

劳动力城乡流动、人力资源优化配置与经济增长：

中国 2001—2010^{*}

肖 卫

(湖南省社会科学院 经济研究所)

摘要：本文以劳动者基于效应最大化的理性选择为微观基础，分析劳动力城乡流动和人力资源优化配置，及其对经济增长的影响。利用中国 2001—2010 年省级面板数据进行估计表明，农业技术进步、农业投资和政府对农业补贴等农业发展的基本要素与非农产业劳动力份额之间具有显著的正效应，随着劳动力基于市场机制在城乡产业之间流动，逐步减少产业之间劳动报酬差异以实现人力资源优化配置；劳动力城乡流动及人力资源优化配置、投资、政府对经济活动的参与和前期的研发投入是决定经济均衡增长的主要因素。

关键词：劳动力城乡流动；人力资源优化配置；经济增长；固定效应模型

中图分类号：F061.2 文献标识码：A

一、引言

市场化改革 30 多年来，社会主义市场经济体制正在改变中国的命运^①，这种改变缘于发挥了市场在资源配置中的基础性作用，改进了效率，促进了发展。市场机制下劳动力城乡流动和人力资源优化配置是市场化改革的重要组成部分。劳动力基于市场机制在城乡和产业部门之间流动形成的几次浩荡的“民工潮”，让“农民工”成为一个时代的符号进入人们的视野，总数超过 2 亿的“农民工”在发展农业的同时^②，流向城市地区和非农产业，树立了“中国制造”的世界声誉，成为创造“中国奇迹”的主力军。

农民工在改革中改变中国命运的同时，作为改革的微观主体也在改变自身命运，这场改变命运的革命仍在进程中。自 20 世纪 80 年代以来，中国持续扩大的城乡居民人均收入比在 2009 年达到 3.33: 1 的峰值后开始呈现缩小趋势，2010 年和 2011 年分别为 3.23: 1 和 3.14: 1^③。城乡居民收入差距逐渐收敛的受到两个重要因素的推动：一是农民从事非农产业的工资性收入快速增长，并逐渐成为农民收入的主体；二是农业现代化水平提高和农业从业人员减少，农业劳动生产

^{*} 本文研究获得国家社科基金重大项目“加强农业基础地位和确保国家粮食安全战略研究”（编号：08&ZD016）、一般项目“一般均衡下农业发展、二元经济结构转变与经济增长研究”（编号：11BJL037），教育部人文社科基金青年项目（编号：12YJC790208），中国博士后科学基金项目（编号：2012M510671）支持。

^① 任仲平：《改变中国命运的历史抉择——写在社会主义市场经济体制确立 20 周年之际》，《人民日报》2012 年 7 月 10 日。

^② 数据来自“中国商情网”（<http://www.askci.com/news/201204/27/2715551256411.shtml>）中《2008—2011 年中国农民工数量统计表》。

^③ 2011 年城乡居民人均收入数据来自国家统计局发布的《2011 年国民经济和社会发展统计公报》，在扣除物价因素后，农村和城镇居民人均收入分别增长 11.4% 和 8.4%，根据该数据换算得出。

率得到较快提高，促进农民经营性收入的增长。2000-2010年，农民家庭人均纯收入，年均增长10.14%，其中家庭经营收入增长7.10%，工资性收入增长13.22%，尤其是2005-2010年，工资性收入年均增长15.66%^①。这两个主导农民增收的因素都有劳动力城乡流动息息相关。

劳动者基于市场机制的理性选择及其对宏观经济的影响是劳动经济理论中探讨的热点问题。Keynes（1936）曾对货币工资与物价水平变化对劳动供给的影响有经典阐述。Schor（1985）认为工资是由劳资双方的博弈力量以及习惯和技术等因素外生决定。Borjas（2003）发现流动劳动力对与其竞争的本土居民的工资和就业机会的影响。博斯沃斯等（2003）对预算约束下为实现效用最大化，提高劳动工资后替代效应和收入效应变化的进行了解释。这些经典的理论探讨是本文分析框架构建的基础。针对中国劳动力城乡流动这一转型中的经济社会现象，国内学习者从不同的角度进行了探讨，比如，劳动力流动对工资增长的正效应（钟笑寒，2006）；劳动力流动对缩小城乡收入差距的作用（蔡昉、王美艳，2009）；劳动力城乡流动与现代农业发展、产业转移的关系（肖卫等，2009、2011）；农村劳动力流动对城镇劳动力市场和城镇居民收入的影响（刘学军、赵耀辉，2009；沈坤荣、余吉祥，2011）；户籍制度改革对中国农村劳动力流动的影响（孙文凯等，2011）等。尽管国内学者对劳动力流动的研究已经涉及各个领域，然而，近10年中国在工业化、城市化和农业现代化进程中，劳动力城乡流动的微观基础是什么？劳动流动是怎样实现人力资源优化配置以促进经济持续增长？劳动力市场的扭曲对人力资源配置和经济增长有何影响？关于这些问题的答案还一直在争论未决。

本文接下来在对劳动力与人力资本优化配置的理论分析基础上，利用2001-2010中国省级面板数据，对各变量之间的关系进行检验，并对最低工资限制下劳动力市场扭曲及对经济增长影响进行阐释，最后是结论与政策。

二、劳动力流动与人力资本优化配置的理论分析

（一）假设

（1）在工业化、城市化过程中，非农产业劳动报酬普遍高于农业劳动报酬，劳动力为追求高的劳动要素报酬，基于市场机制在城乡之间流动。

（2）第 i 个劳动者的效用为 $u_i(Y_i, T_A^i, T_M^i)$ ，是劳动者每年的总货币收入 Y_i 、每年从事农业生产的时间 T_A^i 和非农产业时间 T_M^i 的函数，每年总劳动时间 $T^i = T_A^i + T_M^i$ ，更多的劳动时间能够获得更多的收入，但更多的劳动时间意味着更

^① 数据来源：《中国统计年鉴2011》，中国统计出版社。

少的闲暇时间。则整个经济体的农业劳动时间为 $T_A = \sum_i T_A^i$ ，非农产业劳动时间为 $T_M = \sum_i T_M^i$ 。

(3) 城乡之间流动劳动者收入是从事农业生产的收入和从事非农产业的收入之和，劳动者总收入为 $Y_i = W_A T_A^i + W_M T_M^i$ ，其中 W_A 为农业部门劳动力市场的平均工资， W_M 为非农产业劳动力市场的平均工资，从事非农产业的工资水平高于从事农业生产， $W_M > W_A$ 即。

(4) 劳动者效用最大化的选择是对劳动以获得收入和闲暇之间的权衡，以效用最大化为目标劳动力理性选择是城乡和产业部门之间人力资源优化配置的微观基础。

(二) 一个分析框架：劳动力流动与人力资源优化配置

在城乡之间流动的劳动者，面临目标效用函数为 $u_i(Y_i, T_A^i, T_M^i)$ 。每个劳动者对收入 Y_i 、劳动时间 T_A 和 T_M 都有各自的偏好。其中， $\partial u_i(Y_i, T_A^i, T_M^i) / \partial Y_i > 0$ ，即更多的货币收入意味着可以购买更多的商品，获得更高的个人效用；

$\partial u_i(Y_i, T_A^i, T_M^i) / \partial T^i < 0$ ，即更多的劳动时间和两类劳动时间理性安排意味更多的货币收入，但是较多的劳动时间也意味着更少的闲暇时间，劳动时间增加本身有损个人效用。因此，不同的劳动者根据自身禀赋优势和特征有不同的效用函数和无差异曲线群。

由于劳动者的收入方程为 $Y_i = W_A T_A^i + W_M T_M^i$ ，其中，工资水平 W_A 和 W_M 为常数，这样， $u_i(Y_i, T_A^i, T_M^i) = u_i(T_A^i, T_M^i)$ ，即劳动者效用函数可以转化为关于从事农业和非农产业时间的函数。根据假设，由于 $W_M > W_A$ ，以非农产业劳动时间 T_M 替代农业劳动时间 T_A ，意味着将获得更多的货币收入，但是也意味着更少的闲暇时间，这是一个两难选择。简言之，增加非农产业劳动时间就能增加货币收入，个人效用随之增加；而闲暇时间和农业劳动时间将减少，个人效用随之减少。

理性的劳动者在预算约束下追求个人效用最大化。城乡之间流动的劳动者要将从事非农产业所获得的工资 W_M 与其从事农业生产获得的工资 W_A 进行比较。 W_A 是城乡间流动劳动者进入非农产业劳动力市场的保留工资（最低工资）。如果 $W_M \leq W_A$ ，非农产业劳动力市场愿意支付给劳动者工资低于保留工资，劳动者将没有从事非农产业的激励，即 $T_M^i = 0$ ；如果 $W_M > W_A$ ，劳动者选择个人效用最大化的非农产业工作时间 $T_M^i > 0$ 。

在图 1 中， l_1 和 l_2 为劳动者的无差异曲线束。当非农产业劳动力市场工资 $W_M = w_1 \leq W_A$ 时，劳动者将选择效用最大化均衡点 e 点的隅角点解，全部的时间用于农业生产和闲暇。当非农产业工资 $W_M = w_2 < W_A$ 任何时候，都会出现隅角点解的情况。只有当非农产业工资 $W_M = w_3 > W_A$ 时，劳动者就会选择分配一定的时

间从事非农产业，在 $W_M = w_3$ 时，个人效用最大化的均衡点 f 点，此时的最低保留工资为 w_2 。这也表明在工业化过程中，随着非农产业的工资持续提高，将刺激农业劳动工资成本上升。这时，从事农业生产和闲暇时间为 OP ，从事非农产业时间为 PQ ； Y_1 为专门从事农业生产的货币收入，即保留工资下的收入； Y_2 为在城乡之间流动劳动者兼职两类产业后的总收入。

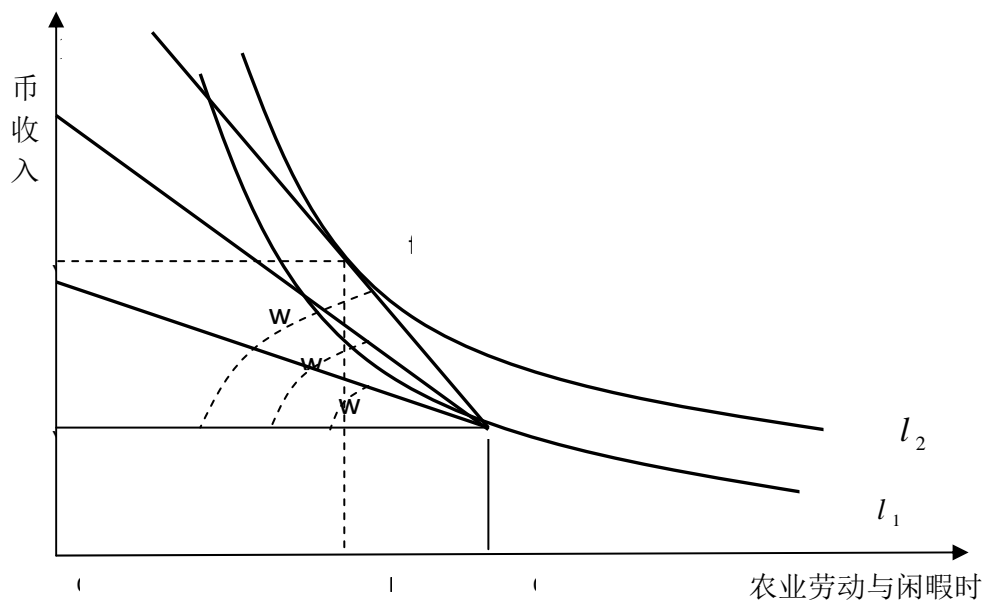


图 1: 劳动者效用最大化的劳动时间选择

劳动者的预算约束可用方程表示为：

$$PG \leq V + WT = V + (W_A T_A^i + W_M T_M^i) \quad (1)$$

其中， G 为商品向量， P 为商品价格向量， V 为非工资性收入。在收入预算下劳动者效用最大化问题，拉格朗日表达式为：

$$Max \varphi = u_i(Y_i, T_A^i, T_M^i) + \lambda [(W_A T_A^i + W_M T_M^i) / P + (V/P) - G] \quad (2)$$

一阶条件为：

$$\partial \varphi / \partial Y = \partial u / \partial Y - \lambda = 0 \quad (3)$$

$$\partial \varphi / \partial T_A = \partial u / \partial T_A - \lambda (W_A / P) = 0 \quad (4)$$

$$\partial \varphi / \partial T_M = \partial u / \partial T_M - \lambda (W_M / P) = 0 \quad (5)$$

$$\partial \varphi / \partial \lambda = (W_A T_A^i + W_M T_M^i) / P + (V/P) - G = 0 \quad (6)$$

由方程 (3)、(4) 和 (5)，可以得出：

$$\frac{\partial u / \partial T_A}{\partial u / \partial Y} = \frac{W_A}{P} \text{ 和 } \frac{\partial u / \partial T_M}{\partial u / \partial Y} = \frac{W_M}{P} \quad (7)$$

这表明无差异曲线的斜率等于消费机会约束线的斜率。在均衡条件下，闲暇对货币收入的边际替代率 (MRS_{TY}) 等于实际劳动工资率。农业劳动较低工资率对应较多的闲暇时间，非农产业劳动较高的工资率对应较少的闲暇时间。

劳动者的劳动供给对工资率变动的反应可以分解为收入效应和替代效应。在本文的分析框架中，替代效应发生的原因是，工资率变动导致闲暇与货币相对价格的变动，工资率的提高导致闲暇的成本表现为更多的货币，所以替代效应就是劳动者将投入更多的劳动时间，将更倾向于从事工资率高的非农产业，增加非农产业劳动时间 T_M^i ，以货币收入替代闲暇。收入效应发生的原因是，当工资水平提高后，个人的工作时间比原来减少也能达到既定的效用水平，由于农业劳动工资较低，劳动者更倾向于通过减少农业劳动时间 T_A^i 来增加闲暇时间。

综上所述，随着非农产业平均工资 w_M 的持续增长，替代效应体现为劳动者对工资率高的非农产业投入更多的劳动时间，而收入效应则体现为通过减少农业劳动时间来增加闲暇时间（前提是闲暇是正常商品）。如果城乡流动劳动力的对工资率提高的替代效应大于收入效应，则劳动者每年的总劳动时间增加，非农产业工资率的提高将普遍导致劳动者把更多的劳动时间分配到非农产业和城市地区。同时，随着农业发展和农业生产率提高，或者农业部门获得国家财政补贴的增加，使得农业劳动者的农业工资水平提高，将在一定程度促进劳动力在城乡之间、农业和非农产业部门之间分流。

（三）劳动力流动下人力资源优化配置对经济增长的作用

二元经济中，劳动者基于市场机制的理性选择是实现人力资源优化配置的微观基础。城乡劳动力流动过程中，劳动者基于自身禀赋优势与劳动力市场的匹配，劳动者会出现三种择业结果：一是把劳动时间全部投入农业生产，即全职农民；二是把劳动时间全部投入非农产业，即全职非农产业从业者；三是在农业和非农产业之间分配自己的劳动时间，既兼业化劳动者（“农民工”）。正是这种劳动者理性选择，促进了农村富余劳动力向城市地区和非农产业流动，保障工业化和城市化进程中劳动供给。

经济发展以资源有效配置为基础，而市场是实现稀缺资源有效配置的有力杠杆。二元经济中人力资源优化配置是劳动力在市场机制下基于劳动要素报酬差异自由流动，以实现城乡产业之间边际报酬均等化。人力资源优化配置是作为微观主体的劳动力基于市场机制自由选择的结果。市场化改革以来中国劳动力城乡流动基于市场机制的人力资源配置过程。市场的作用在于促进自愿交换的实现，市场经济中依靠劳动力在产业、行业和企业之间自由流动来实现劳动力的优化配置，这种劳动力的配置方式可以同时使劳动力和消费者的满足达到最大化。比如，劳动力从低工资工作向高工资工作流动，就是迫使那些支付给劳动力的工资低于均衡工资的厂商提高工资的手段。

二元经济中,劳动力在城乡和产业之间流动是人力资源优化配置的动态过程,这个过程中劳动力为寻求高的劳动要素报酬,在城乡之间和产业之间流动以达到有效配置,推进工业化和城市化的进程,从而实现二元经济转化和经济增长。这个过程在经济发展中表现为农业现代化、工业化和城市化的协同推进,农业和非农产业之间劳动生产率的差距缩小,城乡居民收入差距缩小。

三、实证分析:基于中国 2001-2011 年省级面板数据

(一) 模型与变量

根据本文理论分析的结论,建立两个回归方程,并分两步进行实证检验:第一步利用方(8)程检验影响劳动力城乡流动及人力资源配置效率的因素;第二步利用方程(9)检验劳动力城乡流动过程中人力资源优化配置对经济增长的影响。

$$laborm_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \log(produlist_{it}) + \sum_{j=2}^{j \rightarrow k} \alpha_j D + \mu_{it} \quad (8)$$

$$\log(gdpper_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \log(laborm_{it}) + \sum_{j=2}^{j \rightarrow k} \beta_j E + \xi_{it} \quad (9)$$

在回归方程中,下标*i*和*t*(*t* = 2001, ..., 2010)分别代表第*i*个省份和第*t*年,本文的样本包括中国 31 个内地省、直辖市和自治区。 μ 和 ξ 是残差项,残差项包括每个地区体特征的影响因素、时间影响因素与额外的异质项。*gdpper*是代表人均国民生产总值,该指标值越大,表示经济发展水平越高。*laborm*是代表非农劳动力份额的指标,即第二三产业就业劳动力与全社会总劳动力的比值,该变量的值越大,表示农业部门流向非农产业部门的劳动力越多,工业化和城市化发展水平越高。*produlist*是代表非农产业与农业的劳动生产率差异,用第二三产业劳动生产率与第一产业劳动生产率的比值表示,其中,劳动生产率用产业增加值与产业就业人数的比值表示^①,这种差异是劳动力城乡流动的直接原因,而劳动力流动导致该差异向 1 收敛,又集中反映城乡劳动力流动所导致的人力资源优化配置效率提高。 α_1 是反映劳动生产率差异变量的系数, β_1 是反映劳动力城乡流动及人力资源配置效率变量的系数。*D*和*E*包括了一系列在回归分析中进行控制的影响被解释变量的其他变量, α_j 和 β_j 是这一系列变量的系数。在方程中进行控制的其他变量包括:

techa: 农业技术进步,由于本文探讨劳动节约型技术(农业机械技术)与劳动力结构性流动对经济增长的影响,所以该变量用当年人均农业生产的机械总动力表示。*perfield*: 人均耕地面积,用来度量农业生产中的土地资本投入,是生产函数中农业资本投入的组成部分,指标是当年的耕地总面积除以当年的第一

^①之所以采用第一产业就业劳动数量作为除数,而不采用农村人口总数,是因为二元经济中,由于户籍制度存在导致城市化滞后于工业化,劳动力就业指标更能反映二元经济中因存在大量“农民工”情况下的农业劳动生产率,如果采用农村人口会导致农业劳动生产率被低估。

产业就业人数；*perinvea*：人均农业投资，用来度量农业生产中的资本投入，同样是生产函数中农业资本投入的组成部分，指标是当年的农村总投资除以第一产业就业人数，农业资本投入还包涵农业技术开发、推广的资本投入，根据经验，该指标有利于提高农业生产率和劳动力流动；*goveagri*：政府财政对农业农村发展的转移支付，指标是地方政府当年财政的农业支出与农林水气象等部门费用支出总和除以第一产业就业人数，该指标度量政府对农业补贴，也反映了现代产业对农业的“反哺”，包括政府对农业技术研发和推广的支出，该指标有利于农业农村发展和劳动力城乡流动；*invest*：全社会人均固定资产投资，用来度量国民经济中的投资水平，指标是全社会固定资产投资除以当年人口总数，根据经典理论结论，该指标系数为正；*randd*：研发投入，用来度量科学技术和研发投入水平，指标是国家科学技术投入支出当年地方财政总支出的比重，是反映科学技术进步的重要指标，根据理论分析和相关经验，推测该指标系数为正；*randd-1*：滞后一期的研发投入，用来度量前期的科研投入对经济增长的影响，指标值用 *randd* 滞后一期表示；*agrip*：农业生产率，是度量农业发展水平的指标；*govet*：地方政府对经济活动的参与程度，指标是当年的地方财政支占当年的国内生产总值的比重。

（二）数据说明

在本文中，所有变量采用的 2001-2010 年数据，未经指明均取自《中国统计年鉴》（2002-2011 年），中国统计出版社；部分数据参考了《新中国五十五年统计资料汇编》，中国统计出版社。对于部分省的缺失数据问题，部分指标各年的统计口径统一问题作如下说明：

（1）2001-2006 年各地区耕地面积的数据来源于国土资源部、国家统计局、全国农业普查办公室“关于土地利用现状调查数据成果的公报”，数据为 1996 年 10 月 31 日时点数。2001-2006 年历年中国统计年鉴缺失重庆市的耕地面积数据，本文利用《重庆统计年鉴》中相应年份的年农作物播种面积替代。2008-2010 年各地区耕地面积的数据来源于国土资源部 2008 年度土地变更调查，截止时点为 2008 年 12 月 31 日。（2）由于 2007 年《中国统计年鉴》缺失“各地区按三次产业分就业人员数”数据表和“分地区的农业机械总动力”数据表，本文采取以下方法对缺失数据进行修复：考虑到各地区这几项数据年均变化幅度较小，并存在上下波动不一致现象，本研究中的各地区 2006 年总就业人数、第一产业就业人数、农业机械总动力，都用 2005 年与 2007 年相应指标的算术平均数替代。（3）由于 2002-2004 年《中国统计年鉴》中没有“按城乡分的全社会固定资产投资”数据表，因此本研究中所用的 2001-2003 年农村固定资产投资数据，采用年鉴中“按经济类型分的全社会固定资产投资”中集体经济与个体经济中的农村投资之和替代。（4）2002-2007 年《中国统计年鉴》中的地方财政支出农林水

事务支出没有汇总，在本文中，2001-2002 年的农林水事务财政支出用分项统计的支援农村生产支出、农业综合开发支出和农林水利气象等部门事业支出之和替代；2003-2006 年的农林水事务支出用分项统计的农业支出、林业支出与农林水利气象等部门之和替代。（5）《中国统计年鉴》中缺失 2001-2005 年西藏农村全社会固定资产投资相关数据，在本文中，通过 2001-2005 年西藏全社会固定资产投资乘以 2006-2010 年西藏农村全社会固定资产投资占总投资比重的算术平均值替代。（6）2001-2005 年农业劳动平均粮食产量为历年《中国统计年鉴》公布的“平均每一个农林牧副渔从业人员粮食产量”，2006-2010 年，没有单独报告该数据，本文采用各地区粮食总产量除以第一产业从业人数获得。

（三）估计结果分析

在实证分析中，我们分别对方程（8）和（9）进行固定效应（*FE*, *fixed effects*）和随机效应（*RE*, *random effects*）估计。在运用本文所设定的变量进行估计时，除百分数 *labna* 变量外所有变量均取了自然对数，因此变量前的估计系数也可以看作是弹性系数或半弹性系数。估计结果显示，我们先前的理论判断总体上得到了数据的支持。

表 1 第二列报告了方程（8）的估计结果。根据 Hausman 检验结果，应拒绝随机效应模型，选择固定效应模型。在 *FE* 估计中，拟合优度 $R^2 = 0.8793$ ，表明固定效应模型能够解释劳动力城乡流动 *produdist* 变动的 87.93%；针对参数联合检验的 *F* 统计量及 *P* 值，表明了参数总体上非常显著。在控制其他变量条件下，一个地区非农产业劳动力 *laborm* 每增加 7.2 个百分点，该地区的非农产业与农业劳动生产率差异 *produdist* 将缩小 1 倍，这说明劳动报酬差异作为城乡劳动力流动的直接原因，但随着劳动力基于市场机制在城乡产业之间流动，产生于二元经济结构下的城乡产业劳动报酬差异将逐步减小，这本身就是人力资源优化配置的过程。估计结果显示，农业技术进步 *techa*、农业投资 *perinvea* 和政府对农业补贴 *perinvea* 等农业发展的基本要素与非农产业劳动力份额之间具有显著的正效应，尤其是人均农业机械动力每提高 1 个百分点，将促进非农产业劳动力份额增加 6.43 个百分点，说明了以农业技术进步推动的农业发展，是促进农村劳动力向城市流动的重要因素。根据估计结果，人均耕地面积 *perfield* 与非农产业劳动份额之间呈显著负相关，这表明中国农民人均耕地较少和土地细碎化不利于农民家庭经营收入增长，随着人均耕地面积逐渐减少，将会有更多的农业劳动力流向非农产业部门。

表 1： 回归方程估计结果

回归方程（8）	回归方程（9）
---------	---------

解释变量	被解释变量 <i>laborm</i>	解释变量	被解释变量 <i>gdpper</i>	
<i>produdist</i>	-7.2244*** 0.000	<i>laborm</i>	0.0102* 0.067	0.0085* 0.113
<i>techa</i>	6.4272*** 0.000	<i>invest</i>	0.5591*** 0.000	0.5656*** 0.000
<i>perfield</i>	-0.3728** 0.036	<i>randd</i> (<i>randd</i> -1)	-0.0922*** 0.008	0.1632*** 0.000
<i>perinvea</i>	2.6335*** 0.000	<i>agrip</i>	-0.0016 0.973	-0.0367 0.433
<i>perinvea</i>	1.7073*** 0.000	<i>govet</i>	0.1620 0.251	-0.0429 0.757
常数项 标准误	53.5685*** (2.9682)	常数项 标准误	3.5584*** (0.3614)	4.4861*** (0.3388)
R^2	0.8793	R^2	0.7678	0.7851
F 检验值 P 值	127.80 0.0000	F 检验值 P 值	181.17 0.0000	199.45 0.0000
<i>Hausman</i> 检验值 P 值	89.14 0.0000	<i>Hausman</i> 检验值 P 值	18.64 0.0022	30.48 0.0000
观察值 组数	310 31	观察值 组数	310 31	309 31

注：(1) 自变量系数下方为显著性水平，括号内为标准误；(2) ***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著；(3) *FE* 估计的 Hausman 检验的零假说是 *FE* 与 *RE* 估计系数无系统性差异，所以本文中只报告 *FE* 估计结果。

表 1 第三列报告了方程 (9) 的估计结果。根据 Hausman 检验结果，应拒绝随机效应模型，选择固定效应模型。在 *FE* 估计中，拟合优度 $R^2 = 0.7678$ ，表明固定效应模型能够解释人均国内生产总值 *gdpper* 变动的 76.78%；针对参数联合检验的 F 统计量及 P 值，表明了参数总体上非常显著。在控制其他变量条件下，一个地区非农产业劳动力 *laborm* 每增加一个百分数，该地区的人均 GDP 将提高 1.02%。这一结论与肖卫等 (2011) 研究认为以“农民工”为主体的劳动力流动是人力资源优化配置的有效途径，有利于区域经济协调发展和现代农业发展的观点具有一致性。因此，不少学者 (陆铭、陈钊，2004；蔡昉，2010；孙三百等，2012) 曾指出，应改革城乡分割的户籍制度，采取措施降低劳动力自由迁移的障碍，加强对流动劳动力的社会保护，以促进发展和增进社会公平。估计结果同时显示，一个地区人均固定资产投资 *invest* 每增长 1%，该地区的人均 GDP 将提高 0.56%，这验证了投资仍然是推动中国经济增长的主要动力。在 *FE* 估计中，科学技术投入占地方财政支出比重 *randd* 的增长与人均 GDP 增长呈负相关，这与通常的经验判断不一致，这在一定程度上说明，科技研发投入对经济增长的促进作用具有时间滞后性，并对当期促进经济增长的其他投资增加具有挤出效应。因

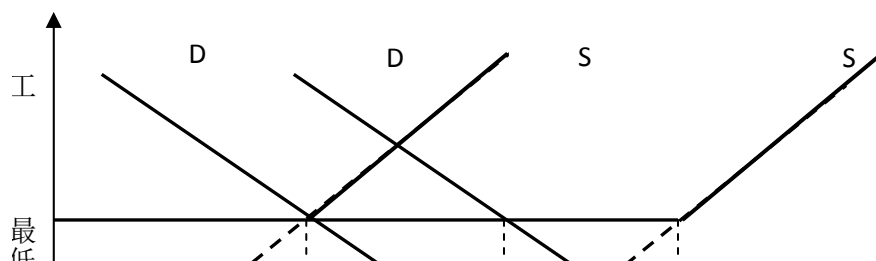
此，我们在此基础上，我们把滞后一期科技投入占地方政府财政收入比重变量 $randd-1t$ ，作为科技研发投入的工具变量引入方程（9），在表 1 最后一列报告固定效应工具变量估计结果。估计结果显示，滞后一期的科技研发投入与地区人均 GDP 之间在 1% 的显著性水平上具有正相关。这与邵帅、杨莉莉（2011）利用动态面板估计证明了前一期的人力资源投入和技术产出均对当期的投入和产出产生了最为主要的影响的结论一致。地方政府财政支出占 GDP 的比重对经济增长的作用不明显，这说明国家转移支付可能增加地方财政支出，但对地方经济增长没有直接效果，地方财政支持结构有待优化，财政政策的宏观调控效率有待加强。严成、龚六堂（2009）运用 1997—2007 年中国 31 个省份的数据，通过面板数据模型估计得出类似结论：中国生产性公共支出并不一定总能促进经济增长，生产性公共支出对经济增长的影响存在地区差异，可能的原因是，生产性公共支出的规模超出了地区经济的适可范围或是生产性公共支出的使用效率较低。也有可能是现有的财政支出结构偏离转移支付的基本公共服务均等化目标（付文林、沈坤荣，2012）。

四、最低工资限制、劳动力市场扭曲与经济增长

中国房地产过度投资及泡沫对其他行业投资的“挤出效应”，促长了劳动力的生存成本。同时地方政府又过分依赖房地产土地财政，任由房地产泡沫无节制放大。为了解决中低收入劳动者的生存之困，只好实施劳动力的最低工资保障政策以解燃眉之急。然而，在中国经济转型和产业结构调整的关键时期，盲目实施最低工资限制，无疑会扭曲劳动力市场，增加企业用工成本，挤压制造业的生存空间。如果没有适时进行政策调整，“中国制造”势必式微，制造业企业及其投资将向周边国家转移，很多制造业劳动力不仅高工资不可得，还将陷入“无工资”的窘况。

（一）最低工资限制对劳动力市场的扭曲

在图 2 中，非农产业的劳动力供给曲线为 ABS_1 ，考虑到劳动力的城乡流动，即农业劳动力流向非农产业，则非农产业的劳动力总供给曲线为 ADS_2 。在没有最低工资限制时，非农产业劳动力的供需均衡由市场决定，劳动力的均衡数量为 ON 。尽管在工业化进程中，非农产业的劳动需求曲线由 D_1 向 D_2 移动，然而，由于存在人为的最低工资限制，导致非农产业劳动供给的过剩，即在最低工资限制下，非农产业劳动力的总供给量为 OM ，而劳动力的总需求量为 OL ，将存在 LM 数量的劳动力无法在非农产业实现就业。如果没有最低工资限制，市场均衡的劳动力数量工资将稍微低于限制工资，劳动力均衡数量介于 L 和 M 之间。



这种因人为的最低工资限制，将导致城乡劳动力流动过程中人力资源配置的扭曲，主要表现为城乡之间流动的劳动者因寻搜不到合适的工作而退出非农产业劳动力市场，进而阻碍二元经济结构转化和国民经济持续增长。

（二）劳动力市场扭曲对经济增长影响

为了维护劳动者取得劳动报酬的合法权益，保障劳动者个人及其家庭成员的基本生活，劳动和社会保障部于2003年12月通过《最低工资规定》，并于2004年3月1日起施行。人力资源和社会保障部资料显示，截至2012年截至8月9日，中国已有18个省市调整了最低工资标准。其中，月最低工资标准最高的是深圳，为1500元人民币，深圳、上海、新疆、天津、北京和山东等共16个省市最低月最低工资超过1000元人民币^①。按照十二五规划，中国计划到2015年将最低工资翻倍。假定福利开支不变，中国最低工资的数目将超过3000美元。这样，全部工资成本最少将达到4500美元。

China Briefin 的调查显示^②，中国最低工资约为印度的二至三倍，是亚洲国家第三高，仅次于马来西亚和泰国。同时，随着人口老年化，中国的劳动力老年化也更加明显，工人平均年龄为37岁，这意味着工人的福利成本更昂贵。所以，中国还有强制性的保险等福利支出，加上这些工资成本还要上浮40%-50%。而印度劳动力大军的平均年龄为23岁，统一福利只占较低工资的10%左右^③。因此，这些数据表明中国最低工资是印度的两至三倍，若加上福利支出，该比率还要高。

^① 资料来源：中新网财经频道（<http://finance.chinanews.com/cj/2012/08-10/4097080.shtml>）。

^② 此项调查从中国各省和40个城市里取样，采取了平均值。然后与其他亚洲国家对比。

^③ 参见《报告：中国用工成本亚洲第三 人口红利向印度转移》，凤凰网财经资讯（<http://finance.ifeng.com/news/hqcj/20120718/6780585.shtml>）。

随着中国劳动力成本的提高,越来越多低成本制造企业开始从中国转向劳动力资源相对丰裕的其他亚洲国家。对于劳动力密集型的制造业而言,印度、越南和印度尼西亚等亚洲国家已经开始成为世界制造业转移的主要阵地。劳动力市场的扭曲,一方面,工业化、城市化过程中一部分城乡之间流动的劳动者因劳动力市场容量有限而退出非农产业的劳动力市场,另一方面,由于最低工资限制下企业导致用工成本高于市场均衡价格,企业因难以承受高成本而选择退出区域性市场或选择战略性转移。最终,劳动力市场供需主体的退出致使其萎缩,从而导致国民经济增长缺乏持续动力。

五、结论与政策

利用 2001-2010 年间省级面板数据对本文理论研究结论进行实证检验,我们发现,农业技术进步、农业投资和政府对农业补贴等农业发展的基本要素与非农产业劳动力份额之间具有显著的正效应,人均耕地面积减少也导致农业劳动力流向非农产业部门;劳动报酬差异作为城乡劳动力流动的直接原因,在随着劳动力基于市场机制在城乡产业之间流动,产生于二元经济结构下的城乡产业劳动报酬差异将逐步减小,这本身就是人力资源优化配置的过程。估计结果进一步揭示,基于劳动力城乡流动的人力资源优化配置,对促进经济增长具有显著作用,扩大投资仍然是经济增长的主要动力,同期的科技投入对有利于经济增长的投资具有挤出效应,而利用滞后一期的科研投入作为工具变量的估计结果显示,前期的科技研发投入对经济增长具有显著的正效应。

以上研究结论可以得出如下政策含义:(1) 高度认识农业发展在二元经济结构转变和国民经济均衡增长中的基础作用。依靠农业技术进步,增加农业资本投入和政府财政对农业的反哺以提高土地产出率、资源利用率和劳动生产率,从而提升农业现代化水平,实现农业发展,这是促进农业劳动力有效流向非农产业的前提,是工业化和城市化的基础。(2) 促进劳动力基于市场机制在农业和非农产业之间、城乡之间流动,以实现人力资源优化配置。目前,尽管中央政府明确提出要给农民在城市里同等的就业地位,但是绝大多数地区城乡分割的户籍政策仍然没有得到根本解决,这一方面因阻碍了促进经济增长的劳动要素自由流动而导致经济效率损失,另一方面由于城市没有真正“包容”作为产业发展和城市建设主力军的“农民工”,将导致贫富差距扩大和二元经济结构强化。所以,要通过促进劳动力有效流动来缩小产业之间劳动报酬差异,促进城乡居民收入同步增长。(3) 充分发挥市场在人力资源配置中的基础性作用,减少人为扭曲劳动力市场行为,防止劳动力市场萎缩而使经济增长缺乏持续动力。因此,在考虑技术进

步、投资和政府宏观调控推动经济增长的同时,要充分发挥市场在人力资源配置上的基础性作用,并更加注重优化政府财政支出结构和提高宏观调控效率。

参考文献

- [1] 蔡昉、王美艳.为什么劳动力流动没有缩小城乡收入差距[J]. 经济学动态, 2009, (8).
- [2] 付文林、沈坤荣. 均等化转移支付与地方财政支出结构[J]. 经济研究, 2012, (5).
- [3] 刘学军、赵耀辉.劳动力流动对城市劳动力市场的影响[J]. 经济学(季刊), 2009, (2).
- [4] 陆铭、陈钊. 城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距[J]. 经济研究, 2004, (6).
- [5] 沈坤荣、余吉祥. 农村劳动力流动对中国城镇居民收入的影响——基于市场化进程中城乡劳动力分工视角的研究[J]. 管理世界, 2011, (3).
- [6] 孙三百、黄薇、洪俊杰. 劳动力自由迁移为何如此重要? ——基于代际收入流动的视角[J]. 经济研究, 2012, (5).
- [7] 孙文凯、白重恩、谢沛初. 户籍制度改革对中国农村劳动力流动的影响[J]. 经济研究, 2011, (1).
- [8] 邵帅、杨莉莉. 自然资源开发、内生技术进步与区域经济增长[J]. 经济研究, 2001, 增 2.
- [9] 肖卫、朱有志、肖琳子. 二元经济结构、劳动力报酬差异与城乡统筹发展: 基于中国 1978—2007 年的实证[J]. 中国人口科学, 2009, (4).
- [10] 肖卫、向国成、朱有志. 刘易斯转折点与库兹涅茨假说下的劳动力分流研究[J]. 中国人口科学, 2011, (1).
- [11] 严成、龚六堂. 财政支出、税收与长期经济增长[J]. 经济研究, 6).
- [12] 钟笑寒. 2006. 劳动力流动与工资差异[J]. 中国社会科学, 2009, (1).
- [13] 博斯沃斯. 德里克、道金斯. 彼得、斯特龙巴克. 索尔斯坦. 劳动市场经济学[M]. 中国经济出版社, 2003: 23-33.
- [14] Keynes, J. M. The General Theory of Employment Interest and Money[M]. London: Macmillan, 1936
- [15] Schor, Juliet. B. Changes in the Cyclical Pattern of Real Wages: Evidence from Nine Country, 1955-80[J]. The Economic Journal, 1985, 95: 452-468.
- [16] Borjas, G. The Labor Demand Curve is Downward Sloping: Reexamining the Impact of Immigration on the Labor Market[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2003, 118: pp.1335~1378.