

中国服务业资源错配研究^{*}

——来自第二次全国经济普查的证据

邹静娴 申广军

内容提要:本文利用2008年全国第二次经济普查数据,对服务业的资源配置效率进行了分析。根据所有制划分,外资企业资源配置效率最高,而国有/集体企业表现最差,并且所有制间差距在西部地区表现最为明显;按东、中、西进行区域间比较时,东部地区资源配置效率更高,这一点对于各类所有制企业均成立。细化到各省比较时,资源配置效率与当地人均收入呈显著正相关关系,与以往研究中发现的微观资源配置效率影响宏观经济表现这一现象一致。将可能影响资源配置效率的因素在不同维度进行分解,我们发现企业层面变量中,所在省份解释力最强,所有制、企业年龄、规模对于东、西部企业也有较强解释力。就城市—行业层面变量来看,企业所属行业市场集中度越低,企业间规模差异越小,所在城市金融发展程度及城市化率越高时,资源错配现象都有明显下降。

关键词:资源配置 服务业 所有制 区域差异

一、引言

各国人均收入的巨大差距在很大程度上可归因于全要素生产率(total factor productivity, TFP)的差异。这不仅反映在发展中国家和发达国家之间的比较(Parente & Prescott, 2005),即使在发达国家内部,TFP对人均收入差异的解释力度也可以达到30%~40%(Prescott, 2002)。那么一个自然的问题是,什么因素导致了TFP的差异呢?大量的理论以及实证文章都表明资源配置效率是一个不可忽视的因素。例如,Alfaro et al(2008)通过对79个发展中国家和发达国家进行横向比较,发现因资源错配(resource misallocation)导致的企业规模分布差异可以解释各国人均收入差距的58%。也就是说TFP、人均收入等宏观变量不仅受到生产要素存量水平的影响,还取决于其配置效率。

在越来越清楚地认识到资源配置效率对宏观经济变量的重要影响后,近期相关研究已不再满足于宏观加总数据,而是更多深入到微观企业层面。这

一变化不仅是由于微观数据质量的提高,也得益于相应理论的完善——建立起了从企业TFP到行业、国家层面资源配置效率的联系。但浏览相关文献,可以发现绝大部分研究都是聚焦于制造业,极少涉及服务业。针对中国的研究如此,来自其他国家的服务业证据也十分有限。

正是为了弥补资源错配类文献在服务业中证据的匮乏,本文基于2008年全国第二次经济普查数据,参照Hsieh & Klenow(2009)的方法,以行业TFP离散度衡量资源错配程度,对服务业(第三产业)的资源配置效率进行了实证分析。以往来自制造业的大量证据显示所有制和区域差异是影响资源配置效率的两大重要因素。基于此,本文的行文思路如下:首先按照不同所有制进行划分,在微观层面进行资源配置效率比较;然后由企业数据加总到行业、地区层面,将比较拓展至宏观层面;最后,我们还考察了“所有制—地区”的交互影响。

结果显示,一方面,当按所有制进行划分时,外资企业资源配置效率最高,而国有/集体企业表现最

^{*} 邹静娴,北京大学国家发展研究院,邮政编码:100871,电子邮箱:zoujingxian@gmail.com;申广军,中央财经大学经济学院,邮政编码:100081,电子邮箱:hnsbj@126.com。感谢匿名审稿人的意见与建议,文责自负。

差。无论是以生产率分布的标准差,或是分布的百分位比值(90/10,75/25)衡量,这一结论都十分稳健。另一方面,在跨地区比较中,东部省份表现出最高的资源配置效率。同时具体到各省来看,资源配置效率与当地人均收入间呈现明显正相关关系,与以往文献中发现的微观层面资源配置效率影响宏观经济表现这一现象相符。

在所有制——地区的交互影响分析中,又可以分横、纵两种视角:一是对于各类所有制企业,其资源配置效率的相对排序是否存在区域差异;二是资源配置效率最高的东部地区是否在全所有制中均表现最佳?就第一个问题而言,国有/集体企业的资源错配问题在西部省份表现得最为严重;而另一方面,东部地区资源配置效率更高,这一现象对于各类所有制企业均成立,其中又以国有企业最为明显。东部地区的国有企业,其资源配置效率比中西部高出40%。所有制——地区交互影响的分析表明,国有企业与其他所有制企业在资源配置上的差距,主要反映在西部地区。一个可能的原因是:西部地区有较多政府主导的大型项目,而这些相关投资又常常伴随着对国有企业的倾斜性税收、财政、补贴政策,因此我们会看到西部地区国有企业在资源配置上的低效率最为明显。

最后,我们将资源错配的可能影响因素进行分解,希望量化一些关键变量的解释力大小。按照解释变量维度,又可分为企业、城市以及城市——行业层面。在微观企业层面变量中,以所在省份解释力最强,这一点对于中部地区尤为明显。而对于东、西部企业,所有制、企业年龄和规模也具有较强解释力。城市层面的宏观变量中,金融发展程度以及城市化率都能显著降低当地资源错配现象,说明要素自由流动是优化资源配置的有效途径。最后,在行业层面,我们发现市场集中度越低,企业间规模差异越小,国有企业份额越低的行业资源配置效率越高,这表明开放、充分的市场竞争环境也是提高资源配置效率的必要条件。

本文主要在以下三个方面对资源错配研究有所贡献。第一,不同于以往基于制造业的实证研究,本文将资源错配的研究方法首次拓展到了服务业上。并且本文所用的样本——2008年全国第二次经济普查数据,包含了当年中国境内全部从事第三产业经营活动单位的信息,是服务业截面数据中可得的

最大样本。第二,在探讨资源错配问题时,本文从所有制、地区以及两者交互的多种维度进行了比较,详尽刻画了服务业的资源配置效率在各所有制及地区间的差异。第三,本文还试图量化造成资源错配的原因,而这又可分为企业、城市以及城市——行业三个层面。不同维度的变量对应各自的政策意义,能够指引我们如何从微观——宏观上去纠正服务业的资源错配问题。

二、文献综述

(一)从宏观到微观视角的转变

对于资源错配的研究最早可追溯到 De Melo (1989):作者基于多部门的一般均衡模型,估计了当不存在部门间资源配置扭曲时,哥伦比亚经济的潜在增长率。其后,也陆续出现了一系列基于宏观数据的研究(Streitwieser,1991;Baily et al,1992;Bartelsman & Dhrymes,1998)。

相比早期研究,近年来这类文献主要在两个方向上有所突破:一是理论模型的完善,二是实证方面涌现出了更多基于微观数据的证据。理论方面的贡献,最重要的是解决了如何由企业数据加总到宏观变量的问题。事实上,经济学家很早以前就注意到了行业内的生产效率差异:Salter et al(1969)考察了1911—1926年间美国生铁制造行业的劳均产出情况,发现效率最高的工厂人均产出可以达到行业均值的两倍以上;Chew et al(1990)发现即便在进一步控制可观测的企业特征后,企业间劳动力产出效率差异也在2倍左右;Womack et al(1989)将生产率的比较拓展到国家间,发现在汽车制造业完成一辆汽车制造的人均耗时在13.2至78.7小时不等。但这些早期研究多局限于描述性统计,缺乏严谨的实证检验,也没有理论框架能够将微观层面的生产率差异与一些宏观变量(如人均收入、总产出等)联系起来。

而建立“微观——宏观”分析框架的理论突破工作由 Restuccia & Rogerson(2008)完成并加以应用。他们利用多国数据,估计了资源错配对总产出的影响。结果显示,如果这些国家的资源配置效率可以达到美国的现有水平,那么即使技术水平不发生提升,总产出也能增加30%~50%。紧随其后,Hsieh & Klenow(2009)基于异质性企业的垄断竞争模型,给出了将企业生产率差异联系到整体TFP的算法。

文中作者利用4位数制造业行业的微观数据,计算后得出结论:若中国和印度能够将资源配置效率优化到美国现有水平,那么两国TFP可分别增长30%~50%和40%~60%,这一结果显然是很震撼的。

实证方面,之所以摒弃以往常用的宏观加总数据,转而挖掘更为细致的微观数据,主要原因有3点:首先,以往宏观数据抹平了太多微观个体差异;是源于微观数据可得性和质量的提高;最后得益于相应理论和计量方法的不断进步(Bartelsman & Doms, 2000)。目前基于微观数据的实证研究,依据数据细分程度大致分为两类:一是同一行业内部的企业间比较,如Bartelsman et al(2009), Hsieh & Klenow(2009), Banerjee & Munshi(2004), Banerjee & Duflo(2005)等;另一类则是由企业数据加总到大类行业,在行业间进行比较,如Parente & Rogerson(2005), Restuccia et al(2008), Vollrath(2009), Aoki(2012)等。

(二)资源错配的度量方法

任何一种研究指标的选取都在很大程度上受制于当时相关理论的发展。因此,较早的资源错配研究中,主要是使用一些宏观变量进行比较,如非国有经济发展水平以及非正规就业人数比例(胡凤霞、姚先国, 2011),以及用于说明市场经济发展水平的“市场化进程指数”(樊纲、王小鲁, 2001)。

随着“微观——宏观”资源配置理论的完善,越来越多的实证研究选择用行业内的企业产出分散度来度量资源错配。其中产出指标既有用边际产出,也有选择平均产出的。其背后逻辑在于当完全无扭曲时,行业内各企业面临的要素价格应该是一致的,此时不会存在产出效率差异。反过来说,我们可以将个体企业与行业平均产出效率的偏离程度,用于度量资源错配情况。^①

研究中除了用分散度来刻画资源错配情况外,还有一些其他变量也可用于比较。如Bartelsman et al(2009)使用的是更高阶矩——企业规模与生产率的协方差项,其合理性在于协方差越大,意味着更高效的企业能够获得更多资源,这将提升整体生产率水平。此外,一些研究则直接从可观测的扭曲来源入手。以税收扭曲为例,Restuccia & Rogerson(2008)以各企业面临的税率差异衡量资源错配程度;类似的, Aoki(2012)选用不同部门间资本、劳动成本差异进行度量。

上述这些方法,都具有其合理性,但最终都一定会反映到企业层面的边际产出差异。从这个意义上来说,企业间生产率差异是各种错配来源的必然结果。更为重要的是,生产率差异可视为多种广义扭曲的综合效果。也就是说,不仅是可观测到的税收制度扭曲,任何形式的可观测或不可观测的广义扭曲(如融资约束差异、政府补贴力度差异等)都可以统一到生产率差异的分析框架内。

基于此,本文选用的指标主要是参照Hsieh & Klenow(2009),以行业内TFP离散度衡量资源错配程度。与TFP的传统计算方法不同,Hsieh & Klenow(2009)中给出的TFP是基于垄断竞争模型推导出的名义量。可以证明,这一指标正比于企业各自面临的“广义税率”,而正是由于行业内企业间的“税率”存在差异,才导致整体生产率的下降。换句话说,行业内各企业的TFP差异可以对应于整体生产效率的损失。

这一指标的优势主要体现在以下几个方面:首先它只取决于名义量,能够更好地匹配微观数据,而不需引入额外假设来计算实际量。客观上也是由于我们的数据是只有一年的截面数据,因此一些通过直接估计企业TFP的非参数(如数据包络法、随机边界法)或是半参数估计法(如Olley & Pakes, 1996)^②都难以使用,因此基于一定生产函数假设而推导出的参数法对本文研究是更适合的。其次,模型中的“税率”是广义上的,不需要具体到特定的(可观测的)政策扭曲。最后,也是更为重要的,是该指标已经具备严谨的理论基础,能够方便地建立由微观企业数据与行业、地区生产率的联系,使跨省份、地区、国家间的比较成为可能。

(三)资源错配的成因

导致资源错配的原因可能是多种多样的,大致可分为以下四类:倾斜性的公共政策;金融市场缺陷;劳动力市场扭曲;贸易摩擦。其一,公共政策的有偏性主要表现为政府对国有企业、重点扶持产业的补贴(Schmitz, 2001; Hsieh & Klenow, 2009)以及一些针对大企业的税收政策(Guner et al, 2008)。其二,金融市场扭曲则可能体现在银行的“大企业/大财团”偏好。这一点在银行主导金融体系的国家中表现得尤为明显。例如, Caballero et al(2008), Peek & Rosengren(2005)通过对日本银行业的研究,发现大量银行贷款没有流向健康的中小企业,而是集中在少数几家

体量庞大的“僵尸型企业”。除此之外,金融市场中存在的各类金融摩擦(Buera & Shin,2013)以及资本流动限制(Burstein & Monge,2009)也都显著降低资金配置效率。其三,劳动力市场扭曲主要源于僵化的用人体制以及高昂的搜寻—匹配(search—match)成本(Bartelsman et al,2009)。最后,对外贸易方面一些人为制造的贸易壁垒也会降低资源配置效率(Restuccia & Rogerson,2008)。

具体到中国问题,研究中发现的资源错配原因也基本可归为上述四类。最为典型的是政府对国企部门的倾斜性政策(Hsieh & Klenow,2009)。金融市场中,银行放贷行为具有明显“国企偏好”。不仅如此,资本流向在地区间还呈现出“沿海城市偏好”。例如,Brandt et al(2013)就发现资本配置扭曲很大程度上反映在地区间差异。在劳动力市场扭曲中,除了之前提到过的一些制度性因素外,中国存在的一点特殊性还源于长期以来实行的户籍制度,这大大阻碍了劳动力这一重要生产要素的自由流动(Chan et al,2008)。

(四) 现有文献对服务业研究的不足

可以看到,目前资源错配研究的理论和实证策略所需的基础构架都已相对完善,但是几乎所有讨论都集中在制造业,对于服务业却鲜有涉及。事实上,Bartelsman & Doms(2000)以及聂辉华、贾瑞雪(2011)在谈及资源错配的未来研究方向时,均明确指出应该将视野拓展到制造业之外。尽管已经有学者尝试弥补这一缺陷,如Foster et al(1998)利用普查数据考察了汽车修理行业的生产率变化,但这显然仍是局限于与制造业高度相关的单个行业内部。

但与此同时,我们必须认识到,随着人均收入的增长,服务业对于一国经济发展的影响势必日益加深。然而该领域许多行业仍存在严重的进入壁垒(如银行业的服务牌照发放,电力、水力等行业的自然垄断)以及倾向性的扶持政策(如低息贷款;税收减免等)(于良春、鞠源,1999;李晓宁,2008)。这些因素都将反映到企业的生产率差异上,并最终影响到经济增长率、人均收入等宏观变量。除此之外,对服务业研究的必要性还源于服务业、制造业之间存在的一些本质差异。例如,服务业产品更多属于不可贸易品,这就削弱了通过商品流动进行价格套利,进而纠正资源错配的机制。此外,服务业部门更密集地使用劳动力,因此劳动力、资本配置效率对于整体生产率的相对影响大小也可能不同于制造业。上

述这些因素都说明,即便是目前对于制造业资源错配的研究较为充实,也并不意味着现有结论可以照搬到服务业上,否则可能带来政策上的误导。

三、数据说明及计算方法

(一) 数据说明

本文所使用的数据是2008年全国第二次经济普查数据,数据采集工作由国务院第二次全国经济普查领导小组和国家统计局完成。普查对象是在中国境内从事第二、三产业的全部法人单位、产业活动单位和个体经营户,调查内容包括单位基本属性、从业人员、财务状况、生产经营情况和生产能力等各项指标。

数据中第三产业是指除第一、二产业以外的其他行业,具体包括建筑业,交通运输、仓储和邮政业,信息传输、计算机服务和软件业,批发和零售业,住宿和餐饮业,金融业,房地产业,租赁和商务服务业,科学研究、技术服务和地质勘查业,水利、环境和公共设施管理业,居民服务和其他服务业,教育,卫生、社会保障和社会福利业,文化、体育和娱乐业,以及公共管理与社会组织等。以产业活动单位来看,第三产业占比74.1%,而这其中排名前三行业为批发和零售业(174.5万个,占19.7%)、公共管理和社会组织(171.2万个,占19.3%)及教育行业(54.7万个,占6.2%)。第二产业中比例最大的是制造业,共有185.9万个单位,占21.0%;若以证照个体经营户数目衡量,第三产业占比数目更是超过了九成。^③

根据本文研究的需要,我们剔除了非营利性的科学研究、技术服务和地质勘查业,水利、环境和公共设施管理业,教育、卫生、社会保障和社会福利业,文化、体育和娱乐业,以及公共管理与社会组织等。我们使用标准的剔除程序删去了样本中关键财务信息缺失或明显不符合会计准则的观测值(谢千里等,2008)。此外,为了减少异常值的影响,我们在计算过程中还剔除了行业内TFP分布超出左右各1%的观测值,清理后的最终样本观测值为170余万。

在表1中我们给出了主要指标的描述性统计。除企业层面数据外,为方便后续地区间比较,我们还报告了部分城市层面的宏观指标,包括人均GDP、三大产业份额(就业人数比例)、城市化率(非农人口/全部人口比重)金融发展程度(当地贷款余额/GDP)以及分城市统计的行业层面数据,主要包括

反映行业内所有制(以实收资本的控股股东身份划分)分布情况的国有企业、外资企业就业份额,反映

计算市场集中度时常用的赫芬达尔指数,行业内企业规模分布统计量。

表1 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
企业层面变量					
增加值(千元)	1718879	1157.93	1964.379	1.05	16020.35
营业利润(千元)	1712519	392.72	811.012	-1322	6455
固定资产(千元)	1726130	1171.6	2535.715	1	23466
实收资本(千元)	1709049	1529.24	3320.779	15	30500
就业人数(人)	1719774	13.11	17.309	1	130
工资和福利费(千元)	1711782	276.5	449.147	8	3680
资本弹性	1727587	0.37	0.237	0.03	1
全要素生产率(对数)	1757322	1.14	1.563	-3.25	6.83
城市层面变量					
人均GDP(对数)	287	9.93	0.639	8.19	11.58
第二产业份额(%)	315	42.37	13.422	8.86	81.37
第三产业份额(%)	315	53.83	12.703	18.31	89.54
城市化率(%)	297	35.50	18.777	8.29	72
金融发展程度 (当地贷款余额/GDP)	287	0.85	1.680	0.06	26.99
城市—行业变量					
国企份额(%)	9332	22.07	30.866	0	100
外资份额(%)	9281	1.04	3.746	0	35.09
赫芬达尔指数	9264	0.31	0.328	0.01	1
企业规模(对数)	9277	6.95	1.78	3.93	12.13
企业规模标准差	8588	0.06	0.156	0	1.34

(二)计算方法

1. 收入生产率与物质生产率比较。受限于数据结构,我们无法用国际贸易中常用的O-P(Olley & Pakes, 1996)或者L-P(Levinsohn & Petrin, 2003)方法计算企业TFP,因此本文依据Hsieh & Klenow(2009),在生产函数规模报酬不变的假设之下,将行业 s 中企业 i 的 $TFPR_{si}$ 表示为:

$$TFPR_{si} \triangleq P_{si} A_{si} = \frac{P_{si} Y_{si}}{K_{si}^{\alpha_s} (\omega_{si} L_{si})^{1-\alpha_s}} \quad (1)$$

其中, $P_{si} Y_{si}$ 是企业的增加值。参照岳希明、张曙光(2002),按照收入法计算,服务业的增加值可以分为以下四个部分:劳动者报酬、营业盈余、固定资产折旧和生产税净额,因此我们将这四项加总作为服务业增加值 $P_{si} Y_{si}$ 。 $\omega_{si} L_{si}$ 为企业工人的工资和福利支出, K_{si} 为企业的资本投入。

这里用到的 $TFPR_{si}$ 被称为收入生产率(revenue productivity),它与通常所说的TFP(也就是物质生产率($TFPQ$, physical productivity)主要区别

在于前者是乘以了企业产品价格 P_{si} 后的名义量。使用这一指标的关键原因有两点:其一,可以更好地契合数据,这主要是考虑到微观数据中可得的财务信息多为名义量,如利润、支出、增加值等;其二,更为重要的是因为这一指标可以很好地反映各企业面临的税率扭曲。正是这种企业间要素扭曲的不同才导致了行业的生产率损失。可以证明当行业 s 内不存在企业间的资本/产出扭曲时,各企业的 $TFPR_{si}$ 都应相等。相应的解释如下:当完全不存在扭曲时,资本、劳动力等生产要素会更多分配到那些物质生产率(A_{si})高的企业,更高的产量必然对应更低的产品价格,最终使乘以价格后的 $TFPR_{si}$ 在行业内都均等。换句话说,如果我们观察到行业内存在 $TFPR_{si}$ 的分布差异,这表明企业间的税率扭曲程度不一。

2. 收入生产率分布与行业生产率效率损失。事实上, $TFPR_{si}$ 与单个企业面临的税率扭曲间存在如下—一对应关系:

$$TFPR_{si} \propto \frac{(1 + \tau_{ksi})^{\alpha_s}}{1 - \tau_{ysi}} \quad (2)$$

其中, τ_{ksi} , τ_{ysi} 分别是企业 i 所面临的资本、产出扭曲税率^⑤, α_s 是行业 s 中资本的产出弹性。由此可见, 行业内 $TFPR$ 的分布情况(标准差, 不同分位数比值等指标)可以反映各企业间的扭曲程度差异。

更进一步, 还可以证明, 正是由于行业内存在企业间的扭曲税率差异, 才造成了行业整体的生产率损失, 具体表达式为:

$$\log TFP_s = \frac{1}{\sigma - 1} \log \left(\sum_{i=1}^{M_s} A_{si}^{\sigma-1} \right) - \frac{\sigma}{2} var(\log TFPR_{si}) \quad (3)$$

其中, TFP_s 是最终的行业整体生产率, $TFPR_{si}$ 对应(1)式中计算的企业收入生产率, M_s 是行业 s 中所有企业数目, σ 是 CES 函数中同一行业内各家企业产品间的常数替代弹性。给定各企业的物质生产率(A_{si}), 可以看出之所以行业生产率会偏离其潜在最优值($\frac{1}{\sigma-1} \log(\sum_{i=1}^{M_s} A_{si}^{\sigma-1})$), 其原因就在于企业间的收入生产率存在差异(即 $var(\log TFPR_{si}) \neq 0$)。而(2)式已经告诉我们, 单个企业的 $TFPR_{si}$ 正比于各自面临的税率 $\frac{(1 + \tau_{ksi})^{\alpha_s}}{1 - \tau_{ysi}}$, 因此行业内企业税率水平的不同是资源错配的根本原因。

值得一提的是, 这里的资本、产出税率 τ_{ksi} 和 τ_{ysi} 并非狭义上的实际税率, 而是反映了任何可能造成企业间要素价格不相等的因素。举例来说, 私营企业相比国有企业可能面临更高的贷款利率, 这就等价于私营企业被征收了更高的资本税率 τ_k 。此外,

某些行业内还可能存在一些只针对部分企业的准入门槛或是制度性障碍, 这些都可以表现为企业间面临的广义税率差异。

基于(2)(3)式, 我们知道行业生产率损失本质上是源于企业间扭曲税率的不同, 这将体现在企业间 $TFPR_{si}$ 的差异。因此考察企业层面的 $TFPR$ 分布情况, 能够帮助我们有效识别行业内的资源错配情况。

3. 计算方法及结果。对应于计算式(1), 其中所需的企业劳动支出 $w_{si} L_{si}$ 可以从数据中直接得到(数据中对应“本年应付工资和福利”)。企业增加值 $P_{si} Y_{si}$ 由劳动者报酬、营业盈余、固定资本折旧和生产税净额四个部分加总得到。此外, 在柯一道格拉斯函数的设定下, 行业 s 的资本份额 α_s , 就等于 1 减去该行业的劳动支出占企业总收入份额。最后, 我们还需要“企业资本投入”这一变量。但由于经济普查数据中并没有报告该变量, 因此我们用企业固定资产代替。尽管这可能会对企业 $TFPR$ 水平值的估计带来一定偏误, 但由于我们关心的是企业 $TFPR$ 分布的离散度, 因此资本指标缺失引起的偏误并不会对本文的分析和结论造成很大影响。

在算得企业的 $TFPR_{si}$ 后, 为了排除异常值的影响, 参考谢千里等(2008)的做法, 我们还剔除掉了 $(TFPR_{si} / \overline{TFPR}_s)$ 分布上下 1% 的企业观测值。其中, \overline{TFPR}_s 是之前企业 $TFPR_{si}$ 的行业内平均值。在剔除异常值后, 我们重新计算行业层面的资本份额 α_s , 并将其代入(1)式, 再次估计企业 $TFPR$ 。

本文主要通过计算行业内企业 $TFPR$ 分布的几个离散指标, 包括方差、不同分位数的比值等, 来考察服务业的资源错配情况, 结果列于表 2^⑥。

表 2 各行业内企业 TFP^⑦ 离散度

行业	企业数目	标准差	90/10 分位数比值	75/25 分位数比值
交通运输、仓储和邮政业	117871	3.07	523.17	36.79
信息传输、计算机服务和软件业	107419	2.37	281.99	15.87
批发和零售业	1038446	1.53	42.71	6.83
住宿和餐饮业	112519	2.24	248.24	15.61
金融业	5954	2	131.54	13.6
房地产业	111296	2.03	146.25	12.81
租赁和商务服务业	238016	1.6	47.62	7.06
居民服务和其他服务业	78901	1.33	25.38	5.31
文化、体育和娱乐业	20120	2.41	330.2	18.21

注: 这里的 TFP 即为(1)式对应的 $TFPR$, 并取对数值。

四、资源错配情况比较

(一)不同所有制间生产率离散程度

在所有制区分中,参考(Dollar & Wei, 2007),我们以实收资本的控股股东身份来分类,将企业分为国有、集体、私人、法人、港澳台及外资企业共六大类。表3显示,无论是以TFP分布的标准差还是其90/10、75/25百分位比值来度量离散程度,外资及港澳台企业都显示出更高的资源配置效率。与制造

业生产率相关研究结果类似,国有企业和集体企业都存在严重的资源错配情况。具体而言,国有/集体企业的企业生产率分布标准差(均值3.42)超出其余四类企业一倍(均值1.71)。此外,与其他所有制企业相比,国有/集体企业的90/10分位数比值远高于75/25分位数比值。这两点均说明从分布上来看,国有/集体企业在TFP上分布更为离散。而由公式(2)可知,行业内TFP分布越离散,造成的资源配置损失越大。

表3 分所有制 TFP 离散度

所有制	企业数目	标准差	90/10分位数比值	75/25分位数比值
外资企业	18073	1.543	44.523	6.542
私人所有	1383639	1.607	49.391	6.951
法人所有	398781	1.822	86.246	9.132
港澳台资	15018	1.867	103.528	10.635
集体企业	99710	2.793	194.808	39.313
国有企业	79685	4.047	219.68	98.182

注:这里的TFP即为(1)式对应的TFPR,并取对数值,所有制的划分方法同聂辉华、贾瑞雪(2011)。

(二)不同地区间 TFP 离散程度比较

根据国家统计局的划分标准,我们将30个省划分为东、中、西部三大地区^⑧,并将各地区企业的TFP分布情况同时列于图1。可以看出,三个地区的生产率分布都近似正态,其中以东部企业的TFP分布最为集中,表明东部在资源配置效率上表现更佳。而中、西部相比,西部企业在两端分布的更多,说明相较于中、东部地区,西部存在严重资源错配现象的企业比例更高。一个可能的原因是国家为了扶持西部落后地区发展,对部分行业(如水利、交通、能源等基础设施行业^⑨)给予了倾斜性的政策。这些由政府主导的大型项目更多是基于民生建设、各地区协调发展的考虑,并非完全出于对价格信号的反应,因而将降低相关配套服务业的资源配置效率。

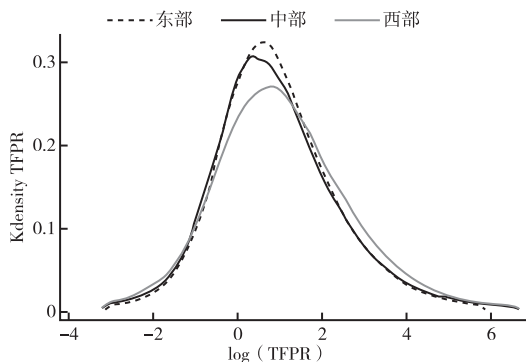


图1 分地区 TFP 分布

注:这里的TFP即为(1)式对应的TFPR,并取对数值。

(三)分所有制——地区的资源配置效率比较

尽管之前的结果已经表明国有份额越高的企业资源配置效率越低,同时以区域划分时,中、西部表现出更严重的错配问题,但在所有制——地区交互层面我们还想回答两个问题:一是国有/集体企业资源错配现象在哪些地区更为严重?换句话说,各类所有制企业在资源配置效率上的差距是否存在地区间差异?其次,东部地区显示出的资源配置优势是否对于各类所有制企业都成立?

表4是进一步由地区细化到省级层面的比较,可以看到资源配置效率最高(TFP离散度最低)的省份多为发达省份,大都集中在江浙、京津冀、深沪一带;而相应资源配置效率最低的五个省份分别是西藏、吉林、青海、甘肃和云南。五省当中,吉林属东北重工业基地,其资源错配可能部分由于国家工业扶持政策所致。除此之外其余各省份都位于西部相对落后地区,再次印证了资源配置效率能够在一定程度上影响到宏观层面的人均收入。

为了回答第一个问题,我们在表5中列出了六大类所有制企业分地区的生产率分布标准差。不难发现,尽管在东、中、西部,国有/集体企业都显示出

更严重的资源错配现象,但是与其他所有制相比,这一差距在西部地区表现得最为明显。分别计算国有/集体企业 TFP 标准差的均值以及其他四类所有制企业对应均值,结果显示西部地区中,国有/集体企业生产率标准差均值为 4.64,而其他四类企业相应均值仅为 2.07,相差 2.57。而在中、东部地区,这一差距缩减为 2.02 和 1.40。

可以看到,各类所有制间的资源配置效率差距,在西部最大,中部次之,东部最小。如何理解这一现象呢?一个可能的解释是西部地区有更多由政府主导的投资活动,尤其是在水利、交通、能源等基础设施

领域。这些项目多涉及国计民生、基础设施,具有一定外部性和公共品属性,因此国家在实施这些项目时往往会给相关企业以贷款、税收、融资等方面的优惠措施。例如,在一些中央文件中明确指出:要对西部地区给予税收优惠、财政拨款倾斜以及土地、矿产资源等方面的优惠措施^⑩。由于这些项目大都是交由国有企业完成,因此这些倾斜性的政策将拉大国有/集体企业与其余各类所有制企业间的资源配置效率差距。相比之下,东部地区则更接近于市场化竞争,外资、私营企业也更为活跃。在更加公平、充分的竞争环境下,各类所有制企业的资源配置效率也会更加接近。

表 4 各省 TFP 离散度

省份	企业数目	标准差	90/10 分位数比值	75/25 分位数比值
广东	201254	1.365	27.379	5.478
天津	38313	1.402	29.36	5.354
上海	90918	1.417	32.022	5.897
内蒙古	38317	1.433	37.241	6.208
重庆	53243	1.452	35.507	5.879
浙江	140400	1.503	40.825	6.454
江苏	207982	1.512	38.254	6.119
山东	214736	1.512	38.5	6.279
北京	95737	1.573	48.089	6.705
福建	61008	1.654	58.594	7.74
湖南	61780	1.659	54.176	6.994
河南	76154	1.761	68.688	7.666
陕西	48407	1.915	107.445	10.419
四川	71143	1.925	111.974	11.052
安徽	60381	1.927	114.414	11.279
江西	31645	1.929	106.468	9.322
辽宁	101845	1.958	122.122	11.057
河北	64461	1.965	129.196	11.134
广西	34766	1.965	130.896	10.229
湖北	85595	2.09	163.46	11.781
新疆	17528	2.255	327.048	17.908
海南	6291	2.302	354.268	17.566
山西	39073	2.471	560.219	22.165
黑龙江	44315	2.616	885.201	29.484
宁夏	7351	2.706	1182.572	33.961
贵州	12616	2.912	2970.79	49.505
云南	25486	2.937	991.702	55.071
甘肃	19994	3.813	1464.047	567.764
青海	3866	3.982	5653.345	1212.401
吉林	47322	4.08	865.07	203.519
西藏	1186	4.594	7865.07	581.95

注:这里的 TFP 即为(1)式对应的 TFPR,并取对数值。

表 5 各所有制内分区域 TFP 分布标准差

	东部	中部	西部
国家所有	3.340	5.467	5.785
集体所有	2.608	3.292	3.495
私人所有	1.468	1.642	1.782
法人所有	1.649	2.291	1.993
港澳台	1.759	2.938	2.119
外资企业	1.412	2.566	2.413

注:这里的 TFP 即为(1)式对应的 TFPR,并取对数值;所有制的划分方法同聂辉华、贾瑞雪(2011);三大地区根据国家统计局的标准划分。

换一个维度来看,当我们进行地区间比较时,可以发现东部地区在资源配置效率上的优势反映在各类所有制企业中,并且在国有企业中表现得最为明显:中、西部地区国有企业 TFP 标准差都在 5.4 以上,而在东部地区这一数值仅为 3.34,减少 40%。而私人、法人、港澳台、外资企业,它们在各个地区的资源错配情况都比较接近,相应的东西部差距远小于国有企业。

五、资源错配原因探究

这部分我们希望定量地分析影响资源错配的一些主要因素,而选取的解释变量又可分为三个维度:企业层面、城市层面、城市——行业层面变量。选取多种维度的解释变量能够给我们不同的政策意义启示,也有助于剖析资源配置效率从微观——宏观发挥作用的影响机制,下面我们逐层展开讨论。

(一)微观企业层面的解释

首先从微观企业角度出发,基于以往大量来自制造业的证据,所有制、企业成立时间、企业规模(以就业人数记)以及省份差异,可能是导致资源错配的重要因素(Restuccia & Rogerson, 2008; Hsieh & Klenow, 2009; Brandt, 2013)。为了考察这些变量的影响大小,我们将其对资源错配指标(以行业内的企业 TFP 分布标准差衡量)进行如下回归:

$$sd_i(\log TFP) = \alpha + \beta_1 D_{ownership_{si}} + \beta_2 pc_{t_{estyear_{si}}} + \beta_3 pc_{t_{size_{si}}} + \beta_4 D_{prov_{si}} + \epsilon_{si} \quad (4)$$

其中,下标 i 表示企业 s 所在的 4 位数行业,被解释变量是该行业内各企业 TFP 分布的标准差,解释变量包括表示一系列企业所有制及所在省份的虚拟变量($D_{ownership_{si}}, D_{prov_{si}}$),以及分别按照企业成立年份和企业规模(以就业人数衡量)定义的十分位数($pc_{t_{estyear_{si}}}, pct_{size_{si}}$)。

实证结果列于表 6。其中,前四列是分区域将资源错配指标依次对上述四组解释变量单独回归的结果。为了消除拟合优度评价时由解释变量个数变化带来的影响,我们以调整后 R^2 衡量各组变量的解释力。可以发现,对于东、中、西部,省份间差异都是生产率差异的最主要来源,并且这一点对于中部地区尤其明显。对此,一个可能的原因就是由于存在类似边境效应(Border Effect)的影响(McCallum, 1995),会使得资源配置在各省之间调整存在障碍。此外,在中国户籍制度的背景下,劳动力作为服务业的重要生产要素,在跨省流动时可能面临一定阻碍,这也将强化省份因素对于资源配置效率的影响。

在后三列中,我们依次加入各个解释变量,考察其共同解释力。当我们在最后一列中同时放入所有制、企业年龄、企业规模和所在省份这四组解释变量时,可以看到无论是在东部还是中、西部,对资源配置效率的平均解释力都在 10% 左右。

(二)城市层面的解释

除了从企业角度进行解释,城市层面的宏观因素也可能对资源配置效率产生影响,因此在这一部分我们主要考察一些常见的城市层面宏观变量对资源错配的解释力,回归方程如下:

$$sd_c(\log TFP) = \alpha + \beta X_c + \epsilon_c \quad (5)$$

其中,下标 c 表示城市, X_c 是由一系列城市层面解释变量组成的向量,包括常见的当地“人均 GDP”以及“三大类产业份额”(以就业人数比例衡量)。除此之外,金融深化理论还告诉我们,金融发展可以有效优化资金配置(Shaw, 1973)。因此,我们还控制了以“贷款余额/GDP”比重衡量的地区金融发展程度,可以预计这一指标应与资源错配程度间负相关考虑到中国当前劳动力并非完全

自由流动的背景,我们认为“城市化率”也是一个可能影响资源配置效率的重要因素,因为城市化率高的地区多是劳动力流动阻力较低的(白南生、李靖,2008;李勋来、李国平,2005),这有助于更好地实现“人尽其才,物尽其用”。此外,我们还加入了当地“工业错配指数”,这既是为了与其他来自制造业的证据进行比照,也是考虑到工业错配指数可能包含一些其他不可观测的资源配置扭曲信息,可以减少遗漏变量的问题。表7前两列中的TFP均是以收入生产率(TFPR)衡量的,而其中第二列是在第一列的基础上进一步控制了省份固定效应的结果。可以看出,人均收入高的城市,服务业资源错配程度较轻,两者间的负相关性已经多次在以往制造业资源错配研究中得到了验证,同时也与我们在表4中分省份比较的结果一致。此外,前两列的结果均表明,地区金融发展能够显著缓解资源错配情况。从经济意义上看,以控制省份固定效应后的第二列为例,贷款余额/GDP比重每提高1个百分点,资源错配程度下降

0.05(=5.0×0.01),这一效果相当于错配程度均值(1.563)的3.2%(0.05/1.563)。类似地,城市化率越高的地区资源配置效率往往越高,背后的机制可能是通过劳动力流动来实现资源配置优化。同时工业错配指标与服务业错配间也存在显著正向关系,但值得注意的是,这不一定是由某种因果关系导致,相反更可能是由一些共同成因造成。例如一些有偏性的产业政策可能同时恶化制造业、服务业的资源配置效率,造成数据上两者的正相关性。最后,三大产业份额并没有对资源配置效率产生显著影响,一个可能的解释是服务业内部的资源配置效率与服务业本身占经济体比重关系不大。换句话说,服务业内部的资源错配问题并不会随着该产业的扩大或萎缩而发生较大改变,更多还是取决于自身内部的结构因素。第三列中,作为稳健性检验,我们按照Hsieh & Klenow(2009)计算了物质产品生产率(TFPQ),并以此衡量TFP,进行类似回归,结果与前两列在显著性上均保持一致。

表6 行业内TFP标准差对企业变量回归

解释力度(%)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
东部	5	5	4	5	8	10	13
中部	3	2	2	6	4	5	9
西部	2	4	4	5	5	7	10
控制变量							
所有制	Y				Y	Y	Y
年龄		Y			Y	Y	Y
企业规模			Y			Y	Y
省份				Y			Y

注:这里的TFP即为(1)式对应的TFPR,并取对数值;TFP计算方法参照Hsieh & Klenow(2009);解释力度以回归的调整R²衡量。

表7 TFP标准差对城市变量回归

城市层面变量	城市内TFP分布标准差		
	TFPR	TFPR	TFPQ
人均GDP	-7.729*** (0.550)	-4.501*** (0.448)	-3.427*** (0.393)
金融发展程度	-7.274*** (1.151)	-5.002*** (0.130)	-5.548*** (0.350)
城市化率	-0.157*** (0.026)	-0.058*** (0.008)	-0.076*** (0.002)
工业错配指数	4.775*** (0.492)	4.202*** (0.411)	1.666*** (0.138)
第二产业份额	-0.371 (0.294)	0.005 (0.004)	-0.079*** (0.003)
第三产业份额	0.887 (0.626)	0.102 (0.157)	0.095 (0.111)
省份虚拟变量	N	Y	Y
观测值	253	253	253
R ²	0.13	0.16	0.20

注:这里的TFPR已取对数值;TFPQ是根据Hsieh & Klenow(2009)的等式(19),通过将企业收入升幂至 $\frac{\sigma}{\sigma-1}$ 得到的,并取对数值;***、**和*分别代表在1%、5%和10%的水平上显著。

(三)城市—行业层面的解释

最后,我们还试图从各城市间的行业因素寻求影响资源错配的答案。在之前的讨论中我们已经看到,所有制以及企业规模是影响资源配置效率的重要因素,可以预计,在国企份额高,或是外资企业份额较低的行业中,资源配置效率较低。同时,行业层面的市场集中度也能反映该行业的市场竞争程度——以赫芬达尔指数衡量,市场集中度越高的行业,越接近于垄断的市场格局,此时资源错配情况应该越严重;而行业内的企业规模离散度,则衡量了大企业与小企业间的规模差异。在一个市场力量比较平均的行业内,企业规模分布应该较为集中。相反,当我们看到企业规模分布的标准差很大时,此时行业内的企业规模分布应该更近似于两点分布。即存在几家超大型企业,而其余企业则规模很小,可以想象这样的行业格局不利于资源有效分配。基于此,我们进行城市—行业层面的回归,回归方程如(6)式。

$$sl_k(\log TFP) = \alpha + Z_c \beta + X_c \gamma + Region + Ind + \epsilon_c \quad (6)$$

(6)式中,下标 c, i 分别表示城市及行业, Z_c 是城市——行业层面控制变量, X_c 是城市层面控制变量; $Region$ 是地区固定效应,其在第一列中对应的是城市固定变量,而在后两列中使用省份虚拟变量;

Ind 是行业固定效应。

回归结果列于表 8。可以看到,行业中国有企业份额越大资源配置效率越低。平均而言,国有企业份额上升 1 个百分点,资源错配程度增加 0.04,相当于城市均值(1.563)的 2.6%。而外资企业起到的作用则恰恰相反,随着外资企业份额提高 1 个百分点,资源错配程度减少 0.23,相当于城市均值(1.563)的 14.7%。此外,行业内的赫芬达尔指数前面系数显著为正,说明市场集中度越高,市场结构越接近垄断,此时资源配置效率越低。同样不利于资源配置效率的还有行业规模离散度,依照之前分析,当行业内各企业规模差距越大时,资源错配情况越严重。这与之前许多研究发现的银行、政府“大企业偏好”假说一致。换句话说,行业中企业规模越接近,资源配置效率越高。值得注意的是,行业内企业平均规模这一变量系数并不显著,这意味着企业规模的绝对水平并不是影响资源配置效率的决定性因素,真正起作用的是规模分布差异。举例来说,对于某些重工业行业,可能普遍的企业规模都要高于其他行业,但这并不一定会造成该行业更严重的资源错配现象,关键因素是行业内是否存在大/小企业间规模的明显差异。类似地,上述结论在第三列中,以物质生产率作为被解释变量时也同样成立。

表 8 TFP 标准差对城市—行业变量回归

城市—行业变量	城市—行业内 TFP 分布标准差		
	TFPR	TFPR	TFPQ
国企份额	0.045** (0.023)	0.040*** (0.013)	0.037*** (0.014)
外资份额	-0.016 (0.017)	-0.232*** (0.084)	-0.072*** (0.019)
赫芬达尔指数	1.178*** (0.402)	1.257*** (0.448)	1.922** (0.966)
平均规模	-0.050 (0.082)	-0.047 (0.041)	-0.104** (0.047)
规模离散度	3.800** (1.753)	0.579 (0.660)	3.106** (1.376)
城市虚拟变量	Y		
行业虚拟变量	Y	Y	Y
省份虚拟变量		Y	Y
观测值	7956	6552	6634
R ²	0.07	0.24	0.15

注:这里的 TFPR 已取对数值;TFPQ 是根据 Hsieh & Klenow(2009)的等式(19),通过将企业收入升幂至 $\frac{\sigma}{\sigma-1}$ 得到的,并取对数值;后两列控制了城市层面变量;***、**和 * 分别代表在 1%、5%和 10%的水平上显著。

六、结论

本文使用 2008 年全国第二次经济普查数据,对服务业的资源配置效率进行了分析。依据所有制划

分,国有/集体企业资源错配情况最严重,而外资企业资源配置效率最高,并且这一差距在西部地区表现最明显;按东、中、西进行区域间比较时,东部地区资源配置效率更高,这一点在各类所有制企业间都

成立。细化到各省比较时,资源配置效率与当地人均收入呈显著正相关关系,再次印证了微观层面的资源配置效率将影响宏观经济表现。

除了定性分析外,本文还从多维度分别对造成服务业资源错配的原因进行了定量分析。结果显示,企业层面变量中,所在省份具有很强的解释力,尤其是对于中部地区。除此之外,所有制、企业年龄、规模对于东、西部企业也有很强解释力。就行业属性来看,当企业所属行业市场集中度越低,企业间规模差异越小,并且国企份额越低时,资源错配程度都有明显下降。而就城市层面变量而言,当地金融发展、城市化进程等有利于生产要素自由流动的因素都有助于提高资源配置效率。基于以上分析,我们认为开放的市场竞争环境,各所有制企业间的公平竞争以及地区间顺畅的要素流动都是优化资源配置效率的重要渠道,也是未来促进服务业健康发展的潜在方向。

注:

- ① Hsieh & Klenow(2009)的理论模型证明了行业内部生产率的损失来自于行业内企业间的生产率方差项。
- ② 有关资源错配中 TFP 的常见计算方式可参见聂辉华、贾瑞雪(2011)。
- ③ 数据来自第二次全国经济普查主要数据公报。
- ④ 见 Hsieh & Klenow(2009)证明。
- ⑤ 由于生产函数是规模报酬不变,所以在使用劳动力上面临的扭曲可以放入总产出扭曲参数中,换句话说,资本、劳动、总产出层面的扭曲参数只需要 2 个。
- ⑥ 需要指出的是行业间 TFPR 不具有可比性,这里标准差和分位数比值的比较只是在一定程度上给出一个直观的印象。
- ⑦ 这里的 TFP 实际是收入生产率,即 TFPR。下文中除特殊说明外,均不区分 TFP 与 TFPR。此外,本文中讨论的 TFPR 分布情况均是基于 TFPR 对数值计算所得,这一方面是为了减小异常值影响,另一方面也是为了对应公式(3)的结论。
- ⑧ 东部地区包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南和辽宁;山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南为中部地区;其他省份为西部地区。
- ⑨ 2000 年,西部大开发新开工了“十大工程”,即宁西铁路、渝怀铁路、西部公路建设、西部机场建设、重庆轻轨、涩北—西宁—兰州输气管线、青海 30 万吨钾肥工程、西部退耕还林还草工程、西部高校基础设施建设、四川紫坪铺水利枢纽等。
- ⑩ 参见《国务院关于实施西部大开发若干政策措施的通知》。

参考文献:

- 白南生 李靖,2008:《城市化与中国农村劳动力流动问题研究》,《中国人口科学》第 4 期。
- 樊纲 王小鲁,2001:《中国各地区市场化进程 2000 年报告》,《国家行政学院学报》第 3 期。
- 胡风霞 姚先国,2011:《城镇居民非正规就业选择与劳动力市场分割——一个面板数据的实证分析》,《浙江大学学报(人文社会科学版)》第 1 期。
- 李晓宁,2008:《国有垄断与所有者缺位:垄断行业高收入的成因与改革思路》,《经济体制改革》第 1 期。
- 李勋来 李国平,2005:《农村劳动力转移模型及实证分析》,《财经研究》第 6 期。
- 聂辉华 贾瑞雪,2011:《中国制造业企业生产率与资源误置》,《世界经济》第 7 期。
- 谢千里 罗斯基 张轶凡,2008:《中国工业生产率的增长与收敛》,《经济学(季刊)》第 3 期。
- 于良春 鞠源,1999:《垄断与竞争:中国银行业的改革和发展》,《经济研究》第 8 期。
- 岳希明 张曙光,2002:《我国服务业增加值的核算问题》,《经济研究》第 12 期。
- Alfaro, L., A. Charlton & F. Kanczuk (2008), “Plant-size distribution and cross-country income differences”, NBER Working Paper, No. w14060.
- Aoki, S. (2012), “A simple accounting framework for the effect of resource misallocation on aggregate productivity”, *Journal of the Japanese and International Economies* 26(4):473—494.
- Baily, M. N. et al(1992), “Productivity dynamics in manufacturing plants”, *Brookings Papers on Economic Activity, Microeconomics*: pp. 187—267.
- Banerjee, A. & K. Munshi(2004), “How efficiently is capital allocated? Evidence from the knitted garment industry in Tirupur”, *Review of Economic Studies* 71(1):19—42.
- Banerjee, A. & E. Duflo(2005), “Growth theory through the lens of development economics”, in: P. Aghion & S. Durlauf(eds.), *Handbook of Economic Growth*, Elsevier Science vol. 1, pp. 473—552.
- Bartelsman, E. J. & P. J. Dhrymes(1998), “Productivity dynamics: US manufacturing plants, 1972—1986”, *Journal of Productivity Analysis* 9(1):5—34.
- Bartelsman, E. J. & M. Doms(2000), “Understanding productivity: Lessons from longitudinal microdata”, *Journal of Economic Literature* 38:569—594.
- Bartelsman, E. J., Haltiwanger & S. Scarpetta (2009), “Measuring and analyzing cross-country differences in firm dynamics”, in: *Producer Dynamics: New Evidence from*

- Micro Data*, University of Chicago Press.
- Brandt, L., T. Tombe & X. Zhu(2013), "Factor market distortions across time, space and sectors in China", *Review of Economic Dynamics* 16(1):39—58.
- Buera, F. & Y. Shin(2013), "Financial frictions and the persistence of history: A quantitative exploration", *Journal of Political Economy* 121(2):221—272.
- Burstein, A. T. & A. Monge-Naranjo (2009), "Foreign know-how, firm control, and the income of developing countries", *Quarterly Journal of Economics* 124(1):149—195.
- Caballero, R. J., T. Hoshi & A. K. Kashyap(2008), "Zombie lending and depressed restructuring in Japan", *American Economic Review* 98(5):1943—1977.
- Chan, K. W., J. V. Henderson & K. Y. Tsui(2008), "Spatial dimensions of Chinese economic development", in: L. Brandt & T. G. Rawski (eds.), *China's Great Economic Transformation*, Cambridge University Press.
- Chew, W., T. Bresnahan & K. Clark(1990), "Measurement, coordination, and learning in a multiplant network", in: R. S. Kaplan(eds.), *Measures for Manufacturing Excellence*, Harvard Business Press.
- De Melo, J. (1989), "Computable general equilibrium models for trade policy analysis in developing countries: A survey", *Journal of Policy Modeling* 10(4):469—503.
- Dollar, D. & S. J. Wei (2007), "Das (wasted) Kapital: Firm ownership and investment efficiency in China", NBER Working Paper Series, No. 13103.
- Foster, L., J. C. Haltiwanger & C. J. Krizan(2001), "Aggregate productivity growth: Lessons from microeconomic evidence", in: C. R. Hulten et al(ed.) *New Developments in Productivity Analysis*, University of Chicago Press.
- Guner, N., G. Ventura & Y. Xu(2008), "Macroeconomic implications of size-dependent policies", *Review of Economic Dynamics* 11(4):721—744.
- Hsieh, C. & P. Klenow(2009), "Misallocation and manufacturing TFP in China and India", *Quarterly Journal of Economics* 124(4):1403—1448.
- Levinsohn, J. & A. Petrin (2003), "Estimating production functions using inputs to control for unobservables", *Review of Economic Studies* 70(2):317—341.
- McCallum, J. (1995), "National borders matter: Canada-US regional trade patterns", *American Economic Review* 85(3):615—623.
- Olley, S. & A. Pakes(1996), "The dynamics of productivity in the telecommunications", *Econometrica* 64(6):1263—1297.
- Parente, S. L. & E. C. Prescott(2005), "A unified theory of the evolution of international income", in: P. Aghion & S. Durlauf(eds.), *Handbook of Economic Growth*, Elsevier Science vol. 1, pp. 1371—1416.
- Peek, J. & E. S. Rosengren(2005), "Unnatural selection: Perverse incentives and the misallocation of credit in Japan", *American Economic Review* 95(3):1144—1166.
- Prescott, E. C. (2002), "Prosperity and depression", *American Economic Review* 92(2):1—15.
- Restuccia, D. & R. Rogerson(2008), "Policy distortions and aggregate productivity with heterogeneous establishments", *Review of Economic Dynamics* 11(4):707—720.
- Restuccia, D., D. T. Yang & X. Zhu(2008), "Agriculture and aggregate productivity: A quantitative cross-country analysis", *Journal of Monetary Economics* 55(2):234—250.
- Salter, W. E. G. & W. B. Reddaway (1969), *Technological Innovations, and Productivity Of Labour. Productivity and Technical Change. Vol. 960*, Cambridge University Press.
- Schmitz, P. W. (2001), "The hold-up problem and incomplete contracts: A survey of recent topics in contract theory", *Bulletin of Economic Research* 53(1):1—17.
- Shaw, E. S. (1973), *Financial Deepening in Economic Development*, Oxford University Press.
- Streitwieser, M. L. (1991), "The extent and nature of establishment-level diversification in sixteen US manufacturing industries", *Journal of Law and Economics* 34(2):503—534.
- Vollrath, D. (2009), "How important are dual economy effects for aggregate productivity?", *Journal of Development Economics* 88(2):325—334.
- Womack, J. P., D. T. Jones & D. Roos(1989), *The Machine that Changed the World*, MIT Press.

(责任编辑:钟培华)