



No. C2012001

2012-03

刘易斯农业零值劳动假说的“自然实验”检验 ——来自印度大流感与中国大跃进的证据

李远芳¹, 卢锋², Kyle P. Chauvin³, 陈思丞⁴

No. C2012001 2012年3月31日

摘要: 以农业剩余劳动力概念或更为纯粹的农业零值劳动假说为基础的刘易斯二元经济理论, 对发展经济学理论与政策实践产生广泛影响。本文首先回顾介绍发展经济学说史上舒尔茨利用上世纪初印度大流感时期数据对农业零值劳动假说的检验批评以及森教授的反批评, 然后利用我国大跃进时期农业劳动力与粮食产量省区变动数据对零值劳动假说进行检验。控制自然灾害、人民公社化运动等影响因素后, 利用中国大跃进时期数据进行计量分析, 得到与舒尔茨类似的不支持零值劳动假说的结论。

关键词: 零值劳动假说; 自然实验; 大跃进; 刘易斯拐点

JEL 分类号: B29; N55; O13

¹ 李远芳, 北京大学国家发展研究院, 电话: 010-62754799, 电邮: yfli@pku.edu.cn。

² 卢锋, 北京大学国家发展研究院, 电话: 010-62751599, 电邮: fenglu@ccer.edu.cn。

³ Kyle P. Chauvin, Department of Economics, Princeton University, 电邮: kchauvin@princeton.edu。

⁴ 陈思丞, 中国农业大学经济管理学院, 电邮: chensicheng1990@126.com。

1、引言

在刘易斯教授经济发展学说中，假设农业和其他传统部门劳动边际产出很低，为零，甚至为负值，是其无限劳动供给以及二元经济结构模型的理论支柱之一（Tignor, 2004）。这个“农业零值劳动”假设能否经受经验证据检验？对此可以通过直接观察和估计经济转型过程中农业劳动生产率演变事实方法加以检验，也可以利用像印度上世纪初大流感或者中国大跃进这样“自然实验”案例所提供的经验证据加以检验。

利用印度大流感案例提供的经验数据进行检验，源自在经济发展理论史上与刘易斯教授齐名的另一位著名经济学家舒尔茨。虽然两人同时获得 1979 年诺贝尔经济学奖，他们对传统农业经济属性特征，对农业在发展过程中功能作用具有不同甚至对立认识 and 解读。舒尔茨不同意农业零值劳动假设，并在上世纪 60 年代利用印度大流感对农业影响的经济史案例，第一次对上述假设进行定量经验分析，得到不支持零值劳动假说的经验证据。舒尔茨这一研究引发与另一位经济学大家森教授争论。大流感对农业生产影响本身是一个灾难性事件，然而为实证检验农业零值劳动假说提供了一个难得的“自然实验”场景或案例。

中国大跃进时期动员农业劳动力大炼钢铁，提供了另一个对农业零值劳动假说进行自然实验检验的经济史案例。上世纪 50 年代中国经济制度经历剧烈调试和变动，1956 和 1957 年最高决策层借助高强度政治威权，先后严厉批评“反冒进”并发动“反右派”运动，进而确立经济建设大跃进方针和钢铁产量赶超目标。在随后全民大炼钢铁运动中，几乎所有经济资源悉数被强行动员投入到钢铁冶炼等领域。1958 年夏秋开始数以千万农业劳动力由此部分甚至全部放弃农业生产，1959 年粮食和农产品产量骤减，研究二者关系为检验零值劳动假说提供又一经济史素材。

本文主要包括两部分内容。第一部分介绍零值劳动假说与舒尔茨对此假说的批评，讨论森与舒尔茨就此发生的学术争论。第二部分利用中国大跃进时期数据对零值劳动假说进行检验。对大跃进事例进行计量分析时考虑并控制自然灾害、人民公社化运动等重大环境变量影响，在此基础上得到与舒尔茨研究类似的结论，发现中国这个特殊时期经验也不支持农业零值劳动假设的判断。最后对零值劳动假设提出几点评论。

2、零值劳动假说与舒尔茨批评

2.1、零值劳动假说

刘易斯学说在战后发展经济学领域具有重要地位。这一学说起源于 1954 年

亚瑟·刘易斯（Arthur Lewis）在《曼切斯特学报》（Manchester School）上发表的“无限劳动供给条件下的经济发展（Economic Development with Unlimited Supplies of Labor）”一文。刘易斯在这篇文章中提出二元理论分析思路，系统阐释储蓄率、国民收入分配与经济转型等在经济发展中相互影响的复杂过程（Lewis, 1954）。该学说对发展经济理论与政策研究乃至劳动经济学的发展产生了重要影响（Barrientos and Kirkpatrick, 2004）⁵。

刘易斯二元理论分析架构的关键假设，是对欠发达经济以农业为代表的传统经济部门提出无限劳动供给假说（the assumption of an unlimited supply of labor）。这一假说认为，欠发达经济中人口相对于资本和自然资源如此之多，以至于传统部门劳动力一定程度的减少不会使得该部门产出受到影响。从严格的经济学定义出发，无限劳动供给假说意味着传统部门边际劳动生产率可以“忽略不计，为零，甚至为负”（Lewis, 1954）。这种有关传统部门边际劳动生产率的假说即零值劳动假说。

在这一假说基础上，刘易斯进一步提出二元经济下工资定价规则区别于新古典经济学的边际定价规则。虽然传统部门边际劳动生产率为零，但传统部门工资却是由某种客观标准或主观标准确定在“生存水平的工资（a wage at the subsistence level）”上，而非由边际劳动生产率决定（Lewis, 1954）⁶。这样，现代资本主义部门可以高于生存工资一定程度⁷的工资水平获得无限劳动供给。在无限劳动供给以及资本利润源源不断转化为积累条件下，资本主义部门扩张与利润和储蓄占国民收入比重上升形成正向反馈机制，促成经济转型与发展。除此之外，刘易斯一文还在同一分析视角下对 FDI 作用、欠发达经济中货币扩张效果以及初级产品相对制成品贸易条件等多方面问题进行理论推导。这些针对发展中国家宏观经济层面讨论内容本身有积极意义，不过这些推导大都建立在无限劳动供给的假说基础上，而这一假说可检验的形态即零值劳动假说。

⁵ 2004 年，英国 Manchester School 杂志推出纪念刘易斯论文发表 50 周年特辑，收录一系列评估和探讨刘易斯理论影响的论文。这些文章均肯定刘易斯 1954 年文章对发展经济学确立为一门独立学术研究领域具有重大意义。

⁶ 刘易斯（1954）认为，对于自耕农家庭，生存工资的客观标准是农业平均产出。如果涉及到缴纳地租的情形，地租往往会调整到某一水平使得农户刚能获得维持生计的收入。刘易斯对生存工资的定义核心在于说明传统部门劳动工资与其边际生产率无关，这样“剩余劳动力”在经济学意义上才可被定义。不过这一对生存工资的定义可能在理论上会带来一些问题。譬如，若生存工资被定义为农业平均产出，那么随着农业劳动力不断转移到现代部门，农业部门平均产出会随之不断提高，生存工资长时间不变判断也就难以成立。存在雇农或佃农的情形下，若像刘易斯（1954）提到“道德行为准则（the code of ethical behavior）”使得工资保持或地租下调到农户收入刚能维持生计的水平，那就意味着农业总收入中地租份额由于非经济因素被压低。随着农业劳动力不断转移到现代部门，被压抑的地租份额将相应提升。然而一些经验研究显示，在十九世纪英国，劳动和地租份额在农业总收入中的份额是平稳的（Turner and Beckett, 1997, p.211; Collins, 2000, p.212）。

⁷ 刘易斯（1954）认为，现代部门工资高于生存工资的比重是为补偿城市更高生活成本以及生活方式转变对劳动者造成的心理成本。

2.2 舒尔茨对零值劳动假说的批评

与刘易斯同为 1979 年诺贝尔经济学奖获得者，芝加哥大学西奥多·舒尔茨教授 1956 年发表的题为“拉丁美洲经济政策教训”论文中，对隐蔽失业等与零值劳动假设相关理论提出质疑⁸。在 1964 年发表的经典之作《改造传统农业》中，舒尔茨更是用一章篇幅全面评论农业边际劳动生产率为零假说（Schultz, 1964, pp.53-70）。他详细分析零值劳动假说各种思想渊源，并用印度 1918-19 年发生大流感疫情后农业产出变化的经验资料对这一假说进行检验。虽然刘易斯理论提出后引发学术界广泛关注和评论，舒尔茨最早用经验科学方法检验刘易斯理论中“零值劳动假说”核心命题。这方面研究构成舒尔茨解答“传统农业为何可成为现代经济增长源泉”的重要分析环节。

舒尔茨认为，从理论角度看“贫穷社会中部分劳动力边际生产率为零的学说是一种错误学说。它有一些值得怀疑的根源，它建立在一些不可靠理论前提之上”（Schultz, 1964, p.70）。该假说理论基础主要是“要素市场的不完全性（factor market imperfections）”以及“要素的有限技术替代性（limited technical substitutability of factors）”⁹。埃考斯列举过一些要素市场不完全性事例，包括工会压力、劳动力流动受阻、政府管制以及社会强制力等（Eckaus, 1955）。在舒尔茨看来，要素市场不完全性普遍存在于各种经济中，而非穷国所独有，所以不能成为穷国农业部门边际劳动生产率为零的理论依据。要素有限技术替代性的具体含义是，可供选择技术种类很少，与技术过程紧密联系的要素组合类型也很少；当要素禀赋比例与生产最优要素组合比例不匹配时，就会产生某些要素“剩余”。对此，舒尔茨则认为，这种假说在经验事实上得不到有力支持，特别难以经验观察到农业技术的有限替代性。

从经验分析角度看，舒尔茨（1964）认为零值劳动假说如果成立，就应能在一个贫穷农业社会观察到以下现象：农业基础生产条件没有改变前提下部分劳动力脱离农业时，农业产出仍能保持固定不变。需要注意的是，已实现现代增长国家曾经经历农业劳动力减少与农业产出增加同时发生的事实，并不构成支持零值劳动假说的经验证据，因为这可能是伴随农业技术现代化与资本深化结果。支持零值劳动假说经验证据要求，在基本没有发生上述变革前提下，农业劳动力显著下降不会导致农业产出显著减少。

⁸ 该文回顾拉丁美洲经济政策形成中发生过重大影响的一些经济教条，其中就包括隐蔽失业理论、工业化优先理论及与前两者密切相关的有益通胀理论（beneficent inflation）。舒尔茨认为，隐蔽失业理论其实隐含一种假定，即穷国在资源利用方面往往非常不充分，这些没有得到充分利用的资源可随时被调用达到充分生产。工业化优先理论隐含了工业边际劳动和资本生产率高于农业假定。有益通胀理论则认为，适度通胀能够减少隐蔽失业并促进工业化。然而从拉丁美洲之前十五年实施有关政策的经验看，这些教条均没有经得住现实的考验。拉美国家试图通过增加货币供给来转移“零值”的农业工人到工业生产中，最终只引起了通货膨胀（参见 Schultz, 1956a）。

⁹ 为解释刺激有效需求难以解决“隐蔽失业”这一经验事实，许多研究开始试图对“隐蔽失业”提供能兼容这些经验事实的不同理论假说，埃考斯（R. S. Eckaus）在 1955 年文章中回顾了这时期重要的一些理论假说。Eckaus(1955)

对此，舒尔茨指出：“从来没有任何证据表明，哪一个贫穷国家不大部分比如5个百分点农业劳动力转移，在其他条件不变前提下，能够不减少农业产出。……由于投入要素集合贫乏得可怜，穷国农业劳动的边际生产率确实很低，但很低不等于零值”（Schults, 1956b）。他认为，穷国在很长时间经济近乎停滞，在这种经济中反倒不太可能发现显著和严重的要素错配，反而是增速较高经济更可能出现要素错配即要素边际生产率在不同部门不一致情形¹⁰。换言之，传统部门存在大量剩余劳动这样的看法，不能成为解释穷国之所以欠发达的原因。

舒尔茨利用一些典型案例对零值劳动假说提出一般讨论。如一些拉美国家曾试图通过增加货币供给推动“零值”农业工人转移到工业部门，最终仅引发通货膨胀问题（Schults, 1956a）。又如秘鲁、巴西特定地区短期公路或城市建设浪潮曾吸引当地农业劳力大量外流，结果引起本地农业生产显著下降（Schults, 1956b）。这些案例对零值劳动假说具有质疑效果。

上述个案讨论虽有认识价值，但都不是基于比较系统的统计检验证据得到的结论。为在实证科学基础上深化认识这一问题，舒尔茨利用1918—19年印度大流感前后农业劳动力与农业生产数据对这一问题进行实证检验。基本研究思路是，如零值劳动假说成立，那么1918-19印度大流感后农业劳动力减少不应造成农业生产下降。然而对英属印度总体及其样本邦数据分析发现，大流感后农业劳动力减少导致农业生产显著下降，构成不支持零值劳动假说的经验证据。

3、1918-19 印度大流感：舒尔茨检验及与森的争论

3.1、1918-19 印度大流感及其自然实验含义

印度1918-19不幸突发大流感疫情，数周内造成大量人口死亡和农业劳动力数量明显下降。不过幸存者很快恢复健康而并非在很长时间丧失劳动能力，牲畜、土地等其他生产要素也没有受到明显影响。另外印度这个时期农业经济制度没有发生重大变化。依据降雨量等资料，大流感爆发后农业生产条件仍属正常甚至较好状态。由于大流感主要对劳动力数量造成影响，对劳动力质量和农业其他生产要素数量和质量影响都很小，难得能满足“除劳动力以外的其他生产要素和条件保持不变”假设要求，因而为检验零值劳动假说提供“自然实验”素材。

著名人口学家 Kingsley Davis 对印度和巴基斯坦的人口研究显示，印度1918-19大流感造成两千万人死亡，相当于1918年人口总数6.2%。流感疫情中，20-45岁青壮年人口死亡率较高，农村地区死亡率相对城镇更高，两者叠加效果造成农业劳动力损失较大（舒尔茨，1964，p.66）。舒尔茨根据有关流行病学统计资料估计，疫情时期农业劳动力死亡率达到8.3%，在流感疫情最为严重地区

¹⁰ 舒尔茨（1956b）同时也举出一些由于政府政策导致明显资源未充分利用的发展中国家特例，譬如阿根廷、智利、巴拉圭。

如英属印度的中央邦和比拉尔邦（Central Provinces and Berar），农业劳动力死亡率可能达到 20.8%（舒尔茨，1964，pp. 66, 69）。

刘易斯曾对印度剩余劳动进行估算，得出印度农业部门至少有四分之一过剩劳动力中结论（Lewis, 1955, p.327）。按照零值劳动假说，上述大流感时期农业劳动总体减少不应应对农业生产造成显著影响。因而可以通过观察同期农业生产是否显著下降，对农业零值劳动假说进行有意义的检验。

3.2、舒尔茨检验方法与结果

当时印度一些基于抽样调查的经验研究结果显示，印度农业生产劳动系数大约等于 0.4。舒尔茨应用大流感前 1916-1917 年与大流感后 1919-1920 年两个时段英属印度十个邦农业劳动变动与农业产出数据进行统计检验，得出劳动系数显著异于零，同时不能拒绝劳动系数等于 0.4 的原假设。舒尔茨检验方法建立在公式（1）表达的常规农业生产函数设定基础上：

$$Y = AL^\alpha K_1^{\beta_1} K_2^{\beta_2} \cdots K_n^{\beta_n} \quad (1)$$

其中 $\alpha, \beta_1, \beta_2, \cdots, \beta_n > 0$

若农业中除劳动以外存在 n 种投入要素，分别由 K_1 到 K_n 表示。 $\alpha, \beta_1, \beta_2, \cdots, \beta_n$ 分别代表劳动以及劳动以外 n 种投入要素的产出份额。如果除劳动以外的 n 种投入要素的数量、质量及相关技术保持不变，全要素生产率 A 也没有发生明显变化，那么 1% 农业劳动 L 的增长将带来 $\alpha\%$ 农业总产量 Y 的增长。将公式（1）进行对数转换，可得到农业劳动变化率与农业总产量变化率之间简单数量关系如下：

$$y_t - y_{t-1} = \alpha(l_t - l_{t-1}) \quad (2)$$

其中， y, l 分别代表 $\log(Y), \log(L)$

计量模型与待检验理论假说关系一目了然：当农业劳动数量一定程度减少时，如果零值劳动假说成立，就应得到 α 在统计上不显著区别于零的检验结果；如果零值劳动假说不成立，同时农业生产函数具有稳定性， α 在统计上应接近于其他抽样调查所得到的印度农业劳动系数 0.4。

由于受当时历史条件限制，英属印度官方农业统计多集中于种植面积而非产量上，舒尔茨在具体数量检验中对 Y 应用包括双季作物在内的谷物播种面积作为代理变量。他认为，考虑劳动力减少后劳动边际价值提高可能导致同一块耕地上劳动精耕细作程度有所下降，从而使单位耕地的产出也有所下降，因而有理由推测播种面积对劳动力减少反应会小于总产量对劳动力减少的反应。如果播种面积对劳动力减少的反应显著不为零，总产量对劳动力减少的反应就更不可能为零，因而采用播种面积作为代理变量不应改变计量检验的基本逻辑。

舒尔茨检验具体应用的数据由表 1 报告。从全部英属印度情况看，大流感

造成农业劳动力 8.3% 的损失。以谷物播种面积衡量，农业产量在流感后比流感前至少下降 3.8%。这意味着农业中劳动系数为 0.44，较为接近其他研究中得出的印度农业劳动系数 0.4。

表 1、1918-19 印度大流感前后谷物播种面积与农业劳动死亡率

	谷物播种土地面积（百万英亩）		谷物播种面积减少幅度*	同期农业劳动死亡率**
	1916-1917 年	1919-1920 年	%	%
中央邦与比拉尔邦	27.9	25.9	7.2	20.8
孟买邦	28.3	27.7	2.1	17.2
旁遮普邦	31.7	29.1	8.2	14.3
西北边疆邦	2.87	2.67	7.0	13.7
联合邦	46.6	43.5	6.7	13.6
比哈尔-奥里萨邦	31.8	31.9	-0.3	6.4
阿萨姆邦	6.4	6.2	3.1	5.9
马德拉斯邦	39.0	38.2	2.1	5.2
缅甸邦	15.2	15.8	-3.9	4.4
孟加拉邦	29.2	28.8	1.4	2.7
全部英属印度	265.0	255.0	3.8	8.3

数据来源与说明：见舒尔茨（1964）第 68-69 页。笔者对其中四个邦谷物播种面积减少幅度的计算结果与舒尔茨原文中计算结果在小数点后存在微小差异。农业劳动死亡率为舒尔茨估计值。这一估计的原始资料为《印度人口调查》与金斯利·戴维斯《印度河巴基斯坦的人口》。舒尔茨根据美国卫生部的研究，农业劳动死亡率是在总人口死亡率基础上增加三分之一得到。

考虑单样本估算不能确定劳动力变量系数的置信区间，舒尔茨以英属印度下属十个邦为样本进行计量回归，表 2 报告舒尔茨估计结果以及笔者根据重新调整数据所得到的估计结果。我们估计结果与舒尔兹教授结果只有细微差别而基本结论一致。结果显示，印度大流感造成的农业劳动力减少对农业播种面积产生显著影响，说明零值劳动假说在印度这样一个传统经济中并不能成立。另外，估计的劳动系数 a 不显著区别于其他调查的估计结果 0.4¹¹，说明舒尔茨基于总体的检验结果与微观调查结果具有一致性。

表 2、舒尔茨原文估计结果与笔者估计结果比较

	舒尔茨估计结果	笔者估计结果
农业劳动系数： a	0.349*** (0.076)	0.351*** (0.074)
决定系数： R^2	0.451	0.473
样本数： N	10	10

说明：括号中为估计系数标准差。*、**、***分别代表 10%、5%、1%显著水平。

¹¹ 检验劳动系数等于 0.4 的原假设，所得 t 统计量为 -0.67，双侧检验 p 值大于 0.5，无法拒绝原假设。

3.3、与森的争论

上世纪 60 年代在发展经济学领域应用计量分析工具尚属罕见。舒尔茨针对零值劳动假设提出尖锐批评观点，又利用当时发展经济学领域较有创新性的计量检验方法，因而研究结果很快引起学界广泛关注。一些支持刘易斯理论的发展经济学家对此则提出批评意见，其中包括后来获得 1998 年诺贝尔经济学奖的阿马蒂亚·森教授（Amartya K. Sen）¹²。他与舒尔茨在 1967 年 3 月号的《经济学杂志》（*The Economic Journal*）上进行了一场激烈辩论（Sen, 1967a; Schultz, 1967; Sen, 1967b），就零值劳动假说的经验内涵、检验数据应用以及检验方法等问题进行交锋。辩论结果进一步显示印度大流感中农业劳动下降与产出下降这一经验关系具有稳健性。

森从剩余劳动力概念的经验含义和统计检验两方面对舒尔茨检验提出挑战。森认为，通常理解的剩余劳动力假说认为，如果农业劳动力减少方式服从一种特定的家庭或地区分布，那么 N% 的农业劳动力减少不会引起农业产出的下降。森之所以强调劳动力减少方式因素影响，是因为他认为市场不完美导致劳动和土地再配置过程需要较多时间或存在较多局限。就“特定分布”的具体含义，他进一步提出一个命题，农业经济中转移出 N% 劳动力，只要是在经济激励作用下发生的，譬如外出务工，那就不会对总产出产生影响。他认为在经济激励下，边际生产率越低的家庭将有越多的转移劳动力。由于印度大流感造成的人口损失在地理与家户上具有集中特点，森认为舒尔茨应用印度大流感事件来检验剩余劳动假说有不适当之处。

在统计检验方面，森认为舒尔茨应用流感死亡率指标没有考虑人口自然增长因素，因此高估了农业劳动人口下降程度。另外统计检验时舒尔茨应用了印度十个邦的数据，没有考虑三个规模最小的邦。在分别解决这两个数据问题基础上，森对印度大流感前后农业人口变动与产出变动的数据进行了统计检验。不过，应用调整后的农业劳动人口变动数据，森检验所得估计系数为 0.425，也不能拒绝舒尔茨提出的“劳动系数等于 0.4”的原假设，而且估计的精确度甚至略有提高。当森将三个规模最小的邦加入检验样本后，估计系数进一步扩大到 0.758，显著区别于零。然而森提出，此时估计系数 95% 的置信区间为 [0.382, 1.124]，舒尔茨检验的原假设“劳动系数等于 0.4”虽然仍处于这一置信区间内，但可信程度已不高。

舒尔茨（1967）在同一期杂志上回应了森的批评。他认为森提出的剩余劳动力概念定义缺乏说服力。只要剩余的农业要素能重新配置，农业劳动力减少究竟由经济激励还是征兵或疫情导致，并非问题关键所在。事实上印度农业中大量雇工的存在显示印度存在一个长期发展的农业劳动市场，应有条件对疫情导致的非

¹² 森时任印度德里大学教授，写作该批评论文在加州大学伯克利分校任访问教授（1964-1965 年）。

均匀农业劳动力减少加以再配置。舒尔茨还援引 Harwitz (1965) 研究, 提出相比最初检验设定“劳动系数等于 0.4”的原假设, 检验零值劳动假说更好的办法是直接检验“边际劳动生产率等于零”的原假设。根据这一方法, 森的检验结果更加支持农业劳动减少对产出造成负面影响的结论而不是零值劳动假说。至于森扩大检验样本后得到过大的劳动系数, 舒尔茨认为这与三个最小的邦在回归中被给予过大权重有关¹³。

在舒尔茨的书面回复后, 森 (1967b) 继续在同一期杂志撰文反驳。但这一篇文章没有提出新的质疑, 也没有对经验检验结果的有效性提出反对, 而是重申其在前一篇文章中对零值劳动假说经验内涵的理解, 并将农业劳动人口下降与产出下降之间不可否认的经验关系归因于 1918-1919 印度大流感之后的“混乱 (disorder)”或非均匀的死亡分布。他认为舒尔茨没有提供印度大流感后劳动力再配置已经发生的证据, 不过他本人在这篇文章中也没有提出再配置没有充分开展的证据。

4、中国大跃进：又一个“自然实验”检验

4.1、1958 大跃进运动及随后粮食困难

新中国在 1958 到 1960 经历一场大跃进运动。由于大跃进中大量农业劳动力被急迫抽调用于满足钢铁冶炼及相关领域用工需求, 实证研究这一时期农业劳动力减少与后续年份粮食减产以及饥荒的联系, 提供了另一个对农业零值劳动假说进行自然实验检验的经济史案例。

大跃进运动是 50 年代中国政治体制弊端、经济建设急于求成、国际环境变化等多方面因素的产物 (李庆刚, 2006)。随着建国初期政治局面稳定和生产恢复, 我国工农业生产开始较快增长, 第一个五年计划于 1956 年提前完成。¹⁴与此同时, 生产资料私有制的社会主义改造迅速开展, 1956 年社会主义改造基本完成 (周恩来, 1959)。但从 1955 年四季度开始, 经济建设中出现了层层抬高数量指标同时忽视综合平衡的冒进势头 (薄一波, 1991, 第 521 页)¹⁵。1956 年到 1957 年初, 周恩来等主管经济工作的领导针对各省市、部门要求追加投资和建设项目超过实际财政能力的情况, 开始组织防止和反对冒进的工作, 压缩不切实际的基建指标。冒进势头得到一定遏制, 但 1956 年基建投资、工业生产计划、

¹³ 舒尔茨在论文中提到, 当他收到森论文的草稿时, 曾向森提出应采用加权的办法来进行回归。不过森最后在论文中呈现的估计方法并没有采用这一建议。

¹⁴ 粗钢产量从建国初期不足 100 万吨增长到 1957 年的 535 万吨, 粮食产量从 1949 年 1.1 亿吨逐步恢复回升到 1958 年 2.0 亿吨, 相应人均粮食年产量从 1949 年的 209 公斤提高至 1958 年的 302 公斤, 再次达到这一人均产量已是 1974 年 (国家统计局, 2010, 37, 43)。

¹⁵ 1955 年底, 毛泽东提出要利用国际和平时期, 通过努力提早完成社会主义工业化和社会主义改造。对八大的准备工作提出中心思想是要讲反对右倾思想、保守主义。批判“右倾保守”的精神下达后, 各部门纷纷调高了 15 年远景规划指标 (薄一波, 1991, 第 522-527 页)。

职工人数等增长仍偏快，导致当年出现 1953 年以来第一次赤字（薄一波，1991，第 531-541 页）。

在“反冒进”后的 1957 年，领导层对当年经济发展前景出现看法分歧，毛泽东对 1957 年经济增速远不如 1956 年表示不满，由此对“反冒进”提出尖锐批评，提出应依靠群众积极性来加快发展工农业，加快实现社会主义工业化（吕廷煜、韩莺红，1994，第 46 页；张继九，2005）。在批评“反冒进”形势下，毛泽东在 1957 年末赴莫斯科开会期间提出“中国十五年钢产量赶上或者超过英国”的口号（吕廷煜、韩莺红，1994，第 53 页）。

为响应这一号召，1958 年 5 月召开的中共八大二次会议制定了鼓足干劲，力争上游，多快好省地建设社会主义的总路线。同年 8 月北戴河中共中央政治局扩大会议决定大幅提高第二个五年计划指标。这次会议决定将 1958 年当年钢产量由原计划 620 万吨提到 1070 万吨，即比 1957 年的 535 万吨翻一番；1958 年粮食预计目标 6000—7000 亿斤，比 1957 年增产 60-90%（吕廷煜、韩莺红，1994，第 57 页）。

为实现这些不切实际的高指标，大跃进运动一项基本策略是“充分发动闲散劳动力以弥补工业和农业方面的资金不足”（朱地，2001）。这一思想有着长久渊源。延安时期大生产运动的经验以及对农村人口占全国人口绝大多数基本国情的认识，使毛泽东提出发动群众就是要利用“我国有六亿人口”这个“本钱”（张继九，2005）。1956 年元旦题为“为全面地提早完成和超额完成五年计划而奋斗”的《人民日报》社论也明确提出，“我们有很大的潜在能力，把这些潜在能力发掘起来，就可以争取实现更高的发展速度，争取实现一种先进的平均定额”。为在当年剩下四个月内实现 1958 年 8 月北戴河会议通过的《全党全民为生产 1070 万吨钢而奋斗》的决议，各部门、各地方都把钢铁生产和建设放在首位，用群众运动的方法从省区县到公社大队发动组织大量人力建炉炼钢。（吕廷煜、韩莺红，1994，第 75 页）。

上世纪 50 年代初期中国经济产业结构仍典型具有前现代特征，传统农业部门在国民经济中占绝大部分比重。按照 Angus Maddison 的统计，上世纪 50 年代中国人均 GDP 按照可比价格计算甚至还低于同期印度（Maddison, 2011）。从人口分布看，乡村人口占全部人口的 80% 以上（国家统计局，2010，6）。因而，一般认为中国存在较大比例的农村剩余劳动力。按照零值劳动假说，这时转移剩余劳动到现代部门不应引起农业总产出显著下降，上述“充分发动闲散劳动力以弥补工业和农业方面的资金不足”大跃进方针也间接体现这一理解。然而实际情况是，大跃进运动后中国遭遇粮食产量急剧下降和大量人口非正常死亡的严重危机形势。

表 3 显示大跃进前后中国人口与就业结构发生了反常剧烈变动。1957-1960 年间，中国非农业人口迅速增加，从不到 1 亿快速增长至 1.3 亿。同期农业人口

略有下降，降幅为 3%。从劳动就业角度看，1957-1958 年间社会劳动者人数上升 2829 万，第一产业就业下降 3819 万，降幅达 19.8%。1959 年开始出现粮食供应紧张并随后发展为严重饥荒灾难后，一产人数才开始止跌回升。

表 3、大跃进前后中国人口与就业结构（1957-1960）

年份	人口结构		就业结构				
	非农业	农业	社会劳动者人数	第一产业	第三产业	重工业	轻工业
1957	9949	54704	23771	19309	2320	557	844
1958	10721	55273	26600	15490	4034	3550	866
1959	12371	54836	26173	16271	4500	1880	1001
1960	13073	53134	25880	17016	4752	1931	1048
1957-1960 增量 (万人)	3124	-1570	2109	-2293	2432	1374	204
同期变动幅度 (1957=100)	131	97	109	88	205	347	124

数据来源与说明：人口结构数据、社会劳动者人数、及第一产业和第三产业就业人数来自国家统计局（1990，2-3）。重工业和轻工业就业人数来自国家统计局（1986，9）。各指标均为年末数。

在 1958 年末一产就业大幅下降同时，重工业劳动就业大幅上升，第三产业就业也大幅上升，体现相当一部分劳动力从农村转移至重工业生产及有关服务活动中。1957 到 1958 的一年之间，重工业劳动者从 557 万猛增至 3550 万，随后两年回落到不到 2000 万水平，但 1960 年相比 1957 年仍增长近 2.5 倍。轻工业就业有所增长，但远小于重工业就业。同期第三产业就业变动与重工业较为接近，三产从 1957 到 1960 年增加 2432 万劳动者，也增长一倍多。随着饥荒形势恶化，大量从农业向重工业和服务业转移的劳动力在 1961-1962 年迅速回流农业，1961 年一产就业人数恢复到 1957 年的水平，1962 二三产就业人数也回落至接近 1957 年的水平（国家统计局，1990，4）。

伴随劳动力大量转出农业，1959 年中国粮食产量减产三千万吨，减幅为 15%。1960 年继续递减 2650 万吨，减幅为 15.6%（国家统计局，2010，37）。粮食大幅减产、政策失误以及其他多方面因素，导致 1959-1961 年严重粮食困难和饥荒，对中国经济和社会造成巨大损失，并对后来中国经济和政治的历史轨迹产生深远影响。就本文研究主题看，大跃进及其对农业影响虽然是新中国经济史上一个悲剧事件，然而也为检验刘易斯零值劳动假说提供一个“自然实验”案例。

4.2、大跃进前后粮食生产基本条件变化

借鉴舒尔茨以印度各邦数据检验零值劳动假说的思路，本文应用我国 1958 年大跃进事件前后的分省数据来检验刘易斯零值劳动假说。科学运用这一方法的关键，是要考察大跃进前后劳动力数量以外的其他条件是否发生变化，如果发生变化如何在计量分析时采用适当方法加以控制。这些其他条件和要素至少要包括农业劳动力身体素质、自然与物质生产条件、生产分配制度等等。

就农业劳动力身体素质而言，1959年后饥荒开始对农业劳动者能力已造成不可忽视负面影响，这一因素本身又会对粮食生产会造成重要影响。在难以获得衡量各省劳动者能力差异指标前，检验零值劳动假说应避免选取饥荒严重时期的数据。基于这一考虑，本文选取我国各省1957到1958年末农业劳动力变动数据，结合1958到1959年粮食产量变动数据，作为对零值劳动假说进行检验的基本数据。对粮食变动指标选取1958到1959年而不是1957到1958年数据，是因为统计资料提供劳动力数都是年末数，上年末农业劳动力数量变动在逻辑和经验上与当年春季和上半年农业活动关系更为紧密，因而对当年农业产出具有直接影响。

对当时农业生产自然条件是否发生很大变化问题学术界有很多讨论。以往官方修史通常把1959-1961年称为“三年自然灾害”。上世纪90年代以来，有学者根据部分官方自然灾害统计资料及气象水文资料，提出1959-1961这三年并不存在严重自然灾害，甚至反倒称得上“风调雨顺”（金辉，1998）。不过近来也有气象专家考察有关数据，认为1959-1961三年气候条件对农业生产有不利影响，1959和1961年为损失偏重年份，1960年则为严重年份（张海东等，2004）。

表4数据显示，1959年我国受灾面积4.46亿公顷，是1950年以来范围最大一年¹⁶。不过1959年农业成灾面积只有1.37亿公顷，低于此前1956和1957年¹⁷。利用成灾和受灾面积的平均损失程度，对1956-1959年农业产出损失进行估计，这四年因自然灾害而损失产出占潜在农业总产出7.1%，8.0%，6.4%和10.6%。由此可见，1959年粮食产量变动相对其他年份可能一定程度上更多受到了天灾影响，在检验零值劳动假说时需适当控制各年受灾程度影响因素。具体做法是按照1958和1959年各省农业产出因灾损失占比变动，对各省粮食产出变动进行调整，以求在控制自然条件变动对粮食产出变动影响基础上得到检验零值劳动假设的数据系列¹⁸。

表4、中国受灾与成灾面积及产出损失估计（1956-1959，千公顷）

	受灾情况		等价损毁面积	总播种面积	因灾产出损失占比 (%)
	受灾面积	成灾面积			
1956	22191	15329	11336	159172.7	7.1
1957	29149	14983	12572	157244	8.0
1958	30963	7821	9712	151994.7	6.4
1959	44629	13728	15103	142404.7	10.6

数据来源与说明：受灾情况与总播种面积来自国家统计局（2010，第36、39页），其中成灾面积属于受灾面积中灾害程度更严重的部分。“等价损毁面积”的含义是，全部受灾所导致的产出损失相当于多少播种面积颗粒无收。将受灾面积和成灾面积折算为等价损毁面积的系数，是取每一类型损失定义的最小和最大

¹⁶ 受灾面积指各种农作物在生长过程中因遭受自然灾害的侵袭，使当年产量低于常年（即一般年景，或前三年平均产量）一成以上的面积（郑家亨，1995，第291页）。

¹⁷ 成灾面积是指受灾面积中，农作物总产值减产三成以上的面积（郑家亨，1995，第291页）。

¹⁸ 调整方法如下：将1958年各省产出按照发生9.1%的损失比例调整为损失前的潜在产出。再假定此潜在产出受到与1959年同幅度的天灾影响，就可得到与1959年可比的粮食产出。

大损失的中间平均值。对成灾面积折算系数取 0.65，对受灾面积中非成灾面积的部分，取折算系数 0.20。“因灾产出损失占比”为等价损毁面积占总播种面积的比重。

从农业生产的物质条件看，1959 年全国有效灌溉面积比 1958 年增长 6.8%。化肥施用量小幅下降 1.5%。考虑到 1959 年总播种面积下降 6.3%（国家统计局，2010，第 36 页），化肥施用量下降应主要由总播种面积下降所致。如从单位播种面积化肥施用强度看，1959 年化肥施用量仍比 1958 年提高 5.2%。农业机械总动力暂缺从 1958 到 1961 年的全国数据，然而总体上从 1957 年到 1962 年间增长了五倍多。大中型拖拉机数量从 1958 年的 26396 增长到 1959 年的 33289 台，联合收割机从 3452 台增加到 4908 台（国家统计局，2000，第 22、24 页）。从各省数据看，1959 年农业机械总动力相比 1958 年也普遍有所提升（国家统计局，1990）¹⁹。综合考虑上述情况，可以说 1959 年农业生产物资条件至少与 1958 年相当或者说略好一些。所以在检验零值劳动假说时，可以假定农业生产的物资条件在 1958 到 1959 年间没有发生变化，即便存在变化也会有助于获得支持零值劳动假说的检验结果而不是相反。

从农业生产和分配制度上看，从 1958 年下半年开始，中国农村开始了大规模的人民公社化运动²⁰，这一运动在一定程度上改变了当时的农业生产和分配制度，很可能对粮食生产和产量带来显著影响。作为政社合一的组织，人民公社最初在高级农业生产社的基础上联合组建，通常一个公社大致对应一个乡范围。成立初期，人民公社对生产资料实行单一的公社所有制，在生产上取消自留地并压缩社员家庭副业，在分配上则实行工资制和供给制相结合的制度²¹。这种体制改变了农业生产原有的激励结构，从生产函数角度看，激励结构变化等制度因素主要通过全要素生产率 A 影响产出 Y 。

考虑人民公社制度变动等因素，本文检验零值劳动假说采用的基本模型设定应与舒尔茨模型有所区别。模型中增加全要素生产率变量变动一项，以控制人民公社化运动等因素对 1959 年农业生产的可能影响。以上文公式（1）描述的常规生产函数为基准，舒尔茨在假设农业劳动力数量之外所有因素不变基础上推导出检验模型，我们则需要额外允许全要素生产率 A 可能发生变动。假定自变量中除农业劳动数量 L 和全要素生产率 A 之外的农业生产物资条件均可假定为不变，对公式（1）两边取对数差分，得到待估计和检验函数关系如下：

$$y_t - y_{t-1} = (a_t - a_{t-1}) + \alpha(l_t - l_{t-1}) \quad (3)$$

其中 y, a, l 分别代表 $\log(Y), \log(A), \log(L)$

¹⁹ 1958 和 1959 两年存在农业机械总动力数据的省份或直辖市共计 11 个。对这 11 个省份，农业机械总动力在这两年间都有大幅上升。

²⁰ 1958 年中共中央政治局在北戴河召开的扩大会议上通过了《关于在农村建立人民公社问题的决议》

²¹ 1962 年后，人民公社内部制度有所变化。绝大多数人民公社恢复和扩大了自留地和家庭副业。

4.3、大跃进前后农业劳动力数量变化与估算

我们以分省样本来估计方程（3）并检验零值劳动假说。分省数据资料来自《全国各省、自治区、直辖市历史统计资料汇编 1949-1989》、《新中国六十年统计资料汇编》、《新中国五十年统计资料汇编》以及部分省统计年鉴或建国以来统计资料汇编。根据这些统计资料，本文整理了三十个省、自治区、直辖市 1958 年和 1959 年的粮食产量，以及 1957 年末和 1958 年末的农业劳动力数据。对农业劳动力，本文采用第一产业就业人数作为度量指标。从上述统计资料中可获得十七个省、自治区、直辖市 1957 到 1958 年的一产就业完整数据，但这十七个样本并未包括河北、山东、陕西、四川、安徽、湖南、两广等重要的粮食生产地区，用来进行估计和检验的可信度较低。

虽然这些省份缺少上述两年的一产就业人数，不过上述统计资料报告了乡村劳动者人数。对这些省份，本文尝试用乡村劳动者人数来估算一产就业数据。乡村劳动者是按照经济类型划分的统计指标，在口径与数值上与《中国劳动工资统计资料，1949-1985》一书中的“农村集体和个体劳动者”完全对应（国家统计局，1986，268）。因此，与一产就业人数按照三次产业划分不同，这一指标包括了农村劳动力中从事非农的人员。从经验上看，我国乡村劳动者主体从事第一产业，乡村劳动者人数和第一产业就业人数之间长期存在较稳定的关系。

表 5 报告分国民经济部门乡村劳动者人数与第一产业就业人数，表 6 报告了乡村劳动者分国民经济部门占比及一产劳动者占乡村劳动者之比。数据显示，农业及其直接有关的水利气象等从业人员是乡村劳动者主体，在大跃进前一直占到九成以上，与第一产业就业人数相当接近。1958 年大跃进开始后，农林水利气象从业人员比重下跌至七成，工业、建筑业及有关服务业占比大幅提升。

表 5、分国民经济部门乡村劳动者人数与第一产业就业人数（1952-1962，万人）

	合计	工业	建筑业和资源勘探	农林水利气象	运输和邮电	商业饮食、服务与物资供销	其他	一产
1952	18243	353	97	17293	66	369	65	17317
1953	18610	374	83	17706	67	325	55	17747
1954	19088	428	121	18114	69	293	63	18151
1955	19526	394	183	18541	70	264	74	18592
1956	20025	316	667	18462	100	278	202	18544
1957	20566	315	450	19198	150	157	296	19309
1958	21300	1850	2000	15118	500	1150	682	15490
1959	20784	580	1835	15820	309	1163	1077	16271
1960	19761	462	410	16330	300	1292	967	17016
1961	20254	193	200	19129	95	70	567	19747
1962	21373	59	68	20761	57	60	368	21276

数据来源与说明：来源见国家统计局（1986，80）。栏目中其他包括原表中“科学、文教、卫生”、“机关团体”以及“其他”部门中的乡村劳动者人数。

表 6、乡村劳动者分国民经济部门占比及一产劳动者对乡村劳动者之比

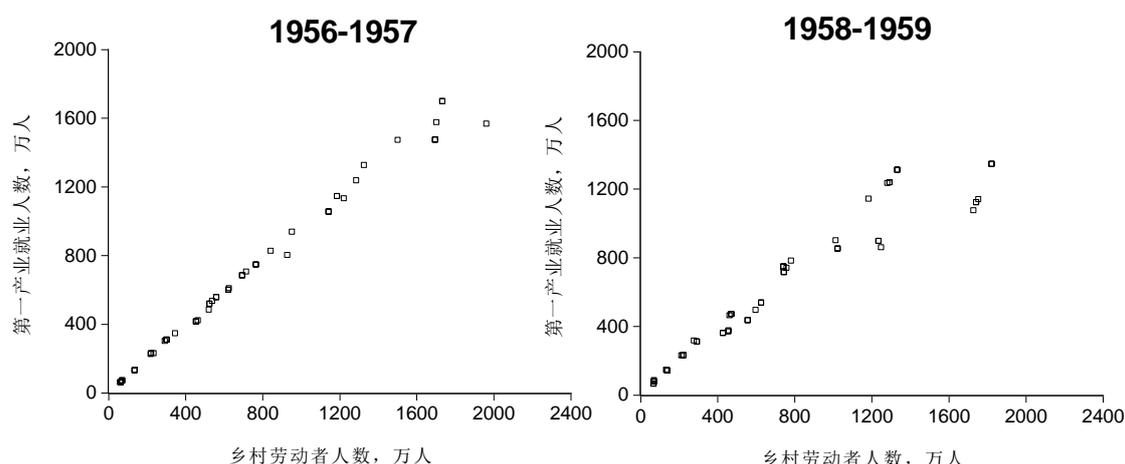
(1952-1962, %)

	合计	工业	建筑业和资源勘探	农林水利气象	运输和邮电	商业饮食、服务和物资供销	其他	第一产业
1952	100	1.93	0.53	94.79	0.36	2.02	0.36	94.92
1953	100	2.01	0.45	95.14	0.36	1.75	0.30	95.36
1954	100	2.24	0.63	94.90	0.36	1.53	0.33	95.09
1955	100	2.02	0.94	94.96	0.36	1.35	0.38	95.22
1956	100	1.58	3.33	92.19	0.50	1.39	1.01	92.60
1957	100	1.53	2.19	93.35	0.73	0.76	1.44	93.89
1958	100	8.69	9.39	70.98	2.35	5.40	3.20	72.72
1959	100	2.79	8.83	76.12	1.49	5.60	5.18	78.29
1960	100	2.34	2.07	82.64	1.52	6.54	4.89	86.11
1961	100	0.95	0.99	94.45	0.47	0.35	2.80	97.50
1962	100	0.28	0.32	97.14	0.27	0.28	1.72	99.55

数据来源与说明：来源见表 5，本表根据笔者计算所得。

全国总体数据情况提示，对缺失一产就业人数的省份采用乡村劳动者人数进行估算，可能需考虑 1958 年大跃进开始后乡村劳动者中农业劳动占比下降这一事实。从分省数据看，各省一产就业人数与乡村劳动者人数的数量关系在大跃进开始后出现一些变动。图 1 报告了 1956 到 1959 年间乡村劳动人数与一产劳动人数之间的散点关系，以大跃进开始时点为界分两个时段报告。图形显示，1958-1959 年一产就业相对乡村劳动者比例与大跃进前两年相比有一定程度的下降。如果这一下降在统计上是显著的，那么用有关省份乡村劳动者数据推算一产就业人数时，不同时段需要采用不同的系数。

图 1、1956-1959 年乡村劳动者与一产就业人数散点图（万人）



数据来源：国家统计局（1990）。

利用计量方法，可以检验 1956 年到 1959 年乡村劳动与一产就业人数之间的关系在统计上有没有发生显著变动。检验方程如下：

$$L_{\text{一产}} = (\beta + \gamma * dum_{\text{大跃进}}) L_{\text{乡村}} + \varepsilon \quad (4)$$

其中 $dum_{\text{大跃进}}$ 为年份虚拟变量，对 1958-1959 年样本取 1，其余取 0。

若乡村劳动与一产劳动数量之间的关系在大跃进后发生显著变动，那么 α 在统计上将显著区别于零。表 7 的回归结果显示， $\hat{\gamma} = -0.078$ ， $\hat{\sigma} = 0.018$ ，其 t 统计量在 99% 的置信水平上拒绝 $\gamma = 0$ 的原假设。因此，大跃进后乡村劳动者与一产劳动者的数量关系相比大跃进前发生了显著变动，用乡村劳动者数量推测一产就业数量时需区别对待两个时段。根据回归结果可得到一产就业人数的预测方程，对 1957 年是 $\hat{L}_{\text{一产}} = 0.914L_{\text{乡村}}$ ，对 1958 年则是 $\hat{L}_{\text{一产}} = 0.836L_{\text{乡村}}$ 。

表 7、1956-1959 年乡村劳动与一产就业人数经验关系估计结果

样本数	决定系数 R^2	待估系数 β	待估系数 γ
71	0.987	0.914*** (0.011)	-0.078** (0.018)

说明：*、**、*** 分别代表 10%、5%、1% 显著水平。由于各省农业劳动规模相差较大，估计方程 (4) 时存在异方差问题，因此估计时采用截面加权的广义最小二乘法。

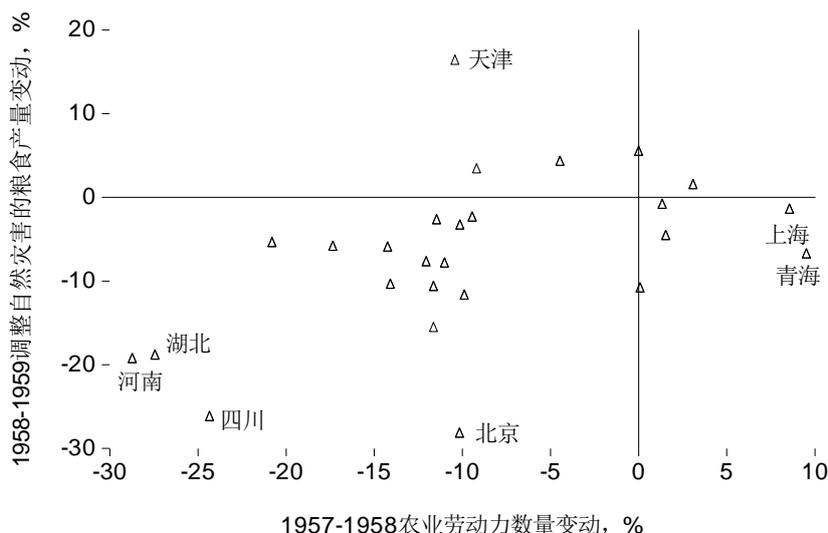
4.4、计量检验结果与讨论

根据以上预测方程，本文估计了部分缺失数据省份的一产就业人数，样本数从 17 个扩充至 26 个，仅缺少安徽、河北、海南、西藏四省或自治区数据，数据代表性得到加强。在此基础上本文以大跃进提供的“自然实验”对零值劳动假说进行检验。

图 2 报告大跃进时期各省第一产业就业人数变动与粮食产量变动的散点关系图。对粮食产量变动，我们已采用上述控制自然灾害影响的方法，将数据调整为与 1958 年可比的口径。从散点关系看，除少数异常点之外，各省农业劳动人数下降与粮食产量下降之间存在明显相关联系。如 1958 年大跃进运动对河南、湖北、四川等省一产就业人数造成最大幅度负面影响；三省 1959 年粮食产量相比 1958 年下降均超过 15%²²，在除北京外的省级行政区中降幅最高。

图 2、大跃进时期各省农业劳动数量与粮食产量变动关系

²² 这一数值为调整灾害因素后的结果。调整前这三省粮食降幅数值均超过 20%。



数据来源与说明：数据来自国家统计局（1990、1999、2010）、福建省统计局（1991）、上海市统计局（2009）、内蒙古自治区统计局（2008）、湖南省统计局（2009）。农业劳动力数量变动指1958年末一产就业人数相比1957年末的变动百分比。对一产就业数据缺失省份，由上文所述的预测方程进行估计得到。粮食产量变动即1959年产量相比1958年产量的变动百分比。1958年由江苏省划入上海市10个县，故上海农业劳动人口数字增长较大。

不过图2数据也显示，北京、上海、天津、青海等地较大程度偏离其他样本显示的数量关系形态。如北京相对农业劳动力数量变动而言粮食产量下降偏多，天津粮食产量则是在农业劳动力数量减少的情况下粮食产量反而有大幅增长。北京、天津都属于直辖市，农业就业和农业产值比重较小，不排除其他一些特殊因素对大跃进时期粮食产量造成异常影响。这一观察也提示，利用大跃进案例检验零值劳动假说，需要结合尽可能多省份观察样本，如仅就个别样本讨论可能得出“似乎符合事实然而却是错误”的结论。

另外不难理解，进行计量分析是给予各省区样本观察值相同权重并不适当，一定程度会夸大回归系数的标准差。譬如，1958年北京、天津、上海、青海等4省区粮食产量较小，分别仅占全国各省区平均粮食产量的13.4%、7.4%、18.6%、9.3%，将它们与两湖、江苏、山东、河南、四川等粮食主产区在计量回归中不考虑权重置同样处理显然不恰当。因此本文采用加权最小二乘法来校正各样本的相对重要性，以得到更为精确的点估计。对权数采用的假设是，各省区样本条件标准差与1958年粮食产出成反比。

表8和表9报告了1958年中国大跃进时期农业劳动与粮食产出变动的计量检验结果。其中表8为根据最初17个样本所计算的结果，表9报告扩充到26个样本后计算所得结果。同时，为便于比较，两表均列举了两种不同模型设定与两种不同估计方法下的回归结果。一种模型设定不带常数项，即假定人民公社运动没有通过全要素生产率对农业生产造成影响，另一种模型设定则带常数项，为全要素生产率在大跃进前后发生变化的可能留下空间。两种估计方法一种为未加权的最小二乘法，这一方法倾向于给予异常值过大权重，从而使得统计检验效力

下降，另一种为加权最小二乘法，根据粮食生产上的相对重要性给各样本赋权。

表 8、计量检验结果（原始样本）

	不带常数项模型		带常数项模型	
	(1) 未加权	(2) 加权	(3) 未加权	(4) 加权
农业劳动系数： a	0.510*** (0.117)	0.546*** (0.078)	0.357** (0.131)	0.418*** (0.123)
常数项： $d \log(A)$	—	—	-0.036* (0.018)	-0.030 (0.023)
决定系数： R^2	0.149	0.368	0.330	0.434
样本数： N	17	17	17	17

括号中为估计系数标准差。*，**，***分别代表 10%，5%，1%显著水平。

数据来源与说明：农业劳动力数量即一产就业人数，来源见图 2。粮食产量原始数据见图 2。计算粮食产出变动时，对 1958 年粮食产量调整为遭受与 1959 年同等程度自然灾害后的粮食产量。具体方法见上文。

表 9、计量检验结果（扩充样本后）

	不带常数项模型		带常数项模型	
	(1) 未加权	(2) 加权	(3) 未加权	(4) 加权
农业劳动系数： a	0.605*** (0.122)	0.803*** (0.068)	0.498*** (0.170)	0.787*** (0.004)
常数项： $d \log(A)$	—	—	-0.023 (0.026)	-0.004 (0.030)
决定系数： R^2	0.238	0.582	0.263	0.582
样本数： N	26	26	26	26

括号中为估计系数标准差。*，**，***分别代表 10%，5%，1%显著水平。

数据来源与说明：同上。对缺失一产就业人数的省区，根据上文所估计的预测方程采用乡村劳动者人数进行估算，从而样本从 17 个扩充至 26 个。

表 8 和表 9 的检验结果显示，无论是对最初的 17 个样本还是对扩充之后得到的 26 个样本，也无论哪一种模型设定或估计方法，估计的农业劳动系数均显著区别于零，这说明农业劳动数量变动与粮食产量之间存在正向关系的经验证据相当稳健。另外，无论模型设定带常数项还是不带常数项，采用加权法估计的农业劳动系数都要高于未加权时所估计的系数，因此也就更不可能为零。这些结果显示上世纪 50 年代中国大跃进时期经验证据不支持零值劳动假说。

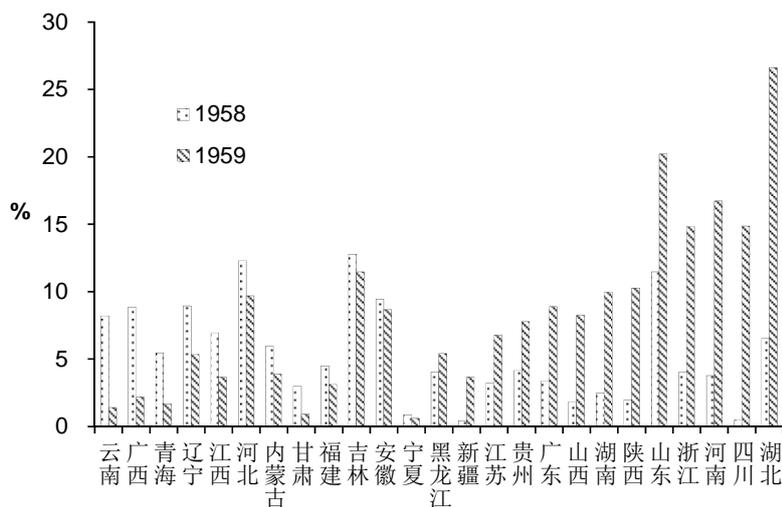
从常数项估计结果看，对两个样本的估计系数均为负，符号与前文推理一致，但多数情况下并不具有足够的统计显著性。特别在加权法估计时，系数绝对水平进一步缩小。这一结果产生有两种可能。一种可能是，根据等价损毁面积占比变化，将 1958 年粮食产量调整为与 1959 年自然灾害大小一致的产量时，可能产生了低估。低估原因在于，之前本文将受灾面积和成灾面积折算为等价损毁面积时，折算系数分别依据取最小和最大损失的中间平均值办法设定为 0.20 和 0.65，这种系数设定办法可能偏大，导致调整后 1958 年产量被低估，从而高估了 1958 到 1959 年粮食产量变动，这使得原本应显著为负的常数项不再显著。

另一种可能是，大跃进时期人民公社运动对粮食生产的影响并不在于显著降低全要素生产率，而是在通过强有力的动员能力配置农业劳动力，在大炼钢铁时期集中体现为组织农业劳动从事炼钢或直接服务于炼钢的非农工作。这就意味着，大跃进时期人民公社运动对粮食生产的影响可能主要通过农业劳动力数量下降这一管道，而非全要素生产率的降低。

全面验证后一种可能并非本文主旨所在，不过以下将通过检验第一种可能并改进对自然灾害影响的控制来进一步观察拒绝零值劳动假说的合理性与稳健性，同时对常数项估计结果的含义给出更纯净的判断。区别于上文直接用等价损毁面积占比变动调整 1958 年粮食产出的办法，以下检验直接将度量分省灾情 1958 到 1959 年变动幅度的指标作为控制变量纳入方程（3）的估计中。

《中国灾情报告 1949-1995》一书报告了历年分省农作物受灾面积和成灾面积（国家统计局，民政部，1995）。《新中国六十年统计资料汇编》报告了历年各省农作物播种面积（国家统计局，2010）。根据这两部分资料，可计算各省灾害等价损害面积占比。计算方法与等价损毁面积占比一致，不过此处不再假定这一占比等同于多少比重土地颗粒无收²³，而将等价损害面积的具体损失程度留待计量回归中估计。图 3 报告 1958 和 1959 年各省因灾等价损害面积占当年播种面积比重。数据显示，各省在这两年受灾情况区别较大。从等价损害面积占播种面积比重这一指标看，云南、河北、吉林、安徽等省 1958 年受灾情况相比 1959 年似乎更为严重，江苏、两湖、山东、河南、四川等 1 省 1959 年受灾相比 1958 年更为严重。

图 3、1958 和 1959 年各省因灾等价损害面积占播种面积比重



数据来源与说明：1958-1959 年各省农作物受灾面积和成灾面积来自国家统计局（1995，第 289-291 页）。1958-1959 年各省农作物播种面积来自国家统计局（2010）。数据完整省区共计 25 个。因灾等价损害面积占

²³ 颗粒无收即即损失因子为 100%。

比计算方法与因灾等价损毁面积占比一致，参见表 4 说明。

将 1958 和 1959 年灾害比(即等价损害面积占播种面积比重)作为控制变量，加入方程 (3) 右侧进行计量回归估计。回归方程变为如下形式：

$$y_t - y_{t-1} = (a_t - a_{t-1}) + \alpha(l_t - l_{t-1}) + \gamma_1 \text{damage}_{1958} + \gamma_2 \text{damage}_{1959} \quad (5)$$

其中 y, a, l 分别代表 $\log(Y), \log(A), \log(L)$ ， damage_{1958} 和 damage_{1959} 分别代表 1958 和 1959 年灾害比。此时，常数项应已较彻底的去除了自然灾害估计问题所带来的影响。表 10 报告方程 (5) 估计结果。对带常数项模型所估计的常数项系数均显著区别于零，说明不带常数项模型增加常数项等于零的约束后会使得其他系数的估计出现偏差。对带常数项模型，以 1958 年粮食产量作为权重调整各样本的相对重要性后，模型拟合程度明显提高， R^2 从 0.291 提高至 0.687。这反映模型设定与估计方法反映了主要的经济事实。

表 10、计量检验结果（各省自然灾害程度作为控制变量）

	不带常数项模型		带常数项模型	
	(1) 未加权	(2) 加权	(3) 未加权	(4) 加权
农业劳动系数： a	0.486** (0.222)	0.672*** (0.196)	0.401* (0.216)	0.446** (0.196)
1958 年灾害比： damage_{1958}	-0.318 (0.483)	0.601 (0.447)	0.455 (0.619)	1.285*** (0.481)
1959 年灾害比 ： damage_{1959}	-0.467 (0.386)	-0.672* (0.196)	-0.269 (0.382)	-0.531 (0.336)
常数项： $d \log(A)$	—	—	-0.080* (0.043)	-0.100** (0.017)
决定系数： R^2	0.179	0.592	0.291	0.687
样本数： N	26	26	26	26

括号中为估计系数标准差。*，**，***分别代表 10%，5%，1%显著水平。

数据来源与说明：灾害程度即因灾等价损害面积占比，具体定义和来源同上。对缺失受灾面积和成灾面积的省区，用全国范围因灾等价损害面积占比数据代替。

就加权法估计的带常数项模型结果看，农业劳动系数估计值为 0.446，显著区别于零，系数值与早先有关调查研究结果也较为接近。张五常在《佃农理论》的附录 B 中报告了解放前民国政府内务部有关 1932 年各省地租的一项调查结果，统计数据显示对等级居中的土地²⁴，22 个省中平均地租占产出比例最低为 35%，最高为 54%（Cheung, 1969, pp. 172-173）。1930 年民国政府立法院统计的一项资料也显示了类似的结果（陈翰笙等，1989, p.788）。除此之外，土地产出还需补偿如种子、肥料、农药、农具折旧等费用，这部分投入费用占产出比重估计在 15%至 20%左右（白寿彝，1999, p.537）。这样剩余的劳动份额大约在 30%到 60%之间，本文估计结果与此具有一致性。

²⁴ 土地七个等级从优到劣为 A、B、C、D、E、F、G。此处指 D 级土地。

在去除自然灾害估计问题可能造成的影响后,估计的常数项系数显示农业全要素生产率在大跃进后的1959年的确发生显著下滑,幅度大约为10%。Lin(1990)曾列举并比较了五项对五十年代以来中国农业全要素生产率的估计结果。这些研究均应用全国层面的加总数据,区别主要在要素份额设定与数据处理方法上。这五项估计结果都显示,1959年农业全要素生产率大幅下滑,降幅最低估计为8.1%,最高估计为16.7%,平均为11.5%,与本文利用分省数据的估计结果也非常接近。

另外,1958和1959年灾害比的回归系数反映,因灾损害面积占比上升一个百分点,相应产出变动几个百分点。1958年灾害比的估计系数显著为正,同时不显著区别于1。这说明1958年灾害越严重,其他条件不变时1959年相对1958年的粮食增长越多,同时1%因灾损害面积占比几乎等同于这一比例的播种面积绝收。1959年灾害比估计系数并不显著,但其符号为负,与常识预计的方向一致。单侧t检验显示,1959年灾害比回归系数的绝对值在10%显著水平上小于1,同时1958年灾害比估计系数显著大于1959年灾害比估计系数绝对值²⁵。这意味着1959年1%因灾损害面积占比并不等同于这一比例的播种面积绝收,损失因子小于100%。因此,如果完全从受灾和成灾面积数量出发,可能会相对高估1959年相比1958年的因灾损失。

5、简短的结语

作为概括欠发达经济特征与发展路径的一门学说,在农业剩余劳动力概念或更为纯粹的农业零值劳动假说基础上提出的刘易斯二元经济理论,对启发主流经济学界重视和研究欠发达经济具有重要意义。这一理论提出以来半个多世纪,对发展经济学理论与政策实践产生广泛和深远的影响。近年我国学术界利用“刘易斯拐点”范式解释近年劳动市场变动特点,从一个侧面显示刘易斯理论的认识功能和影响力。

如同其他经济学理论假说,在刘易斯二元经济理论体系中具有重要地位的农业零值劳动假说,同样需要接受逻辑自洽性和经验一致性检验。在国内学术界运用刘易斯拐点范式概括我国现实经济阶段性转变颇有流行之势背景下,显然有必要从理论和经验角度对这一分析方法自身稳健性进行更为仔细和严格的考察和推敲。为此本文主要进行两个层面工作。一是回顾发展经济学说史上有关讨论,集中介绍舒尔茨教授对农业零值劳动假说批评以及森教授反批评。二是利用中国大跃进时期农业劳动力与粮食产量省区变动数据,对零值劳动假说进行检验。

舒尔茨把刘易斯理论基础命题之一概括为农业零值劳动假说,从经济学常识

²⁵ 对 $H_0: g_1 + g_2 = 0$, $H_1: g_1 + g_2 > 0$ 进行 t 检验。单侧检验结果显示 1958 年灾害程度估计系数在 5% 的显著水平上大于 1959 年灾害程度估计系数的绝对值。

角度对这一理论逻辑提出评论，利用二战后一些发展中国家政策实践案例对这一理论假说提出质疑。尤其重要的是，舒尔茨结合印度 20 世纪初大流感疫情前后经济环境变化这一难得“自然实验”条件，对刘易斯农业零值劳动假设提出计量分析检验。无论在推动当时经济发展研究方法朝实证化和可检验化方向演进，还是在认识刘易斯流行学说潜在局限性方面都自有积极意义。虽然森教授对舒尔茨研究提出反批评，不过森利用印度大流感时期调整数据提供分析结果也显示零值劳动假说缺乏严格经验依据。刘易斯和舒尔茨两位发展经济学大师同获 1979 年诺贝尔经济学奖，对我们理解什么是好的经济学理论、经济思想如何通过学术批评演讲发展都具有经济学说史角度的启示意义。

在农业客观生产条件没有发生重大变动背景下，中国 1958 年大跃进运动导致大量农业劳动力短期被抽调到重工业以及相关非农部门，同时伴随后续年份粮食产量大幅下降。中国大跃进构成检验零值劳动假说的又一个“自然实验”事例。本文在系统考察当时我国农业生产的自然、经济、制度条件客观变动情势基础上，结合大跃进时代与中国数据特点，对舒尔茨检验模型与估计方法进行适当调整与改进。在系统整理和估测这一时期相关数据的基础上，本文对农业零值劳动假设进行计量检验。检验中，本文着力解决了如何控制自然灾害因素、人民公社化运动等因素对“自然实验”检验构成重大挑战的问题，使零值劳动假说可在相对纯净的环境下得以检验。与舒尔茨研究结论类似，本文初步检验结果显示中国大跃进时期经验证据不支持零值劳动假说。

引用文献

白寿彝 (1999). 《中国通史》第十二卷, 近代后编 (1919—1949) 上册. 上海: 上海人民出版社.

薄一波 (1991). 《若干重大决策与事件的回顾》. 北京: 中共中央党校出版社.

陈东林 (2004). "从灾害经济学角度对“三年自然灾害”时期的考察." 《当代中国史研究》2004 年第 11 卷, 第 1 期: 83-93, 127.

陈翰笙、薛暮桥、冯和法 (1989). 《解放前的中国农村》第三辑. 北京: 中国展望出版社.

福建省统计局 (1991). 《福建统计年鉴 1991》. 北京: 中国统计出版社。

国家统计局 (1986). 《中国劳动工资统计资料, 1949-1985》. 北京: 中国统计出版社。

国家统计局 (1990). 《全国各省、自治区、直辖市历史统计资料汇编 1949-1989》. 北京: 中国统计出版社。

国家统计局, 民政部 (1995). 《中国灾情报告 1949-1995》. 北京: 中国统计出版社.

国家统计局 (1999). 《新中国五十年统计资料汇编》. 北京: 中国统计出版社。

国家统计局 (2000). 《新中国五十年农业统计资料》. 北京: 中国统计出版社。

国家统计局 (2010). 《新中国六十年统计资料汇编》. 北京: 中国统计出版社。

湖南省统计局 (2009). 《湖南统计年鉴 2009》. 北京: 中国统计出版社。

金辉 (1998). "风调雨顺的三年: 1959~1961 年气象水文考." 《方法》1998 年第 3 期. 转引自 <http://news.163.com/05/1202/12/23VH2UOB000113DU.html>

李庆刚 (2006). "十年来“大跃进”研究若干问题综述." 《当代中国史研究》第 13 卷 3 期: 53-65.

罗平汉 (2006). "一九五八年至一九六二年粮食产销的几个问题." 《中共党史研究》2006 年第 1 期: 27-36.

吕廷煜, 韩莺红 (1994). 《中华人民共和国历史纪实: 艰难探索 (1956-1958)》. 北京: 红旗出版社.

内蒙古自治区统计局 (2008). 《内蒙古统计年鉴 2008》. 北京: 中国统计出版社.

上海市统计局 (2009). 《光辉的六十载——上海历史统计资料汇编》. 北京: 中国统计出版社.

张海东, 张尚印, 李庆祥 (2004). "对我国 1959~1961 年气候条件的分析与评估." 《当代中国史研究》2004 年第 1 期: 94-100.

张继久 (2005). "论"大跃进"战略的形成." 《当代中国史研究》2005 年第 1 期: 82-85+127.

郑家亨 (1995). 《统计大辞典》. 北京: 中国统计出版社.

周恩来 (1959). "伟大的十年." 《人民日报》1959 年 10 月 6 日, 转引自 http://news.xinhuanet.com/ziliao/2005-01/06/content_2424104.htm.

朱地 (2001). "也论“大跃进”的缘起——评《剑桥中华人民共和国史》的有关论述." 《中共党史研究》2001 年第 1 期: 60-65.

Barrientos, A. and C. Kirkpatrick (2004). "Introduction." *Manchester School* **72** (6): 677-678.

Cheung, S. N. S. (1969). *The Theory of Share Tenancy*. Chicago: The University of Chicago Press.

Collins, E. J. T. (2000). *The agrarian history of England and Wales, Volume VII, 1850-1914, Part I*, Cambridge: Cambridge University Press.

Eckaus, R. S. (1955). "The Factor Proportions Problem in Underdeveloped Areas." *The American Economic Review* **45** (4): 539-565.

Harwitz, M. (1965). "The Significance of an Epidemic." *Journal of Political Economy* **73** (4): 404.

Kirkpatrick, C. and A. Barrientos (2004). "The Lewis Model After 50 Years." *Manchester School* **72** (6): 679-690.

Lewis, W. A. (1954). "Economic Development with Unlimited Supplies of Labour." *The Manchester School* **22** (2): 139-191.

Lewis, W. A. (1955). *The Theory of Economic Growth*. London: George Allen & Unwin, 327.

Lin, J. Y. (1990). "Collectivization and China's Agricultural Crisis in 1959-1961." *Journal of Political Economy* **98** (6): 1228-52.

Maddison, A. (2011). "Statistics on World Population, GDP and Per Capita GDP, 1-2008 AD", Groningen Growth & Development Center, University of Groningen, http://www.ggdcenter.net/MADDISON/Historical_Statistics/horizontal-file_02-2010.xls. Accessed on Oct. 11, 2011.

Schultz, T. W. (1956a). "Latin-American Economic Policy Lessons." *The American Economic Review* **46** (2): pp. 425-432.

Schultz, T. W. (1956b). "The role of government in promoting economic growth." in L. D. White ed. *The State of the Social Sciences*. Chicago: University of Chicago Press, 372-383.

Schultz, T. W. (1964). *Transforming traditional agriculture*, New Haven and London: Yale University Press.

Schultz, T. W. (1967). "Significance of India's 1918-19 Losses of Agricultural Labour-A Reply." *The Economic Journal* **77** (305): pp. 161-163.

Sen, A. K. (1967a). "Surplus Labour in India: A Critique of Schultz's Statistical Test." *The Economic Journal* **77** (305): 154-161.

Sen, A. K. (1967b). "Surplus Labour in India: A Rejoinder." *The Economic Journal* **77** (305): 163-165.

Tignor, R. (2004). "Unlimited Supply of Labor." *Manchester School* **72** (6): 691-711.

Turner, M. E. and J. V. Beckett, et al. (1997). *Agricultural rent in England, 1690-1914*, Cambridge: Cambridge University Press.