

二元经济结构对劳动收入份额的影响：理论与经验研究

王明

(清华大学社会科学学院经济所,北京 100084)

摘要: 该文通过建立二元经济结构的模型,分别分析了城市化水平、劳动力流动、产业结构变迁以及城乡收入差距对劳动收入份额的影响。研究发现,产业结构和城乡收入差距与劳动收入份额之间均存在着负相关关系,但劳动力转移并不一定带来劳动收入份额的下降,而城市化与劳动收入份额之间会存在着正相关关系。劳动力转移对劳动收入份额的影响,取决于从农村流入城市劳动力的数量,以及进入城市后所从事工作的资本密集度。城市化对劳动收入份额的影响,取决于新加入城市的人口所从事的工作的资本密集度。以上结论得到了1993-2014年间的省级面板数据的支持,实证检验表明在中国的二元经济结构中,产业结构的变化对劳动收入份额的影响最大,城市化次之,城乡收入差距再次之,劳动力流动的影响最小。

关键词: 二元经济结构;劳动收入份额;产业结构;城市化;城乡收入差距;劳动力转移

中图分类号: F244 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-2404(2018)89-0013-09

引言

初次分配考察的是国民收入在劳动、资本等要素之间的分配,本文所要研究的劳动收入份额是指生产要素所有者凭借劳动生产要素所取得的收入,它在概念上与土地所得的地租以及资本所得的利润相对应。要素的收入问题十分重要,它对社会的最终分配格局的影响极为显著,要素间收入差距提高会显著恶化人际收入分配格局(Daudey & García - Peñalosa, 2007)。可以说,劳动要素收入问题是一个事关社会公平、居民福利与国家安定发展的大问题:劳动报酬份额偏低,不仅降低了劳动者劳动积极性,也影响了社会投资率和消费率,也影响了公民的个人幸福感。

尽管这一问题极为重要,但仍有很多有待解决的问题。比如,中国劳动收入份额的变动趋势尚存争论,背后的动因也是众说纷纭。大多学者认为中国劳动报酬份额从1992-2007年呈下降趋势,劳动者所获得的功能性收入占国民收入的越来越低(白重恩、钱震杰,2009;杨瑞龙、张泽华,2014;姜磊等,2014)。但也有不同的观点,比如,有些学者(李稻葵、刘霖林、王红领,2009)认为劳动份额的变化并不是一直下降的,而是呈现U型变化趋势。为厘清这一基本事实,本文用最新的数据进行了计算。数据统计表明,在1993-2014年间,中国的劳动收入份额变动并不能说有一直下降的趋势,而更接近U型变化,如图1所示。

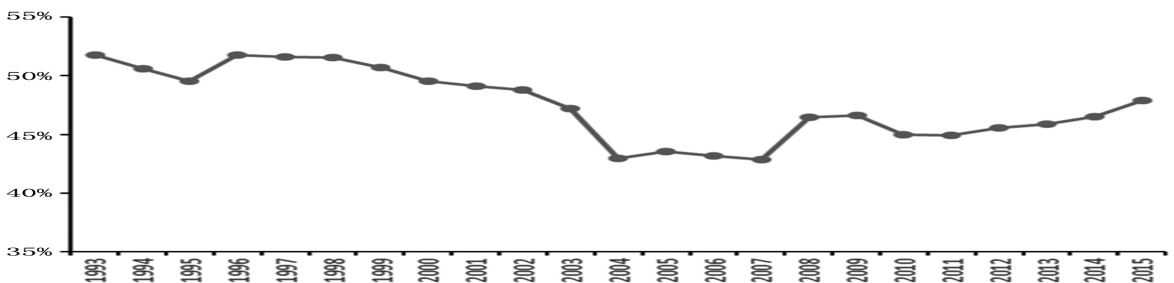


图1 1993-2014年全国劳动报酬份额变动趋势

数据来源:国家统计局和笔者的计算。

收稿日期:2018-10-20

作者简介:王明,博士研究生,主要研究方向为发展经济学、经济史、契约经济学等方面的研究。

E-mail:m-wang17@mails.tsinghua.edu.cn

为厘清真相并探求原因,本文在第二部分根据新古典经济学构建了一个描述二元经济的理论模型,分析劳动收入份额和产业结构、城市化水平、城乡居民收入差距以及和劳动力转移之间的关系。在第三部分通过一个计量分析支持了这个理论模型,并具体说明了各个因素对劳动份额的影响方向和大小。第四部分是对全文主要结论的总结。

1 劳动要素收入在二元经济中的分解

本部分将谈论二元经济结构中的一些特征,对于劳动要素的收入份额有哪些影响,技术进步、要素市场扭曲以及各种要素的替代弹性等因素不在考虑范围之内。本部分的核心在于,二元经济结构中农村劳动力的就业层次,有着从事高劳动收入份额和低劳动收入份额的区别。他们在城乡之间的流动,会同时影响城市和农村的劳动收入份额的变动。这一情况为很多劳动份额上升之谜提供了很好的解释。

1.1 二元经济结构模型的建立

假设经济体存在两个区域:区域1(城市)和区域2(农村),在 t 时期分别拥有有效劳动 $N_{1(t)}$ 和 $N_{2(t)}$,且劳动力同质,则劳动人口总量为 $N_{1(t)} + N_{2(t)} = N_{(t)}$ 。同时假设在完全竞争市场上,存在农业品和工业品两种产品。为了方便,假设两种产品价格均为1。

农村地区的生产函数为: $Y_{1(t)} = K_{1(t)}^\alpha [(1 - \theta)N_{1(t)}]^\beta$, $\alpha + \beta = 1, 1 > \alpha, \beta > 0$ ①

其中 $Y_{1(t)}$ 代表农村地区的总产出; $K_{1(t)}$ 为农村地区生产的资本投入; $N_{1(t)}$ 为农村地区的总的劳动力数量; θ 为从农村地区的劳动力中流向城市的比例($0 < \theta < 1$),则参与农村地区生产的劳动力数量就为 $(1 - \theta)N_{1(t)}$ 。由 $C - D$ 函数的性质可知, α 和 β 分别代表了资本与劳动的弹性及收入份额,在规模报酬不变的情况下, $\alpha + \beta = 1$ 。

城市地区的生产函数为: $Y_{2(t)} = K_{2(t)}^\gamma [N_{2(t)} + \theta N_{1(t)}]^\delta$, $\gamma + \delta = 1, 1 > \gamma, \delta > 0$ ②

其中 $Y_{2(t)}$ 代表城市地区的总产出; $K_{2(t)}$ 为城市地区生产的资本投入; $N_{2(t)}$ 为城市地区的总的劳动力数量, $\theta N_{1(t)}$ 为从城市地区的劳动力中流向城市的数量。由 $C - D$ 函数的性质可知, γ 和 δ 分别代表了资本与劳动的弹性及收入份额,在规模报酬不变的情况下, $\gamma + \delta = 1$ 。整个社会的总产出为 $Y_t = Y_{1(t)}$

+ $Y_{2(t)}$ 。

本部分可以做如下两个定义:

定义1:城市化水平为 $\varepsilon = \frac{N_{2(t)}}{N_{1(t)}}$,即城市劳动力与农村劳动力之比(严格来说,按照本文的前文论述,在考虑就业为主的情况下,城市化水平的衡量应该为 $\eta = \frac{N_{2(t)}}{N_{(t)}}$)。但本定义也可以表达同样的概念,

这是因为存在如下关系: $\eta = \frac{\varepsilon}{1 + \varepsilon}$,或者 $\varepsilon = \frac{\eta}{1 - \eta}$,二者之间存在着严格的函数关系。易知城市化水平 η 一定满足 $1 > \eta > 0$ 。

定义2:产业结构为 $\rho = \frac{Y_1}{Y_t}$,即经济部门中的第一产业,或农村地区的产值占国民产出的比例。可知产业结构 ρ 一定满足 $1 > \rho > 0$,并且以城市部门占地区产出比,或者现代经济部门占地区产出比衡量的产业结构为 $(1 - \rho)$ 。

在中国的二元经济结构中,存在着前文所述的两种类型的城市化,但难以确定究竟是哪一种城市化发挥着关键作用,但城市化水平确实是一个不断提高的变量。而以 p 表示的身份型的城市化,则更是一直处于不断提高的进程中。另外,改革开放以来中国的产业结构也一直都在不断优化的,这具体表现在第一产业占地区产出比的不断降低, ρ 一直在下降。

1.2 收入水平的确定

先考察农村地区的情况。

由①可有: $\frac{Y_{1(t)}}{(1 - \theta)N_{1(t)}} = \frac{K_{1(t)}^\alpha [(1 - \theta)N_{1(t)}]^\beta}{(1 - \theta)N_{1(t)}}$

令 $y_{1(t)} = \frac{Y_{1(t)}}{(1 - \theta)N_{1(t)}}$,代表农村地区单位劳动的收入,则有: $y_{1(t)} = K_{1(t)}^\alpha$

其中, $k_{1(t)} = \frac{k_{1(t)}}{(1 - \theta)N_{1(t)}}$ 表示农村地区单位劳动力的资本量。

再计算农村地区劳动的边际产出,可有: $MPL_1 = y_{1(t)} - k_{1(t)} * MPK_1 = (1 - \alpha)y_{1(t)} = \beta y_{1(t)}$

在一个新古典经济学的假设中,理性产商的劳动投入决策一定会满足: $w_{1t} = 1 * MPL_1 = MPL_1$

再考察城市地区的情况。

由②可有:

$$\frac{Y_{2(t)}}{N_{2(t)} + \theta N_{1(t)}} = \frac{K_{2(t)}^\gamma [N_{2(t)} + \theta N_{1(t)}]^\delta}{N_{2(t)} + \theta N_{1(t)}}$$

令 $y_{2(t)} = \frac{Y_{2(t)}}{N_{2(t)} + \theta N_{1(t)}}$, 代表城市地区单位劳动的收入, 则有: $y_{2(t)} = K_{2(t)}^\gamma$

其中, $k_{2(t)} = \frac{K_{2(t)}}{N_{2(t)} + \theta N_{1(t)}}$ 表示城市地区单位劳动力的资本量。

再计算城市地区劳动的边际产出, 可有: $MPL_2 = y_{2(t)} - k_{2(t)} * MPK_2 = (1 - \gamma)y_{2(t)} = \delta y_{2(t)}$

在一个新古典经济学的假设中, 理性产商的劳动投入决策一定会满足: $w_{2t} = 1 * MPL_2 = MPL_2$

在一个二元经济结构中, 城市的资本密集度、技术的先进程度均高于农村地区, 因此有农村的劳动收入份额大于城市, 也即 $\beta > \delta$ 。

本部分做出如下定义:

定义3: 城乡收入差距为 $\xi = \frac{y_{2(t)}}{y_{1(t)}}$, 即在城市产业中就业的劳动力收入, 与在农村的产业中就业的劳动力收入之比。在前文已经说明了的, 城市的技术水平高于农村的情况下, 可知城乡收入差距水平 ξ 一定满足 $\xi > 0$ 。一般而言该比值是大于1的, 并且有越来越大的趋势。

需要说明的是, 城乡收入差距的衡量方法很多, 一般而言使用的是人均意义上的城乡收入比, 在统计上往往使用的是人均地区产出比。定义3所展示的是城乡之间在工资收入上的差距, 本文所讨论的是劳动收入份额, 强调的是有效劳动的收入水平, 因此使用了这一指标。并且这一方法也同样可以反应出城乡居民之间在收入上的对比, 并不影响分析的结论。

1.3 劳动收入占比的两个表达

根据定义, 若以 S 代表劳动要素占国民收入的比例, 则可表达为: $S = \frac{wN}{Y}$

其中, w 为每个劳动力所获得的收入, N 为劳动力供给量, Y 为总产出。因为其他要素的存在, 本文可以知道, 必有 $1 > S > 0$ 。

由前一部分的推导, 可知劳动要素收入占总产出的比例为:

$$S = \frac{(1 - \theta)N_{1(t)} * w_{1t} + (N_{2(t)} + \theta N_{1(t)})w_{2(t)}}{Y_t} =$$

$$\frac{(1 - \theta) * \beta + \left(\frac{N_{2(t)}}{N_{1(t)}} + \theta\right) \delta \frac{y_{2(t)}}{y_{1(t)}}}{Y_t} * N_{1(t)} * y_{1(t)}$$

将定义1、3分别带入, 则有: $S = \frac{N_{1(t)}y_{1(t)}}{Y_t} [(1 - \theta)\beta + (\varepsilon + \theta)\delta\xi]$

$$= \frac{Y_{1(t)}}{y_t} \left[\beta + \frac{(\varepsilon + \theta)\delta\xi}{1 - \theta} \right]$$

将定义2带入, 则有: $S = \rho \left[\beta + \frac{(\varepsilon + \theta)\delta\xi}{1 - \theta} \right]$ ③

另一个等价的表达式为:

$$S = \frac{(1 - \theta)N_{1(t)} * \beta y_{1(t)} + (N_{2(t)} + \theta N_{1(t)})\delta y_{2(t)}}{Y_t} = (1 - \rho) \left[\frac{(1 - \theta)}{(\varepsilon + \theta)} * \frac{\beta}{\xi} + \delta \right]$$

可得劳动收入份额的另一个与表达式③等价的表达, $S = (1 - \rho) \left[\frac{(1 - \theta)}{(\varepsilon + \theta)} * \frac{\beta}{\xi} + \delta \right]$ ④

③与④这两个式子是等价的, 都为劳动要素占国民收入份额的表达式, 所不同的是采取以第一产业还是二三产业占比为表达式的第一项, 以及由此引起的相应变化。可以发现, 在这两个式子中, 本文所定义的产业的比例结构 ρ 、劳动力的流动水平 θ 、城市化水平 ε 、城乡收入差距 ζ , 以及在农村和城市地区的劳动的产出弹性 β 和 δ , 均会对劳动份额产生影响。

1.4 不同要素对劳动收入占比的影响
1.4.1 城市化水平的影响
由表达式③可知: $\frac{\partial S}{\partial \varepsilon} = \rho * \frac{\delta \zeta}{1 - \theta}$
又因为 $1 > \rho > 0, 1 > 1 - \theta > 0, \delta > 0, \zeta > 0$ 且这些因素与城市化水平没有相关性或者相关性很低, 所以有 $\frac{\partial S}{\partial \varepsilon} > 0$
则有, 命题1: 城市化水平与劳动收入份额正相关, 它的提高会带来劳动收入份额的上升。

1.4.2 城乡收入差距的影响

由劳动份额表达式④, 可有:

$$\frac{\partial S}{\partial \zeta} = (1 - \rho) * \beta * \left[-\frac{1}{\zeta^2} \frac{1 - \theta}{\varepsilon + \theta} + \frac{1}{\zeta} * \frac{-(\varepsilon + \theta) - (1 - \theta) * \frac{\alpha \theta}{\alpha \zeta}}{(\varepsilon + \theta)^2} \right] = (1 - \rho) * \beta * \frac{1}{\zeta^2 (\varepsilon + \theta)^2} \left[(1 - \theta - \zeta) * (\varepsilon + \theta) - \zeta * (1 - \theta) * \frac{\alpha \theta}{\alpha \zeta} \right]$$

由前文的分析易知 $(1 - \rho) * \beta * \frac{1}{\zeta^2(\varepsilon + \theta)^2} > 0, 1 - \theta > 0, \frac{\partial \theta}{\partial \zeta} > 0$ 。在中国的经济现实中,大部分

情况下 $\zeta > 0$, 所以有 $1 - \theta - \zeta < 0$ 。可知, $\frac{\partial S}{\partial \zeta} < 0$

则有,命题 2:城乡收入差距与劳动收入份额负相关,它的提高会带来劳动收入份额下降。

1.4.3 产业结构的影响

由劳动份额表达式③,可有: $\frac{\partial S}{\partial \rho} = \beta + \frac{(\varepsilon + \theta)\delta\zeta}{1 - \theta}$

又因为 $1 > 1 - \theta > 0, \theta > 0, \beta > 0, \delta > 0, \varepsilon > 0, \zeta > 0$, 所以有 $\frac{\partial S}{\partial \rho} > 0$

则有,命题 3:本文所定义的产业结构与劳动收入份额正相关,它的正向变动,会带来劳动收入份额的上升^①。

1.4.4 劳动力从农村流向城市的影响

由劳动份额表达式③,可有: $\frac{\partial S}{\partial \theta} = \rho * \frac{(\varepsilon + 1)\delta\zeta}{(1 - \theta)^2}$

又因为 $\rho > 0, \frac{(\varepsilon + 1)\delta\zeta}{(1 - \theta)^2} > 0$, 所以有 $\frac{\partial S}{\partial \theta} > 0$

又可得 $\frac{\partial^2 S}{\partial \theta^2} = -\rho * \frac{(\varepsilon + 1)\delta\zeta}{(1 - \theta)^3}$

可知 $\frac{\partial^2 S}{\partial \theta^2} < 0$

则有,命题 4:从农村向城市的劳动力转移,会带来劳动收入份额的上升;命题 5:随着向城市转移的劳动力数量的增多,劳动份额的边际增加是在减小的。

由以上分析可知,本文的模型中所考虑的各个

因素对劳动份额的影响不尽相同。城市化水平的提高会带来劳动收入份额的上升,城乡收入差距的扩大则具有降低劳动份额的作用,第一产业占比表示的产业结构水平则是与劳动收入份额正相关,而劳动力从农村向城市的流动量的大小也与劳动份额的大小变动方向一致。此外,劳动力的流动量虽然会带来劳动份额的同向变动,但其对劳动份额的影响是逐渐减小的,其影响力却是在边际上不断减小的^②。

2 数据、模型与计量结果

2.1 计量模型和数据描述

根据前一部分的工作,本文设定如下静态面板计量模型: $ls_{it} = c + \alpha_1 * industry_{it} + \alpha_2 * ub_{it} + \alpha_3 * wa_{it} + \alpha_4 * lnim_{it} + b * x_{it} + u_{it}$

$$u_{it} = \alpha_i + v_{it}$$

其中,下标 i 和 t 分别代表截面和时间, α 为系数, c 为常数项, u_{it} 为随机误差项。 α_i 是不随时间变化的个体因素,且无法直接观察和量化, v_{it} 为随机误差项,二者共同构成误差项。

ls_{it} 是被解释变量劳动收入份额,指的是劳动者报酬占 GDP 的比例,采用收入份额法计算劳动报酬份额,公式为:劳动报酬份额 = 劳动者报酬 / GDP。

$industry$ 、 ub 、 wa 和 $lnim$ 均是解释变量,分布代表了产业结构、城镇化、劳动收入差距和劳动力转移。城市化的衡量标准很多,本部分设定其为城乡人口之比,并表示该指标为 ub_{it} ;城乡收入差距的衡量,以城市人均可支配收入比上农村人均纯收入,表示为 wa ;衡量产业结构以第一产业的贡献值占地区产值之比为代表指标,记为 ind ;劳动力的流动采取二三产业就业人数只和,减去城镇就业人数的方法,记劳动力的流动量为 im 。根据在第三、四章的分

① 若将这一指标更替为第二三产业占国民经济比重的话,那么可以预见的是这一系数为负,但这一结论的经济内涵始终是不变的。记 $\rho_2 = 1 - \rho$, 表示非农产业,则可有 $\rho = 1 - \rho_2$ 。此时 $S = (1 - \rho_2) \left[\beta + \frac{(\varepsilon + 1)\delta\zeta}{(1 - \theta)} \right]$ 易知,劳动份额 S 与 ρ_2 的变动负相关。

② 此外,无论是在农村地区还是在城市地区,劳动的产出弹性 β 和 δ 均会对劳动份额产生影响,可得:

$$\frac{\partial S}{\partial \beta} = \frac{\rho}{\rho + 1}$$

$$\frac{\partial S}{\partial \delta} = \frac{\rho}{\rho + 1} * \frac{(\varepsilon + \theta)\zeta}{(1 - \theta)}$$

易知, $\frac{\partial S}{\partial \beta} > 0, \frac{\partial S}{\partial \delta} > 0$ 这与本文的经验相符——劳动要素的产出弹性增加的时候,劳动要素的收入份额总是会相应增加。这一情况已经得到了大量的理论和实证的检验,故本文将不再讨论,在本模型中将这两个产出弹性均设为常数,这个假设并不会影响模型的分析。

析,预计 $\alpha_1 > 0, \alpha_2 > 0, \alpha_3 < 0, \alpha_4 > 0$ 但这几个值的大小需要通过计量检验加以确定。为保证估计结果的稳健性和可靠性,本文还引入了如下的一束控制变量 x_{it} ,包括了技术进步、政府支出、资本深化、对外开放水平以及经济发展水平,在模型中分别被表示为 tec 、 gov 、 cap 、 tra 和 $lngdp$ 。

本文的数据来源于国家统计局数据、各省的统计年鉴和资料汇编、中经网数据库等,所涉及的数据信息包括:统计年鉴中的劳动报酬、地方地区生产总值、分三产的就业人数、城镇失业人数和失业率、乡村从业人员数量、三产增加值、城镇人口与总人口数、城镇居民可支配收入与农村居民人均收入等基

本信息。考虑到数据的可得性和研究的一致性,剔除了解释和被解释变量不合理或不存在的样本后,本文得到23个省份的截面数据观察值。被剔除的地区包括:山西省、吉林省、黑龙江省、广东省、西藏自治区、甘肃省、青海省、宁夏回族自治区、新疆维吾尔自治区。在时间序列方面,选择1993-2014年为样本期。计量过程中所使用的指标,均是根据这些数据计算而来,合计得到了22省22年间的484个观测值。另外,为考察经济发展水平和劳动力转移对收入占比的影响,我们取了人均GDP和劳动力转移数量的自然对数,分别标记为 $lngdp$ 和 $lnim$ 。主要变量的描述性统计结果输出,见表1。

表1 主要变量的描述性统计

变量名	含义	均值	标准差	最小值	最大值	观测值数
ls	劳动收入占比	0.488	0.072756	0.314	0.665	484
ind	产业结构水平	0.157	0.0884	0.00527	0.364	484
ub	城市化水平	0.424	0.184	0.1251	0.896	484
wa	城乡收入差距	2.802	0.6313	1.568	4.759	484
im	劳动力转移(万人)	780.96	662.72	1	3278	484
$lnim$	劳动力转移的自然对数	6.0766	1.307105	0.182322	8.095035	484
tec	劳均产出(万元/人)	3.673	3.688628	0.227339	18.44111	484
gov	政府支出占GDP比	0.145	0.0636	0.049171	0.40216	484
cap	资本产出比	0.476	0.189	0.2	1.049251	484
tra	进出口总额占GDP的比重	0.321	0.387	0.032	2.173341	484
gdp	人均GDP(现价,元)	20654	20799.93	1234	105231	484
$lngdp$	人均GDP的自然对数值	9.4591	0.995316	7.118016	11.56391	484

2.2 计量结果与检验

分别运用固定效应模型和随机效应模型对面板数据进行回归,得到结果如下表。

静态面板数据模型又分为固定效应模型和随机效应模型两种,二者的区别则在于对 α_i 的设定不同,本表中 fe 和 re 分别代表的是采用固定效应和随机效应的回归结果。根据估计中使用的劳动力转移数据是否是对数形式,本文将模型分作两大组加以检验:(1)-(4)为一大组,劳动力转移使用的是原始数据;(5)-(8)为另一组模型,使用的劳动力转移数据是取自然对数后的数据。在两个组内的又分为两部分,区别在于是否加入了控制变量。(1)-

(2)为分别采用固定效应模型和随机效应模型的基准模型,(3)-(4)则为相应的加入控制变量后的估计结果。后一组也是如此,(5)-(6)为基准模型,(7)-(8)则是加入了控制变量后的结果。(1)、(3)、(5)、(7)均为固定效应模型的估计结果,(2)、(4)、(6)、(8)为随机效应的估计结果。

为确定固定效应还是随机效应模型更好,本文采取了Hausman检验加以比较,最终结果如下表3,可知大部分情况下本模型是适用随机效应加以估计,最终估计结果在表4中汇报。需要加以说明的是,在(3)-(4)组中,原本采用Hausman检验的结果为负,通过采用该检验的其他形式得到结果。

表 2 回归结果

	<i>fe</i>	<i>re</i>	<i>fe</i>	<i>re</i>	<i>fe</i>	<i>re</i>	<i>fe</i>	<i>re</i>
	- 1	- 2	- 3	- 4	- 5	- 6	- 7	- 8
	<i>ls</i>	<i>ls</i>	<i>ls</i>	<i>ls</i>	<i>ls</i>	<i>ls</i>	<i>ls</i>	<i>ls</i>
<i>industry</i>	0.934*** - 13.77	0.902*** - 13.94	0.845*** - 8.34	0.643*** - 8.77	0.920*** - 13.45	0.891*** - 13.83	0.851*** - 8.05	0.708*** - 9.26
<i>ub</i>	0.104** - 2.66	0.107** - 3.2	0.0476 - 0.92	0.134** - 3.23	0.146*** - 3.9	0.118*** - 3.59	0.128* - 2.49	0.129** - 3.02
<i>wa</i>	- 0.0144* (- 2.02)	- 0.0101 [^] (- 1.65)	- 0.0149* (- 2.02)	- 0.0186*** (- 3.20)	- 0.0164* (- 2.30)	- 0.0106 [^] (- 1.73)	- 0.0189* (- 2.50)	- 0.0182** (- 3.04)
<i>im</i>	0.0000270** - 3.23	0.0000188** - 2.93	0.0000475*** - 5.55	0.0000312*** - 4.98				
<i>lnim</i>					0.00521 - 1.33	0.00803* - 2.54	0.00319 - 0.8	0.00971** 3.15
<i>tec</i>			0.00371** - 2.67	0.00508*** - 3.77			0.00291* - 2.04	0.00379** - 2.81
<i>gov</i>			0.497*** - 5.8	0.374*** - 5.31			0.362*** - 4.23	0.300*** - 4.3
<i>cap</i>			- 0.0565** (- 2.98)	- 0.0572** (- 2.98)			- 0.0478* (- 2.45)	- 0.0462* (- 2.40)
<i>tra</i>			- 0.0359** (- 2.71)	- 0.0300* (- 2.53)			- 0.0235 [^] (- 1.74)	- 0.0249* (- 2.03)
<i>lngdp</i>			- 0.0273** (- 2.66)	- 0.0414*** (- 4.44)			- 0.017 (- 1.61)	- 0.0277** (- 3.08)
<i>_cons</i>	0.316*** - 9.55	0.315*** - 9.89	0.551*** - 5.46	0.713*** - 8.51	0.295*** - 7.73	0.278*** - 7.69	0.460*** - 4.48	0.548*** - 6.72
<i>N</i>	506	506	506	506	506	506	506	506
<i>R - sq</i>	0.4333	0.4547	0.4711	0.5169	0.4582	0.4918	0.4993	0.5457

[^]、*、**、*** 分别代表 10%、5%、1%、0.1% 的显著性水平。

表 3 Hausman 检验结果

比较对象	(1) - (2)	(3) - (4)	(5) - (6)	(7) - (8)
统计量	$chi2(3) = 0.00$	$chi2(8) = 1.01$	$chi2(4) = 8.47$	$chi2(9) = 15.63$
显著性	$Prob > chi2 = 1.00$	$Prob > chi2 = 0.9982$	$Prob > chi2 = 0.0757$	$Prob > chi2 = 0.0751$
结论	$p > 0.05$ 选择随机, 拒绝固定效应	$p > 0.05$ 选择随机, 拒绝固定效应	$p > 0.05$ 选择随机, 拒绝固定效应	$p > 0.05$ 选择随机, 拒绝固定效应

表 4 最终回归结果

	<i>re</i>	<i>re</i>	<i>re</i>	<i>re</i>
	- 2	- 4	- 6	- 8
	<i>ls</i>	<i>ls</i>	<i>ls</i>	<i>ls</i>
<i>industry</i>	0. 902***	0. 643***	0. 891***	0. 708***
	- 13. 94	- 8. 77	- 13. 83	- 9. 26
<i>ub</i>	0. 107**	0. 134**	0. 118***	0. 129**
	- 3. 2	- 3. 23	- 3. 59	- 3. 02
<i>wa</i>	- 0. 0101 ^A	- 0. 0186**	- 0. 0106 ^A	- 0. 0182**
	(- 1. 65)	(- 3. 20)	(- 1. 73)	(- 3. 04)
<i>im</i>	0. 0000188**	0. 0000312***		
	- 2. 93	- 4. 98		
<i>lnim</i>			0. 00803*	0. 00971**
			- 2. 54	- 3. 15
<i>tec</i>		0. 00508***		0. 00379**
		- 3. 77		- 2. 81
<i>gov</i>		0. 374***		0. 300***
		- 5. 31		- 4. 3
<i>cap</i>		- 0. 0572**		- 0. 0462*
		(- 2. 98)		(- 2. 40)
<i>tra</i>		- 0. 0300*		- 0. 0249*
		(- 2. 53)		(- 2. 03)
<i>lngdp</i>		- 0. 0414***		- 0. 0277**
		(- 4. 44)		(- 3. 08)
<i>_cons</i>	0. 315***	0. 713***	0. 278***	0. 548***
	- 9. 89	- 8. 51	- 7. 69	- 6. 72
<i>N</i>	506	506	506	506
<i>R - sq</i>	0. 4547	0. 5169	0. 4918	0. 5457

^A、*、**、*** 分别代表 10%、5%、1%、0. 1% 的显著性水平。

在加入控制变量后,我们可以发现,技术进步、政府行为、资本深化程度、对外开放程度和经济发展水平对于模型的稳定性均无实质性影响。核心的四个变量的系数符合并未变化,仅有显著性水平出现了波动。这充分说明了本模型的稳健性。

2.3 计量结果分析

产业结构对劳动收入份额的影响显著为正,这一结论说明的是,在二元经济结构中,第一产业(或者农业)所占的比例越大,那么劳动的收入份额也就越大。这一点在别的研究中也得到了证实:农业占比越高,劳动收入份额就越大(白重恩、钱震杰,2010)。这一结论的内涵是,产业结构对劳动收入份额的影响,还要受到很多其他因素的综合结果。农村和城市地区的产出弹性、劳动力的转移情况、以及城乡收入差距都会对其产生影响,在一个静态模型中,这几个因素都是正面的影响。动态来看,农村和城市的技术进步均会带来劳动的份额的减小,劳

动力转移均是一个不可逆的进程,劳动力持续不断的从农村转移向城市,对收入份额会产生正面的作用。

城市化对劳动收入份额有着正面的影响,在四个核心变量中,总的影响的大小仅次于产业结构。这一结论与本文的理论推导相一致,但是与部分学者的研究结论相悖,比如张松林(2015)就认为城市化与劳动收入份额是负相关的。但是本文的分析不仅有自己的坚实的理论和实证分析基础,也与 *Harris & Todaro*(1970)的理论一脉相承的。根据在上一章的分析,城镇化程度的提高带来了劳动收入份额增加,这一结果很可能是因为中国的城市化仍是以人口身份的转变,或者更可能的是流入城市人口所从事的工作层次太低。经济学意义上的,以工作机会增加,就业规模扩大的城市化尚未发生。

城乡收入差距与劳动收入份额之间存在着负相关关系,也就是说,在城乡收入差距扩大的时候,劳动收入份额是下降的。结合前章的分析,我们可以推测有两个因素在发挥作用。一是直接效应:城乡收入差距的扩大,意味着城市部门的资本密集度上升,劳动份额下降,无论是技术进步还是政策变迁,总之只要资本的产出弹性变大,均会带来城乡收入差距变大和整个经济的劳动收入份额下降的情况。二是间接效应:在对城市收入预期比较高的时候,农村劳动力会流入城市,但他们大多从事的是收入低、知识和资本密集度低的产业,低于城市平均资本密集度的工作类型会带来劳动收入份额的下降。

劳动力从农村向城市的流动会带来劳动收入份额的上升,这一推论也得到了数据的支持。但这一结果与很多其他学者的研究结果相左,但本文在第三章中已提出的观点:劳动力的流动,同时存在着扩大和减小劳动收入份额的影响,而最终结果则取决于这两个效应的大小。农村劳动力流入城市后,所从事的是低于城市平均资本密集度的工作,拉低了城市的平均劳动收入份额,从而降低了整个社会的劳动收入份额(丁仁船、吴瑞君,2006)。如果无法改变当前劳动者的就业层次的话,从农村流向城市的劳动力数量越多,这一效应就越明显。是劳动力转移数量的增加,其对劳动份额增加的作用是不不断减小的。这一结论可以提供一个合理的解释:在大量农村人口流入城市之后,边际产出为零的劳动力不断减少,然后边际产出为正的劳动力开始流向城

市。农村中的劳动力减少,逐渐改变了农村中劳动和资本的密集程度,农村中劳动力的劳动份额开始出现减少的趋势,从而产生了减低城市中劳动收入份额的压力。

此外,技术进步、政府行为、资本深化程度、对外开放程度和经济发展水平等因素也极为重要,因此作为控制变量被加入到本文的计量模型之中。计量检验中,各控制变量的结果均显著,并且系数符号大多与已有研究结果相一致。本文还证实了政府的财政支出对公平、普通群众的收入有积极作用,政府消费确实会提高劳动收入份额。此外,本模型的回归结果也表明,对外依存度等因素的提高反而降低了劳动者报酬,而资本深化则会减少劳动收入份额,这与罗长远和张军(2009),以及邵敏、黄玖立(2010)等人的研究结论相一致。

3 结论与展望

本文建立了一个二元经济模型,将城市化水平、劳动力流动、产业结构变迁以及城乡收入差距几个因素纳入了统一的理论框架中,分析他们对劳动收入份额的影响。模型推导发现,产业结构变迁、城市化、城乡收入差距和劳动力流动均对劳动收入份额有显著影响,并且这一结论得到了计量分析的支持。实证检验结果表明,产业结构变化对劳动收入份额的影响最大,城市化次之,城乡收入差距再次之,劳动力流动的影响最小。

和很多研究结论相同,本研究也发现了产业结构与劳动收入份额之间的显著关系。特别是第一产业在国民经济中所占份额的高低,对于劳动份额有着非常明显的影响。这一点可以借用前人的研究得到很好的解释,一方面是农业本就是所有产业中劳动收入份额最高的部门,另一方面则是不同产业之间的劳动力存在着大规模转移的情况。而对城市化的理论和实证研究则发现,其与劳动收入份额的存在着正相关的现象。本文从身份的城市化和就业的城市化两个方面提出了可能的解释。如果中国的城市化只是强制性的将农村户口变为城市户口,让农民的身份转变为名义上的市民,从而实现城市化,那么这样就一定会出现本文所分析的现象。如果城市化是通过城市部门创造出足够多的就业机会,吸引农民自发流动到城市,并且这些就业机会的资本密集程度高于农业的话,就不会出现这样的情况。

一个与传统研究不同的发现是,劳动力转移并不会一定带来劳动收入份额的下降,还很有可能会提高劳动收入份额。最终结果则取决于从农村流入城市劳动力的数量,以及进入城市后所从事工作的资本密集度。本文的理论,以及实证数据均表明,从1993-2014年间,劳动力转移与劳动收入份额之间是正相关的。同样聚焦于流入城市的农村劳动力的就业状况的分析表明,在二元经济结构下,城乡收入差距与劳动收入份额之间可能存在着正相关关系。本文的理论以及实证的数据均支持了上述结论。

参考文献

- [1] Daudey, E. & García-Peñalosa, C. (2007). The personal and the factor distributions of income in a cross-section of countries. *Journal of Development Studies*, volume 43 (5), 812-829.
- [2] Harris, J. R. & Todaro, M. P. (1970). Migration, unemployment and development; a two-sector analysis. *The American economic review*, 60(1), 126-142.
- [3] Jorgenson, D. W. (1961). The development of a dual economy. *Economic Journal*, 71(282), 309-334.
- [4] Kaldor, N. (1961) *Capital Accumulation and Economic Growth*, Palgrave Macmillan UK.
- [5] Lewis, W. A. (1954). Economic development with unlimited supplies of labour. *The Manchester school*, 22(2), 139-191.
- [6] 白重恩,钱震杰,武康平. 中国工业部门要素分配份额决定因素研究[J]. *经济研究*, 2008(8): 16-28.
- [7] 白重恩,钱震杰. 谁在挤占居民的收入——中国国民收入分配格局分析[J]. *中国社会科学*, 2009(5): 99-115+206.
- [8] 白重恩,钱震杰. 国民收入的要素分配:统计数据背后的故事[J]. *经济研究*, 2009(3): 27-41.
- [9] 白重恩,钱震杰. 劳动收入份额决定因素:来自中国省际面板数据的证据[J]. *世界经济*, 2010(12): 3-27.
- [10] 陈宗胜,黎德福. 内生农业技术进步的二元经济增长模型——对“东亚奇迹”和中国经济的再解释[J]. *经济研究*, 2004(11): 16-27.
- [11] 陈兰. 关注新生代农民工的就业问题[J]. *中国劳动*, 2010(8): 6-10.
- [12] 丁仁船,吴瑞君. 农民工对城市本地劳动力的就业替代模型及其实证分析[J]. *中国人口科学*, 2006(4): 43-50+95.
- [13] 范晓非,王千,高铁梅. 预期城乡收入差距及其对我国农村劳动力转移的影响[J]. *数量经济技术经济研究*,

- 2013(7):20-35.
- [14] 姜磊,陈坚,郭玉清. 二元经济转型与劳动收入份额:理论与实证分析[J]. 经济社会体制比较,2014(4):46-58.
- [15] 李稻葵,刘霖林,王红领. GDP 中劳动份额演变的 U 型规律[J]. 经济研究,2009(1):70-82.
- [16] 罗长远,张军. 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[J]. 中国社会科学,2009(4):65-79+206.
- [17] 邵敏,黄玖立. 外资与我国劳动收入份额——基于工业行业的经验研究[J]. 经济学(季刊),2010(4):1189-1210.
- [18] 翁杰. 中国农村劳动力转移与劳动收入份额变动研究[J]. 中国人口科学,2011(6):14-26+111.
- [19] 杨瑞龙,张泽华,刘易斯. “拐点”与我国初次分配格局——劳动力供给曲线对劳动报酬份额的影响[J]. 经济问题,2014(11):1-10.
- [20] 张松林. 城市化过程中市场化对劳动收入占比演变的影响[J]. 中国农村经济,2015(1):44-57.

The Effect of Dual Economy on the Labor Share: Theoretical Model and Empirical Evidence

WANG Ming

(Economics Institute, School of Social Sciences, Tsinghua University, Beijing100084, China)

Abstract: This study constructs a dual economic model to analyze the effect of urbanization, labor mobility, industrial structure evolution and urban-rural income inequality on the labor share. It is found that the evolution of industrial structure and the growth of the urban-rural income gap will reduce labor share. But labor mobility does not necessarily bring about the labor share decline, which depends on the amount of the labor mobile to city and the capital intensity of their jobs'categories. Meanwhile urbanization could have a positive correlation with the labor share, and this also depends on the capital intensity of their jobs. Empirical studies using 1993-2014 Chinese provincial panel data support above findings, which shows that in a dual economy like China industrial structure changes impact the labor share most, followed by urbanization, urban-rural income gap, and labor mobility has the minimal impact.

Key words: dual economy; labor share; industrial structure; urbanization; urban-rural income gap; labor mobility