

# 农村剩余劳动力尚未消耗完毕\*

——来自省、县和农户数据的证据

许庆 刘守英 高汉

**【摘要】**现有关于中国经济的“刘易斯拐点”是否到来的论点大多基于城市劳动力市场的证据,很少使用农业生产的证据。文章基于省、县(市)数据和农户面板数据的研究发现,不同生产函数进入“刘易斯拐点”的时间不同,2005年左右东部地区的粮食和第一产业 GDP 的生产函数已到达“刘易斯拐点”,而中西部地区尚未到达;即使到 2010 年,肉类生产函数仍未到达“刘易斯拐点”;而基于 2000~2004 年中部某省农户面板数据的研究进一步发现,2004 年水稻和小麦生产都没有达到“刘易斯拐点”,农户更多地从事非农生产并不会显著降低其水稻和小麦的总产量。总体而言,目前中国面临的劳动力短缺并非全局性的,但有必要进一步放松劳动力地区间流动的约束,促进中西部地区的剩余劳动力流动,以帮助缓解东部地区所面临的劳动力短缺。

**【关键词】**民工荒 刘易斯拐点 农村剩余劳动力

**【作者】**许庆 上海财经大学财经研究所,教授;刘守英 国务院发展研究中心农村部,研究员;高汉 华东政法大学商学院,副教授。

## 一、引言

改革开放以来,充沛廉价劳动力的比较优势使中国的劳动密集型产业得到长足的发展,但随着农村劳动力不断向乡镇企业和沿海城市转移,进入 21 世纪之后剩余劳动力大量存在的状况开始发生转变。2003~2004 年,东南沿海城市开始出现“民工荒”。对于这一现象,蔡昉(2007)认为,中国已经开始出现劳动力短缺和“刘易斯拐点”的到来。此后,学术界就中国经济的“刘易斯拐点”是否到来展开了激烈的争论。一些学者基于 2003~2004 年东部沿海城市出现的“民工荒”和民工工资大幅上涨推断中国经济的“刘易斯拐点”已经到来。例如,Zhang 等(2011)利用甘肃贫困地区的调研信息发现,2003 年后该地区的雇工实际工资在农忙和农闲时都已开始大幅度上涨,他们据此推测全国性的劳动力短缺已经出现。吴要武(2007)使用公开数据和抽样调查数据进行计量检验后认为,中国已经出现了工资增长和

\* 本文为第六次全国人口普查重点课题“农村劳动力转移、粮食安全与区域经济发展:基于县(市)和农户面板数据的实证研究”的阶段性成果。

正规与非正规就业的结构变化,并推断中国的“刘易斯拐点”已经来临。黎煦(2007)则基于跨国的分析发现,中国已符合几个主要发达国家经历“刘易斯拐点”时的经济特征,并推断中国已开始进入“刘易斯拐点”。另一些学者认为,中国劳动力市场上的民工短缺、工资上涨等现象不能简单地与“刘易斯拐点”对应。例如,Knight等(2011)认为民工工资上涨和农村劳动力剩余并存,这是阻碍劳动力流动的城乡劳动力市场的制度性分割导致的。姚洋、余森杰(2009)指出,低技能劳动力真实工资的增长可能是由于农村收入增长和经济的周期性繁荣所致。另外,Minami等(2010)通过估计中国1990~1995、1996~2000和2001~2005年3个时间段的农业生产函数来计算劳动力的边际生产率,并将其与日本的历史数据进行比较,发现并没有证据表明中国已经出现了劳动力短缺,即使是2001~2005年,中国农业依然蕴藏着大量剩余劳动力。

现有文献关于中国经济是否达到“刘易斯拐点”并没有得出一致的结论。实际上,要判断一个经济是否达到“刘易斯拐点”并不容易,因为对任何与某一个理论一致的现象,都存在很多其他理论可以解释。就中国的情况而言,还存在很多其他的理论可能性。

第一,民工工资的上升有可能是城市部门的劳动力供给曲线向上平移导致的,而不是刘易斯模型中劳动力需求曲线向右移动并越过劳动力供给曲线的水平阶段所导致的。中国进入21世纪之后,存在很多推动城市部门劳动力供给曲线向上移动的因素。例如,从2002年起,中央政府逐步取消农业税,并同时逐步增加对农业生产或农业投入的补贴,有很多调查都发现这些政策有利于提高农民收入。各种惠农政策能够通过提高农村部门的工资水平来推动城市部门劳动力供给曲线向上平移。另外,中国各城市自2004年以后陆续调高最低工资标准,以及城市生活成本的提升都会提高民工的保留工资水平,而这些工资水平的上升并不是“刘易斯拐点”到来所导致的(Yao等,2010;姚洋、余森杰,2009)。

第二,中国民工的工资水平实际上并非刘易斯模型所预测的那样在剩余劳动力没有消耗完毕之前长时间稳定地保持在较低水平。例如,根据农业部固定观察点提供的外出民工的日工资数据表明(中共中央政策研究室与农业部农村固定观察点办公室,2001),1986~1999年,民工的名义日工资从3.75元上升到26.76元,用消费者价格指数(1985=100)平减后,实际日工资从3.01元上升到7.25元,这表明民工的工资一直保持着稳步上升的趋势。也就是说,在现实经济中,实际上并不存在刘易斯模型所预测的那样,在刘易斯拐点到来之前的农村工资水平保持长期稳定。因此,在利用刘易斯理论模型来理解现实经济现象时需要保持谨慎。

第三,如果中国经济的“刘易斯拐点”确实已经到来的话,那么应该可以观察到民工与城镇工人工资差距的缩小,然而,很多调查发现事实并非如此。例如,国家统计局报告的民工与城市单位职工的工资之比从2003年的76%下降到2009年的65%;根据中国家庭收入调查(CHIPS)的数据计算,民工工资与城市居民工资之比2002年为70%,而2007年则下降到63%(Knight等,2011)。另外,还有其他很多研究发现城市户籍人口的工资在不断上升,而外来务工者的收入却没有显著提高。

第四,即使我们观察到城市劳动力市场上出现了“民工荒”,也并不能表明农村剩余劳

动力已经全部被消耗完毕或者“刘易斯拐点”的到来,这里还存在其他可能性:第一种可能性是城市劳动力市场上面临结构性劳动力短缺。例如,很多企业招聘不到拥有一定技能或技术的劳动力,这可以被描述为“技工荒”;Knight等(2011)也认为城市劳动力市场上的“民工荒”与农村地区剩余劳动力并存是制度性因素造成的,其背后隐藏的是劳动力市场的结构性短缺和季节性短缺。第二种可能性是由于户籍制度和与户籍相联系的公共服务对城乡居民的不均等限制了农村剩余劳动力的流出,从而会出现农村内部有剩余劳动力与城市劳动力市场上面临劳动力短缺并存的局面。

第五,由于劳动力不能够完全自由流动,并且中国不同地区之间农业生产要素的分布不均匀,中国即使面临着“刘易斯拐点”和劳动力短缺,不同地区出现拐点和面临的劳动力短缺程度也可能有很大的不同,此时考察中国农村剩余劳动力或者“刘易斯拐点”问题需要分地区进行研究。

## 二、检验方法

基于上述文献综述,我们先提出一个检验农村剩余劳动力的方法,然后结合中国的统计数据考察农村剩余劳动力是否已经被消耗完毕。

按照刘易斯模型的假设,如果在某个时间点的前后,农业劳动力的边际产出由0变为大于0,那么就可以判定这个经济在这个时间点达到了“刘易斯拐点”。下面我们先设置柯布一道格拉斯农业生产函数: $Y_{it} = L_{it}^{\alpha} M_{it}^{\beta} D_{it}^{\gamma} C_{it}^{\lambda} H_{it}^{\pi}$ 。其中, $Y$ 表示农业总产出, $L$ 表示劳动力投入, $M$ 表示农业生产的机械动力, $D$ 表示耕地, $C$ 表示化肥和种子等投入, $H$ 表示人力资本投入;下标 $i$ 和 $t$ 分别表示地区和时间。对上述生产函数取对数后可得到: $\log Y_{it} = \alpha \log L_{it} + \beta \log M_{it} + \gamma \log D_{it} + \lambda \log C_{it} + \pi \log H_{it}$ 。对上述方程进行估计后,如果参数 $\alpha$ 不显著大于0,则可以判断这个经济还没有越过“刘易斯拐点”,而如果 $\alpha$ 显著大于0,则可以判断这个经济已经越过了“刘易斯拐点”,并开始面临劳动力短缺。

我们利用2000、2005、2010年的中国县(市)统计数据进行了回归,以粮食总产量的对数为被解释变量,用乡村从业人员数量度量劳动力投入,结果发现,在同时控制农业机械总动力、粮食播种面积、人均受教育年限等变量的情况下,乡村从业人员数在所有年份数据的回归中都显著为正。上述结果表明,现实中的农业生产并不像刘易斯模型所假设的那样,在经济发展的第一阶段中劳动力的边际产出为0,实际情况却是Schultz(1964)的理论所预测的那样,农业部门并没有边际生产率为0的阶段。因此不能基于上述方法来推断“刘易斯拐点”。

为了更好地检验农村剩余劳动力是否被消耗完毕,本文采用以下回归方程:

$$\log Y_{it} = \alpha \log(1 - \omega_{it}) + \beta \log M_{it} + \gamma \log D_{it} + \lambda \log C_{it} + \pi \log H_{it} \quad (1)$$

其中, $1 - \omega_{it}$ 表示农村第一产业从业者占农村劳动力存量的比例, $\omega_{it}$ 表示剩余劳动力的比例,采用上述回归方程的优点是:(1)可以将劳动力存量和从业者数量同时纳入到一个模型中,而劳动力存量相当于劳动力供给,从业者数量相当于劳动力需求,因此,一旦生产函数面对的劳动力供求发生了变化,则可以通过 $1 - \omega_{it}$ 的回归系数得到反映。(2)由于 $1 - \omega_{it}$ 表

示存量劳动力中被投入到第一产业(或粮食生产等)中的比例,因此,其他部门竞争到的农村劳动力越多,这一比例就越低。如果它在方程(1)中显著为正,则说明额外再增加一定比例的劳动力到第一产业中就会增加其总产出,而如果再转移出一定比例的劳动力到其他部门就会降低其总产出,这说明此时该部门的生产开始面临劳动力短缺;而如果它在方程(1)中显著为负,或不显著,则表明该部门的生产尚未面临劳动力短缺或者其“刘易斯拐点”并没有到来。(3)在从业者数量与劳动投入时间不一致和广泛存在兼业的情况下,上述方法依然具有一定的适应性,比如可以建立以下回归方程:

$$\log Y_{it} = \alpha \log(1 - \omega_{it}) \chi + \beta \log M_{it} + \gamma \log D_{it} + \lambda \log C_{it} + \pi \log H_{it} \quad (2)$$

其中,  $0 < \chi \leq 1$ , 它度量从业者数量与劳动投入时间不一致的程度及兼业的广泛性。如果我们可以合理地假设从业者与劳动投入时间不一致的程度相同,以及兼业的比例相同,那么将方程(1)转换成方程(2)之后,并不会影响  $\alpha$  的符号和显著性,因而并不影响对于剩余劳动力是否消耗完毕的判断。

### 三、检验结果

#### (一) 基于中国县(市)数据的检验

本文实证检验所使用的一个数据来自于《中国县(市)社会经济统计年鉴》,该数据的优点是包含了中国 2 000 多个县和县级市的重要经济指标,而且这些县(市)覆盖了中国绝大部分农村地区,具有较好的代表性。本文使用 2000、2005 和 2010 年数据时,还可以将这 3 年的统计数据与从人口普查中得到的县(市)的人均教育年限指标配合起来使用。但该统计年鉴中没有提供粮食播种面积和化肥施用量,我们利用《中国县(市)社会经济统计概要(2000)》中提供的 1999 年各县(市)的粮食播种面积和化肥施用量作为 2000、2005 和 2010 年各县(市)该指标的代理变量<sup>①</sup>。

表 1 给出了本文使用的关键变量在不同年份平均值的变化趋势,从中可以看出,粮食总产量、肉类总产量和第一产业 GDP 等产出指标都保持着稳定增长的趋势,机械总动力投入也保持着稳定增长的趋势;而第一产业从业人员比例则保持下降的趋势,这是因为随着时间的推移,从事第一产业的农村劳动力越来越少。

表 2 给出了各县(市)粮食和肉类生产函数中“第一产业从业人员比例”的回归系数(在肉类生产函数中,控制了粮食总产量,而不是粮食播种面积)。从表 2 可以看出,2000 和 2005 年第一产业从业人员比例的回归系数均不显著,而到 2010 年,该系数在 1% 水平上显著为正,这说明在前两个年份中,减少第一产业从业人员的比例都不会显著降低粮食和肉类的总产量,而到 2010 年,粮食生产到达了“刘易斯拐点”——减少从事第一产业生产的劳动力比例,则会显著降低粮食总产量。然而,肉类生产函数的情况则完全不同,无论利用哪

<sup>①</sup> 如果不控制这两个代理变量或者只控制其中一个代理变量,本文的结论不会发生改变。

一年的数据进行回归,第一产业从业人员比例的回归系数都不显著,这表明农村地区的肉类生产在 2010 年没有到达“刘易斯拐点”。由于农户或农村劳动力对于不同生产活动的劳动投入是同时决定的,不同生产活动的劳动力投入之间此消彼长,因此上述结果表明农村劳动力短缺并非全局性的。

当分析中国的“刘易斯拐点”或者劳动力短缺时,理论上可能存在的一种情况是:由于劳动力迁移在地区间还存在各种制度障碍,因此城市化和工业化水平较高的地区可能面临着更为严重的劳动力短缺,或者更早地到达“刘易斯拐点”,而其他地区可能依然蕴藏着剩余劳动力。为了检验上述理论上的可能性,下面分地区进行检验。OLS 模型中的第一产业就业人员比例的回归系数如表 3 所示。

从表 3 可以看出,2000 年第一产业从业人员比例的回归系数不显著,而 2005 和 2010 年东部地区的第一产业从业人员比例的回归系数显著为正,这表明从 2005 年起东部地区的粮食生产已到达“刘易斯拐点”;但中部和西部地区尚未出现这一情况,这说明 2003~2004 年开始出现的“民工荒”仅是局部地区农村剩余劳动力消耗完毕后所导致的,中西部地区的粮食生产函数依然没有到达“刘易斯拐点”。这一结果也符合中国经济发展的地区差异特征:东部地区由于较早地

对外开放,因而针对外贸的生产部门吸纳了更多的劳动力,再加上非农业部门的劳动力回报较高,因此会较早地出现劳动力短缺问题。当然,只要继续消除劳动力地区间流动的障碍,促使中西部地区的剩余劳动力流向东部,东部地区的粮食生产所面临的劳动力短缺问题也依然可以得到解决。然而,上述回归结果还不能全面检验中国农村剩余劳动力是否已经被消耗完毕,因为农村部门的劳动力并非仅仅投入到粮食和肉类生产中,下面考察第一产业

表 1 关键回归变量的变化趋势

	2000 年	2005 年	2010 年
粮食总产量(吨)	206202	227215	274017
肉类总产量(吨)	26967	37436	41059
第一产业从业人员比例	0.7696	0.6673	0.6122
机械总动力(万千瓦特)	21.40	27.99	39.48
第一产业 GDP(万元)	66818.96	96434.65	162651.90

资料来源:相关年份的《中国县(市)社会经济统计年鉴》。

表 2 粮食和肉类生产函数中第一产业从业人员比例的回归系数

	2000 年		2005 年		2010 年	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
粮食生产函数	0.008	0.027	0.069	0.080	0.144***	0.044
肉类生产函数	-0.049	0.039	-0.120	0.122	-0.055	0.063

注:\*,\*\* 和 \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平显著。

表 3 不同地区粮食生产函数中第一产业从业人员比例的回归系数

年份	东部		中部		西部	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
2000	0.026	0.022	-0.003	0.033	-0.001	0.019
2005	0.280**	0.133	-0.335**	0.142	-0.897***	0.290
2010	0.302**	0.142	0.009	0.057	0.026	0.025

注:\*,\*\* 和 \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平显著。

表4 第一产业从业人员比例的回归系数

	2000年		2005年		2010年	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
第一产业从业人员比例	-0.003	0.029	0.143*	0.085	0.127***	0.043

注：\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%水平显著。

就业人数比例对于各县(市)第一产业GDP的影响(见表4)。从表4可以看出,2000年第一产业从业人员比例的回归系数为负,且不显著,但在2005和2010年却显著为正,这表明从2005年起,如果降低各县(市)第一产业从业人员的比例,会显著降低其第一产业GDP总量,这说明2004年以后的第一产业GDP函数已到达“刘易斯拐点”。由于不同地区之间的差异较大,我们在方程中控制第一产业从业人员的比例与东、中、西部地区虚拟变量的交互项,并通过观察交互项的回归系数来判断不同地区的剩余劳动力是否消耗完毕。结果发现,只有2010年第一产业从业人员比例与东部地区虚拟变量的交互项才显著为正,这说明对于GDP生产而言,2005年以后才开始出现一定程度的劳动力短缺状况。

## (二) 基于省级面板数据的检验

中国的省级面板数据中也包含了各省的劳动力、粮食产量、粮食播种面积等信息,因而也可以被用来补充研究中国经济的“刘易斯拐点”。省级面板数据的优点是它跨越的时间长,统计数据容易获得,并且可以利用固定效应来消除不随时间而变化的遗漏变量所导致的内生性问题。由于“刘易斯拐点”是在一个时点上表现出来的生产函数变化,所以我们先利用分段数据进行回归,然后观察第一产业从业人员比例在不同时间段回归中的系数来判断“刘易斯拐点”是否到来。

我们首先考察粮食生产函数到达“刘易斯拐点”的时间段。由于回归模型中可能会遗漏不可观测的变量并导致内生性问题,所以我们进行固定效应模型回归以克服不随时间而变化的遗漏变量所导致的内生性问题<sup>①</sup>。固定效应模型的回归结果如表5所示。从表5可以看出,基于1949~1978年的数据进行回归时,第一产业从业人员比例的回归系数为负,但不显著。这表明改革开放前的粮食生产函数远没有到达“刘易斯拐点”,这一结果与中国经济的现实一致。基于1979~2010年的数据进行回归时,第一产业从业人员比例的回归系数依然不显著,这说明20世纪末中国的粮食生产函数依然没有达到“刘易斯拐点”;最后,我们分别用2000~2010、2001~2010、2002~2010年等时段数据进行回归,结果发现,从2003年开始,第一产业从业人员比例的回归系数开始变得显著正,表明2003年左右的时点上,中国的粮食生产函数确实开始越过“刘易斯拐点”并面临着劳动力短缺问题。当然,我们可以观察到:2003~2010及后面几个时段回归中第一产业从业人员比例的系数的显著程度较低,而且其回归系数的绝对值都很小,这表明“刘易斯拐点”的出现并非一瞬间完成的,而是一个逐渐的过程,在这个过程中,劳动力短缺对于生产总量的负面影响力度也是逐步增强的,这与关于其他发展中国家的研究结论保持一致。

① 如果采用随机效应模型,表5结论并不会发生显著的改变。

从表 5 可以看出,在观察时间起点为 2005 年之前的所有回归中,GDP 生产函数中第一产业就业人员比例的回归系数都为负,而其回归系数到 2006 年为起点的生产函数中开始变得显著。这表明,一方面中国第一产业 GDP 的生产函数越过“刘易斯拐点”的时间是大约在 2006~2008 年左右;另一方面 GDP 生产函数越过“刘易斯拐点”的时间点比粮食生产函数越过“刘易斯拐点”的时点要晚几年,这与前面基于

表 5 第一产业从业人员的回归系数

年 份	粮食生产函数		第一产业 GDP 生产函数	
	回归系数	标准误	回归系数	标准误
1949~1978	-0.272	0.239	0.391	0.239
1979~2010	0.015	0.011	-0.058***	0.020
2000~2010	0.001	0.003	-0.014	0.009
2001~2010	0.001	0.003	-0.013	0.008
2002~2010	0.003	0.003	-0.010	0.007
2003~2010	0.005*	0.003	-0.005	0.007
2004~2010	0.005*	0.003	-0.001	0.007
2005~2010	0.006*	0.003	0.009	0.006
2006~2010	0.006*	0.003	0.020***	0.008

注: \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平显著。

县(市)统计数据所得到的结果基本一致。同样,其回归系数的绝对值非常小,这表明即使出现了劳动力短缺,但对于第一产业 GDP 总量的影响程度并不大。结合前面所有的回归结果,我们认为,中国目前出现的劳动力短缺并非全局性的,而且对于粮食等农业生产的影响程度并不大。

### (三) 基于农户面板数据的检验

上述检验所使用的宏观数据面临以下几个问题:(1)在考察粮食生产函数时,只能将所有的粮食生产混合在一起考察,不能区分农户的劳动力投入对于主要粮食作物和次要粮食作物的影响是否会有所不同。(2)在度量农户的劳动力投入时,使用劳动时间投入比使用从业人员占比能更精确地度量劳动力要素的投入,但前面的两个宏观统计数据中无法观察到从业人员的工作时间,如果非充分就业的情况十分严重,则使用从业人员数可能会高估了劳动力要素的实际投入;而农户层面的调查数据则可以改用农户中所有劳动力投入的劳动时间之和来度量生产函数中的劳动力投入。(3)在拥有农户农业与非农业劳动时间的情况下,还有一种方法可以更精确地检验农业生产的剩余劳动力是否已经消耗完毕,即如果一个农户的农业生产达到刘易斯拐点,减少投入一些时间到非农生产中,必然会导致粮食生产的产出下降。

基于上述考虑,我们下面利用由国家统计局农调队收集的来自中国中部某省 2000~2004 年近 3 000 个农户面板数据展开实证研究。相对于其他数据而言,农调队的数据采用农户每日记账方式而非当面调查方式获取,从而保障了数据的质量和可靠性。另外,该省位于中部地区,而且属于中国的粮食主产区,所以其农户的生产行为具有一定的代表性。

表 6 给出了回归中的若干关键变量的时间变动趋势。从中可以看出,首先,农户的水稻和小麦总产量呈一定程度的下降趋势,这一方面是因为家庭成员数量在减少,另一方面与粮食播种面积的一定程度下降有关;其次,水稻和小麦的播种面积也呈一定程度的下降趋势;第三,农业生产时间和非农业生产时间呈相反的变动趋势,前者随时间的推移而下降,

但后者却保持上升趋势,这说明农户在越来越多地从事非农生产,在越来越少地从事农业生产活动。

为了检验从事非农产业生产对于水稻和小麦总产量的影响,我们设置了类似于第一产业从业人员比例的一个指标——非农劳动时间占比,它表示所有家庭成员投入到非农业中的生产劳动时间占全部生产劳动时间的比例,如果这个指标在生产函数中的回归系数显著为正,则表明该生产函数越过了“刘易斯拐点”。由于这是一个面板数据,我们利用每两年的数据进行回归,并且进一步利用一阶差分以控制不随时间变化的遗漏变量导致的内生性问题。从表7可以看出,在保持其他条件不变的情况下,非农劳动时间占比在所有的模型中都不显著,这表明将更多的劳动时间从农业分配到非农业生产活动中去,并没有显著降低农户的水稻总产量和小麦总产量,即使到了2004年也依然如此,这进一步表明2004年

表6 农户相关信息的变动趋势

项 目	年 份				
	2000	2001	2002	2003	2004
水稻产量(公斤)	2227.50	2192.90	2103.10	1882.70	1858.80
小麦产量(公斤)	319.89	307.82	299.18	255.50	288.50
水稻播种面积(亩)	4.4918	4.3223	6.7941	4.1045	3.7491
小麦播种面积(亩)	1.3880	1.3593	1.3772	1.2342	1.2066
农业生产时间(月)	22.824	22.269	21.231	20.600	18.495
非农生产时间(月)	6.904	7.426	8.830	10.249	10.601
家庭总劳动力	2.756	2.728	2.764	2.854	2.912

资料来源:国家统计局对中部某省的3000个农户调查。

表7 水稻和小麦生产函数中非农劳动时间占比的回归系数(一阶差分模型)

年 份	水稻生产函数		小麦生产函数	
	回归系数	标准误	回归系数	标准误
2000~2001	-0.054	0.038	-0.056	0.058
2001~2002	0.074	0.051	-0.003	0.075
2002~2003	-0.066	0.043	0.054	0.069
2003~2004	-0.044	0.036	-0.089	0.070

注:其他控制变量包括农业机械总动力、小麦或水稻的播种面积、户主年龄、家庭成员数、劳动力总数、不同受教育程度的劳动力数量。

该省的水稻生产函数和小麦生产函数并没有越过“刘易斯拐点”。而且由于我们使用的劳动时间这个变量能够更加准确地度量劳动力在粮食生产中的投入,因此得出的结论比前面利用宏观数据得出的结论更可靠。结合这里农户数据所得出的结论,可以进一步证实,2004年该省农户的粮食生产函数依然没有达到“刘易斯拐点”,即劳动力转移并没有显著降低农户的粮食总产量。

#### 四、结论及政策含义

基于省和县面板数据的研究发现,不同农业生产函数所面临的劳动力短缺状况和进入“刘易斯拐点”的时间并不相同,2005年左右,东部地区的粮食生产和第一产业的生产函数已经到达“刘易斯拐点”,而中西部地区的粮食和第一产业生产函数尚未到达“刘易斯拐

点”,这就意味着中西部地区农村依然还蕴藏着大量的剩余劳动力;即使到2010年,肉类生产函数尚未到达“刘易斯拐点”;同时,利用2000~2004年中某省的农户面板数据研究发现,2004年该省的水稻和小麦生产都没有越过“刘易斯拐点”。总之,中国经济目前面临的劳动力短缺并非全局性的,中国农村地区依然蕴含着剩余劳动力,而且劳动力短缺对农业生产的影响程度并不高。

基于本研究结果可以得出以下政策含义:(1)目前中国东部地区开始出现一定程度的劳动力短缺,并开始影响到农业生产,因此中国有必要进一步放松劳动力地区间流动的约束,逐步消除劳动力在地区间自由流动的制度化障碍,特别是要尽快建立和完善医疗保险和养老保障的城乡间及地区间的对接机制,使中西部地区的剩余劳动力能够更加自由地流动以帮助缓解东部地区所面临的劳动力短缺,这将有助于提高劳动力资源的配置效率,并更好地促进未来中国经济的增长。(2)目前中国面临的劳动力短缺并非全局性的,因而它对于未来的经济增长并不会立即产生重大的负面影响。作为世界第一人口大国,中国在未来一段时间内面临的劳动力短缺的挑战并不严重,局部地区出现的劳动力短缺不会立即影响中国劳动力密集型产品在国际市场上的竞争优势。(3)在一定的生产技术条件下,即使中国出现了严重的劳动力短缺,也依然可以通过增加机械动力来应对;实际上,人类的工业化进程就是要以机器替代人手,从而可以不断解放存量劳动力,因此,未来中国通过机器替代人手,依然可以从劳动力存量中释放出新的劳动供给。

#### 参考文献:

1. 蔡昉(2007):《中国经济面临的转折及其对发展和改革的挑战》,《中国社会科学》,第3期。
2. 黎煦(2007):《刘易斯转折点与劳动力保护》,《首都经济贸易大学学报》,第4期。
3. 吴要武(2007):《“刘易斯转折点”来临:我国劳动力市场调整的机遇》,《开放导报》,第3期。
4. 姚洋、余森杰(2009):《劳动力、人口和中国出口导向的增长模式》,《金融研究》,第9期。
5. 中共中央政策研究室与农业部农村固定观察点办公室(2001):《全国农村社会经济典型调查数据汇编(1986~1999年)》,中国农业出版社。
6. Knight, John, Quheng Deng and Shi Li(2011), The Puzzle of Migrant Labor Shortage and Rural Labor Surplus in China. *China Economic Review*. 22(4):585-600.
7. Lewis, W. Arthur(1954), Economic Development with Unlimited Supplies of Labor. *Manchester School of Economic and Social Studies*. 22:139-191.
8. Minami, Ryoshi and Xinxin Ma(2010), The Turning Point of Chinese Economy: Comparison with Japanese Experience. *China Economic Journal*. 3(2):163-179.
9. Schultz, T.W.(1964), *Transforming Traditional Agriculture*. New Haven: Yale University Press.
10. Yao Yang and Ke Zhang(2010), Has China Passed the Lewis Turning Point? A Structural Estimation Based on Provincial Data. *China Economic Journal*. 3(2):155-162.
11. Zhang Xiaobo, Jin Yang, and Shenglin Wang(2011), China Has Reached the Lewis Turning Point. *China Economic Review*. 22(4):542-554.

(责任编辑:朱 萍)

## ABSTRACTS

**Why the Total Fertility Rate of 2010 Population Census Is so Low?**

Guo Zhigang · 2 ·

The total fertility rate of 2010 population census hits a new low record. Careful analysis shows that such a new low fertility rate is mainly resulted from the declined fertility rate in first parity despite the slightly increased fertility rates in second order and over. The total fertility rate at first parity has fallen the most among the rural residents due to remarkably postponed age of marriage or child-bearing, so ever larger percentage of unmarried women in their bearing age helps to depress the fertility rate at first parity. After excluding the parity structural effect of women, measured with the progressive fertility rates, the levels of the 2010 census have kept almost the same as those in year 2005. Therefore, fertility decline in the latest census cannot be simply attributed to under-reported births. In addition, the latest census turns out that the life fertility rate is around 1.5, almost reaching to the requirement of current fertility policy.

**Dynamics of the Population Sex Structure in Contemporary China**

Li Shuzhuo Guo Zhen · 11 ·

Using data from the six population censuses, this paper mainly reviews trends, patterns and driving forces of the population structure in contemporary China. The paper adopts demographic decomposition method to decompose the dynamics of the population sex ratio into three factors—sex ratio at birth, sex differential in mortality, and population age structure. The results indicate that sex differential in mortality has little influence on high population sex ratio and started to decline the population sex ratio since 2000. The rapid aging of population age structure takes the main effect on declining population sex ratio. Year-after-year skewed sex ratio at birth has become the leverage that raises the population sex ratio in contemporary China, and the high sex ratio at birth would cause life-course effects on the population cohorts since 1980s.

**Empirical Study on the Quantitative Relationship between Institution Quality and Human Development Index**

Yang Xiugang Lu Xianxiang · 21 ·

Based on the international panel data of 62 countries, with definitions of economic efficiency, economic freedom and the economic justice, this paper has measured transaction cost and institutional justice and then compared China's institution quality with the international average. Taking advantage of empirical study on the quantitative relationship between institution quality and the human development index by means of multiple level mixed effective model and dynamic panel data model, this study finds there are stable cointegration relationships between the QI and HDI, and the path of dependence among them. The roles of economic freedom and efficiency have positive impacts on human development index, but the relationship between justice and HDI is not synchronous because advanced human development index is normally with a price of sacrificing economic justice. Hence, the suggestions of policy are provided at the end.

**China's Rural Surplus Labor Has Not Been Depleted: Evidence from Rural China**

Xu Qing and Others · 33 ·

Existing studies provide controversial findings on whether China is approaching the Lewis Turning Point, which are based on mere evidence from the urban labor market. This paper uses the provincial-level and county-level panel data in rural areas to address this issue. We find that there are labor shortage heterogeneities in the timing of Lewis Turning Point across regions and production functions. Food production and the Primary Industry production in eastern areas had approached the Lewis Turning Point by 2005, while there still existed abundant surplus labor in western rural areas. The meat production had not approached the Lewis Turning Point by 2010 yet. Based on a rural household panel data in central China, it is found that there still exists surplus labor in the rice and crop production. In conclusion, China still has surplus labor in the rural areas. In this case, the government should relax the direct and indirect barriers for inter-region labor migration, so as to promote the surplus labor in the central and west to make up for the labor shortage in the east.