

# 长江经济带工业产能利用率对劳动力转移的影响研究<sup>※1</sup>

周兵 黄显敏 任政亮

**【内容提要】**：运用 GMM 模型估计方法分别对长江经济带总体和分地区的工业产能利用率对劳动力在三次产业间转移的影响效应进行实证分析，并进一步对产能利用率做门槛检验，研究发现：从总体来看，工业产能利用率与第一产业和第二产业劳动力转移呈正相关，与第三产业劳动力转移呈负相关，且劳动力转移存在“惯性”：从地区来看，上、中、下游地区的这种影响存在差异；从工业产能利用率的门槛值来看，第一产业存在双重门槛，第二产业和第三产业存在三重门槛。研究表明，长江经济带工业产能利用率对劳动力转移存在门限效应。

**【关键词】**：工业产能利用率 劳动力转移 GMM 估计 门槛效应

**【中图分类号】**：F424 **【文献标识码】**：A **【文章编号】**：1009—2382(2019)04—0059—12

## 一、引言

我国进入经济新常态后，劳动力市场竞争加剧，劳动力成本上升成为我国劳动力市场一个重要的事实(陈利锋，2017)，这致使劳动力在产业间转移变得刚性，加大劳动力转移的难度。虽然近年来我国在产业上一直保持着第一产业劳动力向第二、第三产业转移的常态，但劳动力结构性短缺、人口老龄化、人口红利消失等多重“陷阱”依然存在干我国的经济社会发展中。因此，从要素市场扭曲影响宏观经济波动这一角度出发，通过研究产能利用率与要素市场——劳动力市场间的关系，探寻缓解产能过剩、破除劳动力市场需求扭曲的方法，有一定的价值和实践意义。

长江经济带与京津冀一体化、“一带一路”建设并称为中国的三大经济战略规划。一直以来，长江经济带都是我国经济增长较快的经济带，它作为我国“一带一路”战略布局的重要一环，面对着诸多复杂的经济形势。十九大报告提出，我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段，但目前来看，距实现高质量发展还有相当大差距。长江经济带是我国最重要的工业走廊之一，拥有着得天独厚的生态资源和南然资源优势，既是电子、钢铁、石化、汽车等现代化工业的精华聚集地，又是一大批高耗能、高科技、大运量工业的集合地。同时，拥有 6 亿人口，以 20% 的区域面积承载了全国总人口的 40%。但流域发展不平衡不协调问题突出，至 2016 年，长江经济带的三次产业的从业人员约为 3.6 亿人，其中第一、第二、第三产业的就业人员占比分别为 32%、30%、38%，劳动力就业结构不合理，第一产业的占比仍然偏大，亟需寻找解决劳动力在产业间转移的方法。因此对长江经济带各省市的工业产能现状进行研究，利用其工业产能利用率研究劳动力在三次产业间转移的规律，进而找出化解产能过剩、劳动力市场扭曲的办法，对于长江经济带工业产业持续健康发展、落实“一带一路”重点战略、使其成为引领我国经济高质量发展的生力军等都具有重要的理论和实践意义。

## 二、文献综述

<sup>1</sup> **※基金项目**：广东省自然科学基金项目“外国直接投资(FDI)技术溢出与广东省产业转型升级研究”(编号：2016A030313547)；重庆市社会科学规划项目“脱贫攻坚产业扶贫模式研究”(编号：2017ZDY33)。

**作者简介**：周兵，广州大学经济与统计学院博士生导师(广州 510006)；黄显敏，重庆工商大学经济学院硕士生(重庆 400067)；任政亮，广州大学经济与统计学院博士生(广州 510006)。

## 1. 产能过剩相关研究

对于产能过剩的成因研究最初源于国外, 1947 年 Chamberlin 对产能过剩成因的探讨打开了此研究领域的大门。Arthur De Vany 和 Gail Frey (1982) 认为是市场发生失灵和对未来需求的不确定性造成了产能过剩; 林毅夫 (2007) 认为是企业的信息不完全造成投资“潮涌”, 进而带来了产能过剩; Jim Ishii (2010) 认为产能过剩是由企业管理者为应对未来需求的不可知而产生的; 韩国高等 (2011) 利用成本函数法探讨产能过剩缘由, 得出资本的投入是影响产能过剩最直接的原因; 干春晖 (2015) 认为官员晋升的动机也是导致产能过剩的原因; 程俊杰 (2016) 认为产业政策导致了产能过剩的形成和加剧, 等等。

## 2. 劳动力转移相关研究

(1) 影响因素研究。以 Lewis (1964) 为代表的经济学家最先提出劳动力转移这一概念。作为供给侧四大要素之一, 对于劳动力的研究一直都在进行, 特别是对影响其转移因素的研究。Ravenstein (1885) 认为劳动力转移是经济发展所致; Lewis (1954) 认为其成因为工资差异; Jorgenson (1961) 认为是消费结构引起的; Todaro (1969) 认为成因为预期收入; 程名望和史清华 (2007) 基于岭回归模型对此作了研究, 得出我国总体经济增长为农村劳动力的转移创造了条件, 正规工业部门的发展也将对此产生促进作用; 秦放鸣和范姣 (2016) 指出人口素质技能的提高也会影响劳动力的转移; 赵德昭 (2017) 认为非农产业占比的提高会推动农村剩余劳动力的转移, 等等。

(2) 劳动力转移的经济效益。劳动力转移是我国优化人力资源配置、解决“三农”问题的重要方式之一。黄守宏 (1996) 认为劳动力在产业间的转移一般是从生产率较低部门流向较高部门, 有利于提高社会总体生产率, 区域间的劳动转移可以减少劳动剩余, 促进经济发展; 彭荣胜和覃成林 (2007) 将农业劳动力转移作为推动城市化的主要力量, 认为农业劳动力向第二、第三产业转移的过程就是城市化的实质; 穆建新 (2009) 认为我国应调整转移模式, 通过劳动力的转移来影响产业转移进而影响产业结构的调整; 刘晓光和苟琴 (2017) 认为劳动力转移可以通过提高全要素生产率来提升资本回报率, 等等。

在梳理相关文献的基础上, 笔者发现, 学术界和实务界对产能过剩和劳动力转移的研究颇多。产能方面已有的国内外研究主要集中于对产能过剩的成因和产能利用率测度方法上的探究; 在劳动力转移方面, 专家学者们对劳动力转移带来的经济效益进行深入探索并得出相应结论, 认为劳动力转移有利于提高社会总体生产率、推动城市化进程、提升资本回报率、调整产业结构、带来经济增长等。但怎样才能实现劳动力转移, 从而获得这些经济效益呢, 理论界展开了一系列研究。他们围绕着劳动力转移的影响因素展开探寻, 国内外的研究多以经济发展、工资差异、消费结构、预期收入、人口素质技能以及产业结构等多个角度为突破口, 通过寻找影响劳动力转移的因素进而探索经济持续向好发展的路径。但随着经济社会的进一步发展, 面临的问题也越来越多、越来越复杂, 劳动力市场的扭曲已成为抑制经济发展的重要原因之一。从消费结构、人口素质、产业结构等方面寻求劳动力转移已不能适应当前我国的特殊国情, 无法为我国破除劳动力转移刚性难题提供明确的答案。目前, 已有专家开始对产能和劳动力间关系作了初步探究。如产能过剩会带来劳动要素市场扭曲 (程俊杰, 2016); 劳动力价格与产能利用率的息息相关 (樊茂清, 2017) 等。可见, 在大力号召扭转劳动力市场扭曲的宏观大环境下, 在我国积极注力的供给侧结构性改革的背景下, 产能利用率的高低是否能影响劳动力的转移, 是值得深究的课题。因此, 本文通过研究产能利用率与劳动力转移的联系, 从产能利用率的角度探寻促使劳动力转移的路径有一定的现实迫切性和实践探索意义, 并为劳动力转移的路径创新提供新的可能。

## 三、长江经济带各省市工业产能利用率测度

由于地区间资源要素禀赋的差异, 长江经济带各省市的工业产业不尽相同, 其产能利用率也各异。下游省市包括上海、江苏和浙江, 都是我国经济发达、资源丰富的城市, 主要以高新科技工业产业为主, 包括电子计算机、集成电路、化学纤维、汽车制造、通用设备等; 上游和中游省市虽然也涉及汽车制造业、电子通讯和电气机械制造, 但优势不明显, 主要是以低附加值工业产业为主, 包括农副产品加工和采掘工业、矿物采选和冶炼、有色金属加工、轻纺工业等, 而这些工业产业大都是高耗能、高污染、低利润的产业。对于这 11 个各具特色的省市, 其工业产能利用率情况只有逐一进行建模测度。

## 1. 测度模型设定

本文借鉴 Shaikh 和 Moudud 所提出的一种估计产能产出的计算方法——协整法，在程俊杰（2015）、郑耀群和王婷（2017）等人的研究基础上对长江经济带各省市工业产能利用率进行测度。这种方法认为，当产出和资本存量之间有协整关系时，产出可以由资本存量来线性表示，即资本存量可以决定产出的长期稳定趋势。

首先，利用  $Y_t = Y_t$  转换成一个恒等式：

$$Y_t = (Y_t/Y_t^*) * (Y_t^*/K_t * K_t) \quad (1)$$

其中， $Y_t$  为工业的总产出， $Y_t^*$  为产能总产出， $K_t$  为工业企业的资本存量， $Y_t/Y_t^*$  为工业产能的利用率，令其为  $u_t$ ， $K_t/Y_t^*$  为资本一产能比，令其为  $v_t$ 。将 (1) 式进行对数化转换可得：

$$\ln(Y_t) = \ln(K_t) - \ln(u_t) + \ln(v_t) \quad (2)$$

从长期来看，由于假定了工业总产值是围绕其产能规模上下波动的，从而使得产能利用率  $u_t$  也将围绕 1 上下波动。所以可以将  $\ln(u_t)$  项看成是模型中的随机扰动项，令其为  $e_{u(t)}$ ；资本一产能比是对技术水平的衡量，对资本一产能比取对数意味着表示为增长率，这里的技术进步分为两部分——非资本因素引起的技术进步  $\Theta_t$ ，和资本积累形成的技术进步  $a_{v_t}$ ，由于  $\Theta_t$  是与时间  $t$  相关， $a_{v_t}$  与资本增长率相关，于是，资本一产能比的增长率可表示为：

$$\ln(v_t) = a_{v0} + \Theta_t * t + a_{v_t} * \ln(K_t) + e_{v(t)} \quad (3)$$

综合以上步骤，最终化简出产能的回归方程为：

$$\ln(Y_t) = \beta_0 + \delta_t * t + \beta_t * \ln(K_t) + e_t \quad (4)$$

其中， $\beta_0 = -a_{v0}$ ， $\delta_t = -\Theta_t$ ， $\beta_t = 1 - a_{v_t}$ ， $e_t = e_{u(t)} - e_{v(t)}$ 。(4) 式表明，当  $\ln(Y_t)$  与  $\ln(K_t)$  存在长期均衡的协整关系时，可以对 (4) 式进行回归得出工业产能产出  $Y_t^*$ ，进而计算出工业的产能利用率  $u_t$  和资本一产能比  $v_t$ 。

## 2. 变量选择与数据说明

由回归方程 (4) 可知，本文所建立的模型中以工业总产值的增长率  $\ln(Y_t)$  为被解释变量，以资本存量的增长率  $\ln(K_t)$  和代表非资本因素引起的技术进步时间趋势  $T$  为解释变量。由于本文研究的是工业产业的产能利用率情况，加之考虑到数据的可得性，笔者选取长江经济带九省两市 2000 — 2016 年的工业总产值和资本存量建立面板数据进行实证分析。考虑到工业的总产值和增加值所反映的都是工业部门在一段时间内的最终生产情况的货币表现，笔者选取长江经济带的工业增加值用以衡量工业产出指标 ( $Y_t$ )；资本存量指标 ( $K_t$ )，国际上对于资本存量的计算主要采用的是成本加总法，以永续盘存法最为普遍。但是，永续盘存法的数据统计极易受重大经济事件而导致的经济环境波动的影响，所以实际操作存在一定的困难，计算结果也缺乏可信度，基于此，笔者选择长江经济带工业的固定资产净值（由“固定资产原值—累计折旧”算式计算）作为衡量资本存量的指标。非资本因

素引起的技术进步，对相关文献进行梳理后，笔者选用时间趋势  $T$  来表征非资本因素引起的技术进步。最后，分别对  $Y_t$  和  $K_t$  取对数，得到模型中的  $\ln(Y_t)$  和  $\ln(K_t)$ 。

本文所用数据来源于 2001 — 2016 年《中国统计年鉴》《中国工业经济统计年鉴》以及《国家数据》中的各省市年度数据，并以 2000 年的物价指数作为基期，利用各个年度的消费者物价指数和固定资产投资价格指数分别对每年的数据进行价格平减，得出实际的工业总产值数据和资本存量数据。由于部分省市 2016 年数据的缺失，笔者将用前面 16 年的计算结果对 2016 年产能利用率作估计（采用趋势法求得）。

3. 变量序列平稳性检验和协整检验

一般来看，对时间跨度大于 5 年的面板数据直接进行回归分析易出现伪回归现象。为规避这一回归问题应对各变量序列进行平稳性检验。表 1 是基于同质根检验方法：LLC 检验法、Breitung  $t$ -stat 检验法和异质根检验方法：IPS 检验法、ADF-Fisher 检验、PP-Fisher 检验等五种检验方法的单位根检验结果。

表 1 单位根检验结果

| 检验方法           | 原始数据                |                      | 一阶差分数据                   |                          |
|----------------|---------------------|----------------------|--------------------------|--------------------------|
|                | $\ln Y$             | $\ln K$              | $D\ln Y$                 | $D\ln K$                 |
| LLC 检验         | 4.61970<br>(1.0000) | -0.42876<br>(0.3341) | -6.00801 ***<br>(0.0000) | -7.00435 ***<br>(0.0000) |
| Breitung 检验    | 8.14830<br>(1.0000) | 2.12635<br>(0.9833)  | -0.73933<br>(0.2299)     | -4.15838 ***<br>(0.0000) |
| IPS 检验         | 7.69168<br>(1.0000) | 2.84592<br>(0.9978)  | -2.47403 ***<br>(0.0067) | -3.12354 ***<br>(0.0009) |
| ADF- Fisher 检验 | 0.89767<br>(1.0000) | 6.37977<br>(0.9995)  | 41.2095 ***<br>(0.0078)  | 43.6626 ***<br>(0.0039)  |
| PP- Fisher 检验  | 0.96447<br>(1.0000) | 7.28240<br>(0.9986)  | 63.5036 ***<br>(0.0000)  | 74.1587 ***<br>(0.0000)  |

注：结果由 Eviews 9.0 软件计算得到，\*\*\*表示在置信水平为 0.01 时拒绝原假设的情况。

综合这五种检验方法，以“少数服从多数”的原则可以得出一阶差分后的两个变量序列不存在单位根，都是平稳序列，为一阶单整过程，表示为  $D\ln Y \sim I(1)$ ， $D\ln K \sim I(1)$ 。即它们为同阶单整。因此，它们之间可能会存在长期的均衡关系。接下来为验证各变量之间的这种长期关系，将进行 Johansen Fisher 协整检验。协整检验之前，为简化检验步骤，笔者考虑先用“变量名 + @trend + @trend<sup>2</sup> + c”和“变量名 + @trend + c”的形式作回归分析，最终确定变量序列  $\ln Y$  有线性趋势、无平方趋势，即只考虑 Johansen Fisher 协整检验中的第三和第四种情况。经检验发现，只有第四种情况是符合的，检验结果如表 2。

表 2 Johansen Fisher 协整检验结果

| 原假设       | 特征值       | P 值    | 迹统计量     | P 值    |
|-----------|-----------|--------|----------|--------|
| None      | 45.45 *** | 0.0023 | 37.44 ** | 0.0212 |
| At most 1 | 24.39     | 0.3272 | 24.39    | 0.3272 |

注：结果由 Eviews 9.0 软件计算得到，\*\*\*和\*\*分别表示在置信水平为 0.01 和 0.05 时拒绝原假设的情况。

由检验结果可知，两个变量序列间的确存在一个协整关系，即 LnY 和 LnK 变量序列在某种线性组合后序列是稳定的，存在一种长期均衡趋势。

4. 面板模型形式确定和产能利用率计算

以上步骤已证明变量序列间存在协整关系，可以直接进行回归分析。Panel 形式下的面板数据回归模型分为三类：固定效应模型、随机效应模型和混合效应模型。因此，在回归前需要通过对各种截面效应的选择来确定面板模型形式。分别选择 Fixed 和 Random 两种截面效应进行回归，并分别运用冗余 F 检验和 Hausman 检验来判定最终适合的模型形式。检验结果如表 3 所示。

表 3 截面效应检验结果

| 截面效应                 | LnK         |         | T           |         | 常数项 c       |         |
|----------------------|-------------|---------|-------------|---------|-------------|---------|
|                      | T-statistic | P 值     | T-statistic | P 值     | T-statistic | P 值     |
| Fixed                | 14. 44167   | 0. 0000 | —3. 71441   | 0. 0003 | 12. 54545   | 0. 0000 |
| Random               | 16. 46579   | 0. 0000 | —5. 08959   | 0. 0000 | 11. 18026   | 0. 0000 |
| Cross-section F      | 89. 35268   | 0. 0000 |             |         |             |         |
| Cross-section random | 30. 8241    | 0. 0000 |             |         |             |         |

检验结果显示，两种检验拒绝了相应的原假设“为混合效应模型”和“为随机效应模型”，即两种情况都表明应该选择备择假设的模型——个体固定效应模型。所以，最终确定的模型形式如下：

$$\text{LnY}_{it} = \beta_{0i} + \delta_{it} * T_{it} + \beta_{1i} * \text{LnK}_{it} + e_{it}$$

即为:  $\text{LnY}_{it} = 3.275998 - 0.012669 * t +$

(12.54545)

(- 3.71441)

(0.0000)

(0.0003)

$0.541903 * \text{LnK}_{it}$

(14.44167)

(0.0000)

$R^2=0.975811$

$\bar{R}^2=0.974030$

$F=547.9626$

$\text{Prob}(F)=0.000000$

通过个体固定效应 Fixed 的回归模型，可以得到长江经济带各个省市所对应的个体效应。如表 4。

表 4 各个省市的固定效应

| 省 市 | 固定效应      |
|-----|-----------|
| 上海市 | 0. 449180 |
| 江苏省 | 0. 682905 |
| 浙江省 | 0. 518244 |

|     |            |
|-----|------------|
| 安徽省 | — 0.108080 |
| 江西省 | — 0.258687 |
| 湖北省 | 0.031042   |
| 湖南省 | 0.063313   |
| 重庆市 | — 0.340356 |
| 四川省 | 0.015160   |
| 云南省 | — 0.360820 |
| 贵州省 | — 0.691903 |

将各个省市的固定效应代入方程(4)中，加之假设长期实际产出即为产能产出，代入各个省市各个年份对应的  $T$  值和  $\ln K_{it}$  值，可以得到工业产能产出  $Y_{it}^*$ ，进而可以计算出产能利用率  $U_{it}$ ，见表5。

表5 2000—2016年各省市工业产能利用率  $U_{it}$

| 年份   | 上海   | 江苏   | 浙江   | 安徽   | 江西   | 湖北   | 湖南   | 重庆   | 四川   | 云南   | 贵州   |
|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| 2000 | 1.07 | 1.50 | 1.25 | 1.10 | 1.05 | 0.93 | 1.08 | 1.11 | 0.81 | 1.03 | 0.83 |
| 2001 | 1.08 | 1.51 | 1.12 | 1.19 | 0.95 | 0.91 | 1.01 | 1.00 | 0.77 | 0.99 | 0.67 |
| 2002 | 1.07 | 1.41 | 1.05 | 1.04 | 0.79 | 0.92 | 0.94 | 0.88 | 0.72 | 0.97 | 0.62 |
| 2003 | 1.18 | 1.15 | 0.94 | 0.89 | 0.66 | 0.93 | 0.93 | 0.80 | 0.69 | 0.88 | 0.63 |
| 2004 | 1.18 | 1.15 | 0.95 | 0.77 | 0.67 | 0.88 | 0.88 | 0.74 | 0.71 | 0.83 | 0.67 |
| 2005 | 1.15 | 1.16 | 0.97 | 0.73 | 0.67 | 0.93 | 0.84 | 0.67 | 0.70 | 0.66 | 0.71 |
| 2006 | 1.17 | 1.10 | 1.00 | 0.63 | 0.71 | 0.88 | 0.85 | 0.65 | 0.71 | 0.63 | 0.70 |
| 2007 | 1.17 | 1.07 | 1.08 | 0.55 | 0.73 | 0.83 | 0.82 | 0.64 | 0.70 | 0.61 | 0.66 |
| 2008 | 1.16 | 1.00 | 1.11 | 0.52 | 0.61 | 0.78 | 0.78 | 0.66 | 0.70 | 0.60 | 0.64 |
| 2009 | 1.09 | 0.87 | 0.98 | 0.45 | 0.48 | 0.66 | 0.63 | 0.56 | 0.50 | 0.46 | 0.52 |
| 2010 | 1.30 | 0.83 | 1.02 | 0.47 | 0.49 | 0.66 | 0.65 | 0.55 | 0.57 | 0.47 | 0.49 |
| 2011 | 1.41 | 0.83 | 1.04 | 0.57 | 0.60 | 0.68 | 0.68 | 0.63 | 0.67 | 0.48 | 0.43 |
| 2012 | 1.39 | 0.77 | 0.87 | 0.52 | 0.54 | 0.62 | 0.63 | 0.57 | 0.62 | 0.44 | 0.39 |
| 2013 | 1.26 | 0.70 | 0.76 | 0.48 | 0.50 | 0.53 | 0.56 | 0.44 | 0.57 | 0.38 | 0.36 |
| 2014 | 1.22 | 0.64 | 0.69 | 0.43 | 0.45 | 0.48 | 0.51 | 0.42 | 0.51 | 0.34 | 0.35 |
| 2015 | 1.13 | 0.61 | 0.63 | 0.38 | 0.40 | 0.43 | 0.44 | 0.39 | 0.43 | 0.29 | 0.30 |
| 2016 | 1.27 | 0.51 | 0.74 | 0.25 | 0.36 | 0.46 | 0.44 | 0.33 | 0.48 | 0.20 | 0.31 |

注:根据(4)式计算所得，其中2016年数据根据2000—2015年数据趋势估计所得

国际上，对于产能过剩的衡量有一个通用的标准，一般通过计算各产业的产能利用率来衡量。国际标准认为，产能利用率处于[79%，83%]为正常水平；(0，79%]为产能过剩；大于90%则认为产能不足。根据表5各省市的产能利用率可得：下游地区省市的工业产能利用率相对较高，特别是上海市各年的工业产能利用率均大于1，其工业产能利用率较高，不存在工业产能过剩。上游和中游各省市工业均有产能过剩的现象，特别是云南和贵州工业产能利用率较低，产能过剩现象极为严重，并在近年来呈

现出恶化的趋势。

## 四、工业产能利用率对劳动力转移影响的动态分析

### 1. 理论分析

我国存在典型的二元经济结构，劳动力在产业间的转移将直接关系到我国经济的持续发展。学术界已证明，劳动力转移是经济增长的动力和源泉(张广婷等, 2010)，劳动力数量和技能是影响产业发展的重要决定因素(戴翔等, 2016)，新经济地理学的研究也指出劳动力在数量和技能方面的演化会改变一个区域发展的比较优势，特别是在工业发展上(Baldwin, 2003)。随着产业的不断调整与优化升级，劳动力结构也在发生变化，主要表现为劳动力在三次产业间的转移。在这种转移过程中，有一个亘古不变的规律：劳动力总是从生产率低的产业转移到生产率高的产业中。但随着劳动力的不断转移，得到的边际收益是递减的，从而使流入产业的要素边际收益因此降低(沈坤荣和唐文健, 2006)，这就使得劳动力在产业间的转移变得刚性，即便是政府实施宏观调控，也很难在短期内一蹴而就。而在与劳动力市场扭曲相当的又一经济问题——产能过剩问题中，可以找到一条逆转劳动力市场扭曲的新路径。对于产能过剩问题，“剧烈”的退出方式(兼并重组或是关停)会加剧体制性产能过剩(程俊杰, 2016)，提高产能利用率是疏导矛盾的关键抉择。从工业来讲，工业产能利用率的提高意味着工业生产率的提高，根据劳动力转移规律，这将迅速刺激劳动力在三次产业间的转移。这将成为本文将产能利用率和劳动力在三次产业间的转移联系到一起的逻辑起点。

威廉·配第曾揭示了劳动力转移的原因——比较利益的存在。究其产能利用率刺激劳动力在三次产业间转移的内在机制，主要从区域间的经济发展、劳动力的工资差异以及劳动者的预期收入几方面展开。工业产能利用率高的地区，往往经济发展态势良好，拥有发达的产能流通输送网络和政策倾斜，逐渐形成工业产业集聚，这将刺激劳动力流向该地区。同时，在经济下滑时期，也可通过在适度范围内降低工业产能利用率，培养劳动力的转出与回流能力，尽快协调劳动力在三次产业间的分布，使经济能够快速回升。工业产能利用率高的部门，其利润也相对较高，相应的劳动力工资就越高。不同产业间劳动力报酬差距随着产能利用率的提高不断扩大，致使低收入劳动者对这些产业的预期收入变高。察昉(1996)认为收入差距是劳动力转移决策的重要因素，收入低的劳动者最有可能作出转移的决策。当潜在的转移劳动者对预期收入的估计较高时，在劳动力市场尚未饱和的情况下，这种估计将加大其转移的概率。基于此，提出假设1、假设2和假设3。

假设1：区域经济差异、工资差异以及预期收入是促使劳动力在三次产业间转移的重要动因；

假设2：工业产能利用率与区域经济发展、劳动力工资高低、预期收入多寡有重要关联；

假设3：劳动力生产率高的部门劳动力未达饱和状态，此时不存在劳动力的边际收益递减。

至于劳动力随着工业产能利用率的提高流入了第一产业、第二产业还是第三产业，以及其转移的强度问题，将在实证部分进行验证和分析。

### 2. 变量选择和模型确定

本文研究的是长江经济带各省市工业产能利用率对其劳动力在三次产业间转移的影响效应，因此，劳动力在三次产业间的占比(Labor1、Labor2、Labor3)将会是被解释变量，工业产能利用率(U)是解释变量。此外，为了增加实证结果的可靠性和真实性，还需考虑其他影响劳动力转移的因素，引入控制变量。基于学术界前辈们有关研究的基础，本文将选择经济增长(Agdp)、基础设施建设(Infra)、受教育程度(Edu)、贸易开放度(Open)、研发投入(R&D)以及金融发展水平(Fin)6个变量作为控制变量。因此，回归模型初步设定为：

$$Y_{it} = a_0 + \beta_1 * X_{it} + \beta_j * \sum_{j=1}^6 X_{it} + \delta_{it} \quad (5)$$

其中  $X_{it}$  为解释变量， $\sum_{j=1}^6 X_{it}$  为控制变量。

为解决模型建立中的内生性和异质性问题，从而更加准确地对变量参数进行估计，1991 年 Arellano 与 Bond 提出了名为动态矩估计（即一阶差分 GMM）的模型参数估计方法。但是模型 (5) 是静态面板模型，为了有效地反映出工业产能利用率对劳动力转移的动态效应，笔者考虑建立动态面板数据模型来进行估计。梳理学者们对于动态面板模型的设定，方式各有千秋。如褚玉春 (2009) 和李群峰 (2010) 通过将解释变量的滞后一期作为解释变量纳入到回归模型中，与核心解释变量和控制变量一起回归估计；丁翠翠、郭庆然 (2014) 和谭本燕 (2008) 通过将所有变量从滞后一期一直到滞后 N 期的项全部加入到静态面板模型中的方式建立动态面板估计模型；饶华春 (2009) 和占华 (2015) 通过加入变量的平方项、被解释变量的一阶滞后项以及变量间的交叉项建立动态面板模型，等等。笔者参考前人的经验，结合本论文的研究背景，选择了一阶差分 GMM 估计法建立动态面板估计模型，形式如下：

$$Y_{it} = a_0 + \beta_0 * Y_{i(t-1)} + \beta_1 * X_{it} + \beta_j * \sum_{j=1}^6 X_{it} + v_i + \delta_{it} \quad (6)$$

其中  $v_i$  为个体效应。考虑到面板数据的截面效应以及被解释变量滞后项加入后解释变量与随机变量可能会呈现出相关性，从而使模型的参数估计有偏和出现不一致性，笔者选择工具变量法来解决这一估计偏差。首先通过对模型 (6) 作一阶差分寻找工具变量，差分后的方程为：

$$Y_{it} - Y_{i(t-1)} = \beta_0 * (Y_{i(t-1)} - Y_{i(t-2)}) + \beta_1 * (X_{it} - X_{i(t-1)}) + \beta_j * \sum_{j=1}^6 [X_{it} - X_{i(t-1)}] + v_i + (\delta_{it} - \delta_{i(t-1)}) \quad (7)$$

显然，(7) 式通过一阶差分去除了个体效应对模型估计的影响，由于解释变量  $(Y_{i(t-1)} - Y_{i(t-2)})$  与随机扰动项  $(\delta_{it} - \delta_{i(t-1)})$  存在序列相关，而  $Y_{i(t-2)}$  与  $(Y_{i(t-1)} - Y_{i(t-2)})$  高度相关且与  $(\delta_{it} - \delta_{i(t-1)})$  不相关，既符合工具变量的选择条件，又能化解非一致性的偏误问题，所以选择  $Y_{i(t-2)}$  作为工具变量。但是本文变量较多，还需要更多的工具变量，后文将针对不同的回归方程选择适用的工具变量。

(1) 被解释变量。本文参考了余官胜 (2012) 建立的产业间劳动力转移指标： $RLit = 0.5 * \sum_{j=1}^3 S_{ijt}$ ，这个指标是通过将三次产业劳动力占比变化量的绝对值进行加总再乘以 0.5 所得，表征的是劳动力转移的总体情况。而本文是要进一步研究劳动力在三次产业间的具体转移情况，因而本文选取三次产业劳动力占比作为被解释变量分别展开研究，用 Labor1、Labor2、Laoor3 表示。

(2) 解释变量。本文的解释变量是工业产能利用率 (U)，本文的工业产能利用率是通过建立面板数据模型计算所得 (具体计

算过程如现状分析部分展示)，分别计算了 2000 — 2016 年长江经济带各省市的工业产能利用率情况。

（3）控制变量。经济增长，用 Agdp 表示。经济的增长可以带动有效就业量的增加，而劳动力的转移又会促进经济的增长，两者之间存在双向的影响。本文借鉴余官胜（2012）的研究，选择实际人均 GDP 作为衡量经济增长的指标，以度量经济增长对劳动力在产业间转移的影响。

基础设施建设，用 Infra 表示。基础设施建设对于提高经济效率、降低交易成本等方面有重要意义（刘晓光等，2015），它可以减少流动障碍，便利劳动力的转移。借鉴程鹏（2016）有关研究中对于基础设施测度的研究，鉴于本文主要研究工业产业，参考其交通运输的测度指标，将计算长江经济带各省市海、陆、空三种物流运输的总货运量作为衡量基础设施建设的指标。

平均受教育年限，用 Edu 表示。这属于人力资本投资，是经济成本的一种，它与劳动力转移正相关，平均受教育年限高的劳动者普遍倾向于生产效率高、报酬多的部门。借鉴刘生龙和胡鞍钢等（2016）有关教育的研究，采用各地区普通小学、初中、普通高中、普通高等学校在校学生人数分别以 6 年、9 年、12 年、16 年作权重加权后再平均，算得平均受教育年限。

贸易开放度，用 Open 表示。国际贸易的加深会影响劳动力的需求弹性，刺激劳动力涌入相关产业部门。同时，还可以通过对外贸易，将部分过剩产能外输，提高产能利用率。本文用最早的贸易开放度度量方法，以海关进出口统计数据为准，采用各省市进出口总额来衡量。

研发投入，用 R&D 表示。在大规模技术变革引起技术替代劳动力之前，研发投入的增加会带来劳动力就业机会的增加。借鉴朱平芳和徐伟民（2003）对研发投入的衡量办法，对消费者物价指数和固定资产投资价格指数分别设定一个权重，通过加权算得 R&D 价格指数 PI 对规模以上工业产业的研发投入进行平减，从而得到实际的研发投入。

金融发展水平，用 Fin 表示。金融发展水平的高低关联着区域收入的高低，其金融深化可促进金融产业及其相关产业的发展，继而提供更多的就业可能。本文采用较为常用的衡量方式，用各省市的金融增加值与 GDP 的比重来求得。

3. 数据来源与数据处理

本文所用数据来源于 2001 — 2016 年《中国统计年鉴》《中国工业经济统计年鉴》《中国城市统计年鉴》以及 2000 — 2015 年《国家数据》中的各省市年度数据，与产能利用率测度部分一样，仍以 2000 年的物价指数作为基期，对地区生产总值数据进行价格平减。并且为消除某些年度的经济偶发情况对研究结果的异常影响，本文还对生产总值数据进行 3 年移动平均处理以代替当年地区生产总值。同时，由于各变量有的是比率，有的是实值，为化解单位量纲问题，将对货运总量、进出口总额以及规模以上工业产业 R&D 活动经费进行对数处理。本文分析软件主要是 Eviews 9. 0 版。表 6 为数据的统计性描述。

表 6 统计性描述

| 变量     | 样本量 | 均值        | 标准差       | 最小值       | 最大值         |
|--------|-----|-----------|-----------|-----------|-------------|
| Labor1 | 187 | 0. 024642 | 0. 042272 | 0. 000000 | 0. 450000   |
| Labor2 | 187 | 0. 452543 | 0. 074756 | 0. 210000 | 0. 680000   |
| Labor3 | 187 | 0. 522551 | 0. 066239 | 0. 314400 | 0. 651400   |
| U      | 187 | 0. 757032 | 0. 277160 | 0. 204168 | 1. 512797   |
| Agdp   | 187 | 2. 233395 | 1. 743117 | 0. 274207 | 8. 230646   |
| Infra  | 187 | 4. 867262 | 0. 318458 | 4. 058957 | 5. 5797. 86 |
| Edu    | 187 | 8. 501763 | 0. 749308 | 6. 685980 | 10. 30380   |

|      |     |          |          |           |          |
|------|-----|----------|----------|-----------|----------|
| Open | 187 | 3.137536 | 0.714108 | 1.720660  | 4.426535 |
| R&D  | 187 | 1.598982 | 0.702071 | -0.343246 | 3.058464 |
| Fin  | 187 | 0.050837 | 0.027278 | 0.016544  | 0.169129 |

#### 4. 实证分析与结果讨论

(1) 数据平稳性检验。在进行回归分析前，需对各个变量序列的平稳性进行检验。由于后文将从长江经济带总体和板块两部分进行模型检验，为避免各省市单个个体间的异质问题，此处将来用同质根检验方法——LLC 单位根检验法进行检验结果。单位根检验结果表明，所有的变量序列均为平稳序列，不会出现伪回归现象。

(2) GMM 模型估计与结果分析。为了全面揭示长江经济带工业产能利用率对劳动力在三次产业间转移的影响，本文从总体和部分两个角度来深入探究这种影响以及这种影响在地区间的差异。至于地区间的差异研究，笔者将长江经济带  $n$  个省市按上游、中游、下游三个板块来划分。其中上游城市包括重庆、四川、云南、贵州，中游包括安徽、江西、湖北、湖南，下游包括上海、浙江、江苏。本文将分别建立动态面板回归模型，对总体以及这三个板块进行 GMM 估计。

根据模型 (7) 可将本文一阶差分 GMM 模型设定为：

$$\text{Labor}_{j, it} = \beta_0 * \text{Labor}_{i(t-1)} + \beta_1 * U_{it} + \beta_2 * \text{Agdp}_{it} + \beta_3 * \text{Infra}_{it} + \beta_4 * \text{Edu}_{it} + \beta_5 * \text{Open}_{it} + \beta_6 * \text{R\&D}_{it} + \beta_7 * \text{Fin}_{it} + \delta_{it} \quad (8)$$

其中  $J = 1, 2, 3$ ，分别代表第一、第二、第三产业。

由于不同地区间存在区域差异，且三次产业劳动力占比各有不同，导致工具变量的选择也不一致。本文以被解释变量滞后二期项作为固定的工具变量，通过对其他解释变量滞后一期和对变量间交叉项滞后一期的方式来逐一选择合适的工具变量。根据工具变量，以模型 (8) 为基础模型，分别加入各自所对应的变量对各个模型进行 GMM 回归估计，得到表 7 的估计结果。

表 7 GMM 估计结果

|                  | 变量          | 全部                     | 上游                   | 中游                      | 下游                     |
|------------------|-------------|------------------------|----------------------|-------------------------|------------------------|
| 被解释变量为<br>Labor1 | Labor1 (—1) | 0.61838***<br>(4.0007) | 2.2964**<br>(1.8597) | 0.5292***<br>(3.4970)   | —0.2823<br>(—0.6624)   |
|                  | U           | 0.1218**<br>(2.4166)   | —0.0866<br>(—1.0507) | —0.0566<br>(—1.6407)    | —0.1591*<br>(—1.8363)  |
|                  | Agdp        | —0.0134*<br>(—1.6962)  | —0.1258<br>(—1.3676) | —0.0225***<br>(—2.7749) | —0.0077<br>(—0.4182)   |
|                  | inira       | —0.0114<br>(—0.4948)   | 0.0569<br>(0.8499)   | —0.0484**<br>(—2.4242)  | —0.3628**<br>(—2.4469) |

|                  |            |                            |                          |                         |                           |
|------------------|------------|----------------------------|--------------------------|-------------------------|---------------------------|
| 被解释变量为<br>Labor2 | Edu        | —0. 0022<br>(—0. 2878)     | 0. 0683<br>(1. 2691)     | 0. 0085<br>(0. 8801)    | —0. 0854**<br>(—2. 3195)  |
|                  | Open       | — 0. 0481**<br>(— 2. 2920) | —0. 0309<br>(—0. 6627)   | —0. 0298<br>(— 1. 2534) | 0. 2376**<br>(2. 4700)    |
|                  | R&D        | 0. 0736**<br>(2. 5124)     | 0. 0116<br>(0. 6658)     | 0. 0355**<br>(3. 4681)  | —0. 0139<br>(—0. 3514)    |
|                  | Fin        | 0. 2107<br>(0. 8907)       | 4. 0483<br>(1. 3334)     | 0. 2425<br>(0. 8053)    | 0. 9111<br>(1. 3379)      |
|                  | Labor2(—1) | 0. 8713***<br>(7. 9475)    | 0. 7524***<br>(5. 2915)  | 0. 0429<br>(0. 0764)    | 0. 5926***<br>(3. 3696)   |
|                  | U          | 0. 2276***<br>(3. 1528)    | 0. 0847**<br>(2. 5484)   | 0. 1818*<br>(1. 7497)   | 0. 2076**<br>(2. 5445)    |
|                  | Agdp       | —0. 0067<br>(—0. 6608)     | 0. 0298<br>(1. 6097)     | 0. 0136<br>(0. 7002)    | — 0. 0115<br>(—0. 6146))  |
|                  | Infra      | 0. 3396***<br>(3. 1552)    | — 0. 0362<br>(—1. 0815)  | — 0. 1073<br>(—1. 5611) | 0. 5317***<br>(3. 2150)   |
| 被解释变量为<br>Labor2 | Edu        | —0. 0372**<br>(— 1. 9891)  | 0. 0063<br>(0. 2404)     | —0. 0114<br>(—0. 5990)  | 0. 0809**<br>(2. 3471)    |
|                  | Open       | — 0. 1065***<br>(—2. 6108) | — 0. 0102<br>(—0. 4363)  | 0. 1940*<br>(1. 8669)   | —0. 2239**<br>(— 2. 3287) |
|                  | R&D        | —0. 0050<br>(— 0. 3537)    | 0. 0229**<br>(2. 1704)   | 0. 0284*<br>(1. 9571)   | 0. 0478**<br>(2. 5019)    |
|                  | Fin        | 0. 9622*<br>(1. 8148)      | —1. 1103*<br>(— 1. 8048) | 2. 1171<br>(1. 3248)    | — 0. 7958<br>(—0. 9708)   |

(续表)

|                  |            |                            |                         |                         |                             |
|------------------|------------|----------------------------|-------------------------|-------------------------|-----------------------------|
| 被解释变量为<br>Laoor3 | 变量         | 全部                         | 上游                      | 中游                      | 下游                          |
|                  | Labor3(—1) | 0. 9675***<br>(18. 8957)   | 0. 8609***<br>(7. 6625) | 0. 9898***<br>(6. 3161) | 0. 4618***<br>(3. 0081)     |
|                  | U          | — 0. 0296**<br>(—2. 0364)  | —0. 0063<br>(—0. 2812)  | —0. 0031<br>(— 0. 0920) | —0. 0937<br>(—1. 1839)      |
|                  | Agdp       | —0. 0180***<br>(— 3. 0786) | —0. 0082<br>(—0. 6535)  | 0. 0067<br>(0. 6372)    | — 0. 0206<br>(— 1. 2291)    |
|                  | Imra       | —0. 0559***<br>(—3. 1390)  | 0. 0481*<br>(1. 6862)   | —0. 0222<br>(— 0. 6470) | — 0. 3666***<br>(— 2. 8659) |
|                  | Edu        | —0. 0023<br>(—0. 3520)     | —0. 0250<br>(—1. 3338)  | —0. 0113<br>(—0. 8670)  | —0. 0102<br>(—0. 3470)      |
| 被解释变量为<br>Laoor3 | Open       | 0. 0491***<br>(3. 7251)    | —0. 0079<br>(— 0. 4666) | —0. 0215<br>(— 0. 7399) | 0. 0915<br>(1. 1428)        |

|     |                        |                         |                        |                        |
|-----|------------------------|-------------------------|------------------------|------------------------|
| R&D | 0. 0119*<br>(1. 6637)  | —0. 0050<br>(— 0. 6442) | —0. 0018<br>(—0. 2017) | 0. 0241<br>(1. 4847)   |
| Fin | 0. 4863**<br>(2. 3508) | 1. 0846*<br>(2. 6512)   | 0. 8553*<br>(1. 7431)  | 1. 5203**<br>(2. 1171) |

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著；括号内为标准误。下表同。

先从总体来看，由估计结果可知在三个模型中  $Labor1_{it}$  和  $Labor2_{it}$  模型中  $U_{it}$  所对应的影响系数均为正数，即工业产能利用率的增加均会不同程度地使一、二产业的劳动力占比增加，而  $Labor3_{it}$  对应模型中的回归系数为负数，表明工业产能利用率和第三产业劳动力转移呈负相关。三次产业劳动力转移模型中产能利用率  $U_{it}$  所对应的系数分别为 0. 1218, 0. 2276、— 0. 0296，且都分别通过了 5%、1%、5%的显着性检验。即产能利用率每提高一个单位，第一产业和第二产业的劳动力占比将分别增加 0. 1218, 0. 2276 个百分点，第三产业劳动力占比减少 0. 0466 个百分点； $Labor1(-1)$ 、 $Labor2(-1)$ 、 $Labor3(-1)$  分别度量了上一期劳动力在产业间的转移是否会对当期产生影响，即转移是否存在“惯性”。从系数来分析，滞后一期的劳动力占比每增加一个单位，当年的三次产业劳动力的占比分别增加 0. 6183, 0. 8713, 0. 9675 个百分点。对比来看，上一期劳动力转移的自我影响效应是第三产业最大、第二产业次之、第一产业最小，而第二产业对应的  $U_{it}$  的系数均远大于第一产业和第三产业对应的系数，即工业产能利用率的提高主要对第二产业劳动力的转移产生影响，对第一产业和第三产业劳动力转移影响较次。从经验角度讲，当工业产能利用率不断提高、生产效率逐步提高、工业规模效益逐步变好，以工业为中流砥柱的第二产业劳动力转移表现为流入是符合劳动力转移常理的。再看控制变量，即影响劳动力转移的其他因素。在第一产业中，经济增长和贸易开放度对应系数为负值，抑制了劳动力的进入。这是因为经济发达的地方，从事第一产业的劳动力也会相对较少。同时，我国是全球第一的粮油进口大国，在第一产业方面的国际贸易是进口多过出口，特别是玉米、小麦、大豆等，因而贸易开放度越高反而让更多从事第一产业的劳动力成为剩余劳动力。在第二产业中，基础设施的建设与劳动力的进入呈正相关。由于本文基础设施是用海、陆、空交通工具的货运量来衡量的，因而货运量越大表明产能的流转越快，需要的劳动力也越多。在第三产业中，贸易开放度、研发投入和金融发展水平都对劳动力转向第三产业有促进作用。因为第三产业强调的是“互联网+”、“金融+”等形式，国际贸易的加深、高新科技的创新以及金融水平的提高都表明一个区域的第三产业正在如火如荼的发展中，劳动力涌入第三产业正是大势所趋。

其次从上、中、下游三个板块研究工业产能利用率对劳动力转移影响的地区差异。在这三个板块中，下游地区工业产能利用率对劳动力流向第二产业作用最大、中游次之、上游最弱，这与 GeoDa 图中产能利用率的趋势分布是一致的，这也进一步验证了产能利用率高的地区劳动生产率高，更能有效促进劳动力在三次产业间的转移。接下来对三个板块作详细分析。从上游地区的估计结果可知，除了滞后项都通过了显着性检验，仅有  $Labor2_{it}$  所对应模型通过了显着性检验， $Labor1_{it}$  和  $Labor3_{it}$ 、所对应的模型没有通过显着性检验，即上游地区工业产能利用率对劳动力转移的影响仅限于第二产业，因为上游地区农业生产占有较大的比重、第三产业发展较缓，且  $Labor1_{it}$  模型中仅有滞后项通过了显着性检验，表明上游地区第一产业劳动力存在刚性，工业产能利用率提高并不能很快刺激劳动力从第一产业和第三产业转移到第二产业上来。 $Labor2_{it}$  模型中  $Labor2(-1)$  对应的系数为 0. 7524，即第二产业的劳动力转移存在“惯性”，滞后一期对当期劳动力转移有一个正向的推动力。当上一期第二产业劳动力占比增加一个单位，当期第二产业劳动力占比将增加 0. 7524 个百分点。 $U_{it}$  所对应的系数为 0. 0847，即工业产能利用率每增加一个单位，第二产业劳动力占比将分别增加 0. 0847 个百分点。

从控制变量的估计结果来看，研发投入 R&D 和金融发展水平 Fin 通过了显着性检验，R&D 的系数为正数，初步猜想由于上游地区是重庆、四川、云南、贵州，都是经济正在蓬勃发展的城市，对于高新技术技术型人才需求大，特别是工业技术的革新，能够为更多的劳动力提供就业机会。而 Fin 对应系数为负值，表明金融业的发展吸引了劳动力的聚集，挤占了流向第二产业的劳动力。对于第三产业，虽然工业产能利用率对劳动力的转移影响不显着，但金融发展通过了显着性检验，有一个 0. 0481 的弹性系数推动着劳动力转向第三产业。

中游地区的回归结果与上游地区极为相似，仍是仅有第二产业的工业产能利用率通过了显着性检验。究其原因笔者认为

中游地区的第二产业主要是以农副产品加工、轻纺工业为主的低附加值工业，对劳动力的质量要求不高，因而当工业产能利用率提高时刺激了从事第一产业和第三产业的劳动力流向第二产业进行低附加值加工。在  $Labor2_{it}$  模型中， $U_{it}$  对应的系数为 0.1818，工业产能利用率的提高促进了劳动力流向第二产业，表示工业产能利用率每提高一个单位时，第二产业的劳动力占比就会随之提高 0.1818 个百分点。同时，贸易开放度  $Open$  和研发投入  $R\&D$  系数分别为 0.1940 和 0.0284，表明通过国际贸易将产能外输进而间接提高产能利用率、通过工业技术创新提高工业生产效率和质量能将劳动力吸引到第二产业。第一产业和第三产业的劳动力转移主要受滞后后期和其他控制变量的影响。 $Labor1_{it}$  和  $Labor3_{it}$  模型中滞后一期所对应的系数分别是 0.5292 和 0.9898，即上一期的第一、第三产业劳动力占比每增加一个单位，当期劳动力占比分别增加 0.5292 和 0.9898 个百分点。第一产业劳动力转移还受  $Agdp$ 、 $Infra$  和  $R\&D$  的影响， $Agdp$  和  $Infra$  系数为负值，表示经济越发达、基础设施越完备，劳动力反而会流出第一产业， $R\&D$  的系数为正值，表示将研发资金投入农事生产中会促进第一产业劳动力的回流。第三产业劳动力转移还受  $Fin$  的影响， $Fin$  的系数为正值，表示金融水平的提高会促进劳动力从其他产业转移到第三产业中，特别是流向金融业。

同理分析下游地区， $Labor1_{it}$  和  $Labor2_{it}$  模型中  $U_{it}$  都通过了显著性检验，系数分别为一 0.1591 和 0.2076。从数值上看，第一产业由工业产能利用率提高而流出的劳动力大都转入了第二产业，相较上游和中游地区  $Labor2_{it}$  模型中  $U_{it}$  对应的系数 0.0847、0.1818，下游地区数值最大，即下游地区工业产能利用率对劳动力转入第二产业的影响效应最大，笔者猜想这主要源于下游地区是上海、浙江、江苏，都是经济发达的东部城市，以高新技术工业为主，工业产能利用率的高低直接关系到劳动力的去留。但相较总体分析中  $U_{it}$  的效应系数 0.2276，总体效果更为显著。在第二产业中  $Infra$ 、 $Edu$ 、 $R\&D$  的系数都为正值，表示一个区域的基础设施完备、劳动力质量高、研发投入经费多是促使劳动力流入的必然选择。

## 五、进一步分析—门限效应检验

### 1. 模型设定

由于本文的核心解释变量是工业产能利用率  $U$ ，因此选取它作为门槛值构建门槛效应回归模型。根据上一小节中的模型 (5)，以及总体 GMM 回归模型通过显著性检验的控制变量进行筛选，最终选取以下变量构建回归方程：

$$Labor1_{it} = \alpha_i + \alpha_1 * Agdp_{it} + \alpha_2 * Open_{it} + \alpha_3 * R\&D_{it} + \alpha_4 * U_{it} * I(U_{it} \leq \theta_1) + \alpha_5 * U_{it} * I(U_{it} > \theta_1) + e_{it} \quad (9)$$

$$Labor2_{it} = \beta_i + \beta_1 * Infra_{it} + \beta_2 * Open_{it} + \beta_3 * Edu_{it} + \beta_4 * Fin_{it} + \beta_5 * U_{it} * I(U_{it} \leq \theta_2) + \beta_6 * U_{it} * I(U_{it} > \theta_2) + e_{it} \quad (10)$$

$$Labor3_{it} = \phi_i + \phi_1 * Agdp_{it} + \phi_2 * Open_{it} + \phi_3 * R\&D_{it} + \phi_4 * Fin_{it} + \phi_5 * Infra_{it} + \phi_6 * U_{it} * I(U_{it} \leq \theta_3) + \phi_7 * U_{it} * I(U_{it} > \theta_3) + e_{it} \quad (11)$$

其中， $\theta$  为门槛值， $I(\cdot)$  为指示函数，当  $U_{it} \leq \theta$  时， $I=1$ ，否则  $I=0$ 。

## 2. 门槛值检验与回归分析

首先,进行门槛效应检验,以确定有几重门槛。主要运用 STATA15.0 软件进行操作,从结果看出,  $Labor1_{it}$  的单一门槛效应和双重门槛效应分别在 5%和 1%的显著性水平下通过检验;  $Labor2_{it}$  的一重、二重、三重门槛效应分别在 1%、1%和 5%的显著性水平下通过检验;  $Labor3_{it}$  的一重、二重、三重门槛效应都在 1%的显著性水平下通过检验。因此在  $Labor1_{it}$ , 对应的门限回归中应选用双重门槛模型;  $Labor2_{it}$  和  $Labodit3_{it}$  应选用三重门槛模型进行回归分析。这三个模型所对应的门槛值分别为: 1.0384、1.0817; 0.7231, 0.8773, 1.1094; 0.8288, 1.0471, 1.1094。表 8 到表 10 分别是它们的门限回归结果。

表 8 Labor1 模型的门槛回归结果

| 解释变量                     | 系数估计值      | T 统计值   | P 值    |
|--------------------------|------------|---------|--------|
| Agdp                     | 0.0084     | 1.1666  | 0.2450 |
| Open                     | -0.0426*** | -2.7437 | 0.0067 |
| R&D                      | -0.0040    | -1.0698 | 0.2862 |
| $0 < U \leq 1.0384$      | 0.0373*    | 1.8223  | 0.0702 |
| $1.0384 < U \leq 1.0817$ | 0.1099*    | 1.8740  | 0.0627 |
| $1.0817 < U$             | 0.0340     | 1.2944  | 0.1973 |

表 9 Labor2 模型的门槛回归结果

| 解释变量                     | 系数估计值      | T 统计值   | P 值    |
|--------------------------|------------|---------|--------|
| Edu                      | -0.0439*** | -2.7852 | 0.0060 |
| Infras                   | 0.0571*    | 1.6764  | 0.0955 |
| Open                     | 0.0830***  | 2.8677  | 0.0047 |
| Pin                      | -0.0545    | -0.1430 | 0.8864 |
| $0 < U \leq 0.7231$      | 0.1229**   | 2.5931  | 0.0104 |
| $0.7231 < U \leq 0.8773$ | 0.0793*    | 1.9099  | 0.0578 |
| $0.8773 < U \leq 1.1094$ | 0.0268     | 0.7062  | 0.4810 |
| $1.1094 < U$             | -0.0168    | -0.4969 | 0.6199 |

表 10 Labor3 模型的门槛回归结果

| 解释变量                     | 系数估计值     | T 统计值   | P 值    |
|--------------------------|-----------|---------|--------|
| Agdp                     | -0.0112   | -1.4673 | 0.1442 |
| Imras                    | -0.0009   | -0.0298 | 0.9763 |
| Open                     | 0.0108    | 0.5837  | 0.5602 |
| R&D                      | -0.0098*  | -1.6907 | 0.0928 |
| Fin                      | -0.2146   | -0.4964 | 0.6203 |
| $0 < U \leq 0.8288$      | -0.0850** | -2.3271 | 0.0212 |
| $0.8288 < U \leq 1.0471$ | -0.0378   | -1.2473 | 0.2140 |

|                 |           |         |        |
|-----------------|-----------|---------|--------|
| 1.0471<U≤1.1094 | -0.0730** | -2.1119 | 0.0362 |
| 1.1094<U        | 0.0062    | 00.2155 | 0.8297 |

一直到工业产能利用率超过 0.8773 后影响效果已经变得不显著了。这表明工业产能利用率对劳动力转入第二产业的确有促进作用，但这种作用有门槛限制，仅在门槛值达到 0.8773 之前。当超过这个门槛后，影响效应变得不显著，甚至在达到门槛值 1.1094 后，影响效应会变为负值。笔者猜想这是因为当工业产能利用率超过 0.8773 后，工业生产率的提高主要依靠高新技术来实现，此时对劳动力的质量有更高的要求，其流入会存在一定的壁垒限制。再看其控制变量，除了金融发展水平，其余三个都通过了显著性检验。基础实施建设和贸易开放度的系数为正，表明基础设施的完善和国际贸易的加深会促使人们转向更高薪的工作。

在表 10 中，当门槛值≤0.8288 时，工业产能利用率的系数显著为负，即此时工业产能利用率的提高抑制了劳动力流入第三产业；当门槛值介于 0.8288 和 1.0471 之间时，影响不显著，出现“断层”现象；当门槛值介于 1.0471 和 1.1094 之间时，影响系数显著为负；当门槛值超过 1.1094 时，影响又变得不显著。造成这些门槛值变化的原因是，第三产业的就业较为灵活，更易于流向其他产业，特别是当工业产能利用率提高时，劳动力会自主流向第二产业。再看其控制变量，仅有研发投入通过了显著性检验，且系数为负值。表明研发投入的增加阻碍了劳动力流向第三产业。因为产业中研发投入增加会对产业的生产带来一定的冲击，使得不同产业对劳动力的需求发生变化，从而使劳动力转移变得困难。

## 六、结论与建议

总体来看，长江经济带工业产能利用率对劳动力在产业间转移的影响效应在第一产业和第二产业显著为正，且劳动力转移存在“惯性”，三次产业中上一期的劳动力转移对本期有显著的推动作用。同时农业方面的科技创新有利于劳动力流向第一产业；完善基础设施建设、提高金融发展水平有利于劳动力流向第二产业；加大贸易开放程度、增加科研投入和继续金融深化有利于劳动力流向第三产业。工业产能利用率对劳动力在产业间转移的影响是非线性的，且对劳动力在不同产业间的转移这种非线性存在差异。第一产业和第二产业中，当工业产能利用率低于第一个门槛值和第二个门槛值时，工业产能利用率的提高会促进劳动力流入第一产业和第二产业，且第二产业劳动力增加幅度较大；当高于之后的门槛值时影响“断尾”，变得不显著。第三产业中，这种影响在第一个门槛值与第二个门槛值之间出现了“断层”，当工业产能利用率低于第一个门槛值和处于第二个门槛值和第三个门槛值之间时，工业产能利用率的提高抑制了劳动力流入第三产业。

根据上述结论，对于长江经济带有关工业产业发展、劳动力资源合理配置、产业结构调整等方面的战略举措应遵循“因地制宜”的规律来落到实处，使得长江经济带向好发展。根据长江经济带各省市的工业产业分布状况、生产资料配置情况、产业结构现状，提出以下几点思考和建议。

（1）整体统筹兼顾。时下合理的劳动力在三次产业间的分布格局表现为第二产业和第三产业并重，第一产业次之。鉴于长江经济带工业产能利用率对第一产业有正向促进作用、对第三产业劳动力转移有反向抑制作用，建议地方政府试着从这一角度鼓励更多的劳动力从第一产业转移到第三产业，为劳动力结构合理化助力。比如可以从“户籍”制度改革着手。

（2）区域合作共赢。下游地区城市经济发达，上游地区和中游地区的城市较下游城市经济发展相对缓慢，农业劳动力占比相对较高，表现为工业产能利用率对劳动力在产业间的转移效应低于下游地区。因此应积极发挥下游地区的产业领导作用，密切上中游，通过区域间合作共赢，积极构建跨区域工业产业合作、技术共享、协作研发的长江工业科技联合园，通过工业产业间的共性技术和关联性技术将各个工业产业链上的产业紧密联系在一起，将下游的高新技术，特别是新农技术，传导到上中游地区。

---

(3) 化解产能过剩。实证证明长江经济带工业产能利用率对劳动力转移的影响显著。合理化的劳动力结构亟需更高的产能利用率来推动, 而提高产能利用率的关键就在于化解产能过剩, 特别是工业产能过剩现象严重长江上游和中游地区。在这一点上, 可参考国际化解产能过剩的经验, 如美国的“马歇尔计划”和日本的“出海战略”。可考虑发挥长江经济带的黄金水道优势, 借助上海自由贸易试验区和重庆自由贸易试验区对外开放机遇, 与部分国家和地区建立合作关系, 将过剩产能输送出去, 将工业生产资料引进来, 在解决产能过剩的同时也促进了工业生产资料合理化配置。

#### 参考文献:

1. Chamberlin, E. The theory of Monopolistic Competition. Cambridge: Harvard University Press, 1947.
2. Christiano, L., M. Eichenbaum, and M. Trabandt. Unemployment and Business Cycles. *Econometrica*, 2016(4):1523—1569.
3. De, Vany A, and G. Frey. Backlogs and the Value of Excess Capacity in the Steel Industry. *The American Economic Review*; , 1982, 72(3) :441-451.
4. Fare, R., S. Crosskopf, and E. C. Kokkelenberg. Measuring Plant Capacity, Utilization and Technical Change: A Nonparametric Approach. *International Economic Review*, 1989: 655—666.
5. Ishii, J. Useful Excess Capacity. An Empirical Study of US Oil & Gas Drilling , 2010.
6. Schultze, Charles L. Use of Capacity Measures for Cohort-Run Economic Analysis. *The American Economic Review, Papers and Proceedings*, 1963(53):293 — 308.
7. Shaikh, A., M., and J. K. Moudud. Measuring Capacity Utilization in OECD Countries: A Cointegration Method. The Levy Economics Institute of Bard College Working Paper , 2004.
8. 陈利锋:《供求错配、产能过剩与产品市场供给侧结构性改革——一个包含产能过剩与劳动力成本的“新共识”框架》,《长白学刊》2017年第4期。
9. 程俊杰:《基于产业政策视角的中国产能过剩发生机制研究——来自S制造业的经验证据》,《财经科学》2016年第5期。
10. 程俊杰:《转型时期中国地区产能过剩测度——基于协整法和随机前沿生产函数法的比较分析》,《经济理论与经济管理》2015年第4期。
11. 干春晖、部俊、王健:《地方官员任期、企业资源获取与产能过剩》,《中国工业经济》2015年第3期。
12. 韩保江:《“中国式”产能过剩的形成与对策》,《改革》2017年第4期。
13. 韩国高、高铁梅、王立国等:《中国制造业产能过剩的测度、波动及成因研究》,《经济研究》2011年第12期。
14. 何蕾:《中国工业行业产能利用率测度研究——基于面板协整方法》,《产业经济研究》2015年第2期。

- 
15. 林毅夫：《潮涌现象与发展中国家宏观经济理论的重新构建》，《经济研究》2007 年第 1 期。
  16. 马军、窦超：《我国钢铁行业产能利用率的测度及产能过剩影响因素分析》，《经济问题》2017 年第 2 期。
  17. 张少华、蒋伟杰：《中国的产能过剩：程度测算与行业分布》，《经济研究》2017 年第 1 期。
  18. 郑耀群、王婷：《基于产能利用率测度下的中国产能过剩问题研究》，《统计与信息论坛》2017 年第 3 期。