

劳动生产率、鲍莫尔病效应与区域结构转型*

郭凯明 杭静 徐亚男

摘要：中国产业结构转型的一个典型特征是服务业发展相对滞后且在区域间显著失衡。本文建立了一个基于广义可加型偏好的多部门多地区一般均衡模型，在理论上和定量上研究了劳动生产率对中国区域结构转型的影响。模型中服务业比重变化可以被分解为工农业劳动生产率提高导致服务业比重扩大的工农业鲍莫尔病效应和服务业劳动生产率提高导致服务业比重缩小的服务业鲍莫尔病效应，服务业发展是这两个影响方向相反的鲍莫尔病效应相减的结果。在使用中国省级数据估计模型参数的基础上，对模型的数值模拟较好拟合了中国各地区服务业发展趋势。反事实模拟表明，工农业鲍莫尔病和服务业鲍莫尔病的影响均非常显著，且影响程度存在区域性差异，从东部地区、中部和东北地区、再到西部地区，工农业鲍莫尔病的影响逐渐减弱，服务业鲍莫尔病的影响逐渐增强。基于这些结论，本文为中国通过加快提升服务业比重推动结构转型升级、缩小区域发展差距和实现高质量发展提出了具体政策建议。

关键词：结构转型 鲍莫尔病 服务业 劳动生产率

中图分类号：F015

JEL：011 014 041

一、引言

改革开放以来，中国产业结构持续变迁，呈现出多数国家普遍发生的库兹涅茨事实：农业比重持续下降，服务业比重不断上升，工业比重相对稳定且近年来也开始下降。但是与其他国家相比，中国服务业发展相对滞后（江小涓，2011）。图1给出了全球各经济体服务业产出比重和人均GDP的对比。其中，服务业产出比重数据和人均GDP数据分别来自联合国和Penn World Table 9.0，全球平均趋势使用了服务业增加值对人均GDP对数值的二次拟合值。可以看到，尽管中国最近十年来服务业快速发展，当前服务业增加值比重已经超过50%，与全球平均水平的差距也有所缩小，但服务业比重始终低于全球平均水平近10个百分点。

值得注意的是，中国服务业发展滞后的同时区域间服务业的比重也存在显著差别。2018年服务业就业比重最低的4个省级地区的服务业就业比重低于35%，而北京、上海和天津均高于60%；服务业产出比重的地区差距相对较小，但比重最高的北京也比最低的4个省级地区高40%左右。严成樑（2016）也指出，中国省级地区之间产业结构差别非常显著；唐保庆等（2018）的实证研究

* 郭凯明，中山大学岭南学院，邮政编码：510275，电子邮箱：guokm3@mail.sysu.edu.cn；杭静（通讯作者），中山大学岭南学院，邮政编码：510275，电子邮箱：jinghang@ucla.edu；徐亚男，中山大学岭南学院，邮政编码：510275，电子邮箱：zcxyn1995@foxmail.com。本文感谢国家自然科学基金面上项目“人口和劳动力的规模、年龄结构和质量转变对产业结构转型升级的影响”（批准号：71973156）、国家社会科学基金重大项目“实质性减税降费与经济高质量发展研究”（批准号：19ZDA069）、广东省基础与应用基础研究基金面上项目“基础设施投资结构转型对产业结构升级和要素收入分配的影响研究”（批准号：2019A1515011287）资助。感谢编辑老师和审稿专家对本文提出宝贵意见，文责自负。

究也表明，中国服务业增长的区域失衡现象越发严重。区域间结构转型的推动力量是否存在差别，加快发展服务业是否应当考虑区域的不同特点？这些问题对于中国通过加快提升服务业比重推动结构转型升级、缩小区域发展差距和实现经济高质量发展无疑具有重要的现实意义。本文研究了劳动生产率对中国区域结构转型的影响，为回答这些问题提供了重要的理论视角和定量结果。

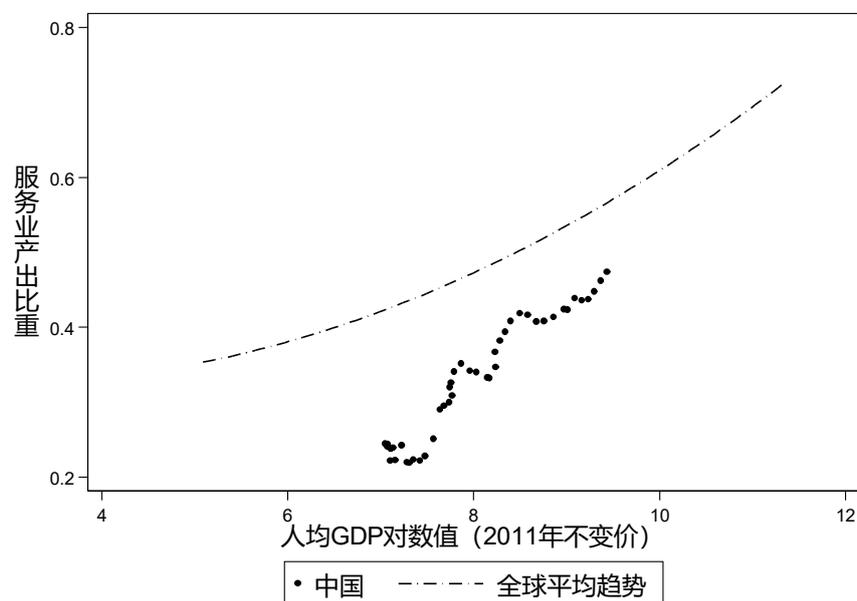


图1 服务业产出比重与人均GDP对数值的对比图

本文建立了一个多部门多地区一般均衡模型，在需求方面引入了广义可加型偏好，来模拟整个经济对不同地区不同产业的产品需求。模型中服务业比重变化可以被分解为工农业部门和服务业部门的劳动生产率的影响。当服务业和工农业产品之间的替代弹性较低时，服务业劳动生产率的提高会导致服务业就业比重下降，工农业劳动生产率的提高会导致服务业就业比重上升，这体现了 Baumol (1967) 提出的鲍莫尔病效应，本文分别称为服务业鲍莫尔病效应和工农业鲍莫尔病效应。因此，服务业的发展是这两个影响方向相反的鲍莫尔病效应相减的结果。

本文使用中国省级地区的宏观经济数据，定量评估了服务业鲍莫尔病和工农业鲍莫尔病对服务业发展的影响。本文首先基于结构化方程使用面板回归方法估计了模型关键参数。之后利用各地区各产业劳动生产率和劳动力市场摩擦因子数据，对模型进行了数值模拟，发现模型较好拟合了各地区服务业发展趋势。在此基础上利用反事实模拟方法，本文发现各省级地区服务业鲍莫尔病显著降低了服务业比重，影响范围基本在 15-30 个百分点之间；工农业鲍莫尔病显著提高了服务业比重，影响范围基本在 25-40 个百分点之间。各地区服务业鲍莫尔病和工农业鲍莫尔病的影响程度也存在明显区别，从东部地区、中部和东北地区、再到西部地区，工农业鲍莫尔病的影响逐渐减弱，服务业鲍莫尔病的影响逐渐增强。

二、文献综述

结构转型是指生产活动在产业部门之间的再配置过程，在多数国家通常呈现出所谓的库兹涅茨事实，即随着经济发展，一个国家普遍经历农业比重逐渐下降、服务业比重逐渐上升、工业比

重先上升后下降的转型过程。什么经济力量推动了结构转型并塑造了库兹涅茨事实，最近十余年围绕着这一问题，宏观发展经济学领域涌现了大量研究，目前已经形成了供给侧理论和需求侧理论两个比较成熟的理论，在定量方面也取得了很多阶段性成果。

（一）关于结构转型动因的供给侧理论

影响结构转型的供给侧理论强调了供给侧技术进步、资本深化和劳动增长等因素对结构转型的推动作用。这一理论的核心观点认为这些因素在供给侧改变了生产成本，导致了不同生产要素的相对价格或不同产业产品的相对价格发生变化，从而推动了结构转型。这一经济机制通常也被称为供给侧的“推式”理论。

关于技术进步的影响，Baumol（1967）首先提出一个产业的技术进步会扩大该产业的相对产出，进而降低其产品的相对价格，反而会导致产业比重的下降。也就是说，技术进步更快的产业的比重反而会下降。后来这一经济机制被称为鲍莫尔病效应。Ngai & Pissarides（2007）为鲍莫尔病效应构建了一个标准的动态一般均衡模型，发现产业技术进步导致产品相对价格下降，该产业的产品会去替代其他产业产品，但当产品之间替代弹性较低时，其产品的实际数量并不会显著上升。最终，在该产业的产品上的支出比重反而会下降，从而降低该产业比重，此时就会出现鲍莫尔病效应。反之，当产品之间替代弹性较高时，鲍莫尔病效应就不会发生。

除了技术进步外，Acemoglu & Guerrieri（2008）提出资本深化也是供给侧影响结构转型的重要因素。他们提出伴随着资本深化过程，资本要素相对劳动要素的价格会下降，于是资本密集型产业的生产成本就会相对更大幅度的下降，其产品的相对价格也会下降。如果产业部门之间的产品替代弹性较低，那么经济活动就会由资本密集型产业转向劳动密集型产业，其原理和鲍莫尔病效应是一致的。Alvarez-Cuadrado et al（2017）进一步提出，资本深化还会使得产业内部用资本去替代劳动，产业内部资本和劳动替代弹性越高，这种影响就会越强，导致该产业的就业比重下降，从而推动结构转型。Ju et al（2015）认为资本深化过程会导致更加密集使用资本的行业不断形成和发展，从而持续提高整个经济的资本密集度。如果资本深化能够影响结构转型，同理作为另一个重要的生产要素，劳动增长也会产生类似的影响。Leukhina & Turnovsky（2016）提出，劳动供给的快速增长导致劳动相对工资下降，劳动就会从与其他要素互补性更强的农业部门流向与其他要素替代性更强的非农业部门。

（二）关于结构转型动因的需求侧理论

影响结构转型的需求侧理论强调了需求侧需求结构变化对结构转型的拉动作用。这一理论的核心观点认为需求结构直接影响了不同产业的产品相对需求，导致了生产活动集中于产品相对需求更高的产业，从而拉动了结构转型。这一经济机制通常也被称为需求侧的“拉式”理论。

这一理论首先集中在消费结构的分析上。Kongsamut et al（2001）提出，消费偏好的特点是农产品的需求收入弹性小于1，服务业的需求收入弹性大于1。因此伴随着收入增长，对农业产出的相对需求就会下降，农业比重随之降低；对服务业产出的相对需求就会上升，服务业比重随之提高。Kongsamut et al（2001）使用经典的Stone-Geary型非位似偏好刻画了这一经济机制，但这一偏好的性质使得随着收入增长，该经济机制的影响自动减弱。之后Foellmi & Zweimuller（2008）、Boppart（2014）、Comin et al（2020）先后采用了其他形式的效用函数来刻画非位似偏好。

除了消费需求外，Matsuyama（2009）提出国际贸易背景下的外需变化也是影响结构转型的重要因素。因为一个国家工业部门的技术进步会降低工业品相对价格，形成比较优势，从而扩大国际市场对该国工业品的需求。于是该国的工业部门就会扩张，鲍莫尔病效应可能就不会成立。

Uy et al (2013) 把李嘉图比较优势的国际贸易模式引入到结构转型模型中, 利用韩国结构转型的数据验证了 Matsuyama (2009) 提出的理论机制。之后 Swiecki (2017) 把 Uy et al (2013) 的两国模型拓展到了多国模型, Sposi (2019) 又进一步引入了不同国家中间品产出弹性的差异性。

最近一些研究表明, 投资结构与消费结构存在明显差别, 也会随着经济发展而变化。Guo et al (2017) 构建了一个包含内生投资结构的结构转型模型, 指出投资结构变化是影响高投资率国家结构转型的重要因素。Herrendorf et al (2018) 建立了一个理论模型, 探讨了包含投资结构的结构转型模型的动态性质。

(三) 关于中国结构转型动因的定量研究

在最近十余年上述理论研究的推动下, 结构转型领域已经形成了较为标准的研究范式, 很多研究利用这一范式对中国结构转型过程展开了定量分析。除了技术进步在中国结构转型过程中发挥了重要影响之外, 现有研究还发现市场摩擦、政府政策和需求结构等也均是重要的影响因素。

在市场摩擦方面, 盖庆恩等 (2013)、Cao & Birchenall (2013) 发现, 农业向非农业的劳动转移成本对中国农业转型和生产效率提高产生了重要影响。郭凯明等 (2017) 把劳动力市场摩擦的影响引入到开放经济框架, 发现依然对中国结构转型有着重要影响。除了劳动力市场摩擦外, Cheremukhin et al (2015) 进一步引入了资本市场和产品市场摩擦, 定量考察了这些市场的扭曲程度降低对中国农业向非农业转型的影响。Tombe & Zhu (2019) 发现中国产品市场和劳动力市场摩擦对国内和国际贸易都产生了重要影响, 并进一步推动了结构转型和生产率提高。

一些市场之所以存在摩擦, 可能和政府经济的干预相关, 因此一些研究直接关注政府政策的影响。Dekle & Vandenbrouke (2012) 提出政府降低税率缩小规模有助于促进资本积累, 而由于资本全部由非农业部门生产, 政府规模缩小就会推动中国结构转型。Ngai et al (2019) 发现中国户籍制度和土地制度抑制了农业劳动力的流出, 导致了农业过度就业, 也阻碍了工业化过程。郭凯明、王藤桥 (2019) 提出, 中国快速的基础设施建设影响了不同产业生产率, 加之基础设施本身又更需要工业部门生产, 这对工业和服务业的相对比重产生了重要影响。

中国经济发展除了市场存在摩擦和政府影响较大外, 投资率相对较高也是一个较为显著的特征。郭凯明等 (2018) 发现中国高投资率扩大了对非农业部门产品的相对需求, 显著影响了农业向非农业的转型过程。颜色等 (2019) 使用数据直接估计了中国消费结构和投资结构, 并量化了需求结构变迁对中国结构转型的影响。

本文研究属于中国结构转型动因的定量研究, 创新之处是首次把广义可加型偏好引入到结构转型模型中。这一偏好可以构建出易于估计的结构化方程, 从而能够使用数据直接估计模型参数, 这就有助于更准确量化地区结构转型的动因。在比较不同国家或不同地区结构转型的定量研究中, Duarte & Restuccia (2010、2019)、Cai (2015)、Samaniego & Sun (2016)、Ungor (2017) 等均是在参数校准后进行定量分析, 并没有直接估计偏好。Herrendorf et al (2013) 估计了美国的 Stone-Geary 型非位似偏好, 但是没有对不同国家或不同地区进行比较分析。Comin et al (2020) 使用跨国数据估计了非位似常替代弹性偏好, 是与本文最接近的研究。但是与之不同的是, 本文首次采用了形式上更加简洁、定量上更易于估计的广义可加型偏好来定量分析结构转型动因, 发现这一偏好可以较好再现中国区域结构转型过程, 并由此量化了鲍莫尔病效应在不同地区的影响, 这是本文对结构转型定量研究的边际贡献。

三、模型构建与分析

(一) 模型构建

这一部分建立了一个多部门多地区一般均衡模型，生产方面分为多个地区，每个地区均包括工农业和服务业两个部门，劳动是唯一的生产要素。^①用下标 $j \in \{1, 2, \dots, J\}$ 区分不同地区，下标 $\{s, n\}$ 分别表示服务业和工农业。

需求方面引入广义可加型偏好，来模拟整个经济对不同地区不同产业的产品需求。可加型偏好由 Frisch (1959) 首次提出，之后在研究中被广泛应用。具体的，假设效用函数满足：

$$\sum_{j=1}^J \beta_j \left[\mu_j \frac{C_{sj}^{1-\alpha_s}}{1-\alpha_s} + (1-\mu_j) \frac{C_{nj}^{1-\alpha_n}}{1-\alpha_n} \right]$$

其中，参数 $\alpha_s > 0$ 和 $\alpha_n > 0$ 为常数， $\beta_j > 0$ 为常数， μ_j 和 $1-\mu_j$ 分别为对每个地区服务业和工农业产品需求的相对权重，变量 C_{sj} 和 C_{nj} 分别表示地区 j 的服务业和工农业的产品消费数量。

用 P_{sj} 和 P_{nj} 分别表示服务业和工农业的产品价格， E 表示总支出。于是，预算约束方程为：

$$\sum_{j=1}^J (P_{nj}C_{nj} + P_{sj}C_{sj}) = E$$

求解效用最大化问题，可以得到不同产业的产品需求满足：

$$\frac{\mu_j C_{nj}^{\alpha_n}}{1-\mu_j C_{sj}^{\alpha_s}} = \frac{P_{sj}}{P_{nj}} \quad (1)$$

生产方面每个地区的服务业和工农业分别由一个代表性企业在完全竞争市场下雇佣劳动进行生产，采用线性生产技术：

$$\begin{aligned} Y_{sj} &= A_{sj}L_{sj} \\ Y_{nj} &= A_{nj}L_{nj} \end{aligned}$$

其中，变量 Y_{sj} 和 Y_{nj} 分别表示地区 j 的服务业和工农业的产出， L_{sj} 和 L_{nj} 分别表示服务业和工农业使用的劳动力， A_{sj} 和 A_{nj} 分别表示服务业和工农业的劳动生产率。

用 W_{sj} 和 W_{nj} 分别表示地区 j 服务业和工农业的劳动工资。工资在不同地区不同产业部门间可以存在差异，这体现了劳动力市场摩擦。用劳动力市场摩擦因子 $\xi_j = W_{sj}/W_{nj}$ 来衡量劳动力市场摩擦程度。求解企业利润最大化问题，可以得到关于劳动力的一阶最优性条件：

$$\begin{aligned} W_{nj} &= P_{nj}A_{nj} \\ W_{sj} &= P_{sj}A_{sj} \end{aligned}$$

两式相除，可得：

$$\frac{P_{sj}}{P_{nj}} = \xi_j \frac{A_{nj}}{A_{sj}} \quad (2)$$

用 L_j 表示地区 j 的总就业人数，则劳动力市场出清条件为：

$$L_{sj} + L_{nj} = L_j$$

产品市场出清条件为：

^① 本文的工农业部门是指广义上的工农业，包括中国国家统计局国民经济核算中的第一产业和第二产业；服务业是指第三产业，虽然二者之间相差了农林牧渔服务业，但这一差别微乎其微。

$$Y_{sj} = C_{sj}$$

$$Y_{nj} = C_{nj}$$

(二) 模型分析

由生产函数和产品市场出清条件易知:

$$\frac{C_{sj}}{C_{nj}} = \frac{A_{sj}L_{sj}}{A_{nj}L_{nj}} \quad (3)$$

将式 (2) 和式 (3) 代入式 (1), 可以得到:

$$\frac{\mu_j (A_{nj}L_{nj})^{\alpha_n}}{1-\mu_j (A_{sj}L_{sj})^{\alpha_s}} = \xi_j \frac{A_{nj}}{A_{sj}} \quad (4)$$

用 $l_j = L_{sj}/L_j$ 表示地区 j 的服务业就业比重, 由式 (4) 进一步计算得到:

$$\frac{(1-l_j)^{\alpha_n}}{l_j^{\alpha_s}} = \frac{1-\mu_j}{\mu_j} \frac{\xi_j A_{sj}^{\alpha_s-1}}{A_{nj}^{\alpha_n-1}} L_j^{\alpha_s - \alpha_n} \quad (5)$$

用 $\delta_j = P_{sj}Y_{sj}/(P_{sj}Y_{sj}+P_{nj}Y_{nj})$ 表示地区 j 的服务业产出比重, 可以计算得到:

$$\delta_j = \frac{\xi_j l_j}{\xi_j l_j + (1-l_j)} = \frac{[\mu_j/(1-\mu_j)](A_{sj}l_j)^{1-\alpha_s}}{[\mu_j/(1-\mu_j)](A_{sj}l_j)^{1-\alpha_s} + [A_{nj}(1-l_j)]^{1-\alpha_n} L_j^{\alpha_s - \alpha_n}} \quad (6)$$

给定每个地区的劳动生产率 A_{sj}, A_{nj} , 劳动力市场摩擦因子 ξ_j 和劳动力供给 L_j , 式 (5) 和 (6) 共同给出了服务业就业比重和产出比重。可以看到, 服务业就业比重 l_j 和产出比重 δ_j 取决于服务业和工农业部门的劳动生产率 A_{sj}, A_{nj} 。对劳动生产率 A_{sj}, A_{nj} 分别进行比较静态分析, 可以得到:

$$\partial l_j / \partial A_{sj} \leq 0 \Leftrightarrow \partial \delta_j / \partial A_{sj} \leq 0 \Leftrightarrow \alpha_s \geq 1$$

$$\partial l_j / \partial A_{nj} \geq 0 \Leftrightarrow \partial \delta_j / \partial A_{nj} \geq 0 \Leftrightarrow \alpha_n \geq 1$$

以上结果说明两个产业部门的劳动生产率提高都会影响服务业比重, 影响方向取决于参数 α_n, α_s 是否大于 1。这一结论背后的经济含义体现了鲍莫尔病效应的经济机制。如果特定产业的劳动生产率提高, 一方面在供给侧意味着生产同样多产品, 该产业使用的劳动投入会变少, 因此倾向于降低该产业劳动的相对投入; 但另一方面在需求侧意味着该产业产品的相对价格下降, 对该产业产品的相对需求就会提高, 因此倾向于提高该产业劳动的相对投入。鲍莫尔病效应之所以存在, 就是由于产品之间的替代弹性较小, 使得需求侧的影响小于供给侧的影响, 于是特定产业的劳动生产率提高反而会降低该产业比重。具体来说, 产品替代弹性即产品相对价格变动一个百分点会导致其相对需求变动几个百分点, 这一弹性越小, 则相对价格下降的产品也很难去替代其他产品, 该产品的相对需求就不会显著提高, 因此劳动生产率在需求侧的影响就会相对有限。

对应到本文模型中, 式 (4) 就体现了劳动生产率提高所产生的这两个方向相反的影响。一方面在供给侧, 特定产业劳动生产率提高降低了该产业劳动的相对投入, 这体现在劳动生产率 A_{nj} 和 A_{sj} 在式 (4) 等号左边的影响: 如果等号右边 (即需求侧产品相对价格, 见式 (2)) 取值不变, 等号左边劳动生产率 A_{nj} 或 A_{sj} 提高, 该产业所对应的劳动投入 L_{nj} 或 L_{sj} 就会下降。另一方面在需求侧, 特定产业劳动生产率提高降低了该产业产品的相对价格, 提高了其相对需求, 这体现在劳动生产率 A_{nj} 和 A_{sj} 在式 (4) 等号右边的影响: 如果等号左边其他变量取值不变, 等号右边劳动生产率 A_{nj} 或 A_{sj} 提高, 就会使等号右边发生变化, 该产业所对应的劳动投入 L_{nj} 或 L_{sj} 就会提高。

由式 (4) 可以看到, 在需求侧劳动生产率 A_{nj} 或 A_{sj} 对劳动投入 L_{nj} 或 L_{sj} 的影响有多大, 或者说式 (4) 等号右边产品相对价格的变化对 L_{nj} 或 L_{sj} 的影响有多大, 就取决于参数 α_n, α_s 。当参数 α_n 或 α_s 大于 1 时, 实际上就意味着该产业劳动生产率提高虽然导致了产品之间相互替代, 但表现为

产品之间的替代弹性小于1。这时劳动生产率提高在需求侧的影响就会小于在供给侧的影响，从而产生鲍莫尔病效应。特别的，当 $\alpha_n = \alpha_s = \alpha$ 时，服务业和工农业产品之间的替代弹性即为 $1/\alpha$ ，此时广义可加型偏好就变为了常替代弹性偏好， $\alpha > 1$ 即意味着产品之间的替代弹性小于1。

综合以上分析，当服务业和工农业产品之间的替代弹性较小时，服务业劳动生产率的提高会导致服务业比重下降，工农业劳动生产率的提高会导致服务业比重上升，反之亦然。本文分别称这两个经济机制为服务业鲍莫尔病效应和工农业鲍莫尔病效应。

四、定量估计与模拟

（一）数据构造和参数估计

这一部分进行定量分析，所使用样本数据均来自中国统计年鉴和各省市统计年鉴。样本包括了中国28个省级地区分产业的名义增加值、增加值指数和就业数据。由于西藏、新疆和青海数据缺失较多，样本中剔除了这三个省级地区。^①样本数据的时间跨度是1992-2018年，部分省级地区在部分年代数据可能存在缺失。

根据名义增加值和增加值指数计算出每年的价格，将2015年的价格标准化为1，从而计算出每一年经过标准化后的价格。之后，用当年的名义增加值除以当年经过标准化后的价格得到当年的实际增加值。将第一产业和第二产业的实际增加值相加得到工农业的实际增加值，服务业的实际增加值即为第三产业的实际增加值。利用实际增加值除以就业数量，就可以相应计算出服务业和工农业的劳动生产率；利用名义增加值除以就业数量，就可以相应计算出服务业和工农业的名义工资，两者之比即为劳动力市场摩擦因子。

图2给出了各省级地区在样本期内服务业和工农业劳动生产率年均增速对比，其中虚线表示45°线。可以看到，工农业劳动生产率增速基本在8%以上，很多地区都超过了10%；服务业劳动生产率增速基本低于10%，多数地区都低于8%。所有省级地区工农业劳动生产率的增长速度均快于服务业，相同的情况下工农业鲍莫尔病效应的影响程度就可能大于服务业鲍莫尔病效应。

为了估计模型中的消费偏好参数，将式(4)等号左右两边取自然对数，经过转化得到：

$$\begin{aligned} \ln l_j - \ln(1 - l_j) + \ln \xi_j \\ = \frac{1 - \alpha_s}{\alpha_s} [\ln A_{sj} + \ln(1 - l_j) - \ln \xi_j + \ln L_j] - \frac{1 - \alpha_n}{\alpha_s} [\ln A_{nj} + \ln(1 - l_j) + \ln L_j] \\ + \frac{1}{\alpha_s} \ln \frac{\mu_j}{1 - \mu_j} \end{aligned}$$

上式中等号左边的 $\ln l_j - \ln(1 - l_j) + \ln \xi_j$ 、等号右边的 $\ln A_{sj} + \ln(1 - l_j) - \ln \xi_j + \ln L_j$ 和 $\ln A_{nj} + \ln(1 - l_j) + \ln L_j$ 均可由已构造的劳动生产率、就业和产出数据直接计算得到，分别设定为 y, x_1, x_2 。最右边 $\ln[\mu_j/(1 - \mu_j)]/\alpha_s$ 为地区特征变量，记作 u_j 。由此建立结构化估计方程：

$$y_j = \gamma_0 + \gamma_1 x_{1j} + \gamma_2 x_{2j} + u_j + \varepsilon \quad (7)$$

^① 根据国家统计局公布的中国经济区域划分，东部地区包括广东省、江苏省、山东省、浙江省、河北省、福建省、上海市、北京市、天津市、海南省10个省级地区；中部地区包括河南省、湖北省、湖南省、安徽省、江西省、山西省6个省级地区；西部地区包括四川省、陕西省、广西壮族自治区、内蒙古自治区、重庆市、云南省、贵州省、甘肃省、宁夏回族自治区9个省级地区；东北地区包括辽宁省、黑龙江省、吉林省3个省级地区。

其中，变量 ε 为外生扰动项， γ 为估计系数，且 $\gamma_1 = (1 - \alpha_s) / \alpha_s$ ， $\gamma_2 = -(1 - \alpha_n) / \alpha_s$ 。使用面板回归模型估计 γ_1, γ_2 ，就能以此计算参数 α_n, α_s 。^①

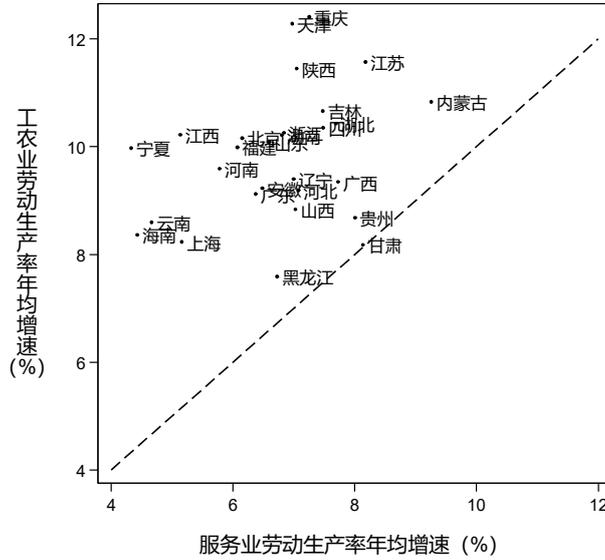


图2 各省级地区样本期内服务业和工农业劳动生产率年均增速对比

表1给出了估计结果，其中分别进行了固定效应和随机效应估计，并且剔除了东北三省进行了稳健性检验。可以看到， x_1, x_2 的估计系数均在1%的水平显著，并且表中四列的估计系数大小非常接近，说明回归结果具有很高的稳健性。

表1 理论模型的结构化方程估计结果

	全部省级地区		除去东北三省	
	固定效应	随机效应	固定效应	随机效应
x_1	-0.684*** (0.000)	-0.679*** (0.000)	-0.616*** (0.000)	-0.612*** (0.000)
x_2	0.796*** (0.000)	0.788*** (0.000)	0.731*** (0.000)	0.725*** (0.000)
常数项	-1.207*** (0.000)	-1.181*** (0.000)	-1.239*** (0.000)	-1.208*** (0.000)
样本数	729	729	651	651

注：括号中为P值，*、**和***分别表示显著性水平为10%、5%和1%。

利用表1的估计结果，可以计算得到模型参数 α_n, α_s ，表2给出了计算结果。可以看到，四列中 α_n, α_s 的估计值均在1%的水平下显著，大小也相差不大，并且 α_s 的估计值均小于 α_n ，说明了估计结果的稳健性较高。 α_n, α_s 的估计值均大于1，意味着服务业劳动生产率降低了服务业比重，工农业劳动生产率提高了服务业比重，即存在服务业鲍莫尔病效应和工农业鲍莫尔病效应。下文数值模拟选用对全部省级地区作固定效应回归的结果，即 α_n, α_s 分别取值 3.518 和 3.163。

^① 对式(7)进行结构化估计，隐含的假设是所有省级地区的需求偏好相同。虽然设定每个地区偏好存在差异有助于更好的拟合数据，但是由于偏好的差别会改变劳动生产率影响结构转型的方向和程度，此时模拟出的劳动生产率影响的差异性既可能来自于劳动生产率本身的差异，也可能来自于偏好的差异。因此，许多文献即使比较研究不同国家的结构转型过程，也设定偏好是完全相同的，本文的建模和数据分析方法也是如此。

表 2 理论模型的消费偏好参数估计结果

	全部省级地区		除去东北三省	
	固定效应	随机效应	固定效应	随机效应
α_s	3.163*** (0.000)	3.115*** (0.000)	2.602*** (0.000)	2.581*** (0.000)
α_n	3.518*** (0.000)	3.456*** (0.000)	2.903*** (0.000)	2.871*** (0.000)

注：括号中为P值，*、**和***分别表示显著性水平为10%、5%和1%。

将每个省级地区的第一年视为初始年份，根据式(4)使用初始年份的劳动生产率和就业数据，可以计算得到每个省级地区的特征变量 u_j 。也就是说，校准每个省级地区的参数 u_j ，使得第一年模型计算的服务业比重与现实数据相符。

(二) 基准模型

基于每个省级地区的工农业和服务业的劳动生产率和劳动力市场摩擦因子，在以上模型参数取值下，可以根据式(5)和(6)分别模拟计算得到基准模型中的服务业就业比重和产出比重。

(1) 整体上看，基准模拟较好的拟合了各省级地区服务业比重。首先，为了检验基准模型的拟合度，把服务业就业比重和产出比重分别对其对应的模型模拟值进行线性回归。表3汇报了回归结果。可以看到，模型模拟值的回归系数基本接近于1，并且 R^2 较高，说明模型较好的拟合了服务业比重的数据。并且，不包含常数项时的回归的拟合度更高，说明数据和模型之间并没有显著的系统性差距。此外，服务业就业比重的模型模拟值和数据之间的相关系数达到了0.934，产出比重的相关系数略低，但也达到了0.850，也说明模型的拟合度较好。

表 3 模型拟合度的回归结果

指标	服务业就业比重		服务业产出比重	
	包含截距项	不包含截距项	包含截距项	不包含截距项
回归系数	0.956*** (0.000)	1.046*** (0.000)	0.938*** (0.000)	0.956*** (0.000)
R^2	0.873	0.985	0.723	0.987

注：括号中为P值，*、**和***分别表示显著性水平为10%、5%和1%。

其次，根据模型和数据分别计算各个省级地区在样本期内服务业就业比重和产出比重的增幅，比较二者之间的差别。图3对比了基准模型和现实数据中的服务业比重增幅，其中虚线为45°线。图中的点越接近虚线，说明该省级地区的模型预测值和现实数据的差别越小，拟合程度越高。可以看到，大部分省级地区的点都分布在45°线附近，说明基准模型对服务业比重增幅的预测值较为接近现实数据，能够较好拟合服务业比重的增长趋势。当然，多数省级地区的服务业比重增幅的模型模拟值低于现实数据，说明存在模型之外的因素也推动着服务业比重上升，但这一偏差仍然处在合理范围内。图中北京市距离45°线较远，说明模型之外的因素对服务业比重上升的影响在北京市是最大的，这些因素可能包括北京市的首都定位和环保政策对工业发展的限制，使北京市的服务业比重达到所有省级地区中的最高水平。

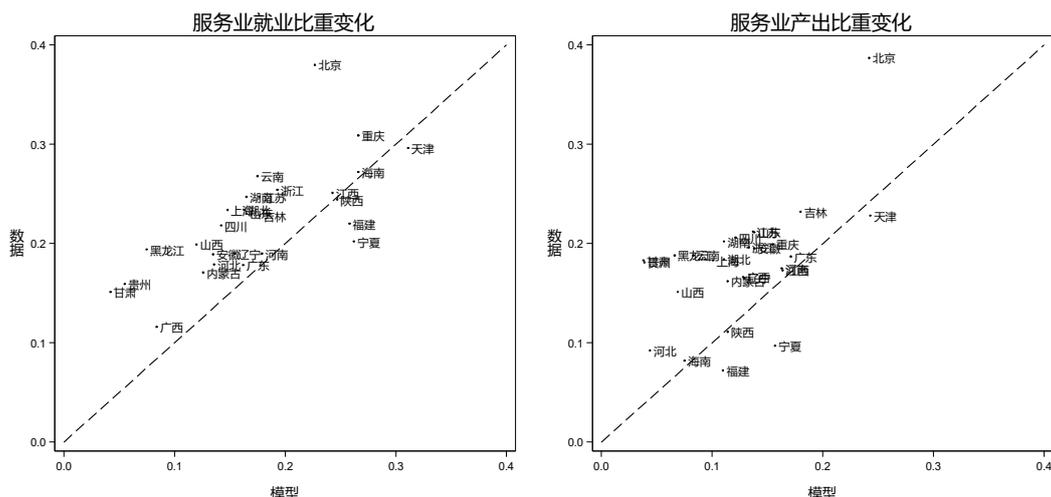


图3 服务业就业变化的拟合结果

(2) 具体到各个省级地区，图4和图5分别画出了东部省级地区服务业就业比重和产出比重的变化过程。可以看到，多数地区服务业就业比重和产出比重的模型值曲线与数据值曲线较为接近，且变化趋势非常一致，模型预测值与实际数据的差距较小，说明模型能够较好再现出服务业比重的上升趋势。表4汇报了相关定量结果。以此计算，可知服务业就业比重增幅的模型预测值与实际上升值的比例在0.597-1.169之间，平均为0.829；对于产出比重增幅，这一比例在0.477-1.517之间，平均为0.806。其中，模型在广东省、天津市和海南省的拟合效果最好。1992-2018年这三个省级地区服务业就业比重分别上升16.2个、31.1个和26.6个百分点，而现实数据分别为17.8个、29.6个和27.2个百分点；服务业产出比重分别上升17.1个、24.3个和7.5个百分点，而现实数据分别为18.7个、22.8个和8.2个百分点，模型和数据之间的差别均在2个百分点以内。模型在北京市和上海市的拟合效果最差。1992-2018年的北京市和1999-2017年的上海市，服务业就业比重分别上升了22.7个和14.8个百分点，而现实数据分别为38.0个和23.4个百分点；服务业产出比重分别上升了24.2个和10.1个百分点，而现实数据分别为38.7个和18.3个百分点。模型中多数省级地区的服务业比重增幅与数据的差距都在合理范围内，10个省级地区中有5个省级地区二者差距在5个百分点以内，有3个省级地区在5-8个百分点之间。

图6和图7分别画出了中部和东北各省级地区服务业就业比重和产出比重的变化过程。可以看到，多数地区模型也能够较好的再现服务业比重的上升趋势。表5汇报了相关定量结果。以此计算，可知服务业就业比重增幅的模型预测值与实际上升值的比例在0.383-0.968之间，平均为0.729；对于产出比重增幅，这一比例在0.350-0.951之间，平均为0.678。其中，模型在河南省和江西省的拟合效果最好，1992-2018年这两个省级地区服务业就业比重分别上升17.9个和24.3个百分点，而现实数据分别为19.0个和25.1个百分点；服务业产出比重分别上升16.3个和16.4个百分点，而现实数据分别为17.5个和17.3个百分点，模型和数据之间的差别均在1个百分点左右。模型在黑龙江省、湖南省和山西省的拟合效果最差。1993-2018年的黑龙江省、1992年的湖南省和1999-2017年的山西省，服务业就业比重分别上升了7.5个、16.5个和12.0个百分点，而现实数据分别为19.4个、24.7和19.9个百分点；服务业产出比重分别上升了6.6个、11.1个和6.9个百分点，而现实数据分别为18.8个、20.2个和15.1个百分点。模型中多数省级地区的服务业比重增幅与数据的差距都在合理范围内，9个省级地区中有3个省级地区二者差距在5个百分点以内，

有 3 个省级地区在 5-8 个百分点之间。

图 8 和图 9 分别画出了西部各省级地区服务业就业比重和产出比重的变化过程。可以看到，在多数省级地区，模型也能够较好的再现服务业比重的上升趋势。表 6 汇报了相关定量结果。以此计算，可知服务业就业比重增幅的模型预测值与实际上升值的比例在 0.278-1.297 之间，平均为 0.729；对于产出比重增幅，这一比例在 0.209-1.629 之间，平均为 0.708。其中，模型在陕西省的拟合效果最好，1992-2018 年陕西省服务业就业比重和产出比重分别上升 24.7 个和 11.4 个百分点，而现实数据为 24.4 个和 11.1 个百分点，模型和数据之间的差别在 1 个百分点以内。模型在甘肃省、贵州省和云南省的拟合效果最差。1992-2018 年这三个省级地区服务业就业比重分别上升了 4.2 个、5.5 个 17.5 个百分点，而现实数据分别为 15.1 个、15.9 和 26.8 个百分点；服务业产出比重分别上升了 3.8 个、3.9 个和 8.3 个百分点，而现实数据分别为 18.3 个、18.1 个和 18.8 个百分点。模型中多数省级地区的服务业比重增幅与数据的差距都在合理范围内，9 个省级地区中有 4 个省级地区二者差距在 5 个百分点以内，有 2 个省级地区在 5-8 个百分点左右。

(3) 综上所述，模型较好再现了大部分省级地区服务业上升趋势，增幅与现实数据的差距在 5 个百分点以内的地区占比超过了四成，只有 5 个省级地区模型与数据的差距超过 10 个百分点。模型在东部地区的拟合效果最好，在西部地区的拟合效果最差，但均在可接受的合理范围内。

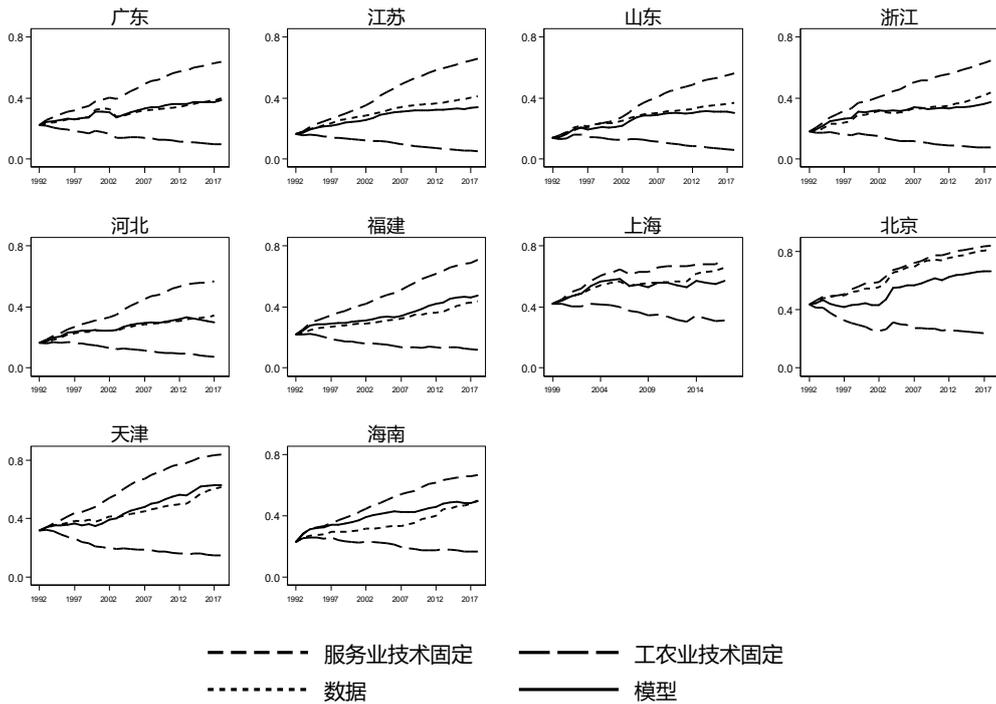


图 4 东部各省级地区服务业就业比重的动态变化

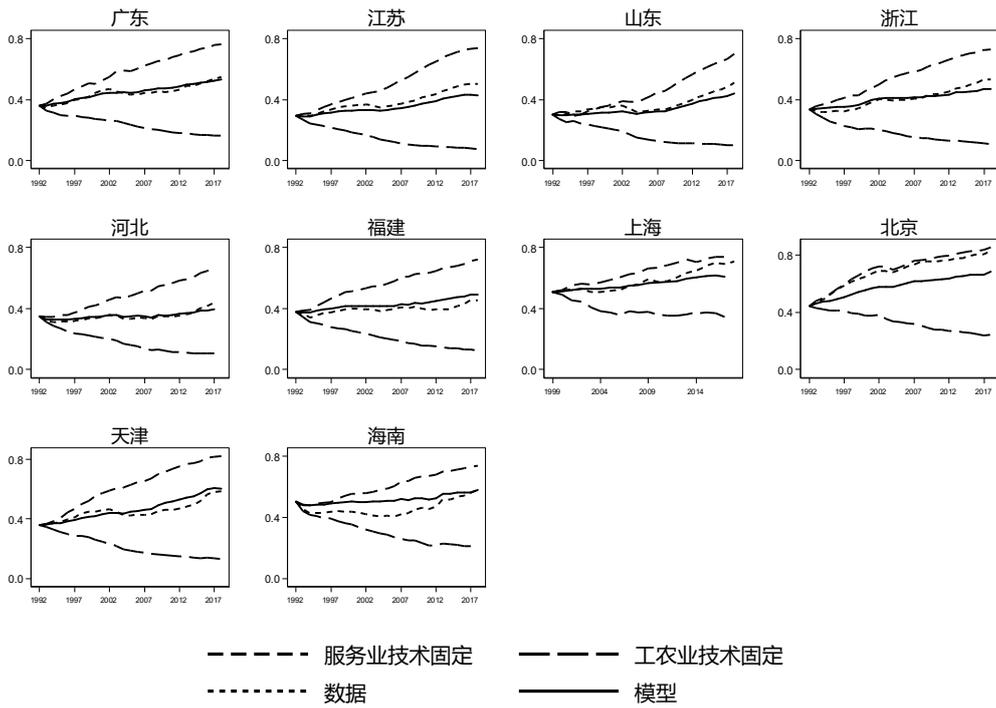


图5 东部各省级地区服务业产出比重的动态变化

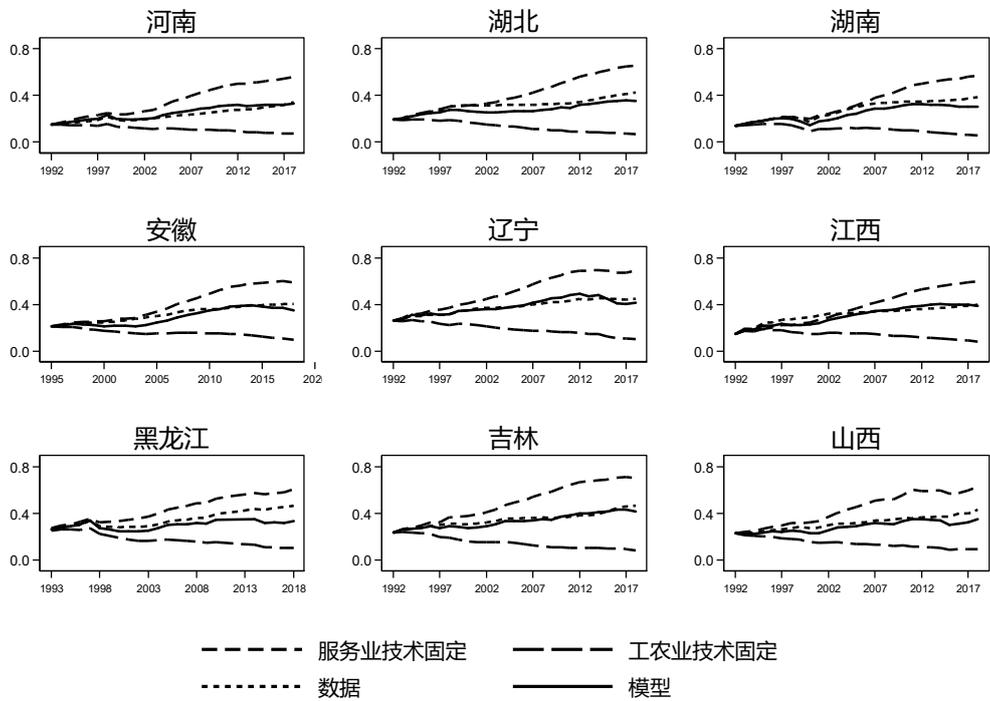


图6 中部和东北各省级地区服务业就业比重的动态变化

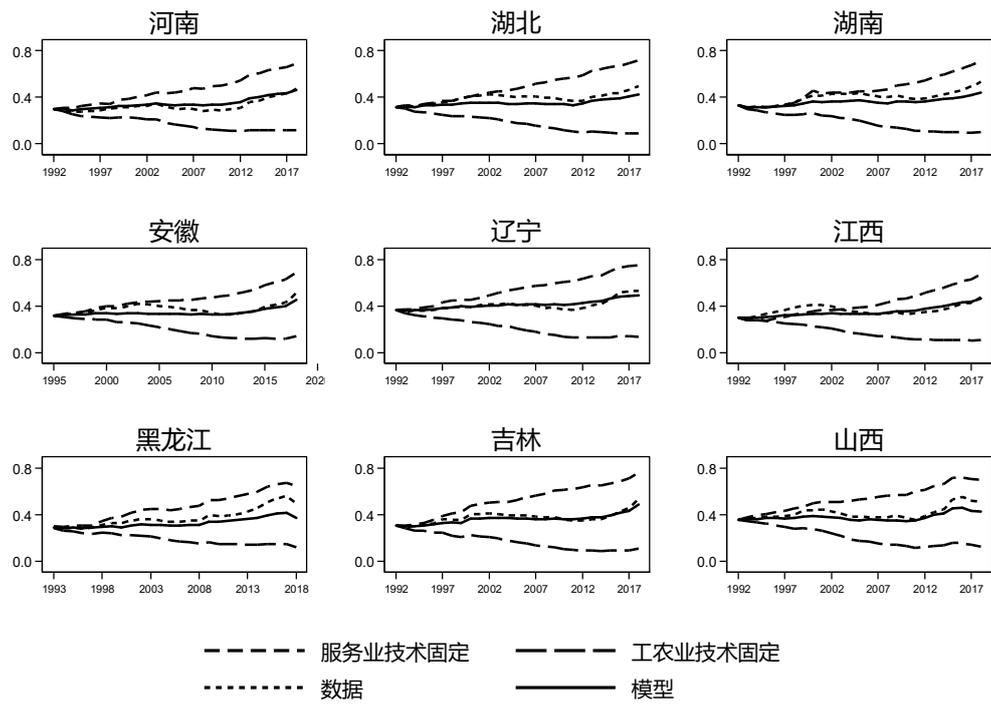


图7 中部和东北各省级地区服务业产出比重的动态变化

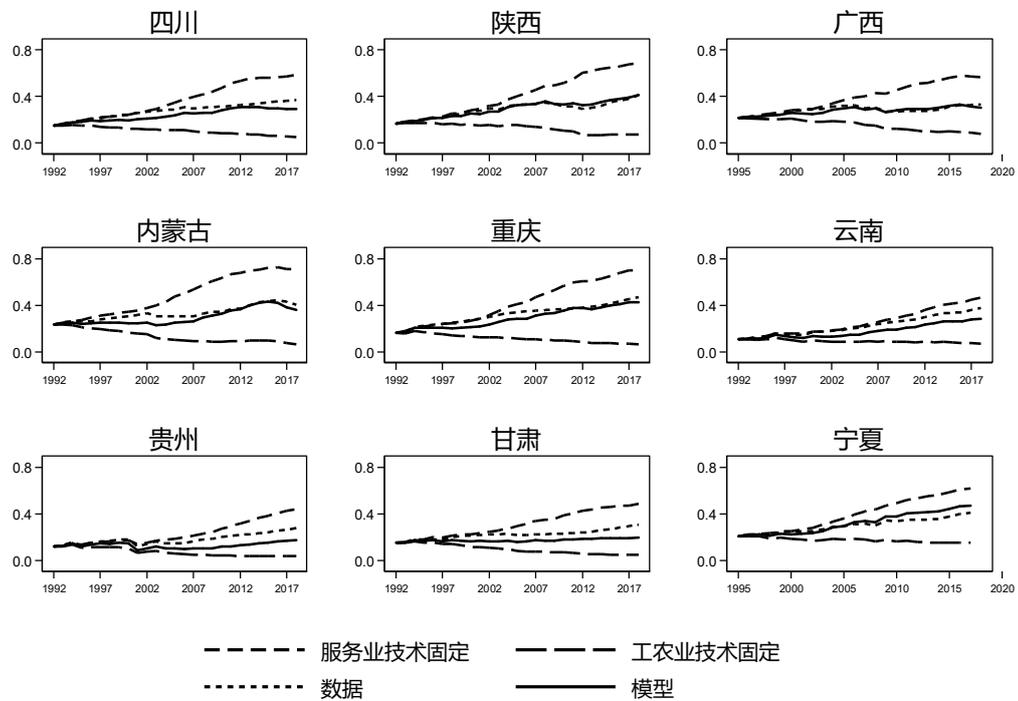


图8 西部各省级地区服务业就业比重的动态变化

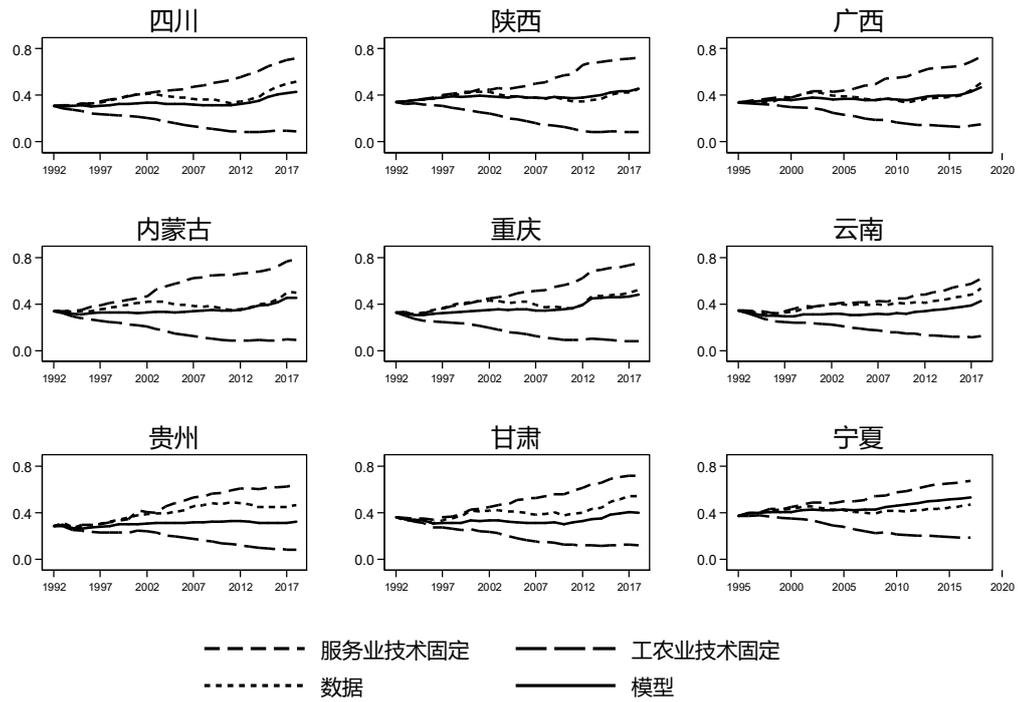


图9 西部各省级地区服务业产出比重的动态变化

表4 东部各省级地区服务业比重变化及鲍莫尔病效应

省级地区 年份	比重	服务业增幅（百分点）		鲍莫尔病效应（百分点）	
		数据	模型	服务业	工农业
广东 1992-2018	就业比重	17.8	16.2	-25.4	28.7
	产出比重	18.7	17.1	-23.1	36.8
江苏 1992-2018	就业比重	24.7	17.7	-31.9	28.7
	产出比重	21.2	13.7	-30.9	35.4
山东 1992-2018	就业比重	23.0	16.5	-25.9	24.5
	产出比重	21.1	13.8	-25.9	34.0
浙江 1992-2018	就业比重	25.4	19.3	-27.1	29.8
	产出比重	19.6	13.3	-26.0	35.9
河北 1992-2017	就业比重	17.9	13.6	-22.4	27.2
	产出比重	9.2	4.4	-16.5	39.6
福建 1992-2018	就业比重	22.0	25.8	-23.2	35.8
	产出比重	7.2	11.0	-23.0	36.5
上海 1999-2017	就业比重	23.4	14.8	-13.3	26.0
	产出比重	18.3	10.1	-12.6	26.3
北京	就业比重	38.0	22.7	-17.6	43.7

1992-2018	产出比重	38.7	24.2	-16.7	44.1
天津	就业比重	29.6	31.1	-20.7	48.5
1992-2018	产出比重	22.8	24.3	-21.9	47.0
海南	就业比重	27.2	26.6	-17.4	33.0
1992-2018	产出比重	8.2	7.5	-16.0	36.2

表 5 中部和东北各省级地区服务业比重变化及鲍莫尔病效应

省级地区 年份	比重	服务业增幅（百分点）		鲍莫尔病效应（百分点）	
		数据	模型	服务业	工农业
河南	就业比重	19.0	17.9	-23.1	25.8
1992-2018	产出比重	17.5	16.3	-22.8	34.3
湖北	就业比重	23.4	16.3	-30.2	28.7
1992-2018	产出比重	18.4	11.1	-29.5	33.4
湖南	就业比重	24.7	16.5	-26.7	24.6
1992-2018	产出比重	20.2	11.1	-26.6	34.3
安徽	就业比重	18.9	13.5	-18.7	30.8
1995-2018	产出比重	19.5	13.8	-16.4	38.7
辽宁	就业比重	19.0	15.4	-27.3	31.0
1992-2018	产出比重	16.5	12.9	-25.8	35.6
江西	就业比重	25.1	24.3	-20.8	30.6
1992-2018	产出比重	17.3	16.4	-20.4	35.7
黑龙江	就业比重	19.4	7.5	-27.1	23.0
1993-2018	产出比重	18.8	6.6	-27.2	25.0
吉林	就业比重	22.8	17.7	-28.8	33.0
1992-2018	产出比重	23.2	18.0	-27.4	37.7
山西	就业比重	19.9	12.0	-19.7	33.4
1999-2017	产出比重	15.1	6.9	-27.3	29.9

表 6 西部各省级地区服务业比重变化及鲍莫尔病效应

省级地区 年份	比重	服务业增幅（百分点）		鲍莫尔病效应（百分点）	
		数据	模型	服务业	工农业
四川	就业比重	21.8	14.2	-29.2	24.1
1992-2018	产出比重	20.6	12.1	-28.9	33.8
陕西	就业比重	24.4	24.7	-27.4	34.2
1992-2018	产出比重	11.1	11.4	-26.7	37.2
广西	就业比重	11.6	8.4	-23.5	22.1

1995-2018	产出比重	16.6	12.8	-23.4	29.8
内蒙古	就业比重	17.1	12.6	-35.3	29.4
1992-2018	产出比重	16.2	11.4	-33.3	35.9
重庆	就业比重	30.9	26.6	-27.9	36.1
1992-2018	产出比重	19.9	15.5	-26.8	40.0
云南	就业比重	26.8	17.5	-18.0	21.5
1992-2018	产出比重	18.8	8.3	-19.2	30.5
贵州	就业比重	15.9	5.5	-26.8	13.7
1992-2018	产出比重	18.1	3.9	-31.9	24.3
甘肃	就业比重	15.1	4.2	-28.7	15.0
1992-2018	产出比重	18.3	3.8	-31.8	28.2
宁夏	就业比重	20.2	26.2	-14.8	32.0
1995-2017	产出比重	9.7	15.7	-14.3	34.6

(三) 反事实模拟

为了评估服务业和工农业鲍莫尔病效应的影响，可以采用反事实数值模拟方法进行估计，即分别将每个省级地区服务业或工农业劳动生产率固定在初始年份取值，重新计算服务业就业比重和产出比重。此时与基准模型中服务业比重的差别就可以反映出服务业鲍莫尔病效应或工农业鲍莫尔病效应的影响。图 3-8 和表 4-6 也汇报了所有反事实模拟结果。

(1) 整体上看，在服务业劳动生产率不变时，所有省级地区服务业就业比重和产出比重都更快地上升，上升幅度均高于基准模型；在工农业劳动生产率不变时，服务业就业比重和产出比重均相对基准模型大幅下降。这意味着服务业劳动生产率增长把服务业比重降低到了基准模型水平，工农业劳动生产率增长把服务业比重提高到了基准模型水平。因此，服务业鲍莫尔病效应和工农业鲍莫尔病效应是显著存在的。根据估计结果，服务业和工农业两个产业部门的产品替代弹性较低，每个产业部门劳动生产率增长在需求侧降低其产品相对价格、从而提高该产业产品相对需求的影响效应较弱，而相对而言在供给侧降低每单位产品的劳动投入、从而降低该产业就业比重的影响效应较强，因而劳动生产率在供给侧的影响强于在需求侧的影响。

服务业和工农业鲍莫尔病效应在定量上均非常显著。所有省级地区在其样本期内，服务业鲍莫尔病效应的影响基本在 15 个百分点以上，超过一半的地区影响超过了 25 个百分点；工农业鲍莫尔病效应的影响基本在 20 个百分点以上，有 23 个地区在服务业就业比重或产出比重上的影响至少超过了 30 个百分点。并且平均而言，工农业鲍莫尔病效应强于服务业鲍莫尔病效应的影响。

这一方面是由于参数 α_n 高于 α_s 取值，导致即使增长速度相同，工农业劳动生产率的影响也会大于服务业；另一方面是由于工农业劳动生产率增长快于服务业，导致即使参数 α_n 与 α_s 相等，工农业劳动生产率的影响也会更大。

(2) 具体到各省级地区，由表 4，东部地区服务业鲍莫尔病效应对服务业就业比重的负向影响在 13.3-31.9 个百分点之间，在上海市影响最小，在江苏省影响最大；对服务业产出比重的负向

影响在 12.6-30.9 个百分点之间，也是在上海市影响最小，在江苏省影响最大。对服务业就业或产出比重的负向影响超过 25 个百分点的省级地区有 4 个，低于 25 个百分点的省级地区有 7 个。东部地区工农业鲍莫尔病效应对服务业就业比重的正向影响在 24.5-48.5 个百分点之间，在山东省影响最小，在天津市影响最大；对服务业产出比重的正向影响在 26.3-47.0 个百分点之间，在上海市影响最小，在天津市影响最大。对服务业就业或产出比重的正向影响超过 35 个百分点的省级地区有 8 个，低于 25 个百分点的省级地区只有 1 个。工农业鲍莫尔病效应对服务业就业比重影响的绝对值超过服务业鲍莫尔病效应的省级地区达到了 8 个；所有 10 个省级地区工农业鲍莫尔病效应均超过了服务业鲍莫尔病效应。

由表 5，中部和东北地区服务业鲍莫尔病效应对服务业就业比重的负向影响在 18.7-30.2 个百分点之间，在安徽省影响最小，在湖北省影响最大；对服务业产出比重的负向影响在 16.4-29.5 个百分点之间，也是在安徽省影响最小，在湖北省影响最大。对服务业就业或产出比重的负向影响超过 25 个百分点的省级地区有 6 个，低于 25 个百分点的省级地区有 4 个。中部和东北地区工农业鲍莫尔病效应对服务业就业比重的正向影响在 23.0-33.4 个百分点之间，在黑龙江省影响最小，在山西省影响最大；对服务业产出比重的正向影响在 25.0-38.7 个百分点之间，在黑龙江影响最小，在安徽省影响最大。对服务业就业或产出比重的正向影响超过 35 个百分点的省级地区有 4 个，低于 25 个百分点的省级地区有 2 个。工农业鲍莫尔病效应对服务业就业比重影响的绝对值超过服务业鲍莫尔病效应的省级地区达到了 6 个；工农业鲍莫尔病效应对服务业产出比重影响的绝对值更大的省级地区达到了 8 个。

由表 6，西部地区服务业鲍莫尔病效应对服务业就业比重的负向影响在 14.8-35.3 个百分点之间，在宁夏回族自治区影响最小，在内蒙古自治区影响最大；对服务业产出比重的负向影响在 14.3-33.3 个百分点之间，也是在宁夏回族自治区影响最小，在内蒙古自治区影响最大。对服务业就业或产出比重的负向影响超过 25 个百分点的省级地区有 6 个，低于 25 个百分点的省级地区有 3 个。中部和东北地区工农业鲍莫尔病效应对服务业就业比重的正向影响在 13.7-36.1 个百分点之间，在贵州省影响最小，在重庆市影响最大；对服务业产出比重的正向影响在 24.3-40.0 个百分点之间，也是在贵州省影响最小，在重庆市影响最大。对服务业就业或产出比重的正向影响超过 35 个百分点的省级地区有 3 个，低于 25 个百分点的省级地区有 5 个。工农业鲍莫尔病效应对服务业就业比重影响的绝对值超过服务业鲍莫尔病效应的省级地区有 3 个；工农业鲍莫尔病效应对服务业产出比重影响的绝对值更大的省级地区达到了 7 个。

(3) 综上所述，工农业鲍莫尔病效应提高服务业比重和服务业鲍莫尔病效应降低服务业比重的影响均非常显著。从影响程度上看，工农业鲍莫尔病效应的影响普遍高于服务业鲍莫尔病效应，并且存在区域性差异，平均而言从东部地区、中部和东北地区、再到西部地区，工农业鲍莫尔病的影响逐渐减弱，服务业鲍莫尔病的影响逐渐增强。

这主要是由于不同地区劳动生产率增长的差异性导致的。如图 2 所示，所有省级地区工农业劳动生产率增长均快于服务业，这会使得相同的情况下工农业鲍莫尔病效应的影响程度大于服务业鲍莫尔病效应。此外，两个产业部门劳动增长率的增速差别也决定了两个鲍莫尔病效应在同一地区影响的相对强弱。由图 2 的数据计算，平均而言，样本期内东部各省级地区工农业劳动生产率年均增速比服务业高 3.54 个百分点，而在中部和东北与西部这一差距分别缩小到 2.89 个和 2.88 个百分点。工农业劳动生产率年均增速与服务业之差在 3 个百分点以内的省级地区，东部地区仅有 1 个，而中部和东北地区与西部地区分别达到了 5 个；二者之差在 2 个百分点以内的省级地区，

中部和东北地区有 2 个，西部地区达到了 4 个，而东部地区均在 2 个百分点以上。平均而言从东部地区、中部和东北地区、再到西部地区，工农业和服务业劳动生产率增长率的差别逐渐收缩，也就是说，区域之间工农业劳动生产率增长的差距大于服务业劳动生产率增长的差距，因此工农业鲍莫尔病的影响逐渐减弱，服务业鲍莫尔病的影响相对就会增强。

五、结论与政策讨论

本文研究了劳动生产率对中国区域结构转型的影响。利用一个基于广义可加型偏好的多部门多地区一般均衡模型，本文将服务业比重变化分解为工农业劳动生产率提高导致服务业比重扩大的工农业鲍莫尔病和服务业劳动生产率提高导致服务业比重缩小的服务业鲍莫尔病。本文使用中国省级数据进行了定量估计和数值模拟，发现工农业鲍莫尔病和服务业鲍莫尔病的影响均非常显著，且影响程度存在区域性差异，从东部地区、中部和东北地区、再到西部地区，工农业鲍莫尔病的影响逐渐减弱，服务业鲍莫尔病的影响逐渐增强。

本文的研究结论具有较为丰富的政策涵义。首先，加快发展服务业不仅是服务业本身的问题，与农业现代化和制造业转型升级是完全一致的。本文的定量研究表明，由于工农业产品和服务业产品替代弹性较低，工农业部门存在显著的鲍莫尔病效应，意味着提高工农业劳动生产率反而有助于发展服务业。为了提高工农业劳动生产率，一是要加快资本深化速度，引导投资转向现代农业和先进制造业；二是要增强自主创新能力，提高制造业全要素生产率；三是要培养专业性人才，提升劳动者的人力资本水平。

其次，加快发展服务业应当因地制宜，考虑到区域的差异性特征。本文的定量研究表明，工农业和服务业劳动生产率对结构转型的影响在不同地区是存在显著差异的。东部地区服务业比重提高得益于工农业部门劳动生产率提升，因此政策的重点应当是继续保持工农业部门的资本深化和技术进步速度，通过加快工农业部门内部的结构转型升级催生更多的产业增长点。中西部地区服务业比重提高过程中工农业部门劳动生产率的贡献相对较低，因此工农业劳动生产率增长较慢是中西部地区发展服务业的一个短板，政策的重点集中发展农业和工业中具有比较优势的部分行业，同时承接东部地区发展相对成熟的制造业产业。

如果有长期的省市之间的贸易数据，还可以采用更复杂形式的效用函数来刻画对不同地区不同产业的产品需求，这会是未来的一个重要研究方向。

参考文献

- 盖庆恩 朱喜 史清华，2013：《劳动力市场扭曲、结构转变和中国劳动力生产率》，《经济研究》第 5 期。
- 郭凯明 杭静 颜色，2017：《中国改革开放以来产业结构转型的影响因素》，《经济研究》第 3 期。
- 郭凯明 余靖雯 吴泽雄，2018：《投资、结构转型与劳动生产率增长》，《金融研究》第 8 期。
- 郭凯明 王藤桥，2019：《基础设施投资对产业结构转型和生产率提高的影响》，《世界经济》第 11 期。
- 江小涓，2011：《服务业增长：真实含义、多重影响与发展趋势》，《经济研究》第 4 期。
- 唐保庆 邱斌 孙少勤，2018：《中国服务业增长的区域失衡研究》，《经济研究》第 8 期。
- 严成霖，2016：《产业结构变迁、经济增长与区域发展差距》，《经济社会体制比较》第 4 期。
- 颜色 郭凯明 杭静，2018：《需求结构变迁、产业结构转型和生产率提高》，《经济研究》第 12 期。

- Acemoglu, D. & V. Guerrieri (2008), “Capital deepening and nonbalanced economic growth”, *Journal of Political Economy*, 116:467–498.
- Alvarez-Cuadrado, F. et al (2017), “Capital-labor substitution, structural change and growth”, *Theoretical Economics*, 12:1229-1266.
- Baumol, W. J. (1967), “Macroeconomics of unbalanced growth: the anatomy of the urban crises”, *American Economic Review*, 57(3):415-426.
- Boppart, T. (2014), “Structural change and the Kaldor facts in a growth model with relative price effects and non-Gorman preferences”, *Econometrica*, 82(6):2167-2196.
- Cai, W. (2015), “Structural change accounting with labor market distortions”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 57:54-64.
- Cao, K. H. & J. A. Birchenall (2013), “Agricultural productivity, structural change, and economic growth in post-reform China”, *Journal of Development Economics*, 104(3):165-180.
- Cheremukhin, A. et al (2015), “The economy of People's Republic of China from 1953”, NBER Working Paper, No. 21397.
- Comin, D. et al (2020), “Structural change with long-run income and price effect”, NBER Working Paper, No. 21595.
- Dekle, R. & G. Vandenbroucke (2007), “A quantitative analysis of China's structural transformation”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 36(1):119-135.
- Duarte, M. & D. Restuccia (2010), “The role of the structural transformation in aggregate productivity”, *Quarterly Journal of Economics*, 125(1):129-173.
- Duarte, M. & D. Restuccia (2019), “Relative prices and sectoral productivity”, NBER Working Paper, No. 23979.
- Foellmi, R. & J. Zweimulle (2008), “Structural change, Engel's consumption cycles and Kaldor's facts of economic growth”, *Journal of Monetary Economics*, 55(7):1317-1328.
- Frisch, R. (1959), “A complete scheme for computing all direct and cross demand elasticities in a model with many sectors”, *Econometrica*, 27(2):177-196.
- Guo, K. et al (2017), “Servicification of investment and structural transformation: the case of China”, SSRN Working Paper, No. 3061631.
- Herrendorf, B. et al (2013), “Two perspectives on preferences and structural transformation”, *American Economic Review*, 103(7):2752-2789.
- Herrendorf, B. et al (2018), “Structural change in investment and consumption: a unified approach”, NBER Working Paper, No. 24568.
- Ju, J. et al (2015), “Endowment structures, industrial dynamics, and economic growth”, *Journal of Monetary Economics*, 76:244-263.
- Kongsamut, P. et al (2001), “Beyond balanced growth”, *Review of Economic Studies*, 68(4):869–882.
- Leukhina, O. M. & S. J. Turnovsky (2016), “Population size effects in the structural development of England”. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 8(3):195-229.
- Matsuyama, K. (2009), “Structural change in an interdependent world: a global view of manufacturing decline”, *Journal of the European Economic Association*, 7(2):478–486.
- Ngai, L. R. & C. Pissarides (2007), “Structural change in a multisector model of growth”, *American Economic Review*, 97(1):429-443.

Ngai, L. R. et al (2019), “China’s mobility barriers and employment allocations”, *Journal of European Economic Association*, 17(5):1617-1653.

Samaniego, R. & J. Sun (2016), “Productivity growth and structural transformation”, *Review of Economic Dynamics*, 21:266-285.

Sposi, M. (2019), “Evolving comparative advantage, sectoral linkages, and structural change”, *Journal of Monetary Economics*, 103:75-87.

Swiecki, T. (2017), “Determinants of structural change”, *Review of Economic Dynamics*, 24: 95-131.

Tombe, T. & X. Zhu (2019), “Trade, migration, and productivity: a quantitative analysis of China”, *American Economic Review*, 109(5):1843-1872.

Ungor, M. (2017), “Productivity growth and labor reallocation: Latin America versus East Asia”, *Review of Economic Dynamics*, 24:25-42.

Uy, T. et al (2013), “Structural change in an open economy”, *Journal of Monetary Economics*, 60:667-682.

Labor Productivity, Baumol Disease Effects and Regional Structure Transformation

GUO Kaiming¹ HANG Jing¹ XU Yanan¹

(1. Sun Yat-sen University, Guangzhou, China)

Abstract: A salient feature of China’s structural transformation is the lagged and unbalanced development of services. This paper builds a multi-sector and multi-region general equilibrium model with general addlog preference to quantify the effect of labor productivity growth on China’s regional structural transformation. We show that the changes in the share of services can be decomposed into the Baumol disease effect of the goods sector that increases the share of services because of the labor productivity growth in the goods sector, and the Baumol disease effect of the services sector that decreases the share of services because of the labor productivity growth in the services sector. The development of services is the result of the difference between the two effects. We estimate the parameters that govern the preference with China’s province-level data and then find that the model well captures the trends of the rise of services across the regions. The counter-factual experiments show that the influences of the two Baumol disease effects are significant and differ between the regions. From the eastern area to middle and northeast areas to western area, the Baumol disease effect of the goods sector reinforces and the Baumol disease effect of the services sector weakens. Based on the these findings, we discuss the policy implications about how China pushes structural transformation, decreases the development gap between regions and achieves high-quality development by rapidly increasing the share of services.

Keywords: Structural Transformation; Baumol Disease; Services; Labor Productivity