

---

---

# 基础设施投资对产业结构转型和 生产率提高的影响

郭凯明 王藤桥\*

---

**内容提要** 基础设施投资高速增长是改革开放以来中国经济的典型特征,它不仅拉动了总需求,而且在供给侧影响了产业结构转型和生产率提高。本文建立了一个包含基础设施投资的多部门一般均衡模型,展示了基础设施投资从价格效应、投资效应和收入效应渠道影响产业结构转型,从集约边际效应和广延边际效应渠道影响生产率提高的经济机制。本文使用上述理论模型量化分析 1981—2017 年中国基础设施投资的影响,发现基础设施投资抑制了服务业比重上升,但提高了劳动生产率增速。本文建议进入高质量发展阶段的中国继续加大基础设施投资以提高生产率,但为了推动产业结构升级,基础设施投资结构应当做出调整,向新型基础设施和民生基础设施等领域倾斜。

**关键词** 产业结构转型 基础设施投资 劳动生产率

---

## 一 引言

改革开放以来中国基础设施投资保持了高速增长。如图 1 所示,1981—2017 年中

---

\* 郭凯明、王藤桥:中山大学岭南学院 广州市新港西路 135 号 510275 电子信箱:guokm3@mail.sysu.edu.cn(郭凯明)、wangtq3@mail2.sysu.edu.cn(王藤桥)。本文受到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”(71973156)、广东省自然科学基金面上项目“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”的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负。

国基础设施投资年均增速高达 22.2%, 高于同期名义 GDP 增速; 除少数年份外, 基础设施投资增速均在两位数以上, 大部分年份超过 15%。基础设施投资占固定资产投资比重整体呈现扩大趋势, 1996-2017 年该比重从未低于 20%, 2010 年一度达到 28.0%, 2017 年仍高达 27.0%。基础设施投资既是中国高速增长阶段要素驱动型增长模式的典型体现, 也是政府宏观调控体系的重要组成部分, 为中国经济腾飞发挥了难以替代的积极作用。但随着中国经济转向高质量发展阶段, 政府是否还有必要继续加大基础设施投资, 基础设施投资能否助力实现供给侧结构性改革, 推动产业结构转型和生产率提高? 本文试图从理论分析和经验研究两个方面回答上述问题。

本文首先建立一个包含基础设施投资的多部门一般均衡模型。基础设施投资在需求侧扩大投资需求, 而投资和消费的产业来源构成有所不同; 基础设施投资在供给侧提高了所有产业部门的全要素生产率和产出水平, 但对不同产业部门的影响程度有差异。基于这些特征, 基础设施投资通过价格效应、投资效应和收入效应三个渠道影响产业结构转型。价格效应体现为基础设施投资改变了各产业产品的相对价格, 而相对价格的变化会影响消费和投资的产业构成; 投资效应体现为基础设施投资提高了投资率, 促使投资中比重高于消费中比重的产业部门扩张; 收入效应体现为基础设施投资提高了总消费和总投资水平, 进而改变了消费和投资的产业构成。基础设施投资还通过集约边际效应和广延边际效应两个渠道影响生产率提高。集约边际效应体现为基础设施投资促进了全行业全要素生产率提升, 直接提高了每个产业部门的劳动生产率; 广延边际效应体现为基础设施投资推动了产业结构转型, 进而影响了不同劳动生产率的产业部门在总劳动生产率中的相对权重。

本文模型较好拟合了中国 1981-2017 年服务业比重上升和劳动生产率提高的趋势。通过反事实模拟, 本文发现基础设施投资抑制了约 10 个百分点的服务业比重上升, 但使劳动生产率年均增速提高了 1.2 个百分点。本文还讨论了不同时期和不同类型基础设施投资的影响。

本文的创新之处体现在以下两点。首先, 本文从基础设施投资角度发展了结构转型领域的理论研究。当前解释结构转型的主流理论主要研究技术进步、资本深化和需求偏好的影响 (Kongsamut 等, 2001; Ngai 和 Pissarides, 2007; Acemoglu 和 Guerrieri, 2008), 近期的研究强调国际贸易和投资的影响 (Uy 等, 2013; Guo 等, 2017; Swiecki, 2017), 这些文献没有研究政府的影响。一些文献研究生产要素市场摩擦对结构转型的影响 (Brandt 和 Zhu, 2010; 盖庆恩等, 2013; Cheremukhin 等, 2017), 市场摩擦可能来源于政府的政策或制度, 这些研究可以间接展示政府的影响。Dekle 和 Vandenbrouke

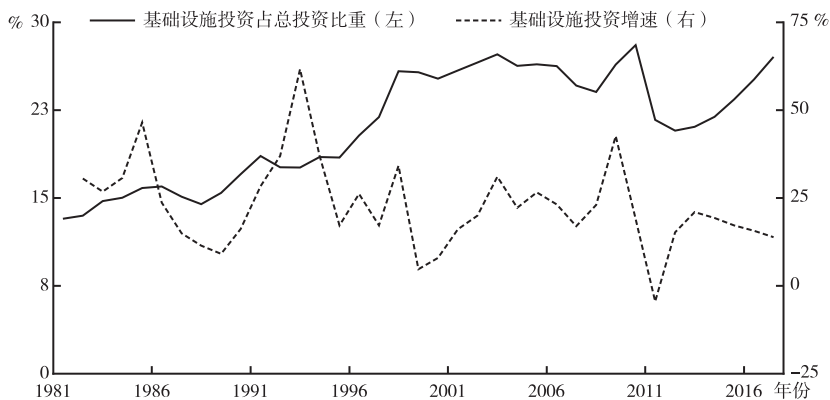


图1 中国基础设施投资比重和增速

说明:数据来自《中国统计年鉴》和《中国固定资产投资统计数典》。

(2012)研究了政府通过税收影响资本积累进而影响结构转型的经济机制,但模型中政府只是把收入转移给家庭,并没有讨论政府支出在供给侧的直接影响。本文在结构转型模型中引入政府基础设施投资,直接关注基础设施投资如何从供给侧和需求侧影响结构转型,这是本文对结构转型领域文献的边际贡献。

其次,本文发展了关于基础设施投资经济影响的定量研究。这方面现有的文献主要是经验研究,普遍发现基础设施对经济增长、就业和生产率具有显著的促进作用(刘秉镰等,2010;张学良,2012;周浩和郑筱婷,2012;唐东波,2015;欧阳艳艳和张光南,2016;廖茂林等,2018),但这些研究并不是全国层面的定量分析。金戈(2012、2016)和胡李鹏等(2016)统计了全国层面的基础设施存量,以此进行了增长核算,但没有量化背后的理论机制。贾俊雪(2017)使用一个异质性企业家模型量化研究基础设施投资对全要素生产率的影响,但他的模型也不是宏观层面的一般均衡分析。本文使用多部门一般均衡模型,在全国层面上量化研究基础设施投资对产业结构转型和生产率的影响,这是本文对基础设施研究领域的边际贡献。

## 二 模型框架

模型生产方面分为两个产业部门,用下标  $j \in \{0, 1\}$  区分。每个产业部门由一个代表性企业在完全竞争市场下租用私人资本、雇佣劳动生产,生产函数满足:

$$Y_j = A_j K_G^{\beta_j} K_j^{\alpha_j} L_j^{1-\alpha_j} \quad (1)$$

其中,  $Y_j$  表示产出,  $K_j$  和  $L_j$  分别表示私人资本和劳动, 参数  $0 < \alpha_j < 1$  为私人资本产出弹性,  $1 - \alpha_j$  为劳动产出弹性。  $A_j K_c^{\beta_j}$  衡量了全要素生产率, 其中,  $A_j$  为技术参数,  $K_c$  为基础设施存量。这一设定借鉴了 Barro (1990) 的研究, 体现了基础设施对全要素生产率的促进作用。  $K_c$  没有下标  $j$ , 说明基础设施可以为两个产业部门所共用, 体现了基础设施的外部性特征。参数  $\beta_j > 0$  衡量了基础设施对全要素生产率的影响程度, 在两个产业部门可以存在差别。用  $P_j$ 、 $r$  和  $W_j$  表示产品价格、私人资本租金和劳动工资。求解企业利润最大化问题得到:

$$\alpha_j P_j Y_j = r K_j \quad (2)$$

$$(1 - \alpha_j) P_j Y_j = W_j L_j \quad (3)$$

其中, 两个产业部门的劳动工资可以不同, 体现了劳动力市场存在摩擦。

记  $k_j = K_j / L_j$  为产业部门劳均资本。由 (2) 和 (3) 式, 可得两个产业部门产品的相对价格为:

$$\frac{P_1}{P_0} = \frac{\alpha_0 A_0 k_0^{\alpha_0 - 1}}{\alpha_1 A_1 k_1^{\alpha_1 - 1}} K_c^{\beta_0 - \beta_1} \quad (4)$$

模型需求方面分为消费需求和投资需求两部分。消费需求结构由一个代表性消费者刻画, 其效用函数采用 Stone-Geary 型的 CES 偏好, 效用为  $[\omega_f^{\frac{1}{\varepsilon}} (C_0 + \bar{C})^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} + \omega_f^{\frac{1}{\varepsilon}} C_1^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}}]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$ 。其中,  $C_0$  和  $C_1$  分别表示两个产业部门的产品用于消费的产品数量。参数  $0 < \omega_j < 1$  为常数, 且  $\omega_0 + \omega_1 = 1$ ; 参数  $\varepsilon > 0$  为常数, 衡量效用函数中两个产业部门产品的替代弹性。非位似项  $\bar{C} \neq 0$  为常数, 这一设定使得两个产业部门产品的需求收入弹性存在差异, 体现了偏好的非位似性。

求解消费者效用最大化问题, 可以得到消费的产业构成:

$$\frac{P_0 C_0}{P_0 C_0 + P_1 C_1} = \frac{\omega_0 P_0^{1-\varepsilon}}{\omega_0 P_0^{1-\varepsilon} + \omega_1 P_1^{1-\varepsilon}} \left( 1 + \frac{P_0 \bar{C}}{P_0 C_0 + P_1 C_1} \right) - \frac{P_0 \bar{C}}{P_0 C_0 + P_1 C_1} \quad (5)$$

$$\frac{P_1 C_1}{P_0 C_0 + P_1 C_1} = \frac{\omega_1 P_1^{1-\varepsilon}}{\omega_0 P_0^{1-\varepsilon} + \omega_1 P_1^{1-\varepsilon}} \left( 1 + \frac{P_0 \bar{C}}{P_0 C_0 + P_1 C_1} \right) \quad (6)$$

投资需求结构由投资品生产部门刻画, 该生产部门由一个代表性企业在完全竞争的市场下购买两部门产品作为投入品来生产投资品。借鉴颜色等 (2018) 的设定, 假定生产函数满足 Stone-Geary 型的 CES 技术:

$$I = [\theta_0^{\frac{1}{\rho}} (I_0 + \bar{I})^{\frac{\rho-1}{\rho}} + \theta_1^{\frac{1}{\rho}} I_1^{\frac{\rho-1}{\rho}}]^{\frac{\rho}{\rho-1}} \quad (7)$$

其中,  $I$  表示投资品数量。参数  $0 < \theta_j < 1$  为常数, 且  $\theta_0 + \theta_1 = 1$ ; 参数  $\rho > 0$  为常数, 代表两个产业部门产品在生产投资品时的替代弹性。非位似项  $\bar{I}$  为常数, 如果  $\bar{I} \neq$

0, 则两个产业部门产品的需求产出弹性存在差异。

求解企业利润最大化问题, 可以得到投资的产业构成和投资品价格:

$$\frac{P_0 I_0}{P_0 I_0 + P_1 I_1} = \frac{\theta_0 P_0^{1-\rho}}{\theta_0 P_0^{1-\rho} + \theta_1 P_1^{1-\rho}} \left( 1 + \frac{P_0 \bar{I}}{P_0 I_0 + P_1 I_1} \right) - \frac{P_0 \bar{I}}{P_0 I_0 + P_1 I_1} \quad (8)$$

$$\frac{P_1 I_1}{P_0 I_0 + P_1 I_1} = \frac{\theta_1 P_1^{1-\rho}}{\theta_0 P_0^{1-\rho} + \theta_1 P_1^{1-\rho}} \left( 1 + \frac{P_0 \bar{I}}{P_0 I_0 + P_1 I_1} \right) \quad (9)$$

$$P_I = [\theta_0 P_0^{1-\rho} + \theta_1 P_1^{1-\rho}]^{\frac{1}{1-\rho}} \quad (10)$$

其中,  $P_I$  为投资品价格。投资品分别用于基础设施投资  $I_G$  和私人投资  $I_P$ :

$$I = I_G + I_P \quad (11)$$

两个产业部门使用的私人资本之和与劳动之和分别等于私人资本存量与劳动总量:

$$K_0 + K_1 = K_P \quad (12)$$

$$L_0 + L_1 = L \quad (13)$$

其中,  $K_P$  和  $L$  分别表示私人资本存量和劳动总量。每个产业部门的产品分别用于消费和投资:

$$Y_j = C_j + I_j \quad (14)$$

私人投资和基础设施投资分别用于积累私人资本和基础设施存量, 即:

$$K'_P = (1 - \delta_P) K_P + I_P \quad (15)$$

$$K'_G = (1 - \delta_G) K_G + I_G \quad (16)$$

其中,  $\delta_P$  和  $\delta_G$  分别代表私人资本和基础设施的折旧率,  $K'_P$  和  $K'_G$  分别表示下一期的私人资本存量和基础设施存量<sup>①</sup>。

### 三 理论分析

#### (一) 模型求解

本文使用产业部门 1 的产出和就业比重的变化来衡量产业结构转型过程。利用 (6) (9) 和 (14) 式, 可以得到产业部门 1 的产出比重  $\varphi$  为消费中产业部门 1 的比重与投资中产业部门 1 的比重的加权平均, 权重分别为消费率和投资率, 即:

<sup>①</sup> 本文模型中投资率是外生的, 这是发展核算研究的通用做法。这一方法通常将资本作为外生变量, 使用相关数据直接进行核算, 详见 Hsieh 和 Klenow (2010) 的研究。

$$\varphi = \frac{P_1 Y_1}{P_0 Y_0 + P_1 Y_1} = (1-s) \frac{(1+Z_c) \Phi_c}{(1+Z_c) \Phi_c + 1} + s \frac{(1+Z_l) \Phi_l}{(1+Z_l) \Phi_l + 1} \quad (17)$$

其中,  $s$  表示投资率, 即:

$$s = \frac{P_0 I_0 + P_1 I_1}{P_0 Y_0 + P_1 Y_1} \quad (18)$$

$Z_c$  和  $Z_l$  分别表示消费效用函数和投资生产函数中非位似项的相对大小, 满足下式:

$$Z_c = \bar{C}/C_0 \quad (19)$$

$$Z_l = \bar{I}/I_0 \quad (20)$$

$\Phi_c$  和  $\Phi_l$  分别捕捉了相对价格因素对消费和投资的产业构成的影响, 满足:

$$\Phi_c = \frac{\omega_1 \left( \frac{P_1}{P_0} \right)^{1-\varepsilon}}{\omega_0 \left( \frac{P_1}{P_0} \right)^{1-\varepsilon}} = \frac{\omega_1 \left( \frac{\alpha_0}{\alpha_1} \right)^{1-\varepsilon} \left( \frac{A_0}{A_1} \right)^{1-\varepsilon} K_G^{(\beta_0-\beta_1)(1-\varepsilon)} \left( \frac{k_1^{1-\alpha_1}}{k_0^{1-\alpha_0}} \right)^{1-\varepsilon}}{\omega_0 \left( \frac{\alpha_0}{\alpha_1} \right)^{1-\varepsilon} \left( \frac{A_0}{A_1} \right)^{1-\varepsilon} K_G^{(\beta_0-\beta_1)(1-\varepsilon)} \left( \frac{k_1^{1-\alpha_1}}{k_0^{1-\alpha_0}} \right)^{1-\varepsilon}} \quad (21)$$

$$\Phi_l = \frac{\theta_1 \left( \frac{P_1}{P_0} \right)^{1-\rho}}{\theta_0 \left( \frac{P_1}{P_0} \right)^{1-\rho}} = \frac{\theta_1 \left( \frac{\alpha_0}{\alpha_1} \right)^{1-\rho} \left( \frac{A_0}{A_1} \right)^{1-\rho} K_G^{(\beta_0-\beta_1)(1-\rho)} \left( \frac{k_1^{1-\alpha_1}}{k_0^{1-\alpha_0}} \right)^{1-\rho}}{\theta_0 \left( \frac{\alpha_0}{\alpha_1} \right)^{1-\rho} \left( \frac{A_0}{A_1} \right)^{1-\rho} K_G^{(\beta_0-\beta_1)(1-\rho)} \left( \frac{k_1^{1-\alpha_1}}{k_0^{1-\alpha_0}} \right)^{1-\rho}} \quad (22)$$

利用(3)和(17)式, 可以得到产业部门 1 的就业比重  $\phi$  满足:

$$\phi = \frac{L_1}{L_0 + L_1} = \frac{(1-\alpha_1)\xi\varphi}{(1-\alpha_0)(1-\varphi) + (1-\alpha_1)\xi\varphi} \quad (23)$$

其中,  $\xi = W_0/W_1$  为两个产业部门的劳动工资之比。

总劳动生产率  $\gamma$  为两个产业部门劳动生产率以就业比重为权重的加权平均, 即:

$$\gamma = y_0(1-\phi) + y_1\phi \quad (24)$$

其中,  $y_j = A_j K_G^{\beta_j} k_j^{\alpha_j}$  为产业部门  $j$  的劳动生产率。

由(23)式知, 基础设施投资对不同产业部门产出比重的影响方向与对就业比重的影响方向是一致的, 因此下文只需关注(17)式决定的产出比重如何受基础设施投资的影响。

## (二) 基础设施投资对产业结构转型的影响

根据(17)式, 基础设施投资可以通过价格效应、投资效应和收入效应影响产业结构转型。首先, 基础设施投资通过价格效应影响产业结构转型, 体现为基础设施投资提高了基础设施水平, 而基础设施对不同产业部门的全要素生产率提升作用不同, 基础设施水平提高将改变不同产业部门产品的相对价格, 相对价格变化将会影响消费和投资的产业构成。在(17)式中, 价格效应影响了  $\Phi_c$  和  $\Phi_l$ 。

具体的, 如果基础设施对产业部门 1 全要素生产率的影响大于对产业部门 0 的影响, 那么产业部门 1 的全要素生产率将相对更快的提高, 导致产业部门 1 的产品相对

价格下降,无论消费者还是投资品生产企业,都会用相对价格更低的产业部门1的产品去替代产业部门0的产品。如果两个产业部门的产品替代弹性较低,即产业部门1的产品很难替代产业部门0的产品,那么产业部门1的产品的需求数量虽然会上升,但上升幅度不大。于是相对价格的下降将起到主导作用,从而降低产业部门1的总支出的比重。如果两个产业部门的产品替代弹性较高,即产业部门1的产品可以很大程度上替代产业部门0的产品,那么对产业部门1的产品的需求数量就会大幅上升,拉动产业部门1的支出比重上升。反之,如果基础设施对产业部门0全要素生产率的影响更大,上述影响方向就相反。

这一机制的影响由(21)和(22)式体现。可以看出,如果 $\beta_0 < \beta_1$ ,即基础设施更大幅度提升了产业部门1的全要素生产率,那么 $\partial \Phi_c / \partial K_c < 0 \Leftrightarrow \varepsilon < 1$ ,且 $\partial \Phi_I / \partial K_c < 0 \Leftrightarrow \rho < 1$ 。当产业部门产品在消费中的替代弹性 $\varepsilon$ 小于1时,基础设施水平提高将降低消费中产业部门1的比重;反之亦然。当产业部门产品在投资中的替代弹性 $\rho$ 小于1时,基础设施水平提高将降低投资中产业部门1的比重;反之亦然。如果 $\beta_0 > \beta_1$ ,那么上述影响方向就相反。需要指出的是,当两个产业部门产品在消费和投资中的替代弹性一个大于1,一个小于1时,基础设施投资的价格效应会对消费和投资的产业构成产生方向相反的影响,此时综合影响方向不确定。只有当两个产业部门产品在消费和投资中的替代弹性都大于1或者都小于1时,基础设施投资的价格效应方向才是明确的。

其次,基础设施投资通过投资效应影响产业结构转型,体现为基础设施投资提高了投资率,促使投资中比重高于消费中比重的产业部门扩张。在(17)式中,投资效应影响了 $s$ 。具体的,产业部门1的产出比重为消费中产业部门1的比重与投资中产业部门1的比重的加权平均,权重分别为消费率和投资率。如果投资中产业部门1的比重大于消费中产业部门1的比重,那么基础设施投资提高了投资率以后,投资中产业部门1的比重的权重相应提高,于是产业部门1的产出比重就会提高。反之,如果投资中产业部门1的比重小于消费中产业部门1的比重,上述影响方向就相反。

这一机制的影响由(17)式体现。可以看到,消费中产业部门1的比重与投资中产业部门1的比重分别为 $(1 + Z_c) \Phi_c / [(1 + Z_c) \Phi_c + 1]$ 和 $(1 + Z_I) \Phi_I / [(1 + Z_I) \Phi_I + 1]$ ,且 $\partial \varphi / \partial s < 0 \Leftrightarrow (1 + Z_c) \Phi_c > (1 + Z_I) \Phi_I$ 。当 $(1 + Z_c) \Phi_c > (1 + Z_I) \Phi_I$ ,即投资中产业部门1的比重小于消费中产业部门1的比重时,基础设施投资带来的投资率 $s$ 提高会降低产业部门1的产出比重,反之亦然。需要指出的是,基础设施投资能够产生投资效应的前提是投资和消费的产业构成存在差别,如果二者不存在差别,投资效应就不存在。

最后,基础设施投资通过收入效应影响产业结构转型,体现为基础设施投资提高了基础设施水平,进而促进了全行业全要素生产率提升,导致总消费和总投资水平提高。由于不同产业部门产品的消费需求收入弹性和投资需求产出弹性均存在差别,消费和投资的产业构成就会分别随着总消费和总投资水平的提高而变化,推动产业结构转型。在(17)式中,收入效应影响了  $Z_c$  和  $Z_I$ 。具体的,如果消费中产业部门 1 的需求收入弹性大于产业部门 0,那么基础设施投资提高了总消费水平后,虽然产业部门 1 和产业部门 0 的产品需求均会上升,但产业部门 1 的产品需求会上升得更快,导致产业部门 1 的产品的消费支出比重提高。反之亦然。类似的,如果投资中产业部门 1 的需求产出弹性大于产业部门 0,那么基础设施投资提高了总投资水平后,就会导致产业部门 1 的产品在投资中的比重提高。反之亦然。

这一机制的影响由(19)和(20)式体现。可以看出,  $\partial Z_c / \partial C_0 > 0 \Leftrightarrow \bar{C} < 0$ , 且  $\partial Z_I / \partial I_0 > 0 \Leftrightarrow \bar{I} < 0$ 。当  $\bar{C} < 0$  时,消费中产业部门 1 的需求收入弹性高于产业部门 0,此时随着  $C_0$  的提高,  $Z_c$  也会提高,导致消费中产业部门 1 的比重上升。反之,当  $\bar{C} > 0$  时,随着  $C_0$  的提高,消费中产业部门 1 的比重下降。当  $\bar{I} < 0$  时,投资中产业部门 1 的需求产出弹性高于产业部门 0,此时随着  $I_0$  的提高,  $Z_I$  也会提高,导致投资中产业部门 1 的比重上升。反之,当  $\bar{I} > 0$  时,随着  $I_0$  的提高,投资中产业部门 1 的比重下降。

需要指出的是,虽然基础设施投资导致总消费和总投资水平提高后,消费和投资在产业部门 0 的产品数量  $C_0$  和  $I_0$  也可能下降,但现实数据中并没有观察到这一现象。随着总产出提高,所有产业部门消费和投资的实际量都会上升,只是比重有所变化而已。因此,上述分析中直接考虑基础设施投资提高了  $C_0$  和  $I_0$  的情形。

### (三)基础设施投资对生产率提高的影响

根据(24)式,基础设施投资通过影响每个产业部门的劳动生产率和就业比重,进而影响总劳动生产率。一方面,基础设施投资提高了基础设施水平,直接提高了每个产业部门的劳动生产率,这被称为集约边际效应;另一方面,基础设施投资改变了每个产业部门的就业比重即产业部门劳动生产率在总劳动生产率中的权重,这被称为广延边际效应。基础设施投资的广延边际效应的影响方向取决于产业结构转型。如果基础设施投资导致劳动生产率相对较高的产业部门就业比重扩大,那么总劳动生产率就会提升,反之亦然。

这两个机制的影响可以由(24)式体现。由(24)式易知,  $\partial \gamma / \partial y_j > 0$ , 且  $\partial \gamma / \partial \phi > 0 \Leftrightarrow y_1 > y_0$ 。可以看到,由于  $\partial y_j / \partial K_c > 0$ ,基础设施投资的集约边际效应提高了总劳动生产率。并且,基础设施投资的集约边际效应可以进一步分解为对产业部门 0 的劳动生产



率  $y_0$  和对产业部门 1 劳动生产率  $y_1$  的影响。基础设施投资的广延边际效应影响方向取决于产业结构转型的方向。如果  $y_1 > y_0$ , 即产业部门 1 劳动生产率大于产业部门 0, 那么产业部门 1 的就业比重  $\phi$  上升, 将提高总劳动生产率; 反之亦然。

需要指出的是, 基础设施投资的集约边际效应直接提高了总劳动生产率, 但是影响大小取决于两个产业部门的就业比重。基础设施对其劳动生产率影响相对较大的产业部门的就业比重越高, 基础设施投资的集约边际效应也越大。基础设施投资的广延边际效应依赖于产业部门间劳动生产率存在差异。如果不同产业部门的劳动生产率相等, 那么基础设施投资就不会通过结构转型的渠道影响总劳动生产率。因此, 这两种效应都受产业结构转型影响。

## 四 定量分析

### (一) 参数校准和估计

本部分将理论模型中产业部门 1 和产业部门 0 分别对应于服务业和工农业, 进行定量分析, 其中工农业为第一和第二产业之和。为估计产业部门生产函数的参数, 首先需要构造产业部门的私人资本、劳动、实际产出和基础设施的数据, 数据的时间跨度为 1981–2017 年。

国家统计局公布了第一、第二和第三产业的名义增加值和增加值指数。用每个产业名义增加值与 1981 年名义增加值之比, 除以每个产业增加值指数与 1981 年增加值指数之比, 可以得到每个产业的价格水平, 其中 1981 年价格被标准化为 1。再用每个产业名义增加值除以价格, 可以得到每个产业实际增加值。把第一和第二产业的名义增加值之和与实际增加值之和分别作为工农业的名义产出与实际产出, 把第三产业的名义增加值与实际增加值分别作为服务业的名义产出与实际产出。

国家统计局公布了第一、第二和第三产业的就业人数, 但数据统计口径调整导致 1990 年比 1989 年就业总量大幅提高, Holz(2006) 调整了 1990 年之前的就业数据。因此, 本文 1981–1989 年就业数据来自 Holz(2006) 的研究, 1990 年及以后就业数据来自国家统计局。把第一和第二产业就业人数加总作为工农业就业人数, 把第三产业就业人数作为服务业就业人数。

把国家统计局公布的资本形成总额作为总投资, 这一数据既包括了基础设施投资, 也包括了私人投资, 需要进一步把资本形成总额分解为这两类投资。为此, 需要使用全社会固定资产投资数据。将“电力、热力、燃气和水的生产和供应业”“交通运输、

仓储和邮政业”“水利、环境和公共设施管理业”三个行业的固定资产投资之和占全社会固定资产投资的比重作为基础设施投资占总投资的比重,这一比重乘以资本形成总额后得到基础设施投资<sup>①</sup>。用资本形成总额减去基础设施投资,就可以得到私人投资。用名义投资除以投资价格得到实际投资。其中,投资价格由两个产业部门价格根据(10)式计算得到。基于基础设施投资和私人投资数据,取每年的折旧率为10%,采用永续盘存法分别计算得到基础设施存量和私人资本存量。

两个产业部门生产函数中的参数 $\alpha_0$ 和 $\alpha_1$ 均取值0.5,即产业内私人资本收入份额和劳动收入份额均为50%(下文还会对其进行敏感性分析)。之后根据(2)式将总私人资本分到两个产业部门,得到两个产业部门的私人资本。把两个产业部门的实际产出、私人资本和劳动数据代入到生产函数(1)式,即可计算得到历年每个产业部门的全要素生产率。

根据Wu等(2019)的研究,中国制造业基础设施产出弹性大致在0.05-0.15之间。金戈(2016)的估计发现中国基础设施产出弹性在0.1左右。因此,本文取工农业的产出弹性 $\beta_0$ 为0.05。之后,把服务业与工农业全要素生产率之比的对数值对基础设施存量的对数值进行线性最小二乘回归,基础设施存量对数值的估计系数即为 $\beta_1$ 与 $\beta_0$ 之差的估计值,这一估计结果为0.094,意味着基础设施对服务业的全要素生产率的影响大于对工农业的影响。

为了估计消费效用函数和投资生产函数中的参数,还需构造总消费、总投资、消费的产业构成和投资的产业构成数据。使用国家统计局公布的消费率数据乘以GDP得到总消费,用总GDP减去总消费得到总投资,总消费和总投资均为名义量<sup>②</sup>。

从增加值角度衡量的消费的产业构成和投资的产业构成,并没有直接的统计数据。本文采用颜色等(2018)的方法,使用中国产业生产率数据库(CIP)给出的中国投入产出表和世界投入产出数据库(WIOD),将消费和投资分解到两个产业部门。由于世界投入产出表计算结果更加准确,在两个数据来源重合的年份,选用最新的世界投入产出表计算的结果。计算结果表明,消费中服务比重显著高于投资中服务比重。

① 国家统计局公布的月度基础设施投资主要包括交通运输、仓储和邮政业,水利、环境和公共设施管理业两个行业,但多数研究还加入了电力、热力、燃气和水的生产和供应业。国家统计局年度公报中基础设施投资数据还包括电信、广播电视和卫星传输服务业,互联网和相关服务业的投资,但这两个行业的数据分别在2003和2012年以后才开始纳入统计。

② 本文采用封闭经济模型,为匹配数据,定量模拟时忽略了净出口。虽然中国进出口总额规模较大,但净出口占GDP比重并不高,除2005-2008年外该比重均在5%以下,因此这种方法不会造成较大误差。

使用消费和投资中服务业比重、服务业和工农业价格、总名义消费和总名义投资数据,借鉴 Herrendorf 等(2013)的估计方法,分别对(6)和(9)式进行可行广义最小二乘非线性估计。估计结果表明,模型预测值非常接近现实数据,除了少数年份外,绝大多数年份中二者的差距小于3个百分点。因此,模型中关于消费效用函数和投资生产函数的设定基本可以捕捉消费和投资中服务比重上升的趋势。

消费效用函数中产业部门产品替代弹性为0.027,接近于0,说明两个产业部门产品具有高度的互补性,这与 Herrendorf 等(2013)的估计结果是一致的。投资生产函数中产业部门产品替代弹性为0.760,在1%的水平上显著大于0。这一估计值虽然高于效用函数中的替代弹性,但仍然较低。消费效用函数和投资生产函数中的非位似项 $\bar{C}$ 和 $\bar{I}$ 均小于0,并且在1%的水平上显著,说明工农业的消费需求收入弹性和投资需求产出弹性均低于服务业。在消费效用函数和投资生产函数中决定两个产业部门产品的权重参数 $\omega_j$ 和 $\theta_j$ 也均在1%的水平上显著,大小也均符合预期。表1给出了模型所有参数取值。

表1 模型参数取值

| 产业部门 | 参数 | $\beta_0$  | $\beta_1$  | $\alpha_0$    | $\alpha_1$ |
|------|----|------------|------------|---------------|------------|
| 生产函数 | 取值 | 0.050      | 0.144      | 0.500         | 0.500      |
| 消费   | 参数 | $\omega_0$ | $\omega_1$ | $\varepsilon$ | $\bar{C}$  |
| 效用函数 | 取值 | 0.618      | 0.382      | 0.027         | -1143      |
| 投资   | 参数 | $\theta_0$ | $\theta_1$ | $\rho$        | $\bar{I}$  |
| 生产函数 | 取值 | 0.722      | 0.278      | 0.760         | -927       |

## (二)基准模型结果

基于表1的参数取值,下面对模型进行数值模拟。首先构造外生变量序列。具体的,基于估计的 $\bar{C}$ 和 $\bar{I}$ 及数据中工农业消费和投资的实际值,利用(19)和(20)式计算得到 $Z_C$ 和 $Z_I$ 。用两个产业部门的私人资本除以就业人数,计算得到 $k_j$ 。利用(1)式直接计算得到 $A_j$ ,进而计算出数据中 $A_0/A_1$ 的增长率。校准模型中1981年 $A_0/A_1$ 的取值,使得1981年服务业比重的模型预测值与数据完全相等。之后,利用每一年数据中 $A_0/A_1$ 的增长率和校准得到的1981年 $A_0/A_1$ 的取值,构造出 $A_0/A_1$ 序列。利用两个产业部门的名义增加值和就业数据,通过(3)式可以直接计算名义工资,之后即可构造出劳动工资之比 $\xi$ 。

利用已经构造的外生变量序列,使用(17)和(23)式分别计算出服务业产出比重和就业比重,使用(24)式计算出劳动生产率。将此时模型预测的结果称为基准模型结果。图2对比了基准模型结果与现实数据中的服务业比重和劳动生产率,表2汇报了相关定量分析结果。

由图2和表2,无论从服务业的产出比重还是就业比重来看,模型都较好的拟合了服务业的增长趋势。20世纪90年代中后期基准模型结果与现实数据的误差达到5个百分点左右,其余时期误差均小于4个百分点。基准模型结果中,1981-2017年服务业的产出比重和就业比重分别上升了26.9个和29.4个百分点,而现实数据中分别上升了28.9个和31.3个百分点,说明模型分别解释了服务业产出比重的93.1%(即 $26.9/28.9$ )和就业比重的93.9%(即 $29.4/31.3$ )。此外,从消费和投资中的服务比重看,模型也较好的拟合了消费和投资内部的产业结构转型过程。基准模型结果中,消费和投资中的服务比重分别上升了36.2个和20.3个百分点,而现实数据中分别上升了33.6个和20.0个百分点,基准模型结果与现实数据非常接近。

从劳动生产率看,模型也较好的拟合了生产率的提高过程。基准模型结果中,1981-2017年总劳动生产率增长了20.05倍,而现实数据中总劳动生产率提高了19.79倍,二者非常接近。在所有年份中,基准模型结果和现实数据中总劳动生产率之间的误差均低于1981年劳动生产率的绝对水平。此外,基准模型中投资回报率也在合理范围内,与Bai等(2006)、白重恩和张琼(2014)的估计结果类似。

### (三)反事实模拟

下面通过反事实模拟评估基础设施投资的影响,模拟过程如下:将历年的基础设

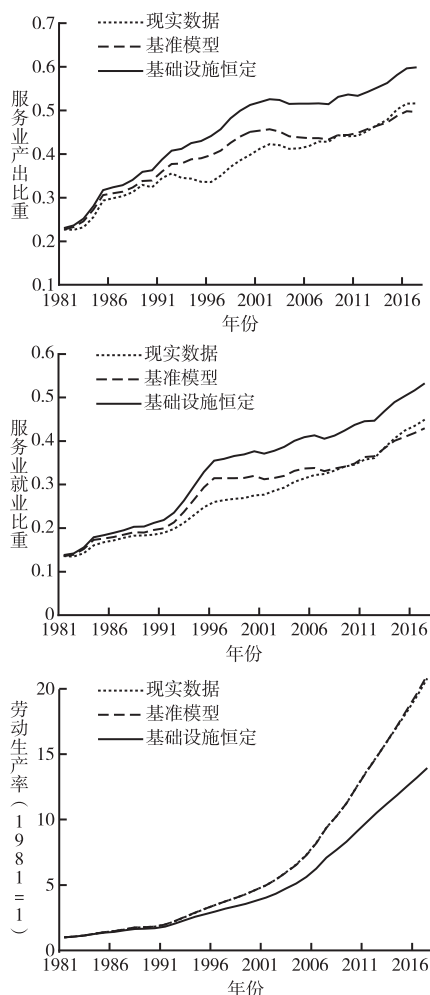


图2 产业结构转型与生产率提高的数值模拟结果

说明:劳动生产率的现实数据与基准模型模拟结果高度重合。

施存量固定在 1981 年水平,即假设基础设施投资仅用于弥补折旧,以此计算出历年的基础设施投资额和投资率。之后使用(1)式计算工农业的实际产出,并按照数据中的比例把工农业实际产出分解为工农业实际消费和工农业实际投资,从而计算出历年消费效用函数和投资生产函数中非位似项的相对大小。按照基准模型的计算过程,得到此时的服务业比重和劳动生产率,相关结果见图 2 和表 2。其中,反事实模拟结果与基准模型结果之差反映了基础设施投资的影响。

表 2 1981-2017 年产业结构转型和生产率提高的模型与数据对比

|        | 服务业<br>产出比重变化 | 服务业<br>就业比重变化 | 消费中服务业<br>比重变化 | 投资中服务业<br>比重变化 | 劳动生产率<br>变化 |
|--------|---------------|---------------|----------------|----------------|-------------|
| 现实数据   | 28.9          | 31.3          | 33.6           | 20.0           | 19.79       |
| 基准模型   | 26.9          | 29.4          | 36.2           | 20.3           | 20.05       |
| 基础设施恒定 | 36.9          | 39.5          | 44.8           | 22.4           | 12.94       |

说明:服务业比重变化为 2017 年比重百分比与 1981 年比重百分比之差,劳动生产率变化表示 2017 年劳动生产率比 1981 年增长了多少倍,表 5 同。

首先关注基础设施投资对产业结构转型的影响。由图 2 和表 2 可知,反事实模拟下服务业就业比重和产出比重都更大幅度的提高,到 2017 年二者分别达到了 59.9% 和 53.3%,比基准模型结果分别高 10.3 个和 10.3 个百分点。因此,1981-2017 年中国基础设施投资抑制了服务业产出比重和就业比重的上升。考虑到同期服务业产出比重和就业比重分别上升了 26.9 个和 29.4 个百分点,基础设施投资分别抑制了 27.7% (即  $10.3/(10.3+26.9)$ ) 的服务业产出比重上升和 25.9% (即  $10.3/(10.3+29.4)$ ) 的就业比重上升,影响非常显著。

从消费中和投资中的服务比重上看,反事实模拟下二者分别上升了 44.8 个和 22.4 个百分点。与基准模型结果对比,可知基础设施投资分别降低了消费中和投资中的服务比重 8.6 个和 2.2 个百分点,对消费的产业构成影响高于投资。这是因为消费中服务业和工农业产品的替代弹性接近于 0,低于投资中服务业和工农业产品的替代弹性,于是基础设施投资带来的价格效应将显著影响消费的产业构成。

本文进一步分解出价格效应、投资效应和收入效应的影响<sup>①</sup>。图 3 给出了历年三

① 分解过程如下:首先,使用现实数据计算消费效用函数和投资生产函数中非位似项的相对大小,重新进行模拟,此时与反事实模拟的差别就反映了收入效应的影响;其次,投资率取现实数据,重新进行模拟,此时与反事实模拟的差别反映了投资效应的影响;最后,把总效应减去收入效应和投资效应就可以得到价格效应。

个效应的变化趋势。可以看到,无论是用服务业产出比重还是用就业比重来衡量,基础设施投资的收入效应、投资效应和价格效应的变化趋势都是类似的。收入效应提高了服务业比重,影响程度呈现先上升后下降的倒 U 型趋势。这是因为,服务在消费中的需求收入弹性和在投资中的需求产出弹性均大于工农业产品,于是基础设施投资导致总消费和总投资上升,将更大幅度促进消费中和投资中对服务的需求,进而提高服务业比重。伴随着总消费和总投资上升,消费效应函数和投资生产函数中的非位似项相对减小,于是收入效应的边际影响会逐渐减弱。与投资效应和价格效应相比,收入效应的影响非常有限。

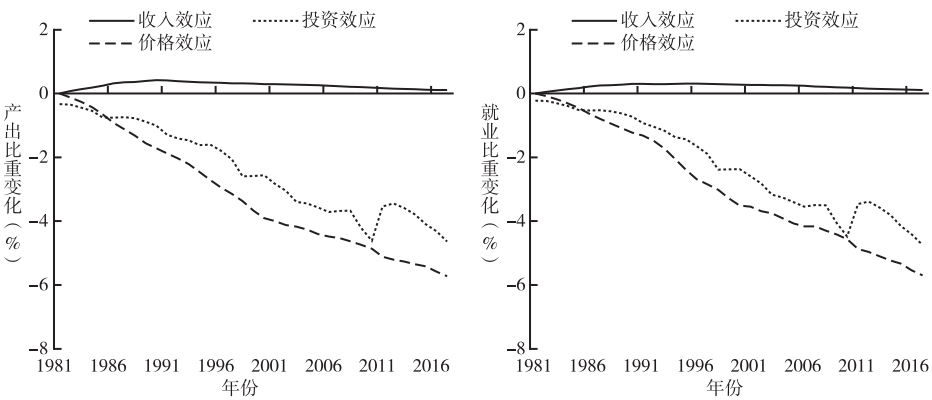


图 3 基础设施投资影响服务业比重的效应

投资效应和价格效应均降低了服务业比重,价格效应的影响程度略高于投资效应。虽然由于 2008–2009 年出现了短期经济冲击,投资效应有所波动,但整体上投资效应和价格效应的影响程度均呈现逐渐扩大趋势。一方面,由于投资中服务比重低于消费,基础设施投资提高了投资率,将使得服务比重更高的消费占总产出的比重下降,于是所产生的投资效应抑制了服务业比重提高。另一方面,基础设施能够更大幅度提高服务业全要素生产率,于是基础设施投资将降低服务业相对工农业的产品价格,而由于两个产业部门产品在消费中和在投资中的替代弹性均小于 1,服务相对价格下降将导致服务业比重下降,于是基础设施投资所产生的价格效应也抑制了服务业比重提高。

表 3 总结了不同时期基础设施投资对服务业比重的影响。可以看出 1981–2017 年整个时期,基础设施投资的价格效应起到了主导作用,降低了服务业产出比重和就业比重 5.7 个百分点;其次影响较大的是投资效应,降低了服务业比重近 5.0 个

百分点;收入效应虽然为正,但影响程度较小,仅提高服务业比重约 0.1 个百分点左右。

分时期看,基础设施投资对服务业比重的影响从 1990 年以后才开始变得更加明显。这一点也可以从图 2 更为清楚地看出。1981–1990 年,基础设施投资对服务业比重的负向影响低于 2.5 个百分点。伴随着价格效应和投资效应逐渐增强,这一负向影响逐渐扩大,到 2000 年基础设施投资对服务业比重的负向影响扩大到 6 个百分点左右。到 2010 年价格效应与投资效应的影响大致相当,但 2010 年之后投资效应减弱,价格效应成为主导因素。

表 3 基础设施投资对服务业比重影响的不同效应

|      |             |          |             |          |             |          |             | %        |
|------|-------------|----------|-------------|----------|-------------|----------|-------------|----------|
| 时期   | 1981–2017 年 |          | 1981–1990 年 |          | 1981–2000 年 |          | 1981–2010 年 |          |
| 比重   | 产出<br>比重    | 就业<br>比重 | 产出<br>比重    | 就业<br>比重 | 产出<br>比重    | 就业<br>比重 | 产出<br>比重    | 就业<br>比重 |
| 总效应  | -10.3       | -10.3    | -2.3        | -1.6     | -6.2        | -5.6     | -9.3        | -8.9     |
| 价格效应 | -5.7        | -5.7     | -1.7        | -1.2     | -3.9        | -3.5     | -4.9        | -4.6     |
| 投资效应 | -4.6        | -4.7     | -1.0        | -0.7     | -2.6        | -2.4     | -4.6        | -4.5     |
| 收入效应 | 0.1         | 0.1      | 0.4         | 0.3      | 0.3         | 0.3      | 0.2         | 0.2      |

下面分析基础设施投资对生产率提高的影响。由图 2 和表 2 可知,在基础设施恒定的情况下,劳动生产率增长显著放缓,2017 年劳动生产率仅比 1981 年水平提高了 12.94 倍。鉴于基准模型中 2017 年劳动生产率是 1981 年水平的 21.05 倍,这意味着 1981–2017 年中国基础设施投资对劳动生产率提高的贡献达到了 33.8% (即  $(21.05 - 13.94)/21.05$ ),使得劳动生产率年均增速提高了 1.2 个百分点。

此处进一步分解出集约边际效应和广延边际效应的影响<sup>①</sup>。图 4 画出了集约边际效应和广延边际效应的分解结果,表 4 给出了相关的定量分析结果。可以看出,在基础设施投资对劳动生产率提高的 33.8% 的贡献中,工农业和服务业的集约边际效应的影响分别达到了 11.5% 和 15.9%,影响均非常显著。定量估计发现基础设施对工农业全要素生产率的影响小于对服务业的影响,虽然工农业就业比重始终高于服务业,基础设

① 分解过程如下。用  $\hat{x}$  表示变量  $x$  在反事实模拟时的取值。根据 (24) 式,基础设施投资对生产率的影响可以分解为  $\gamma - \hat{\gamma} = (y_0 - \hat{y}_0)(1 - \hat{\phi}) + (y_1 - \hat{y}_1)\hat{\phi} + (y_1 - y_0)(\phi - \hat{\phi})$ 。上式等号左边即为总效应,右边的第 1 项和第 2 项分别对应工农业的集约边际效应和服务业的集约边际效应,第 3 项为广延边际效应。

施投资在工农业中的集约边际效应仍然会小于在服务业中的集约边际效应。与之相比,劳动生产率增幅中有 6.4% 来自广延边际效应,这意味着基础设施投资降低了劳动生产率相对较低的服务业就业比重,通过这一渠道提高了劳动生产率 6.4%,对 33.8% 的总效应的贡献率为 18.9% (即 6.4/33.8)。

基础设施投资在工农业的集约边际效应始终低于服务业。随着工农业就业比重逐渐下降,服务业就业比重逐渐上升,基础设施投资提高工农业全要素生产率的影响的权重减小,提高服务业全要素生产率的影响的权重增大,因而在其他条件不变的情况下两个产业部门中的集约边际效应的差距在扩大。虽然广延边际效应的影响从 20 世纪 90 年代中期开始由负转正,影响程度有所提高,但与集约边际效应相比,影响始终相对有限。

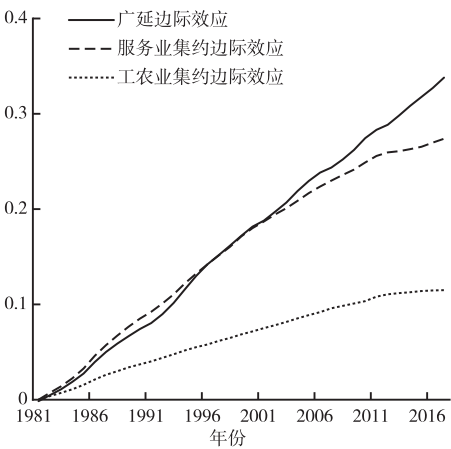


图 4 基础设施投资影响生产率的效应累积

| 基础设施投资对生产率的影响 |      |               |               | %          |
|---------------|------|---------------|---------------|------------|
| 时期            | 总效应  | 工农业<br>集约边际效应 | 服务业<br>集约边际效应 | 广延<br>边际效应 |
| 1981—2017 年   | 33.8 | 11.5          | 15.9          | 6.4        |
| 1981—1990 年   | 7.4  | 3.7           | 4.8           | - 1.1      |
| 1981—2000 年   | 18.2 | 7.2           | 10.8          | 0.2        |
| 1981—2010 年   | 27.4 | 10.3          | 14.5          | 2.5        |

(四)敏感性分析

下面对部分参数进行敏感性分析<sup>①</sup>。参数  $\beta_j$  决定了基础设施对不同产业全要素生产率的影响程度,该参数的估计结果在不同文献中有很大区别 (Bom 和 Ligthart, 2014),有必要对该参数进行敏感性分析。首先关注基础设施对不同产业全要素生产率影响的差异性,为此保持  $\beta_0$  取值为 0.05,将  $\beta_1$  取值降低到 0.1,即  $\beta_1$  与  $\beta_0$  的差距缩小到 0.05。基础设施投资对服务业比重的影响机制中,价格效应依赖于基础设施对两个产业全要素生产率影响程度的差异,这一差异越小,价格效应的影响

① 限于篇幅,敏感性分析的具体结果未报告,有需要者请联系作者。



程度也就越小。与理论模型相符,此时的价格效应低于表3基准模型中的价格效应,使得基础设施投资对服务业比重的影响的总效应低于基准模型。并且,当基础设施对服务业全要素生产率的影响程度降低后,服务业集约边际效应也会随之缩小。由于此时基础设施投资对服务业比重的影响程度下降,广延边际效应也有所缩小。

此外,还有必要分析基础设施对不同产业全要素生产率的同步影响,为此把 $\beta_0$ 和 $\beta_1$ 取值同时提高0.1, $\beta_1$ 与 $\beta_0$ 的差距仍保持不变。基础设施投资对服务业比重的影响机制中,收入效应依赖于基础设施对两个产业全要素生产率的影响程度,这一影响程度越大,收入效应的影响程度也就越大。与理论相符,此时收入效应高于表3基准模型中的收入效应,使得基础设施投资对服务业比重的总影响低于基准模型。但是,由于收入效应本身在三个效应中的影响微乎其微,收入效应和总效应的变化幅度也非常有限。基础设施对两个产业全要素生产率的影响程度扩大,于是无论工农业还是服务业的集约边际效应都显著上升,从而提高了总效应。但考虑到对服务业比重的影响变化不大,此时广延边际效应也并没有明显变化。

参数 $\alpha_j$ 决定了不同产业私人资本的产出弹性,在投入产出表中工农业私人资本的产出弹性较高,但也有研究指出农业部门数据高估了劳动收入份额(Holz,2006),因此也有必要对此进行敏感性分析。首先关注工农业私人资本的产出弹性的影响,保持 $\alpha_1$ 取值为0.5,将 $\alpha_0$ 取值提高到0.75;之后关注服务业私人资本产出弹性的影响,保持 $\alpha_0$ 取值为0.5,将 $\alpha_1$ 取值提高到0.75。在两种环境下,基础设施投资对服务业比重和劳动生产率的影响均没有明显变化。这是因为,虽然私人资本对产业结构转型的影响取决于不同产业私人资本的产出弹性的差异性,但是基础设施投资的影响机制并不与其直接相关,因而变动这一参数,基础设施投资的影响变化很小。

## 五 进一步讨论

### (一)引入通信基础设施投资

本部分把“电信、广播电视和卫星传输服务业”“互联网和相关服务业”的固定资产投资也纳入基础设施投资,重新进行参数校准和数值模拟,做进一步讨论。

电信、广播电视和卫星传输服务业,互联网和相关服务业这两个行业固定资产投资数据分别开始于2003和2012年,加总后作为这两个行业的固定资产投资,并计算这两个行业与前文三个基础设施行业固定资产投资之比。在数据缺失年份,把这两个

行业与前文三个基础设施行业固定资产投资之比的平均值乘以上文三个基础设施行业固定资产投资额,估算这两个行业固定资产投资额。最后,把这两个行业与上文三个基础设施行业的固定资产投资加总,作为新基础设施投资口径。

表 5 新口径下模型和现实数据的对比

|        | 服务业产出<br>比重变化 | 服务业就业<br>比重变化 | 消费中服务业<br>比重变化 | 投资中服务业<br>比重变化 | 劳动生产率<br>变化 |
|--------|---------------|---------------|----------------|----------------|-------------|
| 现实数据   | 28.9          | 31.3          | 33.6           | 20.0           | 19.79       |
| 基准模型   | 27.0          | 30.0          | 36.5           | 20.2           | 19.80       |
| 基础设施恒定 | 35.7          | 39.0          | 43.0           | 22.3           | 13.20       |

说明:同表 2。

表 6 新口径下基础设施投资对服务业比重影响的不同效应 %

| 时期   | 1981-2017 年 |          | 1981-1990 年 |          | 1981-2000 年 |          | 1981-2010 年 |          |
|------|-------------|----------|-------------|----------|-------------|----------|-------------|----------|
| 比重   | 产出<br>比重    | 就业<br>比重 | 产出<br>比重    | 就业<br>比重 | 产出<br>比重    | 就业<br>比重 | 产出<br>比重    | 就业<br>比重 |
| 总效应  | -9.1        | -9.2     | -2.1        | -1.6     | -5.6        | -5.2     | -8.5        | -8.2     |
| 价格效应 | -4.4        | -4.4     | -1.4        | -1.0     | -3.0        | -2.8     | -3.8        | -3.6     |
| 投资效应 | -4.8        | -5.0     | -1.2        | -0.9     | -2.9        | -2.7     | -4.9        | -4.8     |
| 收入效应 | 0.1         | 0.1      | 0.4         | 0.3      | 0.3         | 0.3      | 0.2         | 0.2      |

表 7 新口径下基础设施投资对生产率的影响 %

| 时期          | 总效应  | 工农业<br>集约边际效应 | 服务业<br>集约边际效应 | 广延<br>边际效应 |
|-------------|------|---------------|---------------|------------|
| 1981-2017 年 | 31.7 | 11.3          | 14.6          | 5.8        |
| 1981-1990 年 | 7.0  | 3.6           | 4.4           | -1.0       |
| 1981-2000 年 | 17.1 | 7.0           | 10.0          | 0.1        |
| 1981-2010 年 | 25.8 | 10.2          | 13.3          | 2.4        |

基于新基础设施投资口径,重新构造数据进行参数估计和校准,并采用与前文相同的方法进行数值模拟。表 5 汇报了此时的模拟结果,采用新口径的基准模型依然较

好的拟合了服务业比重和劳动生产率的增长趋势。基础设施投资的影响变化也不大,1981—2017 年分别抑制了服务业产出比重和就业比重 9.1 和 9.2 个百分点,略低于之前的估计结果(低 1 个百分点左右);对劳动生产率提高的贡献率为 31.7%,略低于之前的估计结果(低 2 个百分点左右),估计结果的变化在合理范围内。

表 6 和表 7 把新统计口径下基础设施投资对服务业比重和劳动生产率的影响按照不同时期和不同效应渠道进行了解。与表 3 和表 4 对比可以看到,基础设施投资在不同时期不同效应上的影响方向不变,影响程度的变化均在 1—2 个百分点左右。基础设施投资对服务业比重的影响有所缩小,主要是由于价格效应减弱;对劳动生产率的影响有所缩小,主要是由于服务业的集约边际效应减弱。但是,基础设施投资对服务业比重的影响依然主要显现在 1990 年以后,在工农业中的集约边际效应也始终低于服务业集约边际效应。综合来看,前文的定量结果没有显著变化。

## (二)引入广延基础设施投资

广义上的基础设施投资还可能包括信息技术服务、公共卫生、公共教育、公共科学等更多行业的投资,这些行业与前文三个行业基础设施投资的影响可能存在差别。借用 Wu 等(2019)的术语,定义前文三个行业基础设施投资为核心基础设施投资,本部分在理论模型中进一步引入广延基础设施投资。此时,变量  $K_C$  和  $I_C$  分别表示核心基础设施和核心基础设施投资。假定广延基础设施与核心基础设施相互独立,也影响全要素生产率。生产函数(1)式变为:

$$Y_j = A_j K_C^{\beta_j} K_H^{\eta_j} K_j^{\alpha_j} L_j^{1-\alpha_j} \quad (25)$$

其中,  $K_H$  表示广延基础设施,全要素生产率变为  $A_j K_C^{\beta_j} K_H^{\eta_j}$ , 参数  $\eta_j$  衡量了广延基础设施对全要素生产率的影响程度。投资品分别用于核心基础设施投资  $I_C$ 、广延基础设施投资  $I_H$  和私人投资  $I_P$ , (11)式变为:

$$I = I_C + I_H + I_P \quad (26)$$

广延基础设施投资用于积累广延基础设施,满足:

$$K'_H = (1 - \delta_H) K_H + I_H \quad (27)$$

其中,  $\delta_H$  代表广延基础设施的折旧率,  $K'_H$  表示下一期的广延基础设施存量。

广延基础设施投资的影响机制在理论上与核心基础设施投资没有本质区别,对产业结构转型的影响仍然可以分解为价格效应、投资效应和收入效应,对生产率提高的影响依然可以分为集约边际效应和广延边际效应。

为了进行定量分析,把“信息传输、软件和信息技术服务业”“公共管理、社会保障和社会组织”“卫生和社会工作”“教育”“文化、体育和娱乐业”及“科学研究和技术服

务业”的固定资产投资加总作为广延基础设施投资<sup>①</sup>。之后,重新把服务业与工农业全要素生产率之比的对数值对核心基础设施存量的对数值和广延基础设施存量的对数值进行线性最小二乘估计,发现此时核心基础设施对服务业的全要素生产率的影响仍大于对工农业的影响,而且二者之差扩大到 0.233。但是,广延基础设施对工农业的全要素生产率的影响大于服务业的影响,二者之差为 0.154。这些结果均在合理范围内。基于这一结果,取工农业核心基础设施的产出弹性和服务业广延基础设施的产出弹性为 0.05。

按照上文步骤重新进行数值模拟。此时模型仍然能够较好地拟合服务业比重变化和生产率提高趋势。1981–2017 年服务业产出比重和就业比重分别上升 27.1 个和 29.5 个百分点,劳动生产率提高 19.84 倍,与现实数据均相差无几。在此基础上,分别对核心基础设施投资和广延基础设施投资进行反事实模拟。

表 8 给出了关于服务业比重变化的模拟结果,其中基础设施投资的影响仍被分解为三个效应。可以看到,由于此时核心基础设施投资对两个产业全要素生产率的影响程度之差扩大,价格效应的影响程度也扩大,导致核心基础设施投资的总效应较之前提高,这与前文敏感性分析结果一致。不同于核心基础设施投资,广延基础设施投资提高了服务业比重,分别提高了产出比重和就业比重 7.4 个和 7.1 个百分点,这是因为此时价格效应的影响方向变得相反。广延基础设施投资更大幅度地提高了工农业的全要素生产率,此时价格效应通过提高服务业的相对价格而提高服务业比重。

| 表 8          |      | 不同类型基础设施投资对服务业比重的影响 |        |       |      | % |
|--------------|------|---------------------|--------|-------|------|---|
| 参数环境         | 比重   | 总效应                 | 价格效应   | 投资效应  | 收入效应 |   |
| 核心基础<br>设施投资 | 产出比重 | − 18.3              | − 12.7 | − 5.7 | 0.1  |   |
|              | 就业比重 | − 18.9              | − 12.9 | − 6.1 | 0.1  |   |
| 广延基础<br>设施投资 | 产出比重 | 7.4                 | 7.4    | − 0.4 | 0.4  |   |
|              | 就业比重 | 7.1                 | 7.1    | − 0.4 | 0.4  |   |

表 9 给出了关于劳动生产率变化的模拟结果。可以看到,此时核心基础设施投资的影响有所扩大,这主要是由于服务业集约边际效应和广延边际效应的影响扩大导致

① 2003 年行业分类有所变动,且没有信息传输、软件和信息技术服务业的统计数据,为此本文尽量选择接近于这些行业的固定资产投资数据进行加总。这些行业中不仅包括政府投资,也包括私人投资,但是由于这一细分数据缺失,暂将这些行业投资都认作是广延基础设施投资。

的,这与前文敏感性分析结果一致。与核心基础设施投资的影响相比,广延基础设施投资同样有利于提高劳动生产率,其中工农业的集约边际效应影响最大。由于此时广延基础设施投资提高了服务业比重,广延边际效应的影响变为负数,但并不起主导作用<sup>①</sup>。

表 9 不同类型基础设施投资对生产率的影响 %

|        | 总效应  | 工农业<br>集约边际效应 | 服务业<br>集约边际效应 | 广延<br>边际效应 |
|--------|------|---------------|---------------|------------|
| 核心基础设施 | 49.9 | 9.5           | 28.6          | 11.8       |
| 广延基础设施 | 37.8 | 38.8          | 3.4           | -4.4       |

## 六 总结与政策讨论

基础设施投资高速增长是长期以来中国经济的典型特征。本文从理论和定量角度详细分析了基础设施投资对产业结构转型和生产率提高的影响。基础设施投资从价格效应、投资效应和收入效应等渠道影响产业结构转型,从集约边际效应和广延边际效应等渠道影响生产率提高。本文发现 1981-2017 年基础设施投资抑制了中国服务业比重 10 个百分点左右,但使得劳动生产率年均增速提高了 1.2 个百分点。

本文的研究意味着基础设施投资对宏观经济供给侧也可以产生积极作用,具体有以下两点政策启示。第一,中国应当依靠加大基础设施投资提高全要素生产率,推动经济高质量发展。当前中国人均基础设施存量仅为发达国家的 20%-30%,高投资率仍然是维持经济快速增长的必要条件。本文研究表明,中国基础设施投资在投资中比重较高,是投资的重要组成部分;基础设施具有较强的产业外溢性,在全行业都能显著提高了劳动生产率。因此,如果基础设施投资失速,经济增长的下行压力就会显著增大,全要素生产率提升也会缺少有力支撑。

第二,中国应当依靠基础设施投资本身的结构转型,推动产业结构转型升级。基础设施不仅包括交通运输、电力供应、水利等传统基础设施,还包括新型基础设施和民生基础设施。本文研究表明,不同于核心基础设施投资,广延基础设施投资能够在提

<sup>①</sup> 本文还对核心基础设施中三个行业的投资进行了分类量化模拟,也讨论了模型投资率内生的情形,限于篇幅未报告,有需要者请联系作者。

高劳动生产率的同时促进服务业发展。因此,基础设施投资结构转型有利于产业结构转型升级。一方面,不同于传统基础设施,5G、人工智能、工业互联网和物联网等新型基础设施催生的新技术、新产业和新业态在一些行业内对传统生产方式具有很强的替代性,产业内产品替代弹性较高意味着新型基础设施投资将促进产业内部新型生产方式对传统生产方式的替代,从而推动产业内的结构升级。另一方面,传统基础设施更多依赖于工农业,环境、文化、教育、卫生、养老等民生基础设施将更多依赖于服务业特别是现代服务业的投入。本文研究表明,来源上服务业占比更高的民生基础设施投资能够扩大生产性服务的需求,从而推动产业结构升级。

## 参考文献:

- 白重恩、张琼(2014):《中国的资本回报率及其影响因素分析》,《世界经济》第10期。
- 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。
- 胡李鹏、樊纲、徐建国(2016):《中国基础设施存量的再测算》,《经济研究》第8期。
- 贾俊雪(2017):《公共基础设施投资与全要素生产率》,《经济研究》第2期。
- 金戈(2012):《中国基础设施资本存量估计》,《经济研究》第4期。
- 金戈(2016):《中国基础设施与非基础设施资本存量及其产出弹性估算》,《经济研究》第5期。
- 廖茂林、许召元、胡翠、喻崇武(2018):《基础设施投资是否还能促进经济增长》,《管理世界》第5期。
- 刘秉谦、武鹏、刘玉海(2010):《交通基础设施与中国全要素生产率增长》,《中国工业经济》第3期。
- 欧阳艳艳、张光南(2016):《基础设施供给与效率对“中国制造”的影响研究》,《管理世界》第8期。
- 唐东波(2015):《挤入还是挤出:中国基础设施投资对私人投资的影响研究》,《金融研究》第8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。
- 张学良(2012):《中国交通基础设施促进了区域经济增长吗》,《中国社会科学》第3期。
- 周浩、郑筱婷(2012):《交通基础设施质量与经济增长》,《世界经济》第1期。
- Acemoglu, D. and Guerrieri, V. “Capital Deepening and Non-Balanced Economic Growth.” *Journal of Political Economy*, 2008, 116, pp. 467-498.
- Bai, C.; Hsieh, C. T. and Qian, Y. “The Return to Capital in China.” *Brookings Papers on Economic Activity*, 2006, 37, pp. 61-101.
- Barro, R. J. “Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth.” *Journal of Political Economy*, 1990, 98, pp. 103-125.
- Bom, P. R. D. and Ligthart, J. E. “Public Infrastructure Investment, Output Dynamics, and Balanced Budget Fiscal Rules.” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2014, 40, pp. 334-354.
- Brandt, L. and Zhu, X. “Accounting for China’s Growth.” IZA working paper, No. 4764, 2010.
- Cheremukhin, A.; Golosov, M.; Guriev, S. and Tsyvinski, A. “The Economy of People’s Republic of China from 1953.” *NBER Working Paper*, No. 21397, 2017.
- Dekle, R. and Vandenbroucke, G. “A Quantitative Analysis of China’s Structural Transformation.” *Journal of Eco-*

*Dynamic & Control*, 2012, 36, pp. 119–135.

Guo, K. ; Hang, J. and Yan, S. “Servicification of Investment and Structural Transformation.” SSRN working paper, No. 3061631, 2017.

Herrendorf, B. ; Rogerson, R. and Valentinyi, A. “Two Perspectives on Preferences and Structural Transformation.” *The American Economic Review*, 2013, 103, pp. 2752–2789.

Holz, C. “Measuring Chinese Productivity Growth, 1952–2005.” SSRN working paper, No. 928568, 2006.

Hsieh, C. T. and Klenow, P. J. “Development Accounting.” *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2010, 2, pp. 207–223.

Kongsamut, P. ; Rebelo, S. and Xie, D. “Beyond Balanced Growth.” *Review of Economic Studies*, 2001, 68, pp. 869–882.

Ngai, L. R. and Pissarides, C. A. “Structural Change in a Multisector Model of Growth.” *The American Economic Review*, 2007, 97, pp. 429–443.

Swiecki, T. “Determinants of Structural Change.” *Review of Economic Dynamics*, 2017, 24, pp. 95–131.

Uy, T. ; Yi, K. and Zhang, J. “Structural Change in an Open Economy.” *Journal of Monetary Economics*, 2013, 60, pp. 667–682.

Wu, G. L. ; Feng, Q. and Wang, Z. “Estimating Productivity of Public Infrastructure Investment.” NTU working paper, 2019.

## Effects of Infrastructure Investment on Structural Change and Productivity Growth

Guo Kaiming; Wang Tengqiao

**Abstract:** The rapid growth of infrastructure investment has been one of the most striking features of the Chinese economy during the reform and opening up era. It not only stimulates aggregate demand, but also affects structural change and productivity growth on the supply-side. This paper builds a multi-sector general equilibrium model, which shows how the infrastructure investment affects structural change through the price, investment and income effects, while it also influences productivity growth through intensive and extensive marginal effects. By quantifying the model with Chinese economy data between 1981 and 2017, the paper finds that infrastructure investment restrained the rise of services, but promoted labour productivity growth in that period. The policy implications are that while China should continue to promote infrastructure investment to increase productivity in the high-quality development era, the infrastructure investment composition should weigh more on new infrastructure that related to people's livelihoods.

**Key words:** structural change, infrastructure investment, labor productivity

**JEL codes:** O14, O41, H54

(截稿:2019 年 8 月 责任编辑:曹永福)