

“营改增”促进第三产业增长效应研究

——基于 HCW 模型对上海市改革的实证分析

张巍巍¹ 李雪松² 赵宸宇³ 方 龙³

(1.中国社会科学院社会发展战略研究院,北京 100732;

2.中国社会科学院数量经济与技术经济研究所,北京 100732;3.中国社会科学院研究生院,北京 102488)

[摘 要] “营改增”是我国财税体制改革的重要内容,它对拉动第三产业增长的效应如何,基于经济计量模型的实证分析尚不多见。基于 HCW 模型和方法,实证分析了上海市“营改增”对促进其第三产业增长的效应。结果表明,“营改增”对上海市第三产业的增长具有显著的促进作用,营改增拉动了上海市 2012 年第三产业增长 1.1 个百分点,2013 年 1.4 个百分点。剔除 2008 年国际金融危机冲击的影响,“营改增”对上海市第三产业的促进效应依然显著。最后,对 HCW 模型和方法在该项研究中的有效性进行了检验,HCW 模型表现出了较好的适应性。

[关键词] 营改增;HCW 模型;多重处理效应

[DOI 编码] 10.13962/j.cnki.37-1486/f.2016.03.011

[中图分类号]F812.42 **[文献标识码]**A **[文章编号]**2095-3410(2016)03-0096-08

一、引言

2012 年 1 月 1 日,营业税改征增值税(下文简称“营改增”)在上海开始试点,由此拉开了我国“营改增”的序幕。自 2012 年 8 月 1 日起至当年年底,“营改增”试点地区扩大到了北京、安徽、江苏、广东、福建、天津、浙江、湖北等 8 省市。2013 年 8 月 1 日起,“营改增”正式推向全国。这是我国自 1994 年确立了以流转税为主体的税制结构后又一次大规模的税制改革。

1994 年开始实施的“分税制”改革确立了我国社会主义市场经济以流转税为主的基本税收体系,增值税和营业税成为调节商品和劳务流通的两个最主要税种,其中增值税主要用来调节第二产业,营业税主要调节第三产业。营业税引起的重复性征税阻碍了第三产业的发展。从总体上来说,本次“营改

增”意味着对第三产业的结构性减税。

事实上,“营改增”的减税效果十分明显。据财政部统计,2012 年,试点地区共为企业直接减税 426.3 亿元,整体减税面超过 90%,其中,小规模纳税人的减税力度最大,平均减税幅度达到 40%。2013 年底,全国 272.5 万户纳税人纳入“营改增”试点,全年“营改增”减税 1402 亿元。在试点省份中,上海市的效果最为明显。2012 年上海市试点企业累计达 19.5 万户,累计减税超过 400 亿元。由于上海市实施“营改增”改革最早,其效应表现较为充分。因此,本文以上海市为例,定量评估“营改增”对其第三产业的促进效应。

“营改增”实施后,上海市第三产业实现了较快发展,增长速度明显提高。2012 年第三产业增加值为 1.22 万亿元,比上年增长 10.6%,增速提高了 1.1

[基金项目] 本文是国家社会科学基金重大项目“新常态下我国宏观经济监测和预测研究”(项目编号:15ZDA011)子课题“新常态下我国经济增长速度预测及政策模拟分析”、中国社会科学院哲学社会科学创新工程项目“经济预测与经济政策评价”(项目编号:IQTE2016-02)和中国博士后科学基金面上项目“基于因子结构模型和 MCMC 算法的教育收入分布效应研究”(项目编号:2014M550933)的阶段性成果。

[作者简介] 张巍巍(1986—),男,河南唐河人,中国社会科学院社会发展战略研究院博士后,经济学博士。主要研究方向:经济政策效应评价。

个百分点。从季度数据来看,实施后的第一季度(2012Q1),第三产业增速 8.9%,比上年同期增速 7.0%提高了 1.9 个百分点;第二季度增速为 11.4%,比上年同期的 10.2%提高了 1.2 个百分点;第三季度的效应更加明显,比上年同期提高了 2.8 个百分点;第四季度基本持平,详细情况见表 1。从直观统计数据来看,“营改增”对上海市第三产业增长的拉动作用较为明显。

表 1 “营改增”前后上海市第三产业增加值增速对比(%)

	一季度	二季度	三季度	四季度	全年
实施前增速(2011 年)	7.0	10.2	9.1	10.3	9.5
实施后增速(2012 年)	8.9	11.4	11.9	10.3	10.6
处理效应	1.9	1.2	2.8	0	1.1

学术界从各个角度对“营改增”的影响进行了分析。如高培勇(2013)^[1]从税制结构、经济结构和财税改革等视角分析了“营改增”对宏观经济运行及改革的现实与潜在效应。高萍和徐娜(2014)^[2]从分行业的角度出发,着重估算了电信行业“营改增”后的税负水平,在此基础上对影响电信行业税负上升的主要因素以及对电信行业现行业务模式带来的冲击进行了分析。田志伟和胡怡建(2014)^[3]通过构建中国税收的 CGE 模型分析了“营改增”前后我国各行业营业税和增值税税负的动态变化,他们的研究表明,营改增在短期内可提高经济增长速度,但长期中只能提高经济总量而不能提高经济增长速度。葛玉御等(2015)^[4]基于 CGE 模型从收入和消费两个视角研究了营改增的收入分配效应,他们发现收入效应和消费效应提高城乡所有居民的收入水平,并且缩小了城乡之间收入分配差距。李成和张玉霞(2015)^[5]使用 2011—2013 年企业微观数据通过双重差分模型研究了营改增对企业业绩及生产效率的影响,结果发现“营改增”改革显著提高了试点地区企业的固定资产投资,使试点地区企业人均销售额显著增加、试点企业加大技术要素投入,提高了全要素生产率。童锦治等(2015)^[6]以企业议价能力的理论分析为基础,利用 2010—2012 年上市公司的数据实证研究了营改增对企业实际流转税税负的影响,结果发现,企业的议价能力会对税收政策的实施效果与目的是否一致产生重要的影响。但文献中对“营改增”对经济增长的总体效应,特别是对第三产业增长效应的研究较少。在这些文献

中,刘景溪(2013)^[7]分析后认为,上海试点工作进展平稳有序,成效好于预期,减税效应明显,“营改增”促进服务业加速发展、企业创新转型,有力支持和促进了服务贸易出口。彭艳芳(2013)^[8]通过对 1994 至 2012 年间相关时间序列数据进行比较分析,探讨了国内增值税、营业税与经济增长之间的关系,并对“营改增”对经济增长的影响进行分析,她的研究结果发现,营改增对经济增长具有正向效用。现有文献多是以定性的研究方法为主,从总体上判断“营改增”促进第三产业增长的程度,基于经济计量模型方法研究营改增拉动第三产业经济增长效应的文献尚不多见,且这些评价方法(如 CGE 模型等)多是以事前评价为主,鲜见事后评价的深入研究。

本文在反事实分析框架下,使用 Hsiao 等(2012)^[9]发展的基于有限信息时的面板数据模型和方法(下文简称 HCW 模型和方法)来评估“营改增”的处理效应,同时本文还考虑了存在国际金融危机和“营改增”双重处理效应时,“营改增”的净处理效应的估计问题。本文的主要贡献在于:一是运用 HCW 模型和方法,对“营改增”的第三产业增长效应进行较为严谨的事后评估;二是考虑了在多重政策同时冲击的情况下(国际金融危机冲击),“营改增”净处理效应的估计问题。

本文结构安排如下:第二部分介绍反事实分析框架下的 HCW 模型与估计方法;第三部分以上海市为例,实证估计“营改增”对上海市第三产业增长的影响;最后为结论与政策涵义。

二、反事实框架下的 HCW 模型与估计方法

(一) HCW 模型:基于有限信息面板数据的处理效应评价模型

处理效应评价的主要方法是进行因果分析。现实社会纷繁复杂,一般情况下,我们只能从观测到的数据分析现实社会中的因果关系^①。但观测到的数据往往表现出时间上的先后关系或统计意义上的相关关系,这些关系并不一定是因果关系。经济学者一般通过比较反事实状况之间的差异来探究事物之间的因果关系,进而对政策进行评价。

但是,“人不能两次踏进同一条河流”,我们不能同时观测到同一时刻两种不同情景下的结果。李

雪松和赫克曼 (2004)^[10] 认为缺少与实际相反的状况引发了数据的缺失问题。这就要求经济学者构建反事实状况。Rubin 等发展的反事实框架是处理效应评价的基础 (详见 Imbens 和 Wooldridge (2009)^[11] 与李雪松和赫克曼 (2004)^[10])。

令 y_{it}^1 为个体 i 在 t 时期受到政策干预时的结果, y_{it}^0 为个体 i 在 t 时期未受政策干预时的结果, d_{it} 为政策选择, 当实施政策时 $d_{it}=1$, 否则 $d_{it}=0$ 。在反事实框架下, 有

$$y_{it} = \begin{cases} y_{it}^0, d_{it} = 0 \\ y_{it}^1, d_{it} = 1 \end{cases}$$

此时, 对个体 i , 处理效应可以表示为: $\Delta_{it} = y_{it}^1 - y_{it}^0$ 。

构建反事实状态的方法有多种, 如差分内差分 (DID)、样本选择、倾向得分估计 (PSM) 和断点回归等 (详见 Imbens 和 Wooldridge (2009)^[11] 和 Heckman 和 Vytlačil (2007)^[12] 等), 这些方法都基于一定的前提假设并需要充足的数据。“营改增”对第三产业发展的影响途径有多种, 一般的经济结构模型较难对其作用机制进行完整地刻画, 同时还需要大量的相关数据。如果仅有实施“营改增”前后各个省份第三产业发展的速度的面板数据, 这些方法会受到更多的限制。Hsiao 等 (2012)^[9] 在给定有限信息面板数据的情况下, 基于因子模型, 提出了一种新的方法来识别处理效应。他们在因子模型的框架下, 把横截面之间的相关关系归因于一些不可观测的公共因子, 然后通过发掘横截面之间的相关关系来构建反事实状况。与常规因子模型方法不同的是, Hsiao 等 (2012)^[9] 不是试图去估计这些不可观测的因子, 而是建议利用已知的数据来代替因子, 从而为复杂经济机制和有限数据条件下的政策评价提供一种新的方法和视角。该方法是在有限面板信息条件下评估处理效应的一种有效方法, 它使用的信息较少, 参数估计简便, 同时结果有较好的稳健性。下面简要介绍这种方法。

基本的因子模型假设个体的结果受一些公共因子和个体自身特征的影响, 即假设个体的结果变量包括两项: 影响所有个体的公共因子项和综合误差项, 而综合误差项又包括个体固定变量和随机变量。

在反事实框架下, 对未实施政策时的个体结果, 它可以由因子模型表示为:

$$y_{it}^0 = b_i f_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T \quad (1)$$

其中, f_{it} 表示 $K \times 1$ 阶随时间变化的 (不可观测的) 因子向量, K 为公共因子个数, b_i 为因子的影响系数; α_i 为个体的固定效应, ε_{it} 为个体的随机误差项, 且有 $E(\varepsilon_{it}) = 0$ 。他们假设个体误差项之间不相关, 个体间的所有相关关系都是通过公共因子 f_{it} 产生, 但是公共因子对每个个体的影响可以不同, 即假设存在异质的影响效应, 系数 $b_i \neq b_j$ 。为表示方便, 式 (1) 可写成矩阵形式如下:

$$y_t^0 = B f_t + \alpha + \varepsilon_t \quad (2)$$

设个体结果的面板数据中横截面个数为 N , 时期为 T , 记为 $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{Nt})$ 。受政策干预的个体可以为任一个体 i , 为表示方便并不失一般性, 记为个体 1。假设 $T_1 + 1$ 期时仅对个体 1 发生政策干预, 其他个体不受影响, 则有

$$\begin{aligned} y_t &= y_t^0, \quad t = 1, \dots, T_1 \\ y_{1t} &= y_{1t}^1, \quad t = T_1 + 1, \dots, T \\ y_{it} &= y_{it}^0, \quad t = T_1 + 1, \dots, T, i = 2, \dots, N \end{aligned}$$

在如下的假设 1-5 的条件下: 1. $\|b_i\| = c < \infty$, 对所有的 i ; 2. ε_t 为 $I(0)$ 过程, 且 $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = V$, V 为常对角矩阵; 3. $E(\varepsilon_t f_t') = 0$; 4. $\text{Rank}(B) = K$ 。5. $E(\varepsilon_{jt} | d_{it}) = 0$ 对所有 $i \neq j$, 如果 N 和 T 很大, 可以用 Bai 和 Ng (2002)^[13] 的方法识别式 (1) 中公共因子的个数 K , 然后用最大似然方法来估计 f_t , B 和 α , 进而便可由式 $\hat{y}_{it}^0 = \hat{\alpha}_i = \hat{b}_i \hat{f}_{it}$ 预测 $y_{it}^0, t = T_1 + 1, \dots, T$ 。但是, 更常见的情况是 N 和 T 都不大, Hsiao 等 (2012)^[9] 发展了一种新的识别方法, 他们用 $\tilde{y}_t = (y_{2t}, \dots, y_{Nt})$ 来代替 f_t 去估计 y_{1t}^0 。

记 $\check{\alpha}$ 为 B 空间的一个零值空间 $N(B)$ 中的一个向量, 有 $\check{\alpha}' B = 0$ 。把向量 $\check{\alpha}$ 中的第一个元素标准化为 1, 记 $\check{\alpha}' = (1, -\check{\alpha}')$ 。那么, 以 $\check{\alpha}'$ 左乘式 (2) 各项, 经整理后有, $y_{it}^0 = \bar{\alpha} + \check{\alpha}' \tilde{y}_t + \varepsilon_{it} - \check{\alpha}' \tilde{\varepsilon}_t$ (3)

其中, $\bar{\alpha} = \check{\alpha}' \alpha, \tilde{y}_t = (y_{2t}, \dots, y_{Nt})', \tilde{\varepsilon}_t = (\varepsilon_{2t}, \dots, \varepsilon_{Nt})'$ 。他们建议通过最小化下式来识别 $\check{\alpha}^*$ 以使 $\text{var}(y_{1t}^0 | \tilde{y}_t)$ 最小:

$$\frac{1}{T_1} (y_1^0 - e \bar{\alpha} - Y \check{\alpha}^*)' A (y_1^0 - e \bar{\alpha} - Y \check{\alpha}^*)$$

其中, $y_i^0 = (y_{i1}, \dots, y_{iT_1})$, e 为 $T_1 \times 1$ 阶元素均为 1 的向量, Y 是由 \tilde{y}_i 组成 $T_1 \times (N-1)$ 的阶矩阵, A 为 T_1 阶正定矩阵, $\tilde{\alpha}^{*'} = \tilde{\alpha}' (1_{N-1} - \text{cov}(\tilde{\varepsilon}_i, \tilde{y}_i) \text{var}(\tilde{y}_i)^{-1})$ 。同时, 他们证明在上文 5 个假设及假设 6: 对固定的 N 和 K , 存在着 $\check{\alpha} \in N(B)$, 使得在 $\check{\alpha}$ 的邻域内 $E[\frac{1}{T_1}(y_i^0 - e\check{\alpha} - Y\check{\alpha}^*)'A(y_i^0 - e\check{\alpha} - Y\check{\alpha}^*)]$ 有唯一的最小值的条件下, 对固定的 N 和 K , 存在着 $\check{\alpha} \in N(B)$ 使得 $\text{var}(y_{it}^0 | \tilde{y}_i)$ 有唯一的最小值。

因此, 可以用下式来预测 y_{it}^0 :

$$\hat{y}_{it}^0 = \hat{\alpha} + \hat{\alpha}^* \tilde{y}_i \tag{4}$$

此时, 处理效应 $\Delta_{it}(t=T_1+1, \dots, T)$ 为

$$\hat{\Delta}_{it} = y_{it} - \hat{y}_{it}^0 \tag{5}$$

其方差为

$$\text{var}(\hat{\Delta}_{it}) = \text{var}(\varepsilon_{it}^*) + (1, \tilde{y}_i') \text{cov} \begin{pmatrix} \hat{\alpha} \\ \hat{\alpha}^* \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 \\ \tilde{y}_i \end{pmatrix}$$

理论上, 反事实状态 y_{it}^0 取决于个体固定效应 α_i 、公共因子 f_i 和承受个体不同的参数 b_i 及综合误差 ε_{it} 。但是在 HCW 模型和方法中, 估计反事实预测测量并不需要这些信息, 而是由其他未受政策干预的截面个体的面板数据 \tilde{y}_i 提供, 从而巧妙地解决了因子模型的识别难题。

(二) HCW 模型的估计步骤

模型估计时, 可以使用 $(N-1) \times T_1$ 维未受政策干预的面板样本数据 \tilde{y}_i 来拟合 y_{it}^0 。Hsiao 等 (2012)^[9] 证明了如果 N 固定, $T_1 \rightarrow \infty$, 则使用越多的横截面数据拟合的准确度越高。但是, 多数情况下 T_1 有限, 如果使用的横截面数据越多, 估计参数 $\hat{\alpha}^*$ 的方差就越大。为了平衡用样本内的预测误差和样本外预测误差, 作者建议使用 Hsiao 和 Wan (2014)^[14] 的模型选择策略:

第一步: 分别从 $(N-1)$ 个横截面中选取 j 个横截面对 y_{it}^0 进行拟合, 然后用 R^2 或似然值选出 y_{it}^0 最优的预测量, 记为 $M(j)^*$, $j=1, \dots, N-1$;

第二步: 用模型选择准则 (如 AIC、AICC、BIC 等) 从 $M(1)^*, M(j_2)^*, \dots, M(N-1)^*$ 中选出最优的 $M(m)^*$ 。

$M(m)^*$ 便是用来预测 y_{it}^0 最优的方程。基于最

优方程, 便可估计出反事实状况 y_{it}^0 , 进而推出处理效应 Δ_{it} 。本文使用这种方法对“营改增”促进上海市第三产业增长的效应进行评价。

三、“营改增”促进第三产业增长处理效应实证分析

(一)“营改增”促进上海市第三产业增长的处理效应估计

2012 年 1 月继上海市实施“营改增”试点之后, 2012 年 8 月至 2012 年 12 月分别有 8 个省市陆续实施了“营改增”, 2013 年 8 月推向全国, 试点结束。相比其他试点省份, 上海市实施“营改增”改革最早, 试点时期长达 7 个季度, 其效应表现较为充分。因此, 本文以上海市为例, 定量评估“营改增”对其第三产业的促进效应。

本文分别用其他在试点期间未实施“营改增”的省份作为控制组备选变量, 拟合上海市第三产业增加值的增长率。由于西藏缺失的季度数据较多, 本文把西藏的横截面数据剔除。2012 年 12 月之前, 其他未实施“营改增”的 21 个省市分别为: 甘肃、广西、贵州、海南、河北、河南、黑龙江、湖南、吉林、江西、辽宁、内蒙古、宁夏、青海、山东、山西、陕西、四川、新疆、云南和重庆。由于各省市第三产业增加值的增长率年度数据时间较短, 为更好地进行估计, 我们使用实施“营改增”试点之前的季度数据, 估计的样本区间为 2001 年第 1 季度至 2011 年第 4 季度。

首先根据标准从 21 个未实施“营改增”的省市中分别筛选由 1 至 21 个省市作为控制组变量构成的最优方程 (共 21 个), 再根据 AIC 准则从 21 个方程中选取最优的控制组变量, 得到最终的回归方程。最终得到的上海市的第三产业增长率最优估计方程共包括 4 个省份作为控制组变量, 分别是湖南、内蒙古、陕西和重庆, 最优估计方程估计系数见表 2。

表 2 控制组省市权重 (样本区间: 2001Q1-2011Q4)

	系数	标准差	T 值
湖南	0.384	0.201	1.908
内蒙古	0.266	0.094	2.833
陕西	0.556	0.165	3.364
重庆	-0.586	0.210	-2.793
常数项	2.712	2.492	1.088

注: $R^2=0.531$, $AIC=103.677$ 。

上海市第三产业增长速度估计方程的拟合优度

为 0.531,这表明优选出的方程对处理组(实施“营改增”的上海市)进行了较好的拟合。由表 2,可得上海市第三产业增长率的估计方程如下:

$$\begin{aligned} y_{\text{shanghai}} = & 2.712 + 0.384y_{\text{Hunan}} + 0.266y_{\text{Neimenggu}} \\ & (1.088) \quad (1.908) \quad (2.833) \\ & + 0.556y_{\text{shannxi}} - 0.586y_{\text{chongqing}} \\ & (3.364) \quad (-2.790) \end{aligned} \quad (6)$$

2013 年 8 月“营改增”在全国全面铺开,上文所使用的控制组省市也开始受到“营改增”改革的影响,上海市较于其他省市的处理效应应当减弱或消失,因此,上海市“营改增”的处理效应期为 2012 年 1 月至 2013 年 8 月,为更全面评估“营改增”的影响,本文将处理效应的终止点设为 2013 年第 3 季度。

由式(6)可以推出上海市如果没有实施“营改增”时第三产业增长速度的反事实状态值。图 1 为上海市第三产业增长速度的实际值与未实施“营改增”时的反事实状态值的对比情况。结果表明,如果未实施“营改增”,2012 年第 1 季度至 2013 年第 3 季度上海市第三产业增加值增长速度分别为 7.4%、9.0%、8.4%、11.0%、7.6%、7.1%和 6.3%,反事实增长率与实际增长率变化趋势基本相同,模型很好地预测了上海市第三产业的变化趋势。

由上海市第三产业增长率的反事实状态值,由式(5)可以估计出“营改增”的处理效应,结果列示于表 3。从表 3 来看,2012 年第 1 季度至 2013 年第 3 季度“营改增”分别拉动上海市第三产业增加值增速 1.5、2.4、3.5、-0.7、1.9、2.6 和 2.0 个百分点,“营改增”对上海市第三产业各季度的影响均为正值(除 2012Q4 外),但具有一定的季节波动性。为了更简明地反映“营改增”对上海市的影响,本文根据各个季度的定基比值,计算出 2012 年的年度增长率和年度效应值,并推出了 2013 年(2012Q4 至 2013Q3)的“年度”效应值,列示于表 3。由于第四季度的数据一般较大,为了更全面的反映 2013 年度“营改增”的效应,本文选用了 2012Q4 至 2013Q3 四个季度的值作为 2013 年年度效应的近似值。从表中可以看出,“营改增”拉动了上海市 2012 年第三产业增长 1.1 个百分点,2013 年 1.4 个百分点。“营改增”对上海市第三产业表现出了显著的拉动作

用。

(二)剔除国际金融危机冲击影响的“营改增”效应

2008 年爆发的全球金融危机对我国经济产生了一定的冲击,但是由于各省市的外贸结构不尽相同,外部影响对各省市的冲击也存在差异。与其他省市相比,上海市受到的冲击尤为严重,可视为全球金融危机对上海市进行了“额外”的冲击。2011 年之后,随着中国 4 万亿刺激计划的实施,经济出现了恢复。在这段时期内,上海市第三产业可能面临着双重的处理效应,即“营改增”的效应和国际金融危机的冲击效应。政策评估时如果不考虑国际金融危机的冲击效应,则得到的“营改增”效应可能存在较大的偏差。因此,本文从双重效应中分离出“营改增”的效应。

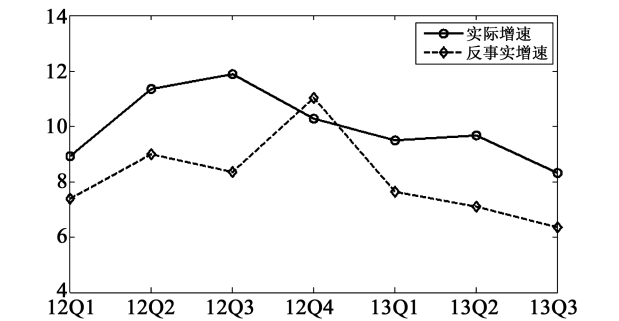


图 1 上海市第三产业实际增速与反事实增速对比 (%)

表 3 “营改增”的处理效应
(评价区间:2012Q1-2013Q3) (%)

	12Q1	12Q2	12Q3	12Q4	13Q1	13Q2	13Q3	2012	2013
实际增速	8.9	11.4	11.9	10.3	9.5	9.7	8.3	10.6	8.8
反事实增速	7.4	9.0	8.4	11.0	7.6	7.1	6.3	9.5	7.4
处理效应	1.5	2.4	3.5	-0.7	1.9	2.6	2.0	1.1	1.4

注:2013 年处理效应期为三个季度,为了能够得到可比的年度效应,本文计算了 2012Q4 至 2013Q3 四个季度的增长速度,并根据每个季度的权重,将其合成为 2013 年的年度增长率和增长效应。

一般的处理效应评估方法均是假设同一时期个体仅受一项政策冲击,当同时有多种政策发生时,这些方法便无能为力。Fujiki 和 Hsiao(2014)^[15]基于 HCW 方法,提出了一种从多重处理效应中分离出一种处理效应的方法,并用于研究 1995 年阪神大地震和经济结构调整对日本兵库县经济双重冲击的效应。本文借鉴他们的思想进行双重效应的分离。

2008 年国际金融危机持续期间的样本数据不足以支持用 HCW 方法进行双重效应的估计,但是

从 Fujiki 和 Hsiao (2014)^[15]中可以证明如果仅使用只存在一种政策冲击时的样本数据,则可以得到这种政策的净效应。因此,本文剔除了 2008 年国际金融危机影响明显的季度样本(2008Q3 至 2011Q4),使用剩余的季度样本,利用 HCW 方法估计“营改增”的净效应。此时,最终得到的上海市的第三产业增长率最优估计方程共包括 5 个省份作为控制组变量,分别是贵州、河北、湖南、陕西和重庆,最优估计方程估计系数见表 4。

表 4 剔除国际金融危机影响后控制组省份权重
(样本区间:2001Q1-2008Q2)

	系数	标准差	T 值
贵州	0.223	0.121	1.847
河北	0.632	0.341	1.851
湖南	0.525	0.217	2.420
陕西	0.619	0.167	3.710
重庆	-1.006	0.293	-3.429
常数项	-0.642	2.428	-0.264

注:R²=0.744,AIC=58.528。

剔除国际金融危机冲击的样本后,上海市第三产业增长速度估计方程的拟合优度有所提高,为 0.744,这表明优选出的方程对上海市进行了更好的拟合。由表 4,可得出此时上海市第三产业增长率的估计方程如下:

$$y_{shanghai} = -0.642 + 0.223y_{Guizhou} + 0.632y_{Hebei} + 0.525y_{Hunan} + 0.556y_{shannxi} - 0.525y_{chongqing}$$

(-0.264)

(1.847)

(1.851)

(2.420)

(3.364)

(-2.790)

(7)

由式(7)可以推出在考虑双重冲击时,上海市如果没有实施“营改增”时第三产业增长速度的反事实状态值。图 2 为剔除国际金融危机冲击后,上海市第三产业增长速度的实际值与未实施“营改增”时的反事实状态值的对比情况。从中可以看出,如果未实施“营改增”,2012 年第 1 季度至 2013 年第 3 季度上海市第三产业增加值增长速度分别为 5.8%、9.0%、7.7%、11.4%、7.4%、7.0%和 5.3%,考虑双重冲击后的增长率走势和实际增长率表现出基本相同的趋势,与未考虑 2008 年国际金融危机额外冲击时的情况相比,波动幅度有所加大。从表 5 来看,“营改增”对上海市第三产业增加值增速的影响效应较为明显,2012 年第 1 季度至 2013 年第 3 季度“营改增”分别拉动上海市第三产业增加值增速 3.1、2.1、4.2、-1.1、2.1、2.7 和 3.0 个百分点。从“年

度”效应来看,2012 年,“营改增”带动相应上海市第三产业增长的增幅为 1.3 个百分点,2013 年带动上海为 1.1 个百分点。剔除国际金融危机冲击影响后,“营改增”改革对上海市第三产业增长的拉动效应依然明显。

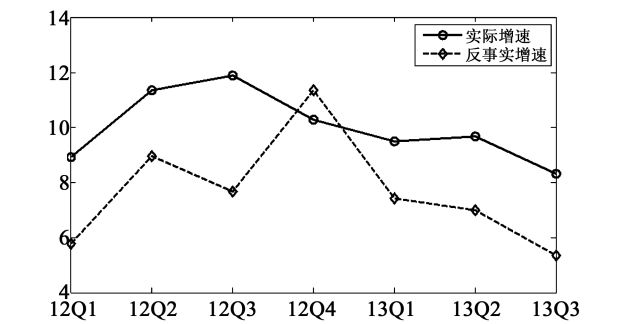


图 2 剔除国际金融危机影响后上海市第三产业增速实际值与反事实值对比

表 5 剔除国际金融危机影响后“营改增”的处理效应(评价区间:2012Q4-2013Q3)(%)

	12Q1	12Q2	12Q3	12Q4	13Q1	13Q2	13Q3	2012	2013
实际增速	8.9	11.4	11.9	10.3	9.5	9.7	8.3	10.6	8.8
反事实增速	5.8	9.0	7.7	11.4	7.4	7.0	5.3	9.3	7.7
处理效应	3.1	2.4	4.2	-1.1	2.1	2.7	3.0	1.3	1.1

(三)HCW 模型的有效性检验

2013 年 8 月,“营改增”正式推向全国。考虑到政策实施的效果还需要一定的时间来实现,本文认为 2013 年第 4 季度之后全国所有的省市都将受“营改增”这一公共因子的影响,理论上来说,“营改增”对上海市的“独特”处理效应将减弱甚至消失。

假设“营改增”试点期间及推向全国前后,上海市第三产业增速与其他未实施“营改增”的省份第三产业增速之间的关系不发生改变,即估计方程式(7)或(8)依然成立。如果 HCW 模型和方法适用于研究“营改增”的处理效应问题,那么由式(7)或(8)得出的上海市 2013 年第 4 季度之后第三产业估计增速应当与实际增速接近,即由此估计出的处理效应将显著变小或减为零。本部分利用 HCW 的方法基于方程式(8)估计 2013 年第 4 季度至 2014 年 4 季度五个季度内上海市第三产业增长速度,并推出“营改增”对的“处理效应”,以检验 HCW 模型和方法的有效性。

图 3 为由估计方程式(8)得出的“营改增”在全面铺开 2013 年第 4 季度至 2014 年第 4 季度五个季度内上海市第三产业增长速度的估计值与实际增

长速度的对比情况。从中可以看出,两条曲线基本重合在一起,估计值与实际值较为接近。表6为实际增速与估计增速的具体值及由此推出的“处理效应”。从表中可以看出,各个季度的“处理效应”明显变小,从年度“效应”来看,2014年的“处理效应”仅为0.3个百分点,远小于2012年1.3和2013年1.1个百分点的水平。由此可以看出,“营改增”在全国铺开,其对上海市“独特”的处理效应大大减弱,这与我们的预期相符,在一定程度上说明了HCW模型和方法适用于本问题的研究。

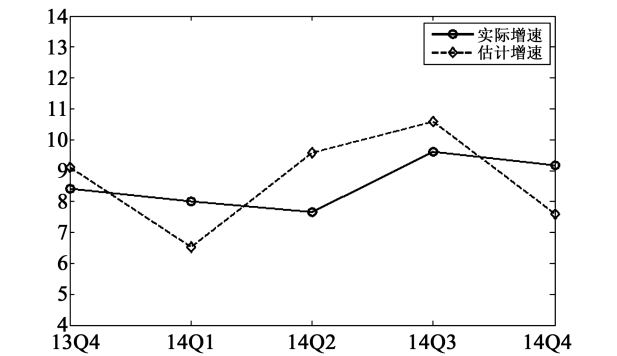


图3 全国铺开上海市第三
产业增速实际值与估计值对比(%)

表6 全国铺开“营改增”的“处理效应” (评价区间:2013Q4-2014Q4)(%)						
	13Q4	14Q1	14Q2	14Q3	14Q4	2014
实际增速	8.4	8.0	7.7	9.6	9.2	8.8
估计增速	9.1	6.5	9.6	10.6	7.6	8.5
处理效应	-0.7	1.5	-1.9	-1.0	1.6	0.3

四、结论与政策涵义

本文使用 Hsiao 等(2012)^[9]的模型和方法,在有限面板数据信息的条件下,实证分析了“营改增”对上海市第三产业发展的影响。实证结果表明,“营改增”对上海市第三产业的发展有着明显的促进作用。“营改增”拉动了上海市2012年第三产业发展1.1个百分点,2013年1.4个百分点。剔除2008年国际金融危机冲击影响后,“营改增”拉动上海市2012年第三产业发展1.3个百分点,2013年1.1个百分点,“营改增”对上海市第三产业的促进效应依然显著。最后,本文对HCW模型和方法的有效性进行了检验,HCW模型表现出了较好的适应性。

“营改增”对我国第三产业的发展产生了积极的影响,达到了政策实施的预期效果。当前我国经济步入“增长速度换挡期”、“结构调整阵痛期”和

“前期刺激政策消化期”三期叠加的阶段,稳增长面临着一定的压力。要尽快实施“营改增”全覆盖,2016年将在房地产业、建筑业、金融业和生活性服务等行业全面实施“营改增”,释放第三产业增长潜力。需要注意的是,“营改增”在实际执行过程中也存在增值税税率档次过多,少部分企业税负加重等问题,这需要优化增值税税率结构,完善相应配套政策,为企业创造公平、长效的制度环境。在“营改增”实施后,要调整优化中央和地方税收分成比例,加快完善地方财税体系,稳步推进房地产税、所得税等直接税的改革,进一步健全地方税收体系,促进地方税收的平稳增长,充分调动地方政府的积极性。

【注】

①随机受控实验是进行因果分析的另外一种直接有效的方法,但是随机受控实验受诸多客观条件限制,同时该方法得出的结论还面临着外部有效性的问题。

参考文献:

[1]高培勇.“营改增”的功能定位与前行脉络[J].税务研究,2013,(07):3-10.

[2]高萍,徐娜.“营改增”对电信行业的影响分析及应对策略[J].中央财经大学学报,2014,(07):18-22.

[3]田志伟,胡怡建.“营改增”对财政经济的动态影响:基于Cge模型的分析[J].财经研究,2014,(02):4-18.

[4]葛玉御,田志伟,胡怡建.“营改增”的收入分配效应研究——基于收入和消费的双重视角[J].当代财经,2015,(04):23-33.

[5]李成,张玉霞.中国“营改增”改革的政策效应:基于双重差分模型的检验[J].财政研究,2015,(02):44-49.

[6]童锦治,苏国灿,魏志华.“营改增”、企业议价能力与企业实际流转税税负——基于中国上市公司的实证研究[J].财贸经济,2015,(11):14-26.

[7]刘景溪.营业税改征增值税的政策效应分析及对策[J].涉外税务,2013,(05):9-13.

[8]彭艳芳.增值税、营业税与经济增长的关系探析——兼论“营改增”对我国经济增长的影响[J].涉外税务,2013,(05):28-32.

[9]Hsiao C., Ching H. S., Wan S. K. A Panel Data Approach for Program Evaluation: Measuring the Benefits of Political and Economic Integration of Hong Kong with Mainland China [J]. Journal of Applied Econometrics, 2012, 27(5): 705-740.

[10]李雪松,赫克曼.选择偏差、比较优势与教育的异质性回报:基于中国微观数据的实证研究[J].经济研究,2004,(04):91-99.

[11]Imbens G.W.,Wooldridge J.M.Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation[J].Journal of Economic Literature,2009,1(47):5-86.

[12]Heckman J.J.,Vytlacil E.J.Econometric Evaluation of Social Programs,Part I:Causal Models,Structural Models and Econometric Policy Evaluation[Z].Heckman J.,Leamer E.Elsevier,2007:6B,4779-4874.

[13]Bai J.,Ng S.Determining the Number of Factors in

Approximate Factor Models[J].Econometrica,2002(70):191-221.

[14]Hsiao C.,Wan S.K.Is there an Optimal Forecast Combination[J].Journal of Econometrics,2014,178,Part 2(0):294-309.

[15]Fujiki H.,Hsiao C.Disentangling the Effects of Multiple Treatments Measuring the Net Economic Impact of the 1995 Great Hanshin-Awaji Earthquake:USC-INET Research Paper No.14-04.[Z].2014.

(责任编辑:程美秀)

Effect of Reform of Business Tax to Value-Added Tax on Growth of the Tertiary Industry ——Evidence from Shanghai Based on HCW Model

ZHANG Weiwei¹,LI Xuesong²,ZHAO Chenyu³,FANG Long³

(1.National Institute of Social Development,CASS,Beijing 100732,China;2.Institute of Quantitative & Technical Economics,CASS,Beijing 100732,China;3.Graduate School,CASS,Beijing 102488,China)

Abstract: The reform of business tax to value-added tax is an important part of China's fiscal and taxation system reform, but few econometrical literatures focus on the effect of it on growth of the tertiary industry. This paper gives an empirical study on the effect of Shanghai's reform of business tax to value-added tax on the growth of its tertiary industry based on the HCW model. The result shows that the tax reform stimulates greatly the growth of Shanghai's tertiary industry by 1.1 percentage points in 2012 and 1.4 percentage points in 2013. After eliminating the effect of global financial crisis in 2008, the effect is still evident. An examination is also presented and justifies the HCW model suitable to this problem.

Key Words: Reform of business tax to value-added tax; HCW model; Multiple treatment effect

