

# 产业结构变迁、政府主动调控和中国劳动生产率增长放缓

杨天宇 姜秀芳

**内容摘要：**自 2007 年以来，中国的劳动生产率呈现出增长放缓的趋势。本文建立了包含劳动力市场扭曲和部门效率差异的三部门一般均衡模型，对劳动生产率增长放缓的原因进行了分析。通过校准和数值模拟，我们的模型可以较好地拟合劳动力部门间再配置和劳动生产率增长放缓的特征事实。数值模拟结果表明，第三产业劳动生产率增长放缓是导致中国劳动生产率增长放缓的主要原因，而劳动力市场扭曲的减弱和第一产业劳动生产率增长加速则对劳动生产率增长放缓起到了遏制的作用。政府的主动调控虽然造成第二产业对总生产率增长有一定的拖累，但与第三产业相比，第二产业对劳动生产率增长的拖累作用相对较小。这些结果意味着，政府可以通过以下三种政策来提高劳动生产率增长速度：（1）通过放松规制来提高第三产业劳动生产率增长速度；（2）继续加速第一产业的劳动生产率增长；（3）通过消除劳动力市场扭曲以推动劳动力城镇化。

**关键词：**劳动生产率 产业结构变迁 劳动力市场扭曲 增长放缓

## 一、引言

改革开放以来，中国经济一直高速增长，劳动生产率也有极大的提高。但自 2007 年以来，中国的劳动生产率出现了增长放缓的趋势。在 2007-2012 年间，中国的劳动生产率增长速度从 13.64% 下降到 7.25%，而且这一趋势至今并没有逆转的迹象。图 1 表现了 2007-2012 年间中国劳动生产率增长放缓的时间路径。

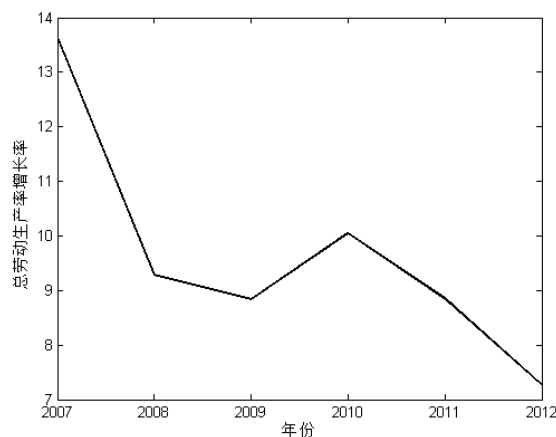


图 1：总劳动生产率增长率 (%)

与中国劳动生产率增长放缓同时出现的另一个现象是，中国的产业结构正处于急剧变迁的过程中。如图 2(a)所示，2007 年中国第一、二、三产业部门的就业份额分别为 40.8%、26.8% 和 32.4%；而到了 2012 年，上述份额变为 33.6%、30.3% 和 36.1%。第一产业的就业份额不

断下降，第二、三产业的就业份额不断上升，其中第三产业上升最快。劳动力在各部门间的在配置源于各部门不同的劳动生产率增长率。图 2(b)表现了三大产业劳动生产率增长率的差别。在 2007-2012 年间，中国第一、二、三产业的劳动生产率增长率分别为 8.24%、7.49%和 5.86%。这个数字说明，第一产业劳动生产率的高速增长使更多的劳动力由农村转移到城市，而第三产业劳动生产率较低的增长速度，则使从第一产业转移出来的劳动力更多地进入 第三产业，由此才造成了第三产业就业份额上升最快的局面。这个局面意味着，第三产业的就业份额最高、上升最快，但同时劳动生产率增长率却最低。这就引出了以下问题：第三产业是不是导致 2007-2012 年中国劳动生产率增长放缓的原因？在第三产业就业比重不断提高的情况下，如何更有效地刺激中国经济增长？回答上述问题对中国的长期经济增长有重要的现实意义，因为第三产业就业比重上升是中国产业结构升级的方向，如果该现象同时又导致了 中国劳动生产率增长放缓的话，那就意味着我国经济增长和宏观调控政策的方向、重点需要进行大幅度调整。

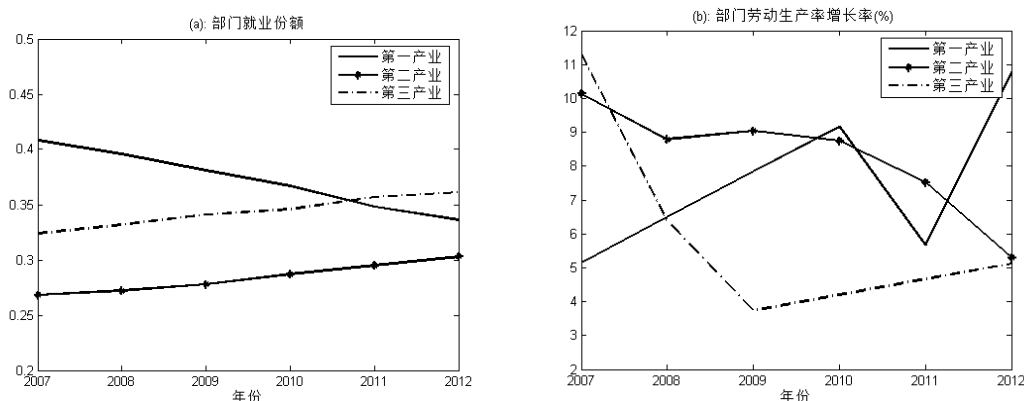


图 2：部门就业份额和劳动生产率增长

迄今为止，已有大量文献研究了不同国家在不同时间段的劳动生产率增长放缓问题，但据作者所知，目前国内外学术界对于中国的劳动生产率增长放缓，特别是第三产业比重上升对中国劳动生产率增长放缓的作用，还没有任何研究成果。本文试图在前人的基础上，通过数量分析回答上述两个问题。我们建立了一个包含部门效率差异的三部门一般均衡模型，以此来估计中国劳动生产率增长放缓的原因。考虑到中国城乡之间存在着因各种约束（如户籍制度、社会保障制度等）造成的劳动力流动壁垒，我们将劳动力市场扭曲引入到模型中。本文的模型同时考虑了两种驱动劳动力转移的力量：一是非位似偏好(non-homothetic preferences)导致的收入效应(Kongsamut et al., 2001)；二是部门技术(生产率)差异导致的替代效应(Baumol, 1967; Ngai & Pissarides, 2007)。在模型中，我们假定劳动力在部门间的再配置内生于各部门的劳动生产率增长。运用校准方法和数值模拟技术，我们发现此模型可以较好地拟合 2007-2012 年间中国产业结构变迁和劳动生产率增长的特征事实。利用该模型我们可以证明，第三产业劳动生产率增长放缓是导致中国劳动生产率增长放缓的主要原因，而劳动力市场扭曲的减弱和第一产业劳动生产率增长加速，则对劳动生产率增长放缓起到了遏制的作用。这些结果意味着，政府可以通过以下三种政策来提高劳动生产率增长速度：(1) 通过放松规制来提高第三产业劳动生产率增长速度；(2) 继续加速第一产业的劳动生产率增长；(3) 通过消除劳动力市场扭曲以推动劳动力城镇化。

本文的结构安排如下：第二部分是文献综述，主要介绍相关文献并指出本文的主要贡献；第二部分建立了一个包含劳动力市场扭曲和部门效率差异的三部门一般均衡模型，以估计劳动生产率增长放缓的原因；在第三部分对相关参数进行校准，确定相关变量取值并介绍了数据来源；在第四部分，我们通过数值模拟具体分析了中国劳动生产率增长放缓的原因；最后，总结本文的主要发现，并提出相应的政策建议。

## 二、文献综述

与本文的研究方向相似的国外文献有以下三类。第一类文献研究了结构变迁与总劳动生产率之间的关系，如 Caselli and Coleman (2001), Gollin, Parente, and Rogerson (2002), Restuccia, Yang, and Zhu (2008), Adamopoulos and Akyol (2009), 以及 Lagakos and Waugh (2013). 但这些文献都只考虑了农业和非农业两大部门，没有在模型中引入第三产业。有少数文献则在三部门模型的基础上研究了结构变迁与总劳动生产率的关系，如 Duarte and Restuccia (2010) 利用跨国数据估计了结构变迁与总生产率之间的关系，发现第三产业劳动生产率增长缓慢，是导致其他国家与美国之间总劳动生产率差异的主要原因；Herrendorf and Valentinyi (2012)估算了跨国总劳动生产率差异的产生原因，他们发现农业和制造业的跨国生产率差距远远大于服务业，因此三大产业的就业份额构成将严重影响跨国的总劳动生产率差异。这两篇文献都考虑了非位似偏好导致的收入效应和部门效率差异导致的替代效应，但却没有考虑劳动力市场扭曲因素，这是本文与上述两篇文献的主要区别。

第二类文献研究了中国部门间劳动力再配置与总劳动生产率之间的关系。如 Hsieh and Klenow (2009)发现，1998-2005 年间，中国制造业厂商之间生产率差异所导致的资源再配置，平均每年对中国全要素生产率提高的贡献率为 2%。与此相似，Brandt et al. (2012)认为，中国制造业厂商全要素生产率的提高，主要源于进入和退出厂商之间的生产率差异。Dekle and Vandenbroucke(2010)利用增长核算方法发现，劳动力从农业部门向非农业部门的转移，是 1978-2003 年间中国总劳动生产率提高的重要原因之一。Birchenall and Cao (2013) 发现，1991-2009 年间，中国农业部门 TFP 的增长对总生产率的贡献率，至少和非农业部门一样高。Brandt and Zhu (2010) 和 Song et al. (2011)则强调非国有部门和国有部门之间的资本再配置对总生产率的关键作用，两篇论文都发现，如果中国的资本配置是有效率的，则即使投资率没有提高，中国也仍然会保持高速的经济增长。上述论文都研究了中国问题，但他们并没有研究第三产业比重提高对总劳动生产率的作用；而且，由于这些论文的样本区间都在 2009 年之前，因此他们也没有研究中国劳动生产率增长放缓问题。最后，上述论文都没有在模型中考虑农业与非农业部门间的劳动力市场扭曲问题。

第三类文献是专门研究第三产业发展率的低速增长对总生产率增长的拖累作用，如 Baumol (1967), Nordhaus (2008), Hartwig (2011)发现，第三产业发展率的低速增长拖累了 OECD国家的经济增长,他们把这种现象称为“成本病”或“增长病” Ungor (2013)则利用校准和数值模拟方法研究了土耳其第三产业对总劳动生产率的拖累作用。这些文献与本文的研究方向有类似的地方，但只有Ungor (2013)建立了三部门一般均衡模型，而且Ungor (2013)也没有考虑劳动力市场扭曲问题。

国内也有一些文献研究了中国经济增长放缓的原因，如陈彦斌、姚一旻（2012）、吕健（2012）和沈坤荣、滕永乐（2013）。但这些文献研究的都是 GDP 增长放缓。而且，上述文献都只进行了计量分析，没有建立多部门一般均衡模型。袁富华（2012）提出第三产业比重的提高有可能造成总体经济增长的放缓，但他只是根据发达国家的经验进行了推测，并没有进行数量分析。此外，盖庆恩等（2013）利用两部门模型研究了劳动力市场扭曲、结构转变与中国劳动生产率的关系，但他们的模型是两部门模型，没有考虑第三产业对总劳动生产率的作用。而且他们在估算劳动生产率的影响因素时，仍然采用简单代数计算方法，并没有进行数值模拟计算。

本文与国外文献相似，主要基于新古典的三部门一般均衡模型得出所有结论。本文的贡献主要体现在两个方面：首先，我们的模型同时考虑了非位似偏好导致的收入效应、部门生产率差异导致的替代效应、劳动力市场扭曲等三种因素对三部门结构变迁和劳动生产率的影响，这与国内外所有模型都不相同；其次，我们首次从数量上估计了中国第三产业劳动生产率增长放缓对总劳动生产率增长放缓的作用，而目前国内外尚无文献专门研究过这一问题。

### 三、基本模型

本部分我们将在 Duarte and Restuccia (2010)和 Rogerson (2008)的基础上，引入劳动力市场扭曲因素，建立一个三部门一般均衡模型，以研究中国劳动生产率增长放缓的原因。假定在一个封闭经济中，存在农业、制造业和服务业三个部门，我们分别把它们叫做第一、第二和第三产业。三个部门在每一时期生产三种产品：农产品、工业品和服务及贸易。三个部门均只有劳动力一种投入品，但由于存在多重约束(如制度因素等)，劳动力在农业和非农业部门间不能自由转移，劳动力市场存在扭曲。

#### （一）生产部门

假定代表性厂商的生产函数为以下规模报酬不变型生产函数，在每一时期厂商生产三种产品：农产品（ $a$ ）、工业品（ $m$ ）和服务业产品（ $s$ ）：

$$Y_i = A_i L_i \quad i \in \{a, m, s\} \quad (1)$$

其中， $Y_i$ 是部门  $i$  的产出， $L_i$ 是分配给部门  $i$  的劳动力份额， $A_i$ 是部门  $i$  的劳动生产率。由于我们假定只有劳动力一种投入品，因此  $A_i$  包含了资本深化、技术进步和要素禀赋等影响劳动生产率的因素。在每一时期，给定部门  $i$  生产的产品的价格是  $P_i$ ，工人的工资是  $w_i$ ，则该部门代表性厂商的利润最大化问题可以表示为：

$$\max_{L_i \geq 0} \{P_i A_i L_i - w_i L_i\} \quad s.t. \quad Y_i = A_i L_i, L_i \geq 0, \quad (2)$$

其中  $L_i$  是部门  $i$  的劳动力需求。

#### （二）家庭

假定在经济中存在固定数量的家庭。为了不失一般性，我们将人口规模（即劳动力总供给）标准化为 1。代表性家庭从消费农产品( $c_a$ )、工业品( $c_m$ ) 和服务及贸易( $c_s$ )中获得效用。为分析方便，我们在模型中不考虑闲暇，因此劳动力的供给量与总就业人数是高度相关的。假定在每一时期，家庭被赋予一单位的生产时间并将其无弹性地提供给劳动力市场。为反映消费者对三种产品需求偏好的差异，代表性家庭的偏好用 Stone-Geary 效用函数来表示，该函数

反映了家庭的非位似偏好，在此偏好下，农产品需求的收入弹性会小于 1，非农产品的需求收入弹性大于 1，这意味着随着收入的增加，消费者会将更少的比例来消费农产品，而将更多的比例用来消费非农产品，与恩格尔定律相符。代表性家庭的瞬时效用函数为：

$$u(c_a, c_m, c_s) = \sigma \log(c_a - \bar{a}) + (1 - \sigma) \log([bc_m^\eta + (1 - b)(c_s + \bar{s})^\eta]^{1-\eta}) \quad (3)$$

其中  $c_a$  是农产品消费， $c_m$  和  $c_s$  分别是工业品和服务及贸易消费。 $\bar{a}$  是维持生存水平时农产品的消费， $\sigma$  是在  $c_{a,t}$  和  $c_{n,t}$  的消费中  $c_{a,t}$  所占的效用比重。该函数隐含的含义是，代表性家庭先将一定的收入用于购买  $\bar{a}$  单位的农产品以维持最低的生活水平，然后再把剩余收入按照  $c_{a,t}$  和  $c_{n,t}$  这两种消费品在效用函数中的比重进行分配。参数  $\bar{s}$  是家庭服务的固定产出水平。与 Duarte and Restuccia (2010) 相似，我们在模型中不考虑家庭服务中有多大比重是从市场购买的。参数  $\eta$  表示工业品和服务及贸易之间的替代弹性，权数  $b$  是  $c_{a,t}$  和  $c_{n,t}$  这两种消费品在效用函数中的比重，它决定了代表性家庭如何将农产品消费之外的剩余收入在  $c_{a,t}$  和  $c_{n,t}$  之间进行分配， $b \in (0, 1)$ 。

在给定的价格和时间，代表性家庭选择消费品组合以获得效用最大化的预算约束为：

$$P_a c_a + P_m c_m + P_s c_s = w_a L_a + w_m L_m + w_s L_s \quad (4)$$

### (三) 劳动力市场扭曲

在完全竞争的劳动力市场中，劳动力可以在部门间自由流动，部门间的劳动力可比较工资应该是相等的。但中国目前还存在这户籍制度、歧视政策和社会保障制度等多种制约因素，农村劳动力并不能自由迁移到城市(蔡昉等，2001)。这在劳动力市场上必然表现为部门间的工资不相等，因此许多学者都使用劳动力的部门间工资差异来测量劳动力市场的扭曲程度(Restuccia et al., 2008; 袁志刚、解栋栋，2011)。从理论上讲，这种工资差异可以被视为劳动力从农业到非农业部门流动时，由于各种市场扭曲而增加的流动成本。我们用农业部门与非农业部门的工资比率  $\tau$  来模拟这种流动成本。当劳动力市场出清时，三部门的工资分别为：

$$w_a = (1 - \tau)w_m, \quad w_m = w_s \quad (5)$$

$w_a$ 、 $w_m$  和  $w_s$  分别表示第一、二、三次产业的工资。许多中国劳动力市场的研究都表明， $0 < \tau < 1$  (Restuccia et al., 2008; 盖庆恩等，2013)，这意味着中国的劳动力市场扭曲抬高了劳动力从第一产业向二、三产业转移的成本，造成了部门间工资不平等。

### (四) 竞争均衡

对于本文的三部门模型，经济的竞争性均衡就是给定的价格集合  $\{P_a, P_m, P_s\}$ ，家庭的资源配置组合  $\{c_a, c_m, c_s\}$  和厂商的资源配置组合  $\{L_a, L_m, L_s\}$ ，使得经济可以满足以下均衡条件：

- 1、给定价格集合，家庭的资源配置组合  $\{c_a, c_m, c_s\}$  可以使代表性家庭达到效用最大化；
- 2、给定价格集合，厂商的资源配置组合  $\{L_a, L_m, L_s\}$  可以使代表性厂商达到利润最大化；
- 3、(5) 式成立以使得代表性家庭在选择去农业部门还是非农业部门工作时是无差异的；
- 4、所有市场出清。一是劳动力市场出清，即每一时期厂商的劳动力需求都等于与外生的劳动力供给：

$$L_a + L_m + L_s = 1 \quad (6)$$

由于劳动力供给已经标准化为 1，模型中部门  $i$  的劳动力投入  $L_i$  可以用统计数据中的就业份额来代表。二是商品市场出清，即每一时期的消费品产出都必须满足：

$$c_a = Y_a, c_m = Y_m, c_s = Y_s \quad (7)$$

厂商利润最大化的一阶条件意味着，每一单位劳动的边际收益和边际产出都必须相等，即  $P_i A_i = w_i$ 。而家庭效用最大化的一阶条件则意味着，家庭的资源配置组合  $\{c_a, c_m, c_s\}$  应满足：

$$\frac{\sigma c_m [1 + (\frac{1-b}{b})^\eta (\frac{A_s}{A_m})^{\eta-1}]}{\frac{(1-\sigma)(c_s \bar{a})^\frac{1}{\eta}}{A_s}} = \frac{P_a}{P_m} = \frac{\tau_i A_m}{A_a} \quad (8)$$

$$\frac{1-b}{(c_s \bar{a})^\frac{1}{\eta}} = \frac{P_m}{P_s} = \frac{A_s^P}{A_m^P} \quad (9)$$

利用 (8) 式的家庭效用最大化的一阶条件和 (6) 式、(7) 式的市场出清条件，我们可以得到均衡条件下各部门就业份额的表达式：

$$L_a = \frac{\sigma}{(1-\tau) + \tau\sigma} \left( \frac{\bar{s} + \bar{s}}{A_s} + \frac{\bar{s}}{A_s} \right) + (1-\sigma) \frac{(1-\tau)\bar{a}}{[(1-\tau) + \tau\sigma]A_a} \quad (10)$$

$$L_m = \frac{1-b}{(1-\tau) + \tau\sigma} \left( \frac{A_s}{A_m} \right)^{\eta-1} \quad (11)$$

由公式(10)可以看出，有两种力量可以推动劳动力从农业部门向非农业部门转移。首先，当  $\sigma=0$  时，农业就业份额  $L_a$  取决于维持生存水平的农产品消费  $\bar{a}$ ，和农业劳动生产率  $A_a$ ，而且农业就业份额  $L_a$  与农业劳动生产率  $A_a$  成反比。在这种情况下，农业劳动生产率的提高将使农业就业份额下降，即推动劳动力从农业部门流向非农业部门。其次，当  $\sigma>0$ ，以及三大产业劳动生产率都是正增长时，农业部门的劳动力份额将逐渐收敛于  $\sigma / [(1-\tau) + \tau\sigma]$ 。在这种情况下，劳动力市场扭曲程度  $\tau$  的下降，也将推动劳动力从农业部门流向非农业部门。上述两种结果都意味着劳动力从生产率低的部门转移到生产率高的部门，有利于提高全社会的总劳动生产率增长率。

而公式 (11) 则显示，也有两种力量可以导致劳动力在第二产业和第三产业之间流动。首先是部门生产率差异导致的替代效应。假定当事人有位似偏好（即  $\bar{s} = 0$ ），则只要第二产业产品与第三产业产品之间的替代弹性  $\eta \neq 1$ ，就有  $\partial L_i / \partial A_i < 0$ 。也就是说，第二、三产业中哪个产业的劳动生产率增长得更快，劳动力就会流出哪个产业。特别地，当  $\bar{s} = 0$  且  $\eta < 1$  时，第二产业劳动生产率增长高于第三产业，此时劳动力将从第二产业流入第三产业。这其实就是所谓的鲍莫尔效应(Baumol, 1967)。其次是非位似偏好导致的收入效应。假定当事人有非位似偏好（ $\bar{s} > 0$ ），则当第二、三产业的劳动生产率增速相等或  $\eta = 1$  时，在既定的农业就业份额  $L_a$  之下，由于第三产业的需求收入弹性高于第二产业，此时第二、三产业劳动生产率增长率即使是相等的，也将导致劳动力从第二产业流入第三产业。也就是说，本文的模型允许收入效应和替代效应同时决定结构变迁。上述两种结果都意味着劳动力从生产率高的第二产业转移到生产率低的第三产业，有可能拖累全社会的总劳动生产率增长率。

### 三、数据来源和模型校准

在本部分我们将对上述基本模型进行校准(calibration)，即选择合适的参数值以使该模型能够拟合 2007-2012 年中国的实际数据。论文中的所有 2007-2012 年实际数据，除特别提到的之外，都来自于《中国统计年鉴》(2008-2013)，其中部门就业和产出数据（已换算成 2005 年不变价格）主要来源于《中国统计年鉴》(2013)。

#### (一) 劳动生产率增长率的估计

2013 年的《中国统计年鉴》，不仅给出了 1978 年至今三大产业以当年价计算的增加值，

而且提供了以不同年份为基础的不变价格数据，我们选择 2005 年为基准年份，将其余各年份做相应的平减。结合当年的就业数据，我们即可获得三大产业的劳动生产率数据。然后，我们用  $\gamma_{i,t}$  表示部门  $i$  在  $t$  时间的劳动生产率增长率并利用公式  $A_{i,t+i} = (1 + \gamma_{i,t}) A_{i,t}$  计算得出三大产业在 2007-2012 年的劳动生产率增长率数据。

### (二) 劳动力市场扭曲的估计

(5)式要求用农业部门与非农业部门的工资差异来代表劳动力市场扭曲，但目前还难以直接得到中国各部门的工资数据。对此国外文献在研究中国问题时采取了一个变通的方法，即根据厂商利润最大化的一阶条件  $P_i A_i = w_i$  计算第一产业和第二产业之间的工资比率，这样只需要两部门的价格和劳动生产率就可以计算中国的劳动力市场扭曲(Restuccia, et al., 2008; Dekle and Vandenbroucke, 2010)。我们首先利用《中国统计年鉴》提供的数据计算农业和制造业的劳动生产率，然后再利用《中国统计年鉴》中提供的工业品出厂价格指数和农产品生产价格指数，根据  $P_i A_i = w_i$  计算出劳动力市场扭曲程度，由此得出在 2007-2012 年的 6 年中，劳动力市场扭曲程度  $\tau$  分别为 0.851, 0.845, 0.837, 0.831, 0.817, 0.799。

需要指出的是，农业和非农业部门的劳动力并不是完全同质的劳动力，二者的工资差异也可能包括了劳动力之间的人力资本、社会资本和要素禀赋差异等因素。但根据孟昕和张俊森(2006)的测算，城镇职工与农民工的工资差异有 80%以上来自于“同工不同酬”的身份歧视。因此，我们可以用工资差异近似地表示劳动力市场扭曲<sup>①</sup>。

### (三) 固定参数的校准

我们需要对模型中的参数进行校准，以使得模型能够拟合 2007-2012 年中国经济的特征事实。在本文的模型中，有 5 个不随时间变动的参数。这些参数是  $\bar{a}, \bar{s}, \sigma, b, \eta$ ，其中只有参数  $\sigma$  是外生校准的，其余参数都是在本文的模型中进行估计以拟合校准目标。表 1 给出了各个校准参数的数值和拟合目标。

参数  $\sigma$  代表农产品在总消费中的效用，该参数决定着第一产业的长期就业份额，我们借鉴 Dekle and Vandenbroucke (2012)在利用中国三大产业数据校准  $\sigma$  时获取的参数值，设定  $\sigma = 0.05$ 。

表 1 参数值和拟合目标

参数	参数值	拟合目标
$A_{m,2007}$	1.00	标准化
$\{A_{at}\}_{t=2007}^{2012}$	{}	第一产业生产率增长率
$\{A_{mt}\}_{t=2008}^{2012}$	{}	第二产业生产率增长率
$\{A_{st}\}_{t=2007}^{2012}$	{}	第三产业生产率增长率
$\{\tau_t\}_{t=2007}^{2012}$	{}	劳动力市场扭曲
$\sigma$	0.0500	第一产业长期就业份额
$\bar{a}$	0.0234	2007 年第一产业就业份额

<sup>①</sup> 盖庆恩等(2013)用计量方法控制了人力资本对劳动力同质的影响，但由于缺乏合适的工具变量，他们只控制了人力资本因素，而无法控制社会资本、要素禀赋等其他因素；而且，由于人力资本与工资之间很可能是互相影响的，仅仅把人力资本做为控制变量是很难避免内生性问题的。由于缺乏社会资本、要素禀赋等变量的数据，而且已有证据表明城镇职工与农民工之间工资差异的大部分都来自于身份歧视，因此我们选择用工资差异来近似地代表劳动力市场扭曲。

$\bar{s}$	0.0371	2007年第二产业就业份额
$\eta$	0.5685	2007-2012年总劳动生产率
$B$	0.6394	2007-2012年第二产业就业份额

对于剩余的4个参数，我们将利用模型的均衡条件(10)和(11)式，通过设定拟合目标来估计得出。具体地说，我们的估计策略是选择合适的参数值，以使(10)和(11)式估计出的各项拟合目标时间路径与中国2007-2012年间的实际数据相符合。需要指出的是，国内文献在进行参数校准时，一般都是对参数主观赋值，而没有利用客观存在的拟合目标来估计出参数值(如孙宁华等，2009；盖庆恩等，2013)。相比之下，本文的方法更加可靠。首先，利用(10)和(11)式，我们选择参数值 $\bar{a}$  and  $\bar{s}$  以使得模型拟合值与2007年中国第一产业和第二产业的就业份额相符合，这样得出的校准结果是 $\bar{a} = 0.0234$  和  $\bar{s} = 0.0371$ 。其次，利用(10)式，我们选择参数值 $\eta$ 以使得模型拟合值与2007-2012年总劳动生产率的实际时间路径相符合，这意味着 $\eta = 0.5685$ 。最后，利用(11)式，我们选择参数 $b$ 以使得模型拟合值与2007-2012年第二产业就业份额的实际时间路径相符合，这样得出的结果是 $b = 0.6394$ 。

#### 四、中国劳动生产率增长放缓的原因分析

##### (一) 基准模型的拟合效果

首先我们要将上一节校准的各个参数代入(10)和(11)式，以考察我们的模型是否能够拟合2007-2012年中国经济的特征事实。图3(a)表现了基准模型估计出的三大产业就业份额与实际数据的拟合程度，图3(b)则表现了基准模型估计出的中国劳动生产率增长率时间路径与2007-2012年中国劳动生产率增长率实际时间路径的拟合程度。从图中可以看出，我们的模型较好地拟合了2007-2012年部门劳动力就业份额和总劳动生产率的变动趋势。

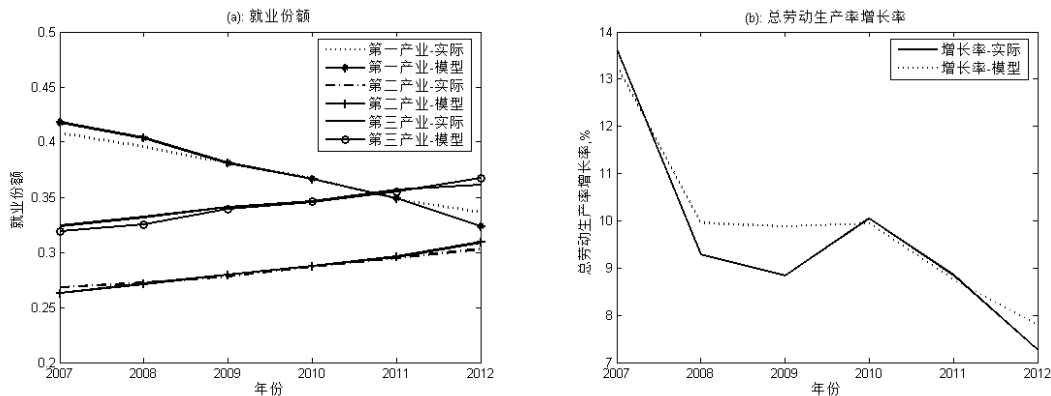


图3：基准模型拟合结果

图3(a)中，2012年，用模型估算出的第一产业就业份额为31.38%（实际数据是33.6%），第二产业就业份额为31.42%（实际数据是30.3%），第三产业就业份额为37.20%（实际数据是36.1%）。而在图3(b)中，本文模型估计出的总劳动生产率变动趋势，能够解释总劳动生产率实际变动趋势的84.36%。

##### (二) 劳动生产率增长放缓的反事实实验分析



在基准模型的基础上，我们用数值实验来具体估计劳动生产率增长放缓的原因。在本文中是指在假设某些变量取实际值的情况下，用一个（或几个）假定的变量数值代替变量的实际数值，看看基准模型的估计结果是否会发生变化。这种方法的好处是，可以让我们直观地看出某个变量独立发生作用时的结果，这就可以准确地将某个变量单独的作用与其他变量的影响区别开来。从这个意义上说，数值实验类似于计量经济学中对内生性问题的处理。在本部分，我们进行了两个步骤的数值实验。首先，我们试图将某产业生产率增长率对 2007-2012 年总劳动生产率增长率的作用独立出来，为此，我们在一次实验中只将某个产业 2007-2012 年的实际数据引入模型。例如，为了独立判断出 2007-2012 年农业生产率增长率对总劳动生产率增长率的作用，我们假定模型中只有农业的劳动生产率增长率取实际数据，其他产业劳动生产率增长率和劳动力市场扭曲程度在此期间都取 2007 年固定值，即  $\gamma_{m,t} = \gamma_{m,2007}$ ,  $\gamma_{s,t} = \gamma_{s,2007}$ ,  $\tau_t = \tau_{2007}$ 。在这个假定之下，我们考察模型模拟出的 2007-2012 年总劳动生产率增长率会发生什么变化。其他产业以此类推。其次，为了将劳动力市场扭曲的作用独立出来，我们假定在模型中只有劳动力市场扭曲取 2007-2012 年实际数据，其他变量取 2007 年固定值，即  $\gamma_{i,t} = \gamma_{i,2007}$ ,  $i \in \{a,m,s\}$ ，然后考察模型模拟出的总劳动生产率增长率有什么变化。

1. 三大产业劳动生产率的作用。首先我们考察第一产业劳动生产率的作用。假定  $\gamma_{m,t} = \gamma_{m,2007}$ ,  $\gamma_{s,t} = \gamma_{s,2007}$ ,  $\tau_t = \tau_{2007}$ ，只有  $\gamma_{a,t}$  取实际值。这个假定要求第二产业和第三产业在 2007-2012 年每年都分别以 10.14%(实际值是 8.24%)和 11.3%(实际值是 5.86%)的速度增长。模型对各部门就业份额和总劳动生产率增长率的估计结果参见表 2 和图 4 第(2)列。可以看出，在这种情况下将有更多的劳动力滞留于第一产业，而转移至第三产业的劳动力减少了。但是，这并没有严重拖累总劳动生产率的增长。如表 2 所示，当只引入第一产业生产率的真实数据时，2007-2012 年的年均总劳动生产率增长率为 12.44%，远高于实际值 9.63%，比 2007 年的实际值 13.64%只有小幅下降。对这一结果的直观解释是 2007-2012 年间制造业和服务业的生产率增长率都出现下降，只有农业的生产率增长率呈上升趋势（参见图 2），这是农业没有拖累总劳动生产率增长的重要原因。这说明，近年来政府支持农业的政策，不但促进了农业劳动生产率的提高，而且也对整个经济增长起到了一定的促进作用。

表 2 数值实验结果

	(1)Data	(2) $\gamma_{a,t}$	(3) $\gamma_{m,t}$	(4) $\gamma_{s,t}$	(5) $\tau_t$
劳动生产率增长率 (%)					
第一产业	7.49	7.49	4.45	4.45	4.45
第二产业	8.24	10.14	8.24	10.14	10.14
第三产业	5.86	11.30	11.30	5.86	11.30
2012 年就业份额(%)					
第一产业	33.60	36.87	39.10	38.73	34.06
第二产业	30.30	30.63	30.12	27.12	32.09
第三产业	36.10	32.50	30.78	34.15	33.85
总劳动生产率增长率(%)	9.63	12.44	10.64	9.39	12.72

其次我们考察第二产业劳动生产率的作用，假定在所有年份 $\gamma_{a,t} = \gamma_{a,2007}$ ,  $\gamma_{s,t} = \gamma_{s,2007}$ ,  $\tau_t = \tau_{2007}$ , 只有 $\gamma_{m,t}$ 实际值。该假定要求第一产业和第三产业 2007-2012 年每年都分别以 4.45%(实际值是 7.49%)和 11.3%(实际值是 5.86%)的速度增长。如图 4 和表 2 第(3)列所示，此时滞留于第一产业的劳动力比上一个实验更多了，同时转移至第三产业的劳动力更少了。由于中国的第三产业劳动生产率高于第一产业，这样的结果导致了总劳动生产率进一步下降。2007-2012 年均总劳动生产率增长率为 10.64%，仅比实际值 9.63%略高一些，比 2007 年的实际值 13.64%有较大幅度下降。这个结果说明，2007-2012 年制造业的生产率增长率下降，对总生产率的增长率起到了一定的拖累作用，但由于实验结果仍高于 9.63%，因此它并不是最重要的拖累因素。近年来我国政府的宏观调控对象主要是制造业，因此经济增长和劳动生产率增长放缓经常被理解为政府主动调控的结果。而本文的实验结果却表明，政府的主动调控虽然造成制造业对总生产率增长有一定的拖累，但不是最重要的原因。换句话说，即使政府没有主动调控制制造业，我国的劳动生产率增长率仍然会出现下降趋势。这意味着我们需要对未来中国经济增长的趋势进行重新判断。

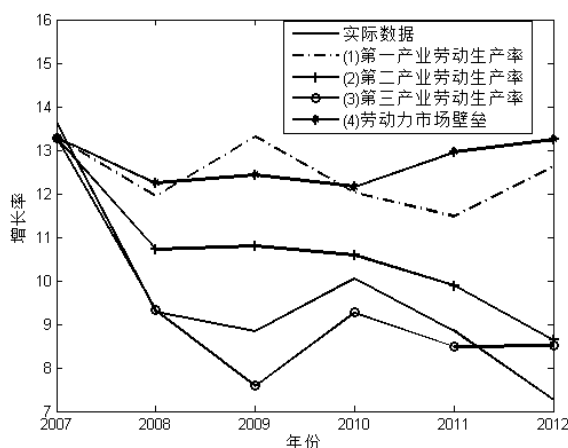


图 4: 反事实实验结果

其次我们考察第三产业劳动生产率的作用，假定在所有年份 $\gamma_{a,t} = \gamma_{a,2007}$ ,  $\gamma_{m,t} = \gamma_{m,2007}$ ,  $\tau_t = \tau_{2007}$ , 只有 $\gamma_{s,t}$ 实际值。这要求第一产业和第二产业 2007-2012 年每年都分别以 4.45%(实际值是 7.49%)和 10.14%(实际值是 8.24%)的速度增长。如图 4 和表 2 第(4)列所示，比实际数据更低的农业生产率增长率导致更多的劳动力滞留于农业，而比实际数据更高的制造业生产率增长率则导致更多的劳动力转移出制造业进入服务业。两种作用结合的结果是，劳动生产率较低的农业和服务业，其就业比重比上两个实验更高了；而劳动生产率较高的制造业，其就业比重比上两个实验和实际数据都下降了。这种情况对总劳动生产率增长产生了巨大的抑制作用。2007-2012 年均总劳动生产率增长率为 9.39%，不但比 2007 年的实际值 13.64%大幅下降，而且还低于 2007-2012 年的平均实际值 9.63%。这说明，第三产业劳动生产率的下降，是拖累 2007-2012 年间总劳动生产率增长的最重要原因。这个结果意味着，中国的第三产业也出现了 Baumol (1967)和 Nordhaus (2008)所说的“增长病”问题。这个问题应引起我们的高度重视，因为随着产业结构升级的进一步推进，第三产业的就业比重还将继续提高，从而对总劳动生产率增长的拖累作用会继续增强。政府的宏观管理部门应该顺应这一趋势，更加重视通

过提高服务业生产率增长率来刺激经济增长。

2.劳动力市场扭曲的作用。在这个实验中，我们假定三大产业的劳动生产率增长率均取2007年固定值，即 $\gamma_{a,t} = \gamma_{a,2007}$ ,  $\gamma_{m,t} = \gamma_{m,2007}$ ,  $\gamma_{s,t} = \gamma_{s,2007}$ 。而劳动力市场扭曲则取2007-2012年的实际值。按照与上述实验相同的程序，估计模型模拟出的总劳动生产率和部门就业份额。实验结果见图4和表2第(5)列。从2007至2012年，劳动力市场扭曲程度 $\tau$ 从0.851下降到0.799。虽然降幅不大，但仍然对劳动力转移和劳动生产率产生了重要影响，制造业就业比重2012年达到了32.09%(实际值是30.3%)，总劳动生产率增长率2007-2012年均增长12.72%(实际值是9.63%)。产生这个结果有两个原因。首先，劳动力市场扭曲的减弱，促使农业劳动力更多地转移到制造业；其次，根据表1的校准结果，中国制造业产品与服务和服务和贸易之间的替代弹性较低( $\eta < 1$ )，此时若服务业的劳动生产率增长率保持2007年水平不变(高于实际值)，则劳动力从制造业转移到服务业的数量将会减少。这两个原因导致制造业就业比重提高，而制造业是三大产业中劳动生产率水平最高的部门，因此总劳动生产率增长率也将提高。这个实验结果说明，近年来政府促进农村富余劳动力转移的各项政策，如建立健全农村劳动力的培训机制，取消对农民进城就业的限制性规定，深化户籍制度改革等改革措施，不但有利于农业劳动力转移，而且对总劳动生产率的增长也有一定的提振作用。

总的来看，2007-2012年中国劳动生产率增长放缓的最重要原因是第三产业的劳动生产率增长放缓。第二产业也对总生产率的增长有一定的拖累作用，但并不是最重要的拖累因素。而劳动力市场扭曲的减弱和第一产业劳动生产率增长加速，则对劳动生产率增长放缓起到了遏制的作用。

## 五、结论

自2007年以来，中国的劳动生产率出现增长放缓的趋势，同时中国的产业结构也发生了较大变迁。在这篇论文中，我们试图找出上述事实背后的原因。我们建立并求解了一个包含部门效率差异的三部门一般均衡模型，并将劳动力市场扭曲引入模型中。校准和数值模拟的结果表明，该模型可以很好地拟合中国劳动生产率增长率和就业份额变动的长期趋势。分析结果表明，首先，与袁富华(2012)、Nordhaus(2008)、Duarte和Restuccia(2010)所指出的发达国家情况相类似，中国第三产业劳动生产率增长放缓是导致总劳动生产率增长放缓的最重要原因。而第二产业虽然面临政府调控的压力，但与第三产业相比，其对劳动生产率增长的拖累作用相对较小。其次，2007-2012年中国第一产业劳动生产率出现加速增长的趋势，劳动力市场扭曲也有一定程度的下降。这两个因素都起到了遏制劳动生产率增长放缓的作用。根据本文的估计结果，如果其他因素保持2007年水平不变，只有第一产业生产率增长率和劳动力市场扭曲取实际值，则2007-2012年中国劳动生产率平均每年仍然能分别保持12.44%和12.72%的高速增长。

由上述结论可以看出，劳动生产率的增长放缓在很大程度上是结构变迁带来的，并不能说是政府主动调控的结果。因此，要在结构变迁的背景下刺激中国的劳动生产率增长，需要针对各种结构性因素，采取各种结构性政策才能奏效。首先，政府应进一步加强对农业的扶持政策，例如可以通过农地制度改革，推动农村土地流转和劳动力转移，来提高农业劳动生

产率。其次，继续努力消除劳动力市场扭曲，加速农业人口城镇化。一方面需要改革户籍制度以进一步开放城市劳动力市场；另一方面同样需要废除城镇中存在的各种对农民工的歧视政策，二者相辅相成，共同促进劳动力在城乡间的自由流动。最后，通过放松进入规制来提高服务业劳动生产率。Duarte 和 Restuccia (2010)、Ungor (2013)都发现，服务业生产率增长缓慢是由于服务业进入壁垒较高，规制政策较严格，导致企业缺乏竞争激励。中国的情况很可能也是如此。国内已有研究结果表明，当服务业放松规制体现为国有以及集体企业垄断力量的下降时，可以显著地促进服务业生产率增长（刘丹鹭，2013）。所以，政府需要出台合适的政策，消除企业进入过程中的所有制歧视，放松进入规制，以提高服务业劳动生产率。

#### 参考文献

- 蔡昉、都阳、王美艳：《户籍制度与劳动力市场保护》，《经济研究》，2001年第12期。
- 陈彦斌、姚一旻：《中国经济增速放缓的原因、挑战与对策》，《中国人民大学学报》，2012年第5期。
- 盖庆恩、朱喜、史清华：《劳动力市场扭曲、结构转变和中国劳动生产率》，《经济研究》，2013年第5期。
- 刘丹鹭：《进入管制与中国服务业生产率——基于行业面板的实证研究》，《经济学家》2013年第2期。
- 吕健：《产业结构调整、结构性减速与经济增长分化》，《中国工业经济》，2012年第9期。
- 孟昕、张俊森：《中国城镇的双层劳动力市场》，收于《中国转轨时期劳动力流动》第二编，社会科学文献出版社，2006年。
- 沈坤荣、滕永乐：《“结构性”减速下的中国经济增长》，《经济学家》，2013年第8期。
- 孙宁华、堵溢、洪永淼：《劳动力市场扭曲、效率差异与城乡收入差距》，《管理世界》，2009年第9期。
- 袁富华：《长期经济增长过程中的“结构性加速”与“结构性减速”：一种解释》，《经济研究》，2012年第3期。
- 袁志刚、解栋栋：《中国劳动力错配对TFP的影响分析》，《经济研究》，2011年第7期。
- Adamopoulos, Tasso, Akyol, Ahmet, 2009. Relative Underperformance Alla Turca. *Review of Economic Dynamics* 12, 697-717.
- Baumol, William, 1967. Macroeconomics of Unbalanced Growth: The Anatomy of Urban Crisis. *American Economic Review* 53(3), 415-426.
- Bosworth, Barry, Collins, Susan M., 2008. Accounting for Growth: Comparing China and India. *Journal of Economic Perspectives* 22, 45-66.
- Brandt, Loren, Johannes Van Biesebroeck, and Yifan Zhang, 2012. “Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing”. *Journal of Development Economics* 97(2), 339-351.
- Brandt, Loren, Zhu, Xiaodong, 2010. Accounting for China’s Growth. Working paper No. 102, University of Zurich.
- Cao, Kang H., Birchenall, Javier A., 2013. Agricultural Productivity, Structural Change, and Economic Growth in Post-reform China. *Journal of Development Economics* 104, 165-180.
- Caselli, Francesco, Coleman, Wilbur J., 2001. The U.S. Structural Transformation and Regional Convergence: A Reinterpretation. *Journal of Political Economy* 109, 584-616.

- Dekle, Robert and Guillaume Vandenbroucke, 2010. Whither Chinese Growth? A Sectoral Growth Accounting Approach,” *Review of Development Economics*, 14(3), 487-498.
- Duarte, Margarida, Restuccia, Diego, 2010. The Role of the Structural Transformation in Aggregate Productivity. *Quarterly Journal of Economics* 125(1), 129-173.
- Gollin, Douglas, Parente, Stephen, Rogerson, Richard, 2002. The Role of Agriculture in Development. *American Economic Review Papers and Proceedings* 92(2), 160-164.
- Hartwig, Jochen, 2011. Testing the Baumol-Nordhaus Model with EU Klems Data. *Review of Income and Wealth* (57)3, 471-489.
- Herrendorf, Berthold, Valentinyi, Akos, 2012. Which Sectors Make the Poor Countries so Unproductive? *Journal of European Economic Association* 10(2): 323-341.
- Hsieh, Chang-Tai., Klenow, Peter J., 2009. Misallocation and Manufacturing TFP in China and India. *Quarterly Journal of Economics* 124, 1403-1448.
- Lagakos, David, and Michael Waugh, 2013. “Selection, Agriculture, and Cross-Country Productivity Differences.” *American Economic Review* 103(2), 948-980.
- Nordhaus, William, D., 2008. Baumol's diseases: A macroeconomic perspective. *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 8(1), 1-37.
- Restuccia, Diego, Yang, Dennis, Zhu, Xiaodong, 2008. Agriculture and Aggregate Productivity: A Quantitative Cross-Country Analysis. *Journal of Monetary Economics* 55(2), 234-250.
- Rogerson, Richard, 2008. Structural Transformation and the Deterioration of European Labor Market Outcomes. *Journal of Political Economy* 116(2), 235-259.
- Song, Zheng, Kjetil Storesletten, and Fabrizio Zilibotti, 2011. “Growing Like China,” *American Economic Review*, 101(1), 201-241.
- Ungor, Murat, 2013. Did the Rising Importance of Services Decelerate Overall Productivity Improvement in Turkey during 2002-2007? <http://www.tcmb.gov.tr/research/discus/2013/WP1315>.