

消费结构升级、要素价格 扭曲与中国农业劳动力转移

俞 剑 方福前 程 冬 郑文平*

摘要：通过构建一个两部门动态一般均衡模型，本文主要研究消费结构升级、要素价格扭曲等因素对中国农业劳动力转移的影响。基于稳态的数值计算结果表明，上述因素对农业劳动力转移都有不同程度的正面影响。当所有因素同时改变 0.1 个单位时，消费结构升级对农业劳动力转移的影响程度最大，为 4.63%，紧随其后的是部门间资本租金扭曲与部门技术进步，部门间工资扭曲的影响程度最弱，仅为 0.84%。不仅如此，前三种因素对农业劳动力转移的影响都是非常显著的，这表明促成中国农业劳动力转移的主导原因是复合型的，这与美国经济城乡一体化进程中的情形有很大不同。

关键词：动态一般均衡模型；消费结构；劳动力转移

一、引言

现代经济增长的一个重要特征就是农业劳动力源源不断的向非农业部门转移。基于过去三十多年的国民收入核算也表明，农村剩余劳动力向城市转移为我国经济快速增长提供了重要驱动力（盖庆恩等，2015）。到底有哪些因素会影响我国农业劳动力转移？国内外许多经济学家从技术进步、城乡收入差距、劳动力市场分割、就业歧视、人力资本差异等多种角度对这一问题做了回答（蔡昉等，2001；Melo and Ames, 2016）。其中，蔡昉等（2001）指出，阻碍我国农业劳动力转移的制度性根源是户籍制度所引起的城乡劳动力市场分割。Melo 和 Ames（2016）采用面板数据研究得出，来自建筑行业的高工资水平是决定中国农业劳动力向城市转移的根本因素。然而，已有文献大多只是选择从一种因素或者两种因素来解释我国农业劳动力转移现象，鲜有文献同时梳理多种因素对农业劳动力转移的传导机制以及定量

*俞剑，中央财经大学经济学院，邮政编码：100081，电子信箱：jianyu@cufe.edu.cn；方福前，中国人民大学经济学院，邮政编码：100872，电子信箱：fangfq@ruc.edu.cn；程冬，范德比尔特大学经济系博士候选人，电子信箱：dong.cheng@vanderbilt.edu；郑文平，对外经济贸易大学国际经济贸易学院，邮政编码：100029，电子信箱：wenpingzheng@ruc.edu.cn。

本文得到国家社科基金重大项目“中国经济自发展能力研究”（项目号：15ZDB133）、国家社科基金青年项目“中国居民消费结构转变对经济波动的影响研究”（项目号：16CJL012）资助。作者感谢中国人民大学大宏观论坛与会者的宝贵意见，感谢匿名审稿专家提出的修改意见，但文责自负。

测算各种因素对劳动力转移的影响程度。由于缺乏统一的理论框架,许多文献往往会高估或者低估某种因素的影响程度,从而造成研究结果的偏差。鉴于此,本文尝试在统一的理论框架下定量研究多种因素对农业劳动力转移的传导机理和影响程度。

与已有文献相比,本文的边际贡献体现在两个方面:一是在标准的两部门动态一般均衡模型中,通过引入代表性家庭的最低生存性食物消费和自我提供的非农业产品消费来刻画居民消费结构转变,并且引入农业部门和非农业部门的非平衡技术进步,从而构建出一个既包括需求方因素,又包含供给方因素的动态一般均衡模型。该模型为后续研究多种因素对劳动力转移的影响提供了一个完美的基准模型。二是在基准模型基础上,本文通过引入非农业部门对农业部门的工资扭曲和资本租金扭曲来刻画要素市场非平等交换的二元结构特征,从而构建出一个具有中国城乡二元经济结构特征的动态一般均衡模型。

本文其余部分的结构安排如下:第二部分是文献综述与理论机制分析,第三部分是理论模型构建;第四部分是模型的参数校准;第五部分是数值计算结果及其分析;第六部分是主要结论及政策涵义。

二、文献综述与理论机制分析

由于农业劳动力转移具有重要的理论意义和现实意义,中西方经济学家们对农业劳动力转移这一现象给予了广泛关注,并且提出了许多不同的理论解释。总结而言,主要有以下三种:

第一种是“消费结构升级”假说。19世纪德国统计学家恩格斯的统计分析表明,当居民收入处在较低水平时,维持基本生存所需的食物消费在家庭总消费支出中所占比例较高。随着居民家庭收入水平的提升,人们对工业品和服务品的消费需求不断增加。居民消费需求结构的变化会导致产业结构发生变化,进而造成经济发展的主导产业由农业向制造业和服务业转变。在这种情况下,农业劳动力将随着居民消费结构和产业结构升级而不断流向非农业部门。Kongsamut等(2001)首次在消费者的效用函数中引入两个非位似项,用来刻画代表性家庭维持生存所需的最低食物消费和家庭内部自我提供的非农业品消费,完美实现了恩格尔效应与农业劳动力转移的有机结合。

居民消费结构升级影响农业劳动力转移的理论逻辑是相当清晰的。其影响途径主要有两条:一是家庭维持生存所需的最低食物消费的变动。如果从事农业生产能够获得较高收入,则人们将会更多地消费高档次的非农业品。在以需求为导向的市场经济中,消费者对于非农业品的消费需求增加,必将带动工业部门和服务业部门扩大生产规模,增加其劳动力投入,从而促进农业劳动力向工业部门和服务业部门流动。二是家庭自我提供的非农业品消费的变动。如果从事制造业和服务业能够获得较高收入,则消费者将减少家庭自己提供的非农业品,并增加购买市场生产的非农业品,而这最终将导致制造业和服务业部门的产品需求和就业人数占比上升。

第二种是“技术进步”假说。这一观点认为,农业部门和非农业部门的技术进步以及劳动生产率提高都会促进农业劳动力向非农业部门转移。Lewis(1954)为解释农业劳动力转移现象提供了一个基本分析框架。他指出,在经济发展的初期阶段,由于农业部门中存在着

大量的剩余劳动力,只要非农业部门提供稍大于维持农村人口最低生活的工资水平,就能够引发劳动力转移现象。当初始的农村剩余劳动力被非农业部门完全吸收时,劳动力转移过程终止。然而,当农业部门的劳动生产率提高时,又会形成新的剩余劳动力,并继续推动农村剩余劳动力向非农业部门的新一轮转移。这一过程直到所有新的剩余劳动力再次被非农业部门完全吸收为止。

Baumol(1967)和 Baumol 等(1985)指出,由于农业部门和非农业部门具有截然不同的劳动生产率,因此要想保持低生产率的农业部门与高生产率的非农业部门平衡增长,则必须要满足劳动力源源不断的从农业部门流出。在极端情况下,农业部门的劳动力就业人数占比降为零。Alvarez-Cuadrado 和 Poschke(2011)将由农业部门技术进步引起的劳动力转移称为劳动力推动效应,而将由非农业部门的产业技术革新引起的劳动力转移称为劳动力拉动效应。他们发现,在 20 世纪 20 年代之前,劳动力拉动效应是造成美国农业劳动力向非农业部门转移的根本原因。然而在 20 世纪 60 年代之后,劳动力推动效应成为劳动力转移的主导因素。程名望等(2006)认为,城镇工业的技术进步是引起我国农业劳动力转移的主要原因,而来自农业部门的推动效应是次要原因。Dennis 和 Iscan(2009)将劳动力推动效应和拉动效应统称为鲍莫尔效应,并且指出,自 20 世纪 50 年代以来,鲍莫尔效应是美国农业劳动力转移的主要原因。

技术进步影响农业劳动力转移的理论逻辑也是十分清晰的。其影响途径主要有两方面:一是劳动力推动效应,即农业部门的技术进步有助于提高劳动生产率,释放出更多的剩余劳动力,从而促进农业劳动力向非农业部门转移。二是劳动力拉动效应,即非农业部门的产业技术革新会吸引更多的农村剩余劳动力流向非农业部门,从而对劳动力转移产生正面影响。

最后一种是“要素价格扭曲与可替代性”假说。此类观点认为,资本和劳动是企业生产的两大投入要素,农业部门和非农业部门间的资本租金扭曲、工资扭曲以及资本与劳动的可替代性会对农业劳动力转移产生重要影响(Chirinko and Mallick,2016)。

一方面,造成部门间资本租金扭曲的主要原因有以下两点:一是农业部门和非农业部门的资本回报率存在显著差异。企业向家庭租借资本进行生产的必要条件是资本的边际收益大于或者等于资本的租金价格。否则,如果资本租金高于资本的边际收益,则企业停止生产。汪平等(2012)指出,我国农林牧渔业的资本回报率普遍低于制造业和现代服务业等行业。在这种情况下,其他行业的资本租金价格将高于农林牧渔业。二是农产品市场和非农产品市场的市场竞争程度不同。农产品市场是一个接近完全竞争的市场,因而农业部门只能提供与资本边际收益相等的租金价格。然而,非农产品市场受市场准入门槛和资金规模的限制,其竞争程度远远低于农产品市场。特别是某些事关国民经济命脉的能源和通信行业,政府更是设置了严格的市场进入壁垒以及垄断经营特权,从而导致这些非农业部门能够提供比农业部门更高的资本租金价格。

部门间资本租金扭曲影响农业劳动力转移的传导路径是劳动对资本的可替代性。当非农业部门对农业部门的相对资本租金提高时,将会引起非农业部门中出现劳动对资本的替代。在总劳动供应量给定的情况下,非农业部门的劳动就业份额将会上升。因此,部门间资

本租金扭曲将会对农业劳动力转移产生显著的正面影响。这一转移过程直到两部门的资本租金价格完全相等时停止。

另一方面,造成部门间工资扭曲的主要原因也有以下两点:其一,农业部门和非农业部门的劳动者具备的劳动技能存在差异。一般而言,非农业部门劳动者的人力资本和技能水平都要明显高于农业部门,从而使得非农业部门的工资水平远远超出农业部门(Harris and Todaro, 1970)。其二,部门间的工资扭曲并非都是由劳动技能差异引起,也有可能是由某些社会制度因素所致。例如,我国户籍制度导致的劳动力市场分割、工会组织对非工会成员进入的排斥等(孙文凯等, 2011)都会造成农业部门的工资水平低于非农业部门。

部门工资扭曲影响农业劳动力转移的主要途径是预期收入。如果非农业部门对农业部门的相对工资水平提高,则农业劳动力从农业部门流向非农业部门将变得有利可图。受未来预期收入增加的影响,越来越多的农村劳动力开始进城务工,从而引起非农业部门的劳动就业份额提高。由此可见,部门间工资扭曲将会对农业劳动力转移产生显著的正面影响。然而,当两部门的工资水平完全相等时,这种劳动力转移过程就会停止。

简而言之,本文在已有文献基础上将重点关注如下几个问题。影响我国农业劳动力转移的核心因素和传导机制到底是什么?是消费结构升级、部门间的要素价格扭曲,还是其他因素?各种因素对我国农业劳动力转移的传导机理和方向是否与理论分析完全一致?同时,如何在统一的理论逻辑框架下合理测算各种因素对我国农业劳动力转移的影响程度?对于这些问题的回答不仅有助于全面理解我国经济转型期中的劳动力流动机制,挖掘出真正影响农业劳动力转移的核心因素,而且也有利于新一届中央政府制定相应的政策法规来合理推进未来的城市化进程。

三、理论模型构建

本文构建了一个同时含有需求方因素、供给方因素和要素价格扭曲的两部门动态一般均衡模型。该模型与标准的两部门动态一般均衡模型(Alvarez-Cuadrado and Poschke, 2011)相比具有以下新特点:一是引入哈罗德中性技术来补充希克斯中性技术,从而更加有效地展示技术进步对劳动力转移的直接影响。二是通过引入农业部门和非农业部门的工资扭曲与资本租金扭曲,来刻画我国要素市场存在的非平等交换特征以及城乡二元经济结构,从而构建出符合中国国情的两部门动态一般均衡模型。

(一)家庭的偏好结构和预算约束

假设代表性家庭的偏好是时间可分的,所有家庭均能够存活无限期,并且拥有对数形式的瞬时效用函数,则加总的折现效用和的具体表达式为:

$$U = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t^A, c_t^M) \quad (1)$$

(1)式中: $u(c_t^A, c_t^M)$ 是瞬时效用函数且 $u(c_t^A, c_t^M) = \eta \log(c_t^A - \gamma) + (1 - \eta) \log(c_t^M + \mu)$ 。 $\beta \in (0, 1)$ 是主观贴现因子, $\eta \in (0, 1)$ 表示代表性家庭偏好农产品消费的相对权重, $\gamma > 0$ 表示代表性家庭维持生存所需的最低食物消费, $\mu > 0$ 表示来自家庭内部提供的非农业产品数量, c_t^A 和 c_t^M 表示代表性家庭在 t 期所购买的农产品和非农产品的数量。

家庭收入来源主要有两个方面,一是通过劳动获得的工资性收入,二是通过向部门或者企业出租资本获得的租金收入。家庭的最优化行为就是在本期消费和储蓄之间分配可支配收入,以期实现最大化终生效用。因此,代表性家庭面临的预算约束为:

$$w_t^A L_t^A + p_t w_t^M L_t^M + r_t^A k_t^A + p_t r_t^M k_t^M - \delta k_t^M + k_t^A + k_t^M = c_t^A + p_t c_t^M + k_{t+1}^A + k_{t+1}^M \quad (2)$$

(2)式中: w_t^A 和 w_t^M 分别是农业部门和非农业部门在 t 期的实际工资水平, L_t^A 和 L_t^M 分别是代表性家庭在 t 期投入到农业部门和非农业部门的劳动时间, r_t^A 和 r_t^M 分别是农业部门和非农业部门在 t 期的资本租金价格, k_t^A 和 k_t^M 分别表示代表性家庭在 t 期提供给农业部门和非农业部门的资本数量, δ 是资本折旧率, p_t 表示 t 期非农产品对农产品的相对价格。方便起见,假设代表性家庭的总劳动时间为1,满足 $L_t^A + L_t^M = 1$;同时假设部门间的资本是同质的。

基于上述假定,代表性家庭的最优化问题可以表示为:

$$\begin{aligned} \text{Max}_{c_t^A, c_t^M, L_t^A, L_t^M, k_{t+1}^A, k_{t+1}^M} U &= \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t^A, c_t^M) \\ \text{s.t. } w_t^A L_t^A + p_t w_t^M L_t^M + r_t^A k_t^A + p_t r_t^M k_t^M - \delta k_t^M + k_t^A + k_t^M &= c_t^A + p_t c_t^M + k_{t+1}^A + k_{t+1}^M \end{aligned} \quad (3)$$

通过拉格朗日函数法,可以求解得到代表性家庭实现效用最大化时的期内消费均衡条件为:

$$[\eta/(1-\eta)] \cdot [(c_t^M + \mu)/(c_t^A - \gamma)] = 1/p_t \quad (4)$$

(二) 两部门的生产技术和市场出清

假设在一个封闭经济体中只有农业部门与非农业部门,劳动力供给是缺乏弹性的且总劳动供应量为1。本文借鉴 Dennis 和 Iscan (2009)对技术进步的设定,同时采用哈罗德中性和希克斯中性技术,即同时引入产出和劳动增强型技术进步,则农业部门和非农业部门的生产函数表示为:

$$Y_t^A = B_A (k_t^A)^{\theta_A} (Z^A L_t^A)^{1-\theta_A}, B_A > 0 \quad (5)$$

$$Y_t^M = B_M (k_t^M)^{\theta_M} (Z^M L_t^M)^{1-\theta_M}, B_M > 0 \quad (6)$$

(5)、(6)式中: Y_t^A 和 Y_t^M 是农业部门和非农业部门在 t 期的产出水平。 B_A 和 B_M 代表希克斯中性技术进步的效率参数,分别表示农业部门与非农业部门在 t 期的产出增强型生产效率。 θ_A 和 θ_M 分别是农业部门与非农业部门的资本收入份额。一般而言,农业部门的资本密集度不会超过非农业部门,因而有 $0 < \theta_A < \theta_M < 1$ 。 Z^A 和 Z^M 两个效率参数分别表示农业部门与非农业部门的劳动增强型技术进步。为方便起见,令 $k_t^A + k_t^M = K_t$,其中 K_t 表示 t 期的总资本存量。

本文假设农业部门的产出只能用于消费,而非农业部门的产出既可以用于消费,也可以用于投资,则两部门的资本运动方程可以表示为:

$$\dot{k}_t^A = B_A (k_t^A)^{\theta_A} (Z^A L_t^A)^{1-\theta_A} - c_t^A = 0 \quad (7)$$

$$\dot{K}_t = \dot{k}_t^M = p_t B_M (k_t^M)^{\theta_M} (Z^M L_t^M)^{1-\theta_M} - p_t c_t^M - \delta k_t^M \quad (8)$$

假设产品市场和要素市场都是完全竞争的,而且劳动力和资本能够在农业部门和非农业部门之间自由流动,则无套利条件要求两部门的工资水平必然相等,而且两部门的资本租金价格也相等。由此可以得到:

$$B_A(1-\theta_A)[k_t^A/(Z^A L_t^A)]^{\theta_A} Z^A = p_t B_M(1-\theta_M)[k_t^M/(Z^M L_t^M)]^{\theta_M} Z^M \quad (9)$$

$$B_A \theta_A (k_t^A)^{\theta_A-1} (Z^A L_t^A)^{1-\theta_A} = p_t B_M \theta_M (k_t^M)^{\theta_M-1} (Z^M L_t^M)^{1-\theta_M} \quad (10)$$

由式(9)和式(10)可得:

$$[(1-\theta_A)/\theta_A][k_t^A/L_t^A] = [(1-\theta_M)/\theta_M][k_t^M/L_t^M] \quad (11)$$

式(11)表明,农业部门和非农业部门的人均资本的增长速度必然相同,换言之,两部门的资本深化速度相同。由于非农业部门的资本收入份额大于农业部门,因而非农业部门的人均资本要高于农业部门。

当要素市场和产品市场都完全出清时,可以得到劳动力市场、农产品市场和非农产品市场的供需均衡条件为:

$$L_t^A + L_t^M = 1; c_t^A = Y_t^A; I_t = p_t Y_t^M - p_t c_t^M - \delta k_t^M \quad (12)$$

这里, I_t 表示非农业部门在 t 期的投资水平,且 $I_t = (k_{t+1}^A + k_{t+1}^M) - (k_t^A + k_t^M) + \delta \cdot k_t^M$ 。

(三) 竞争性均衡

在确定性的基准模型中,本文的竞争性均衡由内生变量集合、状态变量集合和外生参数集合三部分组成。其中,内生变量集合是 $\{Y_t^A, Y_t^M, k_{t+1}^A, k_{t+1}^M, K_{t+1}, L_t^A, L_t^M, c_t^A, c_t^M, I_t, p_t\}$, 状态变量集合是 $\{k_t^A, k_t^M\}$, 外生参数集合是 $\{\delta, \theta_A, \theta_M, B_A, B_M, \eta, \gamma, \mu, Z^A, Z^M\}$ 。给定状态变量和外生参数集合,本文定义的竞争性均衡是一个满足以下条件的动态系统:

(1) 农业部门和非农业部门的生产函数为:

$$Y_t^A = B_A (k_t^A)^{\theta_A} (Z^A L_t^A)^{1-\theta_A}, Y_t^M = B_M (k_t^M)^{\theta_M} (Z^M L_t^M)^{1-\theta_M}$$

(2) 要素市场出清条件为:

$$L_t^A + L_t^M = 1$$

(3) 农产品市场和非农产品市场的出清条件为:

$$c_t^A = Y_t^A, I_t = p_t Y_t^M - p_t c_t^M - \delta k_t^M$$

(4) 资本运动方程为:

$$I_t = (k_{t+1}^A + k_{t+1}^M) - (k_t^A + k_t^M) + \delta \cdot k_t^M$$

(5) 两部门资本租金的无套利条件为:

$$B_A \theta_A (k_t^A)^{\theta_A-1} (Z^A L_t^A)^{1-\theta_A} = p_t B_M \theta_M (k_t^M)^{\theta_M-1} (Z^M L_t^M)^{1-\theta_M}$$

(6) 两部门工资的无套利条件为:

$$B_A (1-\theta_A) (k_t^A)^{\theta_A} (Z^A L_t^A)^{-\theta_A} Z^A = p_t B_M (1-\theta_M) (k_t^M)^{\theta_M} (Z^M L_t^M)^{-\theta_M} Z^M$$

(7) 农产品和非农产品消费的期内均衡条件为:

$$[\eta/(1-\eta)] \cdot [(c_t^M + \mu)/(c_t^A - \gamma)] = 1/p_t$$

(8) 反映家庭跨期消费决策的欧拉方程为:

$$c_{t+1}^A - \gamma = \beta (c_t^A - \gamma) (p_t \cdot r_{t+1}^M + 1 - \delta)$$

(四) 拓展模型

在确定性基准模型中,本文假设农业部门和非农业部门的工资水平完全相等,资本租金价格也完全相等。然而,考虑到我国劳动力、资本、土地和能源等几乎所有的要素市场都存在扭曲现象(Hsieh and Klenow, 2009),本文在基准模型的基础上引入两部门的工资扭曲和资本租金扭曲,用来考察要素价格扭曲对农业劳动力转移的影响。本文将单独引入工资扭

曲的情况记为拓展模型一;将单独引入资本租金扭曲的情况记为拓展模型二;将同时引入工资扭曲和资本租金扭曲的情况记为拓展模型三。然后,通过基于稳态均衡的比较静态分析,集中探讨资本-产出比、劳动就业份额等内生变量在长期经济发展过程中的演变趋势。

在拓展模型一中,假设农业部门和非农业部门的工资水平满足 $(1+\tau^w)w_t^A=w_t^M$ 的数量关系, τ^w 是刻画两部门工资扭曲的参数。如果 $\tau^w<0$,则表明农业部门的工资高于非农业部门;如果 $\tau^w=0$,则表明两部门工资相等,此时拓展模型一退化为基准模型;如果 $\tau^w>0$,则表明非农业部门的工资高于农业部门。此时两部门的工资无套利条件变为:

$$(1+\tau^w)B_A(1-\theta_A)(k_t^A)^{\theta_A}(Z^AL_t^A)^{1-\theta_A}Z^A=p_tB_M(1-\theta_M)(k_t^M)^{\theta_M}(Z^ML_t^M)^{1-\theta_M}Z^M \quad (13)$$

在拓展模型二中,假设农业部门和非农业部门的资本租金价格满足 $(1+\tau^r)r_t^A=r_t^M$ 的数量关系, τ^r 是刻画两部门资本租金扭曲的参数。如果 $\tau^r<0$,则表明农业部门的资本租金价格高于非农业部门;如果 $\tau^r=0$,则表明两部门资本租金价格完全相等,此时拓展模型二退化成基准模型;如果 $\tau^r>0$,则表明非农业部门的资本租金价格高于农业部门。此时两部门资本租金的无套利条件将变成:

$$(1+\tau^r)B_A\theta_A(k_t^A)^{\theta_A-1}(Z^AL_t^A)^{1-\theta_A}=p_tB_M\theta_M(k_t^M)^{\theta_M-1}(Z^ML_t^M)^{1-\theta_M} \quad (14)$$

在拓展模型三中,本文同时引入工资扭曲和资本租金扭曲。此时,两部门工资和资本租金的无套利条件变为式(13)和式(14)。

与确定性基准模型相比,拓展模型一的竞争性均衡条件将发生以下三点变化:一是参数集合将新增参数 τ^w ;二是两部门工资的无套利条件变成式(13);三是农产品市场的出清条件变成 $c_t^A=(1+\tau^w)w_t^AL_t^A+r_t^Ak_t^A$ 。拓展模型二的竞争性均衡条件也将发生以下三点变化:一是参数集合将增加一个参数 τ^r ;二是两部门资本租金的无套利条件变成式(14);三是农产品市场的出清条件变成 $c_t^A=w_t^AL_t^A+(1+\tau^r)r_t^Ak_t^A$ 。与拓展模型一和二相比,拓展模型三中农产品市场的出清条件变成 $c_t^A=(1+\tau^w)w_t^AL_t^A+(1+\tau^r)r_t^Ak_t^A$ 。

四、模型参数校准

本文构建的模型中需要校准的参数有 $\{\beta, \theta_A, \theta_M, B_A, B_M, \eta, \gamma, \mu, \delta, Z^A, Z^M, \tau^w, \tau^r\}$ 。下面我们 will 详细介绍各个参数的校准依据,具体校准结果见表 1。

表 1 模型参数校准结果

变量名称	参数	参数校准值	变量名称	参数	参数校准值
主观贴现因子	β	0.91	食物消费偏好的相对权重	η	0.15
农业部门资本收入份额	θ_A	0.4	非农业部门资本收入份额	θ_M	0.65
农业部门的效率参数	B_A	1.03	非农业部门的效率参数	B_M	1.05
维持生存所需的最低食物消费	γ	0.4	家庭内部提供的非农产品	μ	2.1
农业部门劳动增强型技术进步	Z^A	1.05	非农业部门劳动增强型技术进步	Z^M	1.2
工资扭曲系数	τ^w	0.901	资本租金扭曲系数	τ^r	0.5
资本折旧率	δ	0.05			

本文模型中的一期相当于现实经济中的一年。主观贴现因子 β 的取值通常落在 0.9 至 1 的区间内,为确保年实际利率符合中国的现实情况,本文参照陈彦斌等(2014)的设定,取

$\beta=0.91$ 。

δ 表示资本折旧率,本文参照 Hsien 和 Klenow (2009) 的设定,选取资本折旧率为 5%,即 $\delta=0.05$ 。

θ_A 和 θ_M 分别衡量农业部门和非农业部门的资本收入份额。李尚骞和龚六堂(2012)认为,我国农业部门的资本密集度最低,其次是服务业部门,而工业部门的资本密集度最高。其中,农业部门的资本收入份额约为 0.35,服务业部门和工业部门的资本收入份额分别为 0.6 和 0.65。参照李尚骞和龚六堂(2012)的设定,本文选取 $\theta_A=0.4$ 和 $\theta_M=0.65$ 。

B_A 和 B_M 分别是农业部门和非农业部门中代表希克斯中性技术进步的效率参数。潘丹和应瑞瑶(2012)指出,从长期来看,希克斯中性技术进步能够每年推动我国农业经济增长约 3%,推动非农业经济增长约 5%。于是,本文选取 $B_A=1.03$ 和 $B_M=1.05$ 。

依照 Cheremukhin 等(2015)的设定,代表性家庭对农产品消费偏好的相对效用权重为 0.15,即 $\eta=0.15$ 。于泽等(2014)的研究表明,当前我国家庭维持生存所需的食物消费占总食物消费的比重约为 36%,而家庭自我生产的非农产品占有所有非农产品的消费比重约为 32%,即 $\gamma/c^A=0.36, \mu/c^M=0.32$ 。基于此,本文选取 $\gamma=0.4$ 和 $\mu=2.1$,此时有 $c^A=1.1$ 且 $c^M=6.5$ 。

根据雷钦礼(2013)的测算,劳动增强型技术进步的增长率大致落在 5%–20% 的区间内。由于非农业部门的人力资本高于农业部门,于是本文设定农业部门劳动增强型技术进步的增长率始终为 5%,非农业部门的劳动增强型技术进步的增长率始终为 20%,此时得到 $Z^A=1.05$ 和 $Z^M=1.2$ 。

考虑到我国不同行业工资数据的可获得性,本文采用中国国家统计局公布的 1978–2013 年我国农林牧渔业的平均工资来代表农业部门的工资水平,采用采掘业,制造业,电力、煤气及水的生产和供应业,建筑业,金融、保险业,房地产业 6 个行业的平均工资来代表非农业部门的工资水平。根据两部门劳动力的无套利条件公式,可以计算得到 1978–2013 年 τ^w 的平均值为 0.901。因此,本文选取 $\tau^w=0.901$ 。

根据汪平等(2012)的估算,我国农林牧渔业的资本租金成本明显低于其他行业。于是,本文假定我国农业部门的资本租金率等于长期利率。李治国和唐国兴(2002)认为,我国非农业部门的资本租金率长期稳定地处于 14%–18% 的较高水平上。鉴于此,本文选取 15% 作为非农业部门的资本租金率。根据两部门资本租金的无套利条件得到 $\tau^r=0.5$ 。

五、数值计算结果及其分析

本文首先求解出确定性基准模型的稳态结果。然后,通过改变参数的取值以及两部门要素流动的无套利条件来分别考察消费结构升级、要素价格扭曲等因素对农业劳动力转移的影响。

(一) 确定性基准模型的数值结果

确定性基准模型具有 5 个基本特征,即最低生存性食物消费占比为 36% ($\gamma=0.4$),家庭自我提供的非农产品消费占比为 32% ($\mu=2.1$),农业部门和非农业部门都不存在劳动增强型技术进步 ($Z^A=Z^M=1$),农业部门和非农业部门之间不存在工资扭曲和资本租金扭曲 ($\tau^w=\tau^r=0$)。

数值计算结果显示,一方面本文所构建的确定性基准模型能够较好地刻画出中国农业部门和非农业部门以及两部门加总的资本-产出比特征,即稳态条件下农业部门的资本-产出比为 2.686,非农业部门的资本-产出比为 2.468,两部门加总的资本-产出比为 2.508。本文的数值结果表明,我国的资本-产出比接近 2.5 的水平。这一结果与李治国和唐国兴(2003)、陈彦斌等(2014)的研究结果基本一致。另一方面,在基准模型的长期稳定状态下,我国农业部门的就业人数占比为 40.22%,非农业部门劳动力就业人数占比为 59.78%。本文将这个劳动力分布设定为基准稳态结果,并在下文通过比较静态分析来考察各种因素对它的影响。

在基准模型的稳态条件下,本文得到社会总投资水平和社会总产出水平分别为 0.454 和 4.496,因而得到全社会的投资-产出比为 0.101。造成全社会投资-产出比偏低的主要原因是因为本文假定只有非农业部门才进行投资,农业部门的产出全部用于消费。

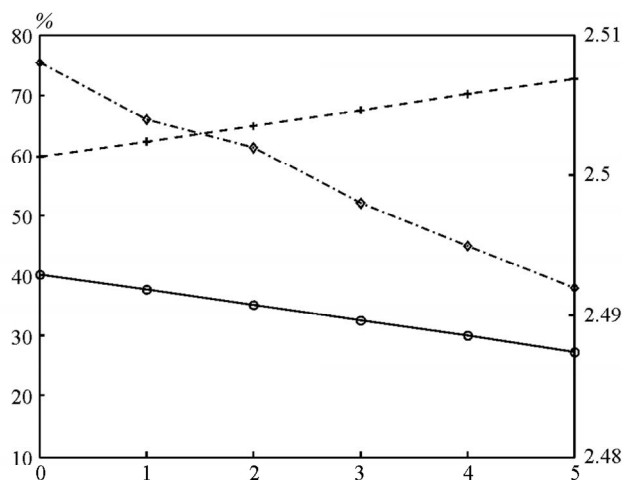
数值模拟的结果还显示,在基准模型的长期稳态下,非农产品对农产品的相对价格为 0.565,表明农产品的实际价格高于非农产品。这一结果与理论预期是完全一致的。这是因为,一方面由式(11)可知,非农业部门的人均资本要远远高于农业部门,也就是说,劳动在非农业部门中的边际产出要超过农业部门,即 $MPL_t^M > MPL_t^A$ 。另一方面,由于两部门的劳动无套利条件等价于 $MPL_t^A = p_t \cdot MPL_t^M$,因此必然有 $p_t < 1$ 。

目前,我国非农产品价格明显高于农产品,似乎与本文的数值结果有所不同。实际上,我国农产品市场长期受到政府干预,其价格波动更是受到严格的价格管制。为了维持社会稳定和经济平稳运行,我国当前的农产品价格远远低于其真实价格。一旦放开价格管制,农产品价格必将经历大幅上涨。另一方面,我国非农业部门的劳动生产率仍然存在较大的提升空间,如果非农业部门的生产技术能够进一步提升,则非农产品的价格也将大幅下降。综合来看,非农产品对农产品的相对价格将会因为农产品价格管制的取消和非农业部门劳动生产率的提高而不断下滑。

基于上文设定的确定性基准模型,本部分将在此基础上进行四组数值模拟的思想实验。第一组思想实验是为了考察消费结构升级对农业劳动力转移的影响,即通过改变 γ 和 μ 的取值。第二组思想实验是为了探究劳动力推动效应对农业劳动力转移的影响,即通过改变 Z^A 的取值。第三组思想实验的目的是探究劳动力拉动效应对农业劳动力转移的影响,即通过改变 Z^M 的取值。第四组思想实验的目的是同时考察两部门技术进步对劳动力转移的影响,即同时改变 Z^A 和 Z^M 的取值。

在第一组思想实验中,维持 $Z^A = Z^M = 1$ 和 $\tau^w = \tau^r = 0$ 不变,选取 γ 和 μ 同时降低 10%, 20%, 30%, 40% 和 50% 作为 5 个对照模型。由此得到, A1 中有 $\gamma = 0.36, \mu = 1.89$, A2 中有 $\gamma = 0.32, \mu = 1.68$, A3 中有 $\gamma = 0.28, \mu = 1.47$, A4 中有 $\gamma = 0.24, \mu = 1.26$, A5 中有 $\gamma = 0.2, \mu = 1.05$ 。由图 1 可知,随着最低生存性食物消费占比和家庭自我提供非农产品消费占比的不断下降,农业部门的就业人数占比将从 40.22% 逐渐下降至 27.39%, 总体降幅达 12.83 个百分点。非农业部门的就业人数占比将从 59.78% 提升至 72.61%。

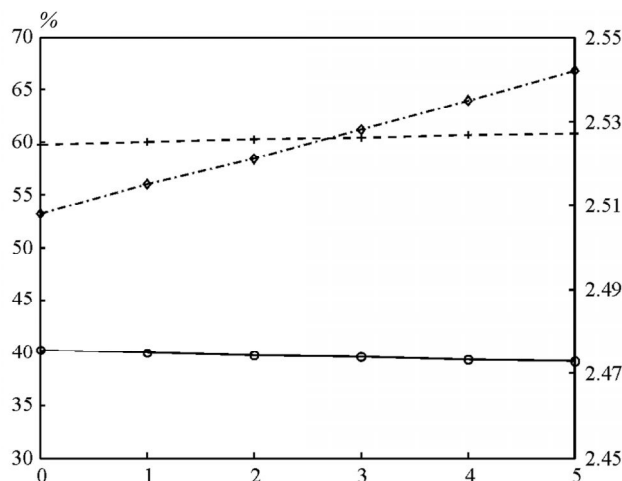
因此,基于稳态的长期分析,我们可以发现消费结构升级对农业劳动力转移具有显著的正面影响,该结果与理论预期完全一致。另外,虽然两部门加总的资本-产出比有所下滑,但是仍然接近 2.5 的水平。



注:横轴上的数字0~5 分别表示基准模型和第一组思想实验中的五组对照模型;点实线代表农业部门的劳动力占比,加号虚线代表非农业部门的劳动力占比,两者的量纲是%(左坐标轴);星号虚线代表资本-产出比,无量纲(右坐标轴)。

图1 消费结构升级对劳动力转移和资本-产出比的影响

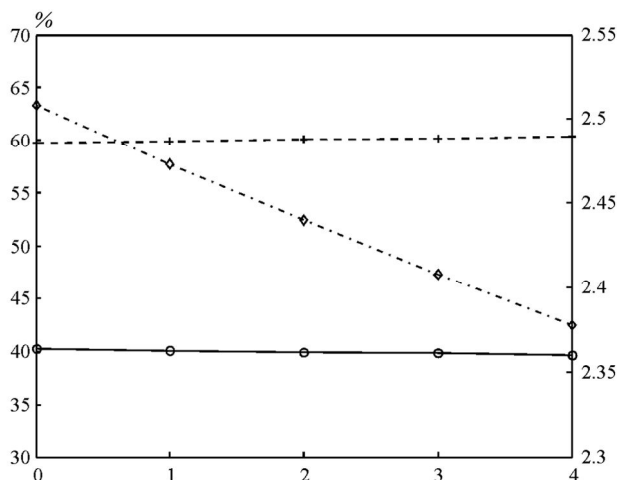
在第二组思想实验中,维持 $\gamma=0.4$, $\mu=2.1$, $Z^M=1$ 和 $\tau^w=\tau^r=0$ 不变。考虑到 Z^A 校准后的值为 1.05,则选取 Z^A 的步长为 0.01,从 1 增加到 1.05,由此得到五组对照试验。由图 2 可知,劳动力推动效应对农业劳动力转移的影响十分有限,但总效应是正的。其中,我国农业部门的就业人数占比从 40.22%缓慢下降至 39.14%,整体降幅为 1.08 个百分点。非农业部门的就业人数占比从 59.78%缓慢上升至 60.86%。因此,基于稳态的长期分析表明,我国农业部门的技术进步对农业劳动力转移具有正面影响,但是影响程度较为有限。在五组对照实验中,两部门加总的资本-产出比虽然有所上升,但是仍然维持在 2.5 附近,基本符合中国实际情况。



注:横轴上的数字0~5 分别表示基准模型和第二组思想实验中的五组对照模型;点实线代表农业部门的劳动力占比,加号虚线代表非农业部门的劳动力占比,两者的量纲是%(左坐标轴);星号虚线代表资本-产出比,无量纲(右坐标轴)。

图2 农业部门技术进步对劳动力转移和资本-产出比的影响

在第三组思想实验中,维持 $\gamma=0.4, \mu=2.1, Z^A=1$ 和 $\tau^w=\tau^r=0$ 不变,考虑到 Z^M 校准后的值为1.2,则选择 Z^M 的步长为0.05,从1增加到1.2,可以得到四组对照实验。由图3可得,劳动力拉动效应对劳动力转移的影响也较为有限,但净效应表现为促进劳动力向非农业部门转移,该结果与理论预期基本一致。其中,我国农业部门的就业人数占比从40.22%缓慢下降至39.67%,整体降低0.55个百分点。非农业部门的就业人数占比从59.78%缓慢增加至60.33%。因此,基于稳态的长期分析表明,我国非农业部门的技术进步对劳动力转移具有正面影响,但影响程度较弱。



注:横轴上的数字0~4分别表示基准模型和第三组思想实验中的四组对照模型;点实线代表农业部门的劳动力占比,加号虚线代表非农业部门的劳动力占比,两者的量纲是%(左坐标轴);星号虚线代表资本-产出比,无量纲(右坐标轴)。

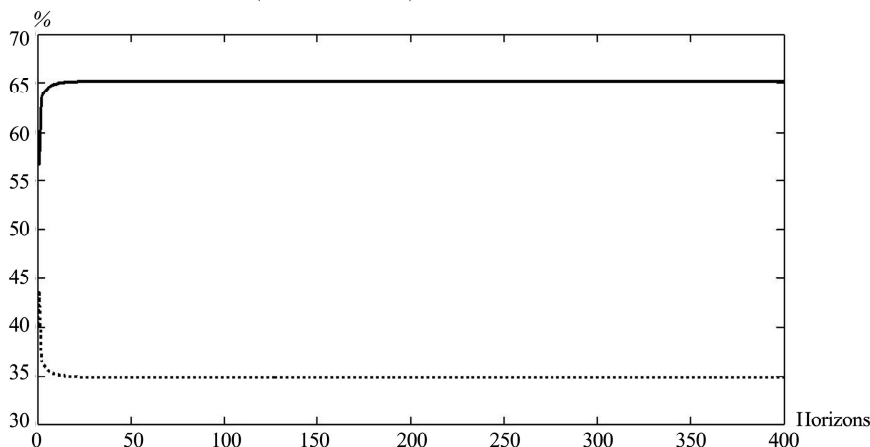
图3 非农业部门技术进步对劳动力转移和资本-产出比的影响

在第四组思想实验中,维持 $\gamma=0.4, \mu=2.1$ 和 $\tau^w=\tau^r=0$ 不变,重点考察两部门技术进步对农业劳动力转移的影响。实验设计如下:选择 Z^A 和 Z^M 的步长分别为0.025和0.1,且 Z^A 从1增加到1.05, Z^M 从1增加到1.2,由此得到两组对照实验。在对照组D1中,农业部门的就业人数占比为39.38%,非农业部门的就业人数占比为60.62%,两部门加总的资本-产出比为2.46。在对照组D2中,两部门的就业人数占比分别为38.61%和61.39%,加总的资本-产出比为2.41。因此,在两部门技术进步的影响下,将有1.61个百分点的农业劳动力转向非农业部门就业(与基准模型相比)。可见,两部门技术进步对农业劳动力转移具有积极的促进作用,但影响程度较弱。

(二) 拓展模型的数值结果

拓展模型一与基准模型的区别在于两部门工资扭曲参数的引入,使得两部门劳动的无套利条件变成 $(1+\tau^w)w_t^A=w_t^M$,以及农产品市场的出清条件变成 $c_t^A=(1+\tau^w)w_t^A L_t^A+r_t^A k_t^A$ 。数值计算结果表明,维持其他条件不变,当非农业部门的工资水平接近于农业部门工资水平的1.9倍时,我国农业部门的就业人数占比为34.88%,非农业部门的就业人数占比为65.12%,农业部门的资本-产出比为2.686,非农业部门的资本-产出比为3.09,两部门加总的资本-产出比为3.048。与确定性基准模型相比,农业部门就业人数占比降低了5.34%,而非农业部门就业人数占比增加了5.34%。这一结果与理论预期完全一致,如果非农业部门的工资水

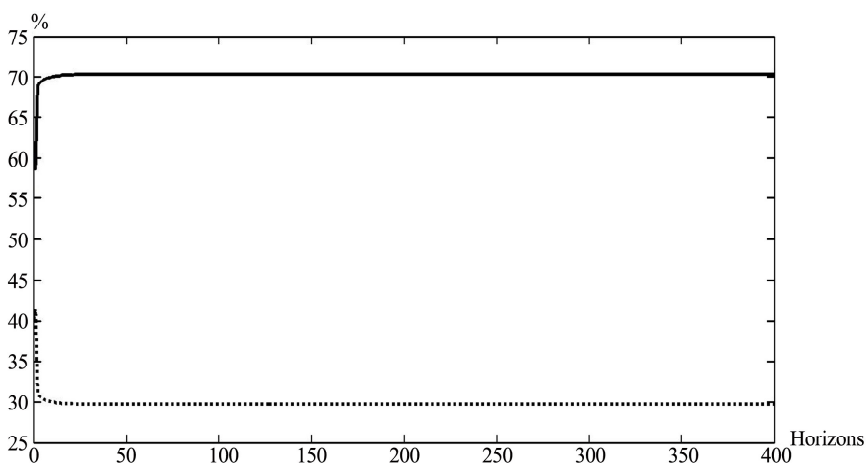
平远远高于农业部门时,预期收入的增加将会促使大量的农业劳动力流向非农业部门,从而导致非农业部门的劳动就业份额增加,农业部门的劳动就业份额降低。由此可见,部门间工资扭曲会促进农业劳动力转移(如图4所示)。



注:实线代表非农业部门的劳动力占比,虚线代表农业部门的劳动力占比。横轴上的数值表示引入部门间工资扭曲后,农业部门和非农业部门的劳动力占比变化的观测期数。

图4 部门间工资扭曲对劳动力转移的影响

拓展模型二中引入两部门的资本租金扭曲,使得两部门资本租金的无套利条件变为 $(1+\tau^r)r_t^A=r_t^M$,以及农产品市场的出清条件变成 $c_t^A=w_t^A L_t^A+(1+\tau^r)r_t^A k_t^A$ 。数值计算结果表明,维持其他条件不变,当非农业部门的资本租金价格接近于农业部门资本租金价格的1.5倍时,我国农业部门和非农业部门的就业人数占比分别为29.73%和70.27%。农业部门的资本-产出比是4.029,非农业部门的资本-产出比是2.713,两部门加总的资本-产出比是2.888。与确定性基准模型相比,农业部门就业人数占比降低10.49个百分点。这一结果表明,当非农业部门的资本租金价格高于农业部门时,非农业部门中将会出现劳动替代资本的情况,从而导致非农业部门的劳动就业份额上升。因此,部门间资本租金扭曲能够显著促进农业劳动力流向非农业部门(如图5所示)。



注:实线代表非农业部门的劳动力占比,虚线代表农业部门的劳动力占比。横轴上的数值表示引入部门间资本租金扭曲后,农业部门和非农业部门的劳动力占比变化的观测期数。

图5 部门间资本租金扭曲对劳动力转移的影响

拓展模型三同时引入两部门的工资扭曲和资本租金扭曲。数值计算结果显示,我国农业部门和非农业部门的就业人数占比分别为 27.67% 和 72.33%。与确定性基准模型相比,农业部门的劳动力就业占比降低了 12.55 个百分点。这一结果表明,当非农业部门的工资水平和资本租金价格都高于农业部门时,会引发更多的农业劳动力流向非农业部门。

(三) 多种因素叠加的数值结果

接下来,本部分在统一的理论逻辑框架下,综合测算出消费结构升级、要素价格扭曲等因素对我国农业劳动力转移的影响程度,从而有助于挖掘出隐藏在我国农业劳动力转移现象背后的主导因素。具体方法如下:在确定性基准模型基础上,通过改变每种因素对应的参数取值,使其变化 0.1 个单位(维持其他参数不变),从而考察农业部门和非农业部门的就业人数占比变化。

数值结果显示,维持其他条件不变,当消费结构升级 0.1 个单位时,即有 $\gamma = 0.3, \mu = 2$ 。由此得到,农业部门和非农业部门的就业人数占比分别为 35.59% 和 64.41%。因此,消费结构升级变化 0.1 个单位能够促进农业劳动力向非农业部门转移 4.63 个百分点。当两部门的劳动力增强型技术进步同时提高 0.1 个单位时,则有 $Z^A = Z^M = 1.1$ 。此时,农业部门和非农业部门的就业人数占比分别为 37.88% 和 62.12%。由此得到,两部门的技术进步同时提高 10% 能够引起农业部门劳动力向非农业部门转移 2.34 个百分点。当部门间工资扭曲程度扩大 0.1 个单位时,则有 $\tau^w = 0.1$ 。基于稳态的长期分析显示,农业部门的劳动力就业份额将从 40.22% 降低到 39.38%,非农业部门的劳动力就业份额将从 59.78% 上升至 60.62%。由此可见,工资扭曲程度扩大 0.1 个单位将会促进 0.84 个百分点的农业劳动力转向非农业部门。当两部门资本租金扭曲程度扩大 0.1 个单位时,即有 $\tau^r = 0.1$ 。在新的稳态条件下,农业部门的劳动力就业份额将从 40.22% 降低至 37.54%,非农业部门的劳动力就业份额将从 59.78% 增加至 62.46%。可见,资本租金扭曲程度扩大 0.1 个单位将会促进 2.68 个百分点的农业劳动力流向非农业部门。

简而言之,当多种因素叠加且变化 0.1 个单位时,其净效应将表现为农业部门的劳动力就业占比降低,非农业部门的劳动就业占比升高。从传导方向来看,消费结构升级、部门技术进步、要素价格扭曲等因素对农业劳动力转移都具有正面影响。从影响大小来看,消费结构升级排在第一位,紧随其后的是部门间资本租金扭曲和部门技术进步,部门间工资扭曲的影响程度最弱。

综上所述,决定我国当前大规模农业劳动力转移的核心因素是复合型的,消费结构升级、部门间的资本租金扭曲和部门技术进步这三种因素对农业劳动力转移的影响都非常明显。这一结果与美国在过去两个世纪中的劳动力转移情况有所不同。Dennis 和 Iscan (2009) 采用美国 1800–2000 年的就业数据研究发现,在 20 世纪 50 年代之前,主导美国农业部门劳动力转移的核心因素是单一型的,仅仅来自于消费结构升级。然而自 20 世纪 50 年代起,美国农业部门的劳动生产率出现快速提升,规模化和机械化生产模式的引入,直接造成美国农业部门出现大量的剩余劳动力,进而引起越来越多的农业劳动力转向非农业部门就业。在这种情况下,主导美国农业部门劳动力转移的单一型核心因素发生逆转,技术进步开始取代消费结构升级成为影响美国农业劳动力转移的最重要因素。特别是在 1980–1990

年间,技术进步对劳动力转移的贡献度达到惊人的 90.7%。

六、主要结论及政策涵义

基于一个两部门动态一般均衡模型,本文不仅单独测算了消费结构升级、要素价格扭曲等因素对农业劳动力的影响程度和传导方向,而且还综合考察了多种因素叠加情况下的劳动力转移情景。通过稳态的长期分析表明,消费结构升级将有助于农业劳动力向非农业部门转移。当最低生存性食物消费占比和自我提供的非农产品消费占比降低 50%时,我国农业部门的就业人数占比将从 40.22%降低至 27.39%,总降幅为 12.83 个百分点。非农业部门的就业人数占比将从 59.78%上升至 72.61%。

来自农业部门和非农业部门的技术进步都会促进农业劳动力向非农业部门转移。其中,当农业部门技术进步提高 5%时,我国农业部门就业人数占比将降低 1.08%。如果非农业部门技术进步提高 20%,则农业部门就业人数占比将降低 0.55%。当前,我国劳动力市场和资本租金市场都存在着严重的扭曲现象。当工资扭曲系数 τ^w 从 0 逐渐增加到 0.901 时,我国农业部门的就业人数占比将会从 40.22%下降至 34.88%,非农业部门的劳动就业人数占比将从 59.78%增加至 65.12%。这一结果表明,当非农业部门的工资水平超过农业部门时,预期收入的增加将导致农村劳动力流向非农业部门。当资本租金扭曲系数 τ^r 从 0 提高到 0.5 时,我国农业部门就业人数占比将下降 10.49%。

最后,当多种因素叠加且都变化 0.1 个单位时,消费结构升级、部门技术进步与部门间资本租金扭曲对农业劳动力转移的影响程度都非常显著,但是部门间工资扭曲的影响并不显著。可见,造成我国出现大规模农业劳动力转移的根本原因是复合型的,这与美国等西方发达国家截然不同。

上述不同稳态的长期分析表明,消费结构升级、部门技术进步以及部门间适当的要素价格差异都有助于农业劳动力向非农业部门转移。于是,我们提出:(1)加快推进消费结构升级,这将是推动劳动力转移的重要驱动力;(2)鼓励部门技术革新,加快推广新技术在农业部门和非农业部门的应用和普及,通过提高农业部门和非农业部门的技术水平来促进农村劳动力向非农业部门转移;(3)继续保持非农业部门与农业部门间的合理要素价格差距,从而促使更多的农村劳动力向非农业部门转移。

参考文献:

1. 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。
2. 陈彦斌、陈小亮、陈伟泽,2014:《利率管制与总需求结构失衡》,《经济研究》第 2 期。
3. 程名望、史清华、徐剑侠,2006:《中国农村劳动力转移动因与障碍的一种解释》,《经济研究》第 4 期。
4. 盖庆恩、朱喜、程名望、史清华,2015:《要素市场扭曲、垄断势力与全要素生产率》,《经济研究》第 5 期。
5. 雷钦礼,2013:《偏向性技术进步的测算与分析》,《统计研究》第 4 期。
6. 李尚骞、龚六堂,2012:《非一致性偏好、内生偏好结构与经济结构变迁》,《经济研究》第 7 期。
7. 李治国、唐国兴,2002:《中国平均资本成本的估算》,《统计研究》第 11 期。
8. 李治国、唐国兴,2003:《资本形成路径与资本存量调整模型》,《经济研究》第 2 期。
9. 潘丹、应瑞瑶,2012:《中国农业全要素生产率增长的时空变异:基于文献的再研究》,《经济地理》第 7 期。
10. 孙文凯、白重恩、谢沛初,2011:《户籍制度改革对中国农村劳动力流动的影响》,《经济研究》第 1 期。
11. 汪平、袁光华、李阳阳,2012:《我国企业资本成本估算及其估算值的合理界域:2000-2009》,《投资研究》第 11 期。

12. 于泽、章潇萌、刘凤良, 2014:《中国产业结构升级内生动力:需求还是供给》,《经济理论与经济管理》第3期。
13. Alvarez-Cuadrado, F., and M. Poschke. 2011. "Structural Change out of Agriculture: Labor Push versus Labor Pull." *American Economic Journal: Macroeconomics* 3(3):127-158.
14. Baumol, W. J. 1967. "Macroeconomics of Unbalanced Growth: The Anatomy of Urban Crisis." *American Economic Review* 57(3):415-426.
15. Baumol, W. J., S. A. B. Blackman, and E. N. Wolff. 1985. "Unbalanced Growth Revisited: Asymptotic Stagnancy and New Evidence." *American Economic Review* 75(4):806-817.
16. Chirinko, R. S., and D. Mallick. 2016. "The Substitution Elasticity, Factor Shares, Long-run Growth, and the Low-frequency Panel Model." CESifo Working Paper 4895.
17. Cheremukhin, A., M. Golosov, S. Guriev, and A. Tsyvinski. 2015. "The Economy of People's Republic of China from 1953." NBER Working Paper 21397.
18. Dennis, B. N., and T. B. Iscan. 2009. "Engel versus Baumol: Accounting for Structural Change Using Two Centuries of US Data." *Explorations in Economic History* 46(2):186-202.
19. Harris, J. R., and M. Todaro. 1970. "Migration, Unemployment and Development: A Two Sector Analysis." *American Economic Review* 60(1):126-140.
20. Hsieh, C. T., and P. J. Klenow. 2009. "Misallocation and Manufacturing TFP in China and India." *Quarterly Journal of Economics* 124(4):1403-1448.
21. Kongsamut, P., S. Rebelo, and D. Xie. 2001. "Beyond Balanced Growth." *Review of Economic Studies* 68(4):869-882.
22. Lewis, W. A. 1954. "Economic Development with Unlimited Supplies of Labor." *The Manchester School* 22(2):139-191.
23. Melo, G., and G. Ames. 2016. "Driving Factors of Rural-Urban Migration in China." Agricultural and Applied Economics Association Working Paper 235508.

Household Consumption Upgrade, Factor Price Distortion and Rural-To-Urban Labor Migration in China

Yu Jian¹, Fang Fuqian², Cheng Dong³, Zheng Wenping⁴

(1: School of Economics, Central University of Finance and Economics; 2: School of Economics, Renmin University of China; 3: Department of Economics, Vanderbilt University; 4: School of International Trade and Economics, University of International Business and Economics)

Abstract: This paper constructs a two-sector dynamic general equilibrium model to investigate the mechanism of how each of the following factors influence China's rural-to-urban labor migration, i. e., household consumption upgrade, sectorial capital rent distortion, and wage distortion. We also explore the relative contribution of each factor in a unified framework. Our steady-state numerical results show that each of the above factors has a positive impact on labor migration to a different extent. When all four factors deviate by 0.1 unit from the initial steady state, household consumption upgrade exhibits the largest impact by promoting 4.63% more labor migration. The capital rent distortion and technology progress come closely with 2.68% and 2.34% more migration while wage distortion has the weakest effect with only 0.84% more. The top three factors all have significant impact on labor migration, suggesting that the dominant reason for China's rural-to-urban labor migration is essentially compound, which is significantly different from the United States case with just a single leading cause.

Keywords: Dynamic General Equilibrium Model, Consumption Structure, Labor Migration

JEL Classification: C61, E13, E24

(责任编辑:赵锐、彭爽)