

DOI: 10.19361/j.er.2019.03.04

制造业产出服务化对企业 劳动收入份额的影响:理论基础与微观证据

陈丽娴 沈 鸿*

摘要:现阶段,中国劳动收入份额呈现波动下降的特征事实。与此同时,制造业企业正在实施的服务化战略将会改变企业内部资本和劳动要素的分配比例。那么,制造业产出服务化与企业劳动收入份额的关系究竟如何?本文首先构建动态经济增长模型,将制造业部门的产出分解为制造品和现代服务产品两部分,以此刻画制造业产出服务化的现实。模型分析结果显示,制造业新增服务产品产出可以提高劳动收入份额。其次,本文利用中国上市制造业企业的微观层面数据,采用PSM-DID等准自然实验法,实证研究制造业产出服务化如何作用于企业劳动收入份额的提高。实证结果同样发现制造业产出服务化显著提高了企业劳动收入份额。本文为制造业产出服务化影响劳动收入份额提供了理论基础和基于微观企业的经验证据。

关键词:制造业产出服务化;企业劳动收入份额;非平衡增长模型;PSM-DID

一、引言

党的十九大报告指出,坚持在经济增长的同时实现居民收入同步增长、在劳动生产率提高的同时实现劳动报酬同步提高。2019年两会工作报告首次将就业优先政策置于宏观政策层面,旨在强化各方面重视就业、支持就业的导向。这说明在加快经济发展的同时,我国政府不仅重视维护好劳动者的利益和创造良好的就业氛围,还十分重视提高劳动者报酬,让劳动者分享经济发展成果。其中,劳动者报酬在GDP中的份额是要素收入分配的重要内容之一,经济学家曾认为劳动收入份额保持基本稳定是经济增长的特征事实,但这一基本结论逐渐受到客观事实的挑战。Karabarbounis和Neiman(2014)研究发现,发达国家的劳动收入份额在1980年之后显著下降。罗长远(2014)统计发现,中国的劳动收入份额在1990年之后也经历了明显的下降。围绕劳动收入份额变化的原因,理论和跨国经验研究分别从投资品的相对价格、技术进步、资本深化、要素市场扭曲、经济全球化、对外贸易、经济发展以及工会等方面展开分析。

*陈丽娴,广东外语外贸大学经济贸易学院,邮政编码:510006,电子信箱:chenlixian2015@163.com;沈鸿,浙江财经大学经济学院,邮政编码:310018,电子信箱:shenhong@zufe.edu.cn。

本文获得国家社会科学基金项目“扩大生产服务业开放促进中国制造业升级的路径与对策研究”(项目编号:18BJY177)、广东省哲学社会科学“十三五”规划项目“广东制造业服务化的就业效应研究”(项目编号:GD18XYJ18)的资助。感谢匿名审稿专家对本文提出的宝贵修改意见。当然文责自负。

另外,学者们还从产业结构调整视角探讨了劳动收入份额波动下降的原因。Kongsamut 等(2001)构建三部门的非平衡增长模型,发现在广义平衡增长路径上,经济体的总劳动收入份额呈稳定状态,劳动者数量在农业、制造业和服务业部门分别呈现下降、保持不变和上升的趋势。Herrendorf 等(2014)构建消费(农业部门、制造业部门和服务业部门)和投资四部门的动态经济增长模型,得出与 Kongsamut 等(2001)一致的结论。Zuleta 和 Young(2007)构建两部门模型(生产要素为劳动的部门、生产要素为资本和劳动的部门),发现在内生性增长的情况下,服务业部门的劳动收入份额与其增加值份额相等。具体到中国产业结构调整与劳动收入份额间的关系,郝枫(2013)认为中国劳动收入份额的持续下降是由产业结构转变主导的。白重恩和钱震杰(2009)在剔除统计口径变化的影响后,发现中国劳动收入份额下降主要源于产业结构转型。胡秋阳(2016)基于产业分工视角,构造了关于劳动报酬整体份额变动的最终需求结构效应、价值链结构效应和产业内部效应的三因素模型,认为产业内效应对中国 1997-2007 年间的总体劳动收入份额下降做出 70.2% 的贡献。

综上,大多数学者认为中国产业结构调整是劳动收入份额下降的重要原因。当前中国已成为世界制造第一大国,农业就业和产出比重大幅下降,服务业就业和产出占比偏低。随着制造业开展服务业务,实施产出服务化转型,服务部门就业和产出比重相对增加,这能否提高中国劳动收入份额? 本文试图从理论和实证两方面进行论证。本文的创新之处在于:一是构造动态经济增长模型,将制造业部门拆分为传统制造部门和现代服务部门,进行模型分析。二是通过对企业基本信息和年报等资料的分析,手工收集和记录服务化信息,对制造业产出服务化行为进行准确的刻画。三是采用 PSM-DID 等准自然实验法,利用中国上市制造业企业的微观数据,实证研究制造业产出服务化与企业劳动收入份额的因果关系。

二、理论模型分析

(一) 模型设定

为分析制造业产出服务化如何影响劳动收入份额,本文在 Kongsamut 等(2001) 和 Herrendorf 等(2014)模型的基础上,构建动态经济增长模型。假设经济体存在一个最终产品部门,它由农业部门、制造业部门和服务业部门复合而成,而制造业部门再由制造业中的传统制造部门和制造业中的现代服务部门复合而成。这里的现代服务产出特指制造业企业在提供制造品的同时提供的服务产出,与传统或专业服务企业提供的服务产出相区别。农业、服务业和制造业中的现代服务产出主要用于消费,制造业中的传统制造部门的产出用于消费和投资。所有部门的生产均采用 C-D 生产函数进行,使用资本和劳动两种要素。

$$Y_{at} = B_a F(\phi_t^a K_t, N_t^a L_t) \quad (1)$$

$$Y_{mm,t} + \dot{K}_t + \delta K_t = B_{mm} F(\phi_t^{mm} K_t, N_t^{mm} L_t) \quad (2)$$

$$Y_{ms,t} = B_{ms} F(\phi_t^{ms} K_t, N_t^{ms} L_t) \quad (3)$$

$$Y_{st} = B_s F(\phi_t^s K_t, N_t^s L_t) \quad (4)$$

$$Y_{ms,t} = Y_{st} \quad (5)$$

$$\dot{L}_t = g L_t \quad (6)$$

式(1)-(6)中: a 、 mm 、 ms 、 s 分别表示农业部门、制造业中的传统制造部门、制造业中的现代服务部门、服务业部门, t 表示年份。 Y 、 B 、 ϕ 、 N 分别表示各部门的产出、技术进步水平、资本

收入份额、劳动收入份额。资本收入份额和劳动收入份额大于 0 且小于 1,根据已有研究理论,各部门的资本收入份额加总劳动收入份额加总均为 1。由于制造业中的现代服务产出也属于服务业部门,两者的技术进步水平相等,有 $B_{ms} = B_s$ 。 $\dot{K}_t + \delta K$ 表示总投资, δ 为折旧因子。假设 $K_0 > 0, L_0 > 0$,资本 K 和劳动 L 在不同部门间和部门内部自由流动。 g 衡量劳动要素的技术进步率。

1.生产效率。假设资本和劳动可以在不同部门间和部门内部自由流动。因此有效的资源配置意味着不同部门间和部门内部的边际转换率相等,即:

$$\frac{\phi_t^a}{N_t^a} = \frac{\phi_t^{mm}}{N_t^{mm}} = \frac{\phi_t^{ms}}{N_t^{ms}} = \frac{\phi_t^s}{N_t^s} = 1 \quad (7)$$

由于不同部门的生产函数是固定比例生产函数,则有农业部门、制造业中的现代服务部门和服务业部门的产品价格相对于制造业中的传统制造部门的产品价格为:

$$P_a = \frac{B_{mm}}{B_a} \quad (8)$$

$$P_{ms} = \frac{B_{mm}}{B_{ms}} = P_s = \frac{B_{mm}}{B_s} \quad (9)$$

式(8)、(9)中: P_a, P_{ms}, P_s 分别为农业部门、制造业中的现代服务部门和服务业部门的产品价格,且制造业中的现代服务部门和服务业部门产品的价格相等,即 $P_{ms} = P_s$ 。根据式(7)-式(9)有资源约束方程:

$$Y_{mm,t} + \dot{K}_t + \delta K_t + P_a Y_{at} + P_{ms} Y_{ms,t} + P_s Y_{st} = B_{mm} F(K_t, L_t) \quad (10)$$

2.偏好。给定经济体的生产结构,部门间和部门内部的自由转换必须源于不同生产产品有不同的需求收入弹性。本文假设偏好在时间上是可分的。家庭收入来自提供劳动、资本报酬以及从厂商那里分得的利润。家庭将每个时间点的收入在消费和储蓄之间进行分配,并最大化其终生效用。家庭效用函数的形式为:

$$U = \int_0^\infty e^{-\rho t} u(c(t)) \frac{L_t}{H} dt \quad (11)$$

式(11)中: $c(t)$ 是每个家庭成员在时间 t 的消费。 $u(\cdot)$ 是瞬时效用函数,具体形式为 $u(c(t)) = c(t)^{1-\theta} / (1-\theta)$,表示在给定时刻下每个家庭成员的效用。 L_t 为经济的总人口, L_t/H 为每个家庭的成员人数。 ρ 为折现率。 θ 决定了家庭在不同时期之间调整消费的意愿。

$$c(t) = (Y_{at} - \bar{Y}_a)^\eta [Y_{mm,t}^\alpha (Y_{ms,t} + \bar{Y}_{ms})^\beta]^\gamma (Y_{st} + \bar{Y}_s)^\theta \quad (12)$$

$$Y_{mt} = Y_{mm,t}^\alpha (Y_{ms,t} + \bar{Y}_{ms})^\beta \quad (13)$$

根据前文分析,农业部门产出 Y_{at} 、制造业中的传统制造部门产出 $Y_{mm,t}$ 、制造业中的现代服务部门产出 $Y_{ms,t}$ 和服务业部门产出 Y_{st} 均可以用以消费。其中, $\bar{Y}_a$ 表示农业的最低生活消费水平, $\bar{Y}_{ms}, \bar{Y}_s$ 表示家庭关于服务的自给自足部分。

本文进一步假设 $\eta, \gamma, \theta, \bar{Y}_a, \bar{Y}_{ms}$ 和 $\bar{Y}_s$ 严格大于 0,且有 $\eta + \gamma + \theta = 1$ 。式(12)说明农业部门的产品需求收入弹性小于 1,制造业中的传统制造部门的产品需求收入弹性等于 1,制造业中的现代服务部门和服务业部门的产品需求弹性大于 1。

(二) 最优配置

代表性家庭的效用最大化问题如下:

$$\max \int_0^{\infty} e^{-\rho t} u(c(t)) \frac{L_t}{H} dt \quad (14)$$

$$\text{s.t. } \dot{Y}_{mm,t} + \dot{K}_t + \delta K_t + P_a Y_{at} + P_{ms} Y_{ms,t} + P_s Y_{st} = B_{mm} F(K_t, L_t) \quad (15)$$

给定经济体的实际利率等于制造业资本边际产品与折旧率的差,表达式如下:

$$r = B_{mm} F_1(k, 1) - \delta \quad (16)$$

式(16)中: $k = K/L$ 表示人均资本。跨部门消费的最优配置要求:

$$\frac{P_a (Y_{at} - \bar{Y}_a)}{\eta} = \frac{Y_{mm,t}}{\alpha \gamma} \quad (17)$$

$$\frac{P_{ms} (Y_{ms,t} + \bar{Y}_{ms})}{\beta \gamma} = \frac{Y_{mm,t}}{\alpha \gamma} \quad (18)$$

$$\frac{P_s (Y_{st} + \bar{Y}_s)}{\theta} = \frac{Y_{mm,t}}{\alpha \gamma} \quad (19)$$

制造业中的传统制造部门产品的最优化消费路径必须满足:

$$\begin{aligned} \frac{\dot{Y}_{mm}}{Y_{mm}} &= \frac{\alpha \gamma - \rho}{\sigma} = g \\ \gamma &= \frac{\sigma g + \rho}{\alpha} \\ r &= B_{mm} F_1(k, 1) - \delta \end{aligned} \quad (20)$$

(三) 平衡增长路径

当 $\bar{Y}_a = \bar{Y}_{ms} = \bar{Y}_s = 0$ 时,从式(10)可知模型有唯一平衡增长路径,即所有变量的增长率为常数,农业部门产出 Y_{at} 、制造业中的传统制造部门产出 $Y_{mm,t}$ 、制造业中的现代服务部门产出 $Y_{ms,t}$ 、服务业部门产出 Y_{st} 、资本 K_t 以恒定的速度 g 增长。

根据式(16)和式(20),可知人均资本 k 的稳定状态为:

$$B_{mm} F_1(k, 1) - \delta = \frac{\sigma g + \rho}{\alpha} \quad (21)$$

从式(21)可知,经济体唯一可行的不变增长率为 g 。无论资本存量和实际利率是否一致,家庭总是选择以速度 g 增加对四部门产品的消费,经济体达到平衡增长状态。

命题 1: 当 $\bar{Y}_a = \bar{Y}_{ms} = \bar{Y}_s = 0$ 时,模型中各个变量的增长率取值为常数,意味着经济体达到平衡增长路径。

(四) 广义平衡增长路径 (GBGP)

由于平衡增长路径要求所有内生变量以稳定速度增长,这对于本文所要考察的部门内部结构调整(制造业产出服务化)模型过于严格。本文进一步分析模型的广义平衡增长路径,其要求实际利率是稳定的。因此,当 $\bar{Y}_a$ 、 $\bar{Y}_{ms}$ 和 $\bar{Y}_s$ 严格为正时,平衡增长路径不存在。式(17)-(20)意味着家庭不会以不变的速度选择消费 Y_{at} 、 $Y_{ms,t}$ 和 Y_{st} 。

首先定义广义平衡增长路径的实际利率 r 是一常数。式(16)暗含着为得到实际利率 r

是一常数,则人均资本 k 必须也是一常数。经济体的资源约束方程可重新写成:

$$Y_{mm,t} + \dot{K}_t + \delta K_t + P_a Y_{at} + P_{ms} Y_{ms,t} + P_s Y_{st} = B_{mm} F(k, 1) L_t \quad (22)$$

式(22)右边式子以速度 g 增加。在式(22)的左边, $Y_{mm,t}$ 、 $\dot{K}_t$ 和 δK_t 也以速度 g 增加,但 Y_{at} 、 $Y_{ms,t}$ 、 Y_{st} 没有以速度 g 增加。因此,本文假定每个家庭有正的制造业中的现代服务禀赋、正的服务禀赋、负的农业禀赋,则可以得到 Y_{at} 、 $Y_{ms,t}$ 、 Y_{st} 也以速度 g 增加。要求禀赋 $P_{ms} \bar{Y}_{ms} + P_s \bar{Y}_s - P_a \bar{Y}_a$ 的市场价值总和为 0。进一步假设存在以下关系式:

$$2 \bar{Y}_s B_a = \bar{Y}_a B_s \quad (23)$$

$$2 \bar{Y}_{ms} B_a = \bar{Y}_a B_{ms} \quad (24)$$

在式(23)和式(24)的基础上,并根据式(8)、(9),可以得到:

$$P_{ms} \bar{Y}_{ms} + P_s \bar{Y}_s - P_a \bar{Y}_a = 0 \quad (25)$$

因此,在式(22)两边加上式(24),可以重新得到如下资源约束方程:

$$Y_{mm,t} + \dot{K}_t + \delta K_t + P_a (Y_{at} - \bar{Y}_a) + P_{ms} (Y_{ms,t} + \bar{Y}_{ms}) + P_s (Y_{st} + \bar{Y}_s) = B_{mm} F(k, 1) L_t \quad (26)$$

从式(26)可以发现, $Y_{at} - \bar{Y}_a$ 、 $Y_{ms,t} + \bar{Y}_{ms}$ 、 $Y_{st} + \bar{Y}_s$ 以速度 g 增加,因此可以得到所有变量以速度 g 增加。

农业部门、制造业中的现代服务部门、服务业部门的产出增长率如下:

$$\frac{\dot{Y}_{at}}{Y_{at}} = g \frac{Y_{at} - \bar{Y}_a}{Y_{at}} \quad (27)$$

$$\frac{\dot{Y}_{ms,t}}{Y_{ms,t}} = g \frac{Y_{ms,t} + \bar{Y}_{ms}}{Y_{ms,t}} \quad (28)$$

$$\frac{\dot{Y}_{st}}{Y_{st}} = g \frac{Y_{st} + \bar{Y}_s}{Y_{st}} \quad (29)$$

并且根据式(7)、式(27)–(29)和生产函数,可以得到:

$$\dot{N}_t^a = -g \frac{\bar{Y}_a}{B_a L_t F(k, 1)} \quad (30)$$

$$\dot{N}_t^{mm} = 0 \quad (31)$$

$$\dot{N}_t^{ms} = g \frac{\bar{Y}_{ms}}{B_{ms} L_t F(k, 1)} \quad (32)$$

$$\dot{N}_t^s = g \frac{\bar{Y}_s}{B_s L_t F(k, 1)} \quad (33)$$

根据式(30)–(33),可以发现农业部门的劳动收入份额下降;制造业中的传统制造部门的劳动收入份额不变;制造业中的现代服务部门和服务业部门的劳动收入份额上升。在长期,资本和劳动收入份额的变化率趋于 0。

命题 2: 在 $\bar{Y}_a > 0$ 、 $\bar{Y}_{ms} \geq 0$ 和 $\bar{Y}_s > 0$ 的情况下,以及 $2 \bar{Y}_s B_a = \bar{Y}_a B_s$ 和 $2 \bar{Y}_{ms} B_a = \bar{Y}_a B_{ms}$ 时,经济体

存在唯一的广义平衡增长路径。沿着广义平衡增长路径有,第一,四部门的就业份额、劳动收入份额和增加值份额的变化如下:农业部门下降;制造业中的传统制造部门保持不变;制造业中的现代服务部门提高;服务业部门提高。第二,劳动收入份额与部门产出的关系:农业部门的劳动收入份额增加,降低了自身的产出;制造业中的现代服务部门和服务业部门的劳动收入份额增加,提高了自身的产出。

综上,本文以制造业新增的现代服务部门来刻画产业部门的内部结构调整,发现其会带来就业和产出的增加。当 $\overline{Y_a} = \overline{Y_{ms}} = \overline{Y_s} = 0$ 时,经济体达到平衡增长状态。当 $\overline{Y_a} > 0$ 、 $\overline{Y_{ms}} \geq 0$ 和 $\overline{Y_s} > 0$,即满足制造业中现代服务部门和服务业部门自给自足、农业部门保证最低消费时,会打破经济体平衡增长状态,这时本文关心的制造业中的现代服务部门会带来劳动收入份额和增加值份额的提高。

三、估计模型、变量与数据

(一) 估计模型和方法

在理论模型的基础上,为分析制造业产出服务化对企业劳动收入份额的影响,同时避免内生性问题,本文采用两种准自然实验方法分别进行回归^①。与多数采用 DID 方法评估政策效果的实证研究不同,本文以基于匹配样本的 DID 估计作为基准分析,随后再进行一般形式的 DID 估计。主要的考虑是:本文检验的政策变量(制造业产出服务化)并不是政府等企业外部主体实施的针对企业的普适性措施,而是各个企业自身根据业务发展和行业趋势做出的业务方向调整,即该政策措施的内生性更强,它与企业所处发展阶段、行业属性、人员构成、组织结构等存在较强的相关性。采用匹配的方法挑选出与服务化的企业特征相似的非服务化企业,能够更好地缓解内生性问题对估计结果的干扰。

1.倾向得分匹配-倍差法(PSM-DID)。其基本思想是为处理组寻找相近的匹配企业作为控制组,再按照倍差法的设定进行估计。匹配企业的选择采用倾向得分法,具体做法参考 Heckman 等(1997)。首先是区分处理组和控制组,本文依据制造业企业是否产出服务化进行划分。在此基础上,选择一组企业层面的特征变量,对制造业产出服务化的概率(倾向得分值)进行估计,利用倾向得分匹配法为处理组样本选择特征相近的控制组样本。用于倾向得分匹配的企业变量有企业托宾 Q 值、总资产报酬率 ROA、流动比率 FIN、资本密集度 CAP、企业规模 SIZE、员工总数 EMP,这些变量反映了制造业企业是否实施产出服务化(陈丽娴, 2017)。本文采用式(34)的 logit 模型进行回归估计。

$$\text{logit}(SER_{it} = 1) = \kappa(Q, ROA, FIN, CAP, SIZE, EMP) \quad (34)$$

本文采用 1:2 的最近邻匹配。假定处理组和控制组的倾向得分值分别为 $\hat{P}_i$ 和 $\hat{P}_j$,最邻近匹配的规则为:

$$\Gamma(i) = \min_j (\hat{P}_i - \hat{P}_j)^2, j \in (SER = 0) \quad (35)$$

其次,根据上文的匹配结果,设定两个相关变量:(1)定义 SER_i 为制造业企业是否产出

^①本文理论分析基于宏观增长模型,实证检验采用上市公司的微观数据,二者之间并不是直接对应的关系,是在考虑了与理论文献的对接以及数据指标可得性、实证可识别性之后的妥协。感谢审稿专家指出本文的这一缺陷,我们期待后续研究可以将二者更好地融合。

服务化的虚拟变量。对于处理组的样本取值为 1,表明参与产出服务化;对于匹配后的控制组企业取值 0,表明未参与产出服务化。(2) 时间虚拟变量 $Year_i$,企业开始产出服务化之前的年份取值为 0,开展服务化后取值 1。设定企业 i 在时间 t 的劳动收入份额为 $Laborshare_{it}$, $\Delta Laborshare_i^1$ 和 $\Delta Laborshare_i^0$ 分别表示处理组和控制组企业在产出服务化前和产出服务化后的两个时间段之间劳动收入份额的变动。

企业实施产出服务化之后劳动收入份额的变化可表示如下:

$$\sigma = E(\sigma_i | SER_i = 1) = E(\Delta Laborshare_i^1 | SER_i = 1) - E(\Delta Laborshare_i^0 | SER_i = 1) \quad (36)$$

式(36)中: $E(\Delta Laborshare_i^0 | SER_i = 1)$ 是指服务化企业在不发生服务化情形下的劳动收入份额,由于同一企业无法具备两种状态,本文利用匹配得到的控制组在相同时期的劳动收入份额变化作为其替代变量,即假定 $E(\Delta Laborshare_i^0 | SER_i = 1) = E(\Delta Laborshare_i^0 | SER_i = 0)$ 。因此有:

$$\sigma = E(\sigma_i | SER_i = 1) = E(\Delta Laborshare_i^1 | SER_i = 1) - E(\Delta Laborshare_i^0 | SER_i = 0) \quad (37)$$

经过上述设定,本文得到如下倍差法的估计方程:

$$Laborshare_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 SER_{it} + \alpha_2 Year_{it} + \alpha_3 SER_{it} \times Year_{it} + X'_{ijt} \beta_1 + Z'_{jt} \beta_2 + \gamma_t + \xi_j + \varepsilon_{ijt} \quad (38)$$

由于本文采用匹配样本进行估计,我们对关键自变量的设定如下:产出服务化变量 SER 在处理组和匹配的控制组中分别取 1 和 0,服务化企业的时间变量 $Year$ 在开始服务化后取 1,非服务化企业 $Year$ 的取值与其匹配的服务化企业相同。这样可以比较服务化企业相对于非服务化企业在这一年份前后的劳动收入份额差异,并且不用担心两个变量 $Year$ 和 $Year \times SER$ 中有一个由于完全共线性问题而无法估计。本文主要关注系数 α_3 的估计结果,它能够反映制造业产出服务化对企业劳动收入份额影响的方向和程度。企业特征和行业属性等变量会对回归结果造成偏误,为避免这一影响,本文加入了相应的控制变量。同时,为了避免遗漏变量对估计造成的影响,用 γ_t 和 ξ_j 控制时间和行业固定效应。 ε_{ijt} 是随机干扰项。 X'_{ijt} 和 Z'_{jt} 表示企业层面和行业层面的控制变量。

考虑回归结果在企业、行业 and 地区间可能的异质性,本文依照“企业所有制”、“企业地理位置”和“企业年龄”进行分类,比较分析不同类型的制造业企业产出服务化后劳动收入份额的变化是否存在显著差异。本文将基准计量模型式(38)扩展为:

$$Laborshare_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 SER_{it} + \alpha_2 Year_{it} + \alpha_3 SER_{it} \times Year_{it} \times Dtype_m + X'_{ijt} \beta_1 + Z'_{jt} \beta_2 + \gamma_t + \xi_j + \varepsilon_{ijt} \quad (39)$$

式(39)中: $Dtype_m$ 为不同类型的企业的虚拟变量。 $Dtype_a1$ 、 $Dtype_a2$ 、 $Dtype_a3$ 和 $Dtype_a4$ 分别表示外资企业、民营企业、国有企业和其他企业; $Dtype_b1$ 和 $Dtype_b2$ 分别是中西部地区企业和东部地区企业; $Dtype_c1$ 和 $Dtype_c2$ 分别为新企业和“老”企业。^①

为分析制造业产出服务化如何影响企业劳动收入份额,本文还构建了中介效应模型。制造业企业增加服务业务产出,不仅会促进就业增加和工资总额提高,直接提高劳动收入份额,还会通过缩短市场距离和提高市场运行效率等,减少交易成本,间接提高劳动收入份额。

①关于新企业和“老”企业的划分,是指对企业年龄求均值,小于等于均值为新企业,大于均值为“老”企业。

因此,引入就业、工资和交易成本这三个中介变量,模型设定如下:

$$Laborshare_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 SER_{it} + \alpha_2 Year_t + \alpha_3 SER_{it} \times Year_t + X'_{ijt} \beta_1 + Z'_{jt} \beta_2 + \gamma_t + \xi_j + \varepsilon_{ijt} \quad (40)$$

$$N_{ijt} = b_0 + b_1 SER_{it} + b_2 Year_t + b_3 SER_{it} \times Year_t + X'_{ijt} \beta_1 + Z'_{jt} \beta_2 + \gamma_t + \xi_j + \varepsilon_{ijt} \quad (41)$$

$$Laborshare_{ijt} = c_0 + c_1 SER_{it} + c_2 Year_t + c_3 SER_{it} \times Year_t + \varphi N_{ijt} + X'_{ijt} \beta_1 + Z'_{jt} \beta_2 + \gamma_t + \xi_j + \varepsilon_{ijt} \quad (42)$$

式(40)-(42)中: N_{ijt} 指就业、工资和交易成本这三个中介变量。当交互项 $SER_{it} \times Year_t$ 的系数 α_3 分别大于、小于和等于 c_3 时,表示中介变量对劳动收入份额的影响为正、为负或没有影响。

2.一般形式的倍差法(DID)。借鉴 La Ferrara 等(2012)的研究方法,设定本文的制造业产出服务化对企业劳动收入份额影响的一般形式倍差法方程。具体形式如下:

$$Laborshare_{ijt} = \alpha_0 + \gamma SER_{it} + X'_{ijt} \beta_1 + Z'_{jt} \beta_2 + \gamma_t + \xi_j + \varepsilon_{ijt} \quad (43)$$

与第一种方法不同,产出服务化变量 SER_{it} 是一个随时间变化的虚拟变量,当 $SER_{it} = 1$ 时,表示制造业企业 i 在时期 t 实施产出服务化,当 $SER_{it} = 0$ 时,表示制造业企业 i 在时期 t 没有产出服务化;其余各变量的含义与PSM-DID一致。

(二) 样本选取与数据来源

本文的研究对象是制造业企业,样本来自沪、深两市的A股上市公司,研究区间为2007-2015年。实证研究之前,需要对样本数据进行处理。第一,本文剔除了2013年12月31日后上市的企业,以确保样本企业至少有两年的上市经营经验,保证样本数据变动的平稳性。第二,本文将研究起始年份设定为2007年(2006年会计准则发生变化),保证研究期间企业采用会计准则一致。第三,本文剔除了2007-2015年间破产或倒闭的企业,保证样本数据连续可得。第四,本文进一步删除数据缺失的企业和ST、ST*、PT企业。最终,本文得到包含1828家企业的面板数据。本文基础数据来自WIND数据库,部分缺失信息从相关企业的官方网站和企业年报中手工获取。

(三) 变量度量

1.企业劳动收入份额(LS)。劳动收入份额是指劳动收入占企业增加值的比重。本文的企业劳动收入是狭义概念,包括应付工资总额和应付福利费。增加值测算时的关键问题为是否剔除间接税,有要素收入法和要素成本法两种处理方式(钱震杰,2011)。要素收入法是把间接税看成政府提供服务取得的收入,作为国民收入的一部分。因此,要素收入法增加值包括劳动收入、生产税净额、固定资产折旧和营业盈余四部分。相应地,要素成本法增加值只包括劳动收入、固定资产折旧和营业盈余。因此,根据是否剔除生产税净额,同时为确保本文实证结果的可靠性,本文测算了两种劳动收入份额:要素收入法劳动收入份额($LS(1)$)和要素成本法劳动收入份额($LS(2)$)。

2.制造业产出服务化(SER)。制造业产出服务化是指制造业企业由原先提供“实物型产品”转变为提供“服务型产品”,直接体现在企业的业务结构向服务业务倾斜。在实证研究中识别企业的服务化行为是相关研究中的难点。尤其是随着产业融合发展趋势的加强和企业多元化经营的普遍出现,如何准确将制造业企业产出按“物质”和“服务”分离是度量制造业产出服务化的关键。为准确度量制造业产出服务化行为,本文借鉴陈丽娴和沈鸿(2017)的测算做法,利用上市公司公开相关的财务数据和主营业务等资料,获取本文需要的原始资料。具体方法如下:根据制造业企业的主营业务构成详细列出的企业主营业务类别,并结合国家统计局提供的《国民经济行业分类标准》(GB/T 4754-2011)对服务业行业的划

分,来判断制造业企业是否开展了服务业务。当制造业企业的主营业务构成中包含服务业务,*SER*取值为1,否则取值为0。

3.中介变量。服务业总体上相对制造业是劳动密集型行业(江小涓,2008),制造业产出服务化促进企业雇佣更多员工和发放更多薪酬福利。就业和工资总额的增加直接体现在劳动收入方面。就业(*EMP*)在本文是指企业员工数量情况,以企业员工总数的自然对数表示。工资(*WAGE*),即员工的薪酬,以应付职工薪酬的自然对数表示。本文借鉴郑军等(2013)的做法,以预付账款占应付票据、预付账款与应付账款之和的比重来衡量企业与供应商之间的交易成本(*COST*)。

4.控制变量。本文首先控制了企业规模(*SIZE*)和盈利能力(*ROA*)等企业内部特征。其次,本文分别控制了企业面临的市场风险(罗党论等,2016)、企业生产技术、以赫芬达尔-赫希曼指数衡量的行业垄断程度、融资约束(汪伟等,2013)和资本密集度(贾坤、申广军,2016)。另外,企业自身的组织形式和组织结构也可能与服务化行为相关,同时又通过劳动力需求的差异影响劳动收入份额。由于缺乏直接刻画企业组织形式的指标,本文借助资本劳动比和人均固定资产投资间接反映企业的组织形式。虽然这不能完全控制企业组织形式的影响,但至少控制了由组织结构变化导致的劳动力数量和结构变化,从而识别出由产出服务化造成的劳动收入份额变化。

各变量的定义和计算方法见表1。

表1 变量名称及其定义

类别	指标名称	含义与测量
因变量	企业劳动收入份额 <i>LS</i> (1)	(应付工资总额+应付职工福利费)/(固定资产折旧+劳动报酬+营业盈余+生产税净额)
	企业劳动收入份额 <i>LS</i> (2)	(应付工资总额+应付职工福利费)/(固定资产折旧+劳动报酬+营业盈余)
核心自变量	制造业产出服务化 <i>SER</i>	企业主营业务构成中有服务业务时, <i>SER</i> =1;否则, <i>SER</i> =0
中介变量	就业 <i>EMP</i>	员工总数的自然对数
	工资 <i>WAGE</i>	应付职工薪酬的自然对数
	交易成本 <i>COST</i>	预付账款/(应付票据+预付账款+应付账款)
控制变量	企业规模 <i>SIZE</i>	资产总额的自然对数
	盈利能力 <i>ROA</i>	净利润(含少数股东损益)×2/(期初总资产+期末总资产)×100%
	企业风险 <i>RISK</i>	年度 beta 系数
	生产技术 <i>TEC</i>	资本劳动比
	市场垄断 <i>HHI</i>	赫芬达尔-赫希曼指数:行业中各企业销售收入占比的平方和
	融资约束 <i>FIN</i>	流动比率
	资本密集度 <i>CAP</i>	企业固定资产净额/企业员工数量

四、实证结果与分析

(一)制造业产出服务化与企业劳动收入份额的估计结果

匹配变量满足平衡性检验是确保倾向得分估计可靠的前提条件。本文的匹配变量和平衡性检验结果如表2所示。可以发现,匹配前,各匹配变量在处理组和控制组之间有明显的差异;匹配后,各匹配变量在处理组和控制组间的差异不再显著。这说明本文匹配结果准确可靠,即实证估计选择的匹配方法和匹配变量均有效。本文还进行了共同支撑假设的检验,

根据匹配变量筛选出的处理组和控制组的倾向得分的核密度分布基本一致^①,说明筛选之后的控制组与处理组在各方面的特征非常接近,因此得以消除样本选择性偏差,匹配结果理想。

表2 匹配变量与平衡性检验

变量	匹配阶段	平均值		偏离度	偏离度的降低程度	T 检验	
		处理组	控制组			T 值	P 值
托宾 Q 值	匹配前	2.349	1.9784	15.0	90.6	5.39	0.000
	匹配后	2.349	2.3839	-1.4		-0.32	0.751
资本密集度	匹配前	0.5042	0.4465	5.5	68.3	1.84	0.065
	匹配后	0.5042	0.4859	1.8		0.75	0.456
企业规模	匹配前	6.6695	6.1534	34.6	97.8	12.48	0.000
	匹配后	6.6695	6.6807	-0.7		-0.21	0.834
总资产报酬率	匹配前	6.0811	7.5849	-17.2	69.7	-5.96	0.000
	匹配后	6.0811	5.6256	5.2		1.54	0.123
流动比率	匹配前	2.0467	2.7634	-14.5	95.4	-5.65	0.000
	匹配后	2.0467	2.0795	-0.7		-0.20	0.843
员工总数	匹配前	7.878	7.5478	28.8	89.5	10.29	0.000
	匹配后	7.878	7.9127	-3.0		-0.85	0.395

表3报告了以匹配样本进行倍差法估计的结果。模型(1)-(3)和模型(4)-(6)中,首先没有加入固定效应和控制变量,作为比较基础;其次控制固定效应但未加入控制变量;再次加入固定效应和控制变量,分别进行回归。结果均显示:产出服务化的制造业企业有更高的劳动收入份额;虚拟变量 *Year* 的系数不显著,表明在样本期间企业劳动收入份额没有发生显著的变化;交互项 *SER*×*Year* 的系数显著为正,说明制造业企业实施产出服务化后显著提高了企业劳动收入份额。

表3 制造业产出服务化对企业劳动收入份额影响的估计结果

变量	劳动收入份额 LS(1)			劳动收入份额 LS(2)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>SER</i>	0.1528 ** (0.0676)	0.1600 * (0.0818)	0.1427 * (0.0732)	0.0702 ** (0.0319)	0.1021 * (0.0555)	0.0937 * (0.0564)
<i>Year</i>	0.0279 (0.1348)	0.0131 (0.1955)	0.0107 (0.2182)	-0.0227 (0.1274)	-0.0173 (0.1361)	-0.0208 (0.1366)
<i>SER</i> × <i>Year</i>	0.1718 ** (0.0803)	0.1696 ** (0.0863)	0.1648 * (0.0866)	0.0993 * (0.0568)	0.1011 * (0.0549)	0.0925 * (0.0558)
年份效应	-	是	是	-	是	是
行业效应	-	是	是	-	是	是
地区效应	-	是	是	-	是	是
所有制效应	-	是	是	-	是	是
控制变量	-	-	是	-	-	是
N	5 230	5 230	5 230	4 880	4 880	4 880
<i>R</i> ²	0.0019	0.0142	0.0154	0.0037	0.0058	0.0211
F 检验	4.57 (0.0000)	1.51 (0.0000)	1.09 (0.0000)	0.30 (0.0000)	3.39 (0.0000)	0.87 (0.0000)

注:*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。括号中的值为稳健标准误。限于篇幅,未报告其他控制变量回归结果,备索。无特别说明,下表同。

①限于篇幅,没有报告核密度分布图,备索。

(二) 制造业产出服务化与企业劳动收入份额的分组讨论结果

本文进一步思考不同类型的制造业企业产出服务化在提高劳动收入份额方面是否存在差异。分三种情形讨论,一是按企业所有制分类,分为外资企业、民营企业、国有企业和其他企业;二是按企业地理位置分类^①,分为东部地区企业和中西部地区企业;三是按企业年龄分类,分为“老”企业和新企业。实证结果见表4。

表4 不同类型的制造业企业产出服务化与企业劳动收入份额的实证结果

变量	分企业所有制		分东中西部地区		分企业年龄	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>SER</i>	0.1039 ** (0.0430)	0.2246 ** (0.1013)	0.5607 *** (0.1542)	0.5642 *** (0.1620)	0.2701 *** (0.0951)	0.2700 *** (0.0977)
<i>Year</i>	-0.0032 (0.1948)	0.0187 (0.1959)	-0.0047 (0.2202)	0.0128 (0.2211)	-0.0032 (0.1947)	0.0182 (0.1958)
<i>SER×Year×Dtype_a1</i>	0.1092 * (0.0806)	0.1495 * (0.0986)				
<i>SER×Year×Dtype_a2</i>	0.2208 ** (0.1020)	0.2486 ** (0.1055)				
<i>SER×Year×Dtype_a3</i>	0.1369 (0.1192)	0.0733 (0.1239)				
<i>SER×Year×Dtype_a4</i>	-0.0316 (0.2917)	0.0002 (0.2940)				
<i>SER×Year×Dtype_b1</i>			0.0487 (0.1017)	0.0432 (0.1048)		
<i>SER×Year×Dtype_b2</i>			0.5604 *** (0.1538)	0.5650 *** (0.1614)		
<i>SER×Year×Dtype_c1</i>					-0.0084 (0.1220)	-0.0293 (0.1254)
<i>SER×Year×Dtype_c2</i>					0.2699 *** (0.0946)	0.2710 *** (0.0971)
年份效应	是	是	是	是	—	—
行业效应	是	是	是	是	是	是
地区效应	是	是	—	—	是	是
所有制效应	—	—	是	是	是	是
控制变量	—	是	—	是	—	是
N	5 230	5 230	4 668	4 668	5 230	5 230
<i>R</i> ²	0.0024	0.0088	0.0028	0.0114	0.0216	0.0093
F 检验	1.37 (0.0000)	1.29 (0.0000)	6.64 (0.0013)	1.58 (0.0179)	4.21 (0.0149)	1.44 (0.0468)

注:本部分实证检验的因变量为企业劳动收入份额(*LS*(1));限于篇幅,没有报告以*LS*(2)为因变量的估计结果;无特别说明,下文影响机制检验和分组讨论结果同。

①东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南;中部地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、广西;西部地区包括四川、重庆、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

首先分企业所有制讨论。估计结果中交互项 $SER \times Year \times Dtype_a1$ 、 $SER \times Year \times Dtype_a2$ 的系数在可检验水平下显著为正,说明外资企业和民营企业实施产出服务化会显著提高企业劳动收入份额。交互项 $SER \times Year \times Dtype_a2$ 的系数明显大于 $SER \times Year \times Dtype_a1$ 的系数,意味着民营企业产出服务化对企业劳动收入份额的提升作用更大,这与民营企业生存经营状况和开展的服务业务的具体内容相关。民营企业受限于资金实力和资源获取能力,主要从事运输、采购、售后等劳动密集型服务业务。上述劳动密集型服务业与资本密集型服务业相比,需要雇佣大量的劳动力,对劳动收入份额提高的作用较为明显。外资企业出于全球发展战略布局等的考虑,往往将企业高附加值的核心技术业务留在本国,将生产流水线的低端业务投放在发展中国家。因此,外资企业产出服务化虽提高了企业劳动收入份额,但其服务业务比重较低,提升企业劳动收入份额的作用也较小。

其次分企业地理位置讨论。交互项 $SER \times Year \times Dtype_b1$ 的系数在可检验水平下不显著,说明中西部地区制造业产出服务化没有提高企业劳动收入份额。交互项 $SER \times Year \times Dtype_b2$ 的系数显著为正,说明东部地区制造业产出服务化提高了企业劳动收入份额。这是因为相对中西部地区,东部地区企业因先天地理等优势,集聚了大量高尖人才和低层级劳动力,满足制造业企业的服务业务的多层次人才需求。Duranton 和 Puga(2005)在讨论城市群功能分工时,也指出生产性服务业主要在中心城市集聚。

最后分企业年龄讨论。交互项 $SER \times Year \times Dtype_c1$ 的系数为负,但在可检验水平不显著,说明新企业产出服务化没有显著提高企业劳动收入份额;交互项 $SER \times Year \times Dtype_c2$ 的系数显著为正,即“老”企业产出服务化提高了企业劳动收入份额。这是因为在制造业企业的服务业务走向成熟之前,会面临一系列转型带来的问题,如企业人力资源结构调整(Falk and Peng, 2013)、利益者和资源控制者的阻碍(Mathieu, 2001)等。新企业生存压力较大、市场份额较低,没有形成稳定的盈利(Stickney et al., 2004),开展服务业务的效果不明显。

(三) 制造业产出服务化影响企业劳动收入份额的机制分析

本文构建中介效应模型对制造业产出服务化和劳动收入份额可能的影响机制进行检验。首先,龚刚和杨光(2010)、翁杰(2016)研究认为工资和就业与劳动收入份额密切相关。制造业产出服务化促进就业和工资总额的增加,直接提高了社会总劳动收入,在总产值不变的情况下,劳动收入份额将得到提高。其次,制造业产出服务化会降低交易成本,间接提高企业劳动收入份额。制造业企业发展价值链上下游的服务业务,一方面能够正确掌握一手的市场交易信息,生产符合市场需求的产品,减少企业产品的“试错”等交易成本;另一方面能有效协调原材料、在产品 and 产成品,减少资源浪费,而且减少与供应商等沟通衔接,降低企业交易成本。因此,制造业产出服务化有利于降低交易成本,提高企业总产出,促使企业进一步选择产出服务化,这又会增加企业的就业和工资总额。

中介效应模型的估计结果如表5所示。第(1)列报告以制造业产出服务化为自变量和企业劳动收入份额为因变量的回归结果;第(2)、(4)和(6)列分别报告以制造业产出服务化为自变量,就业、工资和交易成本为因变量的回归结果;第(3)、(5)和(7)列分别报告加入就业、工资和交易成本自变量的回归结果。对于就业和工资,第(2)列和第(4)列的交互项 $SER \times Year$ 系数显著为正,说明制造业产出服务化促进就业和提高工资总额;相对第(1)列交

互项 $SER \times Year$ 的系数,第(3)列和第(5)列的估计系数值和显著性水平均出现下降,说明“就业”效应和“工资”效应的存在。对于交易成本,第(6)列交互项 $SER \times Year$ 的估计系数为负且通过显著性检验,表明制造业产出服务化降低企业交易成本的效果明显;第(7)列中交互项 $SER \times Year$ 的估计值也高于第(1)列的系数值,验证了制造业服务化会通过降低交易成本而提高企业劳动收入份额。

表 5 制造业产出服务化与企业劳动收入份额:影响机制检验

变量	就业			工资		交易成本	
	$LS(1)$	EMP	$LS(1)$	$WAGE$	$LS(1)$	$COST$	$LS(1)$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$SER \times Year$	0.1648 * (0.0866)	0.1726 *** (0.0318)	0.1485 * (0.0868)	0.2390 *** (0.0468)	0.1473 * (0.0868)	-9.0973 * (5.1133)	0.1881 * (0.0973)
EMP			0.0942 ** (0.0378)				
$WAGE$					0.0729 *** (0.0257)		
$COST$							-0.0007 ** (0.0001)
年份效应	是	是	是	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是	是	是	是
所有制效应	是	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
N	5 230	5 230	5 230	5 227	5 227	4 432	4 432
R^2	0.0154	0.3096	0.0166	0.2372	0.0169	0.0792	0.0246
F 检验	1.09 (0.0000)	31.24 (0.0000)	1.16 (0.0000)	21.65 (0.0000)	1.18 (0.0000)	5.03 (0.0000)	1.52 (0.0000)

注:*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平,括号中的值为稳健标准误。

五、稳健性检验

为确保实证结果的可靠性,本文还采用了一般形式的倍差法进行回归分析。本文分别以企业开始服务化较为集中的四个年份为时间节点,通过图形比较服务化前后企业劳动收入份额的变化(见图 1)。以 2010 年开始产出服务化为例,两期面板数据为:2009-2010 年间(第一期),处理组和控制组企业都没有产出服务化;2010-2011 年间(第二期),处理组企业实施产出服务化,控制组企业没有实施产出服务化。本文进而分别计算控制组和处理组在第一期和第二期的企业劳动收入份额均值,得到四个点绘制了产出服务化企业与非产出服务化企业的劳动收入份额趋势图(如图 1(a)所示),点 A 和 B 之间的距离为处理组的平均变化与控制组的平均变化之差。从图 1 可知,在不同的服务化时间点前后,处理组企业劳动收入份额均提高,而控制组企业则既可能上升也可能下降,但其上升幅度明显低于处理组企业。因此,服务化企业相比非服务化企业劳动收入份额显

著提高的结论成立。

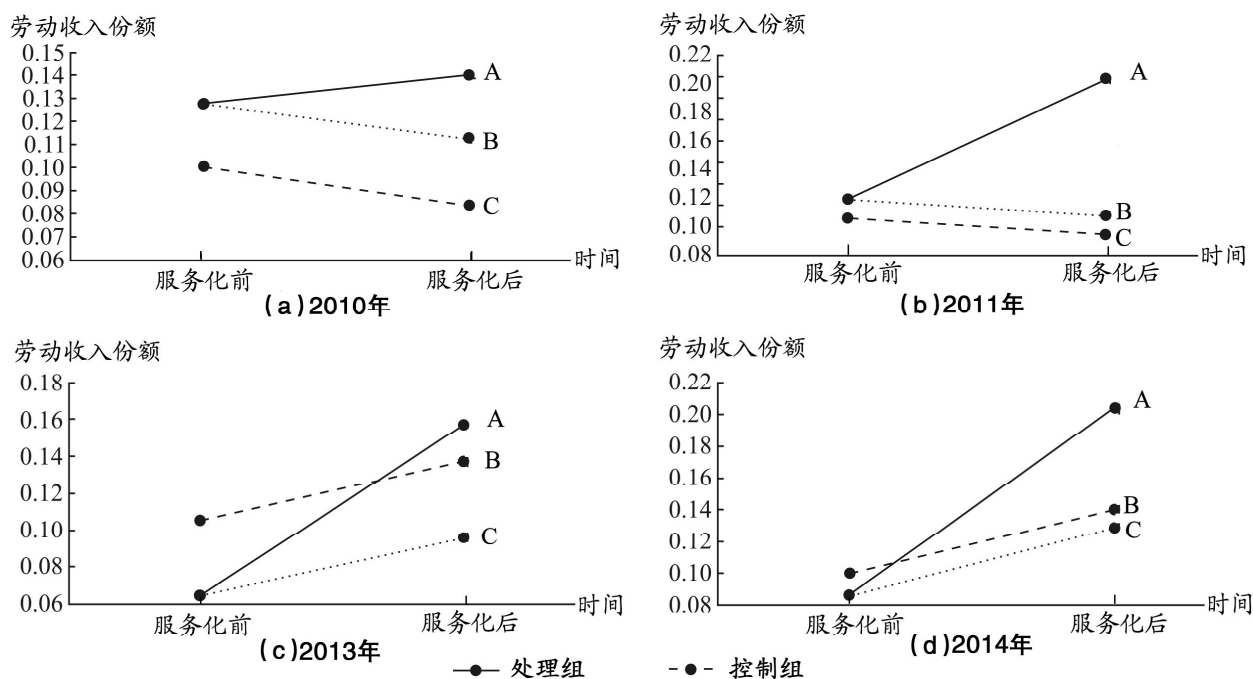


图1 产出服务化企业与非产出服务化企业的劳动收入份额趋势图

在表6中,本文采用了两种测算方法计算企业劳动收入份额;首先加入固定效应,其次加入固定效应和控制变量,利用一般形式倍差法进行回归,均发现制造业产出服务化在1%的显著性水平提高了企业劳动收入份额。说明制造业产出服务化提高企业劳动收入份额的结果是稳健的。

表6 制造业产出服务化与企业劳动收入份额的稳健性检验结果

变量	劳动收入份额 LS(1)				劳动收入份额 LS(2)			
	OLS 回归		FE 回归		OLS 回归		FE 回归	
SER	0.2417 *** (0.0529)	0.2175 *** (0.0542)	0.3372 *** (0.0670)	0.3066 *** (0.0698)	0.2065 *** (0.0538)	0.1729 *** (0.0550)	0.3341 *** (0.0658)	0.2943 *** (0.0676)
年份效应	是	是	是	是	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是	是	是	是	是
所有制效应	是	是	是	是	是	是	是	是
控制变量	—	是	—	是	—	是	—	是
N	2 951	2 909	2 951	2 909	2 893	2 852	2 893	2 852
R ²	0.1812	0.1950	0.0217	0.0480	0.1718	0.1886	0.0221	0.0580
F 检验	11.78 (0.0000)	11.25 (0.0000)	25.27 (0.0000)	9.21 (0.0000)	10.96 (0.0000)	10.65 (0.0000)	25.78 (0.0000)	8.82 (0.0000)

表7报告的是不同类型制造业企业产出服务化与企业劳动收入份额间的异质性估计结果。同样可以发现,外资和民营企业服务化在1%的显著性水平提高企业劳动收入份额,国有企业不显著;相对中西部地区企业,东部地区企业服务化也在可检验水平提高了企业劳动收入份额;“老”企业服务化也在1%的显著性水平提高企业劳动收入份额。这也说明了前文按不同类型制造业企业回归的结果是可靠的。

表 7 制造业产出服务化与企业劳动收入份额的分组检验结果

变量	分企业所有制			分东中西部地区		分企业年龄	
	外资企业	民营企业	国有企业	东部地区	中西部地区	“老”企业	新企业
SER	1.0841 *** (0.2368)	0.2522 *** (0.0681)	0.3099 (0.5060)	0.1007 ** (0.0064)	0.1904 (0.1283)	0.2859 *** (0.0788)	0.1245 (0.1747)
年份效应	是	是	是	是	是	—	—
行业效应	是	是	是	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	—	—	是	是
所有制效应	—	—	—	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
N	102	1 689	961	1 931	624	1 574	1 335
R ²	0.7651	0.2106	0.3413	0.1318	0.2484	0.3430	0.2751
F 检验	30.83 (0.0000)	12.59 (0.0000)	18.38 (0.0000)	10.50 (0.0000)	16.09 (0.0000)	25.90 (0.0000)	7.99 (0.0000)

同时,本文还在一般形式的倍差法模型中加入服务化与就业、工资和交易成本的交互项,检验机制分析结果的稳健性。对于两种算法的企业劳动收入份额,制造业产出服务化也通过增加就业和工资总额来直接提高劳动收入份额,以及减少交易成本来间接增加劳动收入份额。影响机制的实证结果是稳健的^①。

六、结论与启示

随着中国当前劳动收入份额波动下降趋势的日益明显,如何提高劳动收入份额成为政策制定者和社会各界关心的重要问题。同时,制造业服务化是深化供给侧结构性改革和实现制造强国的重要措施之一,制造业服务化是制造业未来新一轮发展的重要路径。已有文献从多维度考察了影响劳动收入份额的因素,但鲜有文献探究制造业产出服务化对企业劳动收入份额的影响,对此问题的回答不仅有助于明确制造业产出服务化转型的方向,更为重要的是对促进产业结构调整 and 劳动收入份额提高的协调发展具有重要理论价值和现实意义。因此,本文从理论和实证两方面对制造业产出服务化与企业劳动收入份额之间的关系进行了论证。

首先,本文采用动态经济增长模型进行理论维度刻画,构造了一个由农业部门、制造业部门和服务业部门复合而成的多部门经济体,其中制造业部门再由制造业中的传统制造部门和制造业中的现代服务部门复合而成。研究发现在广义平衡增长路径,制造业部门中现代服务产出的增加可以提高劳动收入份额和产出增加值份额。其次在实证方面,本文基于2007–2015年中国沪深两市A股上市制造业企业的数据,采用倾向得分匹配–倍差(PSM–DID)法和一般形式倍差(DID)法,系统考察了制造业产出服务化如何作用于企业劳动收入份额的提高。结果显示:第一,制造业产出服务化显著提高了企业劳动收入份额,在采用多种方法进行稳健性检验后,这一结论依然成立。第二,借助拓展模型研究了制造业产出服务化对企业劳动收入份额影响的所有制、地理位置和年龄差异,发现在企业所有制上,只有外

^①限于篇幅,回归结果未报告,有兴趣的读者可以向作者索取。

资和民营企业产出服务化显著提高了劳动收入份额,且民营企业的促进作用相对更大;在企业地理位置上,东部地区制造业产出服务化显著提高了企业劳动收入份额,中西部地区制造业产出服务化的系数为正,但在统计意义上并不显著;在企业年龄上,相对新企业,“老”企业产出服务化在1%的显著性水平提高了企业劳动收入份额。第三,采用中介效应模型分析发现,制造业产出服务化通过扩大就业规模和增加工资总额直接提高了劳动收入份额,以及通过降低交易成本间接提高了企业劳动收入份额。

本文的研究所蕴含的政策含义是明确的:首先,制造业企业通过改变传统的以制造为核心的发展模式,实施产出服务化转型,增加服务业务在企业总产值中的比重,有利于提高企业劳动收入份额,尤其是资金实力雄厚、经营相对稳定和占有较大市场份额的东部地区的外资和民营的“老”企业,促进企业劳动收入份额提高的效果较为明显。因此,应在政策和资金等方面扶持和鼓励这些企业加快产出服务化转型步伐,使其成为提高劳动收入份额的主力军,再在此基础上,带动其他企业的转型发展,形成良好的循环状态。其次,推进制造业产出服务化还需要特别注意企业在所有制属性、地理位置和企业年龄上的差异,这些因素将影响产出服务化战略提升企业劳动收入份额的作用。政府引导和帮助企业实施服务化战略,既要根据企业所处发展阶段“量身定制”服务化路径,也要将服务化战略与国有企业改革、改善民营企业发展环境等举措相结合,发挥民营企业促进就业和提高收入的积极作用。最后,针对制造业产出服务化提高企业劳动收入份额的中间机制包括增加就业人数、提高工资总额和降低交易成本,制造业企业应结合自身产出服务业务,选择合适的提升劳动收入份额的路径。即:如果产出服务化转型的服务业务是劳动密集型,则企业不可避免地会增加人员雇佣,进而提高劳动收入份额;如果产出服务业务是资本和技术密集型,则企业会追求技术进步和资源配置效率改善,进而雇佣高技能劳动者和降低企业成本来实现劳动收入份额的提高。

参考文献:

- 1.白重恩、钱震杰,2009:《谁在挤占居民的收入——中国国民收入分配格局分析》,《中国社会科学》第5期。
- 2.陈丽娴,2017:《制造业企业服务化战略选择与绩效分析》,《统计研究》第9期。
- 3.陈丽娴、沈鸿,2017:《制造业服务化如何影响企业绩效和要素结构——基于上市公司数据的PSM-DID实证分析》,《经济学动态》第5期。
- 4.龚刚、杨光,2010:《论工资性收入占国民收入比例的演变》,《管理世界》第5期。
- 5.郝枫,2013:《中国要素收入分配研究进展述评》,《经济学动态》第8期。
- 6.胡秋阳,2016:《产业分工与劳动报酬份额》,《经济研究》第2期。
- 7.贾坤、申广军,2016:《企业风险与劳动收入份额:来自中国工业部门的证据》,《经济研究》第5期。
- 8.江小涓,2008:《服务全球化的发展趋势和理论分析》,《经济研究》第2期。
- 9.罗党论、廖俊平、王珏,2016:《地方官员变更与企业风险——基于中国上市公司的经验证据》,《经济研究》第5期。
- 10.罗长远,2014:《中国劳动收入占比变化的趋势、成因和含义》,格致出版社、上海人民出版社。
- 11.钱震杰,2011:《中国国民收入的要素分配份额研究》,中国金融出版社。
- 12.汪伟、郭新强、艾春荣,2013:《融资约束、劳动收入份额下降与中国低消费》,《经济研究》第11期。
- 13.翁杰,2016:《制造业部门的就业调整和收入分配变动:经验和启示》,《当代财经》第5期。
- 14.郑军、林钟高、彭琳,2013:《法制环境、关系网络与交易成本——来自中国上市公司的经验证据》,《财经研究》第6期。

15. Duranton, G., and D. Puga. 2005. "From Sectoral to Functional Urban Specialization." *Journal of Urban Economics* 57(2): 343–370.
16. Falk, M., and F. Peng. 2013. "The Increasing Service Intensity of European Manufacturing." *The Service Industries Journal* 33(15–16): 1686–1706.
17. Heckman, J. J., H. Ichimura, J. Smith, and P. Todd. 1997. "Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Program." *Review of Economic Studies* 64(4): 605–654.
18. Herrendorf, B., R. Rogerson, and A. Valentinyi. 2014. "Growth and Structural Transformation." In *Handbook of Economic Growth*, Vol. 2. Edited by Philippe Aghion and Steven Durlauf, 855–941. Elsevier.
19. Karabarbounis, L., and B. Neiman. 2014. "The Global Decline of the Labor Share." *The Quarterly Journal of Economics* 129(1): 61–103.
20. Kongsamut, P., S. Rebelo, and D. Xie. 2001. "Beyond Balanced Growth." *The Review of Economic Studies* 68(4): 869–882.
21. La Ferrara, E., A. Chong, and S. Duryea. 2012. "Soap Operas and Fertility: Evidence from Brazil." *American Economic Journal: Applied Economics* 4(4): 1–31.
22. Mathieu, V. 2001. "Service Strategies within the Manufacturing Sector: Benefits, Costs and Partnership." *International Journal of Services Industry Management* 12(5): 451–475.
23. Stickney, C. P., P. R. Brown, and J. M. Wahlen. 2004. "Financial Reporting and Statement Analysis: A Strategic Perspective." South-Western College Pub.
24. Zuleta, H., and A. T. Young. 2007. "Labor's Shares—aggregate and Industry: Accounting for both in a Model of Unbalanced Growth with Induced Innovation." Working Paper, Universidad Del Rosario and University of Mississippi.

Influence of Servitization in Manufacturing on Labor Income Share of Enterprises: Theoretical Basis and Micro Evidence

Chen Lixian¹ and Shen Hong²

(1: School of Economic and Trade, Guangdong University of Foreign Studies;

2: School of Economics, Zhejiang University of Finance & Economics)

Abstract: Nowadays, continuous decline of labor income share in China has raised much concern. Meanwhile, manufacturing firms are carrying out servitization strategy, which will significantly change their internal allocation of capital and labor. Then what's the real relationship between manufacturing servitization and labor income share of enterprises? To describe this fact, we firstly construct a dynamic economic growth model, divide manufacturing output into traditional manufacturing goods and modern service goods. We find that the growth of service products of manufacturing can increase labor income share. Secondly, we use micro data of Chinese listed manufacturing companies and adopt PSM – DID approach to empirically test this theoretical hypothesis. The empirical results support our hypothesis. This paper provides both theoretical basis and empirical evidence for the influence of manufacturing servitization on labor income share.

Keywords: Servitization of Manufacturing, Labor Income Share, Unbalanced Growth Model, PSM–DID

JEL Classification: L22, J20

(责任编辑:惠利、陈永清)