
生产分割对企业生产率的影响

刘维刚 倪红福 夏杰长*

内容提要 本文采用 WIOD 和中国工业企业数据库数据,首次利用衡量生产分割程度的生产阶段数方法,考察了刻画全球价值链分工程度的生产分割对中国 1998–2011 年工业企业全要素生产率的影响,在经验研究层面研究了分工细化促进生产率提升的观点。研究发现:(1) 生产分割显著促进了企业生产率,整体和国内生产分割对企业生产率有“倒 U 型”效应,而国际生产分割对企业生产率效应呈“U 型”。(2) 企业的特征影响生产分割对生产率的效应。整体和国内生产分割对民营和国有企业的效应显著为正,对外资企业影响不显著。国际生产分割对民营和外资企业效应显著为正,而对国有企业不显著。(3) 生产分割对东部地区企业生产率的效应强于中西部地区,整体上对省级以下管辖企业的效应显著强于省级和中央管辖企业。

关键词 生产分割 全球价值链 全要素生产率

一 引言

《国富论》开篇提到“劳动生产力上最大的增进,以及运用劳动时所表现的更大

* 刘维刚(通讯作者)、夏杰长:中国社会科学院财经战略研究院 100028 电子信箱: wgangliu@pku.edu.cn (刘维刚); xiajiechang@126.com(夏杰长)。倪红福:中国社会科学院经济研究所 100836 电子信箱: nihongfu_justin@126.com。

作者感谢国家社科基金重大项目(14ZDA084)、博士后科学基金(2016M590172、2017T100123)、国家自然科学基金青年项目(71401009)、国家自然科学基金面上项目(71473054、71573057)、国家社科基金项目(16BGJ010)和中国社会科学院创新工程项目(2017CJYA006)的资助。感谢匿名审稿人提出的宝贵意见和建议,当然文责自负。

的熟练、技巧和判断力,似乎都是分工的结果。”亚当·斯密(1974,中译本)认为,财富与劳动分工密切相关,随着人们和企业都从事专业化活动,经济效率也将提高。他借用18世纪英国制针厂分工的故事对此做了案例说明。随着技术进步、物流成本降低以及市场一体化程度的不断提升,产品生产分工进一步细化,生产链条将不断向外延伸。特别是在经济全球化背景下,国际贸易中生产分割(production fragmentation)^①程度不断提高,国家间贸易不再局限于最终产品,产品生产的特定阶段参与贸易的程度越来越高。企业切分其价值链并在全球范围布局经济活动,把企业生产效率较低的阶段外包给其他专业化企业,这些专业化企业可以是国内企业,也可为国外企业。随着全球生产分工日益细化,生产结构也日益复杂化,比较典型的是美国苹果公司的iPhone等产品,生产组装主要在中国完成,而元器件则来自中国、日本、韩国、美国等多个国家。微观层面(Hanson等,2005)和宏观层面(Hummels等,2001; Johnson和Noguera, 2012a、b)的研究都表明大多数国家参与全球生产分割的程度在不断提升。

生产分割对企业生产率有重要影响,其作用机制可以概括为以下三个方面:(1)参与生产分割,发挥分工带来的比较优势,从而提升劳动生产率。唐东波(2012)发现垂直分工有助于中国劳动生产率提升,特别是国有企业、高新技术企业和低生产率企业。Egger和Egger(2001)基于欧盟制造业发现国际分工在长期对低技能工人的单位附加值有正向影响。Girma和Görg(2004)对英国制造业的研究也得到一致结论。Amiti和Wei(2009)发现1992-2000年美国外包对生产率有显著积极效应,服务外包和实物材料外包对这段时间内劳动生产率增长分别有10%和5%的贡献率。Feenstra和Hanson(1999)则发现实物材料外包对美国20世纪80年代劳动技术外溢有40%的解释力。(2)生产分割程度的深化加强了企业间的联系,有利于学习先进技术和管理,产生“学习效应”从而提升生产率。发展中国家的企业参与全球生产分割不仅能获得产品市场,还能获取知识、提升学习和创新能力(Pietrobelli和Rabellotti, 2011; Baldwin和Yan, 2014)。Görg和Hanley(2005)研究发现,爱尔兰生产分割对其电子企业存在显著正向效应,且对出口强度较低的企业更大,这一结果验证了参与生产分割产生“学习效应”和知识技术“外溢效应”对企业生产率的重要作用。(3)生产分割可以提升企业获取中间投入的质量和多样性,从而更好满足企业特定需求,提升企业生产率(Kelly, 2004)。此外,参与生产分割会面临来自外部市场企业的竞争压力,企业需满足符合

^① 生产分割也被称之为外包、垂直专业化、多阶段生产、价值链切割等(Ng, 2010)。各文献中称呼有所不同,下文相关文献介绍中的全球价值链、垂直生产分工等概念可以互换。

其生产阶段要求的质量、交货时间、环境、劳动力等标准,从而使企业改善效率(Pietrobelli 和 Rabellotti, 2011; Chiarvesio 等, 2010)。但需要注意的是,生产分割未必一定促进生产率提升。Lin 和 Ma(2012)发现韩国制造业的生产率因受国际分工的影响反而下降了。而 Daveri 和 Jona-Lasinio(2008)在意大利制造业数据基础上,没有发现垂直专业化和生产率增长之间的确切关系。企业层面的研究同样存在较大差异, Cörg 和 Hanley(2005)与 Görg 等(2008)对爱尔兰不同企业样本的研究结论大相径庭。

过去 20 多年,随着参与全球贸易程度的不断加深,中国企业通过进口上游产品然后制造和出口相对下游的产品,拓展了全球生产分割的生产阶段数(Chor 等, 2014)。根据倪红福等(2016)的研究,1995–2011 年,中国整体全球生产分割、国内生产分割和国际生产分割分别提升了 13.1%、10.34% 和 36.5%。生产分割对中国企业生产率提升是否有促进作用? 参与生产分割对国有企业、民营及外资企业是否有同样的效应? 在地区差异较大的情形下,生产分割对不同地区的企业生产率效应是否相同? 当前中国经济处于下行期,面临产业结构升级、继续保持经济增长等重要挑战,回答这些问题显然具有重要的理论和现实意义。本文基于中国微观企业数据对以上问题进行深入研究。

相关文献主要涉及生产分割和企业生产率两个方面。已有文献中关于生产分割的测度主要有 3 种:国际贸易构成统计、加工贸易海关统计以及投入产出表与国际贸易数据结合。既有文献主要采用投入产出表来研究生产分割的相关问题。根据研究的具体问题,基于投入产出表的测度方法又可以分为多种情况。一是从产品的国内外价值构成角度测算“国际生产分割程度”(Feenstra 和 Hanson, 1996; Hummels 等, 2001; Koopman 等, 2012)。与 Feenstra 和 Hanson(1996)的方法相比, Hummels 等(2001)考虑了多国家间多次贸易的情况,这一方法被广泛应用于生产分割的研究中。但中国的加工贸易并不满足 Hummels 等(2001)在国内销售和出口产品的生产中使用相同进口投入品这一假设,因此 Koopman 等(2012)拓展了 Hummels 等(2001)的工作使得在不满足这一假设下也能估计出口中国内外价值构成。二是基于贸易增加值测算“国际生产分割程度”(Johnson 和 Noguera, 2012; Daudin 等, 2011; Koopman 等, 2014)。Daudin 等(2011)通过将最终产品包含的增加值分配给生产过程的参与国确定“谁生产什么和为谁生产”,除了计算 Hummels 等(2001)的垂直专业化率,他们还计算了出口产品中用于再出口的中间投入品比例和进口产品的国内增加值含量(最初出口到国外被用作投入品进行产品生产,后又进口成为本国国内增加值的一部分)。Johnson 和 Noguera(2012)侧重于双边增加值贸易流量并计算了国内增加值率,即国内增加值占出口总额的比重。Koopman 等(2014)提出了总出口增加值分解方法,把以

前 Hummels 等(2001)与 Johnson 和 Noguera(2012)提出的垂直专业化测度方法统一在同一框架下。但 Koopman 等(2014)关于总出口的9项分解公式局限于国家层面,没能深入到部门层次。Fally(2012)与倪红福等(2016)认为这些指标都是从贸易利得角度衡量一国参与国际生产分割的程度,不能反映经济或产业结构的复杂程度。只有生产分割长度增加,生产结构复杂程度提高才真正体现了全球价值链的嵌入程度,才能更好地反映生产分割对经济增长的影响。基于此,本文借鉴 Fally(2012)与倪红福等(2016)关于生产分割测度的方法计算中国行业生产分割程度,并以此作为核心解释变量考察生产分割对企业全要素生产率^①的影响。

关于中国企业全要素生产率的研究主要是根据 OP 和 LP 等方法测算企业生产率^②,并分析对其影响的因素,包括经济集聚(李晓萍等 2015; 范剑勇等 2014)、企业规模(孙晓华和王昀 2014; 高凌云等 2014; 胡翠和谢世清 2014)、市场分割(申广军和王雅琦 2015)等。与本文相近的是唐东波(2014)的研究,其使用中国工业企业微观数据研究了垂直专业化分工对企业劳动生产率的问题。此外,刘庆林等(2010)在行业层面分析了国际生产分割的生产率效应。

通过总结生产分割和中国企业生产率的研究,我们发现鲜有文献从生产分割的角度来分析中国企业全要素生产率。从生产分割的视角探讨企业全要素生产率,有助于厘清企业提升生产率的方式和途径,这对中国产业转型升级具有比较重要的现实意义。本文首先基于 Fally(2012)与倪红福等(2016)的工作,利用全球投入产出模型测算出各行业生产阶段数,以此衡量生产分割程度,并分别使用 OP 和 LP 方法计算 1998–2011 年中国规模以上企业全要素生产率。其次,通过固定效应模型和工具变量法深入分析生产分割对企业全要素生产率的效应,并进一步考察了生产分割的结构效应,企业所有制、所属区域、管辖层级等对生产分割效应的不同影响。

与已有文献相比,本文贡献主要有以下几个方面:第一,本文使用生产阶段数测度了生产分割程度,相对于从中间投入比重,用生产阶段数来测度生产分割程度是一种新的反映生产分割程度的指标。而且本文基于微观数据全面考察了生产分割与生产率的关系。第二,匹配了中国工业企业数据与全球投入产出数据库。本文基于所匹配的 1998–2011 年中国微观企业数据库,首次全面研究了生产分割对企业全要素生产率的效应。由于不需要匹配中国工业企业数据库和海关数据库,避免了因数据库匹配所

① 为方便起见,除特别说明外,文中生产率等同于全要素生产率。

② 此处,Olley 和 Pakes(1996)使用的方法简称 OP 法;Levinsohn 和 Petrin(2003)使用的方法简称 LP 法。

带来有效样本损失。第三,由于全要素生产率与企业某些不可观察的影响因素可能相关,这就存在内生性问题。本文则使用韩国和日本生产分割相关指数作为中国生产分割的工具变量,有效解决了潜在内生性问题,使得结论更为稳健可靠。

本文余下部分安排为:第二部分介绍数据、变量和分析策略;第三部分汇报估计结果;第四节部分为稳健性检验;最后是结论和政策启示。

二 数据、变量和分析策略

(一) 数据来源

本文使用的首要数据来源于《中国工业企业数据库》。由于矿产挖掘行业的生产函数形式和制造业存在较大差异,因此本文剔除了“采掘业”样本,也剔除了生产函数较为复杂的“电力、燃气及水的生产和供应业”的企业样本。本文研究的核心内容是全要素生产率,对全要素生产率指标的测算需要工业产出值、增加值、投资、资本存量等变量。囿于数据结构,本文选取1998–2007年以及2011年全部国有及规模以上非国有工业企业作为分析样本。我们借鉴杨汝岱(2015)对该数据的整理方法,具体过程不再赘述。为避免异常值、缺失值等引起的研究偏误,本文剔除了总产出、中间投入、资本存量、工业增加值、投资值等变量缺失、负值和零值的样本,以及从业人数小于8和缺失的样本,同时剔除了新中国成立以前的企业样本。

第二个数据来源为《世界投入产出数据库》(WIOD),数据库包含OECD及其他重要的国家和地区1995–2011年各行业的数据。该数据库基本上涵盖了当前全球最重要的经济体,且对各行业分类比较详尽。本文以WIOD数据为基础,根据Fally(2012)与倪红福等(2016)的方法计算各行业生产阶段数,以此衡量生产分割程度。根据2位行业分类代码确定制造业29个分类的分割程度,然后合并这两个数据库。由于中国工业企业数据库中2008年和2009年的样本缺失企业中间投入变量,不能依据当前生产率计算方法测算出相应企业生产率,故本文没有采用2008年和2009年的数据。而工业企业数据库中缺失2010年的数据,因此也没有采用2010年的数据。WIOD数据库的时间窗口为1995–2011年,为充分利用工业企业数据库的相关数据样本信息,本文选取1998–2007年和2011年共11年的数据。由于企业进入和退出,以及数据搜集存在遗漏等原因,因此所选取样本为非平衡面板数据。

(二) 变量设定

1. 全要素生产率(TFP)。本文被解释变量是企业全要素生产率,需要通过测算获

得。测算的核心思想是首先假定企业生产函数形式,然后估计劳动、资本、中间投入品等对产出的贡献,把各投入要素对产出不能解释的部分归为全要素生产率。一般地,不可观测的生产率会和投入要素存在相关性,因此使用普通最小二乘法(OLS)和固定效应(FE)方法估计全要素生产率会存在内生性问题。而且,由于生产率不高的企业可能被市场淘汰,因此估计企业生产率时还可能存在选择性偏误。为有效解决以上问题,Olley和Pakes(1996)在半参数估计方程中引入企业在下一年度退出的概率,并使用投资作为生产率的代理变量,即认为投资是生产率的函数。Levinsohn和Petrin(2003)认为企业可能存在较大的调整成本,使用投资作为代理变量不能很好地反映生产率的变动。因此,他们把中间要素投入作为生产率的代理变量。与他们的方法不同,Olley和Pakes(1998)考虑了企业的进入和退出,同时结合工业企业数据库中企业进入和退出情况,因此在计算企业全要素生产率时一些学者常用OP法作为基准方法(杨汝岱,2015;Hsieh和Klenow,2009)。但部分文献认为并不是每个企业在每一期都有投资行为,如果使用OP法计算全要素生产率将会损失有效信息,因此主张使用LP方法估计中国企业全要素生产率(李晓萍等,2014;范剑勇等,2014)。本文首先借鉴杨汝岱(2015)的做法,以OP法计算全要素生产率进行基准分析,然后用LP方法计算的结果进行稳健性检验。

2. 生产分割。生产分割是核心解释变量,本文使用生产阶段数作为生产分割的代理变量。Fally(2012)把封闭经济下一国生产分割长度定义为每种产品中隐含的生产阶段数(N)。因此, N_j 反映了生产 j 产品所需要的平均生产阶段数,其为参与 j 产品生产序列的工厂的加权和。计算 N_j 需要使用投入产出表,特别是直接消耗系数矩阵,计算公式为: $N_j = 1 + \sum_g \alpha_{gj} N_g$ 。其中 α_{gj} 表示生产1单位价值的 j 产品需要直接消耗 α_{gj} 单位的 g 产品。因此, J 类产品共构成 J 个方程,求解方程组即可得到封闭经济下 j 产品的生产阶段数^①。开放经济下需要考虑全球生产分工情况,即不仅分析生产 j 产品对国内投入品的需求,也要分析来自其他国家中间投入品的需求情况。本文基于倪红福等(2016)的工作,从产品生产阶段的演变视角出发,着重分析生产阶段数量的变化对生产率的影响。倪红福等(2016)使用全球投入产出模型定义 n 国 k 部门的生产分割长度: $N_k^n = 1 + \sum_e \alpha_{lk}^{fe} N_l^e$ 。其中 α_{lk}^{fe} 表示 e 国 k 部门对 f 国 l 部门产品的消耗系数。根据该公式, M 个国家 K 个部门共有 $M \times K$ 个方程,求解方程组即可得到 n 国 k 部门

① 该方程组共有 J 个未知数 J 个方程,根据Perron-Frobenius定理,非负矩阵且 $\sum_j a_{jj} < 1$ 存在唯一解。

的全球生产阶段数。根据倪红福等(2016)的求解^①, N_k^n 可表示为3个部分:(1) n 国 k 部门生产的中间投入来自国内其他部门的阶段数;(2) k 部门生产对其他国家中间投入产品的生产阶段数;(3) k 部门产品作为其他国家生产中间投入品的生产阶段数。第(2)和(3)部分刻画了 n 国 k 部门参与全球生产分工的程度,因此用这两部分之和刻画国际生产分割,用第(1)部分刻画国内生产分割。生产分割长度指标在一定程度上反映了生产过程中环节多寡,进而刻画了生产结构的复杂程度。

3. 控制变量。参照对中国企业全要素生产率研究的相关文献,本文主要选取对生产率有重要效应的变量作为控制变量,主要包含企业规模、企业聚集程度、所有制形式、出口情况、企业所属地区、企业所有权情况、融资借贷等。

企业规模。文献中企业规模的度量指标有很多种,常用的有企业总资产、销售收入和企业员工人数。考虑到销售收入受市场需求等偶然因素影响较大,同一企业不同年份销售收入差别较大,孙晓华和王昀(2014)使用企业总资产作为企业规模的度量指标,并用企业员工人数作为工具变量,分析了企业规模对生产率及其差异的影响。高凌云等(2014)选择了企业就业人数和销售收入衡量企业规模。借鉴他们的工作,本文选取企业总资产作为企业规模的代理变量。同时,由于在生产率研究的文献中,资本密度也常作为控制变量,故本文也选取人均固定资本作为资本密度的代理变量加入到回归分析中。

企业产品出口情况。戴觅等(2014)详细考察了一般贸易企业、加工贸易企业对生产率的影响,他们把企业类型作为解释变量,企业生产率作为被解释变量。胡翠和谢世清(2014)使用出口额与产业增加值的比重作为控制变量;孙晓华和王昀(2014)则以出口交货值和销售收入的比值作为出口规模的代理变量。本文借鉴孙晓华和王昀(2014)的方法,选择出口交货值和销售收入的比值作为刻画出口企业特征的代理变量。同时根据企业是否有出口行为或纯出口企业等设定虚拟变量作为控制变量。

企业所有制类型。Du等(2014)研究了中国1998-2007年间国有企业和民营企业对经济生产率的影响,发现国有企业内部、国有企业和民营企业之间存在资源错配现象。聂辉华和贾瑞雪(2011)与杨汝岱(2015)也认为企业类型对生产率有重要影响。因此本文将分别按照注册类型和实收资本进行所有制类型划分,深入分析企业所有制结构类型下生产分割对生产率的不同影响。

产业集聚。范剑勇等(2014)在县级层面考察了以专业化和多样化为主要形式的

^① 详细求解过程参见倪红福等(2016)的研究。

产业集聚对全要素生产率及其构成要素的影响,发现企业聚集对生产率有重要影响。胡翠和谢世清(2014)则以企业生产率作为竞争力的代理变量,考察了集聚在垂直行业间溢出对竞争力的影响。产业集聚指数的计算有多种,比如集中度、区位熵、赫芬达尔-赫希曼指数、空间基尼系数指数、EG指数、DO指数等。EG指数的一个重要特征是同时考虑了行业集中程度和企业集中度。本文借鉴胡翠和谢世清(2014)的研究,使用 Ellison 和 Glaeser(1997)的方法计算了省级层面各行业的 EG 集聚指数。

具体计算公式如下: $EG_{db} = \frac{\sum_{r \in b} (s_{dr} - x_r)^2 - (1 - \sum_{r \in b} x_r^2) \sum_{c \in d} z_{cd}^2}{(1 - \sum_{r \in b} x_r^2) (1 - \sum_{c \in d} z_{cd}^2)}$, 其中 s_{dr} 是区域 r

行业 d 的就业人数占行业在 b 省就业总人数的比重, x_r 为区域 r 就业人数在 b 省就业总人数中所占的比重, z_{cd} 是行业 d 企业 c 的职工人数占本行业在 b 省就业总人数的比重。此外,由于产业园区对企业生产率也具有重要影响(Chen 2016),本文还控制了企业是否属于产业园区,将企业位于产业园区或高新区取值为 1,不属于则取 0。

管辖层级。以 GDP 为导向的政绩考核使得企业的管辖层级对企业有重要影响,比如县级管辖的规模企业往往是该县的纳税大户,在资源调配等方面会享有优势。而如果该企业受省级管辖,其类似规模企业较多,则可能不会享有县级管辖规模企业的便利条件。国有企业领导有特定行政级别,中央管辖的规模企业在技术引进、资本投入、人才引进等方面都具有优势。在中国财政分权和行政分权的相关文献中可知,不同程度行政分权对企业行为具有重要影响。所以,本文将企业所受管辖的层级也作为控制变量,具体分为中央和省级、省级以下两个层级。此外,本文还结合企业厂址区域属地综合分析生产分割对生产率的效应。

企业经营时间。企业经营时间对生产率有重要影响,新进入企业往往容易采用新技术,而经营时间较长企业往往是市场竞争的胜利者,意味着具有较高的生产率。但企业经营时间越长并不意味着企业生产率越高,也可能存在非线性关系。生产率研究文献中,多采用企业年龄以及年龄的平方作为解释变量(范剑勇等,2014)。基于此,本文同时采用企业年龄和年龄的平方项作为控制变量。

表 1 具体汇报了本文所选取主要变量的描述性统计。

(三) 估计策略

为分析生产分割对企业全要素生产率的效应,计量基准模型设定如下:

$$TFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Psl_{mit} + \beta X_{it} + \mu_i + \nu_t + \gamma_i^h + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, TFP_{it} 表示 i 企业在时期 t 的全要素生产率的对数值, Psl_{mit} 表示在 t 时期 i 企业所属的 2 位数行业的 m 类生产阶段数的对数,其中 $m \in \{\text{整体、国际、国内}\}$ 。 X_{it} 为

影响企业全要素生产率的控制变量向量,包括:企业规模对数、企业是否在开发区或高新区的虚拟变量、是否为出口企业的虚拟变量、是否有贷款融资的虚拟变量、东中西部属地虚拟变量、企业管辖虚拟变量、注册资本结构虚拟变量等。 μ_i 、 ν_i 、 γ_i^h 分别表示企业 i 的个体、时间及所在行业 h 的行业效应。根据对样本数据的分析,产生非平衡面板数据的因素与自变量无关,因此可以使用固定效应和随机效应模型分析方程(1)。下文根据所研究问题对回归方程(1)予以进一步调整。

表 1 主要变量描述性统计

变量名	含义	观测值	均值	标准误	最小值	最大值
<i>TFPOP</i>	OP 法计算的 TFP 对数	1445 396	2.5812	1.1889	-8.3500	10.6640
<i>TFPLP</i>	LP 法计算的 TFP 对数	1445 396	2.5058	1.2696	-6.5540	9.9760
<i>PPsl</i>	整体生产阶段数	1445 396	2.9911	0.2674	2.5255	3.6167
<i>PDPsl</i>	国内生产阶段数	1445 396	2.5883	0.1643	2.3312	3.1203
<i>PPsl</i>	国际生产阶段数	1445 396	0.4027	0.1412	0.1387	0.9846
<i>Midu</i>	人均资本不变值对数	1445 396	-0.7492	1.3111	-12.0282	7.6821
<i>Jiju</i>	企业集聚 EG 指数	1445 396	8.7236	23.1401	-37.8474	151.1260
<i>Export</i>	出口交货值比工业销售产值	1445 396	0.1475	0.3318	0	4.3683
<i>Guim</i>	不变资产总额对数	1445 396	4.9565	1.4523	-4.6383	13.9633
<i>Age</i>	企业营业时间	1445 396	10.322	10.492	1	67
<i>D_YQ</i>	是否在开发区/高新区	1445 396	0.0911	0.2878	0	1
<i>D_Export</i>	是否为出口企业	1445 396	0.2677	0.4428	0	1
<i>D_Loan</i>	是否有贷款	1445 396	0.6267	0.4837	0	1

说明:根据 1998-2007 年及 2011 年中国工业企业数据库计算。

三 估计结果

(一) 初步结果

本文分别使用固定效应和随机效应模型估计方程(1),并进行 Hausman 检验,其结果显著拒绝随机效应模型估计结果,故表 2 只汇报了固定效应模型所估计的生产分割对企业全要素生产率的影响,其中全要素生产率为 OP 方法估计所得。表 2 第(1)列汇报了整体生产分割(*Psl*)对全要素生产率的效应,结果显示 *Psl* 对全要素生产率有显著正向效应。*Psl* 每增加 1%,企业全要素生产率水平将会提升 0.267%,即企业

生产阶段的分工提高了企业全要素生产率,这一结论符合本文预期。生产分割可进一步细分为国内生产分割($DPsl$)和国际生产分割($FPsl$)两部分,第(2)和(3)列分别汇报了 $DPsl$ 和 $FPsl$ 对企业全要素生产率的影响。结果显示, $DPsl$ 和 $FPsl$ 对全要素生产率均存在显著正效应,且 $DPsl$ 的效应要比 $FPsl$ 的大。 $DPsl$ 每提高1%,企业全要素生产率将会增加0.181%;而 $FPsl$ 每提高1%,企业全要素生产率将会增加0.094%。第(4)列为同时加入 $FPsl$ 和 $DPsl$ 后的结果, $FPsl$ 和 $DPsl$ 对全要素生产率的效应分别为0.088%和0.133%。与第(2)和(3)列结果相比较,同时控制国内和国际生产分割时, $DPsl$ 和 $FPsl$ 对全要素生产率的效应分别下降了0.048%和0.006%。这说明国内和国际分工并不是截然分开的,而是互有影响。综合第(2)–(4)列的回归结果可知, $DPsl$ 对企业全要素生产率的影响在0.133%–0.181%间, $FPsl$ 的效应在0.088%–0.094%间,生产分割对企业全要素生产率具有显著提升作用。也就是说,通过生产分工充分发挥市场资源配置作用,降低了资源误置,提升了行业以及企业的生产效率。这验证了斯密的著名论断:分工可以促进生产效率提升。

表2 生产分割对企业全要素生产率的效应

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>TFPOP</i>			
<i>Psl</i>	0.267 *** (0.019)			
<i>DPsl</i>		0.181 *** (0.020)		0.133 *** (0.020)
<i>FPsl</i>			0.094 *** (0.006)	0.088 *** (0.006)
<i>Guim</i>	-0.265 *** (0.001)	-0.265 *** (0.001)	-0.265 *** (0.001)	-0.265 *** (0.001)
<i>Midu</i>	-0.011 *** (0.001)	-0.011 *** (0.001)	-0.011 *** (0.001)	-0.011 *** (0.001)
<i>D_YQ</i>	0.017 *** (0.003)	0.017 *** (0.003)	0.017 *** (0.003)	0.017 *** (0.003)
<i>Jiju</i>	-0.000 *** (0.000)	-0.000 *** (0.000)	-0.000 *** (0.000)	-0.000 *** (0.000)
<i>Export</i>	-0.173 *** (0.003)	-0.173 *** (0.003)	-0.173 *** (0.003)	-0.173 *** (0.003)
<i>Age</i>	-0.014 *** (0.000)	-0.014 *** (0.000)	-0.014 *** (0.000)	-0.014 *** (0.000)

(续表 2)

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	TFPOP			
<i>D_Loan</i>	-0.133 *** (0.002)	-0.133 *** (0.002)	-0.133 *** (0.002)	-0.133 *** (0.002)
常数项	2.220 *** (0.019)	2.296 *** (0.019)	2.579 *** (0.011)	2.455 *** (0.023)
年份控制	是	是	是	是
行业控制	是	是	是	是
样本量	1437 651	1437 651	1437 651	1437 651
R ²	0.406	0.406	0.406	0.406

说明: ***, **, * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平, 下表同。

本文所选取的控制变量对生产率有不同显著效应。首先, 衡量企业规模的企业总资产对生产率有显著负向效应, 即企业规模越大企业生产率越低。本文还分析了企业规模二次项^①, 结果显著为正, 即表明企业规模与生产率呈 U 型关系。此外, 表 2 还显示人均资本密度对企业生产率也存在显著负向效应。控制人均资本密度二次项分析发现, 人均资本密度和企业生产率也呈 U 型关系。这一结果表明, 在企业规模较小时企业生产率较高, 而随着企业规模增大企业生产率降低, 而当企业超过一定规模程度企业生产率将不断提升。其次, 产业集聚对生产率有显著负效应, 表 2 的结果表明产业集聚程度越高生产率反而越低^②, 而是否处于开发区或高新区对企业生产率有显著正效应。这与范剑勇等 (2014) 的结论类似, 即专业化和多样化对企业 TFP 的影响并不相同。再次, 出口企业生产率反而更低。也就是说, 就本文研究所采用的样本而言, 中国出口企业的生产率可能比非出口企业更低。这与 Lu (2010) 的“出口企业生产率之谜”结果一致^③。最后, 企业经营持续时间对生产率有显著负效应。这表明, 企业成立的时间越久, 生产率反而越低。也就是说, 新成长规模以上企业反映了生产技术的最新进展, 因此具有更高的生产率。本文分析的企业年龄二次项虽然显著, 但效应非常

① 限于篇幅, 表 2 中未汇报该二次项效应, 下文人均资本密度二次项效应也未汇报。

② 由于控制了 EG 与劳动参与人数的交叉项, 胡翠和谢世清 (2014) 的研究显示 EG 对企业生产率的效应显著为正。本文在控制该交叉项时, EG 对生产率的效应也显著为正, 且生产分割对生产率的效应并没有因为增加控制变量而发生显著变化。由于本文侧重于生产分割对企业生产率的效应, 故不再对 EG 展开分析。

③ 本文还以“是否为出口企业”作为控制变量进一步回归, 结果显示出口企业的确生产率更低。关于出口企业与生产率的研究较多 (戴觅等, 2014), 我们主要侧重于分析生产分割与企业生产率效应, 因此不再对此展开讨论。

小,故未在表2中汇报。此外,企业贷款对生产率有显著负向效应。这并不意味着企业贷款水平降低了企业生产率,这一结果仅反映了有贷款行为的企业生产率较低。表2还控制了行业和年份效应。选定农副食品加工业为基准行业,回归结果显示28个行业效应都显著,其中有16个行业显著为正,12个行业显著为负^①。以1998年为基准,1999–2007年的年份效应皆显著为正,这表明生产率水平不断提升。而2011年的效应为负,说明中国制造业受2008年全球性金融危机影响较大,持续影响到2011年。

(二) 生产分割结构的效应

不同时间段内企业行为、技术进步等都呈现出不同的特征,国内生产分割和国际生产分割并不是独立不相关的,其内部结构也反映了该行业参与全球价值链的程度。根据倪红福等(2016)的研究,1998–2003年、2004–2009年及2009–2011年3个阶段内中国生产阶段数呈现下降、上升和下降等不同趋势。根据他们的分析,国企改革、加入WTO以及2008年全球性金融危机等外部冲击是呈现这些特征的重要原因。由于这些外部冲击具有时间的持续性和全面性,不同于一般的政策冲击,因此很难使用倍差法或断点回归方法评估生产分割对生产率的影响,但可以分别估计不同时间段内生产分割与企业生产率的影响。根据数据结构,本文把样本划分为1998–2001年和2002–2011年两个阶段。此外,表2回归结果也未考察生产分割对生产率影响的趋势,即没有考察随着生产分割程度的提升其对生产率的影响变得更大还是更小。下面分析生产分割内部结构对企业全要素生产率的影响,包括国内和整体生产分割的关系、生产分割的二次项效应。

为同时考察国内和国际生产分割的独立和交互效应,我们定义生产分割国内参与率($RPsl$)为国内生产分割与整体生产分割指数的比例。以 $RPsl$ 为解释变量,估计其对生产率的影响。表3第(1)–(3)列汇报了在1998–2001年、2002–2011年、1998–2011年这3个时间段内 $RPsl$ 对生产率的效应。表3第(1)列汇报了全样本下 $RPsl$ 对全要素生产率的影响,结果显示其有显著负向效应。生产分割国内参与率每提高1%,企业生产率将降低0.491%。也就是说,随着全球化进程不断加快,企业生产链向全球延伸,国际市场参与程度越高,企业生产率提升越快。相反,仅把生产参与分工

^① 效应为正的行业代码为16–21、24、26、28、30–31、34–35、39–42。具体有烟草制品业、纺织业、纺织服装等制造业、皮革等制造业、木材加工等制造业、家具制造业、文教体育用品制造业、化学原料及化学制品制造业、化学纤维制造业、塑料制品业、非金属矿物制造业、金属制造业、通用设备制造业、电气机械及器材制造业、通信设备计算机等设备制造业、仪器仪表等制造业、工艺品制造业等17个行业。效应为负的代码为14–15、22–23、25、27、29、32–33、36–37,限于篇幅不再列举,备索。

局限于国内则不会有利于企业生产率提升。分时间段看,在加入 WTO 之前的 1998-2001 年 $RPsl$ 的效应不显著,这表明,在加入 WTO 之前国际参与程度相对较低的经济环境中企业更倾向于参与国内生产分工,且形成了相对比较优势。由于关税壁垒等参与国际生产分工可能有更高的成本,使得 $RPsl$ 对企业生产率的效应不显著。而在加入 WTO 之后,随着关税税率下降以及一些阻碍自由贸易的政策调整,企业参与国际生产的成本下降,国际参与程度大为提升。从第(3)列结果可以看出, $RPsl$ 对企业生产率的效应由加入 WTO 之前的不显著转变为显著为负,其中在 2002-2007 年间的效应为 -0.272% ,加上 2011 年样本后的效应为 -0.328% 。也就是说,随着贸易条件的改善,国际生产分工参与程度的提升促进了企业生产率的提高。对比第(2)和(3)列的回归结果,生产分割的内部结构呈现出时间特征,而时间的结构性效应反映的是贸易条件的改善程度以及企业嵌入全球价值链的变化状况。

为分析生产分割对企业全要素生产率效应的变化趋势,本文把生产分割指数的平方项加入到回归方程(1)中重新回归,表 3 第(4)-(6)列汇报了回归结果。在把生产分割指数平方项加入回归方程时,本文进行了相关性检验,发现 Psl 、 $DPsl$ 、 $FPsl$ 与各自的平方项高度相关。如果直接加入平方项,则会因多重共线性问题产生回归偏误。为解决多重共线性问题,本文使用韩国和日本对应行业的整体生产分割国内参与率、国际生产分割指数、国内生产分割指数分别作为 Psl 、 $DPsl$ 、 $FPsl$ 的相关工具变量^①。回归结果显示,在控制 Psl 和 $DPsl$ 的二次项后, Psl 和 $DPsl$ 对企业生产率仍为显著正效应,但平方项的效应显著为负,即呈倒 U 型效应。这一结果说明,生产分工参与程度越高越有利于企业生产率提升,但随着生产分工参与程度的提高,对企业生产率的影响在达到顶点后会逐渐降低,即参与生产分工存在最优水平。第(6)列中 $FPsl$ 平方项的显著正向效应表明,其对企业生产率呈 U 型效应。国际生产分工参与对 TFP 的效应随着 $FPsl$ 的不断增加而提高,国际生产分工对企业 TFP 的增加具有持续性效应,而且越来越强。这一结论与第(1)-(3)列的结果一致。中国加入 WTO 之后国际分工参与程度越大,全球价值链延伸越长,国际生产分割对企业生产率的影响越大。需要注意的是,第(4)-(6)列的结果只基于本文所选取样本,并不意味着参与全球生产分工就一直会加速促进企业生产率的提升。企业在实际生产中受约束因素较多,随着全球价值链参与程度提高其边际收益将会不断下降,但就 1998-2011 年的数据研究结果而言,中国正处于参与全球生产边际收益递增的阶段。

① 在稳健性检验部分,我们将详细讨论工具变量的选取与设定以及工具变量有效性等问题,此处暂略。

生产分割对企业生产率的影响

表 3 生产分割对生产率的结构性效应

核心解释变量	(1) 1998-2011 年	(2) 1998-2001 年	(3) 2002-2011 年	(4) FE-IV	(5) FE-IV	(6) FE-IV
$RPsl$	-0.491 *** (0.042)	0.011 (0.102)	-0.328 *** (0.053)			
Psl^2				-1.870 *** (0.490)		
$DPsl^2$					-2.909 *** (1.077)	
$FPsl^2$						0.272 *** (0.039)
Psl				4.495 *** (1.106)		
$DPsl$					5.921 *** (2.126)	
$FPsl$						0.638 *** (0.076)
样本量	1437 651	341 415	1096 236	1282 353	1282 353	1282 353
R^2	0.406	0.493	0.420	0.406	0.406	0.405

说明: 被解释变量为 OP 方法估计的全要素生产率; 回归都控制了时间和行业效应。下表同。限于篇幅未汇报一阶段回归结果和其他控制变量的回归结果。

(三) 企业所有制类型与生产分割

企业所有制对企业生产率有重要影响。Du 等(2014)基于 1998-2007 年中国工业企业数据研究了国有和非国有企业对中国加总全要素生产率和经济增长的影响,发现国有企业之间及国有企业与非国有企业之间存在严重的资源误配。聂辉华等(2011)与杨汝岱(2015)也发现国有企业生产效率在资源配置方面存在无效率或低效率。因此,进一步分析企业所有制结构是否影响生产分割对企业生产率的效应就显得十分必要。企业所有制结构可以根据注册和出资情况进行划分,对于企业注册情况,可分为民营企业、国有企业和港澳台外资企业^①。将回归方程(1)调整如下:

$$TFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 D_t^o \times Psl_{mit} + \beta X_{it} + \mu_i + \nu_t + \gamma_{it}^h + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

^① 后文简称为民企、国企、港澳台外。本文也根据企业实际出资情况划分子样本进行回归,结果与表 4 相差不大。

其中 D_i^o 表示企业所有制结构的虚拟变量, 即当企业属于 o 类型企业时取值为 1, 其他为 0 $\rho \in \{\text{民企, 国企, 港澳台外}\}$ 。方程(2)的具体回归结果见表 4。

表 4 生产分割对 TFP 的影响: 所有制结构效应

核心解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	民企	国企	港澳台外	民企	国企	港澳台外	民企	国企	港澳台外
Psl	0.325 *** (0.021)	0.458 *** (0.146)	0.096 (0.096)						
$DPsl$				0.232 *** (0.022)	0.758 *** (0.172)	0.014 (0.095)			
$FPsl$							0.107 *** (0.006)	-0.026 (0.042)	0.067 ** (0.032)
样本量	1114 093	111 082	212 474	1114 093	111 082	212 474	1114 093	111 082	212 474
R^2	0.415	0.427	0.272	0.415	0.427	0.272	0.415	0.426	0.272

表 4 第(1)–(3)列汇报了整体生产分割对 3 种类型企业的效应, 结果显示 Psl 对民企和国企有显著正向效应, 分别为 0.325% 和 0.458%, 对国企的效应要大于民企。也就是说, 国企参与生产分工程度越深, 其生产率的提升水平越高。根据 Du 等(2014)、聂辉华等(2011)及杨汝岱(2015)的研究, 国企内部及国企与民企之间存在较高程度的资源误配, 参与生产分工可以纠偏国企的资源配置水平, 提升企业的生产率水平, 因此呈现出 Psl 对国企的效应高于民企。第(3)列结果显示 Psl 对港澳台及外资企业的效应不显著, 其实际效应要小于 Psl 对民企和国企的效应。可能是因为港澳台及外资企业充分利用了生产分工, 资源配置实现了高效配置, 因此 Psl 对港澳台及外资企业的效应要小于国企, 也小于民企。第(4)–(6)列汇报了国内生产分割对 3 种类型企业生产率的效应, 结果显示 $DPsl$ 对民企和国企仍存在显著正向效应, 而对港澳台及外资企业的效应不显著。这说明参与国内生产分工对国企和民企的生产效率释放要远大于对港澳台及外资企业的效应。呈现这一结果的原因与整体生产分割对各类企业的作用机制相同。第(7)–(9)列汇报了国际生产分割对 3 种类型企业的效应, 结果说明, 参与国际生产分工, 延伸国际生产价值链对民企和港澳台及外资企业的生产率有显著促进作用, 而对国企的效应不显著。呈现这种现象的原因可能是市场竞争与体制性问题。民企和港澳台及外资企业往往是市场竞争参与程度较高的行业, 而国企参与国际生产分工和国际生产价值链往往不具有优势。虽然国企能够一定程度上促

进资源无效率配置的纠偏,但由于存在较大的调整成本,而制约了生产分割对国企生产率的提升效应。

本文还同时控制了国内生产分割和国际生产分割对3种类型企业生产率的影响,回归结果与第(4)–(9)列结果基本一致,限于篇幅不再汇报。综合表4回归结果, Psl 、 $DPsl$ 和 $FPsl$ 对3种类型企业生产率不同效应表明,企业类型的确影响了生产分割对企业生产率的效应。这意味着应该积极鼓励民企参与国际和国内生产分割,激励国企做出相应改革,但使其不仅在国内参与生产分工,而且积极参与全球价值链生产。与此同时,为港澳台及外资企业积极参与国内生产分工创造良好条件。

(四) 管辖层级与生产分割

根据企业所属管辖层级样本量以及中国行政区域划分的特点,把国企和民企样本划分为中央和省级、省级以下两个子样本,并对子样本分别进行回归,结果汇报于表5。首先,我们分析生产分割对不同层级管辖下民企生产率的效应。根据表5A回归结果,3类生产分割对省级以下管辖民企生产率影响的显著性强于中央省级所管辖企业。具体地,对于中央省级所管辖民营企业, Psl 在5%水平下显著为正, $FPsl$ 在10%水平下显著为正, $DPsl$ 的效应不显著,而3类生产分割对省级以下民营企业生产率都在1%的水平下显著为正。结合表4中关于民营企业的回归结果可以发现,3类生产分割对全样本民营企业效应和省级以下管辖子样本民营企业的效应相差不大。因此,可以认为生产分割主要对省级以下管辖民营企业生产率有显著提升作用。其次,我们分析生产分割对不同管辖层级下国有企业生产率的效应。根据表5B回归结果可以发现, Psl 和 $FPsl$ 对中央省级和省级以下所管辖的国有企业生产率影响皆不显著;仅有 $DPsl$ 对省级以下企业效应显著。结合表4关于国有企业回归结果可以发现, $DPsl$ 对国有企业生产率的提升效应以及 $FPsl$ 对国有企业负向效应主要源于 $DPsl$ 和 $FPsl$ 对省级以下管辖企业的作用。需要注意的是,表4中 Psl 对国有企业生产率的效应显著为正,而 Psl 对不同层级下国有企业生产率效应的结果却不显著。全样本显著而子样本不显著并不能否定 Psl 对全样本的效应,而只是不能够细分对全样本效应的主要来源。因此,表5B的第(1)和(2)列结果并不能否定表4中第(2)列的结果。

基于3类生产分割对不同层级下民营和国有企业不同效应的分析,可以认为省级以下企业参与生产分割带来的效应要大于中央省级管辖企业。虽然生产分割在一定程度上会纠正资源错配扭曲,使企业享受生产分工带来的益处,但也给企业带来外部竞争,特别是参与全球生产分割会使企业面临全球竞争。中央和省级所管辖企业的自

身特征决定了生产分割对其生产率提升的效应较弱。一方面,中央和省级企业主要是大中型国有企业,在所有隶属层级企业中,中央主管企业的技术效率最低,且在生产率增长方面也没有优势(Zhang 等 2001; Zheng 等, 2003; 吴延兵, 2011); 另一方面,国有和集体企业由于其内在的产权属性,不可避免地存在剩余索取权和控制权的不一致,从而导致其技术效率较低(吴延兵 2011)。以上两个方面决定了中央和省级管辖企业竞争力较弱。相反,省级以下所管辖企业由于自身竞争力较强,生产分割对其管辖企业生产率提升效应更大。

表 5 生产分割对 TFP 的影响: 管理层级效应

核心解释变量	(1) 中央和省级	(2) 省级以下	(3) 中央和省级	(4) 省级以下	(5) 中央和省级	(6) 省级以下
A 民营企业						
<i>Psl</i>	1.960** (0.935)	0.318*** (0.021)				
<i>DPsl</i>			1.300 (1.003)	0.221*** (0.023)		
<i>FPsl</i>					0.518* (0.269)	0.107*** (0.007)
样本量	22 792	1091 301	22 792	1091 301	22 792	1091 301
R ²	0.441	0.416	0.437	0.416	0.440	0.416
B 国有企业						
<i>Psl</i>	0.287 (0.605)	0.254 (0.182)				
<i>DPsl</i>			0.121 (0.724)	0.591*** (0.216)		
<i>FPsl</i>					0.082 (0.175)	-0.084 (0.051)
样本量	26 268	84 814	26 268	84 814	26 268	84 814
R ²	0.502	0.434	0.502	0.434	0.502	0.434

根据企业所属区域,本文把全样本划分为东部和中西部企业两个子样本。基于两个子样本数据,重新回归方程(1)①。回归结果发现整体生产分割对东部和中西部企业都有显著正向效应,分别为 0.292% 和 0.287%,*Psl* 对东部地区企业生产率的效应

① 限于篇幅,分区域回归以及区域与所有制交叉的具体回归结果未汇报,备索。

大于其对中西部企业的效应。国内生产分割对企业生产率的效应也呈现东部企业更强,但国际生产分割对中西部企业的效应要略高于其对东部企业的效应。这一结果表明,1998–2011 年生产分割对中国企业生产率的影响存在区域效应,呈现出东强西弱的特征,但差异不是特别大。为深入分析区域和管辖层级交叉效应,本文分别把东部和中西部子样本再细分为中央和省级、省级以下管辖企业样本。基于这 4 个子样本进行回归分析,结果发现不论是在东部还是中西部地区,生产分割只对省级以下企业生产率存在显著效应,对中央和省管辖企业生产率的效应不显著。也就是说,不同区域下管辖层级都会影响生产分割对企业生产率的效应。这进一步说明,由于国有企业和民营企业呈现出不同的企业特征,特别是不同层级管辖的企业竞争力不同,因此生产分割对其生产率影响也有所不同。

四 稳健性检验

(一) 重估生产率

如前文所述,生产率存在多种估计方法,不同方法估计的生产率取值会有所差异。如果生产分割对不同方法估计的企业生产率的效应不同,那么就不能认为前文的分析结论是稳健的。我们使用 LP 方法重新估计企业生产率,以此作为被解释变量重新估计表 2,具体结果见表 6。表 6 省略了控制变量回归结果,仅汇报了生产分割对企业生产率的效应,结果显示生产分割对 LP 方法所估计的企业生产率有显著正向效应。第(1)列结果显示 Psl 每提高 1%,LP 方法估计的生产率将会增加 0.132%,第(2)–(4)列结果表明 $DPsl$ 的效应在 0.065%–0.091% 之间,而 $FPsl$ 的效应在 0.048%–0.051% 之间。对比表 2 可以发现,生产分割对 OP 方法估计的企业生产率效应相对较大,但 $DPsl$ 和 $FPsl$ 对两种方法所估计的效应区间宽度相差不大。由此可见,生产率估计方法的不同并没有改变生产分割对生产率的效应,而且在效应的变动幅度上也基本接近。表 3–5 汇报的结果都是基于 OP 方法所估计的生产率效应,本文使用 LP 方法重新估计了表 3–5,结果显示生产分割对生产率的效应仍显著为正,具体数值上也相差不大,限于篇幅未汇报。由此可见,不同测算方法的选择并没有影响本文关于生产分割对企业生产率效应的分析。

(二) 引入工具变量

倪红福等(2016)通过跨国数据经验研究发现研发强度、资本密集程度、经济人口规模、私人部门信贷量、高技术能力劳动力占比等都与生产分割存在显著性关系。围

于数据,对微观企业个体数据无法全部控制这些变量,即使在行业层面也缺失相关数据。由于生产阶段数可能与不可观测变量存在相关性,故方程(1)和(2)的估计结果可能存在内生性问题。下面使用工具变量法来解决潜在内生性问题,对表2-6的回归结果进行稳健性检验。

表6 生产分割对生产率效应的再检验:LP法重估TFP

核心解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	企业全要素生产率:LP方法估计			
Psl	0.132*** (0.017)			
$DPsl$		0.091*** (0.018)		0.065*** (0.018)
$FPsl$			0.051*** (0.005)	0.048*** (0.005)
年份控制	是	是	是	是
行业控制	是	是	是	是
样本量	1444 170	1444 170	1444 170	1444 170
R^2	0.393	0.393	0.393	0.393

说明:控制变量与表2一致。LP估计TFP的数据处理方法和过程与OP估计TFP时一致。

有效工具变量须满足:(1)严格外生性,即与被解释变量不相关;(2)高度相关性,即与解释变量高度相关。基于这两个要求,本文选取韩国和日本对应行业的生产分割相关数据作为中国生产分割的工具变量。具体的,选取韩国和日本的生产分割国内参与率作为中国整体生产分割的工具变量,选取两国的国内(国际)生产分割作为中国国外(国内)生产分割的工具变量。首先,韩国和日本的生产分割指数主要基于韩国和日本的投入产出测算而得,与中国企业或者行业的TFP不直接相关,满足严格外生性这一条件。其次,韩国、日本与中国地理位置上相毗邻,贸易相关度高,其国际(国内)生产分割与中国国内(国际)生产分割关系密切,呈现竞争性。根据前文对生产分割国内参与率的定义,高水平的国内生产分工参与率意味着国内生产分工参与相对高于国际生产分工参与程度。因此,韩国和日本的国内生产分割参与率与中国国内生产分割参与率高度相关,其国内生(国际)产分割与中国国际(国内)生产分割高度相关。也就是说,选择韩国和日本两国生产分割相关指数作为工具变量满足与解释变量高度相关这一条件。为充分进行稳健性检验,本文共选取韩国、日本、韩国和日本3组工具变量,具体回归结果见表7。

表 7 中第 (1) – (3) 列汇报了使用韩国生产分割相关指数作为工具变量时的回归结果, Psl 、 $DPsl$ 和 $FPsl$ 对企业生产率有显著正效应。第 (4) – (6) 列使用日本生产分割指数作为工具变量的结果显示, Psl 、 $DPsl$ 和 $FPsl$ 对企业生产率的效应仍显著为正, 与使用韩国生产分割作为工具变量的结果相比, 效应相对大一些, 但同样显著为正。这可能是由于韩国和日本产业结构不同, 以及与中国贸易结构不同所致。也有可能是工具变量选择本身存在一定问题, 虽然是以相同分割指数作为工具变量, 但不同国家效应不同。为解决单独使用一个国家生产分割相关指数作为工具变量而产生的国家效应, 我们选用国家组合作为工具变量重新进行估计。第 (7) – (9) 列汇报了同时使用韩国和日本对应行业的生产分割相关指数作为工具变量的回归结果, Psl 、 $DPsl$ 和 $FPsl$ 对企业生产率的效应显著为正, 分别为 0.310%、0.417% 和 0.189%。与表 2 回归结果相比, Psl 的效应接近, $DPsl$ 和 $FPsl$ 的效应相对要大些, 但与单独使用日本生产分割相关指数相比相差更小。基于表 7 第 (1) – (3) 列和第 (7) – (9) 列的回归结果, 我们可以认为表 2 所汇报的生产分割对企业生产率的效应稳健可信。

表 7 生产分割对生产率的效应: 工具变量

核心解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	FE-IV(韩国)			FE-IV(日本)			FE-IV(韩国和日本)		
Psl	0.302*** (0.024)			3.251*** (0.151)			0.310*** (0.024)		
$DPsl$		0.413*** (0.028)			9.311*** (0.440)			0.417*** (0.028)	
$FPsl$			0.153*** (0.014)			1.104*** (0.064)			0.189*** (0.013)
年份控制	是	是	是	是	是	是	是	是	是
行业控制	是	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	1282 353	1282 353	1282 353	1282 353	1282 353	1282 353	1282 353	1282 353	1282 353
R^2	0.406	0.405	0.406	0.391	0.283	0.388	0.406	0.405	0.406

说明: 限于篇幅, 此处没有汇报第一阶段回归结果; 企业生产率由 OP 方法估计所得; 使用工具变量回归时进行了过度识别检验、弱工具变量检验, Sargan 检验显著拒绝过度识别的原假设, Cragg-Donald Wald F 统计值远大于 Stock-Yogo 弱工具变量 5% 可容忍临界值。因此, 本文所使用的工具变量是可接受的。

我们分别使用韩国、日本、韩国和日本生产分割相关指数作为工具变量重新估计了表 3 第 (1) – (3) 列和表 4–6, 结果仍显示本文的结论稳健可信, 限于篇幅未汇报。

此外,本文还使用 LP 方法所估计的 TFP 作为被解释变量重新估计了表 7,结果显示生产分割对企业生产率的影响仍显著为正,且具体效应与表 7 相差不大。这也充分验证了表 3-5 的结果是稳健的。

五 结论与政策含义

本文主要结论总结如下: 1. 生产分割对中国企业 TFP 有显著促进作用。本文按照生产阶段数的性质,把生产分割划分为整体生产分割、国内生产分割和国际生产分割 3 种类型,研究发现,生产分割对中国企业生产率有显著正向效应。本文在微观企业层面检验了斯密分工促进效率提升的论断。2. 生产分割对生产率的效应具有结构性特点。一是国内生产分割参与率对生产率有显著效应,且以中国加入 WTO 为时间点。加入 WTO 之前,国内生产分割参与率对生产率效应并不显著,而在加入之后呈显著的负向效应。二是不同生产分割对生产率效应的变化趋势不同。整体生产分割和国内生产分割呈倒 U 型关系,而国际生产分割呈 U 型特征。3. 企业所有制结构对生产分割的效应有重要影响。整体生产分割和国内生产分割对民营和国有企业的生产率有显著促进作用,而对港澳台外资企业的生产率效应不显著。国际生产分割对民企和港澳台外资企业有显著正向促进作用,但对国企的效应不显著。4. 管辖层级和企业区位也会影响生产分割对企业生产率的效应。一是生产分割对不同层级管辖企业生产率的效应不同,整体上对省级以下企业的有显著提升效应强于其对中央与省级管辖企业生产率效应。二是生产分割对东部和中西部企业的生产率有不同程度的影响,对东部企业的生产率提升效应大于中西部企业。

本文研究结论具有以下政策含义。1. 生产分割对企业生产率有显著促进作用,因此需要继续坚持经济体制改革和扩大对外开放,通过简政放权、税收政策引导等中国促进企业在国内和国际两个市场积极参与分工。特别地,在产业政策和行政管理方面鼓励中国企业剥离非核心业务,逐步实现并不断提升专业化水平,更专注于具有生产率优势的业务,从而促进整个行业转型升级。2. 生产分割对不同所有制企业有不同效应,因此在制定产业政策引导行业发展的时候不能一刀切,应充分考虑国有企业、民营企业以及港澳台外资企业的不同效应。首先,应进一步提升对民营和外资企业的支持力度,积极引导其参与国际国内市场生产分割,充分保持它们在市场中的竞争活力。其次,进一步加快国有企业改革,增强国有企业市场竞争力和创造力。提升国有企业的专业化水平,推动国有企业积极参与国内和国际市场分工,嵌入全球价值链。3. 继

续支持中西部企业发展,为提升企业市场竞争力提供政策倾斜。囿于地理区位和发展历史等因素,中西部企业市场参与分工程度不高,生产分割对中西部企业生产率提升效应弱于东部企业。应当借助“营改增”的有利契机,加强对中西部地区财政扶持力度,为中西部企业发展创造有利条件。加强东中西部企业帮扶和交流,充分发挥中西部企业的比较优势,不断技术创新技术、产品与服务,提高主营业务的核心竞争力,推动传统产业改造升级。

参考文献:

- 戴觅、余森杰和 Maitra(2014):《中国出口企业生产率之谜:加工贸易的作用》,《经济学(季刊)》第2期。
- 范剑勇、冯猛、李方文(2014):《产业集聚与企业全要素生产率》,《世界经济》第5期。
- 高凌云、屈小博、贾鹏(2014):《中国工业企业规模与生产率的异质性》,《世界经济》第6期。
- 胡翠、谢世清(2014):《中国制造业企业集聚的行业间垂直溢出效应研究》,《世界经济》第9期。
- 李晓萍、李平、吕大国、江飞涛(2015):《经济集聚、选择效应与企业生产率》,《管理世界》第4期。
- 刘庆林、高越、韩军伟(2010):《国际生产分割的生产率效应》,《经济研究》第2期。
- 倪红福、龚六堂、夏杰长(2016):《生产分割的演进路径及其影响因素——基于生产阶段数的考察》,《管理世界》第4期。
- 聂辉华、贾瑞雪(2011):《中国制造业企业生产率与资源误配》,《世界经济》第7期。
- 申广军、王雅琦(2015):《市场分割与制造业全要素生产率》,《南方经济》第4期。
- 孙晓华、王昀(2014):《企业规模对生产率及其差异的影响——来自工业企业微观数据的实证研究》,《中国工业经济》第5期。
- 唐东波(2012):《垂直专业化贸易如何影响了中国就业结构》,《经济研究》第8期。
- 唐东波(2014):《垂直专业分工与劳动生产率:一个全球化视角的研究》,《世界经济》第11期。
- 吴延兵(2011):《企业产权结构和隶属层级对生产率的影响》,《南方经济》第4期。
- 亚当·斯密(1974,中译本):《国民财富的性质和原因的研究》,郭大力、王亚楠译,北京:商务印书馆。
- 杨汝岱(2015):《中国制造业企业全要素生产率研究》,《经济研究》第2期。
- Amiti, M. and Wei, S. J. “Service Offshoring and Productivity: Evidence from the US.” *World Economy*, 2009, 32(2), pp. 203–220.
- Baldwin, J. R. and Yan, B. “Global Value Chains and the Productivity of Canadian Manufacturing Firms.” *Statistics Canada*, 2014.
- Chen, B. K.; Lu, M. and Xiang, K. “Geography versus Policy: Exploring How Location Matters in Placed-Based Policies Using a Natural Experiment in China.” working paper, http://economics.harvard.edu/files/economics/files/lu-ming_geography_vs_policy_11-9-16.pdf 2016.
- Chiarvesio, M.; Di Maria E. and Micelli, S. “Global Value Chains and Open Networks: The Case of Italian Industrial Districts.” *European Planning Studies*, 2010, 18(3), pp. 333–350.
- Chor, D.; Manova, K. and Yu, Z. “The Global Production Line Position of Chinese Firms.” mimeo, Standard U-

niversity , 2014.

Daudin , G. ; Riffart , C. and Schweisguth , D. “Who Produces for Whom in the World Economy?” *Canadian Journal of Economics* , 2011 , 44(4) , pp. 1403–1437.

Daveri , F. and Jona-Lasinio , C. “Off-Shoring and Productivity Growth in the Italian Manufacturing Industries. ” *Cesifo Economic Studies* , 2008 , 54(3) , pp. 414–450.

Du , J. ; Liu , X. and Zhou , Y. “State Advance and Private Retreats? —Evidence of Aggregate Productivity Decomposition China. ” *China Economic Review* , 2014 , 31 , pp. 459–474.

Egger , H. and Egger , P. “Cross-border Sourcing and Outward Processing in EU Manufacturing. ” *The North American Journal of Economics and Finance* , 2001 , 12(3) , pp. 243–256.

Ellison , G. and Glaeser , E. L. “Geographic Concentration in US Manufacturing Industries: A Dartboard Approach. ” *Journal of Political Economy* , 1997 , 105(5) , pp. 889–927.

Fally , T. “Production Staging: Measurement and Facts. ” University of Colorado-Boulder working paper , 2012 , pp. 155–168.

Feenstra , R. C. and Hanson , G. H. “Globalization , Outsourcing and Wage Inequality. ” *NBER Working Paper* , No. w5424 , 1996.

Feenstra , R. C. and Hanson , G. H. “The Impact of Outsourcing and High-technology Capital on Wages: Estimates for the United States , 1979–1990. ” *The Quarterly Journal of Economics* , 1999 , 114(3) , pp. 907–940.

Girma , S. and Görg , H. “Outsourcing , Foreign Ownership , and Productivity: Evidence from UK Establishment-level Data. ” *Review of International Economics* , 2004 , 12(5) , pp. 817–832.

Görg , H. and Hanley , A. “International Outsourcing and Productivity: Evidence from the Irish Electronics Industry. ” *The North American Journal of Economics and Finance* , 2005 , 16(2) , pp. 255–269.

Görg , H. ; Hanley , A. and Strobl , E. “Productivity Effects of International Outsourcing: Evidence from Plant Level Data. ” *Canadian Journal of Economics* , 2008 , 41(2) , pp. 670–688.

Hanson , G. H. ; Mataloni , Jr. R. J. and Slaughter , M. J. “Vertical Production Networks in Multinational Firms. ” *The Review of Economics and Statistics* , 2005 , 87(4) , pp. 664–678.

Hsieh , C. T. and Klenow , P. J. “Misallocation and Manufacturing TFP in China and India. ” *The Quarterly Journal of Economics* , 2009 , 124 (4) , pp. 1403–1448.

Hummels , D. ; Ishii , J. and Yi , K. M. “The Nature and Growth of Vertical Specialization in World Trade. ” *Journal of International Economics* , 2001 , 54(1) , pp. 75–96.

Johnson , R. C. and Noguera , G. “Accounting for Intermediates: Production Sharing and Trade in Value Added. ” *Journal of International Economics* , 2012a , 86(2) , pp. 224–236.

Johnson , R. C. and Noguera , G. “Fragmentation and Trade in Value Added over Four Decades. ” *NBER Working Paper* No. 18186 , 2012b.

Kelly , W. “International Technology Diffusion. ” *Journal of Economic Literature* , 2004 , 42(3) , 752–782.

Koopman , R. ; Wang , Z. and Wei , S. “Estimating Domestic Content in Exports when Processing Trade is Pervasive. ” *Journal of Development Economics* , 2012 , 99(1) , pp. 178–189.

- Koopman R.; Wang, Z. and Wei, S. "Tracing Value-Added and Double Counting in Gross Exports." *The American Economic Review*, 2014, 104(2), pp. 459-494.
- Lin, S. and Ma, A. C. "Outsourcing and Productivity: Evidence from Korean Data." *Journal of Asian Economics*, 2012, 23(1), pp. 39-49.
- Levinsohn, J. and Petrin, A. "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables." *The Review of Economic Studies*, 2003, 70(2), pp. 317-342.
- Lu, D. "Exceptional Exporter Performance? Evidence from Chinese Manufacturing Firms." *Chicago Working Paper*, 2010.
- Ng, E. C. Y. "Production Fragmentation and Business-Cycle Comovement." *Journal of International Economics*, 2010, 82(1), pp. 1-14.
- Olley, G. S. and Pakes, A. "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry." *Econometrica*, 1996, 64, pp. 1263-1297.
- Pietrobelli, C. and Rabellotti, R. "Global Value Chains Meet Innovation Systems: Are There Learning Opportunities for Developing Countries?" *World Development*, 2011, 39(7), pp. 1261-1269.
- Zhang, A.; Zhang Y. and Zhao, R. "Impact of Ownership and Competition on the Productivity of Chinese Enterprises." *Journal of Comparative Economics*, 2001, 29(2), pp. 327-346.
- Zheng, J.; Liu X. and Bigsten, A. "Efficiency, Technical Progress and Best Practice in Chinese State Enterprises (1980-1994)." *Journal of Comparative Economics*, 2003, 31(1), pp. 134-152.

The Effects of Production Fragmentation on Enterprises' Productivity

Liu Weigang; Ni Hongfu; Xia Jiechang

Abstract: Based on WIOD and the Chinese industrial enterprises database, we investigate the effect of production fragmentation on the TFP of industrial enterprises in China from 1998 to 2011, testing the view that labor division can promote productivity. The main findings are as follows. Firstly, production segmentation significantly promotes the TFP. The overall and domestic production fragmentation have an inverted U effect, while the international production segmentation owns U-shape effect. Secondly, the characteristics of enterprises matter. The effect of the overall and the domestic production fragmentation on private enterprises and state-owned enterprises is obviously positive, while insignificant to foreign enterprises. Thirdly, the effect of production segmentation on the productivity of eastern enterprises is stronger than that of the central and western enterprises, and the effect is stronger for enterprises administrated by prefectural or below levels than for central or provincial enterprises.

Key words: production fragment, global value chain, total factor productivity

JEL code: D24, F14, F15

(截稿: 2017 年 3 月 责任编辑: 王 徽)