (< 0.0001)	-0.0951*** (< 0.0001)	-0.0803*** (< 0.0001)

(续)

变量	东部	中部	西部
物质资本	0.6204*** (< 0.0001)	0.3525*** (< 0.0001)	0.5454*** (< 0.0001)
人力资本	0.3107*** (< 0.0001)	0.0889*** (< 0.0001)	0.0960*** (< 0.0001)

注：括号中为 P 值，*** 表示在 1% 的水平下显著。

5 劳动力流动、工业化进程与经济增长的内在联系

将方程 (5) 和 (6) 的主要结果进行比较 (见表 3)，可以发现，劳动力流动对我国不同区域工业化进程的影响方向和程度，与对区域经济增长的影响是基本一致的。唯一例外的是，中西部地区的劳动力流出对其工业化进程的影响虽然是负面的，但对其经济增长的影响在劳动力流出的初始期却是正向的，当然，随着劳动力的进一步流出，其对经济增长的最终影响仍然出现负面的结果。造成这种特殊现象的原因，可能是由于中西部地区的劳动力流出，在其初始阶段“打工经济”形成的劳务收入的回流，的确促进了当地经济的增长，但随着中西部地区劳动力的逐渐过量流出，阻碍了中西部地区的工业化进程，从而使得其对经济增长最终还是产生了较为严重的负面影响。

表 3 劳动力流动对区域经济增长和工业化进程的影响比较

影响变量		东部地区	中部地区	西部地区
劳动力流入	区域经济增长	+ (✓)	/	+ (×)
	工业化进程	+ (✓)	/	+ (×)
劳动力流出	区域经济增长	-	∩	∩
	工业进程	-	-	-

注：“+”表示线性正向影响，“-”表示线性负向影响，“/”表示影响不显著，“✓”表示线性正向影响程度大，“×”表示线性正向影响程度小，“∩”表示“倒 U”形非线性影响显著。

为了更清晰地揭示劳动力流动、工业化进程与区域经济增长之间的内在联系，本文进一步计算了 1997~2008 年我国所有省区的工业化程度与地区生产总值的相关关系，两者之间的 Pearson 相关系数高达 0.8672，表明地区工业化进程与经济增长之间存在显著的正相关关系。因此，本文得出如下结论：我国中西部地区劳动力的跨省转移对东部沿海地区工业化程度的提高具有推波助澜的作用，并因此大大促进了当地经济的增长。但是，大规模的劳动力流出同时也延缓了中西部地区工业化的进程，由此导致中西部地区的经济发展相对缓慢。这一结论与 Temple 和 Wobmann (2006)，Vollrath (2009) 等人的观点是相吻合的。

6 非参数可加模型与传统线性模型结论的比较

为了证实本文使用非参数可加模型所得实证结论的稳健性，本文针对相同的被解释变量和解释变量也进行了线性拟合。结果发现，采用传统线性参数回归模型的结论与可加模型的结论是基本一致的，劳动力流入、流出以及物质资本和人力资本存量等变量与区域经济增长，以及工业化进程关系的正负方向与可加模型中线性趋势部分的方向刻画完全相同，只是

在显著性上略有差异，但不改变基本结论^①。

为了比较两种估计模型的优劣，本文进一步计算两种方法的残差平方和，从而比较两种模型的拟合效果，比较结果列示在表4中。表4的结果表明，利用非参数可加模型拟合后的残差在各个区域的产出和产业结构方程中都有不同程度的降低，说明非参数可加模型拟合效果更好。

表4 可加模型和传统线性模型的残差平方和比较

	因变量：经济增长		因变量：工业化进程	
	可加模型 残差平方和	传统线性模型 残差平方和	可加模型 残差平方和	传统线性模型 残差平方和
东部地区	0.9026	1.3999	1.7155	2.5549
中部地区	0.7128	1.1927	0.8006	1.2204
西部地区	1.0283	1.4035	1.1333	1.3914

综合以上结果，有理由认为可加模型不仅对于线性关系的把握非常准确，而且很好的刻画了劳动力流动对区域经济增长和工业化进程的非线性贡献，更重要的是具有比传统线性回归模型更高的拟合优度，因此本文引入可加模型使得实证结果更为精准、科学。

五、结论和启示

本文首次利用非参数可加模型，实证研究了劳动力跨区域流动对我国东部沿海和中西部地区工业化进程与经济增长的影响，并通过分别检验劳动力流入和流出对不同区域经济增长和工业化进程的线性和非线性影响，从劳动力流动的角度探讨了我国区域经济发展不平衡的深层次原因。结果发现，我国劳动力流动对不同区域经济发展的影响方向与影响强度是不同的，存在着显著的差异。具体结论如下：

(1) 东部地区一直是我国劳动力流入的主要区域，大量从中、西部流入到东部的劳动力显著地推动了东部地区的工业化进程，并进而极大地促进了东部地区的经济增长。而且，东部地区劳动力的流入对区域工业化进程和经济增长的正面促进作用，要明显强于中西部地区。与此同时，少量的劳动力流出对东部地区的经济发展产生显著的负面作用。

(2) 中西部地区是我国劳动力流出的主要区域，本文实证结果表明，中部地区极其少量的劳动力流入并没有对当地工业化进程和经济增长产生明显影响，但大规模的劳动力流出对区域经济的影响却表现为显著的“倒U”形非线性关系，这说明在劳动力流出的初始期间，由于流出的大都为富余劳动力，因此依靠打工者收入回流对当地消费和投资的拉动作用，其劳动力流出对经济增长的作用显著为正，在一定程度上促进了中部地区经济的发展。但是随着劳动力流出规模的进一步扩大，劳动力继续流出的负面作用开始显现，而且其负面作用逐渐大于打工经济带来的正面作用，导致劳动力流出对中部地区工业化进程和经济增长的影响最终为负。结合本文研究中所发现的我国不同区域资本产出弹性东部地区最高，而中部地区最低的结果来看，我国中部地区的劳动力向东部流出是符合市场经济条件下生产要素流动规律的，因而也是必然的。但这种持续性的劳动力流出导致中部地区经济发展陷入了一种恶性

^① 本文没有报告传统线性模型的估计结果，相关结果留存备索。

循环：较低的资本产出效率导致大量劳动力外流，从而导致中部地区工业化进程受阻和经济增长乏力，而这又反过来致使该地区劳动力进一步流出。这一推论也为近年来我国一些学者提出的“中部塌陷”现象提供了新的证据支持（冯子标，2005；杨继刚、朱红，2007）。

（3）我国西部地区的劳动力流入数量要略多于中部地区，但远不及流入东部地区的劳动力。劳动力流入对西部地区的工业化进程和经济增长的影响是显著为正的，只是影响程度要明显弱于东部地区。西部地区也存在一定规模的劳动力流出，其对西部地区经济的影响与中部地区基本相同，也表现为显著的“倒U”形关系，即初始阶段劳动力的流出影响为正，但其负面作用会逐渐超过正面作用，劳动力流出对西部地区工业化进程和经济增长的最终影响为负。

由此可见，我国中西部地区劳动力大规模迁往东部地区，客观上扩大了东部、中部和西部在区域经济发展上的不平衡程度：中西部地区陷入了劳动力空洞化和工业化进程缓慢的尴尬境地，东部地区劳动力要素积累日益雄厚，工业集聚力日渐增强，工业化进程不断推进。这一作用链催生出新的分工格局：东部地区演化为工业产品的生产中心和经济中心，中西部地区成为劳动力的流出地、人才输送地和工业产品的消费市场。

必须指出的是，这种东部和中西部区域经济发展不平衡的格局并不是一种合意的状态，政府应该寻求对策逐步缩小这种差距。但是，本文的研究结果也清晰地告诉我们，从劳动力流入流出的角度来看，不能简单地要求中央政府出台政策，来阻碍那些客观上助长了这种不平衡态势的劳动力流动，因为这样做既不符合市场经济条件下生产要素自由流动的原则，也与本文的研究结论相违背——本文的研究发现我国目前东部的要素生产率确实要高于中西部，人为地阻碍中西部地区劳动力向东部流动，将不利于国家的经济发展。虽然本文的研究也发现，在我国中西部地区劳动力流出曾经一度促进了当地经济的增长，但这种正面影响也只是暂时的。随着中西部地区劳动力流出量的增加，最终大规模的劳动力流出仍然会对本地的经济发展产生负面影响。因此，中西部地区不能满足于打工经济带来的眼前利益，应该高度警惕劳动力的持续流出。而要缩小和东部地区的差距，关键还在于不断改善和优化本地区的投资环境，努力提高本地区的要素生产率，从根本上消除劳动力外流的动因。

参考文献

- [1] Beck, N and Jackman, S *Beyond Linearity by Default: Generalized Additive Model* [J], American Journal of Political Science 1998, Vol 42 (2), 596~ 627.
- [2] Bogue, D J *The Study of Population: An Inventory Appraisal* [M], Chicago: University of Chicago Press, 1959
- [3] Buja A and Hastie T. and Tibshirani R *Linear Smoothers and Additive Models* [J], Annals of Statistics, 1989, Vol 17 (2), 543~ 555
- [4] Christopheit, N and Hoderlein, S *Estimation of Models with Additive Structure via Local Quasi-differencing* [C], 2003, Preprint
- [5] Granger, C W. J *Some Recent Developments in a Concept of Causality* [J], Journal of Econometrics, 1988, Vol 39 (1/2), 199~ 211
- [6] Hsieh, C T. and Klenow, P J *Misallocation and Manufacturing TFP in China and India* [C], NBER Working Paper, 2007, w13290
- [7] Kuznets, S and Thomas, D S *Population Redistribution and Economic Growth: United States, 1870~ 1950* [M], 1964, eds, Philadelphia: American Philosophical Society, Vol (3) .

- [8] Lewis, W. A. *Econometric Development with Unlimited Supply of Labor* [J], The Manchester School of Economic and Social Studies, 1954, Vol 3
- [9] Linton, O B and Hardle, W. *Estimation of Additive Regression Models with Known Links* [J], *Biometrika*, 1996, Vol 83, 529~ 540
- [10] Linton, O B and Nielsen, J P. *A Kernel Method of Estimating Structured Nonparametric Regression Based on Marginal Integration* [J], *Biometrika*, 1995, Vol 82, 93~ 100
- [11] Lucas, R. *On the Mechanics of Economic Development* [J], *Journal of Monetary Economics*, 1988, Vol 22 (1), 3~ 42
- [12] Schwartz J. *Generalized Additive Models in Epidemiology* [C]. 17th International Biometric Conference, 1994, 55~ 80
- [13] Stone, C J. *Additive Regression and Other Nonparametric Models* [J], *Annals of Statistics*, 1985, Vol 13, 689~ 705
- [14] Temple J and Wobmann L. *Dualism and Cross - Country Growth Regressions* [J], *Economic Growth*, 2006, Vol 11 (3), 187~ 288
- [15] Vollrath D. *How Important are Dual Economy Effects for Aggregate Productivity?* [J], *Journal of Development Economics*, 2009, Vol 88 (2), 325~ 334
- [16] World Bank. *The Chinese Economy: Fighting Inflation, Deepening Reforms* [C], 1996, Vol 2
- [17] 敖荣军:《制造业集中、劳动力流动与中部地区边缘化》[J],《南开经济研究》2005年第1期。
- [18] 巴曙松、朱元倩:《基于可加模型的外汇储备影响因素的实证分析》[J],《金融研究》2007年第11期。
- [19] 蔡昉、王德文:《中国经济增长可持续性与劳动贡献》[J],《经济研究》1999年第10期。
- [20] 陈佳贵、黄群慧、钟宏武、王延中:《中国工业化进程报告:1995~2005年中国省域工业化水平评价与研究》[M],社会科学文献出版社,2007。
- [21] 程名望、史清华:《经济增长、产业结构与农村劳动力转移》[J],《经济学家》2007年第5期。
- [22] 陈钊、陆铭、金煜:《中国人力资本和教育发展的区域差异:对于面板数据的估算》[J],《世界经济》2004年第12期。
- [23] 范剑勇、杨丙见:《美国早期制造业集中的转变及其对中国西部开发的启示》[J],《经济研究》2002年第8期。
- [24] 范剑勇、王立军、沈林洁:《产业集聚与农村劳动力的跨区域流动》[J],《管理世界》2004年第4期。
- [25] 冯子标:《中部塌陷原因及崛起途径探析》[J],《管理世界》2005年第11期。
- [26] 李实:《中国经济转轨中劳动力流动模型》[J],《经济研究》1997年第1期。
- [27] 杨继刚、朱红:《中部塌陷、金融弱化与中部崛起的金融支持》[J],《经济研究》2007年第5期。
- [28] 杨云彦、徐映梅、向书坚:《就业替代与劳动力流动:一个新的分析框架》[J],《经济研究》2003年第8期。
- [29] 姚林如、李莉:《劳动力转移、产业集聚与地区差距》[J],《财经研究》2006年第8期。

(责任编辑:陈卫宾;校对:曹宇)