中国农村劳动力转移效应及潜力测算

李迅雷[1],周洪荣[2],朱 蕾[3]

(1. 海通证券股份有限公司,上海 200001;2. 海通证券股份有限公司 博士后流动站,上海 200001;3. 海通证券股份有限公司 研究所,上海 200001)

摘 要:文章基于国内劳动力转移问题的研究困局,通过引入 Mas-Colell-Razin 二元分析方法,从 C-D 生产函数出发,建立国内农村劳动力转移模型,重点讨论了中国农村劳动力转移的经济效应及可转移剩余劳动力潜在规模的测算,进而利用改革开放后的国内数据进行了实证检验,试图在理论分析和数据获取等方面有所创新。理论与实证分析均表明,中国劳动力转移正趋于均衡;劳动力转移与经济增长存在显著正相关关系,且其拉动经济增长的边际效应呈现递减趋势。文章进一步测算出农村剩余劳动力仅存约 4 000—6 000 万人,表明粗放式经济增长已不可持续,中国未来经济增长将更多倚仗资本和技术进步。

关键词:农村劳动力转移;剩余劳动力;均衡模型;边际递减效应

中图分类号:F061.3;F241.22 **文献标识码**:A **文章编号**:1001-9952(2014)06-0121-11

中国正进行历史性结构转型,农村劳动力转移进入关键转折时期,越来越多的农村劳动力转移到城市或农村的非农产业,从事更有效率的经济活动。农村劳动力转移是连接城市与乡村的重要纽带,是破除城乡二元结构的重要环节,也已成为中国经济社会历史性转型的显著特点。随着经济社会转型的深入,农村劳动力的转移就业正发生着更为深刻的变化,转移地域、就业领域、农民工自身特征等也在发生着更为显著的变迁。至今中国仍没有完成劳动力的城镇化转移、市民化转变等现代化转型,大多数农村转移的劳动力仍无法公平享受城市化、工业化等现代文明的成果。因此,农村劳动力转移仍是当前中国经济社会转型需要解决的重要问题,这一课题仍需要深入研究。

农村劳动力由农业部门向非农业部门转移、从农村向城市流动是发展中国家经济增长和农业转型过程中最重要的特征之一。一般情况下,发展中国家在工业化初期,劳动力主要集中在农业部门,农业部门劳动力过剩是经济的重要特征。当发展中国家的经济发展进入工业化加速时期,劳动力也会相应地由农业部门向非农业部门转移,农业部门劳动力过剩现象会逐步得到消除,并最终形成一个与产业结构大体近似的劳动力就业结构(刘易斯,1954)。农村劳动力转移是中国现代化进程中一个非常重要的组成部分。对农村劳动力转移问题进行深入研究,全面分析中国农村劳动力转移的影响因素,可以为农村劳动力转移问题提供新的视角,有助于了解中国农村劳动力转移的特殊规律和方向。

农村劳动力是指户籍所在地为农村社区的乡村人口中年龄在 16 岁以上、经常参加集体

收稿日期:2014-02-20

作者简介:李迅雷(1963—),男,浙江镇海人,海通证券股份有限公司首席经济学家;
周洪荣(1985—),男,四川射洪人,海通证券股份有限公司博士后流动站研究人员,经济学博士;
朱 蕾(1987—),女,江苏东台人,海通证券股份有限公司研究所证券分析师,经济学硕士。

经济组织（包括乡镇企业、事业单位）和家庭副业劳务的劳动力。农村劳动力是经济发展的主要建设者、社会和谐的主要参与者、政治公平的主要诉求者、生态改善的主要塑造者、文明转型的主要推动者。转型时期，农村劳动力转移是一种必然发生的经济社会现象，没有农村劳动力的顺利转移，就没有转型的成功。农村劳动力的转移主要分为三部分，即传统农业劳动力向现代农业劳动力转移，传统乡村劳动力向现代乡村劳动力转移，大部分农村劳动力向现代工业、服务业的城镇化转移，这是现代化转型的必然路径。农村劳动力转移存在农村非农产业、现代农业、现代城市经济三大路径依赖。在实际研究中，由于农村劳动力内部转移即第一、第二路径的数据难以获取，多数文献的研究重点在于农村劳动力向现代城市经济的转移，本文的研究也关注于此。

一、理论与文献综述

农村劳动力转移是发展经济学研究领域中极其重要的问题。在理论上，1954年刘易斯通过创建“二元结构模型”解释了劳动力从传统农业部门向现代城市部门流动的现象之后，关于农村劳动力转移的讨论和研究便开始盛行，并形成了众多经典学说，学者们或对刘易斯的模型进行修正与改进，进一步建立自己的理论，或基于其他微观角度，解释农村劳动力转移的现象或原因。由此，农村劳动力转移理论可归为两类：一类是基于刘易斯的二元结构模型，从较为宏观的角度来研究，如费景汉—拉尼斯的推拉模型、乔根森的二元结构模型、托达罗的预期收入模型、迈克尔的双重劳动力市场模型等；另一类则是从个人或家庭行为较为微观的角度出发形成的理论，如斯塔克的新迁移理论。其中，“刘易斯拐点”是由刘易斯最先提出、费景汉和拉尼斯进行拓展后所形成的概念。

理论模型均是建立在一定假设的基础上，从而约束了理论的解释力，如刘易斯模型的三点假设从当前来看具有一定的局限性。其第一点假设，农业剩余劳动力转移与城市工业就业机会的创造是同步的，不会受到工业部门生产技术的影响；而实际上，就业与工业规模的增长并不是同步的，如资本密集型行业的扩张可能并不会导致就业的同等增加。第二点，在发展中国家，只有农村存在大量隐蔽失业或过剩劳动力，而城市是充分就业的；事实上，城市失业是很多发展中国家发展过程中面临的严重问题。在这一点假设上，费景汉—拉尼斯模型虽然对刘易斯模型进行了修正，考虑了农村劳动生产率的提高对劳动力转移的重要作用，但也忽略了城市部门本身的失业问题。第三点假设，发展中国家的劳动力市场是完全竞争的，劳动力的价格可以正确反映劳动力的实际供求情况；在现实生产中，这也只是理想情况。

与国外研究相比，国内对农村劳动力转移问题的探讨较晚，这主要是因为改革开放前政府严格限制户口迁移，直到社会主义经济体制改革目标确立后，随着劳动力流动政策的松动，尤其是民工潮的出现，理论界开始关注我国农村剩余劳动力转移问题，并不断深化。研究初期，学者们忠于探讨农村劳动力转移的决定因素，近年来，更多的是关于劳动力转移经济效应的讨论，且随着“民工荒”和工资上涨现象的频繁出现，学者们亦将焦点转移到对我国农村劳动力潜力的质疑，包括对中国劳动力市场是否迎来“刘易斯拐点”的讨论。本文也正是聚焦于对劳动力转移的经济效应以及潜力测算。

测算农村劳动力转移的经济效应，尤其是劳动力转移与经济增长的关系，一直是众多文献研究的重点。这些文献基本认为农村劳动力从农业转向非农业，促进了国民经济增长，如刘秀梅和田维明(2005)、胡兵等(2005)、蒲艳萍和吴永球(2005)、陈朔和冯素杰(2005)、李扬和殷剑锋(2005)、程名望和史清华(2007)、张勇(2009)、汪伟(2009)、张广婷等(2010)等。刘

秀梅和田维明(2005)认为农村劳动力由农业转向非农产业，导致农村劳动力的边际生产力明显改善，进而促进经济增长；胡兵(2005)认为农村劳动力转移带来经济结构转换的资源再配置效应；蒲艳萍和吴永球(2005)认为劳动力转移会缩小产业间的劳动收入差异，并有利于缩小城乡差异。此外，农村劳动力转移拉动经济增长这种模式也对中国经济产生了一定的负担，如沈坤荣和唐文健(2006)认为我国大规模劳动力转移使经济收敛性质呈现先发散后收敛的变化。

中国还有多少农村劳动力可以向城市转移，关系到中国经济能否持续增长，这是国内学界的另一个研究焦点。不少人通过对“刘易斯拐点”的讨论来回答这个问题，这是因为检验刘易斯转折点的两大标准之一就是数量标准，即农村剩余劳动力(边际产出等于0的农村劳动力)趋于枯竭；另一标准是价格标准，指现代部门的实际工资水平显著上升。蔡昉等(2007)最早在国内提出了这一问题，并判断中国已经历“刘易斯拐点”；他估算出2005年40岁以下农村剩余劳动力约为5 000万人，仅占农村全部劳动力的1/10，且2001—2005年间外来工小时工资上涨速度比本地工资快60%。蔡昉等人的研究很快引起了学术界的广泛争论，支持与反对两种声音迭起。支持者包括吴要武(2007)和黎煦(2007)等。吴要武(2007)发现2006年企业工资支付水平比2002年、2003年显著上升，且城市非正规就业有所减少；黎煦(2007)通过总结发达国家在人均*CDP* 3 000—5 000美元之间、农业劳动力比重为40%—50%时会出现拐点，由此判断我国开始进入刘易斯转折点。反对该观点的包括刘建进(2007)、孙字铎(2008)、宋世方(2009)、汪进和钟笑寒(2011)、周燕和佟家栋(2012)等。刘建进(2007)判断2007年初至少还有1亿多的农业剩余劳动力，孙字铎(2008)也判断该数字在1.5—2.1亿之间。殷剑锋(2012)则认为从劳动力这个生产要素的角度无法判断刘易斯拐点是否到来。

总体来说，国内研究主要以数据以及简单的分析来描述中国农村劳动力转移的基本情况及其影响，问题也正在于此。一方面，实证检验缺乏理论基础，或者理论模型的建立直接借鉴海外研究成果，对中国情况缺乏适应性，如张勇(2009)借鉴了Laryea(1998)、Lieberman(2000)等的国际移民函数。另一方面，数据来源是实证研究的基础，实证分析产生差异性结果往往也源于数据的获取来源和加工方式，尤其在劳动力转移问题的研究上，数据是最致命的因素。以上分析一般直接采用《中国农村统计年鉴》、《中国人口统计年鉴》、《中国统计年鉴》、《中国农业统计报告》等官方数据，而往往年鉴统计口径与实际所需数据指标有出入，以此来替代分析指标存在较大的误差，也造成结论偏差。

本文将重点讨论中国农村劳动力转移的经济效应以及农村劳动力转移潜在规模的测算，试图在理论分析和数据获取等方面实现创新，增强理论和实证分析的解释力。首先，力求突破国内劳动力转移问题分析的局限，引入Mas-Colell-Razin(1973)的二元分析方法，从Cobb-Douglas生产函数出发，推导并建立一个符合中国国情的农村劳动力转移模型，分析劳动力转移的均衡性质及其对经济的影响效应。其次，在数据的获取和处理上，结合各官方统计年鉴的数据、农业普查的数据、多种调研数据，以宏微、观数据的结合匹配，尽量缩小样本数据的测量和分析误差，增强实证检验的说服力和有效性。

二、劳动力转移与经济增长的均衡模型和回归分析

本文主要基于Mas-Colell-Razin(1973)的两部门经济分析框架，推导农村劳动力转移与经济增长的均衡状态。首先，我们假定经济由两个部门组成，农村或农业部门A主要负责

生产消费品，城镇或工业部门 I 生产的产品可以用于消费和投资，生产函数都是线性齐次 Cobb-Douglas 函数。其次，总劳动参与率为人口总数的一个常数，总人口增长率记为 n，储蓄率和资本产品折旧率分别为 s 和 δ。同时，我们也假定劳动力在两部门之间能够自由转移，除制度限制外，农村剩余劳动力能够根据工资差异等因素来理性决定迁移方向，资本也能够实现跨部门自由流动。

根据模型假定，两个部门的人均资本产出可以表述为 $y_I=\pi k_I^{\beta}$ 和 $y_A=(1-\pi)k_A^{\alpha}$，其中 k_I 和 k_A 分别表示两个部门的资本劳动力比例，参数 π 表示城镇部门的劳动力占比，即存在 $\pi k_I+(1-\pi)k_A=k$，k 表示整个经济体的资本劳动力比例。由于资本能在两个部门之间自由流动，竞争将驱使两个部门的边际生产率趋于相同，即 $p\beta k_I^{\beta-1}=\alpha k_A^{\alpha-1}=r$，其中 p 和 r 分别指以农业部门产品计量的工业品价格和真实世界的资本回报率。定义工资率为 w，两个部门的工资率分别表述为 $w_I=p(1-\beta)k_I^{\beta}$ 和 $w_A=(1-\alpha)k_A^{\alpha}$，每单位国民收入表述为 $y=py_I+y_A$。农业劳动者、工业劳动者和资本所有者都将自己收入的一定比例用于消费和投资，υ_i 和 ω_i 分别表示其在消费品和投资品上所花费的收入占比，即 $\eta_i=\upsilon_i+\omega_i$，$i=A$、$I$、$C$。因此，工业部门的均衡条件可以写为：

$$(1-\pi)\eta_A w_A+\pi\eta_I w_I+\eta_C rk=py_I \tag{1}$$

由式(1)可以推导出 $\dot{k}/k=\lambda\vartheta^{\beta}(k/\pi)^{\beta-1}-n$，其中 $\vartheta=\dfrac{(1-\alpha)\beta\eta_A+\alpha\beta\eta_C}{(1-\alpha)\beta\eta_A+\alpha(1-(1-\beta)\eta_I)}$，$\lambda=\dfrac{(1-\vartheta)(1-\alpha)\beta\eta_A+\vartheta\alpha(1-\beta)\eta_I+\alpha\beta\eta_C}{\alpha\vartheta}$。我们可以进一步将劳动力迁移写为两部门工资差异的函数 $\dot{\pi}/\pi=f(w_I,w_A)$，函数 f 具备连续可导性质，且有 $sign\ f=sign(w_I-w_A)$，据此我们能够求出劳动力转移均衡状态时的 π：

$$\hat{\pi}=\frac{\alpha(1-\beta)\vartheta}{\alpha(1-\beta)\vartheta+(1-\vartheta)(1-\alpha)\beta} \tag{2}$$

根据式(2)的计算结果，我们可以刻画两部门经济劳动力转移均衡的相位图（见图 1）。当 π 大于 $\hat{\pi}$ 时，$\dot{\pi}$ 小于零；反之，当 π 小于 $\hat{\pi}$ 时，$\dot{\pi}$ 则大于 0。

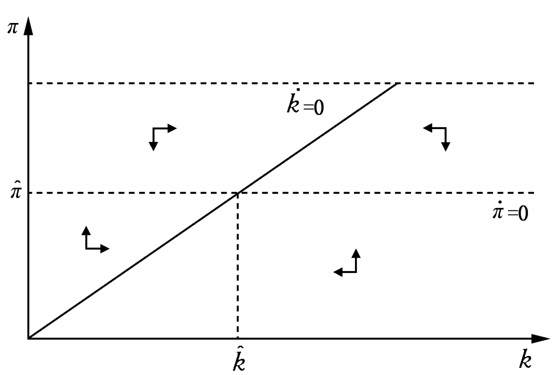

图 1 劳动力转移均衡与人均资本变化

根据图 1 的均衡解，我们可以求出经济体的稳态解：

$$k=(\lambda/n)^{1/(1-\beta)}\vartheta^{1/(1-\beta)}\pi \tag{3}$$

参照 Lieberman 和 Saw(2000)对国际移民函数的设置方式，我们将劳动力迁移函数 f 细化，即有 $\dot{\pi}/\pi=\varphi[(w_I-w_A)/w_A]$，劳动力迁移敏感系数 φ 是大于 0 的常数。当 $w_I/w_A\rightarrow\infty$ 时，有 $\dot{\pi}/\pi\rightarrow\infty$，由于 $k_I=\vartheta(k/\pi)$ 和 $k_A=(1-\vartheta)(k/\pi)$，劳动力迁移率的均衡表达式也可以改写为 $\dot{\pi}/\pi=\varphi\{[(1-\beta)/\beta][\alpha/(1-\alpha)][(1-\pi)/\pi-1]\}$。实际上，这比图 1 中的分析更为严格，当劳动力向城市部门转移时，资本积累也必须相应增加。同时，均衡表达式还意味着，随着农村劳动力逐渐向城镇部门转移，转移速度 $\dot{\pi}/\pi$ 会出现下滑。再结合前文关于单位国民收入的表达式，可以推导出经济增长与劳动力转移的均衡表达式：

$$\dot{y}/y=\frac{\pi}{y}\left[p(\lambda/n)^{\frac{\beta}{1-\beta}}\vartheta^{\frac{1}{1-\beta}}\pi^{\beta-1}\frac{\dot{\pi}}{\pi}-(1-\vartheta)^{\alpha}(\lambda/\vartheta)^{\frac{\alpha}{1-\beta}}\vartheta^{\frac{\alpha}{1-\beta}}\left(\frac{\pi}{1-\pi}\right)^{\alpha-1}\frac{\dot{\pi}}{\pi}\right] \tag{4}$$

根据式(4),经济增长与劳动力迁移的关系可以表述为 $\dot{y}/y=f(\dot{\pi}/\pi,X)+\varepsilon$,其中 X 为其他控制变量,$\varepsilon\sim(i.i.d)$,$\dot{y}/y$ 与 $\dot{\pi}/\pi$ 存在非线性关系。

根据前文经济增长和劳动力转移的模型分析结果,我们使用自改革开放以来的国内数据加以验证。其中,由于不存在完全准确的劳动力转移数据,本文综合借鉴陆学艺(2004)、武治国(2005)、黄国华(2010)以及何建新(2013)所使用的劳动力转移计算方法,并根据《中国统计年鉴(2013)》、《中国劳动统计年鉴(2012)》以及《中国住户调查年鉴(2012)》,计算1979—2011 年我国劳动力转移数量,并进行回归分析。根据我们计算的结果,在 2011 年,依照何建新(2013)计算出的劳动力转移数量达 1.391 亿人,与国家统计局农村社会经济调查司估算的外出农民工数量较为接近(1.586 亿人),依照陆学艺(2004)和武治国(2005)计算出的结果则要高一些,分别达到 2.15 亿人和 2.57 亿人,与农民工总数(2.528 亿人)更为接近。

至于控制变量,影响经济增长的因素很多,本文参阅现有文献对人均新增资本形成、人均固定资产投资增长率、人均人力资本增长、市场化进程、货币供给增长率和失业率等指标进行了实证考察,数据期间为 1978—2011 年,所有名义变量均按照 1978 年不变价格调整为实际变量。其中,人力资本数据来自中央财经大学中国人力资本与劳动经济研究中心发布的《中国人力资本报告(2012)》,并使用总劳动力数据计算人均人力资本增长值,缺失数据(1978—1984 年)使用 $ARMA(1,1)$ 时间序列模型及受教育人口占比数据进行补足。至于市场化进程,由于樊纲等(2011)的中国市场化指数可用区间较短,本文选择周业安和赵坚毅(2005)依照主成分分析方法计算的金融市场化指数,并按照原文的方法拓展了 2004—2011 年的数据。根据回归分析结果,本文发现人均新增资本形成、货币供给增长率和失业率三个指标的显著性不甚理想,故仅呈现其余变量的统计特征和回归分析结果。考虑到解决劳动力转移与经济增长之间的内生性问题需要工具变量,表 1 简要描述了本文各变量的统计特征。

表 1　各变量统计特征

变量与参数	变量简写	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
劳动力转移(陆学艺)	$LaborTransfer_{LU}$	12.0236	10.8461	21.7245	−1.7181	75.7686
劳动力转移(武治国)	$LaborTransfer_{WU}$	4.9263	3.6051	6.1302	−3.772	30.5042
劳动力转移(何建新)	$LaborTransfer_{HE}$	5.4278	5.1486	9.4816	−24.1228	36.5396
劳动力转移(黄国华)	$LaborTransfer_{HU}$	2.458	2.4725	2.2155	−1.0254	9.2302
GDP 增长率	GDP_Incr	9.9285	9.6347	2.7473	3.839	15.176
人均固定资产投资增速	$Fixinvestment\_Incr$	15.1473	15.2329	12.4665	−21.3678	41.05
人均人力资本增长	$HuamanCap\_Incr$	4.5827	4.9914	6.727	−10.1194	14.6642
金融市场化进程	$FMarketization\_Incr$	0.093	0.0454	0.1611	−0.3467	0.5316
城乡人均收入差异变化	$Income\_gap$	12.9043	12.1416	8.5732	−4.3533	33.4378

注:自变量劳动力转移数据均采取当年累计值取对数后的一阶差分以反映当年劳动力转移净增长状况;GDP 增长率和人均固定资产投资增速数据均来自《中国统计年鉴(2013)》,并使用 1978 年不变价格调整以剔除通胀因素;城乡人均收入差异为经调整后当年城乡人均收入对数差的一阶差分。

前文模型预测经济增长率和劳动力转移存在非线性关系,考虑到图 1 揭示的均衡路径和样本数据长度有限,本文选择二次函数作为回归分析的主要方程来考察这种非线性关系。在回归分析之前,我们对表 1 中各个变量的平稳性进行了检验,ADF 检验结果显示所有变量均能在 1%或 5%水平上拒绝存在单位根的原假设。由于同时存在大量讨论劳动力转移对经济增长的促进作用以及经济增长诱导劳动力转移的文献,我们有理由对回归方程的内

生性问题表示担忧，因此我们对劳动力转移变量与GDP增长率之间的因果关系进行了事先检验，$Ganger$因果检验的结果证实了这一隐忧，四个劳动力转移变量与GDP增长率之间均存在互为因果关系，为此我们引入城乡人均收入差异变化作为工具变量(还考虑将城乡人均固定资产投资差异变化作为工具变量，但实证结果显示其不满足过度识别约束条件)。

表2 经济增长与劳动力转移回归分析结果1

变量	*OLS*	*TSLS*	*GMM*	*LIML*
Cons	6.235 (9.92)*	6.4537 (5.01)*	7.2103 (2.4)**	7.0018 (5.63)*
LaborTransfer	0.198 (2.24)**	0.1042 (1.89)***	0.0845 (1.79)***	0.1044 (1.9)***
$LaborTransfer^2$	−0.0095 (−1.85)***	−0.011 (−1.9)***	−0.012 (−1.98)**	−0.0109 (−1.89)***
Fixinvestment_incr	0.3203 (3.81)*	0.3732 (2.93)*	0.3622 (2.95)*	0.374 (2.94)*
HuamanCap_Incr	0.1206 (1.71)	0.1442 (1.84)***	0.133 (1.79)***	0.1441 (1.84)***
FMarketization_Incr	0.9481 (1.67)	0.9615 (1.74)***	0.9272 (1.62)	0.9619 (1.75)***
$Adj.R^2$	0.5117	0.5864	0.5675	0.587

注：括号内的数字表示t统计量或z统计值，*、**和***分别表示在1%、5%和10%水平上显著。下表同。

在表2中，我们使用依据何建新(2013)方法计算出的劳动力转移变量来进行回归分析，结果显示劳动力转移变量的系数为正，而其平方项的系数则显著为负，这意味着经济增长是劳动力转移的一个凹函数，劳动力转移对经济增长的贡献递减。考虑到OLS估计可能存在自相关性质，我们引入城乡人均收入差异变化作为工具变量并对其相关性和外生性进行了验证，发现$Partial\ R^2$值为15.48%，F统计值为12.8，表明不存在弱工具变量问题。表2的第三列描述了两阶段最小二乘方法($TSLS$)的估计结果，劳动力转移的系数仍显著为正，但参数值比OLS下降了将近一半，劳动力转移平方项的系数也保持为负，$Sargan$卡方值和DWH检验的F值分别为11.23和15.76，亦表明两阶段最小二乘估计确实能更好地处理内生性问题。同时，对可能面临的异方差问题，在表2的第四列中还给出了广义矩(GMM)估计的结果，系数符号和参数值与两阶段最小二乘结果基本一致，$Hansen\ J$统计值仅为0.0971，亦表明我们使用的工具变量具备较好的计量性质。同样地，出于对弱工具变量问题的担忧，表2的最后一列还给出了有限信息极大似然估计($LIML$)的结果，与预期相符，$LIML$的估计与$TSLS$的估计结果基本保持一致。控制变量人均固定资产投资增速的系数在各项估计中基本保持稳定。

表3进一步考察了其他三个劳动力转移变量的回归分析情况，实证结果均与表2基本保持一致。这表明本文的实证分析具有较强的稳健性，劳动力转移与经济增长存在显著正相关关系，且随着劳动力转移的逐渐深化，其拉动经济增长的边际效应呈现递减趋势。

此外，我们还能通过测算来考察劳动力转移对经济增长的贡献，亦能为回归分析的结果提供稳健性证据。借鉴张广婷等(2010)的分解方式，假定劳动生产率为$pro=Y/L$，在一个两期离散模型下，总产出增量表达式为$\Delta Y=pro_0\times\Delta L+\Delta pro\times L_0+\Delta pro\times\Delta L$，两边同时除以基期总产出$Y_0$，用$\ell$表示各要素增长率，则有$\ell_Y=\ell_L+\ell_{pro}+\ell_L\ell_{pro}$，即劳动生产率增长率$\ell_{pro}$和劳动力投入增长率$\ell_L$是影响经济增长的主要因素。回到前文的两部门经济框架

下,总劳动生产率表达式可改写为 $pro=\pi pro_I+(1-\pi)pro_A$,两边同时关于时间求微分并除以 pro,则有 $\ell_{pro}=(pro_I\pi/pro)pro'_I+(pro_I\pi/pro)\pi'-(pro_A\pi/pro)pro'_A+(pro_A\pi/pro)\pi'$,即除了不同部门劳动生产率加权平均数外,不同部门之间劳动力流动带来的配置效应同样对总劳动生产率有所贡献,可以将劳动力转移的配置效应定义为 $A_{pro}=[(pro_I-pro_A)/pro]\pi\pi'$。可见,只要城镇部门的劳动生产率高于农村部门,劳动力转移就会持续下去,这与前文的均衡模型一致。相应地,农村部门剩余劳动力转移对总劳动生产率和总产出增长率的贡献可以定义为:$\psi_{pro}=A_{pro}/\ell_{pro}$ 和 $\psi_Y=A_{pro}/\ell_Y$。

表 3　经济增长与劳动力转移回归分析结果 2

	$\text{LaborTransfer}_{WU}$		$\text{LaborTransfer}_{LU}$		$\text{LaborTransfer}_{HU}$	
	TSLS	GMM	TSLS	GMM	TSLS	GMM
LaborTransfer	0.1808	0.1733	0.0748	0.0798	0.2516	0.2511
	(2.19)**	(2.13)**	(1.7)	(1.73)	(2.04)**	(2.02)**
LaborTransfer^2	−0.004	−0.0064	−0.0008	−0.0009	−0.0348	−0.0342
	(−1.8)***	(−1.9)***	(−1.8)***	(−1.83)***	(−2.31)**	(−2.3)**
Adj.R^2	0.5203	0.521	0.5705	0.5702	0.5009	0.501

图 2 描述了 1979—2011 年 A_{pro}、ψ_{pro} 和 ψ_Y 的累积变化趋势,相关数据均经 1978 年不变价格调整。总体上,改革开放以来农村剩余劳动力转移对经济增长具有明显的配置效应,但与前文的回归分析相一致,随着农村剩余劳动力的转移,配置效应呈现边际递减趋势,2003 年出现局部拐点,随后步入一个缓慢下行的区间,这也恰好是自改革开放以来首次出现“民工荒”的时期。剩余劳动力转移配置效应对总劳动生产率和总产出增长率的贡献累积,自改革开放以来一直呈下滑趋势,这意味着在劳动力转移的初期,其对经济增长的贡献占比更高,即前文回归分析所验证的边际递减效应。

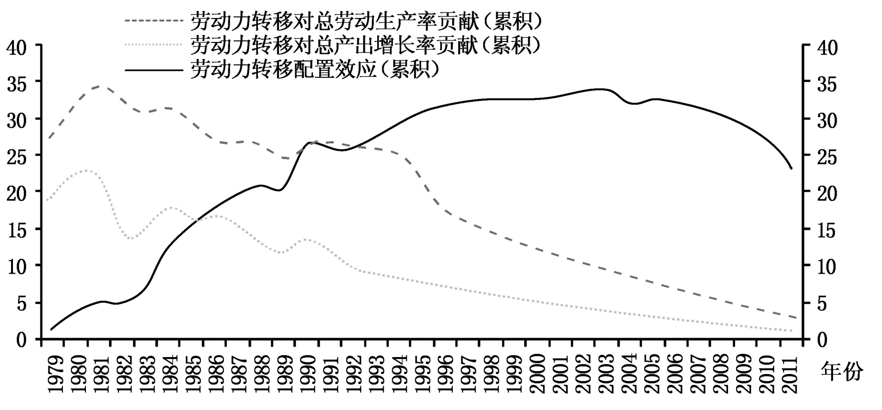

图 2　农村剩余劳动力转移配置效应及其对劳动生产率和产出增长率贡献(%)

根据改革开放以来劳动力转移在不同区间的特征差异,我们可以将其划分为三个阶段。1979—1988 年是改革开放后农村剩余劳动力向城镇大量转移的初始阶段,年均配置效应为 1.91%,年均转移对劳动生产率和总产出增长率的贡献分别为 29.72% 和 18.43%。进入 90 年代,农村剩余劳动力进入加速转移阶段,年均配置效应为 0.78%,较第一阶段下滑了 6 成,年均转移对劳动生产率和总产出增长率的贡献则分别下滑至 9.1% 和 7.1%。进入 21 世纪以来,农村剩余劳动力转移步入平稳阶段,年均配置效应及其对劳动生产率和总产出增长率的贡献分别为 0.68%、5.65% 和 5.4%。从动态演进看,农村剩余劳动力转移配置效应对经

济增长的贡献存在明显的边际递减趋势,劳动力转移正在趋于均衡,这也意味着国内劳动力转移已经迈过刘易斯第一拐点,未来经济增长将更多倚仗资本和技术进步。

三、中国农村劳动力转移潜力测算

上文研究表明,我国农村劳动力转移正趋于均衡,农村劳动力转移配置效应对经济增长的贡献呈现边际递减的趋势。那么,农村剩余劳动力的转移还能给中国经济带来多大的增长动力,这种推动力量还能持续多久呢?这个问题涉及两个方面:一是城乡收入差距是否还存在,即推动农村劳动力转移的根本动因是否还存在;二是中国农村还有多少剩余劳动力可供转移。对第一点,质疑完全可以消除。从国家统计局提供的数据看,2000年第二产业劳动力人均增加值是第一产业的7.1倍,到了2010年,略降至5.9倍;同时,城乡收入差距不断拉大,2010年达到2000年的3.3倍。因此,对以上问题,可直接转化为农村剩余劳动力的测算,即农村究竟还有多少剩余劳动力可供转移,还可以持续多久。关于农村剩余劳动力规模的测算方法主要包括简单计算法、国际标准法、劳动工时法、固定时期测算法等。本文采用简单计算法进行测算,根据经人口密度调整后的农业用地与农业就业人口的比例关系推算中国从事农业劳动的合理人口数是本文的一个亮点。

(一)农村从事农业劳动人口规模。尽管国家统计局每年都会公布第一产业的就业人数,如2011年国家统计局公布的第一产业就业人数为2.66亿人,扣除城镇从事第一产业的360万人之后,农村从事第一产业的就业人数约为2.62亿人。但这一数据是否真实反映了从事农林牧渔业的就业人数值得商榷。其一,从事第一产业的农村就业人员可分为全职和非全职两类(如美国劳工部在统计时就有这样的区分),兼职从事乡镇企业、私营企业或个体工商劳动并获得一定报酬;其二,农业劳动力老龄化趋势已经显现,剔除非全职的第一产业劳动者之后,剩下的也不能认为全部是全职农民。国家第一次和第二次农业人口普查(1996年和2006年)显示,10年间,51岁以上农业从业人口比重从18.11%上升至32.5%,年均增加1.44个百分点,51-60岁农业人口比重由10.81%上升至21.3%。

本文将根据农业劳动力的年龄构成比例、老年劳动力的务农率来推算中国从事农业劳动的人口。从2006年至今,中国农村从事农业劳动力的老龄化问题更加突出。从不少"草根调研"数据看,全职从事农业的劳动力年龄在50岁以上的估计占到70%左右;更有学者(朱启臻和杨汇泉,2011)调研了10省的20村,发现从事农业的劳动力中,50岁以上劳动力占87%。从全球范围看,经济发展到一定阶段后,农业劳动力的老龄化现象是难以避免的。如1995-2004年,日本农村30-59岁男性劳动力的比重从27.73%下降到21.47%,60岁以上农村男性劳动力占农村全部男性劳动力的比重从60.59%上升到70.58%,60岁以上农村女性劳动力占农村全部女性劳动力的比重从55.65%上升至65.37%(李应春和翁鸣,2006)。此外,美国、南非等国家的农民平均年龄也接近或超过60岁。

根据2010年《中国人口年鉴》的统计,2009年全国农村50岁以上人口为1.7857亿人,占乡村总人口的比例为28.92%,若我们乐观假定50岁以上人口的务农率为70%(剩余30%为从事非农业劳动或失去劳动能力的人口),同时假定50岁以上农业劳动人口占农业劳动总人口的70%,由此可推算2009年中国从事农业的劳动力大约为1.79亿人。若再乐观假设农村60岁以上人口的务农率为80%,同时假定这部分人口占到农业劳动总人口的60%,由此推算2009年中国农业劳动力大约为1.21亿人。

表 4　2009 年不同年龄段务农人口及推算的农村劳动力人口(亿人)

年龄指标	农村人口	务农率	务农人口	不同年龄段务农人口占比情况下测算的农村劳动人口			
				60%	70%	75%	80%
50 岁以上	1.7857	70%	1.25	2.08	1.79	1.67	1.56
60 岁以上	0.9109	80%	0.73	1.21	1.04	0.97	0.91
70 岁以上	0.3879	90%	0.35	0.58	0.50	0.47	0.44

注:“不同年龄段务农人口占比”是指从事农业劳动人口占农村劳动总人口的比重。

资料来源:2010 年《中国人口年鉴》。

(二)从事农业劳动的合理人口数。第一产业包含农林牧渔四个行业,从四个行业的从业人员占比看,绝大部分劳动力属于农业劳动力(除海洋渔业外,这四个行业的劳动者大多彼此兼职,习惯上统称为农民)。为研究方便,就把第一产业劳动力与农业劳动力等同起来。那么,农业劳动力多少才算合理呢? 这应该主要取决于两个方面:一是农业用地(或耕地)面积;二是劳动生产率水平。根据中国官方统计数据,2009 年中国第一产业就业人数为 2.89 亿人,而农业用地(包括耕地、园地、林地、牧草地及其他农业用地五类)面积为 524 万平方公里,其中耕地面积为 109.99 万平方公里(世界银行数据,而中国官方认定的为 121 万平方公里)。与地广人稀的美国相比,中国每万平方公里耕地对应的农业劳动力为 262.64 万人,几乎是美国的 200 倍。当然,中国近乎精耕细作的农业与美国粗放经营的农业缺乏可比性,但与人均耕地面积远小于中国的日韩相比则有一定的可比性(见表 5)。

表 5　2009 年各国耕地面积以及第一产业就业人员(单位:万人、万平方公里)

指标 国家	农业 用地面积	耕地 面积	就业 人口	就业人数/ 农业用地	就业人数/ 耕地面积	就业人数/农业用地 (经人口密度修正)
美国	403.45	162.75	214.7	5 300	1.32	0.016
德国	16.89	11.95	66.2	39 200	5.54	0.017
日本	4.61	4.29	246.3	534 300	57.35	0.153
韩国	1.85	1.60	165.6	893 400	103.85	0.176
中国	524.32	109.99	28 890.0	551 000	262.64	0.386

资料来源:世界银行。

将单位耕地面积对应的农业就业人数作比较,中国是日本的 4.58 倍、韩国的 2.53 倍;经人口密度修正后的单位农业用地对应的农业就业人数,中国是日本的 2.52 倍、韩国的 2.19 倍。假如目前日韩的农业劳动力人数是相对合理的水平,按照就业人数/耕地面积比例相等原则,中国未来合理的农业就业人口应该在 6 308 万人(对应日本)至 11 419 万人(对应韩国)之间;若根据经人口密度调整后的农业用地与农业就业人口的比例关系进行推算,则中国合理的农业就业人口应该在 11 464 万人(对应日本)至 13 192 万人(对应韩国)之间。

所谓“合理”的农业劳动力水平,永远是一个相对概念,不可能有一个精准的答案。根据官方发布的《2011 年我国农民工调查监测报告》推算,过去 3 年中大约有 2 450 万的 50 岁以下农业劳动力转为农民工,这意味着农业劳动力老龄化速度非常快,换言之,中国目前的农业劳动力数量距“合理”水平已不远。依据日韩农业劳动人口与耕地面积、农业用地面积的比例关系所推算出来的合理的农业人口为 6 308—13 192 万人,中位数为 1 亿人左右。因此,保守估计未来中国农业劳动力的合理水平在 1—1.2 亿人之间,劳动力的平均年龄将上升至 60 岁左右。

(三)农村劳动力剩余规模与转移趋势。如前所述,依据农村年龄结构所推算出来的农村中主业为农业的劳动人口 2009 年在 1.21—1.79 亿人之间,即便按上限 1.79 亿人估算,考虑到 2009—2011 年农业劳动力转移约为2 000万人,到 2011 年末农村以农业劳动为主业

的人口大约为1.6亿人。这与推算的1－1.2亿人的合理水平相比只多出4 000－6 000万人，可近似认为是可转移的农业劳动力剩余规模总量。

按照管荣开(1986)的算法，农业劳动剩余量＝农业劳动供应量－农业劳动需要量，关于农业劳动需要量，统计局农调总队更新了剩余劳动比例的计算方式，据此计算出来2011年农村剩余劳动力的数量是5 052.46万人。杨继军等(2011)使用国际标准法，利用世界银行数据库，选择2013年人均*GDP*在中国前后25个国家的数据，计算中国的农村劳动力剩余比例，结果为17.56％，对应的农村剩余劳动力数量是7 112.8536万人。这与我们测算的结果也较为接近。从未来趋势看，农村的农业剩余劳动力向第二、第三产业转移仍会继续，但转移的速度应该会放慢，预计将从过去每年1 000万人左右放慢至800万人左右，且新增农民工的平均年龄也将不断上升，40－50岁的农民工将成为转移的主体。2012年41－50岁农民工所占比重为25.6％，较2008年提高了7个百分点。按平均每年800万人的农业劳动力转为农民工的速度，则至2017－2020年，农业剩余劳动力就将转移完毕。这意味着未来由农村劳动力转移来拉动中国经济增长的动能已经所剩不多，城镇化进程至多持续到2020年左右。城镇化基本完成之后，应会出现以产业整合为导向的大城市化，人口进一步集聚与老龄化相伴相随，这便需要政府部门大幅增加社会保障方面的开支，从而使中国真正面临应对债务负担加重、摆脱中等收入陷阱的压力。

四、结论与启示

本文突破国内劳动力转移问题分析的局限，引进Mas-Colell-Razin二元分析方法，从Cobb-Douglas生产函数出发，推导并建立起一个国内农村劳动力转移模型并使用自改革开放以来的国内数据加以验证。研究表明，中国劳动力转移与经济增长存在显著正相关关系，且随着劳动力转移，其拉动经济增长的边际效应呈现递减趋势。从动态演进看，劳动力转移正趋于均衡。测算表明，今后可向城市转移的剩余劳动力大约只有4 000万－6 000万人，中国未来经济增长将更多倚仗资本和技术进步。就地城镇化、产业转移将代替劳动力流动。加快研究中西部承接产业转移的具体政策，科学引导东部劳动密集型产业向西部转移，有利于西部劳动力资源就近转化，从根本上减少大城市的社会管理成本。从欧洲工业化、城镇化的进程看，工业化带动了小城镇的发展，而就地城镇化的实现是与小城镇的发展直接关联的。英国在城镇化阶段主要是通过以下政策促进了小城镇的全面发展：一是不同城市间的同质性；二是城市和农村城镇发展的一致性；三是城镇发展的多元化。小城镇与大城市的资源和服务的同质性可以在一定程度上避免由区域失衡所引起的大城市的过度拥堵和小城镇的没落。同时，本文的研究也存在一些不足之处。例如，本文使用的两部门模型主要聚焦于二元经济中农村劳动力向城市转移的考察，对区域聚集效应和发展战略选择产生的差异并未涉及，但在现实中这些因素会影响资本边际产出趋同的速度，连玉君(2003)和刘修岩等(2012)都对此做了讨论。此外，陈晓玲和连玉君(2012)的研究还指出，不同省份的生产函数具有异质性特征，地区“资本—劳动替代弹性”的差异也会削弱前文劳动力迁移率方程的有效性。讨论区域差异发展背景下劳动力转移与经济增长的相关问题，为新型城镇化战略提供新证据，将是作者后续研究的主要方向。

主要参考文献：

[1]陈晓玲，连玉君.资本－劳动替代弹性与地区经济增长——德拉格兰德维尔假说的检验[J].经济学(季

刊),2013,(1):93－118.
[2]何建新,我国农村劳动力转移数量测算及未来趋势预测[J].河南师范大学学报(自然科学版),2013,(4):19－22.
[3]黄国华.新生代农民工进城务工的外源影响机制研究[J].财经科学,2010(12):65－73.
[4]刘修岩,邵军,薛玉立.集聚与地区经济增长:基于中国地级城市数据的再检验[J].南开经济研究,2012,(3):52－64.
[5]汪进,钟笑寒.中国的刘易斯转折点是否到来——理论辨析与国际经验[J].中国社会科学,2011,(5):22－37.
[6]汪伟.经济增长、人口结构变化与中国高储蓄率[J].经济学(季刊),2009,(1):29－52.
[7]殷剑锋.人口拐点、刘易斯拐点和储蓄/投资拐点——关于中国经济前景的讨论[J].金融评论,2012:(4):1－17.
[8]张广婷,江静,陈勇.中国劳动力转移与经济增长的实证研究[J].中国工业经济,2010,(10):15－23.
[9]张勇.农业劳动力转移与经济增长的实证研究[J].经济评论,2009,(1):42－47.
[10]周燕,佟家栋."刘易斯拐点"、开放经济与中国二元经济转型[J].南开经济研究,2012,(5):3－17.
[11]Lieberman R C,Shaw G M.Looking inward,looking outward:The politics of state welfare innovation under devolution[J].Political Research Quarterly 2000,53(2):215－240.
[12]Laryea S A.The impact of foreign-born labor on canadian wages:A panel analysis[R].Vancouver Centre of Excellence:Research on Immigration and Integration on the Metropolis(RIIM),Working Paper,No.98－06,1998.

Economic Effect and Potential Measurement of Rural Labor Transfer in China

LI Xun-lei[1], ZHOU Hong-rong[2], ZHU Lei[3]

(1.*Haitong Securities Co., LTD, Shanghai* 200001, *China*; 2. *Postdoctoral Station, Haitong Securities Co., LTD, Shanghai* 200001, *China*; 3.*Research Institute, Haitong Securities Co., LTD, Shanghai* 200001, *China*)

Abstract: In view of the research dilemma of China's rural labor transfer, this paper constructs a domestic rural labor transfer model by the introduction of Mas-Colell-Razin bivariate method and based on Cobb-Douglas production function to study the economic effect of China's rural labor transfer and measure the potential scale of transferable surplus labor. Then it makes an empirical study by domestic data since the reform and opening-up and tries to innovate in aspects of theoretical analysis and data obtainment. Both theoretical and empirical analyses suggest that China's labor transfer process tends to an equilibrium point; labor transfer has a significantly positive correlation with economic growth, and the marginal effect concerning driving economic growth presents a decreasing trend. Furthermore, the estimate shows that the population of surplus labor is only about 40 million to 60 million, showing that extensive economic growth has not been sustainable and future economic growth in China will more and more rely on capital and technology progress.

Key words: rural labor transfer; surplus labor; equilibrium model; diminishing marginal effect

(责任编辑　许　柏)