

就业结构、刘易斯转折点与劳动收入份额： 理论与经验研究

蓝嘉俊 方颖 马天平*

内容提要 在中国劳动力市场分割和刘易斯转折点到来的背景下,本文从就业所有制结构变化的角度来解释中国劳动收入份额先下降后上升的变化趋势。理论分析表明当农业劳动力不断转移至个体私营部门时,劳动收入份额呈现先下降后上升的变化趋势。利用1990–2016年中国省际面板数据,本文的经验研究表明存在一个临界值:当农业劳动力比重大于该临界值时,城镇私企就业比重的提高会使劳动收入份额下降;当小于等于该临界值时,城镇私企就业比重的提高会使劳动收入份额上升;而其他就业所有制结构变量在临界值两侧不存在类似特征。城镇私企就业比重提高对2007–2016年劳动收入份额上升的解释力度约为29.37%。本文从制度保障、构建和谐劳动关系、再分配调节以及转变经济发展方式四个方面给出了政策建议。

关键词 劳动收入份额 就业所有制 刘易斯转折点 城镇私企就业

一 引言

劳动收入份额的变化会影响一系列重大经济问题。劳动收入份额下降不仅会抑

* 蓝嘉俊:厦门大学王亚南经济研究院;方颖(通讯作者):教育部计量经济学重点实验室 厦门大学王亚南经济研究院和经济学院 福建省统计科学重点实验室 福建省厦门市思明南路422号经济楼A411室 361005;马天平:北京体育大学体育商学院 对外经济贸易大学 电子信箱:bluelanjj@126.com(蓝嘉俊);yifst1@xmu.edu.cn(方颖);feell23345@163.com(马天平)。

作者感谢国家杰出青年科学基金(71625001)、国家自然科学基金重点项目(71631004)以及国家留学基金(201806310057)的资助。感谢2018年5月对外经济贸易大学第五届香樟经济学论坛与会者的建设性意见,感谢两位匿名审稿人宝贵的意见和建议。当然,文责自负。

制居民的消费能力,不利于扩大消费需求(李稻葵等 2009;文雁兵和陆雪琴 2018),而且也会拉大收入不平等进而可能诱发社会矛盾,影响社会稳定和发展(蔡昉 2005;范从来和张中锦 2012)。随着中国特色社会主义进入新时代,提高劳动报酬在初次分配中的比重,保证全体人民在共建共享发展中有更多获得感以及形成合理有序的收入分配格局是全面建成小康社会的应有之义。因此,探寻中国劳动收入份额变化的阶段性特征及其影响因素具有重要的政策和现实意义。

根据收入法 GDP 核算数据,中国劳动收入份额从 1990 年的 53.42% 逐步下降到 2007 年的 39.74%,此后出现回升趋势,2016 年已经上升至 47.46%(见图 1 中的 GDP 法)。20 世纪 90 年代以来,中国劳动收入份额的下降引起学界的广泛关注。学者们主要从经济发展阶段(李稻葵等 2009)、产业结构调整(罗长远和张军 2009a;白重恩和钱震杰 2010)、贸易和外资引入(罗长远和张军 2009b;邵敏和黄玖立 2010;余淼杰和梁中华 2014)、技术偏向(黄先海和徐圣 2009;陈宇峰等 2013;文雁兵和陆雪琴 2018)以及劳动关系转型(魏下海等 2013)等不同视角进行解释。然而,中国 2007 年以来劳动收入份额的上升尚未得到学界的足够关注。本文的研究贡献在于,立足中国劳动力市场分割和刘易斯转折点到来的基本特征事实,从就业所有制结构变化的角度解释 1990 年以来劳动收入份额先下降后上升的变化趋势。

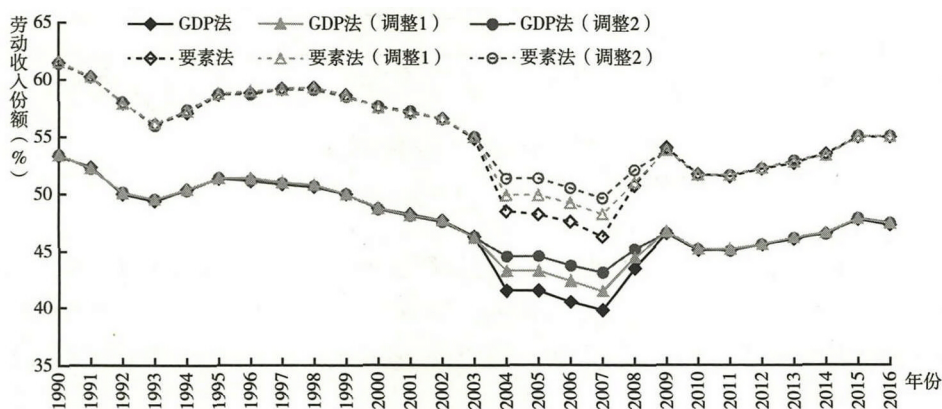


图 1 中国劳动收入份额变化趋势

数据来源:历年《中国统计年鉴》《中国国内生产总值核算历史资料:1952-1995》《中国国内生产总值核算历史资料:1952-2004》。

坚持和完善公有制为主体、多种所有制经济共同发展的基本经济制度,毫不动摇巩固和发展公有制经济,毫不动摇鼓励、支持、引导非公有制经济发展,是新时代坚持

和发展中国特色社会主义的基本方略之一。由于经济成分的多元化,中国就业所有制结构发生了巨大的变化(蔡昉和王美艳,2004)。由图2可见,中国就业所有制结构变化的显著特征是私企和个体就业比重迅速上升。1990-2016年,城镇私企就业比重从0.09%大幅上升至15.57%,城镇个体就业比重由0.96%上升至11.12%。根据图2各就业比重做相应的计算可知,城乡私企和个体就业比重从3.56%上升至39.77%,而城镇私企和个体就业人员占城镇就业人员比重高达49.99%^①。此外,城镇单位就业比重从1992年的22.56%逐步下降至2003年的14.66%,随后恢复至2016年的22.68%;而农业劳动力比重不断下降^②,从1990年的71.49%逐步下降至2007年的52.45%,并进一步下降至2016年的33.54%。

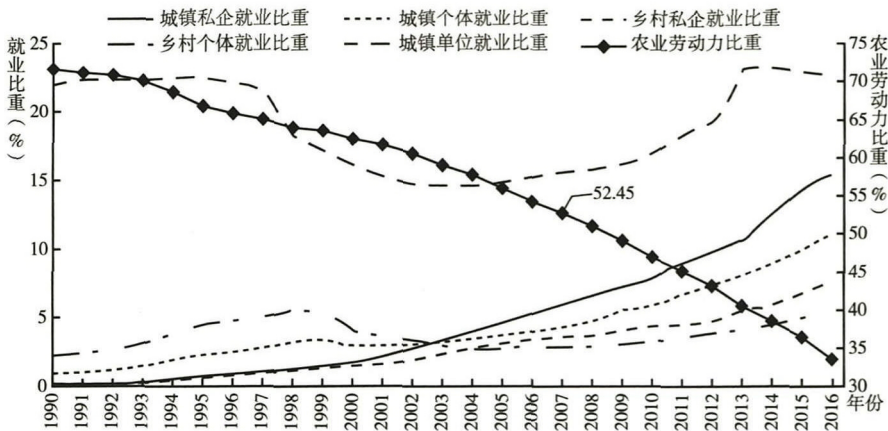


图2 中国就业所有制结构变化趋势

数据来源:2000及2017年的《中国统计年鉴》。

由此可知,个体私营经济吸纳了全国将近四成的就业人口,城镇个体私营经济更是吸纳了近一半的城镇就业人口。个体私营经济正在成为创造新增就业岗位的主力 and 吸纳就业的主渠道。党的十九大报告指出,就业是最大的民生,要坚持就业优先战

① 除非特别说明,文中的就业比重均为占城乡总就业人员数量的比重。

② 由于国家统计局只公布了1993-2010年各地区的乡镇企业就业数据,因此为了保持统计口径一致,本文在计算农业劳动力时没有扣除乡镇企业就业,农业劳动力=乡村就业人员-乡村私企就业人员-乡村个体就业人员。汪进和钟笑寒(2011)及蔡昉(2018)分别采用世界银行的世界发展指标中的农业就业占总就业比重和一产就业比重作为农业劳动力比重的衡量指标,由于本文没有扣除乡镇企业就业,计算的农业劳动力比重平均比他们高了15.36个百分点。然而这3个指标的变化趋势非常一致,本文的指标与其他两个指标的相关系数分别高达0.99和0.91。

略和积极就业政策,实现更高质量和更充分就业。就业是实现初次分配的具体手段,是劳动者从所创造的财富中取得收入的最重要途径(张车伟 2012a)。由于中国劳动力市场存在城镇正规部门就业、城镇非正规部门就业和农村就业部门之间的分割,转移出来的农业劳动力实际上大部分都进入了城镇非正规部门。就业所有制结构的变化更能反映中国二元经济结构背景下劳动力转移的本质特征,因此本文选择从就业所有制结构变化的角度来分析劳动收入份额的变化。

在中国劳动力市场分割和刘易斯转折点到来的背景下,本文构建一个包含农业生产部门、个体私营部门和城镇单位部门的理论模型,表明当农业劳动力不断转移至个体私营部门时,劳动收入份额将呈现先下降后上升的变化趋势,并且个体私营部门和城镇单位部门会出现工资趋同的现象。随后基于1990-2016年中国省际面板数据的经验研究表明,存在一个农业劳动力比重的临界值:当农业劳动力比重大于该临界值时,城镇私企就业比重的提高会使劳动收入份额下降;当小于等于该临界值时,城镇私企就业比重的提高会使劳动收入份额上升;而其他就业所有制结构变量在临界值两侧不存在类似特征。此外在农业劳动力比重小于等于临界值后,相比于中西部,东部城镇私企就业比重的提高使劳动收入份额上升的幅度更大。城镇私企就业比重提高对中国2007-2016年劳动收入份额上升的解释力度约为29.37%。

本文余下部分结构为:第二部分是文献综述,重点梳理与劳动收入份额呈现先下降后上升U型趋势相关的研究;第三部分是制度背景、理论分析与假说;第四部分是变量、数据与统计描述;第五部分是经验分析;最后是结论与政策建议。

二 文献综述

在经济变迁和发展过程中,各要素收入份额在长期将保持稳定,这是著名的Kaldor特征事实之一(Kaldor,1961)。然而20世纪80年代之后全球大多数国家的劳动收入份额显著下降(Karabarbounis和Neiman,2014),由此学界涌现了大量研究劳动收入份额变化影响因素的文献。

(一) 关于劳动收入份额变化影响因素的研究

国内外学者主要从以下几个方面对劳动收入份额下降的影响因素展开研究。

(1) 技术偏向。Karabarbounis和Neiman(2014)研究发现先进信息技术通常会降低投资品相对价格,致使企业从劳动密集型向资本密集型转变,导致劳动收入份额下降。黄先海和徐圣(2009)研究发现劳动节约型技术进步是中国制造业劳动收入份额

下降的主要原因。陈宇峰等(2013)研究认为中国劳动收入份额下降的主要因素是由于占有大量资源的国有企业选择了资本偏向型技术进步,而文雁兵和陆雪琴(2018)认为主要因素是市场竞争导致的技术偏向和资本深化。(2)产业结构调整。罗长远和张军(2009a)研究认为工业化进程中第一产业比重的下降是中国劳动收入份额下降的主要原因,白重恩和钱震杰(2010)也持相同观点。(3)贸易及全球化。张莉等(2012)研究表明国际贸易会促使资本偏向型技术进步进而导致劳动收入份额下降。余淼杰和梁中华(2014)研究发现中国的贸易自由化通过降低资本品成本等渠道显著降低了企业的劳动收入份额。(4)外商直接投资。罗长远和张军(2009b)研究发现FDI对中国劳动收入份额具有显著负向影响,原因在于地方政府为了招商引资而展开激烈竞争,弱化了劳方的谈判地位。邵敏和黄玖立(2010)研究也表明外资进入是工业行业劳动收入份额下降的主要原因。(5)劳动关系转型。魏下海等(2013)研究表明企业工会对劳动生产率提升的影响大于工资率,最终降低劳动收入份额。

虽然既有文献从多种角度对中国劳动收入份额的下降进行解释,但是鲜有文献从就业所有制结构变化的角度进行考察。张车伟(2012a)对中国1992-2008年劳动收入份额变动的研究发现,虽然2003年以后就业雇员化^①程度迅速上升,但雇员劳动报酬份额基本保持稳定状态,说明工薪收入劳动者的实际工资水平在下降。本文与张车伟(2012a)相比主要有两点创新:(1)根据中国存在城镇正规部门就业和城镇非正规部门就业之间的分割,本文将就业雇员化进一步区分为城镇单位就业和城镇私企就业;(2)张车伟(2012a)未关注中国2007年以后劳动收入份额的上升,本文研究表明城镇私企就业比重的变化能够为劳动收入份额先下降后上升的变化趋势提供解释。

(二) 关于劳动收入份额呈现先下降后上升U型趋势的研究

关于中国劳动收入份额变化影响因素的文献大都关注劳动收入份额的下降,鲜有文献关注劳动收入份额先下降后上升的变化趋势。

关于收入分配阶段性变化的研究可追溯到著名的“库兹涅茨倒U曲线假说”(Kuznets,1955),即收入不平等随经济发展水平的提高呈先上升后下降的倒U型变化趋势。李稻葵等(2009)以刘易斯二元经济理论为背景的分析表明,当劳动力不断从农业部门向工业部门转移时,劳动收入份额会先下降后上升,他们通过跨国数据的经验研究也表明劳动收入份额与人均GDP呈U型关系。相较李稻葵等(2009)从农业向工业变迁的

^① 张车伟(2012a)中的就业雇员化是指城镇单位就业、城镇私企就业以及乡村私企就业之和占城乡总就业人员数量的比重。

一般性规律的角度来阐述 本文的创新点在于 基于中国劳动力市场分割和刘易斯转折点到来的背景 从就业所有制结构变化这一劳动力转移的本质特征出发来解释劳动收入份额先下降后上升的变化趋势。本文在 Lewis(1954)、李稻葵等(2009)的基础上构建包含农业生产部门、个体私营部门和城镇单位部门的理论模型 研究表明随着农业劳动力不断转移并流向个体私营部门 劳动收入份额会呈先下降后上升的过程 这一过程伴随着个体私营部门与城镇单位部门的工资趋同。由于李稻葵等(2009)仅将经济体划分为农业和工业部门 他们不能从就业所有制结构变化的角度来解释劳动收入份额的变化 并且也不能解释个体私营部门与城镇单位部门的工资趋同。本文通过 1990–2016 年中国省际面板数据的研究发现 城镇私企就业比重的变化能够解释劳动收入份额先下降后上升的变化趋势 而李稻葵等(2009)并没有对 2007 年以来劳动收入份额的上升进行经验分析。

罗长远和张军(2009a)以及白重恩和钱震杰(2010)的研究都表明 伴随工业化和产业结构调整 劳动收入份额会呈先下降后上升的特征。刘亚琳等(2018)研究表明 第二产业就业比重的倒 U 型变化会使劳动收入份额呈 U 型趋势。这些文献有助于我们从产业结构调整的角度理解中国劳动收入份额的 U 型趋势 然而与这些文献不同 我们将从就业所有制结构变化的角度来解释。中国劳动力市场分割使转移出来的农业劳动力实际上大部分都进入了个体私营部门 因此相比于产业结构 就业所有制结构的变化更能反映二元经济结构背景下劳动力转移的本质特征。

三 制度背景、理论分析与假说

(一) 制度背景

中国就业所有制结构的变化有其深刻的制度背景 伴随就业制度的改革和劳动力市场的发育 劳动力市场的分割演变为城镇正规部门就业、城镇非正规部门就业和农村就业部门之间的分割。此外 由于急剧的人口转变和劳动力无限供给特征的消失 经济发展的刘易斯转折点已经到来 劳动力市场上出现系统的工资趋同(蔡昉 2010; 蔡昉和都阳 2011)。

1. 中国的就业制度改革与劳动力市场分割的演变

改革开放以前 政府实施重工业优先发展战略(林毅夫等 1994) 为了给工业化提供必要的财政支持 政府采取歧视农业的政策将农业部门的剩余转移向工业部门^①。这一

^① 农业部门的剩余指农业部门中农产品总产量减去农民在生产和生活中的农产品总消费量。

政策的前提是政府需要将农民限制在农业部门(赵忠,2004),控制劳动力从农村流出,保障城镇居民的充分就业以及福利不外溢(蔡昉等,2001)。在以上因素的共同作用下,政府于1958年颁布了《中华人民共和国户口登记条例》,限制人口自由流动的户籍制度应运而生,户籍制度直接导致了城乡劳动力市场的严重分割。

改革开放以后,家庭联产承包责任制提高了农业的劳动生产率,也产生大量的农业剩余劳动力^①。同时,城镇地区经济快速发展以及发展战略从资本密集型产业转向劳动密集型产业也使城镇的生产活动开始对农业劳动力产生需求。于是,城镇就业政策开始放松,大批农业劳动力进入城镇劳动力市场。然而,由于地方政府通过保护性政策排斥外地劳动力以保护城镇居民的利益(蔡昉等,2001;陈钊和陆铭,2008),中国城乡劳动力市场分割仍然存在,并且大量农业劳动力进入城镇劳动力市场后并未获得与城镇居民平等的就业权利和保障。由于城镇正规部门的萎缩以及城镇非正规部门的迅速扩张,并且正规部门的工资收入和社会保障等均优于非正规部门,因此进入城镇正规部门的门槛很高,大量农业劳动力都进入了城镇非正规部门^②。城镇非正规部门就业的特点是工资收入低,对技术和受教育水平的要求低以及吸纳的主要是农业劳动力(王德文等,2004;吴要武和蔡昉,2006),这与正规部门就业形成了鲜明的区别。城镇非正规部门就业者难以进入正规部门,从而城镇劳动力市场内部也形成了正规与非正规部门就业之间的分割。

综上所述,伴随就业制度的改革和劳动力市场的发育,中国劳动力市场出现了多重分割(李建民,2002),即城镇正规部门就业、城镇非正规部门就业和农村就业部门之间的分割,转移出来的农业劳动力实际上大部分都进入了城镇非正规部门^③。

2. 刘易斯转折点与工资趋同

改革开放以来,中国人口结构发生了急剧转变。根据历年《中国统计年鉴》数据,中国15-64岁劳动年龄人口比重在2010年达到峰值74.53%,而劳动年龄人口绝对数也在2013年达到峰值10.06亿人。此外,农业剩余劳动力几乎被吸纳殆尽,城镇对劳动力需求的增长速度已经超过劳动力供给的增长速度(Cai和Wang,2008),劳动力市场上出现系统的工资趋同。这些变化意味着中国经济发展的刘易斯转折点已经到

^① 根据Lewis(1954)的定义,剩余劳动力指劳动边际生产力微不足道(为零甚至为负)的劳动力。蔡昉(2010)、汪进和钟笑寒(2011)也采用这一定义。

^② 黄孟复(2010)的研究发现,2009年85%以上的农民工都在城镇的个体私营经济部门就业。

^③ 需要说明的是,转移出来的农业劳动力也有一部分进入了乡村私企和乡村个体就业部门。为了与文献保持一致,我们在此处采用“城镇正规部门就业、城镇非正规部门就业和农村就业部门之间的分割”的表述,在理论分析部分将会进一步考虑此情形。

来(蔡昉 2010)。与此同时,1996-2016年中国就业人员中初中及以下学历的比例从85.80%下降至63.40%,这说明受教育程度低的就业人员比重在不断下降。

在刘易斯转折点到来以及受教育程度低的就业人员比重不断下降的共同作用下,具有低教育、低技能(且主要是农业劳动力)的普通工人的稀缺性显著增强,而具有高教育、高技能的熟练劳动者供给较为稳定。前者主要在城镇非正规部门就业,后者主要在城镇正规部门就业。根据工资的劳动力市场供求决定机制,城镇非正规部门工资的上涨速度应超过城镇正规部门。2004年新修订的《最低工资规定》也是城镇非正规部门工资上涨速度加快的因素之一。蔡昉和都阳(2011)研究发现,位于收入分布底端的农民工工资增长速度超过位于收入分布顶端的农民工,并且位于收入分布60%分位数以下的农民工工资增长速度超过位于收入分布60%分位数以下的城镇本地职工,这说明中国劳动力市场上已经出现系统的工资趋同。

(二) 理论分析与假说

Lewis(1954)将一个经济体划分为生存部门(subsistence sector)和资本部门(capitalist sector)。生存部门以仅维持生计的工资水平为资本部门源源不断地提供剩余劳动力,资本部门则利用低廉的劳动力和资本积累不断扩张。随着资本部门的不断扩张,生存部门的剩余劳动力在某一点将被吸纳殆尽。此后从生存部门转移到资本部门的劳动力工资将等于其劳动边际生产力水平并不断上升,这一点被称为刘易斯转折点(蔡昉 2010;汪进和钟笑寒 2011)。生存和资本部门的工资不同,蕴含的是两个部门劳动力市场之间的分割,当两个部门的劳动边际生产力水平相等时劳动力停止转移,此时两个部门的劳动力市场从分割演变为一体化的状态。

中国的经济发展具有刘易斯式的二元经济发展特征,农业劳动力转移所带来的资源重新配置效率的改进对中国转轨时期经济增长的贡献率很高(蔡昉和王德文,1999;蔡昉 2007)。在中国劳动力市场分割和刘易斯转折点到来的背景下,我们在Lewis(1954)、李稻葵等(2009)的基础上构建一个理论模型,以在就业所有制结构和劳动收入份额之间建立关系。由于农业劳动力转移是刘易斯二元经济理论中经济扩张的原动力(Lewis,1954),并且对中国的经济增长有重要贡献(蔡昉和王德文,1999;蔡昉 2007),因此与李稻葵等(2009)的研究相同,我们将农业劳动力转移作为理论分析的出发点。根据中国的二元经济发展特征以及特有的劳动力市场分割,我们将分析落脚到就业所有制结构变化对劳动收入份额的影响上。

在进入理论分析之前,我们首先对就业所有制结构的概念进行说明。根据国家统计局《中国统计年鉴(2017)》,城镇就业被划分为国有单位、集体单位、股份合作单位、

联营单位、有限责任公司、股份有限公司、港澳台商投资单位、外商投资单位、私营企业和个体就业,农村就业包含私营企业和个体就业两项统计。一般来说,城镇就业中除私营企业和个体就业外的就业被归为城镇单位就业,而城镇就业中的私营企业和个体就业被归为城镇非单位就业(张车伟,2012a)。由于城镇单位就业比较稳定、工资收入高且有较好的就业保障,因此可将城镇单位就业视为城镇正规就业,而相应地将城镇私企和个体就业视为城镇非正规就业(张车伟,2012a)。因此,本文考查的就业所有制结构包含城镇单位就业、城镇私企就业、城镇个体就业、乡村私企就业、乡村个体就业以及农业就业。

为了简化理论分析,我们将城镇私企就业、城镇个体就业、乡村私企就业和乡村个体就业归并为个体私营部门就业。前文指出转移出来的农业劳动力也有一部分进入乡村私企和乡村个体就业部门,因此可将中国劳动力市场分割视为农业生产部门、个体私营部门和城镇单位部门之间的分割^①。根据此特征,我们将经济体划分为农业生产部门、个体私营部门和城镇单位部门。假设这3个部门的生产函数分别为:

$$Y_1 = A_1 L_1^{a_1} M_1^{1-a_1} \quad (1)$$

$$Y_2 = A_2 L_2^{a_2} K_2^{1-a_2} \quad (2)$$

$$Y_3 = A_3 L_3^{a_3} K_3^{1-a_3} \quad (3)$$

其中, Y_j 为产出; A_j (>0)为技术系数; L_j 为劳动力数量; $a_j \in (0, 1)$ 表示劳动力产出的弹性系数; $j=1, 2, 3$ 分别指农业生产、个体私营和城镇单位部门; $L=L_1+L_2+L_3$ 为总劳动力数量; M_1 为农业生产部门的生产要素土地,该部门的劳动边际生产力递减; K_2 和 K_3 分别为个体私营部门和城镇单位部门的资本。中国的劳动力市场分割使农业转移出来的劳动力实际上大部分都进入了个体私营部门,并且由于城镇单位部门的技术进步具有高资本偏向性特征(陈宇峰等,2013),一般使用熟练劳动力(蔡昉和都阳,2011),农业劳动力转移对城镇单位部门的影响很小。因此我们假设农业转移出来的劳动力流向了个体私营部门,而城镇单位部门的劳动力保持不变^②。据此,令 $\bar{L}=L_1+L_2$, \bar{L} 为农业生产部门和个体私营部门的劳动力数量之和,且 L_3 不变,并且不考虑人口和劳动力增长。

在刘易斯转折点到来之前,农业生产部门能够为个体私营部门源源不断地提供剩余劳动力,个体私营部门支付的工资仅为生存工资,远低于个体私营部门的劳动边际

^① 此处与前文关于“城镇正规部门就业、城镇非正规部门就业和农村就业部门之间的分割”的表述的联系在于,根据张车伟(2012a)对就业所有制结构的划分,将城镇单位就业视为城镇正规就业,将城镇私企和个体就业视为城镇非正规就业,将乡村私企和个体就业从农村就业部门分离出来并与城镇私企和个体就业组成为个体私营部门就业。

^② 这一假设也符合中国就业所有制结构变化的特征,1990-2016年城镇单位就业比重变化不大。

生产力水平。由于个体私营部门的劳动边际生产力大于农业生产部门,总产出的上升速度将大于总劳动报酬的上升速度。随着农业剩余劳动力的不断转移,个体私营部门不断扩大,在刘易斯转折点到来之前,劳动收入份额随着个体私营就业比重的提高而不断下降。在刘易斯转折点到来之后,农业剩余劳动力被吸纳殆尽,如果个体私营部门继续对劳动力产生需求,那么从农业生产部门进一步转移向个体私营部门的农业劳动力的工资(w_2)将等于农业生产部门的劳动边际生产力水平(w_1),此时:

$$w_2 = w_1 = a_1 A_1 L_1^{a_1-1} M_1^{1-a_1} \quad (4)$$

城镇单位部门的工资(w_3)为其劳动边际生产力水平:

$$w_3 = a_3 A_3 L_3^{a_3-1} K_3^{1-a_3} \quad (5)$$

假设经济体的总劳动报酬为 W ,总产出为 Y ,此时劳动收入份额(SH)的表达式为:

$$SH = \frac{W}{Y} = \frac{a_1 A_1 (\bar{L} - L_2)^{a_1-1} M_1^{1-a_1} \bar{L} + a_3 A_3 L_3^{a_3} K_3^{1-a_3}}{A_1 (\bar{L} - L_2)^{a_1} M_1^{1-a_1} + A_2 L_2^{a_2} K_2^{1-a_2} + A_3 L_3^{a_3} K_3^{1-a_3}} \quad (6)$$

对(6)式两边取自然对数并对个体私营就业(L_2)求偏导得:

$$\frac{\partial \ln SH}{\partial L_2} = \frac{\partial \ln W}{\partial L_2} - \frac{\partial \ln Y}{\partial L_2} = \frac{\partial W / \partial L_2}{W} - \frac{\partial Y / \partial L_2}{Y} \quad (7)$$

其中:
$$\frac{\partial W}{\partial L_2} = -a_1 A_1 (a_1 - 1) (\bar{L} - L_2)^{a_1-2} M_1^{1-a_1} \bar{L} \quad (8)$$

$$\frac{\partial Y}{\partial L_2} = -a_1 A_1 (\bar{L} - L_2)^{a_1-1} M_1^{1-a_1} + a_2 A_2 L_2^{a_2-1} K_2^{1-a_2} \quad (9)$$

在农业劳动力进一步转移的初期,由于个体私营部门的劳动边际生产力远大于农业生产部门,此时农业劳动力转移使总产出上升的幅度大于总劳动报酬上升的幅度,因此劳动收入份额不断下降。由(8)和(9)式可知, $\partial W / \partial L_2 > 0$ 、 $\partial Y / \partial L_2 > 0$ 、 $\partial^2 W / \partial L_2^2 > 0$ 、 $\partial^2 Y / \partial L_2^2 < 0$,即总劳动报酬和总产出都随着个体私营就业的增加而增加,然而总劳动报酬上升的加速度大于总产出上升的加速度,因此当农业劳动力转移到一定程度之后,总产出上升的比例将小于总劳动报酬上升的比例,此后劳动收入份额开始不断上升。当 $\partial \ln SH / \partial L_2 = 0$ 时,劳动收入份额达到最低点。根据(7)-(9)式可解得劳动收入份额达到最低点时,个体私营部门的就业数量(L_2')满足下式:

$$(a_1 - 1) \ln(\bar{L} - L_2') - (a_2 - 1) \ln L_2' = \ln \left[\left(\frac{a_2 A_2 K_2^{1-a_2}}{a_1 A_1 M_1^{1-a_1}} \right) \left(1 - \frac{(a_1 - 1) \bar{L}}{(\bar{L} - L_2') W / Y} \right) \right] \quad (10)$$

当农业生产部门与个体私营部门的劳动边际生产力相等时,劳动力停止转移,此时个体私营部门的就业数量(L_2'')满足:

$$(a_1 - 1) \ln(\bar{L} - L_2'') - (a_2 - 1) \ln L_2'' = \ln\left(\frac{a_2 A_2 K_2^{1-a_2}}{a_1 A_1 M_1^{1-a_1}}\right) \quad (11)$$

对比(10)和(11)式,由于函数 $(a_1 - 1) \ln(\bar{L} - L_2) - (a_2 - 1) \ln L_2$ 随着 L_2 的增大而增大,并且 $1 - \frac{(a_1 - 1)\bar{L}}{(L - L_2') W/Y} > 1$,因此可推出 $L_2' < L_2''$,即劳动收入份额的最低点出现在劳动力停止转移之前。

由于在刘易斯转折点到来之后,个体私营部门的工资将等于农业生产部门的劳动边际生产力水平并不断上升,并且城镇单位部门的工资水平较为稳定^①,因此会出现个体私营部门和城镇单位部门的工资趋同。

(10)式方程的右边与 W/Y 成正比,即如果 W/Y 越大,则劳动收入份额达到最低点时个体私营部门的就业数量(L_2')也越大。可将 W/Y 表示为:

$$\frac{W}{Y} = \frac{W_1 + W_2 + W_3}{Y_1 + Y_2 + Y_3} = \frac{W_{1+2} + W_3}{Y_{1+2} + Y_3} \quad (12)$$

其中, W_j 和 $Y_j(j=1, 2, 3)$ 分别表示农业生产部门、个体私营部门和城镇单位部门的劳动报酬和产出; W_{1+2} 和 Y_{1+2} 则分别表示农业生产和个体私营部门加总的劳动报酬和产出,即 $W_{1+2} = W_1 + W_2$ 、 $Y_{1+2} = Y_1 + Y_2$ 。因此假设没有城镇单位部门,此时:

$$\frac{W'}{Y'} = \frac{W_{1+2}}{Y_{1+2}} \quad (13)$$

将(12)与(13)式相减可得:

$$\frac{W}{Y} - \frac{W'}{Y'} = \frac{Y_3(W_3/Y_3 - W_{1+2}/Y_{1+2})}{(Y_{1+2} + Y_3)} \quad (14)$$

(14)式的符号取决于 W_3/Y_3 与 W_{1+2}/Y_{1+2} 孰大孰小, W_3/Y_3 表示城镇单位部门的劳动收入份额, W_{1+2}/Y_{1+2} 表示农业生产部门和个体私营部门加总后的劳动收入份额。因此当城镇单位部门的劳动收入份额小于其他两个部门加总后的劳动收入份额时,(14)式小于零。这表明城镇单位部门的存在会使劳动收入份额达到最低点时个体私营部门就业数量的临界值变小,即加快劳动收入份额U型拐点的到来;反之亦反。根据以上分析,我们可得到如下命题:

命题:在中国劳动力市场分割和刘易斯转折点到来的背景下,当农业劳动力不断转移至个体私营部门时,劳动收入份额将呈先下降后上升的变化趋势,劳动收入份额

^① 这是因为城镇单位部门吸纳的主要是具有高教育、高技能的熟练劳动力,而刘易斯转折点前后出现的变化主要是低教育、低技能的普通劳动力的供给由过剩变为短缺,因此城镇单位部门面临的劳动力供给的冲击很小。

的最低点出现在劳动力停止转移之前。此外,个体私营部门和城镇单位部门会出现工资趋同,并且城镇单位部门相对其他两部门加总后劳动收入份额的大小会影响总体劳动收入份额出现U型拐点时农业劳动力比重的临界值。

由此,我们发展出一个待检验的假说:

假说:存在一个临界值,当农业劳动力比重大于该临界值时,个体私营部门就业比重的提高会使劳动收入份额下降;当农业劳动力比重小于等于该临界值时,个体私营部门就业比重的提高会使劳动收入份额上升。

四 变量、数据与统计描述

(一) 劳动收入份额与其变化趋势

在中国的国民收入核算体系中,国民收入被分为劳动者报酬(C)、固定资产折旧(D)、营业盈余(O)和生产税净额(T)四大组成部分。根据既有文献,国民收入初次分配中劳动收入份额的计算方法主要有两种:(1)GDP法劳动收入份额:用劳动者报酬除以GDP,即 $SH = C / (C + D + O + T)$ (罗长远和张军 2009b;蒋为和黄玖立 2014);(2)要素法劳动收入份额:从GDP中剔除生产税净额,再计算劳动收入份额,即 $SH = C / (C + D + O)$ (罗长远和张军 2009b;陈宇峰等 2013)。另外,中国收入法GDP核算在2004年出现两个变化,一是个体经济从业者收入从劳动收入变为营业盈余,二是对农业不再计营业盈余(白重恩和钱震杰 2009)。统计口径的变化使劳动收入份额在2004-2007年骤降。而2009年以后劳动收入份额又突然上升,张车伟(2012b)认为这是因为统计口径又被调回到了2004年以前的标准,因此本文只对2004-2007年的劳动收入份额进行调整。目前文献中主要有周明海等(2010)以及邹薇和袁飞兰(2018)两种调整方法,这两种方法均是利用个体经济就业人数对劳动者报酬和营业盈余进行相应的调整。为了便于标识,我们在后文将这两种调整方法分别记为“调整1”和“调整2”。因此,我们有6个劳动收入份额指标,分别是GDP法、要素法、GDP法(调整1)、要素法(调整1)、GDP法(调整2)、要素法(调整2),我们将以GDP法劳动收入份额(SH_1)作为基准进行经验分析,并以其他5个指标作为稳健性分析。此外,由于2008和2013年劳动收入份额数据缺失,我们分别用两个相邻年份劳动收入份额的均值填补缺失值(邹薇和袁飞兰 2018)。

图1给出了不同调整方法下中国劳动收入份额的变化趋势。以GDP法劳动收入份额指标为例,若未对2004-2007年劳动收入份额指标进行调整,则其呈一个明显的

U型趋势(见图1中的GDP法)。即使采用周明海等(2010)的方法,调整后劳动收入份额仍然呈现一个U型趋势,从1990年的53.42%逐步下降到2007年的41.54%,此后上升至2016年的47.46%(见图1中的GDP法(调整1))。如采用邹薇和袁飞兰(2018)的方法进行调整,假设个体经济从业者的总收入等于劳动所得与资本所得的混合收入,计算得到的劳动收入份额比其他两种更高(见图1中的GDP法(调整2))。由图1可见,根据这种方法计算的中国2007年劳动收入份额为43.05%,仍然是1990-2016年劳动收入份额的最低点。

综合以上分析,无论使用何种方法对2004-2007年的劳动收入份额进行调整,中国劳动收入份额在1990-2016年都呈现先下降后上升的变化趋势,并在2007年达到最低点。

(二) 就业所有制结构与其他控制变量

前文理论分析部分详细说明了就业所有制结构的内涵,本文考查的就业所有制结构变量包括城镇单位就业比重、城镇私企就业比重、城镇个体就业比重、乡村私企就业比重、乡村个体就业比重以及农业劳动力比重。此外,我们根据既有文献的研究选取了以下控制变量。(1)人均GDP,根据价格指数将其处理为1990年不变价,并取自然对数(罗长远和张军,2009b);(2)资本产出比,根据张军等(2004)的方法计算资本存量,并按照1990年不变价计算资本产出比(Bentolina和Saint-Paul,2003;罗长远和张军,2009b);(3)政府财政支出占GDP比重(罗知等,2017);(4)进出口占GDP比重,用来衡量全球化和贸易开放水平(唐东波,2011;蒋为和黄玖立,2014);(5)FDI占GDP比重(罗长远和张军,2009b;唐东波,2011);(6)平均受教育年限,用来衡量人力资本水平(蒋为和黄玖立,2014);(7)劳动年龄人口占比,指15-64岁人口占总人口比重,用来衡量劳动力资源的丰裕程度(唐东波,2011)。

(三) 数据来源与统计描述

本文数据来自历年《中国统计年鉴》《新中国60年统计资料汇编》《中国国内生产总值核算历史资料:1952-1995》《中国国内生产总值核算历史资料:1952-2004》《中国人口与就业统计年鉴》以及历年各省统计年鉴。由于数据缺失的原因,我们不考虑港澳台以及西藏的数据,由于1997年重庆作为直辖市从四川省分离,为分析方便,我们将重庆市与四川省的数据合并。最终我们得到1990-2016年中国29个省、自治区和直辖市的面板数据。表1提供了各变量描述性统计,GDP法劳动收入份额的均值为0.486,标准差为0.072。此外,各就业所有制结构变量也存在较大变异性,满足经验分析的一般要求。

表 1 各变量描述性统计

变量名	定义	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
SH_1	GDP 法劳动收入份额	783	0.486	0.072	0.315	0.681
SH_2	要素法劳动收入份额	783	0.565	0.082	0.368	0.797
$SH_{1_adj_1}$	GDP 法(调整 1)	783	0.489	0.070	0.323	0.681
$SH_{2_adj_1}$	要素法(调整 1)	783	0.567	0.080	0.379	0.797
$SH_{1_adj_2}$	GDP 法(调整 2)	783	0.491	0.068	0.323	0.681
$SH_{2_adj_2}$	要素法(调整 2)	783	0.569	0.078	0.390	0.797
$Priv_U$	城镇私企就业比重	783	0.050	0.061	0.000	0.442
$Self_U$	城镇个体就业比重	783	0.046	0.032	0.002	0.178
$Priv_R$	乡村私企就业比重	783	0.026	0.031	0.000	0.165
$Self_R$	乡村个体就业比重	783	0.035	0.021	0.001	0.170
$Formal$	城镇单位就业比重	783	0.240	0.139	0.087	0.736
$Agri$	农业劳动力比重	783	0.570	0.184	0.001	0.866
$PGDP$	人均 GDP(1990 年不变价)	783	8184	8048	779	52 874
K/Y	资本产出比(1990 年不变价)	783	2.525	0.904	1.199	8.533
Gov	政府财政支出占 GDP 比重	783	0.166	0.086	0.049	0.627
$Open$	进出口占 GDP 比重	783	0.303	0.398	0.032	2.258
FDI	FDI 占 GDP 比重	783	0.033	0.035	0.000	0.243
Edu	平均受教育年限	783	7.855	1.316	4.608	12.304
L_prop	劳动年龄人口占比	783	0.708	0.046	0.602	0.838
TP_1	$Agri$ 是否 ≤ 0.56 ,是为 1	783	0.398	0.490	0	1
TP_2	$Agri$ 是否 ≤ 0.53 ,是为 1	783	0.354	0.478	0	1
$East$	是否是东部地区 ,是为 1	783	0.345	0.476	0	1

五 经验分析

理论分析部分将城镇私企和个体就业、乡村私企和个体就业归并为个体私营部门就业进行讨论。由于个体就业者一般既是劳动供给者也是劳动需求者,乡村私企和个体就业者一般在农村稳定发展,没有转移意愿,并且农村非农产业劳动力的使用较为稳定(蔡昉和都阳 2011)。城镇私企、城镇个体、乡村私企以及乡村个体就业部门受到劳动供给变化的影响程度不同。因此需要进一步的经验分析以检验各就业所有制结构变量对劳动收入份额的影响是否与假说一致。基于此,我们先考察各就业所有制结构变量对劳动收入份额的总体影响,然后通过门限回归得到农业劳动力比重的临界值,并以此临界值构建虚拟变量分析各就业所有制结构变量对劳动收入份额的影响在临界值两侧是否发生变化。

(一) 基本估计结果

为考察各就业所有制结构变量对劳动收入份额的总体影响,设定如下估计方程:

$$SH_{it} = \alpha + \beta'X_{it} + \gamma'Z_{it} + u_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

其中,下标 i, t 分别表示地区和年份, μ_i, u_t 分别为地区和年份固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。 SH_{it} 为劳动收入份额; X_{it} 表示就业所有制结构的列向量,包括城镇私企就业比重($Priv_U$)、城镇个体就业比重($Self_U$)、乡村私企就业比重($Priv_R$)、乡村个体就业比重($Self_R$)、城镇单位就业比重($Formal$); Z_{it} 为包含一系列控制变量的列向量,包括人均 GDP、资本产出比、政府财政支出占 GDP 比重、进出口占 GDP 比重、FDI 占 GDP 比重、平均受教育年限、劳动年龄人口占比。

表 2 给出了基本估计结果。

表 2 基本估计结果

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	SH_1	SH_2	$SH_1_adj_1$	$SH_2_adj_1$	$SH_1_adj_2$	$SH_2_adj_2$
$Priv_U$	0.241** (0.113)	0.231* (0.129)	0.240** (0.114)	0.231* (0.130)	0.240** (0.115)	0.230* (0.131)
$Self_U$	0.014 (0.148)	0.227 (0.176)	0.021 (0.152)	0.233 (0.179)	0.024 (0.154)	0.235 (0.182)
$Priv_R$	0.290* (0.170)	0.326 (0.193)	0.296* (0.170)	0.333* (0.193)	0.301* (0.171)	0.338* (0.193)
$Self_R$	-0.150 (0.132)	-0.273 (0.161)	-0.148 (0.133)	-0.272 (0.161)	-0.148 (0.133)	-0.273* (0.160)
$Formal$	-0.059 (0.069)	-0.055 (0.080)	-0.064 (0.070)	-0.061 (0.081)	-0.069 (0.070)	-0.065 (0.081)
$\ln PGDP$	-0.200*** (0.033)	-0.235*** (0.036)	-0.197*** (0.033)	-0.232*** (0.036)	-0.195*** (0.033)	-0.229*** (0.036)
K/Y	0.003 (0.007)	0.004 (0.008)	0.003 (0.007)	0.004 (0.008)	0.003 (0.007)	0.004 (0.008)
Gov	-0.143* (0.073)	-0.088 (0.083)	-0.142* (0.073)	-0.086 (0.083)	-0.140* (0.074)	-0.084 (0.083)
$Open$	0.005 (0.025)	0.017 (0.027)	0.004 (0.025)	0.016 (0.027)	0.004 (0.025)	0.016 (0.026)
FDI	0.094 (0.179)	0.090 (0.204)	0.098 (0.180)	0.094 (0.204)	0.101 (0.180)	0.096 (0.204)
Edu	0.002 (0.014)	0.003 (0.015)	0.002 (0.014)	0.003 (0.015)	0.002 (0.014)	0.003 (0.015)
L_prop	0.297 (0.197)	0.388 (0.259)	0.307 (0.198)	0.400 (0.260)	0.317 (0.199)	0.411 (0.261)
省/区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制

(续表 2)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	SH_1	SH_2	$SH_{1_adj_1}$	$SH_{2_adj_1}$	$SH_{1_adj_2}$	$SH_{2_adj_2}$
观测值	783	783	783	783	783	783
组内 R^2	0.597	0.558	0.552	0.518	0.516	0.485
组间 R^2	0.547	0.581	0.540	0.575	0.535	0.571
总体 R^2	0.491	0.488	0.469	0.470	0.453	0.456

说明: 括号内为系数估计值的异方差稳健标准误; *、** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平; 限于篇幅, 未报告常数项的系数估计结果。下表同。

城镇私企就业比重变量的系数估计值均显著为正, 此外, 城镇个体就业比重和乡村私企就业比重变量的系数估计值为正, 但显著性水平不高, 而乡村个体和城镇单位就业比重的系数均为负。由于本文的目的是考察各就业所有制结构变量是否能解释中国劳动收入份额先下降后上升的变化趋势, 因此以上估计结果仅提供了一个参考。城镇私企就业比重变量显著为正说明在样本期间, 农业劳动力比重小于等于临界值后城镇私企就业比重的提高对劳动收入份额的正向影响起主导作用。

在表 2 控制变量的系数估计结果中, 人均 GDP 的影响显著为负, 与罗长远和张军 (2009b) 的研究结果一致, 说明伴随经济发展的工业化会引起劳动收入份额下降; 政府财政支出占比的影响基本显著为负, 说明政府财政支出可能大部分被用于基础设施建设等资本偏向型行业 (罗知等, 2017)。其余控制变量的系数估计结果并不显著。

(二) 就业所有制结构变量对劳动收入份额先下降后上升的解释

根据本文的假说, 在农业劳动力比重的临界值两侧个体私营部门就业比重对劳动收入份额影响的系数符号发生改变。并且由于个体私营部门内的各就业所有制部门受劳动供给变化的影响程度不同, 因此需要对个体私营部门内的各就业所有制结构变量展开分析。我们通过构建面板数据的门限回归模型 (Hansen, 1999、2000) 估计农业劳动力比重的临界值。门限回归模型如下:

$$SH_{it} = \alpha + \beta_1' X_{it} I(Agri_{it} \leq \theta) + \beta_2' X_{it} I(Agri_{it} > \theta) + \gamma' Z_{it} + u_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

其中, 门限变量为农业劳动力比重 ($Agri$); $I(Agri_{it} \leq \theta)$ 为示性函数, 当 $Agri$ 小于等于临界值 (θ) 时取值为 1, 否则取值为 0; 同理定义示性函数 $I(Agri_{it} > \theta)$; 其余设定与 (15) 式相同。

表 3 给出了门限模型的估计结果。在仅加入地区固定效应时农业劳动力比重的临界值为 0.53, 当同时加入地区和年份固定效应时农业劳动力比重的临界值为 0.56^①。当

① 使用其他 5 个劳动收入份额指标得到的农业劳动力比重的临界值均相同。

农业劳动力比重大于该临界值时,城镇私企就业比重的提高对劳动收入份额的影响为负;当农业劳动力比重小于等于该临界值时,城镇私企就业比重的提高对劳动收入份额的影响显著为正。然而,对于其他就业所有制结构变量,在临界值两侧不存在类似城镇私企就业比重影响的这种特征。

1990-2016年中国劳动收入份额呈先下降后上升的变化趋势,在2007年达到最低点。门限模型估计得到的农业劳动力比重的临界值与2007年农业劳动力比重非常相符。我们根据农业劳动力比重的临界值构建两个虚拟变量(TP_1 和 TP_2):(1)当农业劳动力比重小于等于0.56时, TP_1 取值为1,否则为0;(2)当农业劳动力比重小于等于0.53时, TP_2 取值为1,否则为0。在估计方程(15)式的基础上,我们加入各就业所有制结构变量与临界值虚拟变量的交互项,估计结果见表4。以表4第(1)列为例,城镇私企就业比重变量($Priv_U$)系数估计值为-0.171,而城镇私企就业比重与临界值虚拟变量的交互项($Priv_U \times TP_1$)的系数估计值为0.468,在10%水平上显著。这说明当农业

被解释变量	(1)	(2)	
	SH_1	SH_1	
门限变量(<i>Agri</i>)的临界值	0.53	0.56	
<i>Priv_U</i>	<i>Agri</i> ≤ 临界值	0.577*** (0.093)	0.296*** (0.098)
	<i>Agri</i> > 临界值	-0.490** (0.211)	-0.171 (0.248)
<i>Self_U</i>	<i>Agri</i> ≤ 临界值	0.121 (0.262)	-0.018 (0.203)
	<i>Agri</i> > 临界值	1.254*** (0.341)	0.807** (0.333)
<i>Priv_R</i>	<i>Agri</i> ≤ 临界值	-0.145 (0.185)	0.259 (0.172)
	<i>Agri</i> > 临界值	0.006 (0.292)	0.447* (0.259)
<i>Self_R</i>	<i>Agri</i> ≤ 临界值	0.694** (0.258)	-0.174 (0.233)
	<i>Agri</i> > 临界值	0.243 (0.181)	-0.112 (0.172)
<i>Formal</i>	<i>Agri</i> ≤ 临界值	0.020 (0.072)	-0.061 (0.058)
	<i>Agri</i> > 临界值	0.122 (0.092)	-0.147* (0.086)
控制变量	控制	控制	
省/区固定效应	控制	控制	
年份固定效应	未控制	控制	
观测值	783	783	
组内 R ²	0.445	0.614	
组间 R ²	0.410	0.555	
总体 R ²	0.413	0.499	

说明:控制变量包括 $\ln PGDP$ 、 K/Y 、 Gov 、 $Open$ 、 FDI 、 Edu 和 L_{prop} 限于篇幅,未报告控制变量和常数项的系数估计结果。下表同。

劳动力比重大于该临界值时,城镇私企就业比重每提高1个百分点会使劳动收入份额下降0.171个百分点;而当农业劳动力比重小于等于该临界值时,城镇私企就业比重

每提高 1 个百分点会使劳动收入份额上升 0.297 个百分点。城镇个体、乡村私企和乡村个体就业比重与临界值虚拟变量的交互项的系数估计值均为负,因此这 3 个变量均无法解释劳动收入份额的 U 型趋势。城镇单位就业比重与临界值虚拟变量的交互项的系数估计值为正,但计算发现在农业劳动力比重小于等于临界值后,城镇单位就业比重对劳动收入份额影响的系数估计值为 -0.050,因此城镇单位就业比重也不能解释劳动收入份额的 U 型趋势。城镇单位就业比重的提高对劳动收入份额的总体影响为负,这说明城镇单位部门的劳动收入份额低于农业生产部门和个体私营部门加总的劳动收入份额。因此我们可推知城镇单位部门的存在加快了劳动收入份额 U 型拐点的到来。

表 4 第(2)列以另一个临界值虚拟变量(TP_2)做交互的估计结果与第(1)列一致,说明结果稳健^①。

以上经验检验结果发现,个体私营部门内仅有城镇私企就业比重对劳动收入份额的影响符合理论假说,即存在一个临界值:当农业劳动力比重大于该临界值时,城镇私

表 4 就业所有制结构影响的异质性

被解释变量	(1)	(2)
	SH_1	SH_1
临界值虚拟变量	TP_1	TP_2
<i>Priv_U</i>	-0.171 (0.259)	-0.209 (0.186)
<i>Self_U</i>	0.762** (0.360)	0.725** (0.291)
<i>Priv_R</i>	0.476* (0.265)	0.467 (0.305)
<i>Self_R</i>	-0.122 (0.177)	-0.156 (0.177)
<i>Formal</i>	-0.143 (0.126)	-0.064 (0.080)
<i>Priv_U</i> × <i>TP</i>	0.468* (0.273)	0.544*** (0.185)
<i>Self_U</i> × <i>TP</i>	-0.751* (0.415)	-0.788* (0.431)
<i>Priv_R</i> × <i>TP</i>	-0.215 (0.245)	-0.292 (0.257)
<i>Self_R</i> × <i>TP</i>	-0.047 (0.283)	0.087 (0.267)
<i>Formal</i> × <i>TP</i>	0.093 (0.113)	0.010 (0.081)
<i>TP</i>	-0.008 (0.033)	0.009 (0.030)
观测值	783	783
组内 R ²	0.613	0.613
组间 R ²	0.554	0.548
总体 R ²	0.500	0.499

说明:回归方程中均控制了省/区固定效应、年份固定效应和控制变量。第(1)列 *TP* 指代 TP_1 ,第(2)列 *TP* 指代 TP_2 。下表同。

① 以其他 5 个劳动收入份额指标作为被解释变量的估计结果与此结果一致。限于篇幅,未报告,备索。

企就业比重的提高会使劳动收入份额下降;当农业劳动力比重小于等于该临界值时,城镇私企就业比重的提高会使劳动收入份额上升。而在临界值两侧,个体私营部门内的其他就业所有制结构变量(包括城镇个体就业、乡村私企和个体就业)以及城镇单位就业比重对劳动收入份额的影响都不存在类似特征。因此,在中国劳动力市场分割和刘易斯转折点到来的背景下,城镇私企就业比重的变化能够为中国的劳动收入份额先下降后上升的变化趋势提供一个解释。

(三) 城镇私企就业比重在东、中西部影响的差异性

根据经济发展规律,东部吸收农业劳动力的速度快于中西部。因此在农业劳动力比重小于等于临界值后,东部城镇私企部门的工资增长速度将快于中西部,东部城镇私企就业比重的提高使劳动收入份额上升的幅度可能会超过中西部。

为了检验城镇私企就业比重变量在东、中西部影响的差异性,我们在表4的基础上加入了城镇私企就业比重、临界值虚拟变量(TP_1)以及是否东部($East$)^①3个变量的交互项。表5第(1)列的估计结果表

表5 就业所有制结构在东、中西部影响的异质性

被解释变量	(1)	(2)
	SH_1	SH_1
临界值虚拟变量	TP_1	TP_2
$Priv_U$	-0.061 (0.246)	-0.146 (0.182)
$Self_U$	0.653* (0.349)	0.628** (0.282)
$Priv_R$	0.408 (0.262)	0.419 (0.316)
$Self_R$	-0.093 (0.160)	-0.119 (0.166)
$Formal$	-0.155 (0.136)	-0.084 (0.089)
$Priv_U \times TP \times East$	0.467** (0.189)	0.463** (0.214)
$Priv_U \times TP$	-0.067 (0.353)	0.032 (0.297)
$Self_U \times TP$	-0.491 (0.386)	-0.503 (0.389)
$Priv_R \times TP$	-0.311 (0.233)	-0.351 (0.255)
$Self_R \times TP$	0.038 (0.305)	0.174 (0.279)
$Formal \times TP$	0.015 (0.131)	-0.048 (0.086)
TP	0.014 (0.036)	0.020 (0.030)
观测值	783	783
组内 R^2	0.630	0.625
组间 R^2	0.551	0.543
总体 R^2	0.492	0.486

① 如果该省(自治区、直辖市)属于东部地区, $East$ 取值为1;如果不属于东部地区,取值为0。国家统计局将经济地带划分为东部、中部、西部和东北地区,东部包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南,详见 http://www.stats.gov.cn/tjsz/cjwtjd/201308/t20130829_74318.html。如果把辽宁也划分到东部,估计结果与此结果一致。限于篇幅,未报告,备索。

明 3 个变量的交互项 ($Priv_U \times TP_1 \times East$) 的系数估计值显著为正,这说明在农业劳动动力比重小于等于临界值后,相比中西部,东部城镇私企就业比重的提高使劳动收入份额上升的幅度更大。第(2)列使用另一个临界值虚拟变量 (TP_2) 的估计结果与此结果一致。

(四) 考虑产业结构的影响

产业结构从第一产业向第二产业再向第三产业的发展也会使劳动收入份额呈先下降后上升的特征(罗长远和张军 2009a; 白重恩和钱震杰 2010; 刘亚琳等 2018),

表 6 考虑产业结构的影响

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
		SH_1		
A: 加入二产、三产产值比重				
临界值虚拟变量		TP_1		TP_2
$Priv_U$	-0.111 (0.201)	-0.032 (0.196)	-0.173 (0.142)	-0.124 (0.136)
$Priv_U \times TP$	0.374* (0.212)	-0.004 (0.296)	0.470*** (0.143)	0.101 (0.229)
$Priv_U \times TP \times East$		0.339* (0.168)		0.337* (0.175)
GDP_Ind_2	-0.534*** (0.156)	-0.515*** (0.149)	-0.545*** (0.164)	-0.533*** (0.155)
GDP_Ind_3	-0.265** (0.125)	-0.287** (0.124)	-0.279** (0.128)	-0.300** (0.124)
B: 加入二产、三产就业比重				
临界值虚拟变量		TP_1		TP_2
$Priv_U$	-0.262 (0.226)	-0.148 (0.224)	-0.306* (0.168)	-0.243 (0.170)
$Priv_U \times TP$	0.467* (0.247)	-0.038 (0.349)	0.545*** (0.170)	0.090 (0.298)
$Priv_U \times TP \times East$		0.433** (0.191)		0.407* (0.215)
L_Ind_2	-0.014 (0.094)	-0.041 (0.094)	0.011 (0.092)	-0.004 (0.093)
L_Ind_3	0.333*** (0.116)	0.298** (0.111)	0.364*** (0.117)	0.334*** (0.114)

说明: 第(1)和(2)列的 TP 指代 TP_1 , 第(3)和(4)列的 TP 指代 TP_2 ; 限于篇幅, 仅报告核心变量的估计结果; 第(1) - (4)列回归方程中包含的其他变量分别与表4第(1)列、表5第(1)列、表4第(2)列和表5第(2)列相同。

因此我们通过对方程中加入产业结构的相关变量来考察结论是否受产业结构的影响。

表6的A部分加入了二产和三产产值占GDP比重变量(GDP_Ind_2 、 GDP_Ind_3) ,B部分加入了二产和三产就业占总就业人员比重变量(L_Ind_2 、 L_Ind_3)。表6的估计结果与前文分析一致,从数量上看,加入产业结构变量后,在农业劳动力比重小于等于临界值后城镇私企就业比重的提高对劳动收入份额的正向影响有所减弱。

(五) 城镇私企就业比重变化与劳动收入份额变化关系

上述分析表明各就业所有制结构变量中,仅有城镇私企就业比重的变化能够解释中国劳动收入份额先下降后上升的变化趋势。根据将变量回归系数与其在相应时间段的变化幅度相结合的方法(文雁兵和陆雪琴,2018),我们以表4第(1)列的估计结果为例来说明城镇私企就业比重的变化对劳动收入份额变化的影响。中国劳动收入份额(SH_1)在1990-2006年下降了12.81个百分点,在2007-2016年上升了7.72个百分点;城镇私企就业比重在1990-2006年上升了5.18个百分点,在2007-2016年上升了9.49个百分点。根据表4第(1)列城镇私企就业比重在农业劳动力比重临界值两侧的系数估计值可计算出,城镇私企就业比重对中国1990-2006年劳动收入份额变化的解释力度为6.92%,对中国2007-2016年劳动收入份额变化的解释力度为36.50%。

根据以上方法,我们计算了使用不同临界值虚拟变量以及是否加入产业结构变量时城镇私企就业比重变化对劳动收入份额变化的解释力度,结果见表7。城镇私企就业比重变化对2007-2016年劳动收入份额变化的解释力度

表7 城镇私企就业比重变化对劳动收入
份额变化的解释力度

临界值选择	时间段	解释力度		
		基准	加入二产、 三产产值比重	加入二产、 三产就业比重
TP_1	1990-2006	6.92	4.49	10.60
	2007-2016	36.50	32.32	25.19
TP_2	1990-2006	8.46	7.00	12.38
	2007-2016	41.17	36.50	29.37

均大于对1990-2006年的解释力度。本文的重点是考察中国2007年以来劳动收入份额上升在多大程度上能够由城镇私企就业比重的提高来解释。根据表7的结果可知,城镇私企就业比重的提高对中国2007-2016年劳动收入份额上升的解释力度在25.19%-41.17%之间。由于构造临界值虚拟变量(TP_2)根据的农业劳动力比重的临界值正是2007年的农业劳动力比重,并且加入二产和三产就业比重后城镇私企就业比重的解释力度最小,因此保守估计城镇私企就业比重提高对中国2007-2016年劳动收入份额上升的解释力度约为29.37%。

六 结论与政策建议

1990-2016年中国劳动收入份额呈先下降后上升的U型变化趋势,并在2007年达到最低点。在中国劳动力市场分割和刘易斯转折点到来的背景下,本文从就业所有制结构变化的角度为劳动收入份额先下降后上升的变化趋势提供一个解释。首先,本文通过构建一个包含农业生产部门、个体私营部门和城镇单位部门的理论模型,说明当农业劳动力不断转移至个体私营部门时,劳动收入份额将呈先下降后上升的变化趋势,劳动收入份额的最低点出现在劳动力停止转移之前。此外,个体私营部门和城镇单位部门会出现工资趋同,并且城镇单位部门相对其他两个部门加总后的劳动收入份额大小会影响总体劳动收入份额出现U型拐点时的农业劳动力比重临界值。

其次,基于1990-2016年中国省际面板数据的经验研究表明,个体私营部门内仅有城镇私企就业比重对劳动收入份额的影响符合理论假说,即存在一个临界值:当农业劳动力比重大于该临界值时,城镇私企就业比重的提高会使劳动收入份额下降;当农业劳动力比重小于等于该临界值时,城镇私企就业比重的提高会使劳动收入份额上升;而其他就业所有制结构变量在临界值两侧不存在类似特征。此外在农业劳动力比重小于等于临界值后,相比中西部,东部城镇私企就业比重的提高使劳动收入份额上升的幅度更大。以上结论在考虑产业结构的影响时均稳健。城镇私企就业比重提高对中国2007-2016年劳动收入份额上升的解释力度约为29.37%。

在中国特色社会主义新时代全面建成小康社会的决胜期,一方面要提高劳动报酬在初次分配中的比重,保证全体人民在共建共享发展中有更多获得感;另一方面也要坚持和完善公有制为主体、多种所有制经济共同发展的基本经济制度。本文结论具有以下政策建议:(1)虽然中国劳动收入份额具有先下降后上升的变化趋势,但这种演变需要有相应的制度保障才能持续。首先,要坚持就业优先战略和积极就业政策,创造充分就业的环境,使私营部门的就业稳步增长。其次,通过户籍制度和落户政策方面的改革促进农业转移劳动力在城市落户,避免已转移的农业劳动力因政策性因素返乡,保证农业劳动力转移的持续性和稳定性。(2)建立完善的劳动力市场制度,构建和谐劳动关系。私营部门的劳动者通常处于劣势,与资方的议价能力不强,因此应该更好地发挥工会的作用,提高劳动合同签订率,合理上调最低工资标准,保障劳动者

(尤其是农业转移劳动力)的合法权益,提高就业质量。(3)通过再分配调节促进形成合理有序的收入分配格局。现行的个税起征点主要根据社会平均工资水平来制定,由于私营部门的工资水平显著低于非私营部门,在计算社会平均工资水平时应给非私营部门更高的权重,制定个税起征点要有利于减少私营部门劳动者的纳税额。通过建立个人收入和财产信息系统,使收入和财产信息透明化,防止高收入者通过各种方式避税并强化个税累进税率的实施效果。(4)转变经济发展方式,激发个体私营经济活力。刘易斯转折点到来意味着中国人口红利逐渐消失,以往依靠高储蓄、高投资的经济发展方式已不可持续,并且由工资增长率超过劳动生产率增长率导致的劳动收入份额上升在长期也是不可持续的。中国经济发展应向依靠技术进步和全要素生产率提高的方式转变,并进一步通过商事制度改革激发个体私营经济活力,加大对私营部门劳动者的职业技能培训力度,全面提升劳动者素质,以此促进私营部门劳动生产率的提高。

参考文献:

- 白重恩、钱震杰(2009):《国民收入的要素分配:统计数据背后的故事》,《经济研究》第3期。
- 白重恩、钱震杰(2010):《劳动收入份额决定因素:来自中国省际面板数据的证据》,《世界经济》第12期。
- 蔡昉(2005):《探索适应经济发展的公平分配机制》,《人民论坛》第10期。
- 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。
- 蔡昉(2010):《人口转变、人口红利与刘易斯转折点》,《经济研究》第4期。
- 蔡昉(2018):《农业劳动力转移潜力耗尽了么?》,《中国农村经济》第9期。
- 蔡昉、都阳(2011):《工资增长、工资趋同与刘易斯转折点》,《经济学动态》第9期。
- 蔡昉、都阳、王美艳(2001):《户籍制度与劳动力市场保护》,《经济研究》第12期。
- 蔡昉、王德文(1999):《中国经济增长可持续性与劳动贡献》,《经济研究》第10期。
- 蔡昉、王美艳(2004):《非正规就业与劳动力市场发育——解读中国城镇就业增长》,《经济学动态》第2期。
- 陈宇峰、贵斌威、陈启清(2013):《技术偏向与中国劳动收入份额的再考察》,《经济研究》第6期。
- 陈钊、陆铭(2008):《从分割到融合:城乡经济增长与社会和谐的政治经济学》,《经济研究》第1期。
- 范从来、张中锦(2012):《提升总体劳动收入份额过程中的结构优化问题研究——基于产业与部门的视角》,《中国工业经济》第1期。
- 黄孟复(2010):《2009年我国个体私营企业从业人员达1.5亿》,《人民日报》2010年1月29日第4版。
- 黄先海、徐圣(2009):《中国劳动收入比重下降成因分析——基于劳动节约型技术进步的视角》,《经济研究》第7期。
- 蒋为、黄玖立(2014):《国际生产分割、要素禀赋与劳动收入份额:理论与经验研究》,《世界经济》第5期。
- 李稻葵、刘霖林、王红领(2009):《GDP中劳动份额演变的U型规律》,《经济研究》第1期。
- 李建民(2002):《中国劳动力市场多重分隔及其对劳动力供求的影响》,《中国人口科学》第2期。

- 林毅夫、蔡昉、李周(1994):《中国的奇迹:发展战略与经济改革》,上海:格致出版社。
- 刘亚琳、茅锐、姚洋(2018):《结构转型、金融危机与中国劳动收入份额的变化》,《经济学(季刊)》第2期。
- 罗长远、张军(2009a):《经济发展中的劳动收入占比:基于中国产业数据的实证研究》,《中国社会科学》第4期。
- 罗长远、张军(2009b):《劳动收入占比下降的经济学解释——基于中国省际面板数据的分析》,《管理世界》第5期。
- 罗知、周丽云、李浩然(2017):《劳动收入占比与偏向型技术进步》,《世界经济文汇》第2期。
- 邵敏、黄玖立(2010):《外资与我国劳动收入份额——基于工业行业的经验研究》,《经济学(季刊)》第4期。
- 唐东波(2011):《全球化与劳动收入占比:基于劳资议价能力的分析》,《管理世界》第8期。
- 汪进、钟笑寒(2011):《中国的刘易斯转折点是即将到来——理论辨析与国际经验》,《中国社会科学》第5期。
- 王德文、吴要武、蔡昉(2004):《迁移、失业与城市劳动力市场分割——为什么农村迁移者的失业率很低?》,《世界经济文汇》第1期。
- 魏下海、董志强、黄玖立(2013):《工会是否改善劳动收入份额?——理论分析与来自中国民营企业的经验证据》,《经济研究》第8期。
- 文雁兵、陆雪琴(2018):《中国劳动收入份额变动的决定机制分析——市场竞争和制度质量的双重视角》,《经济研究》第9期。
- 吴要武、蔡昉(2006):《中国城镇非正规就业:规模与特征》,《中国劳动经济学》第2期。
- 余淼杰、梁中华(2014):《贸易自由化与中国劳动收入份额——基于制造业贸易企业数据的实证分析》,《管理世界》第7期。
- 张车伟(2012a):《从就业变化看收入分配存在的问题》,《人文杂志》第1期。
- 张车伟(2012b):《中国劳动报酬份额变动与总体工资水平估算及分析》,《经济学动态》第9期。
- 张军、吴桂英、张吉鹏(2004):《中国省际物质资本存量估算:1952-2000》,《经济研究》第10期。
- 张莉、李捷瑜、徐现祥(2012):《国际贸易、偏向型技术进步与要素收入分配》,《经济学(季刊)》第2期。
- 赵忠(2004):《中国的城乡移民——我们知道什么,我们还应该知道什么?》,《经济学(季刊)》第3期。
- 周明海、肖文、姚先国(2010):《中国经济非均衡增长和国民收入分配失衡》,《中国工业经济》第6期。
- 邹薇、袁飞兰(2018):《劳动收入份额、总需求与劳动生产率》,《中国工业经济》第2期。
- Bentolina, S. and Saint-Paul, G. “Explaining Movements in Labor Income Share.” *Contributions to Macroeconomics*, 2003, 3(1), pp. 1103-1136.
- Cai, F. and Wang, M. “A Counterfactual Analysis on Unlimited Surplus Labor in Rural China.” *China & World Economy*, 2008, 16(1), pp. 51-65.
- Hansen, B. E. “Sample Splitting and Threshold Estimation.” *Econometrica*, 2000, 68(3), pp. 575-603.
- Hansen, B. E. “Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing and Inference.” *Journal of Econometrics*, 1999, 93(2), pp. 345-368.
- Kaldor, N. “Capital Accumulation and Economic Growth,” in D. C. Hague, ed., *The Theory of Capital*. London: International Economic Association Series, Palgrave Macmillan, 1961.
- Karabarbounis, L. and Neiman, B. “The Global Decline of the Labor Share.” *Quarterly Journal of Economics*,

2014 , 129(1) , pp. 61-103.

Kuznets , S. “Economic Growth and Income Inequality. ” *The American Economic Review* , 1955 , 45(1) , pp. 1-28.

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

Employment Structure , Lewis Turning Point and the Labor Share of Income: Theoretical and Empirical Analysis

Lan Jiajun; Fang Ying; Ma Tianping

Abstract: In the context of the labor market segmentation in China and its reaching the Lewis turning point , this paper interprets the changing trend of the labor share of income in China from the changing perspective of the employment ownership structure. The theoretical analysis reveals that the labor share of income follows a U-shaped curve when the agriculture labor force gradually moves into the private and self-employed sectors. Using the Chinese provincial-level panel dataset between 1990 and 2016 , our empirical study finds that there is a critical threshold. When the share of agricultural labor force is above this threshold value , the impact of the increase in the employment share of the urban private sector on the labor share of income is negative. In contrast , the impact becomes positive when the share of the agricultural labor force is less than or equal to this threshold value. Moreover , the impacts of other variables of employment ownership structure don't show this kind of feature on both sides of this threshold value. The increase in the employment share of the urban private sector accounts for about 29.37 percent of the growing labor share of income between 2007 and 2016. This paper provides policy implications in the following four areas: institutional guarantee improvement , harmonious labor relations establishment , redistribution policy imposition and economic development pattern transformation.

Key words: labor share of income , employment ownership structure , Lewis turning point , urban private sector employment

JEL codes: E25 , J21 , O15

(截稿: 2019 年 3 月 责任编辑: 宋志刚)