

Labor Force Friction and Its Inter-Industry Allocation and Economic Growth: A Study Based on Two Sectors

Dongbei Bai, Jue Wang

School of Economics and Management, Northwest University, Xi'an Shaanxi
Email: wjueba@126.com

Received: Nov. 26th, 2018; accepted: Dec. 11th, 2018; published: Dec. 18th, 2018

Abstract

This paper constructs the model of labor allocation effect between two sectors, and uses the analysis methods of provincial static panel, provincial dynamic panel and provincial panel threshold effect to test the theoretical model. The results show that there is an inverted U-shaped relationship between the effect of labor force allocation between industries in the agricultural sector and non-agricultural sector on economic growth, and that the effect of labor force allocation between industries from the agricultural sector to the non-agricultural sector has a positive effect on economic growth in all the samples of central and western provinces. The inter-industry labor allocation effect of the transfer of labor force from agricultural sector to non-agricultural sector in eastern provinces inhibits economic growth. The negative impact of labor force frictions on economic growth is 37.5% of the total effect of inter-industry labor force allocation, and the negative impact of the eastern provinces is -32.8% larger than that of the whole sample and the central and western provinces. This shows that the eastern provinces have institutional obstacles to the inclusive employment of migrant workers. Obstacles have severely inhibited economic growth. Therefore, when the economy enters a new normal, reducing labor friction promotes the effect of inter-industry labor allocation, and provides a new way of thinking for the choice of economic growth path.

Keywords

Labor Mobility, Economic Growth, Inter-Industry Allocation, Labor Friction

劳动力摩擦及其产业间配置与经济增长：一个基于两部门的研究

白东北, 王 珏

西北大学经济管理学院, 陕西 西安
Email: wjueba@126.com

收稿日期: 2018年11月26日; 录用日期: 2018年12月11日; 发布日期: 2018年12月18日

摘要

本文通过构建两部门产业间劳动力配置效应模型, 采用省级静态面板、省级动态面板以及省级面板门槛效应的分析方法, 对理论模型进行计量检验。研究发现, 农业部门劳动力转移到非农业部门的产业间劳动力配置效应对经济增长的影响存在倒U型关系; 全部样本与中西部省份样本, 劳动力从农业部门流动到非农业部门的产业间劳动力配置效应对经济增长产生正效应, 而东部省份农业部门劳动力转移到非农业部门的产业间劳动力配置效应抑制经济增长。存在劳动力摩擦的两部门产业间劳动力配置效应对经济增长产生显著的负向影响占产业间劳动力配置总效应的37.5%, 且东部省份的负向影响为-32.8%大于全样本与中西部省份地区, 说明东部省份对外来务工人员包容性就业的制度阻碍严重抑制了经济增长。因此在经济进入新常态的情况下, 减少劳动力摩擦促进产业间劳动力配置效应, 为经济增长路径选择提供一个新思路。

关键词

劳动力流动, 经济增长, 产业间配置, 劳动力摩擦

Copyright © 2018 by authors and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

进入新增长阶段的中国经济, 其推动力必然从传统的“三驾马车”转向要素层面, 而劳动力, 是决定资本等其他要素质量的决定性要素, 因而其对经济增长的作用是最本真的。以边际革命为核心的新古典经济学通过“三位一体”的价值理论和“产品价值耗尽”原理, 用要素的产出弹性分析要素对经济增长的贡献, 忽视了经济要素在产业间的配置效应。而要素投入不变但其在产业间配置引起的增长却是一个事实。Lin (2011) [1]、Lin 和 Rosenblatt (2012) [2] 提倡“新结构经济学”并尝试将结构变迁理论纳入新古典分析框架中, 解释发展中国家如何进行本国的产业结构升级, 以自身资源禀赋的优化配置建立一个适合自己发展的路径选择。因此, 研究产业间劳动力配置效应对经济增长的促进作用, 是新古典分析框架的重要补充。

任何一个国家其土地和劳动等要素价值的增加无非通过三种手段: 增加生产性劳动者的数量、提高从业人员的劳动生产率和优化社会机制、市场机制以及经济组织机制中的劳动力配置。斯密虽然没有明确说明产业间劳动力配置对经济增长的影响, 但是分工的本质即工作区域和产业的劳动力分配, 本身就表现为劳动力从低生产率产业部门流动到高生产率产业部门的产业间劳动力配置效应, 它体现劳动投入比例在经济增长调整过程中的帕累托改进。

产业间劳动力的配置效应对经济增长的影响, Massell (1961) [3] 首次建立了测算多部门条件下劳动力产业间配置效应模型, 并发现 1950~1956 年美国劳动配置效应年均为 0.12%, 资本配置效应年均为 0.75%。

Denison (1962) [4]、(1979) [5]随后通过劳动力要素的产出弹性、部门之间的产出比例和产业间劳动力从业比重测算产业间劳动力的配置效应。农业部门和非农业部门分别通过男性劳动力收入等级分组的金额比重与从业人员比重和国民收入中劳动份额与部门间的从业人数占比进行测算[6] [7]。Syrquin (1984) [8]则采用产业部门结构分析法研究劳动力产业间配置效应。Dowrick 和 Gemmel (1991) [9]研究发现: 经济增长中产业间劳动力配置效应在中高等国家的经济发展过程中贡献率高达四分之一。Young (2003) [10]对东亚经济增长奇迹的实证研究表明, 劳动力产业间配置效应是东亚“四小龙”保持数十年高速增长的重要原因。Aldrighi & Colistete (2013) [11]通过偏离 - 份额法研究发现, 1995~2009 年巴西的产业结构调整对总体劳动生产率增长的贡献高达 70.3%, 具有显著的产业间配置效应。Juti & Varblance (2014) [12]在比较韩国和爱沙尼亚的劳动生产率差异时, 采用同样的研究方法在第二产业中发现产业组织间的配置促进了劳动生产率的提高。钱纳里和赛尔昆对 101 个国家 1950~1970 年的统计资料也证明了劳动力配置效应对经济增长的突出贡献[13] [14]。

国内学者对产业间劳动力配置效应, 极大的关注。张宝法(1997)、胡永泰(1998)、潘文卿(1999)、蔡昉(1999)、徐现祥等(2001) [15] [16] [17] [18] [19]对中国不同阶段的研究均表明, 产业间劳动力配置对我国经济增长过程起到了极大的推动作用。

产业间劳动力配置对经济增长的影响虽已达成共识, 大部分文献基本从全国整体进行总量分析产业间劳动力配置效应[20] [21], 而由于中国各省份的经济发展不平衡, 以省份层面为切入点可以视为一个很好的研究新视角。本文通过构建两部门产业间劳动力配置效应模型, 采用省际静态面板、动态面板以及省际面板门槛效应等方法, 对理论模型进行计量检验。

2. 理论模型构建

根据柯布道格拉斯生产函数以及哈罗德技术中性, 本文生产函数模型定义为:

$$Y(t) = K(t)^\alpha (A(t) \cdot L(t))^\beta \quad (1)$$

其中, $Y(t)$ 、 $Y(t)$ 、 $L(t)$ 和 $A(t)$ 分别表示 t 时刻的产出、资本量、劳动力水平和技术水平, α 表示资本对产出的贡献率, β 表示有效劳动力对产出的贡献率。在规模报酬不变的前提下, 方程两边取对数进行微分整理得到:

$$\frac{\Delta Y}{Y} = \alpha \frac{\Delta K}{K} + \beta \frac{\Delta L}{L} + \beta \frac{\Delta A}{A} \quad (2)$$

其中, $\frac{\Delta A}{A}$ 、 $\frac{\Delta K}{K}$ 、 $\frac{\Delta L}{L}$ 分别表示全要素生产率(TFP)、资本和劳动增长率。

假设农业部门和非农业部门的劳动力分别为 L_α 和 $L_\alpha + L_m = L$, 故 $L_\alpha + L_m = L$ 。令 l_α 、 l_m 分别为农业劳动力和非农业劳动力的就业比重。 P 表示在经济活动中存在劳动力摩擦条件下的劳动力从农业部门向非农业部门业部门的转移, 因此有: $\frac{L_\alpha}{L} = l_\alpha$; $\frac{L_m}{L} = l_m$; $P = -\frac{\Delta L_\alpha}{L_\alpha}$ (为确保 P 大于零, 在其前添加了负号且 $1 > P > 0$)。

假设 W_α 、 W_m 分别是农业部门和非农业部门的工资水平, 在均衡状态下, $W_m = \delta W_\alpha$ (δ 为均衡工资系数)。当 $W_m > \delta W_\alpha$ 时, 劳动力将会从农业生产部门转移到非农业生产部门; 当 $W_m < \delta W_\alpha$ 时, 劳动力将从非农业生产部门转移到农业生产部门。 $\delta > 1$, 说明即便在均衡状态下, 非农业部门的劳动边际产出也是高于农业部门的。而劳动力从非农部门向农业部门转移后的深度参与不是短期内迅速实现的, 如农业部门劳动力将会把这一时期生长的农作物收获后, 或是履行完某些劳动合同后才能投入到收益高的部门

劳动。在非均衡状态下, 设劳动力转移项为 $X = \psi \left(\frac{W_m}{\delta W_\alpha} - 1 \right)$ 。其中, 参数 ψ 描述了劳动力在不同部门之间的转移速度(可以认为是劳动力市场中的粘性系数)。为了让 X 和 p 匹配起来(使 $0 < x < 1$, 且 p 随着 x 的增加而增加), 对 X 作非线性变换, 得到: $P = \frac{X}{1+X}$ 。针对两部门劳动力市场均衡状态和非均衡状态的两种情况下, 劳动力已经转移或正在转移的 P 和 x 做代数变化得到下式:

$$\frac{W_m}{W_\alpha} = \delta \left(1 + \frac{1}{\psi} \frac{P}{1-P} \right) \tag{3}$$

由此, 两部门的实际劳动工资比率可以由劳动转移比例、劳动力流动速度和均衡工资系数所表示。

在对两部门结构分析中, 把产业间劳动力配置纳入柯布道格拉斯的生产函数模型。设 $Y = Y_\alpha + Y_m$; $y_\alpha = \frac{Y_\alpha}{Y}$; $y_m = \frac{Y_m}{Y}$; 其中: Y 、 Y_α 、 Y_m 分别表示产出、农业部门产出和非农业部门产出; y_α 、 y_m 分别表示农业部门和非农业部门的产出比重, 对 $Y = Y_\alpha + Y_m$ 两边取微分并整理得下式:

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \frac{\dot{Y}_\alpha}{Y_\alpha} \frac{Y_\alpha}{Y} + \frac{\dot{Y}_m}{Y_m} \frac{Y_m}{Y} = y_\alpha \frac{\dot{Y}_\alpha}{Y_\alpha} + y_m \frac{\dot{Y}_m}{Y_m} \tag{4}$$

对于任意一个部门 j ($j = \alpha, m$), 类似于(2)式表示的总量模型, 有

$$y_j \frac{\dot{Y}_j}{Y_j} = y_j \frac{\partial Y_j}{\partial K_j} \frac{K_j}{Y_j} \frac{\dot{K}_j}{K_j} + y_j \frac{\partial Y_j}{\partial L_j} \frac{L_j}{Y_j} \frac{\dot{L}_j}{L_j} + y_j \frac{\partial Y_j}{\partial A_j} \frac{A_j}{Y_j} \frac{\dot{A}_j}{A_j} \tag{5}$$

模型假设资本在各部门之间是完全流动的, 而且都按资本的边际报酬来支付, 即 $\frac{\partial Y_\alpha}{\partial K_\alpha} = \frac{\partial Y_m}{\partial K_m} = r$, 其中 r 为资本的租金。在两部门资本完全流动的情况下, 可得到 $\dot{K}_\alpha + \dot{K}_m = \dot{K}$, 因而有:

$$y_\alpha \frac{\partial Y_\alpha}{\partial K_\alpha} \frac{K_\alpha}{Y_\alpha} \frac{\dot{K}_\alpha}{K_\alpha} + y_m \frac{\partial Y_m}{\partial K_m} \frac{K_m}{Y_m} \frac{\dot{K}_m}{K_m} = r \frac{K}{Y} \frac{\dot{K}}{K} = \alpha \frac{\dot{K}}{K} \tag{6}$$

整体的技术进步贡献被假定为:

$$\frac{\dot{\bar{A}}}{\bar{A}} = y_\alpha \frac{\partial Y_\alpha}{\partial A_\alpha} \frac{A_\alpha}{Y_\alpha} \frac{\dot{A}_\alpha}{A_\alpha} + y_m \frac{\partial Y_m}{\partial A_m} \frac{A_m}{Y_m} \frac{\dot{A}_m}{A_m} \tag{7}$$

将(5)、(6)、(7)式代入(4)式, 整理得到以下等式:

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \alpha \frac{\dot{K}}{K} + y_\alpha \frac{\partial Y_\alpha}{\partial L_\alpha} \frac{L_\alpha}{Y_\alpha} \frac{\dot{L}_\alpha}{L_\alpha} + y_m \frac{\partial Y_m}{\partial L_m} \frac{L_m}{Y_m} \frac{\dot{L}_m}{L_m} + \frac{\dot{\bar{A}}}{\bar{A}} \tag{8}$$

现在对模型中产业间劳动力要素进行处理后得到: $y_\alpha \frac{\partial Y_\alpha}{\partial L_\alpha} \frac{L_\alpha}{Y_\alpha} \frac{\dot{L}_\alpha}{L_\alpha} + y_m \frac{\partial Y_m}{\partial L_m} \frac{L_m}{Y_m} \frac{\dot{L}_m}{L_m}$ 。由于劳动力工资是按劳动的边际产出支付的, 所以有: $\frac{\partial Y_\alpha}{\partial L_\alpha} = W_\alpha$, $\frac{\partial Y_m}{\partial L_m} = W_m$, 对以上式子进行整理得到:

$$\frac{W_\alpha \dot{L}_\alpha}{Y} + \frac{W_m \dot{L}_m}{Y} = \frac{W_\alpha L}{Y} \frac{\dot{L}}{L} + \frac{W_m L}{Y} \frac{\dot{L}_m}{L} - \frac{W_\alpha L}{Y} \frac{\dot{L}_m}{L} \tag{9}$$

把(3)式代入到(9)式, 得到:

$$\frac{W_\alpha \dot{L}_\alpha}{Y} + \frac{W_m \dot{L}_m}{Y} = \frac{W_\alpha L}{Y} \frac{\dot{L}}{L} + \frac{W_\alpha L}{Y} (\delta - 1) l_m \frac{\dot{L}_m}{L_m} + \frac{W_\alpha L}{Y} \delta \frac{1}{\psi} \frac{P}{1-P} l_m \frac{\dot{L}_m}{L_m} \tag{10}$$

因为: $\frac{W_\alpha L \dot{L}}{Y L} = \frac{W_\alpha L_\alpha + W_m L_m + W_\alpha L_m - W_m L_m}{Y} \frac{\dot{L}}{L}$ 所以通过模型整理得出如下式子:

$$\frac{W_\alpha L \dot{L}}{Y L} = \beta \frac{\dot{L}}{L} + \frac{W_\alpha L_m - W_m L_m}{Y} \frac{\dot{L}}{L} \quad (11)$$

将(3)代入(11)式子并整理, 得到

$$\frac{W_\alpha L \dot{L}}{Y L} = \beta \frac{\dot{L}}{L} - \frac{W_\alpha L}{Y} (\delta - 1) l_m \frac{\dot{L}}{L} - \frac{W_\alpha L}{Y} \delta \frac{1 - P}{\psi 1 - P} l_m \frac{\dot{L}}{L} \quad (12)$$

将(12)代入(10)式子, 就有

$$\frac{W_\alpha \dot{L}_\alpha}{Y} + \frac{W_m \dot{L}_m}{Y} = \beta \frac{\dot{L}}{L} + \frac{W_\alpha L}{Y} (\delta - 1) l_m \left(\frac{\dot{L}_m}{L_m} - \frac{\dot{L}}{L} \right) + \frac{W_\alpha L}{Y} \delta \frac{1 - P}{\psi 1 - P} l_m \left(\frac{\dot{L}_m}{L_m} - \frac{\dot{L}}{L} \right)$$

通过数学的证明可以得到 $\frac{\dot{l}_m}{l_m} = \frac{\dot{L}_m}{L_m} - \frac{\dot{L}}{L}$ 鉴于此得到如下式子:

$$\frac{W_\alpha \dot{L}_\alpha}{Y} + \frac{W_m \dot{L}_m}{Y} = \beta \frac{\dot{L}}{L} + \frac{W_\alpha L}{Y} (\delta - 1) \dot{l}_m + \frac{W_\alpha L}{Y} \delta \frac{1 - P}{\psi 1 - P} \dot{l}_m \quad (13)$$

把(13)代入(8)式得到:

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \alpha \frac{\dot{K}}{K} + \beta \frac{\dot{L}}{L} + \frac{W_\alpha L}{Y} (\delta - 1) \dot{l}_m + \frac{W_\alpha L}{Y} \delta \frac{1 - P}{\psi 1 - P} \dot{l}_m + \frac{\dot{A}}{A} \quad (14)$$

基于(14)式, 可以看出产业间劳动力投入引起的规模效应为 $\frac{\dot{L}}{L}$, 产业间的劳动力配置效应可以分为两个方面: 一是由于均衡工资系数 δ 大于 1, 劳动力向工资高的非农业部门转移; 二是 $W_m > \delta W_\alpha$ 非均衡状态下农业部门劳动力的摩擦性转移。

3. 实证检验与结果分析

3.1. 指标说明与数据来源

1) 指标说明

ZGDP 用以表示 GDP 增长速度。本文所计算的地区 GDP 增长率基于每个省、市、自治区的名义价格的生产总值存量。

ZK 用以表示核心解释变量资本的增长率。资本存量测算采用单豪杰(2008) [22]的算法, 用永续盘存法进行估算, 估计公式为 $K_t = K_{t-1} (1 - \theta) + I_t$, 式中 K_t 为 t 时期的资本存量, θ 为折旧率(基期资本存量 K_{1978} 使用单豪杰的估计结果, 设定折旧率 10.96%); I_t 为当年资本投资额。

ZL 用以表示劳动增长率。通过各省市自治区的年末从业人员总数进行环比计算衡量从业劳动力增长率。农业部门向非农业部门转移的劳动力变量用 LA 来表示, 通过非农业就业比重、劳动者报酬占比以及非农业劳动力增长率进行测算所得。存在劳动力摩擦的农业部门劳动力向非农业部门流动变量用 MA 来表示, 通过劳动力流动 P 值与非农业劳动力增长率进行测算所得。

控制变量选取说明。本文选取二元对比系数、消费者物价指数以及生产者物价指数作为控制变量。二元对比系数是城乡二元结构的核心指标, 二元对比系数越大, 两部门的差别越小, 反之则两部门的差别越大。劳动力在产业间的配置效应受到二元结构的影响, 因此控制变量选取二元对比系数解决由遗漏变量引起的内生问题。由于劳动力存在摩擦成本, 因此控制变量选取消费者物价指数和生产者物价指数

进行控制。

2) 数据来源

本文基础数据来源于各省市自治区的统计年鉴与中国经济增长质量报告, 涵盖了 2000 年~2015 年全国 30 个省市自治区的数据, 由于数据缺失删除西藏自治区样本统计。劳动力从业人员是各省市自治区每一年末的从业人员总计, 从业人员在两部门的占比是各产业从业人数和总的从业人口的比值。二元对比系数、消费者价格指数、生产者价格指数以及劳动力报酬占比等数据来源于各年份的《中国经济增长质量报告》。主要统计指标如下表 1 所示。

Table 1. Statistical description of variables

表 1. 变量的统计描述

变量	均值	最大值	最小值	标准差	观察值
ZGDP	0.1143583	0.2383	0.03	0.0260873	480
ZL	7.52678	8.788334	5.614587	0.8174319	480
ZK	0.1503779	0.370473	0.039724	0.0459427	480
LA	0.0184514	1.7281	-0.9057138	0.1277565	480
MA	-8.57e-06	3.419568	-1.152639	0.1670054	480
ER	0.2931418	0.744927	0.0093105	0.123526	480
CP	102.3798	110.09	96.7	2.16666	480
SP	102.0169	129.4	85.5	5.924817	480

3.2. 计量模型构建

本文基于式(14)构建产业间劳动力配置效应模型如下:

$$ZGDP = \alpha + \alpha_1 ZL + \alpha_2 ZK + \alpha_3 LA + \alpha_4 MA + \alpha_5 X + \lambda_i + u_i + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

式(15)为两部门产业间劳动力配置效应基准模型, α_2 和 α_3 分别表示从业劳动力增长率和资本增长率对经济增长率影响的弹性值; α_3 和 α_4 表示两部门产业间劳动力配置对经济增长的贡献率; α_5 表示控制变量对经济增长率的弹性值; λ_i 和 u_i 分别表示省份固定效应和时间固定效应; ε_{it} 表示随机扰动项, 即在资本增长率、劳动力投入增长率规模效应、两部门间劳动力配置效应以及控制变量之外的其他因素对经济增长的影响。

为了讨论内生性问题, 本文基于(14)式构建动态面板计量模型如下:

$$ZGDP_{it} = \alpha + \rho ZGDP_{it-1} + \beta_{it} ZL + \gamma_{it} ZK + \phi_{it} LA + \varphi_{it} MA + v_i X + u_i + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

进一步讨论农业部门劳动力向非农业部门转移对经济增长是否具有非线性关系, 本文基于(14)式子构建了门槛效应模型, 具体模型如下:

$$ZGDP_{it} = u_i + \beta_1 ZK_{it} + \beta_2 ZL_{it} + \alpha_1 LA_{it} \cdot I(LA_{it} \leq \gamma_1) + \alpha_2 LA_{it} \cdot I(LA_{it} > \gamma_1) + v_1 MA_{it} \cdot I(LA_{it} \leq \gamma_1) + v_2 MA_{it} \cdot I(LA_{it} > \gamma_1) + \lambda X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

3.3. 实证结果分析

1) 基准回归

本文的被解释变量为经济增长率, 具体的回归结果见表 2。第一列控制了省份固定效应的估计结果显示, 劳动力增长率和资本增长率在 1% 显著水平上促进经济增长; 劳动力从农业部门转移到非农业部门

的产业间劳动力配置效应对经济增长的作用系数为正且通过 5%显著性水平检验; 存在劳动力摩擦的农业部门劳动力向非农业部门流动在 1%显著水平上抑制经济增长, 验证了理论模型的推导。为了检验结果的稳健性, 表 2 第二列将控制变量纳入第一列模型, 发现回归结果并无太大变化, 只有 MA 系数的显著性发生变化但仍然通过 10%显著性水平检验, 支持理论模型推导的结论。表 2 第三列同时控制了省份固定效应和时间固定效应, 以及第四列在控制双重固定效应前提下模型加入了控制变量, 回归结果显示劳动力从农业部门转移到非农业部门促进经济增长, 存在劳动力摩擦的农业部门劳动力向非农业部门流动抑制经济增长。鉴于此, 无论是省份固定或是双固定效应未加入控制变量回归结果还是控制省份固定或是双重固定模型纳入控制变量的回归结果, 核心解释变量的系数并没有发生正负向的改变且通过显著性水平检验。这说明, 从业劳动力的增长率与资本增长率的提高促进经济增长率的上升, 农业部门劳动力流向非农业部门促进经济增长, 在存在劳动力摩擦的情况下劳动力从农业部门流向非农业部门抑制了经济增长, 完全验证了两部门产业间劳动力配置理论模型。

Table 2. Benchmark regression results
表 2. 基准回归结果

变量	被解释变量(ZGDP)			
ZL	0.665*** (7.62)	0.056*** (6.29)	0.054*** (5.80)	0.053*** (5.75)
ZK	0.360*** (15.96)	0.316*** (15.57)	0.205*** (11.20)	0.206*** (11.17)
LA	0.018** (2.48)	0.012** (1.91)	0.008* (1.77)	0.004** (1.91)
MA	-0.015*** (-2.80)	-0.008* (-1.87)	-0.009*** (-2.62)	-0.008** (-2.36)
ER		0.040*** (2.58)		0.005 (0.37)
CP		0.002*** (3.76)		0.0004 (0.61)
SP		0.001*** (7.23)		0.0003* (1.67)
省份固定	YES	YES	YES	YES
时间固定	NO	NO	YES	YES
R ² -within	0.41	0.55	0.74	0.74
F (p-value)	78.57 (0.000)	77.72 (0.000)	64.57 (0.000)	55.93 (0.000)

注: 括号内表示 t 值或 z 统计量, ***表示在 1%的水平下显著, **表示在 5%的水平下显著, *表示在 10%的水平下显著, 下表同。

基于表 2 第 4 列的回归结果, 发现农业劳动力流向非农业部门对经济增长产生的配置效应为 0.4%, 在劳动力摩擦条件下两部门劳动力配置对经济增长的效应为-0.8%, 说明限制劳动力从农业部门流向非农业部门产生的劳动力配置负效应大于正效应, 适配性劳动力流动壁垒严重抑制了经济增长。二元对比系数越大说明城乡二元分割越弱化, 对适配性劳动力流动壁垒越少, 劳动力配置效应越大, 而并没有受到物价指数干扰。

2) 内生性与稳健性分析

为了解决本文的内生性问题和稳健性检验, 本文分别对计量模型进行固定效应、系统广义矩估计以及差分广义矩估计模型检验。基于表 3 的 Sargan 和 Wald 检验结果说明选择的工具变量是有效的; 同时从 AR(2)可以看出工具变量的选择和 u_t 不相关, 说明系统广义矩估计和差分广义矩估计方法有效。为了

讨论内生性问题把表 4 第 2 列与第 1 列进行比较, 在未加入控制变量的前提下, 结果显示: 劳动力从农业部门转移到非农业部门产生的配置效应对经济增长的贡献为 1.8%且通过 5%显著性水平检验, 存在劳动力摩擦的情况下产业间劳动力配置在 1%显著水平上抑制经济增长; 然而在系统广义矩估计模型中, 劳动力流向非农业部门产生的劳动力配置效应为 1.3%, 由劳动力摩擦产生的抑制作用为-1.1%且通过 1%显著水平性检验。产业间劳动力配效应对经济增长的影响存在一定的内生问题, 当期的经济增长水平受到滞后期经济增长水平的影响, 这从表 3 第 2 列 L(1)指标可以看出, 滞后一期的经济增长对当期经济增长产生 0.703, 且在 1%显著水平上。

Table 3. Endogenous and robust discussions on measurement results
表 3. 内生性与稳健性讨论计量结果

变量	被解释变量(ZGDP)					
	FE	SYS-GMM	FE	SYS-GMM	Diff-GMM	Diff-GMM
ZL	0.665*** (7.62)	0.013*** (7.34)	0.056*** (6.29)	0.007*** (3.80)	0.093*** (20.53)	0.038*** (3.75)
ZK	0.360*** (15.96)	0.152*** (14.58)	0.316*** (15.57)	0.158*** (7.94)	0.209*** (20.01)	0.231*** (14.97)
LA	0.018** (2.48)	0.013*** (11.32)	0.012** (1.99)	0.010*** (5.40)	0.011*** (11.61)	0.010*** (5.22)
MA	-0.015*** (-2.80)	-0.011*** (-5.52)	-0.008* (-1.87)	-0.006*** (-2.93)	-0.004*** (-3.80)	-0.003*** (-3.03)
ER			0.040*** (2.58)	0.043*** (3.64)		0.143*** (6.59)
CP			0.002*** (3.76)	0.003*** (7.08)		0.0003 (0.90)
SP			0.001*** (7.23)	0.002*** (10.54)		0.001*** (7.35)
R ² -within	0.41		0.55			
F (P-value)	78.57 (0.000)		77.72 (0.000)			
L(1)		0.703*** (32.78)		0.559*** (14.98)	0.652*** (43.10)	0.460*** (14.53)
AR(1)		-3.776*** (0.000)		-4.087*** (0.000)	-3.763*** (0.000)	-3.908*** (0.000)
AR(2)		-2.322 (0.120)		-1.835 (0.166)	-2.293 (0.122)	-2.053 (0.140)
Sargan (P-value)		29.83 (1.000)		27.573 (1.000)	28.860 (1.000)	27.488 (1.000)
Wald Chi2 (P-value)		14656.99 (0.000)		2762.01 (0.000)	3532.14 (0.000)	18786.92 (0.000)
Observations	480	450	480	450	420	420

在对加入控制变量的固定效应和广义矩估计进行比较分析, 表 3 第 3 列劳动力转移到非农业部门产生的配置效应为 1.2%且通过 5%显著性水平检验, 存在劳动力流动壁垒的产业间劳动力配置对经济增长产生的效应在 10%显著性水平上为-0.8%。表 3 第 4 列产业间劳动力配置对经济增长的促进作用为 0.01, 由于劳动力摩擦成本, 劳动力配置对经济增长的负效应为-0.6%且都在 1%显著水平上。估计系数显示, 模型存在一定的内生性问题, 本文通过加入控制变量以及被解释变量的滞后期, 试图解决由于遗漏变量

与联立方程引起的内生性问题。在加入控制变量时, ZGDP 滞后期的增长率对当期的影响系数为 0.559 如表 3 第 4 列所示, 小于未加入控制变量时的 0.703。

综上所述, 在解决内生性问题的系统广义矩估计模型检验中, 产业间劳动力配置的总效应为 0.016, 大于劳动力增长率对经济增长率的规模效应 0.007, 说明在人口红利消失的情况下从业劳动力的增加所带来的经济增长效应不足以支撑经济的发展, 应该偏向于劳动力产业间的配置效应的提高。同时, 在劳动力总配置效应中, 劳动力摩擦产生产业间配置对经济增长的抑制效应占到 37.5%, 说明减少劳动力流动障碍是解决产业间劳动力配置效应的主要症结。

本文通过引入控制变量以及不同的实证方法检验模型核心解释变量的稳健性。表 3 第 5 列与第 6 列的实证结果表明, 从业劳动力增长率对经济增长的效应始终为正效应, 资本的增长率对经济增长的贡献值始终为正, 农业部门劳动力转移到非农业部门产生的劳动力产业间配置效应为正, 存在劳动力摩擦的劳动力产业间配置效应始终为负。因此, 模型得出的结果具有一定的稳健性。此外, 从控制变量视角观察不同计量方法的结果发现, 二元对比系数、消费者价格指数和生产者价格指数的系数具有内在的一致性, 说明控制变量对经济增长影响的结果也具有稳健性。

3) 地区差异性检验

以上分析针对全部样本数据进行两部门模型的计量检验, 然而对于我国实行优先发展东部地区的经济政策, 经济发展过程中存在非均衡发展现状, 必然会对产业间劳动力配置对经济增长的效应产生异质性影响。因此, 本文进一步对全样本进行分地区的讨论, 试图发现产业间劳动力配置效应对不同地区的差异性影响。

Table 4. Test results of regional differences

表 4. 地区差异性检验结果

变量	被解释变量(ZGDP)		
	SYS-GMM (全部样本)	SYS-GMM (东部省份)	SYS-GMM (中、西部省份)
ZL	0.007*** (3.80)	0.082* (1.80)	0.034* (1.72)
ZK	0.158*** (7.94)	0.491 (1.10)	0.260*** (3.17)
LA	0.010*** (5.40)	-0.050* (-1.67)	0.014** (2.35)
MA	-0.006*** (-2.93)	-0.328* (-1.82)	-0.012** (-2.15)
ER	0.043*** (3.64)	1.051** (2.28)	0.135*** (2.96)
CP	0.003*** (7.08)	0.004 (0.90)	0.007* (0.61)
SP	0.002*** (10.54)	0.003 (0.32)	0.001*** (5.02)
L(1)	0.559*** (14.98)	-0.642 (-1.01)	0.479*** (5.37)
AR(1)	-4.087*** (0.000)	0.128 (0.898)	-3.208*** (0.001)
AR(2)	-1.835 (0.166)	0.154 (0.878)	-0.804 (0.422)
Sargan (P-value)	27.573 (1.000)	4.072 (1.000)	16.574 (1.000)
Wald Chi2 (P-value)	2762.01 (0.000)	360.36 (0.000)	1527.74 (0.000)

基于表 4 的实证回归结果发现, 中西部省份的回归结果和全样本的结果没有差异性, 而在产业间劳动力配置效应的结果回归中东部省份和全样本结果存在明显的异质性。从业劳动力增长率与资本增长率对经济增长的贡献, 地区不存在差异性。中西部地区的农业部门劳动力转移到非农业部门的产业间劳动力配置效应对经济增长产生促进作用, 存在劳动力摩擦的产业间劳动力配置效应对经济增长产生抑制作用。东部地区农业部门劳动力转移到非农业部门的产业间劳动力配置效应对经济增长产生抑制作用, 由于东部地区工业化率较高, 农业机械化实行较全面, 农业的发展已经转型到生态农业的服务型产业, 因此东部地区省份农业劳动力转移到非农业部门没有提高劳动生产率反而降低了劳动力生产率抑制了经济增长。

4) 门槛效应检验

根据地区差异分析, 东部省份的农业部门劳动力转移到非农业部门产生的产业间劳动力配置效应抑制了经济增长, 由于东部省份的农业生产率较高, 产业间劳动力配置并没有促进经济增长。除了东部省份自身的发展原因外, 是否存在一种经济普遍规律? 农业部门劳动力转移对经济增长是否具有非线性因素? 本文针对农业部门劳动力向非农业部门转移, 进行门槛效应检验, 试图探寻经济增长之谜。

基于表 5 门槛效应检验结果, 单门槛 P 值为 0.0467, 而双门槛 P 值为 0.34, 说明单门槛通过检验而双门没有通过检验。农业部门劳动力向非农部门转移产生的产业间劳动力配置效应对经济增长的影响具有单门槛效应。

Table 5. Threshold effect test results

表 5. 门槛效应检验结果

Threshold	RSS	MSE	Fstat	Prob	Crit10	Crit5	Crit1
Single	0.1220	0.0003	10.81	0.0467	9.3323	10.6355	13.8343
Double	0.1188	0.0003	12.56	0.3400	20.1439	22.2933	28.9995

根据表 6 门槛效应回归结果发现, 第一列回归结果 LA 当越过门槛值 0.1418 后, 对经济增长产生抑制作用为-0.021 且通过 1%显著水平性检验。劳动力从农业部门转移到非农业部门的产业间劳动力配置效应对经济增长具有一定普遍规律, 即在劳动力转移达到极限值时, 对经济增长产生负向影响。然而, 从劳动力摩擦的视角来看, 虽然越过门槛值产业间劳动力配置效应为正值, 但是系数不显著。未越过门槛值时, 对经济增长的影响显著为负, 说明限制劳动力的产业间流动对经济增长始终产生抑制作用。根据表 6 第二列和第三列发现, 从业劳动力的增加和资本存量的提升, 对经济产生显著的促进作用, 二元对比系数对经济增长率产生 4.2%的贡献。

4. 结论

本文通过构建两部门产业间劳动力配置效应模型, 采用 2000 年~2015 年省级面板数据进行计量检验。首先, 通过静态面板的省份固定效应和时间固定效应分析产业间劳动力配置对经济增长的影响; 其次进行内生性和稳健性问题的讨论, 采用省份固定效应模型、系统广义矩估计以及差分广义矩估计方法, 针对模型的核心解释变量进行比较分析, 试图解决内生性问题和检验计量结果的稳健性, 实证结果验证了产业间劳动力配置模型的结果; 再次对模型进行地区差异性检验, 阐述产业间劳动力配置对经济增长影响的异质性; 最后, 根据地区差异性检验的结果对农业部门劳动力转移到非农业部门的产业间劳动力配置效应进行门槛效应检验, 论证产业间劳动力配置对经济增长影响之谜。

基于全样本的系统广义矩估计分析, 农业部门劳动力转移到非农业部门产生的劳动力配置效应对经济增长影响达到 0.010, 远大于劳动力从业人数增长率对经济增长率的贡献值 0.007。产业间的劳动力配

Table 6. Threshold regression results
表 6. 门槛回归结果

变量		被解释变量(ZGDP)	
ZL		0.069*** (7.93)	0.058*** (6.51)
ZK		0.352*** (15.74)	0.311*** (15.40)
ER			0.042*** (2.74)
CP			0.002*** (3.83)
SP			0.001*** (7.00)
LA_1	0.054*** (4.16)	0.045*** (4.39)	0.032*** (3.53)
LA_2	-0.021*** (-3.09)	-0.021*** (-3.09)	-0.006** (-1.42)
MA_1	-0.024*** (-3.46)	-0.016*** (-2.90)	-0.009* (-1.91)
MA_2	0.056 (0.45)	0.032 (0.33)	0.083 (0.97)

置效应已经成为经济增长的关键因素, 在经济进入新常态的情况下, 不应以投资拉动促进经济增长, 而应该调整产业之间的劳动力配置促进经济增长。然而, 在地区差异性分析中, 东部省份的农业部门劳动力转移到非农业部门的产业间劳动力配置效应抑制了经济增长, 说明这种产业间劳动力配置效应对经济增长的影响存在倒 U 型关系。为了验证这种倒 U 型关系, 本文针对农业部门劳动力向非农业部门转移的产业间劳动力配置效应进行了门槛效应检验, 研究结果发现劳动力从农业部门转移到非农业部门的产业间劳动力配置效应确实存在门槛值。当未越过门槛值时, 产业间劳动力配置效应促进了经济增长, 越过门槛值时, 产业间劳动力配置效应抑制了经济增长, 验证了农业部门劳动力转移到非农业部门的产业间劳动力配置效应对经济增长的影响存在倒 U 型关系。

在产业间劳动力配置效应分析中, 由于劳动力市场摩擦限制劳动力的流动产生的对经济增长抑制的劳动力配置效应, 两部门产业间劳动力配置抑制作用占到总劳动力配置效应的 37.5%, 说明产业间的劳动力配置效应严重受到劳动力市场摩擦的影响。政策含义上, 要完善劳动力市场扫清劳动力流动障碍, 充分发挥产业间劳动力配置效应, 以促进经济发展的可持续。在地区差异性讨论中, 东部地区由于劳动力摩擦的产业间劳动力配置效应对经济增长的影响为-0.328, 大于全部样本与中西部地区, 说明东部省份在接受外来务工人员的包容性就业较差。外来劳动力进入东部地区就业, 对本地居民就业不会产生挤占效应, 没有降低本地市场工资水平, 恰恰相反促进了互补性职业劳动力的需求, 促进了经济增长。因此, 从产业间劳动力配置视角来看, 减少劳动力流动阻碍充分发挥产业间劳动力配置效应, 是促进经济持续增长的有效路径。

基金项目

本文受: 1) 2018 年教育部人文社科研究规划基金项目“基于‘一带一路’的中国制造业全球价值网络化系统演进研究”(18XJAGJW001); 2) 陕西省社科基金“一带一路”背景下陕西制造业全球价值网络嵌入研究(2017D020); 3) 2018 年度陕西省社科界重大理论与现实问题研究项目“陕西与‘一带一路’国

际贸易增长研究: 人力资本结构优化的视角”(2018C022)项目支持。

参考文献

- [1] Lin, J.Y. (2011) New Structural Economics: A Framework for Rethinking Development. *The World Bank Research Observer*, **26**, 193-221. <https://doi.org/10.1093/wbro/lkr007>
- [2] Lin, J.Y. and Rosenblatt, D. (2012) Shifting Patterns of Economic Growth and rethinking Development. *Journal of Economic Policy Reform*, **15**, 171-194. <https://doi.org/10.1080/17487870.2012.700565>
- [3] Massell, B.F. (1961) A Disaggregated View of Technical Change. *Journal of Political Economy*, **69**, 547-557. <https://doi.org/10.1086/258575>
- [4] Denison, E. (1962) The Sources of Economic Growth in the United States and the Choices before US. Supplementary Paper.
- [5] Denison, E. (1979) Accounting for Slower Economic Growth: The United States in the 1970s. The Brooking Institution Press, Washing DC, 65.
- [6] Denison, E. (1967) Why Growth Rates Differ: Postwar Experience in Nine Western Countries. Brooking Institution Press, Washington DC, 212-214.
- [7] Denison, E. (1974) Accounting for United States Economic Growth 1929-1969. Brooking Institution Press, Washington DC, 287.
- [8] Syrquin, M. (1984) Resource Reallocation and Productivity Growth in Hollis B, Economic Structure and Performance: Essays in Honour of Hollis B. Chenery. Academic Press, New York, 81.
- [9] Dowrick, S. and Gemmel, N. (1991) Industrialization, Catching-Up, and Economic Growth: A Comparative Study across the World's Capitalist Economies. *The Economic Journal*, **101**, 263-275. <https://doi.org/10.2307/2233817>
- [10] Young, A. (2003) Gold into Base Metals: Productivity Growth in the People's Republic of China during the Reform Period. *Journal of Political Economy*, **111**, 1220-1261. <https://doi.org/10.1086/378532>
- [11] Aldrighi, D. and Colistete, R.P. (2013) Industrial Growth and Structural Change: Brazil in a Long-Run Perspective. Department of Economics_FEA/USP, Working Paper NO 3.
- [12] Sepp, J. and Varblance, U. (2014) The Decomposition of Productivity Gap between Estonia and Korea. Ordnungspolitische Diskurse (OPO), Working Paper NO 3.
- [13] 钱纳里, 赛尔昆. 发展的型式: 1950-1970 [M]. 北京 经济科学出版社, 1988: 34-78.
- [14] 钱纳里, 赛尔昆. 工业化和经济增长的比较研究[M]. 上海: 三联书店, 1989: 31-89.
- [15] 张保法. 经济增长中的结构效应[J]. 数量经济技术经济研究, 1997(11): 33-35.
- [16] 潘文卿. 中国农业剩余劳动力转移效益测评[J]. 统计研究, 1999(4): 31-34.
- [17] 蔡昉, 王德文. 中国经济增长可持续性 with 劳动贡献[J]. 经济研究, 1999(10): 62-68.
- [18] 胡永泰. 中国全要素生产率: 来自农业部门劳动力再配置的首要作用[J]. 经济研究, 1998(3): 33-41.
- [19] 徐现祥, 舒元. 劳动力结构效应的实证分析[J]. 上海经济研究, 2001(2): 9-14.
- [20] 郝大明. 1978-2014 年中国劳动力配置效应的分离与实证[J]. 经济研究, 2015, 7: 16-29.
- [21] 辛超, 张平, 袁富华. 资本与劳动力配置结构效应——中国案例与国际比较[J]. 中国工业经济, 2015(2): 5-17.
- [22] 单豪杰. 中国资本存量 K 的再估算: 1952-2006 年[J]. 数量经济技术经济研究, 2008, 25(10): 17-31.

知网检索的两种方式:

1. 打开知网页面 <http://kns.cnki.net/kns/brief/result.aspx?dbPrefix=WWJD>
下拉列表框选择: [ISSN], 输入期刊 ISSN: 2167-664X, 即可查询
2. 打开知网首页 <http://cnki.net/>
左侧“国际文献总库”进入, 输入文章标题, 即可查询

投稿请点击: <http://www.hanspub.org/Submission.aspx>

期刊邮箱: mse@hanspub.org