

生产率差距、城市化与劳动配置效应

秦佳, 李雅楠
(南开大学经济学院, 天津 300071)

摘要: 钱纳里等认为随着人均收入的增加, 劳动配置效应呈倒“U”型变化趋势, 但他们并没有解释其背后的机理。本文认为三次产业的劳动生产率差距是劳动配置效应产生的前提, 而工业化和城市化的推进使劳动配置效应得以实现。本文依据截面和时间双固定效应的面板数据模型, 采用我国1978~2010年的省级数据, 对劳动配置效应的倒“U”型变化趋势进行了验证, 发现2008年金融危机前我国的劳动配置效应达到了最高点, 当前及未来一段时间内, 劳动配置效应还能促进经济的增长, 但贡献将会越来越低。

关键词: 生产率差距; 城市化; 劳动配置效应; 倒“U”型

中图分类号: F240 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-4149 (2014) 03-0059-10

DOI: 10.3969/j.issn.1000-4149.2014.03.007

Productivity Gap, Urbanization and Labor Allocation Effect

QIN Jia, LI Yanan
(College of Economics, NanKai University, Tianjin 300071, China)

Abstract: Chenery said that with the increasing of per capita income, labor allocation effect varied along an inverted “U” shaped curve. But they did not explain its mechanism. This paper argues that the labor productivity gap among three industries is the precondition to produce labor allocation effect and the industrialization and urbanization ensure we achieve labor allocation effects. Based on provincial data in 1978~2010 of China, using the cross-section and time fixed effects panel data model, the inverted “U” shaped trend of labor allocation effect is verified. We found that labor allocation effects in China reached the highest point on the eve of financial crisis, in the current and the next period of time, labor allocation effect can also promote economic growth, but the contribution will be getting lower and lower.

Keywords: productivity gap; urbanization; labor allocation effect; inverted “U” shape

收稿日期: 2013-06-20; 修订日期: 2013-11-20

基金项目: 国家自然科学基金应急项目“人口变化对经济发展的影响”(71141012)。

作者简介: 秦佳, 南开大学经济学院博士研究生; 李雅楠, 南开大学经济学院博士研究生。

一、引言

劳动配置效应是经济增长的重要源泉^[1-2]，特别是在工业化阶段^[3]。多瑞克（Dowrick）与格莫尔（Gemmel）对跨国数据进行分析发现，部门之间的劳动力再配置对GDP的增长有显著贡献，劳动配置效应能够解释1960~1985年间处于工业化阶段的中等收入国家年均GDP增长率超出高收入国家0.8个百分点中的四分之一^[4]。波瓦森（Poirson）基于二元经济理论，对30个发展中国家1965~1980年的数据进行分析发现，劳动配置效应对劳动生产率增长的贡献达到1/3，其中处于工业化阶段的东亚地区的劳动配置效应最大，约为每年0.95个百分点^[5]。

改革开放以来，我国一直处于工业化时期，劳动配置效应对经济增长的贡献显著，1979~2010年劳动配置效应对劳动生产率增长的年均贡献约为21.9%。然而，劳动配置效应对劳动生产率增长的促进作用并不像要素投入和技术进步那样明确，有些年份的劳动配置效应甚至为负（见图1）。随着工业化和城市化的不断推进，劳动配置效应是否会消失？钱纳里（Chenery）等对跨国数据进行分析发现，劳动配置效应随着人均收入的增加呈倒“U”型变动，在人均收入为1120~2100美元^①时，劳动配置效应最大；在人均收入为3360~5040美元时，劳动配置效应消失^[6]。尽管他们并没有解释其背后的机理，但其结论足以表明劳动配置效应存在某种变化规律。因此，本文从理论上和经验上分析在我国工业化和城市化进程中，三次产业劳动生产率差距不断变化的情形下劳动配置效应的变化趋势，并据此判断劳动配置效应在今后一段时间是否继续促进经济增长。

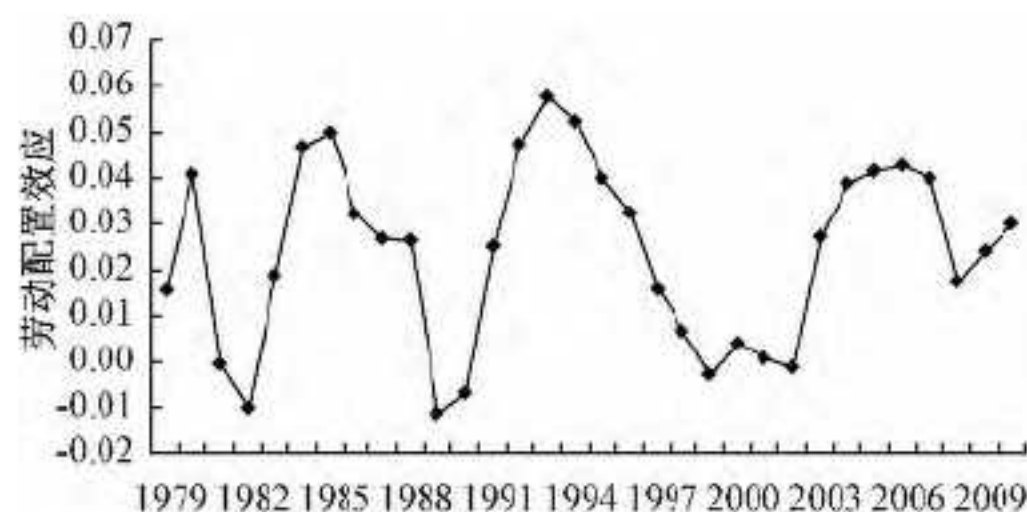


图1 中国1979~2010年的劳动配置效应

说明：全国劳动配置效应根据本文后面的方法计算，数据来源于《新中国60年统计资料汇编》，2009年和2010年数据用《中国统计年鉴》的数据补齐。

二、文献综述

现有关于劳动配置效应的文献主要集中于劳动配置效应对经济增长有多大贡献这一问题。胡永泰对全要素生产率进行分解，在劳动产出弹性分别为0.4、0.5、0.6三种情形下，对中国1979~1993年的数据分析发现，农业部门劳动力向工业或服务业部门流动产生的效应构成了全要素增长率增长的37%~54%，并认为1985~1993年间9.7%的年增长率中的1.2个百分点来自于劳动力的再配置^[7]。潘文卿对我国1979~1997年的经济增长率进行了分解，发现年均9.8%的增长率中劳动配置效应的贡献约为15.9%^[8]。蔡昉和王德文基于包含人力资本的经济增长模型估计劳动产出弹性，并假设三次产业的劳动产出弹性相等，计算出1982~1997年劳动力的配置效应为1.62%，对经济增长的贡献为20.23%^[9]。丁霄泉沿用胡永泰的方法，将研究样本扩充到1998年，计算了1979~1984年、1985~1992年、1993~1998年三个时期的劳动配置效率，发现劳动配置效应对GDP增长的贡献为0.95~1.32个百分点，其中1985~1992年间的贡献最为显著，为1.38~2.06个百分点^[10]。严于龙和李小云测算了1980~2005年我国农民工对经济增长的贡献，认为农民进城务工能提升人力资本，并将其作为一个要素引入生产函数，进而估算其产出弹性，最后发现改革开放以来，农民工对经济增

① 这里的美元是按1970年价格的计价，下同。

长的贡献约为 21.4%^[1]。雅克平 (Jakopin) 对 2008 年金融危机前后塞尔维亚的经济增长情况进行了分析,发现 2002~2008 年劳动配置效应年均均为 -0.09,并没有促进经济增长;2009~2010 年劳动配置效应年均均为 0.7,约为劳动生产率增长的 48.6%^[2]。杨晓军借鉴钱纳里等的方法,对我国 1985~2009 年的时间序列数据进行分析发现,农民工对总产出增长平均贡献率为 16.58%^[3]。

研究劳动配置效应变化趋势的文献并不多。徐现祥和舒元建立了一个简单的劳动结构调整模型来分析劳动配置效应的变化趋势^[4]。在他们的模型中,经济被简化为农业和非农业两个部门,非农业部门的边际劳动产出随其劳动份额的增加而递减,农业部门的边际劳动产出随其劳动份额的下降而递增,两部门边际劳动产出的差距随着非农业部门劳动份额的增加由最大逐渐变为零。本文认为,依据他们的劳动结构调整模型并不能推断出劳动配置效应的倒“U”型变化规律。另外,为得到这一倒“U”型变化趋势的序列,他们采用索罗构造技术序列的方法对劳动配置效应序列进行重构,但没有说明其依据。本文认为并没有必要对其序列进行重构,只需要在检验模型中控制三次产业的劳动生产率差距即可,而他们的模型遗漏了这一重要解释变量。再者,他们采用的我国 1978~1998 年的时间序列数据检验模型的样本量太小,而根据本文前面的研究,在 1998 年我国的劳动配置效应还没有达到倒“U”型曲线的最高点。段均和杨俊也对我国三次产业之间劳动力的配置效应进行了分析,他们认为劳动配置效应与二、三产业的就业份额高度相关,但并没有得出劳动配置效应的具体变化规律^[5]。

关于劳动配置效应的计算方法,现有文献中运用最多的是全要素生产率分解法和塞尔奎因 (Syquin) 法。全要素生产率分解法基于劳动配置效应是全要素生产率的重要组成部分^[6~17]。在全要素生产率分解法的计算过程中需要估算资本存量以求要素的产出弹性。虽然目前关于资本存量的估算方法非常成熟,但是由于数据缺乏,估算三次产业的固定资本存量仍比较困难。现有研究一般采用情景分析,例如胡永泰、丁霄泉就是在劳动产出弹性分别为 0.4、0.5、0.6 时进行分析^[18~19]。全要素生产率分解法还要根据计算要求假设要素产出弹性在不同时期以及不同产业之间一致,这一假定是否合理值得怀疑。塞尔奎因法的计算过程较全要素生产率分解法简洁,计算所需的数据也容易获得,郭克莎、潘文卿、徐现祥和舒元、姚战琪等对劳动配置效应的计算都是借鉴于塞尔奎因法^[20~23]。考虑到数据的可获得性以及劳动产出弹性的难以确定,本文亦采用塞尔奎因法计算三次产业之间的劳动配置效应。

三、工业化和城市化进程中的劳动配置效应

劳动配置效应是对劳动力在不同产业之间重新分配导致的总劳动生产率增长变化^①的测量^[24]。只要三次产业的边际劳动产出存在差距,劳动力从低边际产出的产业转移到高边际产出的产业就能带来更多的产出,产生正的劳动配置效应。产业之间边际劳动产出的差距越大,劳动配置效应越大;反之,劳动配置效应越小。因此,劳动配置效应的变化趋势与边际劳动产出差距的变化趋势一致。虽然没有数据来计算产业之间的边际劳动产出差距,但我们发现边际劳动产出与劳动生产率存在正相关关系。假定产业生产函数为 C-D 形式:

$$Y_i = A_i K_i^\alpha L_i^\beta \quad (i = 1, 2, 3) \quad (1)$$

其中, Y_i 为第 i 次产业的产出, A_i 为第 i 次产业的全要素生产率, K_i 、 L_i 分别为第 i 次产业的资本存量和劳动投入, α 、 β 分别为资本和劳动的产出弹性。在 (1) 式两边对 L_i 求导可得:

① 有部分文献研究劳动力在不同地区之间转移或分配产生的效应,本文只关注劳动力在三次产业之间转移带来的效应。

$$\frac{\partial Y_i}{\partial L_i} = \beta A_i K_i^\alpha L_i^{\beta-1} = \beta \frac{Y_i}{L_i} \quad (2)$$

公式(2)的经济含义为劳动边际产出等于劳动生产率乘以劳动产出弹性。根据赵慧卿和郝枫的研究,我国三次产业劳动产出弹性的差别并不大,第一产业大约为0.72~0.84、第二产业大约为0.52~0.72、第三产业大约为0.42~0.58,而三次产业劳动生产率的比值都大于3^[5](见图2),因此,劳动生产率的差距可以反映边际劳动产出的差距,也即劳动生产率差距的变化趋势可以反映劳动配置效应的变化趋势。

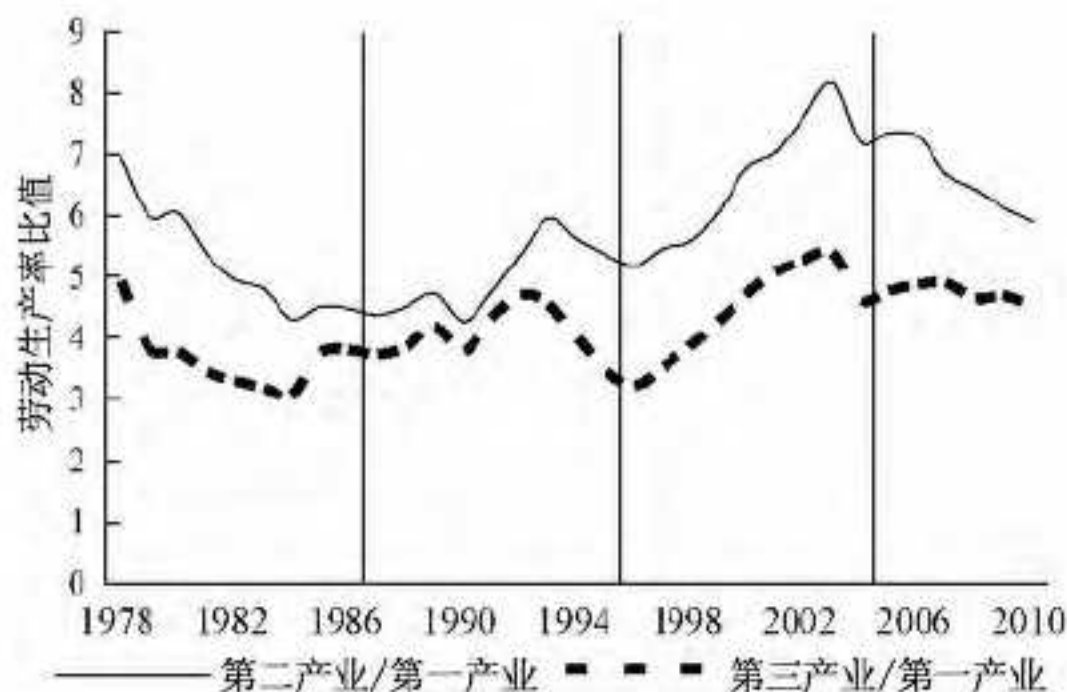


图2 我国三次产业劳动生产率比值

三次产业劳动生产率的差距并不是固定不变的,因各次产业劳动生产率增长速度的变化而变化。任何一个经济体在进入工业化阶段之前,都以第一产业为经济活动的主体,但第一产业劳动生产率明显低于二、三产业^[6],我国也不例外(见图3)。进入工业化阶段后,三次产业的劳动生产率都开始加速提高,但第二产业的提高速度最快,第一产业最慢,从而导致第一产业与第二产业劳动生产率的差距变大。第二产业的劳动者相比第一产业能够获得更多的产出,促使第一产业的劳动力向第二产业转移,推动工业化和城市化进程。第二产业的壮大刺激了以流通和服务为主的第三产业的发展,第一产业劳动力开始向第三产业转移,进一步推进城市化的发展。随着劳动力的转移,二、三产业的劳动力比重不断加大,当其就业份额达到一定程度后,边际劳动产出开始下降,而第一产业的边际劳动产出开始上升,第一产业与二、三产业劳动生产率之间的差距开始缩小,直至三次产业的劳动边际产出一致。此时,劳动配置效应消失,三次产业之间劳动力的任何流动都导致负的劳动配置效应。因此,随着工业化和城市化的推进,三次产业劳动生产率的差距和劳动配置效应经历一个由小变大再变小的倒“U”型变化过程(见图4)。

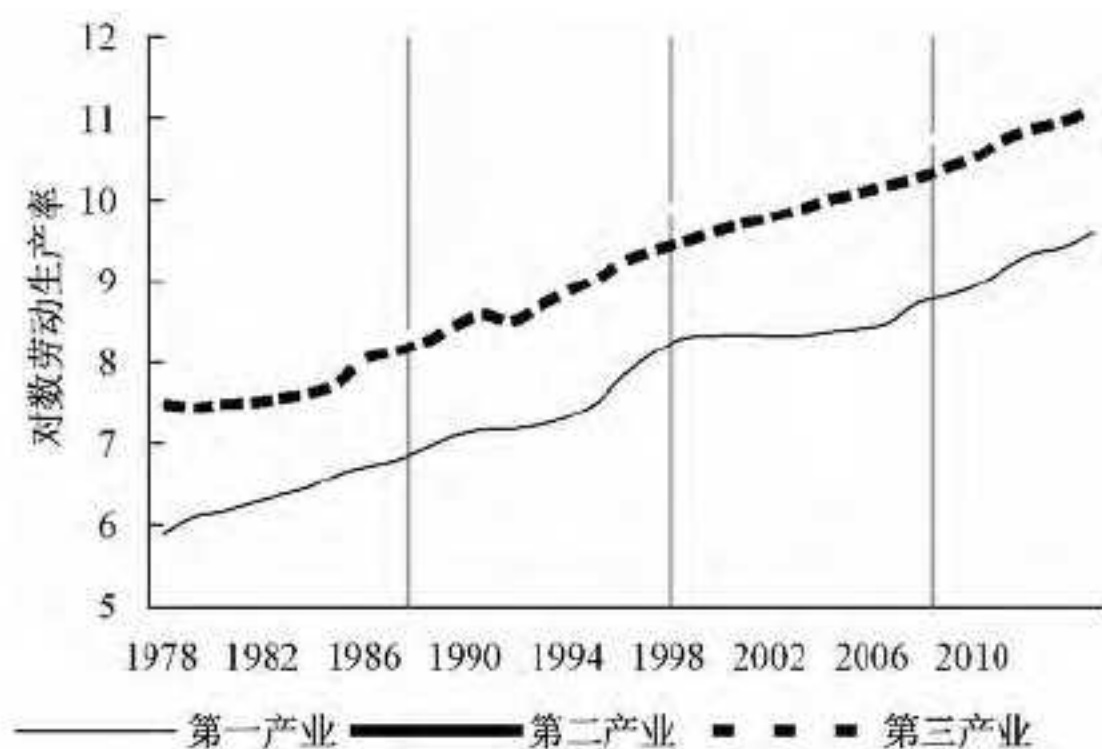


图3 我国三次产业的对数劳动生产率

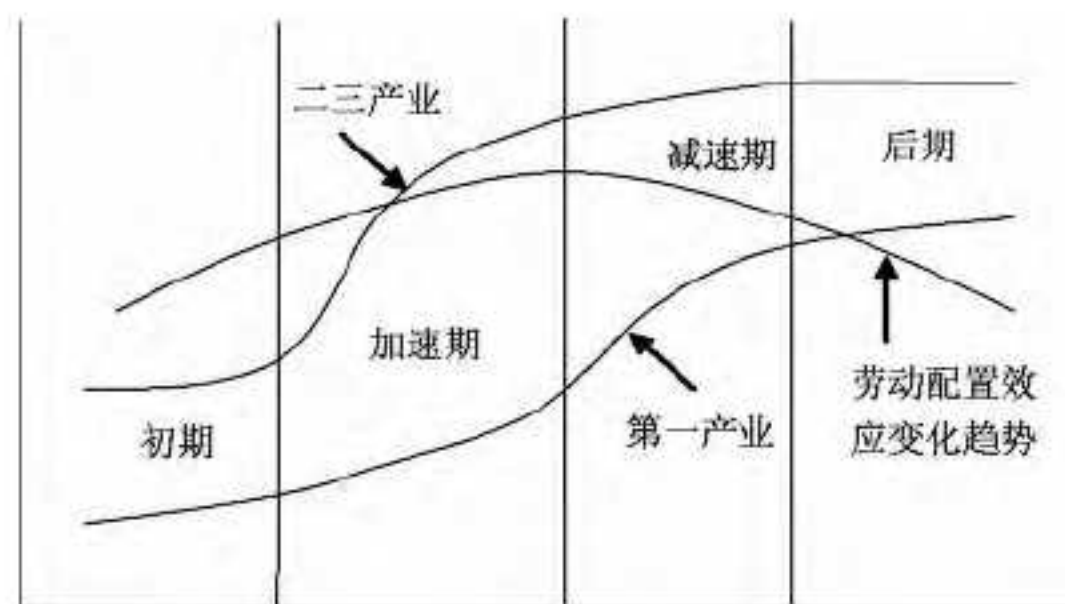


图4 工业化不同阶段三次产业的劳动生产率变化趋势

改革开放以来,我国三次产业劳动生产率差距的变化趋势大致如此。图3是我国1978~2010年三次产业劳动生产率的对数^①。1978~1986年,我国三次产业劳动生产率的增长速度差不多,第一产

① 图2和图3的劳动生产率是按当年价格计算的,因为这里只关注某一个时期三次产业之间劳动生产率的差距,而不是不同时期之间的比较。更重要的是任何一个基期,三次产业的价格指数都不在同一水平,如果采用劳动生产率的实际值,可能扭曲三次产业的生产率差距。

业的速度甚至略快，这是因为家庭联产承包责任制的实施刺激了广大农村劳动力的积极性，提高了第一产业的劳动生产率。1987~1995年，三次产业劳动生产率的增长速度基本一致，差距也保持不变。1996~2004年，第一产业劳动生产率的增长速度明显低于二、三产业，第一产业与二、三产业之间的劳动生产率差距逐渐变大，农村劳动力向二、三产业转移带来的配置效应也逐渐变大。2005~2010年，第一产业劳动生产率的增长加速，增速超过二、三产业，劳动生产率的差距开始缩小，劳动配置效应开始下降。因此，从图3来看，我国农村劳动力转移到二、三产业带来的劳动配置效应呈倒“U”型变化趋势。

劳动生产率比值的变化趋势图也能反映劳动配置效应的倒“U”型变化规律。从图2可以看出，二、三产业的劳动生产率明显高于第一产业，并且在1996~2004年间，二、三产业与第一产业劳动生产率的比值显著递增，2004年之后，两个比值又开始递减。因此，从图2来看，我国劳动配置效应也呈倒“U”型变化规律。

为了进一步验证我国劳动配置效应随着工业化和城市化的推进呈倒“U”型变化趋势，本文在徐现祥和舒元的模型^[2]基础上，建立如下三个回归模型，并用我国1978~2010年的省级面板数据对三个模型的系数进行估计、检验。

模型一： $Effect_{it} = \beta_0 + \beta_1 \log(gdp_{it}) + \beta_2 [\log(gdp_{it})]^2 + \beta_3 Labor21_{it-1} + \beta_4 Labor31_{it-1} + \alpha_i + \gamma t + u_{it}$

模型二： $Effect_{it} = \beta_0 + \beta_1 Stru_{it} + \beta_2 Stru_{it}^2 + \beta_3 Labor21_{it-1} + \beta_4 Labor31_{it-1} + \alpha_i + \gamma t + u_{it}$

模型三： $Effect_{it} = \beta_0 + \beta_1 Urban_{it} + \beta_2 Urban_{it}^2 + \beta_3 Labor21_{it-1} + \beta_4 Labor31_{it-1} + \alpha_i + \gamma t + u_{it}$

$Effect_{it}$ 、 gdp_{it} 、 $Stru_{it}$ 、 $Urban_{it}$ 分别表示第*i*个省区在*t*时期的劳动配置效应、人均实际GDP、二三产业就业份额、城市化水平； $Labor21$ 和 $Labor31$ 分别表示二、三产业与第一产业劳动生产率的比值，在模型中取滞后一期值是因为上一期的生产率差距越大，当期的劳动配置效应才可能有较大的上升空间^①； α_i 为各省区的固定或随机效应；*t*为时间虚拟变量。模型一用于检验钱纳里等“随着人均收入的增加，劳动配置效应呈倒“U”型变化趋势”的论断；模型二用于检验随着二、三产业的发展，劳动配置效应是否呈倒“U”型变化趋势；模型三用于检验随着城市化的发展，劳动配置效应是否呈倒“U”型变化趋势。

四、劳动配置效应的计算方法与数据来源

1. 劳动配置效应的计算方法

本文采用赛尔奎因计算劳动配置效应的方法^[2]。总产出等于三次产业的产出之和：

$$Y = \sum_{i=1}^3 Y_i \quad (3)$$

其中，*Y*为总产出，*Y_i*为第*i*次产业的产出。将(3)式两边除以总就业量可得：

$$y = \sum_{i=1}^3 \frac{Y_i}{L_i} \frac{L_i}{L} = \sum_{i=1}^3 y_i \gamma_i \quad (4)$$

其中，*y*为总劳动生产率，*y_i*、*γ_i*分别为第*i*次产业的劳动生产率和就业份额。在(4)式两边对时间求微分可得：

$$G_y = \sum_{i=1}^3 \rho_i G_{y_i} + \sum_{i=1}^3 \rho_i G_{\gamma_i} \quad (5)$$

① 模型中不加入二、三产业劳动生产率比值变量 $Labor23$ ，是因为 $Labor21$ 和 $Labor31$ 两个变量联合起来可以反映该变量的变化情况。另外，第二产业劳动生产率明显高于一、三产业， $Labor21$ 和 $Y_i = A_i K_i^\alpha L_i^\beta$ (*i* = 1, 2, 3)存在较强的相关性，加入 $Labor23$ 可能会引起多重共线性问题。

(5) 式右边第二项即为劳动配置效应, 等于总劳动生产率的增长率与以各部门产出份额为权重计算的各部门劳动生产率增长率的加权差的差值, 即:

$$A(y) = G_y - \sum_{i=1}^3 \rho_i G_{y_i} \quad (6)$$

其中, $A(y)$ 为劳动配置效应, G_y 为总劳动生产率的增长率, ρ_i 为第 i 部门的产出份额, G_{y_i} 为第 i 部门劳动生产率的增长率。

2. 数据来源与说明

改革开放之前, 我国三次产业之间劳动力的流动并不显著, 测算 1978 年之前的劳动配置效应没有太大意义, 所以本文只分析 1978 年以来我国各省区三次产业之间劳动力转移带来的劳动配置效应。计算劳动配置效应需要各地区三次产业的产值、就业人数以及生产指数, 国家统计局出版的《新中国 60 年统计资料汇编》中有各省区这三个指标 1978~2008 年的数据, 2009 和 2010 年的数据用《中国统计年鉴》补齐, 其中, 重庆市 1978~1985 年的三次产业就业数据缺失。由于计算过程中涉及劳动生产率的增长率, 各省区 1978 年的劳动配置效应无法计算, 所以最终的样本个数为 985 个。

本文各地区人均实际 GDP 数据根据《新中国 60 年统计资料汇编》中的当年价人均 GDP 和生产指数数据计算而得, 并以 1978 年为基期; 二三产业的就业份额根据《新中国 60 年统计资料汇编》中各地区分产业的就业数据计算而得, 同样利用《中国统计年鉴》补齐 2009 年和 2010 年的数据。

城市化率用各地区城镇常住人口除以总常住人口得到。《中国统计年鉴》从 2005 年才开始公布各地区的分城乡常住人口数据, 2005 年之前, 只有三次人口普查年度的数据。本文假定各地区城市化年增长率不变, 用 1982 年、1990 年、2000 年、2005 年四个年度的数据平滑出缺失年份的城市化率。其中, 海南省在 1990 年以及重庆市在 2000 年才单独普查, 相应年份之前的数据缺失。

五、劳动配置效应的倒“U”型趋势检验

1. 描述性统计

表 1 是各省区劳动配置效应, 人均实际 GDP 对数, 二、三产业就业份额, 城市化水平, 第二产业与第一产业以及第三产业与第一产业劳动生产率比值等变量的描述性统计结果。所有变量都有足够大的变化区间, 适合于回归分析。二、三产业就业份额的最大值和最小值分别为 0.961 和 0.148, 基本上覆盖其理论取值区间, 城市化水平的取值范围也是如此, 所以这两个变量的样本数据适合于劳动配置效应的倒“U”型趋势检验。一、二产业和一、三产业之间劳动生产率比值都大于 1, 能够反映第一产业劳动生产率低于二、三产业的事实, 在检验模型中控制这两个比值变量具有合理性。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	均值	最大值	最小值	标准差	样本量
劳动配置效应	0.016	0.272	-0.495	0.036	985
人均实际 GDP (万元) 对数	7.320	10.387	5.252	1.006	985
二、三产业就业份额	0.467	0.961	0.148	0.186	985
城市化水平	0.366	0.893	0.096	0.175	873
一、二产业劳动生产率比值	6.092	29.865	1.694	3.323	985
一、三产业劳动生产率比值	4.128	14.419	1.091	1.610	985

表 2 是我国各省区 1979~2010 年的平均劳动配置效应。重庆市的年均劳动配置效应最大 (0.0299), 黑龙江省的年均劳动配置效应最小 (-0.008)。年均劳动配置效应大于 0.02 的省份大多位于东部和中部地区, 年均劳动配置效应在 0.01~0.02 之间的省份主要位于中西部地区, 年均劳动

配置效应小于 0.01 的省份主要是经济发展水平较高的北京、天津、上海三大直辖市以及城市化水平较高的东北三省^①，其中吉林和黑龙江两省的年均劳动配置效应为负。可见，各省区的劳动配置效应存在明显的差异，在对三个模型进行检验时，应该考虑地区效应。

表 2 中国各省区 1979 ~ 2010 年的平均劳动配置效应

地区	配置效应	地区	配置效应	地区	配置效应
重庆	0.0299	湖北	0.0230	上海	0.0097
贵州	0.0292	广西	0.0226	海南	0.0085
福建	0.0287	河北	0.0223	辽宁	0.0050
广东	0.0284	云南	0.0214	新疆	0.0038
浙江	0.0273	江西	0.0204	北京	0.0035
山东	0.0267	湖南	0.0197	天津	0.0021
安徽	0.0253	青海	0.0185	内蒙古	0.0014
河南	0.0248	陕西	0.0172	吉林	-0.0006
江苏	0.0246	宁夏	0.0156	黑龙江	-0.0080
四川	0.0238	西藏	0.0140		
甘肃	0.0237	山西	0.0105		

注：重庆市计算的是 1986 ~ 2010 年的平均劳动配置效应。

图 5、图 6、图 7 分别是劳动配置效应 ($Effect$) 对人均实际 GDP 对数、第二和第三产业就业份额、城市化水平的散点图。从图 5 中可以看出，在人均实际 GDP 对数较小时，劳动配置效应随着人均实际 GDP 对数的增加而变大；在人均实际 GDP 对数达到 7.5 左右时，劳动配置效应最大；随着人均实际 GDP 对数的继续增加，劳动配置效应开始下降。从图 6 中可以看出，在二、三产业就业比重低于 55% 时，劳动配置效应随着二、三产业就业份额的增加而增加；在二、三产业就业比重超过 55% 后，劳动配置效应随着二、三产业就业份额的增加而下降。从图 7 可知，在城市化水平低于 40% 时，劳动配置效应随着城市化水平的提升而增加；在城市化水平超过 40% 后，劳动配置效应随着城市化的进一步发展而下降。因此，从三个散点图可以得出，随着经济发展水平、第二和第三产业就业水平、城市化水平的提升，劳动配置效应呈倒“U”型变动。

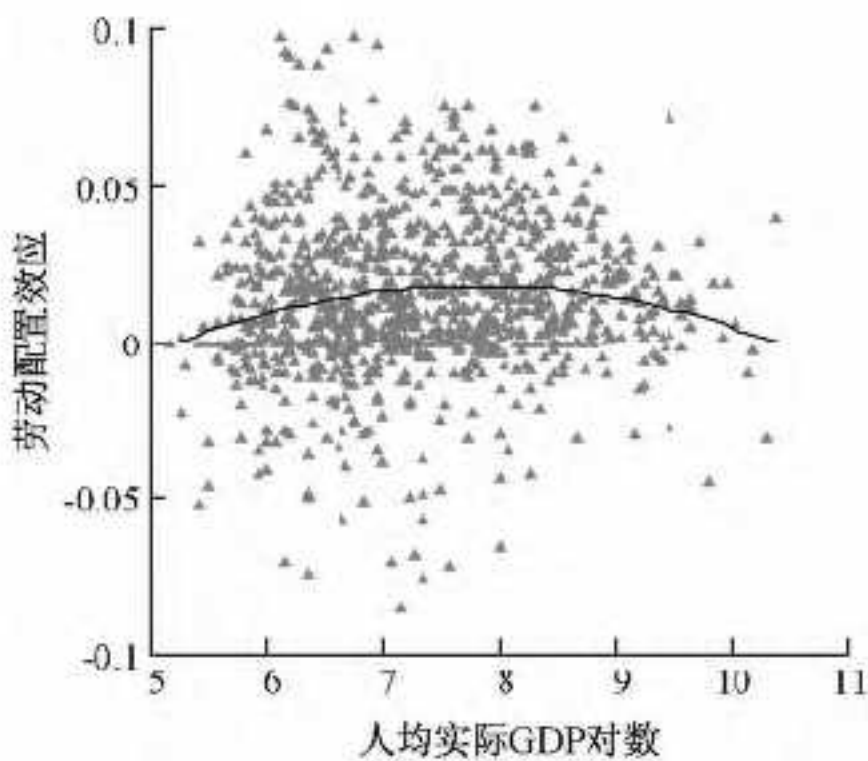


图 5 $Effect$ 和人均实际 GDP 对数散点图

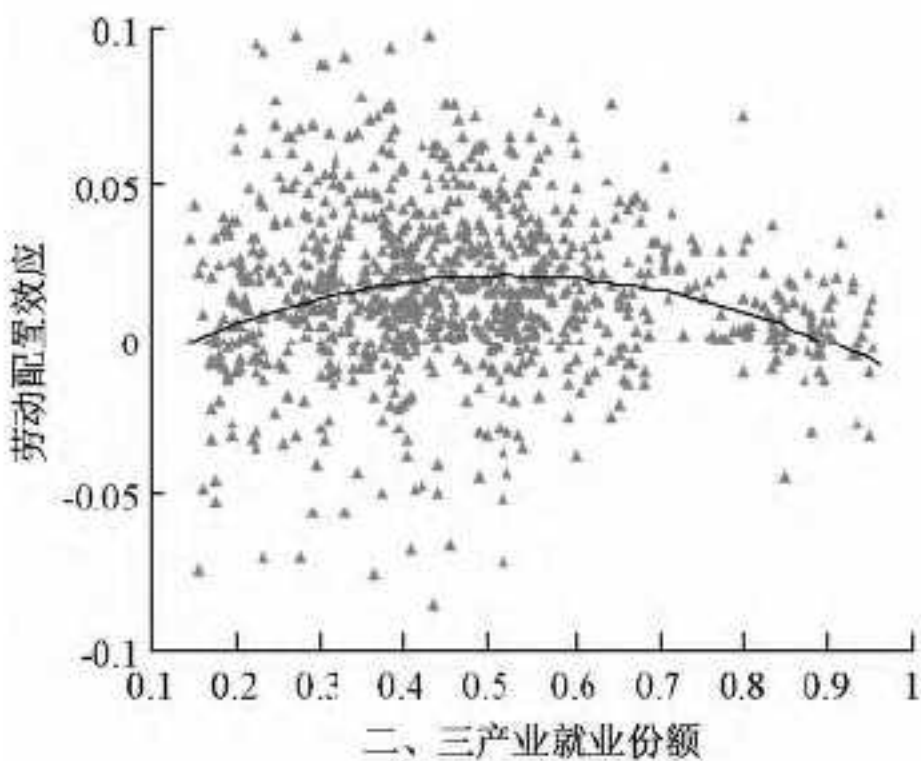


图 6 $Effect$ 和二、三产业就业份额散点图

2. 计量结果分析

本文采用我国省级面板数据依次对三个模型参数进行估计，首先进行混合最小二乘估计，然后对截面和时间双固定效应模型进行估计，最后对截面随机或时间随机效应模型进行估计^②。三个模型双

① 辽宁、吉林、黑龙江三省 2010 年的城市化水平分别为 62.15%、53.36%、55.66%，全国的城市化水平为 50.27%，数据由国家统计局提供。

② 这里估计的模型包括截面随机时间固定效应模型、截面固定时间随机效应模型以及截面和时间双随机效应模型，限于篇幅表 3 并没有报告这几个模型的估计结果。

固定效应似然比 (LR) 检验的卡方统计量的 P 值都为 0.0000, 表明三个模型都应该加入截面和时间双固定效应。三个模型随机效应 Hausman 检验的卡方统计量的 P 值也都为 0.0000, 拒绝模型中存在截面随机效应或时间随机效应的假设, 因此, 在三个模型中都加入截面和时间双固定效应最优。表 3 给出了三个模型的估计结果。

模型一的混合最小二乘估计结果显示, 所有解释变量的系数都在 5% 的显著性水平下显著, 但模型调整后的拟合优度仅为 0.0433, 另外较低的 $D.W.$ 值表明混合回归的残差序列可能存在自相关。相比混合回归结果, 模型

一在截面和时间双固定效应情形下的估计结果更优。调整后的拟合优度有了明显的改善, 提高到 0.2723; $D.W.$ 值增加到 1.87, 表明残差序列已不存在明显的自相关。从双固定效应回归结果可知, 滞后一期的一、二产业之间和一、三产业之间劳动生产率比值的系数都为正, 与“上一期生产率差距越大, 当期劳动配置效应越大”的理论假设相符。人均实际 GDP 对数的一次项系数为正, 二次项系数为负, 并且都在 1% 的水平下显著, 反映随着经济发展水平的提高, 劳动配置效应呈倒“U”型变化趋势, 验证了钱纳里等的结论。

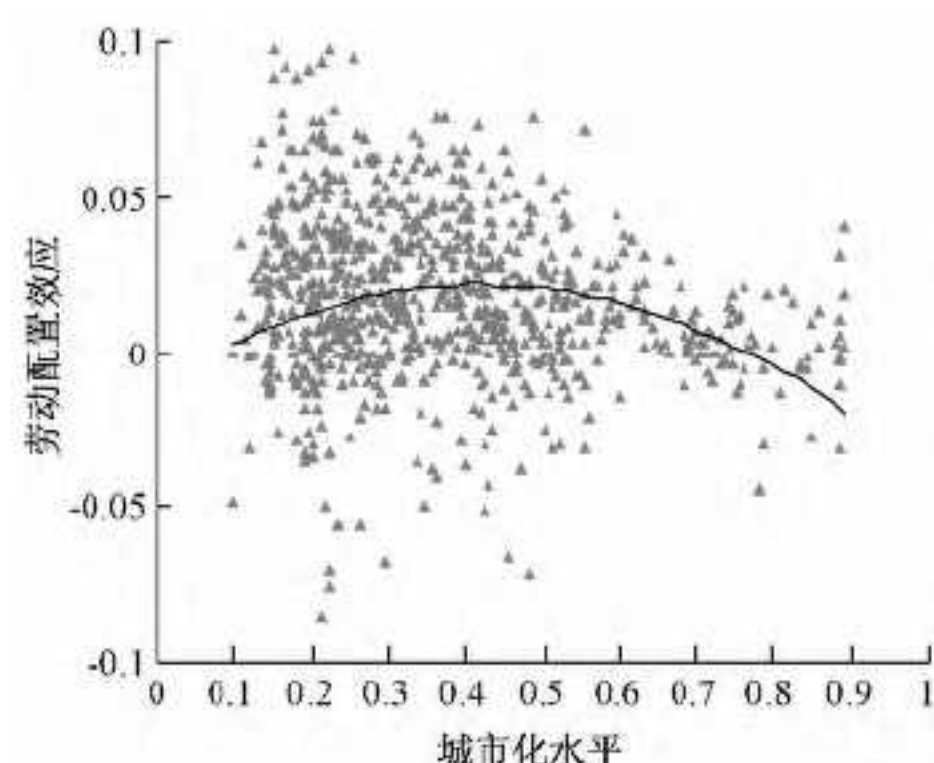


图 7 Effect 和城市化水平散点图

表 3 劳动配置效应倒“U”型变化趋势的计量检验结果

变量	模型一		模型二		模型三	
	混合回归	固定效应	混合回归	固定效应	混合回归	固定效应
C	-0.161*** (-2.94)	-0.198*** (-2.14)	-0.044*** (-5.27)	-0.134*** (-9.13)	-0.0001 (-0.13)	-0.028* (-1.69)
$\text{Log}(gdp)$	0.043*** (2.95)	0.059*** (2.85)				
$(\text{Log}(gdp))^2$	-0.003*** (-2.92)	-0.004*** (-3.55)				
$Stru$			0.173*** (6.01)	0.377*** (8.42)		
$(Stru)^2$			-0.161*** (-6.04)	-0.324*** (-5.32)		
$Urban$					0.023 (0.74)	0.106** (1.98)
$Urban^2$					-0.056 (-1.63)	-0.136*** (-2.65)
$Labor21(-1)$	0.0013*** (2.53)	0.0022*** (3.15)	0.0013** (2.37)	0.0035*** (5.24)	0.0012** (1.99)	0.0028*** (3.58)
$Labor31(-1)$	0.0021** (1.92)	0.002 (1.37)	0.0029*** (2.6)	0.0027** (1.99)	0.0028** (2.26)	0.0027* (1.65)
Cross		固定		固定		固定
Period		固定		固定		固定
Adj- R^2	0.0433	0.2723	0.0697	0.3247	0.0582	0.2772
F 统计量	12.15 (0.0000)	6.67 (0.0000)	19.43 (0.0000)	8.28 (0.0000)	14.47 (0.0000)	6.4 (0.0000)
D.W.	1.54	1.87	1.55	1.81	1.59	1.91
似然比 (LR)		332.79 (0.0000)		378.91 (0.0000)		291.47 (0.0000)
样本量	985	985	985	985	873	873
拐点		7.375		0.5818		0.3897

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。对于被解释变量, 括号内为 t 统计量值, 对于统计检验 (F 、 LR), 括号内为相应的 P 值。

模型二的混合回归结果同样存在调整拟合优度偏低和残差自相关等问题。加入截面和时间双固定效应后，问题得到了解决。滞后一期的一、二产业和一、三劳动生产率比值的系数符号都与理论假设相符。二、三产业就业份额的一次项系数为正，二次项系数为负，且都在 1% 的水平下显著，表明随着二、三产业就业比重的提升，劳动配置效应呈倒“U”型变化趋势，与徐现祥和舒元的结论一致。

模型三的混合回归结果同样不够理想，并且城市化水平一次项和二次项系数都不显著。加入截面和时间固定效应后，调整拟合优度提高到 0.2772，D. W. 值接近于 2。双固定效应模型中城市化水平一次项系数为正，二次项系数为负，都在 5% 的水平下显著，表明随着我国城市化的发展，劳动配置效应呈倒“U”型变化趋势。

三个模型截面和时间双固定效应的回归结果表明随着经济水平的发展、第二和第三产业就业比重的增加、城市化水平的提升，劳动配置效应呈倒“U”型变化趋势。依据这三个变量一次项和二次项系数的值可以计算出劳动配置效应由上升趋势转为下降趋势的拐点。当人均实际 GDP 为 1595 元（1978 年价），二、三产业就业份额为 58.18%，城市化水平为 38.97% 时，劳动配置效应达到最大。对我国历年人均 GDP 以 1978 年为基年进行平减可知，2010 年的人均实际 GDP 约为 1500 元，而二、三产业的就业份额在 2007 年约为 59%，表明模型一和模型二对劳动配置效应变化趋势拐点的预测基本一致，即在 2008 年金融危机前后，我国的劳动配置效应达到了最高点。2002 年我国城市化水平大约在 39% 左右，也就是说与模型一和模型二相比，模型三对劳动配置效应拐点的预测有所提前。但是，目前我国还有部分从事二、三产业的劳动力居住于乡村，根据常住人口计算的城市化率对我国真实的城市化水平有所低估，所以模型三对拐点的判断并不显著异于前两个模型。

六、结论与讨论

本文对我国改革开放以来三次产业之间劳动力流动带来的配置效应进行计算和分析发现，劳动配置效应对经济增长的促进作用并不像要素投入、技术进步那样明确，某些时期的劳动配置效应甚至为负，劳动配置效应存在消失的可能。从劳动配置效应的概念出发，本文认为三次产业之间劳动生产率的差距是产生劳动配置效应的前提条件，而工业化和城市化的推进使劳动配置效应得以实现。在工业化的不同发展阶段，三次产业的发展速度不同，劳动生产率差距也不断变化。通过对我国三次产业劳动生产率的年度数据进行分析，本文发现随着工业化和城市化的推进，三次产业之间边际劳动产出差距经历了一个由小变大再变小的过程。据此，本文推断劳动配置效应的变化趋势是一条先上升再下降的倒“U”型曲线。利用我国 1979~2010 年的省级面板数据进行回归分析发现，随着工业化和城市化的发展，劳动配置效应确实呈现倒“U”型变化趋势。依据计量回归结果对劳动配置效应变化趋势的拐点进行计算，本文发现我国三次产业之间劳动力的再配置效应在 2008 年金融危机之前达到了最高点。“十二五”期间劳动配置效应将会不断下降。

2008 年之后，我国经济增长速度开始下降。虽然金融危机是我国经济减缓的一个主要因素，但是劳动配置效应转向下降趋势也是一个不可忽视的原因。目前，我国第一产业的劳动生产率与二、三产业还存在较大的差距，第一产业劳动力继续向二、三产业转移还能促进经济的增长，但贡献将越来越小。因此，消除我国东南沿海发达地区的“民工荒”现象，完善劳动力市场，减缓劳动配置效应的下降趋势是当前亟待解决的问题。

本文验证了钱纳里等对劳动配置效应随人均收入增加呈倒“U”型变化的论断，也阐明了劳动配置效应呈倒“U”型变化趋势的原因，然而本文还存在以下几点不足：回归模型中用劳动生产率的差

距替代边际劳动产出的差距可能影响对劳动配置效应变化趋势拐点的判断；本文对各省区的城市化率进行平滑，可能忽略某些地区城市化发展的阶段性特征，进而影响本文的结论。

参考文献：

- [1] Dowrick, S., N. Gemmell. Industrialization, Catching-up and Economic Growth: A Comparative Study across the World's Capitalist Economies [J]. Economic Journal, 1991, 101.
- [2] 徐现祥, 舒元. 中国经济增长中的劳动结构效应 [J]. 世界经济, 2001, (5).
- [3] 郭克莎. 我国资源总配置效应分析 [J]. 经济研究, 1992, (9).
- [4] 同 [1].
- [5] Poirson, H. Factor Reallocation and Growth in Developing Countries [R]. IMF Working Paper, WP/00/94, 2000.
- [6] 钱纳里等. 工业化和经济增长的比较研究 (中文版) [M]. 吴奇等译. 上海: 上海三联书店, 1995.
- [7] 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).
- [8] 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).
- [9] 蔡昉, 王德文. 中国经济增长可持续性与劳动贡献 [J]. 经济研究, 1999, (10).
- [10] 丁霄泉. 农村剩余劳动力转移对我国经济增长的贡献 [J]. 中国农村观察, 2001, (2).
- [11] 严于龙, 李小云. 农民工对经济增长贡献及成果分享的定量测量 [J]. 统计研究, 2007, (1).
- [12] Jakopin, E. Post-crisis Reallocation of Growth Factors [J]. Economic Horizons, 2012, 14 (2).
- [13] 杨晓军. 农民工对经济增长贡献与成果分享 [J]. 中国人口科学, 2012, (6).
- [14] 同 [1].
- [15] 段均, 杨俊. 劳动力跨部门配置与居民收入差距——基于省级面板数据的实证分析 [J]. 数量经济技术经济研究, 2011, (8).
- [16] Denison, E. Accounting for United States Economic Growth 1929 - 1969 [M]. Washington D. C.: Brookings Institution, 1974.
- [17] 同 [1].
- [18] 同 [1].
- [19] 同 [10].
- [20] 同 [1].
- [21] 同 [8].
- [22] 同 [1].
- [23] 姚战琪. 生产率增长和要素再配置效应: 中国的经验研究 [J]. 经济研究, 2009, (11).
- [24] Syrquin, M. Productivity Growth and Factor Reallocation [M] // H. B. Chenery. Industrialization and Growth. Oxford: Oxford University Press, 1986.
- [25] 赵慧卿, 郝枫. 中国农业劳动力配置效应再考察——基于三次产业劳动产出弹性动态估计 [J]. 商业经济与管理, 2010, (8).
- [26] 同 [24].
- [27] 同 [1].
- [28] 同 [24].

[责任编辑 武 玉, 方 志]