

【产业经济】

# 中国制造业对外直接投资的空心化效应研究

刘海云，聂飞

(华中科技大学经济学院，湖北 武汉 430074)

**[摘要]** 本文在探讨制造业 OFDI 的“离本土化”和“离制造化”两类空心化效应发生机制的基础上,建立了包含资本要素的动态制造业空心化模型,并结合 2003—2013 年中国省际面板数据,运用系统 GMM 方法进行了实证检验。结果表明:制造业 OFDI 规模的过快扩张会造成中国制造业资本存量的缩减和实际利率的上升,制造业资本会向虚拟经济领域流动,制造业资本—劳动比下降,进而出现“离制造化”现象;相较于资本密集型和技术密集型制造业,劳动密集型制造业对成本变化具有高度的敏感性,受 OFDI 的资本挤出更明显;相较于东部地区,中西部地区制造业结构单一且更为要素密集型,OFDI 会通过利率传导机制削弱中西部地区制造业的竞争优势,在新兴产业发展不足的情形下,更容易发生“离制造化”现象;金融危机之后,因产能输出的需要,中国制造业 OFDI 增速加快,资本净流入对国内制造业资本形成促进作用减弱。最后,本文就如何防范制造业“空心化”提出了相应的政策思考。

**[关键词]** 对外直接投资；制造业空心化；系统 GMM

[中图分类号]F424.2 [文献标识码]A [文章编号]1006-480X(2015)04-0083-14

## 一、问题提出

对外直接投资(以下简称 OFDI)所引起的制造业空心化效应是中国经济发展过程中不可忽视的问题。长期以来,过于简单粗放的制造业发展模式使中国积累了大量的过剩产能,尤其在金融危机之后,中国经济进入了以“三期叠加”<sup>①</sup>为特征的“新常态”经济发展阶段。以 OFDI 为载体,通过政策引导制造企业走出国门,进行对外制造业资本输出成为了中国制造业转型升级的重要手段。事实上,制造业部门成为了十年来中国 OFDI 增速较快的部门之一。中国对外直接投资统计公报显示,截至 2013 年,中国制造业 OFDI 净额已达 72 亿美元,相当于 2003 年 6.2 亿美元的近 12 倍,保持了近 27.8% 的复合年增长率。与此同时,因 OFDI 快速增长而可能出现的制造业“空心化”问题也吸引了诸多学者的日益关注。

关于制造业“空心化”的定义,一般被认为是母国制造业大规模向外投资而导致的国内制造业份额出现下降而又无法得到及时填补的经济现象。根据表现形式的差异,胡立君等<sup>②</sup>将其进一步明确区分为制造业“离本土化”和“离制造化”这两种类型,前者被认为只有在母国制造业因要素成本

[收稿日期] 2015-02-01

[基金项目] 国家社会科学基金一般项目“中国对外直接投资的产业转移效应及对策研究”(批准号 14BJY088)。

[作者简介] 刘海云(1962—),男,湖北武汉人,华中科技大学经济学院教授,博士生导师;聂飞(1989—),男,湖北荆州人,华中科技大学经济学院博士研究生。

① “三期叠加”是指增长速度换挡期、结构调整阵痛期和前期刺激政策消化期。

上升而失去竞争优势的情形下才有可能发生,而后者则被视为母国经济结构的“脱实向虚”的过程。Cowling and Tomlinson<sup>[2]</sup>通过对日本机械行业的案例研究发现,战后日本大规模的海外投资战略会对国内制造业核心行业的发展产生抑制,投资、就业和产出均出现了较明显的缩减,制造业“离本土化”问题凸显。Minoru<sup>[3]</sup>在比较日本制造业和典型出口导向型产业的就业人数的基础上发现,生产基地过快向外转移确实形成了对国内制造业生产的替代。与此同时,关于后工业化时代的“离制造化”现象研究正日益丰富。其中有观点认为制造业资本向虚拟经济领域的过度转移是造成美国经济泡沫化和制造业增长乏力的重要原因,“离制造化”也是后工业化时代的美国所面临的突出问题<sup>[4]</sup>。蔡兴和刘子兰<sup>[5]</sup>研究发现美国制造业向外转移和服务业比重上升几乎是同时发生的,这不仅加剧了美国制造业贸易逆差,也使国内产业发展面临日益严峻的“经济服务化”倾向。对于中国制造业 OFDI 的空心化效应的实证检验,学者结论莫衷一是。如石柳和张捷<sup>[6]</sup>运用灰色关联法对广东省 2004—2011 年制造业 OFDI 与制造业规模“空心化”和效率“空心化”的相关性进行研究后认为,广东省并不存在制造业“离本土化”。此外,刘海云和喻蕾<sup>[7]</sup>运用 2004—2012 年中国东部地区数据分析也得到了相似的结论。然而,褚振国<sup>[8]</sup>则选取产业结构变异系数和区位熵指数对浙江省 1992—2011 年三大产业的动态分析表明,浙江省存在大量制造业企业外迁,工业发展中的“离制造化”现象较为明显。

关于制造业空心化产生的原因,也有较多研究,且大多认为劳动力、土地等要素成本上升构成了母国制造业空心化的初始动因<sup>[8,9]</sup>。事实上,由初始动因带来的制造业资本过度输出,必然会通过资本项目造成实际利率波动,并对母国制造业生产和要素投入比例产生影响,目前鲜有文献对此进行论证。因此,从资本要素的角度理解 OFDI 与制造业空心化的关系十分必要。以此为主题,本文试图回答以下几个问题:制造业 OFDI 是否会抑制国内制造业资本形成?如果这类抑制作用存在,资本是否会向外流动而导致制造业“离本土化”,还是向国内服务业部门流动而导致“离制造化”?两类空心化如何对国内制造业现有的要素投入比例产生影响?为此,本文尝试在 Romer 多部门模型基础上,考虑时间滞后效应,推导得到含资本要素的动态制造业空心化模型,并结合 2003—2013 年中国省际面板数据,对中国所面临的制造业“空心化”类型及阶段进行精准检验,以期为推动制造业良性健康发展和防范制造业“空心化”的出现提供有价值的启示。

## 二、制造业 OFDI 的空心化效应机理

### 1. 制造业 OFDI 的空心化效应的发生机制

在制造业资本存量既定的情况下,母国大规模开展海外制造业投资项目实质上是资本抽离的过程。如果存在因政策因素或者制造业发展环境变化而导致的母国制造业外资撤离,那么,母国制造业资本项目顺差减少直至逆差出现,国内制造业资本存量会相继发生缩减。资金供应不足会导致制造业生产过程中的“钱荒”,而这无疑会造成制造业实际利率上升的压力,使得国内高度依赖低成本要素投入的制造业发展模式难以为继。在这种情形下,国内制造业厂商一般具有两种选择:<sup>①</sup>将制造业生产基地整体搬迁至利率更低或者融资渠道更为便捷的海外其他国家,而制造业资本输出也会相继带来一揽子生产要素的外溢,包括劳动力、技术和管理经验等。长期来看,母国制造业的国际竞争力会下降,生产链的持续向外转移也会使得制造业逐渐从母国生产体系中淡出,并最终发生制造业“离本土化”。<sup>②</sup>将有限的生产资本转移至以虚拟经济为核心的服务业部门。与制造业不同的是,服务业具有更高的资本回报率,而利率上升形成了服务业部门对制造业资本的“虹吸效应”,资本过快涌入服务业部门,不仅会造成金融、房地产等新兴投资领域的膨胀,也会抑制母国以制造业为中心的实体经济的发展,形成母国产业结构的“离制造化”现象(如图 1 所示)。

在图 1 中,无论是制造业“离本土化”还是“离制造化”,均会削弱母国制造业比较优势,使其落于“空心化陷阱”。制造业比较优势的丧失主要表现于,母国制造业资本项目逆差会造成制造业产品市场供给能力不足,会直接导致制造业部门出口减少和贸易逆差。进一步对制造业要素投入结构产

生影响:制造业工人的投资需求会减少,造成失业增加和制造业劳动力市场相对过剩。因此,虽然制造业“离本土化”和“离制造化”表现形式各异,但最终均会导致制造业资本—劳动比的下降,以致于母国制造业“软化”,并陷入“低水平陷阱”,成为母国制造业空心化的基本特征。

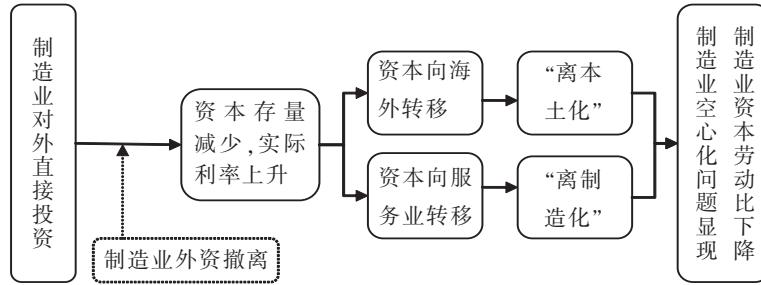


图 1 制造业 OFDI 的空心化效应发生机制示意

资料来源:作者绘制。

## 2. 理论模型推导

本文借鉴 Kim<sup>[10]</sup>研究思路,在 Romer 的多部门模型的基础上,加入母国制造业双向资本流动对实际利率的影响,并据此推导出含资本要素的制造业空心化模型。

首先需要明确几个假设:①母国经济只包含最终制造业产品部门和中间产品部门,各部门内都存在一个代表性厂商;②资本和劳动力作为最主要的投入要素,且资本和劳动力数量有限;③母国为一个小型开放经济体,制造业资本能跨国自由流动,实际利率由制造业资本存量的供求关系决定。指数  $i$  表示不同层级技术复杂度的制造行业,  $i$  越高,该行业越倾向于技术密集型。将世界对母国制造行业  $i$  内代表性厂商的需求函数描述如下:

$$Q(i)=P(M(i))=Z(i)M(i)^{\phi} \quad (1)$$

其中, $Q(i)$ 表示代表性厂商的制造品市场价格水平; $M(i)$ 表示代表性厂商的制造品总产量,由行业  $i$  的总体技术水平决定,满足条件  $M(i) \in \{M(i), i \leq I\}$ ; $Z(i)$ 表示影响代表性厂商需求的外生因素,如代表性厂商所拥有的技术水平等,对于所有的行业  $i$ ,均满足条件  $Z(i+1) > Z(i)$ ; $\phi$  为响应参数,满足条件  $0 < \phi < 1$ 。同时最终制造品的生产不仅需要资本、劳动力等传统生产要素的投入,还需要使用到中间产品,需考虑最终制造品生产者的成本问题。

(1) 垄断市场条件下的最终制造品生产问题。由于这里最终制造品部门代表性厂商能够通过改变产量影响市场价格,故在垄断市场条件下考虑其生产成本问题。而每个行业  $i$  内代表性厂商生产过程中都需要  $n$  类中间产品,故将技术水平给定的最终制造品行业代表性厂商的柯布—道格拉斯生产函数表述如下:

$$M(i)=\left[\left(\int_0^n q_j(i)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} dj\right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}\right]^{\alpha} L_f(i)^{\beta} K_f(i)^{1-\alpha-\beta} \quad (2)$$

其中, $q_j(i)$ 表示行业  $i$  内最终制造品代表性厂商所消耗的第  $j$  类中间产品的数量,满足条件  $0 < j < n$ ; $L_f(i)$ 、 $K_f(i)$  分别表示行业  $i$  内最终制造品代表性厂商所消耗的劳动力和资本存量; $\sigma$  表示各类中间产品的替代弹性,且满足条件  $\sigma > 1$ ;(2)式满足规模报酬不变条件,且  $\alpha$ 、 $\beta$ 、 $1-\alpha-\beta$  分别表示中间产品、劳动力和资本的产出弹性。

在要素价格给定的前提下,行业  $i$  内最终制造品代表性厂商为了最有效率的生产一定数量的产品,会面临以下生产成本问题:

$$\min C(i)=\bar{w}L_f(i)+r(i)K_f(i)+\sum_{j=1}^n p_j(i)q_j(i) \quad (3)$$

其中,考虑到除劳动力供求因素外,母国经济景气度、企业经营绩效和最低工资政策均会构成工资调整刚性的外生因素。为了简化分析,本文假设母国制造业工资 $\bar{w}$ 为恒定不变的;同时,制造业实际利率 $r(i)$ 和中间产品价格 $p_j(i)$ 则作为内生变量被引入式(3)中。为了达到成本最小化,在式(2)成立的条件下,构建拉格朗日函数式,并对行业*i*内最终制造品代表性厂商一阶最优条件化简得到:

$$\frac{\lambda\alpha M(i)}{nq} = p_j(i) \quad (4)$$

$$\frac{\lambda\beta M(i)}{L_f(i)} = \bar{w} \quad (5)$$

$$\frac{\lambda(1-\alpha-\beta)M(i)}{K_f(i)} = r(i) \quad (6)$$

其中, $\lambda$ 表示行业*i*内最终制造品代表性厂商的边际成本和平均成本,根据式(5)和式(6)之比,可得到行业*i*内最终制造品代表性厂商成本最小化条件下资本—劳动比率,为厂商的相对资本投入,表示如下:

$$\frac{K_f(i)}{L_f(i)} = \frac{1-\alpha-\beta}{\beta} \frac{\bar{w}}{r(i)} \quad (7)$$

由于在垄断市场条件下,对中间产品的市场需求被视为“引致需求”,根据中间厂商利润最大化条件,可推导出中间产品价格为制造业工资和实际利率的加成。可表示为:

$$p_j(i) = \frac{\sigma}{\sigma-1} \varphi_1 \bar{w} + \frac{\sigma}{\sigma-1} \varphi_2 r(i) \quad (8)$$

然而,将式(4)、(5)、(6)代入式(2)中,可将 $\lambda$ 表示为制造业工资、实际利率和中间产品价格的函数,即:

$$\lambda = \lambda(p, w, r) = \left( n^{\frac{\alpha}{\sigma-1}} \alpha^\alpha \beta^\beta (1-\alpha-\beta)^{1-\alpha-\beta} \right)^{-1} p_j(i)^\alpha \bar{w}^\beta r(i)^{1-\alpha-\beta} \quad (9)$$

结合式(8)和式(9)可知:

$$\lambda = N(\varphi_1 \bar{w} + \varphi_2 r(i))^\alpha \bar{w}^\beta r(i)^{1-\alpha-\beta} \quad (10)$$

其中, $N = \left( n^{\frac{\alpha}{\sigma-1}} \alpha^\alpha \beta^\beta (1-\alpha-\beta)^{1-\alpha-\beta} \right)^{-1} \left( \frac{\sigma}{\sigma-1} \right)^\alpha$ ,最终将行业*i*内最终制造品代表性厂商的边际成本表示为实际利率 $r(i)$ 的函数。在此基础上,可对行业*i*内最终制造品代表性厂商的利润最大化问题进行核算。

(2)最终制造品代表性厂商的利润最大化问题。结合式(1),为了获得行业*i*内最终制造品代表性厂商最优劳动力、资本和中间产品使用量,达到均衡状态,那么,需要对其利润最大化问题进行考察。表示如下:

$$\max_{M(i)} (P(M(i))M(i) - \lambda M(i)) = \max_{M(i)} (Z(i)M(i)^{1-\phi} - N(\varphi_1 \bar{w} + \varphi_2 r(i))^\alpha \bar{w}^\beta r(i)^{1-\alpha-\beta} M(i)) \quad (11)$$

因此,可获得 $M(i)$ 的一阶最优表达式,即:

$$M(i) = \left( \frac{(1-\phi)Z(i)}{N(\varphi_1 \bar{w} + \varphi_2 r(i))^\alpha \bar{w}^\beta r(i)^{1-\alpha-\beta}} \right)^{\frac{1}{\phi}} \quad (12)$$

结合式(11)和式(5)、(6)、(9),可将行业*i*内最终制造品代表性厂商的劳动投入 $L_f(i)$ 和资本投入 $K_f(i)$ 分别表示为:

$$L_f(i) = S_1 Z(i)^{\frac{1}{\phi}} (\varphi_1 \bar{w} + \varphi_2 r(i))^{\frac{\alpha(\phi-1)}{\phi}} r(i)^{\frac{-(\phi-1)(1-\alpha-\beta)}{\phi}} \quad (13)$$

$$K_f(i) = S_2 Z(i)^{\frac{1}{\phi}} (\varphi_1 \bar{w} + \varphi_2 r(i))^{\frac{\alpha(\phi-1)}{\phi}} r(i)^{\frac{(\alpha+\beta)(1-\phi)-1}{\phi}} \quad (14)$$

$$\text{其中, } S_1 = \beta(1-\phi)^{\frac{1}{\phi}} N^{\frac{\phi-1}{\phi}} \bar{w}^{\frac{\beta(\phi-1)-\phi}{\phi}}, S_2 = (1-\alpha-\beta)(1-\phi)^{\frac{1}{\phi}} N^{\frac{\phi-1}{\phi}} \bar{w}^{\frac{\beta(\phi-1)}{\phi}}$$

对于母国而言,如果存在制造业“离本土化”或“离制造化”的现象,那么意味着国内制造业将会呈现萎缩趋势,会造成制造业内失业增加,资本存量减少,即资本—劳动比会出现下降。结合式(13)和式(14)可获得行业*i*内最终制造品代表性厂商的资本—劳动比,可表示为:

$$\frac{K_f(i)}{L_f(i)} = \frac{S_2}{S_1} \frac{1}{r(i)} = \frac{1-\alpha-\beta}{\beta} \frac{\bar{w}}{r(i)} \quad (15)$$

比较式(7)和式(15)可知,制造业厂商在成本最小化相对资本投入等同于其在利润最大化均衡条件下的资本—劳动比。由于通过制造业资本项目会对母国制造业资本存量产生影响,进而会造成实际利率明显波动,其中,母国制造业资本项目“逆差”会减少国内制造业资本供给,均衡实际利率水平也会上升。同时,母国国内经济发展水平也是影响制造业实际投资利率波动的关键因素。借鉴最终制造品市场一般均衡条件,投资需求与资本供给相等,本文推导得到实际利率*r(i)*为资本净流入和产出水平的函数,乘积形式如下:

$$r(i) = \frac{(1-\pi)e^r}{\left( \sum_{i=1}^I (FDI(i) - ODI(i)) \right)^\theta Y^\mu} \quad (16)$$

其中, $\theta, \mu > 0$ 。将式(16)代入式(15)中,可获得母国制造业 OFDI 对行业*i*内最终制造品代表性厂商的资本—劳动比的表达式,即:

$$\frac{K_f(i)}{L_f(i)} = H \left( \sum_{i=1}^I (FDI(i) - ODI(i)) \right)^\theta Y^\mu \quad (17)$$

其中, $H = \frac{1-\alpha-\beta}{\beta} \frac{\bar{w}}{(1-\pi)e^r}$ 。从式(17)可知,母国行业*i*内最终制造品厂商的资本—劳动比与总产值、资本净流入均呈正比。

### 三、实证模型、变量选取与数据说明

#### 1. 实证模型

选取式(17)的对数形式,同时考虑到制造业投资存在时间累积效应,故将制造业资本—劳动比的一期滞后项纳入到模型中,动态空心化实证模型设定如下:

$$\ln K_{l,i} = \eta_0 + \eta_1 \ln K_{l,i-1} + \eta_2 \ln (Fdi_{i,t} - Odi_{i,t}) + \eta_3 \ln Y_{i,t} + Z\vartheta + d_i + \nu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (18)$$

其中, $i=1,2,3\dots,N, t=1,2,3,\dots,T$ 。 $K_{l,i}$  表示第*t*期地区*i*的制造业资本—劳动比,衡量地区制造业“离本土化”或“离制造化”程度; $Fdi_{i,t} - Odi_{i,t}$  表示第*t*期地区*i*的制造业资本净流入,其中  $Fdi_{i,t}$  为制造业外商直接投资额,作为地区制造业资本输入项, $Odi_{i,t}$  为制造业对外直接投资额,作为地区制造业资本输出项; $Y_{i,t}$  表示第*t*期地区*i*的实际 GDP,衡量地区总产出; $Z$  表示影响地区制造业资本—劳动比的观测变量,主要包括地区人口密度、工业化水平、环境规制水平、政府支出水平和金融深化程度等因素; $d_i$ 、 $\nu_t$  分别表示个体效应和时期效应, $\varepsilon_{i,t}$  为扰动项。

#### 2. 变量选取与数据来源

本文使用制造业资本存量与制造业就业人口数比重作为地区制造业资本—劳动比的代理变量。其中,制造业资本存量采取永续盘存法核算,计算公式为: $K_{i,t} = (1-\delta_{i,t})K_{i,t-1} + H_{i,t}$ ,其中, $K_{i,t}$  表示第*t*年地区*i*的制造业固定资产形成总额,并取基期为 2000 年, $\delta_{i,t}$  为折旧率并取常数 9.6%<sup>[1]</sup>。地区制造业资本净流入使用制造业实际利用外资额与对外直接投资流量之差代理,鉴于数据可获得性,本文分

别使用 FDI、OFDI 和制造业出口占比的乘积形式来近似表征地区制造业实际利用外资额与制造业对外直接投资流量<sup>①</sup>；总产出水平则使用以 CPI 平减后的 2000 年不变价表示的地区实际 GDP 代理。控制变量中，人口密度水平用以表示地区制造品市场需求规模，工业化水平用以表示地区制造品市场供给能力，是决定地区制造业生产规模的两个重要条件<sup>[13]</sup>，前者用年末总人口数占地区总面积比重表示，后者用制造业总产值占 GDP 比重表示；环境规制水平则会影响制造业的生存空间，这里用地区“三废”综合利用产品产值占 GDP 比重表示；政府支出水平和金融深化水平是保证地区制造业资本来源的两个主要渠道，分别用地区政府财政预算支出总额占 GDP 比重、地区金融机构中长期贷款余额占 GDP 比重表示。

本文选取的研究样本为 2003—2013 年中国 29 个省份<sup>②</sup>的面板数据，样本容量为 319。各省份制造业固定资产形成总额、制造业总产值数据分别来源于历年《中国固定资产投资统计年鉴》和《中国工业经济统计年鉴》，各省份 OFDI 流量数据来源于历年《中国对外直接投资统计公报》，各省份制造业就业人数、实际利用外商额、CPI、GDP、年末总人口数、总面积、“三废”综合利用产品产值、政府财政预算支出总额、金融机构贷款余额等数据均来源于历年《中国统计年鉴》。表 1 为主要变量的统计描述。

**表 1 变量的统计描述**

变量名称	符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
制造业资本—劳动比	$\ln Kl$	319	11.8640	0.7072	9.4500	12.9676
制造业资本净流入	$\ln(Fdi-Odi)$	319	12.0935	2.0088	0.0000	14.9991
总产出	$\ln Y$	319	7.8243	0.9058	5.5649	9.3352
人口密度水平	$Pop$	319	5.4030	1.2511	2.0037	8.2167
工业化水平	$Ind$	319	118.8519	44.4218	31.0645	229.3539
环境规制水平	$Reg$	319	0.3661	0.2264	0.0243	1.1947
政府支出水平	$Gov$	319	19.0031	8.6467	0.0041	61.2108
金融深化水平	$Fin$	319	45.2545	23.3785	2.9313	137.2638

资料来源：作者基于 Stata 软件计算。

## 四、实证分析结果

### 1. 全样本估计结果

由于式(18)解释变量包含制造业资本—劳动比的一期滞后项，故需选取动态面板估计方法。其中，由 Blundell and Bond<sup>[14]</sup>提出的系统 GMM 估计方法融合了差分 GMM 和水平 GMM 估计方法的特征，既能有效避免差分 GMM 估计中可能产生的工具变量过度识别问题，也能在工具变量与扰动项不相关的基础上实现比水平 GMM 更有效率的估计。为了比较估计结果的合理性，本文同时给出了静态面板和动态面板 GMM 的估计结果。

表 2 中回归结果明确显示，在 1% 显著性水平下，混合面板(OLS)和 GMM 估计结果中的资本净流入系数显著为正，中国资本净流入每上升(下降)10% 将会引起制造业资本—劳动比上升(下降)0.092%—0.101%，反映了制造业资本流动确实能通过利率传导机制对国内制造业要素投入比例产生影响。其中，在初期以“引进来”为主体的战略方针指导之下，中国凭借着包括劳动力、土地在内的廉价生产要素优势，吸引了大量加工制造业外资进入，造成了经常账户的盈余。资本项目顺差的出现，不仅使困扰中国制造业发展多年的资金短缺问题得以解除，同时进一步固化了低实际利率所带

① 由于缺乏行业投资数据，这里主要参考张春萍<sup>[12]</sup>的实证研究结论，即当前中国对主要国家的 OFDI 存在明显的出口创造效应，故选取投资总量和制造业出口占比之积来表示地区制造业投资额。

② 不包含西藏及港澳台地区数据，重庆市数据并入四川省。

表 2 制造业空心化模型全样本估计结果

解释变量	静态模型			动态模型	
	OLS	FE	RE	DIF-GMM	SYS-GMM
Constant	10.9119*** (19.24)	-18.4448* (-1.75)	9.5305*** (10.03)	3.0277*** (4.46)	2.2641*** (5.86)
lnKl(-1)				0.6243*** (173.07)	0.6384*** (94.26)
ln(Fdi-Odi)	0.0935*** (3.65)	0.0213 (0.90)	0.0332 (1.39)	0.0092*** (7.90)	0.0101*** (5.70)
lnY	0.1751** (2.42)	2.6288* (1.97)	0.0393 (0.28)	0.0200 (0.29)	0.3293*** (7.15)
Pop	0.0358 (0.85)	1.3953*** (3.95)	0.0900 (1.00)	0.2698*** (7.17)	0.0830*** (2.71)
Ind	0.0056*** (6.14)	0.0082*** (6.51)	0.0081*** (7.15)	0.0017*** (5.61)	0.0011*** (5.47)
Reg	-0.5525*** (-3.49)	-0.5397*** (-2.67)	-0.6287*** (-3.32)	-0.0972*** (-6.68)	-0.1568*** (-7.35)
Gov	0.0342*** (5.81)	0.0465*** (7.36)	0.0455*** (7.54)	0.0054*** (3.16)	0.0092*** (4.77)
Fin	0.0108*** (5.99)	0.0012 (0.45)	0.0059*** (2.89)	0.0004 (1.58)	0.0004* (1.70)
AR(1)				-3.1611	-2.8839
AR(2)				-0.8197	-0.7078
Sargan $\chi^2$ 统计量				28.4330	25.9825
P 值				0.1004	0.5749
R <sup>2</sup>	0.3051	0.4989	0.4601		
样本数	319	319	319	261	290

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。括号内为 t(z) 统计值。所有回归中均控制省份和年份虚拟变量。

资料来源:作者基于 Stata 软件估计。

来的成本优势,吸引了大批民营企业资本的进入,从整体上提高了制造业生产过程中的资本—劳动比重。然而,出于优化产业结构和提升在全球价值链中分工地位的需要,近年来中国在加快制造业 OFDI 的同时,对制造业外资进入总量和质量进行了严格调控,制造业外资企业撤资的现象时有发生,中国资本项目顺差幅度也呈现逐年下降趋势。同时,因制造业资本供应不足而导致实际利率上升的压力也越发突出,形成了对国内制造业资本的挤出,也会加剧制造业空心化的危险。

然而需要指出的是,由于当前中国制造业仍然存在一定的过剩资本,中国正处于过剩产能输出阶段,利率上升所带来的大规模制造业产业链向外转移在短期内不可能完成。况且,在制造业资本输出过程中,也会相继带来劳动力的输出,中国制造业资本—劳动比受制造业“离本土化”影响不大。但是,在经历前期高速增长之后,中国经济“脱实向虚”的“离制造化”现象相对严重,利率上升所带来的高额投资回报使众多制造业厂商纷纷将资金投入金融衍生品等虚拟经济领域,造成了制造业资本急剧萎缩和劳动力大量过剩,成为了导致中国制造业资本—劳动比下降的主要原因。总之,随着中国以制造业资本引入为主体向以制造业资本输出为主体的投资模式“切换”,国内制造业发展环境也会面临新的变化,通过实际利率上升造成制造业资本脱离自然成为了问题之一。

混合面板(OLS)、固定效应(FE)和系统 GMM 估计结果中的总产出系数在 10% 显著性水平下显著为正,中国总产出每上升 10% 将会引起制造业资本—劳动比上升 3.293%。说明经济规模的扩张

有利于增强中国制造业资本—劳动比,主要由于更大的经济规模意味着更多的资本供给,进而会造成国内实际利率下行的压力,减少制造业生产成本,引发国内制造业生产规模的扩张。控制变量中,在 10% 显著性水平下,人口密度、工业化水平、政府支出水平、金融深化水平系数均显著为正,环境规制水平系数则显著为负。说明地区人口密度和工业化水平的上升会分别增强当地制造业的需求和生产能力,地区政府支出和金融机构贷款规模的上升则会拓展当地制造业资本来源,均有利于提升地区制造业资本—劳动比,而地区环境控制力度的加大会提高制造业的进入门槛,通过对制造业生产规模的抑制会降低地区制造业资本—劳动比。另外,在 5% 显著性水平下,GMM 估计结果中的滞后变量系数显著为正,表明中国制造业生产存在明显的时期滞后性,往期资本—劳动比上升会通过累积效应对当期资本—劳动比产生促进作用;虽然差分 GMM 和系统 GMM 估计结果均拒绝了扰动项存在二阶自相关的原假设,但 Sargan 检验表明相较于系统 GMM,差分 GMM 在估计过程中可能存在更严重的工具变量过度识别性问题。综上所述,本文选择系统 GMM 估计结果作为参照基准。

## 2. 分类别制造业样本估计结果

本文以制造业资本—劳动比总体均值作为划分标准,当行业资本—劳动比低于总体均值时,该行业被视为劳动密集型制造业,否则为资本密集型制造业。然后,将选取的资本密集型制造业部门与联合国 SITC Rev.3 的标准进行对照,从中抽离出技术密集型制造业部门<sup>[15]</sup>。对三类制造业子样本<sup>①</sup>的系统 GMM 估计结果如表 3 所示。

回归结果显示,在 1% 显著性水平下,滞后变量均显著为正,说明各类制造业过去期资本—劳动要素构成变化对当期资本—劳动要素构成具有相似的影响。劳动密集型、资本密集型和技术密集型制造业子样本中的资本净流入系数均显著为正,说明因制造业资本流动施加给利率波动的影响在各制造行业内并无差异,资本净流入增加(减少)均会明显提升(降低)中国三类制造业资本—劳动比。主要由于资本净流入会充实中国资本存量,降低实际利率,对于劳动密集型和资本密集型制造业而言,利率降低意味着企业能够以更低的投资成本实现边缘扩大再生产,包括购置机器设备和兴建厂房等;而对于技术密集型制造业而言,利率降低则意味着企业研发成本降低,会促使其增加研发资金投入,实现更有效率的产品技术创新以获取超额利润。这会导致各类制造业中所使用的资本规模相较于劳动力规模增长更加迅速,提升其资本—劳动比。反之,当中国制造业 OFDI 过度输出而导致资本净流入减少时,实际利率上升则会导致三类制造行业企业减少投资需求,制造业资本有可能流入具有更高收益的虚拟经济领域,各制造行业的资本—劳动比则会降低。

然而通过比较可知,劳动密集型制造业的资本净流入系数更大。说明了这样的问题,劳动密集型制造业资本形成受投资利率上升的抑制作用较大,尤其在母国因资本项目顺差减少时,由于劳动密集型制造业对投资成本具有较高的敏感性,更容易发生生产资本向虚拟经济部门的转移,从而出现资本使用规模缩减和相对劳动力过剩,资本—劳动比也会相应降低,也成为了“离制造化”现象最有可能发生的一类制造业。而对于资本密集型和技术密集型制造业而言,由于在生产过程中需要使用更多的资本要素,行业本身对实际利率的弹性较小,短期内利率上升并不会导致行业资本大规模脱离。同时,由于存在大量专用资产的前期投入,也降低了其对投资成本的敏感性,使得行业资本向虚拟经济部门转移规模有限。

另外,在 1% 显著性水平下,资本密集型和技术密集型制造业子样本中的总产出系数均显著为正,表明中国经济总量增长所带来的实际利率的下降,促进了这两类制造业使用更多的资本要素来替代劳动力等其他生产要素。控制变量中,在 10% 显著性水平下,环境规制水平、政府支出水平、金

<sup>①</sup> 其中,劳动密集型制造业包括食品制造及烟草加工业、纺织服装业和造纸印刷及文教用品制造业;资本密集型制造业包括石油加工与化学工业、非金属矿物品制造业和金属冶炼及制品业;技术密集型制造业包括机械及设备制造业和电气机械及电子通信设备制造业。

融深化水平系数均较为显著,且符号与预期一致。各类制造业估计结果均拒绝了扰动项存在二阶自相关的原假设,Sargan 检验也表明系统 GMM 估计不存在工具变量过度识别问题。

**表 3 分类别制造业空心化模型 SYS-GMM 估计结果**

解释变量	劳动密集型	资本密集型	技术密集型
<i>Constant</i>	11.6235*** (5.05)	55.7904*** (24.95)	-143.1102*** (-15.70)
$\ln Kl(-1)$	0.9539*** (38.66)	0.9018*** (132.18)	0.8878*** (167.46)
$\ln(Fdi-Odi)$	0.9011*** (4.90)	0.4373*** (3.56)	0.2100*** (3.42)
$\ln Y$	1.6034* (1.69)	6.0261*** (12.89)	3.2765*** (22.23)
$Pop$	0.2491*** (4.02)	0.6427 (1.26)	0.3229*** (16.81)
$Ind$	0.0056 (1.30)	0.0217*** (8.52)	0.0031 (0.70)
$Reg$	-0.3502*** (-4.26)	-0.7062**** (-5.41)	-0.6193* (-1.95)
$Gov$	0.0718*** (2.92)	0.2808*** (18.65)	0.2183*** (7.41)
$Fin$	0.0290*** (8.16)	0.0118*** (3.60)	0.0596*** (8.31)
AR(1)	-2.3485	-3.2423	-1.0192
AR(2)	-0.5476	-0.9354	-1.0021
Sargan $\chi^2$ 统计量	23.2805	25.7496	24.3698
P 值	0.2752	0.5874	0.6627
样本数	290	290	290

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。括号内为 z 统计值。所有回归中均控制省份和年份虚拟变量。

资料来源:作者基于 Stata 软件估计。

### 3. 分地区制造业样本估计结果

基于地区异质性的考量,本文以省份所处经济地带为划分标准,将总样本分别划分为东部地区、中部地区和西部地区三组,对三大地区子样本的系统 GMM 估计结果如表 4 所示。

观察可知,在 1% 显著性水平下,各地区滞后变量均显著为正,说明各地区制造业资本—劳动比存在正向时期累积效应。虽然东部地区、中部地区和西部地区子样本中的资本净流入系数均为正,但后两者更加显著,说明中西部地区制造业资本—劳动比受资本净流入的影响更明显,资本净流入增加(减少)将会提高(降低)中西部地区制造业资本—劳动比。这个结论不难理解,中西部仍处于工业化进程中,投资规模扩张仍然作为其制造业发展过程中的重要目标,再加上“西部大开发”和“中部崛起”等国家战略引导,这就使得当资本净流入增加时,利率下降会使得中西部地区更倾向也更容易获得制造业资本,并最终提高其资本—劳动比。至于东部地区,由于率先实现了工业化,传统制造业市场已接近饱和以及环境承载能力已达上限等诸多原因,该地区制造业发展目标也有重“量”向重“质”转变,而高端制造业由于具备较高的预期回报,受利率波动影响相对较小,成为了东部地区制造业对资本净流入反应迟缓的重要原因之一。

同时,当出现制造业 OFDI 增加而导致资本净流入减少的情形时,实际利率上升会使得中西部

制造业发展面临更显著的资金瓶颈，“离制造化”更容易发生。其主要原因是，在区域赶超的背景下，中西部地区为了加快提升其工业化水平，更容易采取低成本、单一化的制造业生产结构，形成了对资本等生产要素较强的依赖性。这种粗放型的制造业发展方式存在潜在风险，尤其随着资本净流出而导致的实际利率上升，中西部地区的制造业生产的成本优势也将因此被削弱，资本更容易从制造业部门脱离而流向获利能力更强的虚拟经济领域。而对于东部地区而言，凭借着制造业多元化发展战略，传统加工制造业和新兴制造业均得到了有效发展，制造业结构呈现多层次状态，虽然实际利率的上升也影响了东部地区的成本优势，但技术竞争优势显现在一定程度上弥补了这一不利影响，现代制造业的率先发展则促进了资本从虚拟经济向制造业的回流，因此有效缓解了东部地区的“离制造化”。

另外，三大地区子样本的总产量系数在 5% 显著性水平下显著为正，表明受益于近年来经济增长的“红利”，东部地区在率先发展过程中积累了坚实的工业基础，而中西部地区则在国家政策位差的优势条件下，实现了工业水平的快速提升，中国各地区资本供给总量都有相似的增长，并通过实际利率传导机制提升了各地区的资本—劳动比。控制变量中，在 5% 显著性水平下，人口密度系数显著为正。当然，估计结果也通过了二阶自相关检验和 Sargan 检验。

**表 4 分地区制造业空心化模型 SYS-GMM 估计结果**

解释变量	东部地区	中部地区	西部地区
Constant	1.4256 (0.72)	3.0653 (0.07)	8.2931 (1.65)
lnKl(-1)	0.5959*** (16.01)	0.7701*** (15.72)	0.6315*** (27.53)
ln(Fdi-Odi)	0.0339* (1.78)	0.1860*** (6.45)	0.2200*** (4.08)
lnY	0.1145*** (2.50)	0.0884** (2.19)	0.1569** (2.31)
Pop	0.3248*** (4.20)	0.2516** (2.04)	0.6287*** (2.95)
Ind	0.0010*** (2.61)	0.0026** (2.49)	0.0081 (0.14)
Reg	-0.2582* (-1.84)	-0.0905 (-1.12)	-0.1204 (-0.94)
Gov	0.0091* (1.91)	0.0048 (0.05)	0.0030 (0.74)
Fin	0.0013** (2.00)	0.0014 (0.31)	0.0011 (1.60)
AR(1)	-1.8049	-2.8516	-0.8433
AR(2)	-0.3638	-0.7955	-0.4850
Sargan $\chi^2$ 统计量	9.8534	7.1136	6.9217
P 值	0.9998	0.9727	1.0000
样本数	128	62	100

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。括号内为 z 统计值。所有回归中均控制省份和年份虚拟变量。

资料来源：作者基于 Stata 软件估计。

#### 4. 稳健性检验

(1) 中国制造业空心化效应的阶段性检验。2008 年金融危机以后，中国对外开放战略目标发生

了重要转变,由过去贸易和资本“双顺差”的数量目标升级为当前开放和国内结构优化并举的质量目标,同时伴随着中国经济进入稳定增长的“新常态”阶段,制造业 OFDI 规模也呈现加速扩张态势,这会对中国当前的资本项目产生重要影响。因此,考虑到样本数据的稳定性,将 2008 年全球金融危机作为分界点,分别检验 2003—2008 年和 2009—2013 年两个样本期间中国资本项目的制造业空心化效应。

如表 5 所示,在 5% 显著性水平上,2003—2008 年和 2009—2013 年的资本净流入系数分别为 0.0147、0.0120,且前者较为显著。说明中国资本净流入对制造业资本—劳动比的影响在各阶段也有所不同,金融危机之前中国资本净流入增加(减少)会相应提高(降低)制造业资本—劳动比,而在金融危机之后这一效应并不明显。众所周知,金融危机之前的中国通过大力引进外资的方式承接了国际加工制造业的转移,除了包括廉价劳动力等初始要素禀赋因素外,长期以来的资本项目顺差构成了低实际利率的重要原因,并进一步吸引大量国内资本流向制造业领域,对于提升制造业资本—劳动比起到了重要作用。而在金融危机之后,在经济转型的政策背景下,中国制造业资本流动结构变得更加合理。其中,资本输出成为了中国转移过剩产能和传统制造业生产链的主要方式,而外资进入则更偏向于现代制造业,这也在一定程度上促进了中国资本项目的再平衡。实际利率波动逐渐趋缓,对国内制造业资本—劳动比的影响也变得不太明朗。

同时与本文预期一致,变量  $\ln Y/\ln Kl(-1)$  在 1% 显著性水平下均显著为正,说明金融危机前后中国制造业资本—劳动比既受前期积累的影响,也与当前中国经济规模密切相关。控制变量中,环境规制水平、政府支出水平和金融深化水平系数在 1% 显著性水平下均较为显著。

表 5 中国制造业空心化的阶段性检验结果

解释变量	2003—2008	2009—2013
Constant	2.0381*** (2.74)	18.9054*** (3.90)
$\ln Kl(-1)$	0.5870*** (41.48)	0.2117*** (26.70)
$\ln(Fdi-Odi)$	0.0147** (2.19)	0.0120 (1.54)
$\ln Y$	0.6054*** (3.66)	0.4101*** (2.99)
$Pop$	0.3855** (2.13)	0.1427 (1.07)
$Ind$	0.0025 (0.48)	0.0046 (1.33)
$Reg$	-0.0965*** (-3.48)	-0.0880*** (-3.30)
$Gov$	0.0158*** (3.34)	0.0092*** (2.50)
$Fin$	0.0023*** (4.26)	0.0031*** (4.41)
AR(1)	-2.1089	-0.9691
AR(2)	-1.1459	-0.5523
Sargan $\chi^2$ 统计量	20.7394	3.3716
P 值	0.0545	0.4984
样本数	174	116

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。括号内为 z 统计值。所有回归中均控制省份和年份虚拟变量。

资料来源:作者基于 Stata 软件估计。

(2)中国制造业“效率空心化”的稳健性检验。作为空心化的间接测度指标,资本—劳动比的变化仅能反映制造业的相对投资规模的变化,而未能考虑到制造业技术效率的变化。可能的情形是,虽然制造业相对投资规模缩小,但由于技术效率的提升,制造业生产能力反而有所增强,专业化分工的比较优势仍可维持。据此,参照吴海民<sup>[16]</sup>的“效率空心化”度量方法,采用剔除规模因素之后的制造业纯技术效率作为代理指标。为获得这个数据,本文分别选取中国制造业工业企业总产值作为产出指标和制造业资本存量、制造业就业人数作为投入指标,并使用数据包络分析方法(DEA)核算得到2003—2013年中国制造业纯技术效率的省际面板值。在此基础上,对以“效率空心化”指标作为被解释变量的空心化模型(18)进行估计,结果如表6所示。

通过比较发现,在5%显著性水平下,资本净流入和总产出系数和符号并未出现较大变化,说明制造业资本净流入的增加和经济规模的扩张均能促进中国制造业资源使用效率的提升,降低“离制造化”程度,这和本文制造业资本—劳动比上升的结论是一致的;滞后变量系数显著为正,验证了本文制造业投资的时间累积效应的存在性。控制变量中,在10%显著性水平下,人口密度水平、工业化水平、政府支出水平和环境规制水平系数较为显著,且符号也均与预期一致。

**表6 中国制造业“效率空心化”的稳健性检验结果**

解释变量	静态模型			动态模型	
	OLS	FE	RE	DIF-GMM	SYS-GMM
Constant	-0.6470*** (-4.42)	-0.3147 (-0.13)	-0.8164*** (-3.32)	-2.5336*** (-6.47)	0.8802*** (4.61)
lnKl(-1)				0.8293*** (32.39)	0.9157*** (30.58)
ln(Fdi-Odi)	0.0184*** (2.68)	0.0133** (2.27)	0.0135** (2.47)	0.0040** (2.13)	0.0051** (2.05)
lnY	0.0883*** (4.69)	0.1781 (0.57)	0.1040*** (2.84)	0.3000*** (5.98)	0.0780*** (2.88)
Pop	0.0351*** (3.28)	0.1881** (2.27)	0.0156 (0.65)	0.0432* (1.85)	0.0629*** (6.98)
Ind	0.0013*** (6.02)	0.0035*** (9.61)	0.0023*** (9.62)	0.0046*** (5.11)	0.0012*** (8.60)
Reg	-0.1797*** (-4.38)	-0.0701 (-1.47)	-0.0966** (-2.16)	-0.0705*** (-3.89)	-0.0726*** (-4.66)
Gov	0.0042** (2.51)	0.0053*** (3.66)	0.0051*** (3.60)	0.0018* (1.67)	0.0021*** (4.34)
Fin	0.0011** (2.03)	0.0014 (1.50)	0.0019** (2.35)	0.0003 (0.23)	0.0001 (1.63)
AR(1)				-3.7502	-3.9328
AR(2)				-0.5694	-1.3410
Sargan $\chi^2$ 统计量				25.7773	24.6537
P 值				0.1732	0.6469
R <sup>2</sup>	0.5114	0.4381	0.4238		
样本数	319	319	319	261	290

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。括号内为 t(z)统计值。所有回归中均控制省份和年份虚拟变量。

资料来源:作者基于 Stata 软件估计。

## 五、结论与政策启示

在经历了“赶超式”增长之后,中国成为了全球制造业资本输出国中的“后起之秀”。如果说前期中国制造业的发展主要受益于低利率、低要素成本的“红利”,那么,随着中国制造业对外直接投资迅速增加,资本供给可能由盈余变成紧缺,中国制造业发展中所一贯秉持的成本优势将会面临巨大的挑战,大范围的制造业资本脱离也不无可能。根据资本流向的差异,最终会产生不同类型的制造业“空心化”问题。针对这一现实,本文在推导含资本要素的动态制造业空心化模型基础上,以2003—2013年中国省际面板数据作为研究样本,佐证了制造业OFDI的空心化效应的发生机制,一定程度上回答了本文开篇的三个问题:<sup>①</sup>①OFDI会造成中国制造业资本存量的缩减,并通过实际利率上升抑制国内制造业资本形成。②由于中国正处于制造业剩余资本的“消化期”,制造业OFDI短期内会有助于中国过剩产能的输出,对中国制造业整体生产转移影响十分有限,“离本土化”效应暂时不会出现。但是,资本项目顺差减少会造成制造业利率上升,从而引致更多制造业资本流向虚拟经济领域,使“离制造化”现象反而更加显著。③在“离制造化”的背景下,中国制造业资本—劳动比有下降的趋势,但是在不同行业和不同地区有不同表现。其中,劳动密集型制造业和中西部地区“离制造化”问题需要引起警示。基于上述结论,本文提出如下政策建议:

(1)进一步强化制造业引进和利用外资,维持资本项目平衡。近年来,随着制造业对外直接投资的迅速增加,出现了忽视引进和利用外资的观点和倾向。实际上,与美国为首的后工业化国家相比,中国依然面临着制造业资本总量不足和发展水平不高等突出问题,如果形成以资本输出为主和资本流入为辅的“大出小进”的投资模式,会使制造业面临严重的资金紧缺问题。而对于正处于经济转型期的中国而言,资本仍然是制造业发展过程中广泛且迫切需要的要素。应继续发挥中国的市场潜力和释放“改革红利”,加强对制造业外商投资的政策保障,优化市场竞争环境,以此增强对制造业外资的持久吸引力。中共“十八大”提出要提高利用外资综合优势和总体效率,只有这样才能最终实现制造业外资和内资的优化配置,保持资本项目平衡和利率稳定,减少资本脱离制造业的风险。

(2)鼓励制造业企业“走出去”,促进制造业过剩资本对外输出。随着中国前期高度依赖以投资驱动为主的粗放型经济增长方式,制造业部门出现了大量剩余资本。截至2013年12月底,中国工业生产者出厂价格(PPI)已经经历了近22个月的“负增长”,特别是钢铁、有色金属等传统制造业部门的产能过剩问题格外突出。这也预示着短期内制造业资本输出会导致剩余资本的减少,并不会因产业链整体搬迁而导致制造业“离本土化”的系统性风险。据此,大力支持制造企业“走出去”,降低制造业对利率的敏感性,也就成为了当前政策制定的重点。结合产能过剩制造行业的比较优势和具体特征,制定针对性的企业“走出去”策略。

(3)将对外直接投资与促进制造业发展模式转变相结合,实现制造业结构升级。鉴于劳动密集型制造业对实际利率更敏感,更有可能因对外直接投资而出现“离制造化”问题。根据中国不同地区的制造业结构特征,需要实行差异化政策:<sup>①</sup>①对于东部地区,通过对外直接投资加快制造业发展模式由初级要素驱动向高级要素驱动转变,实现制造业结构升级。政策重点在于实施技术导向或效率导向等多样化对外投资战略,拓宽高级要素来源,促进现代制造业发展和吸引制造业资本回流。②对于中西部地区,应以避免制造业资本“脱实向虚”为目标,将承接东部地区产业转移和制造业对外直接投资相结合。由于中西部现有制造业基础对实际利率等要素成本更为敏感,短期内不宜过分强调制造业对外直接投资,应通过对东部地区转移制造业的承接以保证充足的资本供应。从长期看,为了实现制造业更高层次的发展,中西部地区应在实现制造业稳固发展的基础之上,积极开展对外直接投资,促进制造业结构转型升级。

### [参考文献]

- [1]胡立君,薛福根,王宇.后工业化阶段的产业空心化机理及治理[J].中国工业经济,2013,(8):122-134.

- [2] Cowling, K., and R.P. Tomlinson. The Problem of Regional “Hollowing-out” in Japan: Lessons for Regional Industrial Policy[R]. University of Warwick, 2001.
- [3] Minoru, I. Hollowing-out of the Japanese Manufacturing and Regional Employment Development [R]. Japan Institute for Labor Policy and Training, 2006.
- [4] 蔡兴,刘子兰. 美国产业结构的调整与贸易逆差[J]. 国际贸易问题, 2012,(10):68–76.
- [5] 石柳,张捷. 广东省对外直接投资与产业“空心化”的相关性研究——基于灰色关联度的分析[J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报), 2013,(2):52–64.
- [6] 刘海云,喻蕾. 中国对外直接投资的产业空心化效应研究——基于东部地区工业数据的实证研究[J]. 经济与管理研究, 2014,(9):77–83.
- [7] 褚振国. 对产业空心化现象的分析和反思[J]. 中南财经政法大学研究生学报, 2013,(4):29–36.
- [8] 张弛. 论跨国公司的海外生产与母国的“产业空心化”[J]. 世界经济, 1994,(2):42–46.
- [9] 陈元朝. 国际代工模式下的本地产业空心化危机研究——基于长三角的实践[J]. 现代经济探讨, 2007,(10): 68–71.
- [10] Kim, Y.J. A Model of Industrial Hollowing-out of Neighboring Countries by the Economic Growth of China[J]. China Economic Review, 2007, 18(2):122–138.
- [11] 张军,吴桂英,张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算:1952—2000[J]. 经济研究, 2004,(10):35–44.
- [12] 张春萍. 中国对外直接投资的贸易效应研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2012,(6):74–85.
- [13] 姜爱林. 城镇化与工业化互动关系研究[J]. 财贸研究, 2004,(3):1–9.
- [14] Blundell, R., and S. Bond. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models[J]. Journal of Econometrics, 1998, 87(1):115–143.
- [15] 韩燕,钱春海. FDI对我国工业部门经济增长影响的差异性——基于要素密集度的行业分类研究[J]. 南开经济研究, 2008,(5):143–152.
- [16] 吴海民. 资产价格波动、通货膨胀与产业“空心化”——基于我国沿海地区民营工业面板数据的实证研究[J]. 中国工业经济, 2012,(1):46–56.

## Study on the Manufacturing Industrial Hollowing-out Effect of China’s OFDI

LIU Hai-yun, NIE Fei

(School of Economics of HUST, Wuhan 430074, China)

**Abstract:** On the bases of discussion of mechanism on off-homeland of industrial capital and off-manufacture of industrial capital induced by manufacturing OFDI, this paper builds dynamic manufacturing industrial hollowing-out model including capital factor, and estimates with system GMM method by using China’s panel data of provinces from 2003 to 2013. The result shows that the rapid expansion of manufacturing OFDI would cause reduction in China’s manufacturing capital and rise in real interest, then manufacturing capital flows into the virtual economy and capital-labor ratio falls, the phenomenon of off-manufacture would happen. Labor-intensive manufacturing is highly sensitive to change in the cost, capital would be squeezed more obviously by OFDI. Compared with the eastern region, manufacturing structure of mid-west region is single and elements are more intensive, OFDI will weaken manufacturing competitive edge of mid-west region by interest rate transmission mechanism, under the situation of insufficient development in emerging industries, off-manufacture of industrial capital is more prone to happen. After the financial crisis, China’s manufacturing OFDI growth is accelerated due to the need of capacity output, and the promotion effect on domestic manufacturing capital formation from the net inflow of capital is diminished. Finally, This paper puts forward corresponding policies about how to prevent manufacturing industrial hollowing-out.

**Key Words:** OFDI; manufacturing industrial hollowing-out; system GMM

**JEL Classification:** F21 L60 C23

[责任编辑:鲁舟]