

市场竞争、利润分享与企业间工资不平等

——来自外资管制政策调整的证据

王若兰, 刘灿雷

[摘要] 企业间工资不平等是收入差距的主要组成部分,厘清市场竞争机制对企业间工资不平等及收入分配的影响是未来深化收入分配制度改革的重要依据。本文以外资管制政策调整为例,考察市场竞争对企业间工资不平等的影响,基于中国工业企业数据采用双重差分模型进行识别估计,并从企业技能组成工资和利润分享工资两方面考察其作用机制。研究发现,外资管制政策调整强化的市场竞争明显扩大了企业间工资不平等;而企业与员工之间的利润分享渠道则是市场竞争影响工资不平等的内在机制。此外,本文还从模型识别条件、遗漏解释变量、测算指标和分位数回归等方面验证了研究结论的稳健性。基于此,在当前收入差距过高的现实背景下,需要进一步深化要素市场改革和税收制度改革,以提升劳动要素市场的配置效率,推动国民收入分配合理化,由此缩小由企业间工资不平等导致的收入差距。

[关键词] 外资管制政策; 市场竞争; 工资差距; 利润分享

[中图分类号]F270 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2019)11-0042-18

一、引言

目前持续过高的收入差距已经成为当前中国社会广泛关注的热点问题。《中国统计年鉴》数据显示,在中国城镇居民收入构成中,工资收入仍是绝大多数居民收入的主要来源^①。与此同时,在收入不平等方面,工资不平等同样是整体收入不平等的主要构成部分^②。目前大量收入分配不平等的研究基于工资不平等的视角,分别从个体(Chen et al.,2011;李实等,2014;罗楚亮,2018)、企业(Dong,2005;杨继东和江艇,2012)、行业(叶林祥等,2011;田柳等,2018)和地区层面(李实和王亚柯,2005;邢春冰和李实,2011;Han et al.,2012)加以展开。

值得注意的是,关于工资不平等的近期相关研究中,Akerman et al.(2013)基于瑞典的企业—

[收稿日期] 2018-09-21

[基金项目] 国家自然科学基金青年项目“上游市场管制的资源误置效应及微观机制研究”(批准号71803016);国家自然科学基金面上项目“国际贸易与工资不平等:基于企业内和企业间工资不平等的研究”(批准号71573141)。

[作者简介] 王若兰,中国银行国际金融研究所博士后;刘灿雷,对外经济贸易大学国际经济研究院助理研究员,经济学博士。通讯作者:刘灿雷,电子邮箱:canlei_liu@163.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

① 工资收入占居民可支配收入的比重从2000年的70%下降到2015年的62%。

② 罗楚亮(2018)指出,工资不平等对整体收入不平等的贡献水平在2007年和2013年仍分别高达76%和60%。

员工匹配数据统计发现,企业间工资不平等是整体工资不平等的主要因素,即同一行业(职业)内具有相同技术特征的员工在企业间往往存在巨大的工资差距。与此同时,Helpman et al.(2017)利用巴西的企业—员工匹配数据得出相似的研究结论,即约 2/3 的整体工资不平等来自同一行业(职业)内技术特征相同的员工之间,而其工资差距又主要体现在企业之间。考虑到瑞典和巴西两国在生产技术和要素市场方面的发展差异,企业间工资不平等作为整体工资不平等的主要构成部分也许并非特例。聚焦到中国当前的工资不平等问题,一方面受限于企业—员工匹配数据可得性的约束,难以直接从工资不平等中测算出企业层面的重要性;另一方面难以测算出企业层面的技能组成工资和利润分享工资(Macis and Schivardi, 2016)。因此,识别验证企业层面的重要性同样是中国目前工资不平等领域亟需推进的研究问题,也是未来优化收入分配制度的改革依据。

经过改革开放 40 年的发展,在工资不平等逐渐凸显并强化的过程中,中国整体的市场竞争机制也同样经过了不断推进和基本形成等阶段,目前进入了逐渐优化的新时期,但仍然存在部分准入限制、行政性垄断和不正当竞争等问题。在目前加快完善社会主义市场经济体制的时代背景下,本文将研究主题聚焦于市场竞争机制对企业间工资不平等的影响,试图回答如下问题:完善市场竞争机制是否强化了企业间工资不平等?更进一步地,完善市场竞争通过何种机制影响企业间工资不平等?技能组成工资和利润分享工资谁更重要?

为回答上述问题,本文主要做了如下工作:①在推动形成全面开放新格局的时代背景下,外资管制政策调整作为完善市场竞争机制的改革措施,为本文提供了很好的研究素材。因此,本文以外资管制政策调整作为政策冲击,据此构造识别框架^①。在控制了政策冲击可能存在的样本选择问题之后,本文实证检验了市场竞争机制与企业间工资不平等的因果关系。②现有关于中国工资不平等的相关研究对企业层面的重要性尚缺乏足够认识,一方面受限于企业—员工匹配数据可得性,另一方面难以测算出企业层面的技能组成工资和利润分享工资。因此,本文依据 Ke et al.(2016)的工资分解方法,测算出企业层面(平均)的技能组成工资和利润分享工资,据此验证了利润分享工资是市场竞争影响企业间工资不平等的主要因素,由此间接验证企业是影响工资不平等的重要因素^②。③为了保证本文研究结论的有效性和可信性,本文基于计量模型的假设条件、遗漏解释变量(其他干扰政策)和指标测算等方面进行了一系列的稳健性检验。

本文的研究发现:①市场竞争机制是影响企业间工资不平等的重要因素,以外资管制政策推动对外开放和完善市场经济体制的改革措施,势必会扩大中国的工资不平等问题。②企业层面(平均)的工资分解结果表明,利润分享工资是影响企业间工资不平等的主导因素,间接验证了企业本身在中国工资不平等方面的重要性。这进一步表明,中国在工资不平等方面同瑞典和巴西相似,企业主导工资不平等问题的内在关系可能是一个普遍规律。③同技能组成工资相比,利润分享工资是市场

① 从政策含义看,《外商投资产业指导目录》的调整放宽了外资进入的市场管制,有效捕捉了外资进入的市场竞争变化,是整体市场竞争程度的“部分变化”。本文据此构建识别框架,基于局部处理效应(Local Average Treatment Effect)验证了本文研究主题的因果关系。

② 如果可以直接获得大量企业—员工匹配数据的详细信息,则如同 Akerman et al.(2013)和 Helpman et al.(2017)一样,可以直接验证企业在工资不平等方面的重要性,据此识别市场竞争机制对企业间工资不平等影响。通过测算企业层面(平均)的技能组成工资和利润分享工资可知,如果企业间的工资不平等主要体现在技能组成工资方面,则说明企业间的员工技能组成差异是主导因素,企业本身并未产生额外的影响作用。反之,则可以间接验证企业层面的重要性,即两个具有相同技术特征的员工因其所在企业不同,使得其工资收入存在明显差异。

竞争影响企业间工资不平等的主要渠道。

本文的贡献可能主要体现在三个方面:①拓展了中国企业间工资不平等问题的文献,弥补了由于欠缺企业—员工匹配数据而导致的研究不足。在已有文献研究基础上,本文聚焦到中国企业间工资不平等方面,利用测算的企业技能组成和利润分享工资,进一步验证了企业在工资不平等问题上的重要性。②本文的研究丰富了对市场竞争机制在影响收入分配方面的理解。在推动完善市场竞争机制的过程中,中国整体的工资不平等也逐渐凸显,本文基于外资进入管制政策冲击构建识别框架,就市场竞争机制与企业间工资不平等的因果关系提供了严谨的经验证据。③本文为企业与工资不平等的内在关系提供了来自中国企业层面的证据。相较于已有文献对中国工资不平等问题的研究,本文基于中国企业工资(平均)的分解结果,进一步验证了这一问题可能内含的一般性规律。

本文结构安排如下:第二部分是文献分析、政策背景与典型事实;第三部分是计量模型与数据说明;第四部分是经验分析;第五部分是影响机制的经验分析:技能组成和利润分享谁更重要;第六部分是研究结论。

二、文献分析、政策背景与典型事实

1. 文献分析

现有理论对企业间工资不平等内在决定因素的解释,主要体现在两个方面:一部分文献假设劳动要素市场是完全竞争的,拥有相同技能的员工在企业间均获得同样工资,企业间工资不平等主要体现在企业的员工技能组成差异(Yeaple, 2005; Verhoogen, 2008; Bustos, 2011; Burstein and Vogel, 2012; Monte, 2011; Sampson, 2014)。另一部分文献假设劳动要素市场是非完全竞争的,由于“效率工资”、“公平工资”以及市场搜寻摩擦的存在,拥有相同技能的员工会因所在企业的经营绩效差异而获得不同工资,此时企业间工资不平等一方面表现在员工技能组成差异,另一方面表现在企业经营绩效差异(Davidson et al., 2008; Egger et al., 2013; Helpman et al., 2010; Davis and Harrigan, 2011; Amiti and Davis, 2011; Macis and Schivardi, 2016)。

从现实情况看,虽然各国的劳动要素市场在不断推进与完善,但其市场竞争环境仍处于非完全竞争状态。例如,发达国家的最低工资和工会制度、中国的户籍和社会保障制度,均是影响劳动要素市场竞争的重要因素。由此可知,当前企业间工资不平等一方面来自企业的员工技能组成差异,另一方面来自企业的经营绩效差异。其中,由企业员工技能组成决定的工资部分称为技能组成工资,由企业本身经营绩效决定的工资部分称为利润分享工资。进一步可知,市场竞争对企业间工资不平等的影响机制也同样体现在技能组成和利润分享方面。

市场竞争主要包括产品市场竞争和要素市场竞争。从要素市场看,完善要素市场竞争会降低企业与员工之间的搜寻摩擦,从而提高匹配效率(Davidson et al., 2008; Egger et al., 2013),影响由搜寻摩擦所引致的利润分享工资。从产品市场看,强化产品市场竞争会通过影响企业的市场行为和经营绩效(Aghion et al., 2005; Aghion et al., 2009; Amiti and Khandelwal, 2013),进而影响企业的员工工资。具体而言,强化市场竞争会促使高效率企业加大研发创新投入和加快产品质量升级,一方面会加大对高技能员工的需求,从而影响企业员工的技能结构,进而影响企业的技能组成工资;另一方面还会通过影响企业的盈利能力进而影响其利润分享工资。与此同时,强化市场竞争会抑制低效率企业的研发动机和市场盈利能力,以致将落后企业挤出市场。

对外开放作为强化市场竞争机制、完善市场经济体制的重要举措,同样会影响企业间工资不平

等。以外资管制政策调整为例,扩大对外开放引致大规模外资企业进入中国,其主要通过产品市场产生作用。具体而言,大规模外资企业进入中国直接强化了国内产品的市场竞争程度,进而对企业的市场行为和盈利能力产生影响作用,一方面会影响企业对员工技能的需求结构从而影响其技能组成工资,另一方面会影响企业的盈利能力进而决定其利润分享工资。

2. 政策背景

对外开放是中国的一项基本国策,利用外资作为中国扩大对外开放和构建开放型经济体制的重要组成部分,对于强化和完善市场竞争机制具有重要的政策效应。自1978年改革开放以来,中国的外资管制政策大体经历了政策实验区、产业指导目录和负面清单管理模式三个时期。在改革开放初期(1978—1994年),利用外资政策主要授权给了深圳、珠海等经济特区以及部分沿海开放城市内部的政策实验区,此时尚未形成全国统一性的外资管制政策。在党的十四届三中全会之后(1995—2017年),为落实扩大外商引资规模、拓宽引资领域的政策要求,1995年首次发布了《外商投资产业指导目录》,由此成为中国引导外商投资方向、规范外商投资产业最主要的政策法规,此后分别在1997年、2002年、2004年、2007年、2011年、2015年和2017年进行了修订与改进。在当前推动形成全面开放新格局的时代背景下(2018年至今),外商管制政策进入了负面清单管理模式,在制造业和服务业方面大幅度放开市场准入,进一步从对外开放领域强化和完善了市场竞争机制。

长期以来,中国的外资管制政策主要采取《外商投资产业指导目录》的方式。具体而言,《外商投资产业指导目录》从细分行业或者产品维度将外资企业的市场进入管制划分为鼓励类、允许类、限制类和禁止类,其中,未注明的行业或产品属于允许类。受限于数据约束及政策实施范围,本文借鉴Lu et al.(2017)的做法,以2002年的外资管制政策调整为例,通过对比1997年和2002年的《外商投资产业指导目录》,在行业维度将外资管制政策主要界定为政策鼓励、政策不变和政策限制三种类别。其中,基于3分位的行业划分标准,共有69个政策鼓励行业,92个无变化行业,9个政策限制行业,7个混合行业^①。在此基础上,本文将69个政策鼓励行业设置为政策处理组,将92个无变化行业设置为政策对照组,据此从外资进入和市场竞争方面,就外资管制政策调整的实施效果进行统计描述。

3. 典型事实:外资管制政策调整与市场竞争

图1(a)从外资企业销售方面,就政策处理组和对照组的外资进入规模进行了统计描述。统计发现,处理组和对照组的外资进入规模在2002年政策调整之前保持相对平稳的增长趋势,而在2002年政策执行之后,处理组行业的外资进入规模明显提升,同对照组行业的差距迅速扩大。由此可知,2002年外资管制政策调整在鼓励外资进入方面产生了积极的促进作用。然而,放宽外资管制政策是否强化了市场竞争,《外商投资产业指导目录》调整有效捕捉了市场竞争变化吗?图1(b)以赫芬达尔指数衡量市场竞争程度,描述了处理组和对照组行业的演变趋势。统计发现,相较于对照组而言,处理组行业的赫芬达尔指数在2002年之后明显下降,由此可知,鼓励外资进入的外资管制政策调整明显强化了市场竞争,有效捕捉了市场竞争变化。因此,接下来,本文将以外资管制政策调整为例,构建计量模型以识别验证市场竞争对企业间工资不平等的影响及作用机制。

^① 由于本文的研究主体为企业间工资不平等,考虑到行业内的企业数目,本文将行业划分标准界定为3分位行业。若3分位行业内有一个或多个产业指导目录受到政策鼓励且其余方面未发生变化,则将该行业定义为受鼓励行业;若行业内的一个或多个产业指导目录受到政策限制且其余子行业未发生变化,则将该行业定义为受限制行业;若行业内产业指导目录均无变化,则将该行业定义为无变化行业;其他情况则定义为混合行业。

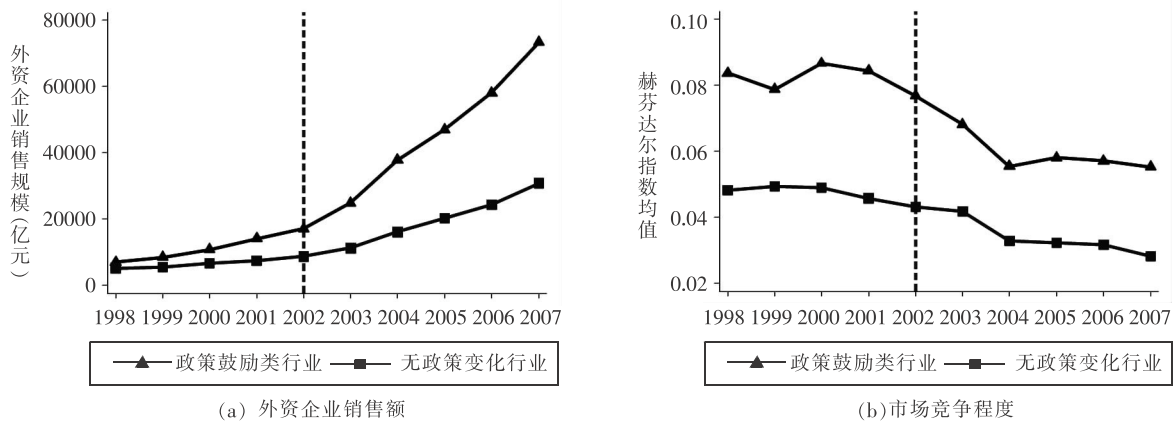


图1 外资管制政策调整与市场竞争的演变趋势

注:赫芬达尔指数: $HHI_i = \sum_{f \in i} (sale_{f,i} / sale_i)^2$, 其中, f 表示企业, $sale_{f,i}$ 为企业的销售额, $sale_i$ 为企业 f 所在行业 i 的总销售额。

三、计量模型与数据说明

1. 计量模型

为评估市场竞争机制在企业间的收入分配效应, 本文以 2002 年的外资管制政策调整为例, 采用双重差分法的识别框架, 考察市场竞争对企业间工资不平等的影响。相应的计量模型设定如下:

$$Wageinequality_{it} = \alpha_i + \beta FDIshock_i \times Post02_t + control_{it} + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

考虑到企业进入退出以及数据统计口径导致的样本选择问题, 本文将经验分析样本设置为 1998—2007 年持续存在企业。其中, 模型下标 i 和 t 分别表示行业和时间维度, 考虑到行业内的样本数目和测量误差问题, 本文将行业维度界定为 3 分位行业的分类标准, 样本期内共有 115 个持续观测行业。^①被解释变量 $Wageinequality_{it}$ 表示 i 行业 t 年的企业间工资不平等, 采用泰尔指数(Theil)度量。^②核心解释变量 $FDIshock_i$ 表示政策冲击变量, 如果 i 行业为 2002 年外资管制政策鼓励类行业则 $FDIshock_i=1$, 反之如果 i 行业的外资管制政策未发生变化, 则 $FDIshock_i=0$ 。核心解释变量 $Post02_t$ 为 2002 年外资管制政策调整的冲击变量, 如果样本观测期为 2002 年之后, 则 $Post02_t=1$, 反之则 $Post02_t=0$ 。 α_i 为行业固定效应, 用以控制难以观测且不随时间变化的行业影响因素; λ_t 为年份固定效应, 用以控制随时间变化的宏观经济冲击; ε_{it} 为随机扰动项。

$control_{it}$ 为其他控制变量, 用以控制其他可能产生干扰作用的影响因素。在企业生产效率方面, 杨继东和江艇(2012)研究发现, 在同一行业内, 企业之间的生产率差异越大对应的企业间工资不平等现象则越明显。本文将在计量模型中加入行业内的生产率分布($Tfpdispersion$)予以控制。与此同时, 相较于外资进入的市场竞争机制而言, 中国整体的市场竞争程度也在逐渐增强, 出于稳健性考虑, 本文在控制变量中同时加入行业赫芬达尔指数(HHI)予以控制。此外, 由于 2002 年的外资管制政策调整并非随机实验, 直接采用双重差分法进行识别验证可能存在样本选择问题。为此, 本文借鉴 Gentzkow(2006)以及 Lu and Yu(2015)的做法, 将核心变量 $FDIshock_i$ 对政策冲击前(2001 年)的行业特征进行回归分析, 由此找出影响 $FDIshock_i$ 的行业影响因素。然后将上述行业影响因素在计

① 本文将 3 分位行业内企业数目小于 10 的行业予以删除, 用以控制行业层面的测量误差问题。

② 感谢匿名评审专家的宝贵建议。

量模型中予以控制,使得核心解释变量 $FDIshock_i$ 满足条件独立分布,保证估计结果的一致性。

本文发现行业新产品产出比重(Npr ,行业新产品产出占总产出的比重)、出口集中度(Gex ,行业出口占总产出的比重)、企业数目($Indnum$,行业内企业数目)和产出利润率($Profit$,行业总利润占总产出的比重)会影响行业未来的外资管制政策调整。因此,本文将在计量模型中加入2001年的行业特征 Npr 、 Gex 、 $Indnum$ 、 $Profit$ 与 $year$ 的交互项,目的在于尽可能控制影响核心解释变量的样本选择问题,使其满足条件独立分布,保证估计结果的一致性。此外,为控制潜在的异方差和序列相关问题,本文将标准差在行业层面进行聚类调整。^①

2. 数据说明

本文所使用的企业工资数据来自国家统计局提供的中国工业企业数据库(1998—2007年);外资管制政策来自1997和2002年国务院批准颁布的《外商投资产业指导目录》。本文参照 Brandt et al.(2012)、Cai and Liu(2009)、Feenstra et al.(2014)、Hsieh and Song(2015)的做法,对中国工业企业数据库进行了一系列标准化处理。^②

四、经验分析

1. 基准回归

根据计量模型(1)式的回归设定和双重差分法的识别框架,本文在基准回归部分以逐步加入控制变量的方式验证回归结果的稳健性。其中,表1第(1)列为标准的双重差分法,并未加入控制变量,第(2)列逐步加入行业赫芬达尔指数(HHI)和生产率分布($Tfpdispersion$),用以控制行业内企业间生产率差异和其他市场竞争因素的影响;第(3)列进一步加入2001年的行业期初特征 Npr 、 Gex 、 $Indnum$ 、 $Profit$ 与 $year$ 的交互项,用以控制影响核心解释变量的样本选择问题,从而使得本文的政策冲击满足条件独立分布。根据表1的回归结果发现, $FDIshock \times Post02$ 的估计系数均显著为正,由此可知,外资进入的市场竞争机制明显扩大了企业间工资不平等。从估计系数大小看,核心解释变量 $FDIshock \times Post02$ 的估计系数为0.8862,在扩大企业间工资不平等方面,外资进入的市场竞争机制导致处理组行业的泰尔指数提升了0.8862。从政策效应看,政策执行期初(2001年)的泰尔指数为7.063,外资进入的市场竞争机制导致企业间(平均)工资不平等提升了12.5% ($12.5\% \approx 0.8862/7.063$)。

2. 稳健性检验

为保证本文研究结论的稳健性,本部分将从双重差分法的识别条件、遗漏解释变量和指标测算方面再次进行实证检验。

(1)双重差分法识别条件的稳健性检验。根据前文的典型事实可知,本文采用双重差分法进行因果识别,满足平行趋势的假设条件,即政策处理组和对照组在政策实施之前具有相对平行的演变趋势。由于政策冲击并非完全随机实验,因此仍需要满足一系列重要的稳健性检验,以保证研究结论的有效性。

政策预期效应检验。如果在政策执行之前企业根据市场预期提前作出反应,则本文的政策执行存在明显的内生性问题。为此,本文借鉴 Lu and Yu(2015)的做法,在计量模型中加入 $FDIshock \times predict$ 项, $predict$ 为外资管制政策调整前一年(2001年)的年份虚拟变量,回归结果如表2第(1)列所示。回归发现 $FDIshock \times predict$ 的估计系数并未通过统计显著性检验,且核心解释变量 $FDIshock \times$

① 相关过程及结果可在《中国工业经济》(<http://www.ciejournal.org>)下载。

② 关于数据处理过程可在《中国工业经济》官网(<http://www.ciejournal.org>)下载。

表 1 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)
	Theil 指数		
<i>FDIshock</i> × <i>Post02</i>	0.8873*** (0.0008)	0.8602*** (0.0012)	0.8862*** (0.0005)
<i>HHI</i>		-0.2248 (0.9322)	-1.1759 (0.6410)
<i>Tfpdispersion</i>		-3.2726 (0.1353)	-3.6149* (0.0646)
<i>Npr</i> × <i>year</i>			-0.3581 (0.1378)
<i>Gex</i> × <i>year</i>			-0.2186* (0.0652)
<i>Profit</i> × <i>year</i>			-1.6644 (0.1403)
<i>Indnum</i> × <i>year</i>			0.0000 (0.9302)
行业固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
样本数目	1150	1150	1150
可调整的 R ²	0.1109	0.1112	0.1205

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的统计显著性水平,括号内数值为方差聚类(行业维度)调整后对应的 P 统计量。以下各表同。

Post02 同基准回归结果相一致,由此可知,本文采用双重差分法的识别框架并不存在预期效应干扰。

政策执行前的安慰剂检验。如果本文的识别框架使得外资管制政策满足条件独立性要求,则政策执行之前理应不会影响企业间工资不平等。对此,本文将基于政策执行前样本(1998—2001 年)进行实证检验,具体的回归结果见表 2 第(2)列。回归发现 *FDIshock*×*Post02* 的估计系数并未通过统计显著性检验且系数较小,验证了本文政策执行的条件外生性。

序列相关问题的实证检验。同已有文献相一致,本文主要采用多期双重差分法进行实证检验,从而可以更好地利用多期数据识别政策执行的平均效应。但是采用多期数据可能会由于序列相关问题而高估了估计系数的显著性。鉴于此,本文将政策执行前后划分为两个时间段取对应变量的均值,采用两期双重差分法控制序列相关问题。根据表 2 第(3)列的回归结果可知,*FDIshock*×*Post02* 的估计系数同样显著为正。由此可知,本文的识别框架并不存在序列相关导致的显著性高估问题,本文的研究结论是有效的。

(2) 遗漏解释变量的稳健性检验。值得注意的是,本文虽然尽可能控制了影响政策冲击的其他因素,使得核心解释变量尽可能满足条件独立分布假设。然而,长期以来中国在扩大对外开放,推进市场竞争体制建设方面采取了一系列改革措施。因此,本文的识别框架是否存在由于遗漏解释变量导致的估计偏误问题,对于这一潜在问题需要进一步的实证检验。

控制其他政策因素的干扰。2002 年外资管制政策调整之前,中国在 2001 年正式加入世界贸易组织,之后开始履行“入世”承诺大幅度降低进口关税,大规模的进口冲击同样会强化国内的市场竞争机制。此时,根据本文行业—年份维度的双重差分模型可知,如果进口冲击与外资管制政策调整

表 2 双重差分法识别条件再检验的回归结果

	(1)	(2)	(3)
	Theil 指数		
<i>FDIshock</i> × <i>Post02</i>	0.9244*** (0.0010)	-0.0247 (0.9505)	0.8879*** (0.0051)
<i>FDIshock</i> × <i>predict</i>	0.1382 (0.6853)		
<i>FDIshock</i>			-0.2300 (0.5782)
<i>Post02</i>			1.1671** (0.0237)
行业控制变量	控制	控制	控制
期初行业特征×年份	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	
年份固定效应	控制	控制	
样本数目	1150	460	230
可调整的 R ²	0.1199	0.0148	0.1683

的行业维度完全一致，则现有的识别框架将难以准确评估以外资管制政策调整所代表的市场竞争机制。鉴于此，本文初步统计分析了外资管制政策调整与进口关税和进口竞争在行业层面的相关性。统计发现，上述进口冲击的干扰政策同外资管制政策在行业层面存在明显差异，并非高度相关。由此可知，本文基于行业—年份维度的双重差分模型是有效可行的。出于稳健性考虑，本文在回归结果中进一步控制行业层面的中间投入品(*intariff*)和最终品关税(*tariff*)，以及进口竞争指标(*imcomp*)，目的在于进一步控制进口冲击的干扰因素。

此外，在内部市场竞争方面，该时期中国内外资企业的市场进入管制都更为宽松，如果内资企业的市场进入程度同外资管制政策调整相一致。则本文的识别框架难以有效控制内部竞争的干扰因素。鉴于此，本文再次统计分析了外资管制政策调整与新进入企业(内资)在行业层面的相关性。^①统计发现^②，内部市场竞争的干扰因素同外资管制政策在行业层面存在明显差异，并不相关。与此同时，本文在回归结果中进一步控制行业层面的新企业数目(*newfirm*)，目的在于控制内部市场竞争的干扰因素。此外，考虑到国有企业在这一时期的市场化改革，本文在回归结果中进一步控制了国有企业的市场份额(*soeshare*)。根据表 3 第(1)—(3)列的回归结果可知，*FDIshock*×*Post02* 的估计系数同样显著为正，由此可知，控制了该时期其他政策的干扰因素之后，本文的研究结论依然是稳健的。

随机抽样的安慰剂检验。本文的识别框架中是否遗漏了重要解释变量，从而导致有偏的估计结果，对于这一潜在问题实际上是难以观测的。例如，计量模型中遗漏了重要解释变量 M_{it} ，此时，计量模型的实际残差项 $\varepsilon_{it} = \theta M_{it} + \mu_{it}$ ，其中 $\theta \neq 0$ ， $\text{cov}(FDIshock_i \times Post02_t, M_{it} | C_{it}) \neq 0$ ， $\text{cov}(FDIshock_i \times Post02_t, \mu_{it} | C_{it}) = 0$ ， C_{it} 为控制变量。由于存在遗漏解释变量问题，此时的估计系数是有偏的， $\hat{\beta} = \beta + \theta\gamma$ ， $\gamma = \frac{\text{cov}(FDIshock_i \times Post02_t, M_{it} | C_{it})}{\text{var}(FDIshock_i \times Post02_t | C_{it})} \neq 0$ 。假如本文的识别框架中并不存在遗漏解释变量问题，则 $\theta = 0$ ，此时估计系数等于真实值 $\hat{\beta} = \beta$ 。

① 感谢匿名评审专家的宝贵建议。

② 限于篇幅未列出，可在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)下载。

表 3 遗漏解释变量再检验的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Theil 指数			
<i>FDIshock</i> × <i>Post02</i>	0.9464*** (0.0003)	0.8565*** (0.0007)	0.9136*** (0.0004)	-0.1019 (0.7131)
<i>tariff</i>	0.0269 (0.1851)		0.0239 (0.2346)	
<i>intariff</i>	0.0169 (0.8109)		0.0341 (0.6180)	
<i>imcomp</i>	1.6037 (0.1473)		1.5541 (0.1395)	
<i>newfirm</i>		-0.0049*** (0.0085)	-0.0051*** (0.0048)	
<i>soeshare</i>		0.3354 (0.5116)	0.2970 (0.5435)	
行业控制变量	控制	控制	控制	控制
期初行业特征×年份	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本数目	1150	1150	1150	1150
可调整的 R ²	0.1226	0.1251	0.1276	0.1048

由于 θ 是否为零并不能直接验证,为此,本文借鉴 Li et al.(2016)的做法,以随机抽样的方式就遗漏解释变量问题进行间接验证。具体而言,保持其他控制变量不变,随机设定的 $FDIshock_i$ 理应不会影响企业间工资不平等,即真实值 β 应为 0,如果实际估计值 $\hat{\beta}$ 也为 0,则可推出 $\theta=0$ 。表 3 第 (4)列给出了随机抽样一次的回归结果,图 2 统

计描述了估计系数 $\hat{\beta}$ 值的 500 次随机抽样分布。同表 1 基准回归结果的估计系数值 0.8862 相比,500 次随机抽样的 $\hat{\beta}$ 分布基本以 0 为中心,且 500 个估计系数均小于基准回归结果,间接验证 θ 约等于 0。因此,基于随机抽样的回归结果再次表明,本文的识别框架并不存在明显的遗漏解释变量问题,研究结论是有效可信的。

(3)测算指标的稳健性检验。关于企业间工资不平等的测算,本文主要采用行业内企业间的泰尔指数进行衡量。^①考虑到测算指标的稳健性,不同的测算指标也许会导致不同的研究结论。在此基础上,本文将进一步采用行业内企业

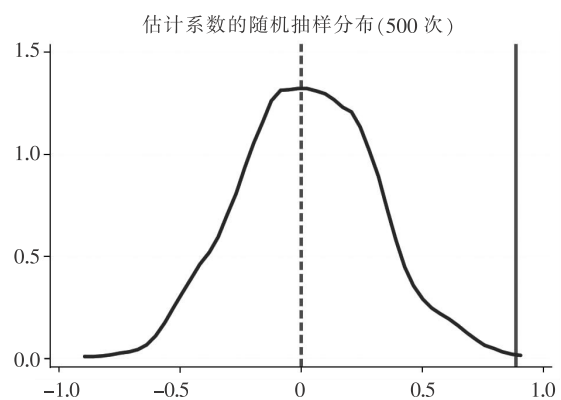


图 2 随机抽样(500次)回归结果中 $\hat{\beta}$ 的分布
注:实线对应基准回归中估计系数的真实值,虚线对应 0 值。

① 感谢匿名评审专家的建议。

间的基尼系数、分位数差值和标准差进行实证检验(见表 4)。从基尼系数看, $FDIshock \times Post02$ 的估计系数均显著为正。从分位数差值看, $FDIshock \times Post02$ 的估计系数在 99—01、95—05、90—10 的分位数差中均显著为正,而在 75—25 的分位数差中并未通过统计显著性检验。由此可知,外资进入的市场竞争机制对企业间工资不平等的影响主要体现在行业内 75—25 分位数差之外。从标准差看, $FDIshock \times Post02$ 的估计系数同样显著为正。因此,表 4 基于企业间工资不平等的不同测算指标再次验证了本文研究结论的稳健性。

表 4 测算指标再检验的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	基尼系数	99—01 分位数差	95—05 分位数差	90—10 分位数差	75—25 分位数差	标准差
$FDIshock \times Post02$	0.9981*** (0.0008)	0.2333*** (0.0012)	0.1458*** (0.0008)	0.0715** (0.0428)	0.0304 (0.1169)	0.0209*** (0.0020)
行业控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
期初行业特征×年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数目	1150	1150	1150	1150	1150	1150
可调整的 R ²	0.1254	0.3658	0.5810	0.6656	0.5854	0.1103

此外,对于处理组而言,有的行业调整幅度较大,有的行业调整幅度较小,处理组内的每个行业(同对照组行业相比)面临的政策效应并不相同,但政策效应理应是同方向的($\beta_i > 0$)。毕竟在现实含义方面,外资管制程度放松同外资进入理应是单调关系,不太可能出现外资管制程度越放松,反而阻碍外资进入的情况。出于稳健性考虑,在实证结果中依次将处理组内的 1 个行业予以删除,以考察处理组内的异常值问题对本文研究结论的影响。图 3 给出了这一系列回归结果的系数 ($\hat{\beta}$) 分布,其均以基准回归结果为中心,且系数值远大于 0。由此可知,虽然处理组内行业间的政策效应大小有所不同,但并不存在某个异常值行业会影响本文的研究结论。

3. 分位数回归的再检验

前文的基准回归和稳健性检验验证了本文的研究结论, 外资进入的市场竞争机制扩大了企业间工资不平等。从行业内企业间的工资分布看,强化市场竞争扩大了企业间工资不平等,其既可通过提升行业内的高工资水平,也可通过降低行业内的低工资水平来实现。为了厘清市场竞争机制对企业间工资不平等的影响作用, 本文基于行业内 1 分位点、5 分位点、10 分位点、25 分位点、50 分位点、75 分位点、90 分位

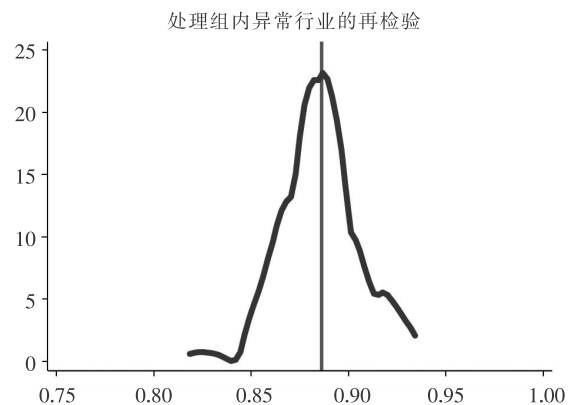


图 3 处理组内异常行业再检验的 $\hat{\beta}$ 值分布

注:直线对应基准回归中估计系数的真实值,曲线对应异常值检验的估计系数。

点、95分位点和99分位点的企业工资再次进行实证检验。

根据表5的回归结果可知, $FDIshock \times Post02$ 的估计系数在5分位点显著为负,在90分位点、95分位点、99分位点显著为正,而在其他分位点方面并未通过显著性检验。由此可知,外资进入的市场竞争机制一方面通过提升行业内高分位点的工资水平,另一方面通过降低行业内低分位点的工资水平扩大了企业间工资不平等。此外,表5的回归结果同样验证了表4中以行业内分位数差测算工资不平等的实证结果。

表5 分位数再检验的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	行业工资分布的分位点								
	Q1	Q5	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90	Q95	Q99
$FDIshock \times Post02$	-0.0149 (0.2444)	-0.0207* (0.0664)	-0.0032 (0.8138)	0.0000 (0.9988)	0.0098 (0.6158)	0.0434 (0.1397)	0.0931* (0.0688)	0.1774*** (0.0015)	0.2773*** (0.0031)
行业控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
期初行业特征 \times 年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数目	1150	1150	1150	1150	1150	1150	1150	1150	1150
可调整的R ²	0.6633	0.8012	0.8516	0.9117	0.9139	0.8839	0.8214	0.7184	0.4867

五、影响机制的经验分析:技能组成和利润分享谁更重要

根据前文分析可知,外资进入的市场竞争机制,一方面会影响企业对员工技能的需要结构从而会影响其技能组成工资,另一方面会影响企业的盈利能力进而决定其利润分享工资。接下来,本文采用Ke et al.(2016)的工资分解法,将企业(平均)工资分解为技能组成工资和利润分享工资两部分,在此基础上考察市场竞争对企业间工资不平等的影响机制。

1. 企业技能组成和利润分享工资的测算方法

假设企业 f 在 t 年雇佣 Z_{ft} 个员工,每个员工选择提供 l_{fjk} 单位劳动,企业 f 在 t 年的总劳动投入为 $L_{ft} = \sum_{k \in Z_{ft}} l_{fjk}$ 。此时,企业和员工的总收益为: $R_{ft} = P_{ft} Q_{ft} - r_t K_{ft} - p_t^m M_{ft}$ 。其中, P_{ft} 为产品价格, Q_{ft} 为产品数量, r_t 和 p_t^m 分别表示资本和中间投入品的要素成本, K_{ft} 和 M_{ft} 分别表示资本和中间投入品的投入数量。

假设员工同企业单独议价,则除员工 j 外,企业和员工的总收益变为: $R_{ft}(-j) = P_{ft}(-j) Q_{ft}(-j) - r_t K_{ft}(-j) - p_t^m M_{ft}(-j)$ 。对应的企业利润为 $\pi_{ft} = R_{ft} - \sum_{k \in Z_{ft}} w_{fjk} l_{fjk}$;除员工 j 之外的企业利润为 $\pi_{ft}(-j) = R_{ft}(-j) - \sum_{k \in Z_{ft}} w_{fjk} l_{fjk}$ 。在资本(K_{ft})和中间投入品(M_{ft})给定的条件下,企业同员工 j 就工资 w_{fj} 和劳动投入 l_{fj} 进行谈判,基于企业利润最大化目的,企业支付给员工 j 的工资收入为^①:

① 参考Ke et al.(2016),公式(2)和公式(3)的具体证明过程可在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)下载。

$$w_{fj}l_{fj} = \min \left\{ \frac{\beta_{fj}}{1-\beta_{fj}} (R_{fj} - \sum_{k \in Z_{fj}} w_{fjk} l_{fjk}) + w_{a,fj} l_{fj}, \beta_{fj} (R_{fj} - R_{fj}(-j)) + (1-\beta_{fj}) w_{a,fj} l_{fj} \right\} \quad (2)$$

其中, β_{fj} 为员工 j 同企业 f 之间的讨价还价能力; $w_{a,fj} l_{fj}$ 为员工 j 的技能工资, 即员工 j 在其他公司同样可以获得的技能工资收入。由于企业同员工单独议价, 因此单个员工难以影响企业整体的生产决策, 即企业不会因为缺少员工 j 而关闭生产。此时的企业利润 $\pi_{fj}(-j)$ 大于零。在此基础上, 企业支付给员工 j 的工资收入(2)式表示为:

$$\beta_{fj} (R_{fj} - R_{fj}(-j)) + (1-\beta_{fj}) w_{a,fj} l_{fj} < \frac{\beta_{fj}}{1-\beta_{fj}} (R_{fj} - \sum_{k \in Z_{fj}} w_{fjk} l_{fjk}) + w_{a,fj} l_{fj} \quad (3)$$

由此可知员工 j 的工资收入为 $w_{fj} l_{fj} = \beta_{fj} (R_{fj} - R_{fj}(-j)) + (1-\beta_{fj}) w_{a,fj} l_{fj}$, 由于企业同员工单独议价, 在其他员工工资 $\{w_{fjk}^*\}_{k \in Z_{fj}}$ 和劳动投入 $\{l_{fjk}^*\}_{k \in Z_{fj}}$ 给定的情况下, 企业利润重新表示为:

$$\begin{aligned} \pi_{fj} &= R_{fj} - \sum_{k \in Z_{fj}} w_{fjk} l_{fjk} = R_{fj} - w_{fj} l_{fj} - \sum_{k \in Z_{fj}} w_{fjk}^* l_{fjk}^* \\ &= (1-\beta_{fj}) R_{fj} + \beta_{fj} R_{fj}^*(-j) - (1-\beta_{fj}) w_{a,fj} l_{fj} - \sum_{k \in Z_{fj}} w_{fjk}^* l_{fjk}^* \end{aligned} \quad (4)$$

基于企业利润最大化原则可知, 公式(4)的一阶条件为:

$$\frac{\partial \pi_{fj}}{\partial l_{fj}} = \frac{\partial P_{fj}}{\partial Q_{fj}} \frac{\partial Q_{fj}}{\partial l_{fj}} Q_{fj} + P_{fj} \frac{\partial Q_{fj}}{\partial l_{fj}} - w_{a,fj} = 0 \quad (5)$$

求解方程(5)式可以得出员工 j 的技能工资 $w_{a,fj} = \frac{P_{fj}}{u_{fj}} \frac{\partial Q_{fj}}{\partial l_{fj}}$, 其中 $u_{fj} = \left[\frac{\partial P_{fj}}{\partial Q_{fj}} \frac{Q_{fj}}{P_{fj}} + 1 \right]^{-1}$ 为企业的成本加成率。受限于数据约束难以获得企业内部的员工数据, 鉴于此, 本文假定企业内部的员工技能是相同的, 由此可知企业 f 的平均技能组成工资为 $w_{a,fi} = \frac{P_{fi}}{u_{fi}} \frac{\partial Q_{fi}}{\partial L_{fi}} = \frac{P_{fi}}{u_{fi}} \frac{Q_{fi}}{L_{fi}} \cdot \frac{\partial Q_{fi}}{\partial L_{fi}} \frac{L_{fi}}{Q_{fi}} = \frac{P_{fi}}{u_{fi}} \frac{Q_{fi}}{L_{fi}} \cdot \theta_{fi}^l$ 。由于中国工业企业数据库提供了企业的总产出和劳动投入, 因此本文参考 De Loecker and Warzynski (2012)、Brandt et al.(2017)的做法, 估算出企业层面的劳动产出弹性和成本加成率, 即可得知企业平均的技能组成工资。^①根据估算的企业平均技能组成工资, 对应企业的平均利润分享工资为企业实际平均工资与技能组成工资的差值。

2. 企业工资分解的统计事实

本文采用 1998—2007 年的中国工业企业数据, 根据 Ke et al.(2016)的工资分解框架, 测算出企业(平均)的技能组成工资和利润分享工资。在此基础上, 本文将整体的企业间工资不平等分解为技能组成工资不平等和利润分享工资不平等。具体而言, 从工资分解方程看, $w_{rent,fi} = w_{fi} - w_{a,fi}$, w_{fi} 为企业(平均)工资, $w_{a,fi}$ 为企业(平均)技能组成工资, $w_{rent,fi}$ 为企业(平均)利润分享工资。由此可知, 企业间工资不平等的分解方程为:^②

$$\text{var}(w_{fi}) = \text{var}(w_{rent,fi}) + \text{var}(w_{a,fi}) + \text{cov}(w_{rent,fi}, w_{a,fi}) \quad (6)$$

① 值得注意的是, 该方法假设企业内部员工技能相同, 其实质是为了表示企业层面平均的技能水平, 从而进行企业间的对比分析, 并非不考虑企业内的员工技能差异。毕竟, 企业内高技能员工比重越高, 对应的劳动产出弹性越高, 从而获得较高的技能保留工资。企业的劳动产出弹性和成本加成率的估算过程可在《中国工业经济》官网(<http://www.ciejournal.org>)下载。

② 由于工资分解方程是水平分解, 如果采用泰尔指数和分位数差进行分解, 则难以直接测算出其与技能组成和利润分享工资不平等的等式关系。因此, 本文选择采用方差公式分解。

具体的分解结果如表 6 所示。其中,在 1998 年,企业间技能组成工资不平等约占整体工资不平等的 15%,利润分享工资不平等约占整体工资不平等的 74%。随着中国对外开放程度不断扩大,市场化经济体制改革不断推进,企业间的技能组成工资不平等占比逐年下降,在 2007 年下降到约 9%。与此同时,利润分享工资不平等的占比逐年上升,从 1998 年的 74%上升为 2007 年的 91%。由此可知,企业间的工资不平等并非主要体现在企业之间的技能组成结构,其很大程度上取决于其利润分享工资。这一统计结果也间接验证了企业在工资不平等方面的重要性,即由于企业利润分享工资的存在,具有相同技术特征的员工在企业间往往存在巨大的工资差距。因此,本文关于中国企业间工资不平等的分解结果,一定程度上回应了 Akerman et al.(2013)和 Helpman et al.(2017)的研究发现,企业间工资不平等作为整体工资不平等的主要构成部分也许并非特例。

表 6 企业间工资不平等的方差分解

年份	整体工资不平等(方差)	技能组成工资不平等(方差)	技能组成工资方差占比(%)	利润分享工资不平等(方差)	利润分享工资方差占比(%)
1998	19.6504	2.9866	15.1987	14.5785	74.1895
1999	21.8910	3.2052	14.6416	16.1996	74.0013
2000	24.5469	3.3056	13.4664	18.7136	76.2358
2001	25.5214	3.3936	13.2972	19.4716	76.2953
2002	29.5684	3.4677	11.7279	23.3447	78.9515
2003	33.9686	3.5546	10.4645	27.4350	80.7658
2004	38.8859	4.2014	10.8044	32.2603	82.9615
2005	44.8861	4.5128	10.0539	38.0868	84.8521
2006	51.7262	5.0125	9.6905	44.7182	86.4518
2007	65.0160	5.6871	8.7473	59.1363	90.9565

3. 企业技能组成工资方面

在企业技能组成工资方面,具体的识别框架同前文相一致,分别从基准回归、双重差分法识别条件、遗漏解释变量和测算指标方面进行实证检验。根据表 7 的回归结果可知, $FDIshock \times Post02$ 的估计系数均未通过统计显著性检验,且在其他稳健性检验部分的回归结果同基准回归相一致。由此可知,外资进入的市场竞争对企业间工资不平等的影响渠道,并非是通过影响企业员工的技能组成结构产生作用。

4. 企业利润分享工资方面

在企业利润分享工资方面,根据表 8 的回归结果可知, $FDIshock \times Post02$ 的估计系数在基准回归部分显著为正,且在双重差分法识别条件、遗漏解释变量和测算指标方面通过了稳健性检验。由此可知,外资进入的市场竞争机制对企业间工资不平等的影响渠道,主要是通过影响企业与员工之间的利润分享而产生作用。从估计系数大小看,核心解释变量 $FDIshock \times Post02$ 的估计系数为 2.5610,在扩大企业间利润分享工资不平等方面,外资进入的市场竞争机制导致处理组行业的泰尔指数提升了 2.5610。从政策效应看,利润分享工资的泰尔指数在政策执行期初(2001 年)为 27.663,外资进入的市场竞争机制导致企业间(平均)利润分享工资不平等提升了 9.26%($9.26\% \approx 2.5610/27.663$)。

表 7 企业技能组成工资方面的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Theil 指数					
	基准回归	双重差分法识别条件			遗漏解释因素	
		预期效应	政策冲击前样本	两期双重差分法	其他政策影响因素	随机抽样
<i>FDIshock</i> × <i>Post02</i>	0.7260 (0.4476)	0.6494 (0.5464)	-0.5157 (0.4354)	-1.7622 (0.4696)	0.6686 (0.4914)	0.0471 (0.9667)
<i>FDIshock</i> × <i>predict</i>		-0.2770 (0.7261)				
样本数目	1150	1150	460	230	1150	1150
可调整的 R ²	0.0806	0.0798	0.1414	0.1413	0.0874	0.0796
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	测算指标					
	基尼系数	99—01分位数差	95—05分位数差	90—10分位数差	75—25分位数差	标准差
	<i>FDIshock</i> × <i>Post02</i>	1.0373 (0.3583)	0.0076 (0.9223)	0.0113 (0.7969)	-0.0028 (0.9273)	-0.0026 (0.8800)
样本数目	1150	1150	1150	1150	1150	1150
可调整的 R ²	0.0880	0.1876	0.3225	0.3752	0.2978	0.3191
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业可变特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
期初行业特征×年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制

5. 随机抽样的稳健性检验

考虑到本文的识别框架可能在企业技能组成和利润分享工资方面存在明显的遗漏解释变量问题。作为稳健性检验,本文再次以随机抽样的方式就遗漏解释变量问题进行间接验证。其中,表 7 第(6)列和表 8 第(6)列均给出了随机抽样一次的回归结果,图 4 统计描述了企业技能组成和利润分享工资方面 $\hat{\beta}$ 值的 500 次随机抽样分布。统计发现,在企业技能组成工资方面,基准回归结果的估计系数同 0 值较为接近,同随机抽样结果的 $\hat{\beta}$ 值无明显差异;在企业利润分享工资方面,基准回归结果的估计系数同随机抽样结果的 $\hat{\beta}$ 值存在明显差异,500 次随机抽样的 $\hat{\beta}$ 值中有 494 次小于基准估计系数。由此可知,图 4 的统计结果再次表明,在企业技能组成和利润分享工资方面,本文的识别框架并不存在明显的遗漏解释变量问题,研究结论是有效可信的。

表 8 企业利润分享工资方面的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Theil 指数					
	基准回归	双重差分法识别条件			遗漏解释因素	
预期效应		政策冲击前样本	两期双重差分法	其他政策影响因素	随机抽样	
<i>FDIshock</i> × <i>Post02</i>	2.5610** (0.0243)	2.7778** (0.0417)	0.4878 (0.7797)	3.4439** (0.0258)	2.9320*** (0.0055)	0.0651 (0.9573)
<i>FDIshock</i> × <i>predict</i>		0.7842 (0.6209)				
样本数目	1150	1150	460	230	1150	1150
可调整的 R ²	0.3028	0.3024	0.1501	0.1821	0.3170	0.2975
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	测算指标					
	基尼系数	99—01分位数差	95—05分位数差	90—10分位数差	75—25分位数差	标准差
<i>FDIshock</i> × <i>Post02</i>	1.9262** (0.0176)	0.3441*** (0.0023)	0.2599*** (0.0005)	0.1292*** (0.0084)	0.0638** (0.0192)	0.0745*** (0.0001)
样本数目	1150	1150	1150	1150	1150	1150
可调整的 R ²	0.3240	0.4015	0.5732	0.6976	0.6681	0.6102
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业可变特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
期初行业特征×年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制

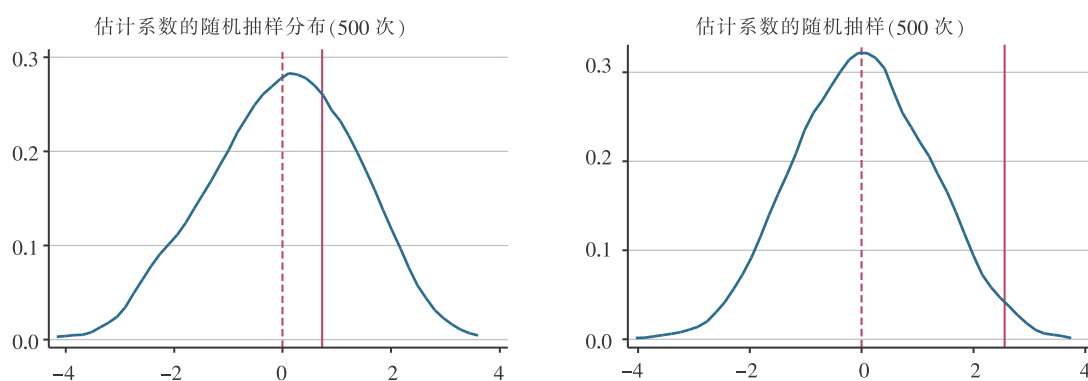


图 4 随机抽样(500次)回归结果中 $\hat{\beta}$ 的分布

注:左图对应企业技能组成工资方面 $\hat{\beta}$ 的随机抽样分布;右图对应企业利润分享工资方面 $\hat{\beta}$ 的随机抽样分布;直线对应基准回归中估计系数的真实值,虚线对应0值。

六、研究结论

持续过高的收入差距已成为中国当前发展阶段亟待解决的社会矛盾。企业间工资不平等作为收入差距的主要组成部分,是导致当前中国居民贫富差距扩大的重要原因。厘清市场竞争机制对企业间工资不平等及收入分配的影响,对于优化市场经济体制、完善税收分配制度具有重要的政策含义。自20世纪90年代中期以来,作为中国扩大对外开放的重要举措,扩大外资引入、创造良好的外商投资环境在强化市场竞争、完善市场经济体制方面具有重要而积极的作用。鉴于此,本文以2002年外资管制政策调整为例,利用中国工业企业数据库并采用双重差分法考察了市场竞争机制对企业间工资不平等的影响。在此基础上,本文基于Ke et al.(2016)的企业工资分解方法,从企业技能组成和利润分享工资方面,进一步考察了其影响机制。

本文研究发现:①从政策实施效果看,市场竞争机制是影响企业间工资不平等的重要因素。以外资进入管制政策所代表的推动对外开放和完善市场经济体制的改革措施,势必会扩大中国的工资不平等。②从政策影响机制看,利润分享渠道是市场竞争影响企业间工资不平等的主要作用。企业层面的工资分解和实证结果表明,利润分享工资是影响企业间工资不平等的主导因素,间接验证了企业本身在中国工资不平等方面的重要性。这进一步表明,中国在工资不平等方面同瑞典和巴西相似,企业主导工资不平等问题的内在关系可能是一个普遍规律。③从实证检验方法看,本文的识别框架在考虑了假设条件、遗漏解释变量和测算指标等问题之后,基准回归结果的研究结论依然成立。

本文政策启示:①深化劳动要素市场的体制改革,以强化劳动要素的市场流动性和资源配置效率。外资进入主要通过影响产品市场的企业利润,进而以利润分享方式影响企业间工资不平等,而在企业研发创新和质量升级所影响的技能组成工资方面作用有限。一个可能的原因是,中国劳动要素市场的流动性较弱,劳动要素的市场配置效率有待提高。事实上,由于户籍和社会保障制度约束,城市之间、城乡之间的劳动力流动仍面临重大阻碍。因此,亟需进一步推进要素市场化改革,破除妨碍劳动力、人才社会性流动的体制机制障碍,包括进一步改革阻碍劳动力自由流动的户籍制度,促进就业创业公平,破除劳动力、人才市场种种市场壁垒和歧视性政策规定。②优化税收制度改革,缩小由企业间工资不平等导致的收入差距问题。放宽外资准入通过强化企业间工资不平等扩大了居民收入差距,也就是说,在中国对外开放的改革进程中势必会加剧国内的收入分配问题。这就要求政府不断优化税收制度改革和国民收入分配格局,进一步保障和改善民生,实现社会公平正义。具体举措有:在直接税方面,建立综合和分类相结合的个人所得税制度,完善税前扣除、优化税率结构;在间接税方面,在营改增的基础上,合理推进增值税立法,实现税负公平。

[参考文献]

- [1]李实,王亚柯.中国东西部地区企业职工收入差距的实证分析[J].管理世界,2005,(6):16-26.
- [2]李实,宋锦,刘小川.中国城镇职工性别工资差距的演变[J].管理世界,2014,(3):53-65.
- [3]罗楚亮.城镇居民工资不等的变化:1995—2013年[J].世界经济,2018,(11):25-48.
- [4]田柳,周云波,沈扬扬.不可观测能力、群分效应和行业工资差距:行业分割视角[J].世界经济,2018,(12):98-120.
- [5]邢春冰,李实.中国城镇地区的组内工资差距:1995—2007[J].经济学(季刊),2011,(1):311-340.
- [6]杨继东,江艇.中国企业生产率差距与工资差距——基于1999—2007年工业企业数据的分析[J].经济研究,2012,(S2):81-93.

- [7]叶林祥,李实,罗楚亮. 行业垄断、所有制与企业工资收入差距——基于第一次全国经济普查企业数据的实证研究[J]. 管理世界, 2011,(4):26–36.
- [8]Aghion, P., N. Bloom, R. Blundell, R. Griffith, and P. Howitt. Competition and Innovation: An Inverted-U Relationship[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2005,120(2):701–728.
- [9]Aghion, P., R. Blundell, R. Griffith, P. Howitt, and S. Prantl. The Effects of Entry on Incumbent Innovation and Productivity[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2009,91(1):20–32.
- [10]Akerman, A., E. Helpman, O. Itskhoki, M. A. Muendler, and S. Redding. Sources of Wage Inequality[J]. *American Economic Review*, 2013,103(3):214–19.
- [11]Amiti, M., and D. R. Davis. Trade, Firms, and Wages: Theory and Evidence [J]. *Review of Economic Studies*, 2011,79(1):1–36.
- [12]Amiti M., and A. K. Khandelwal. Import Competition and Quality Upgrading [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2013,95(2):476–490.
- [13]Brandt, L., J. Van Biesebroeck, and Y. Zhang. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*, 2012,97(2):339–351.
- [14]Brandt, L., J. Van Biesebroeck, L. Wang, and Y. Zhang. WTO Accession and Performance of Chinese Manufacturing Firms[J]. *American Economic Review*, 2017,107(9):2784–2820.
- [15]Burstein, A., and J. Vogel. Globalization, Technology, and the Skill Premium: A Quantitative Analysis[R]. National Bureau of Economic Research, 2012.
- [16]Bustos, P. Trade Liberalization, Exports, and Technology Upgrading: Evidence on the Impact of MERCOSUR on Argentinian Firms[J]. *American Economic Review*, 2011,101(1):304–340.
- [17]Cai, H., and Q. Liu. Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms[J]. *The Economic Journal*, 2009,119(537):764–795.
- [18]Chen, Z., Y. Ge, and H. Lai. Foreign Direct Investment and Wage Inequality: Evidence from China[J]. *World Development*, 2011,39(8):1322–1332.
- [19]Davidson, C., S. J. Matusz, and A. Shevchenko. Globalization and Firm Level Adjustment with Imperfect Labor Markets[J]. *Journal of International Economics*, 2008,75(2):295–309.
- [20]Davis, D. R., and J. Harrigan. Good Jobs, Bad Jobs, and Trade Liberalization [J]. *Journal of International Economics*, 2011,84(1):26–36.
- [21]De Loecker, J., and F. Warzynski. Markups and Firm-level Export Status [J]. *American Economic Review*, 2012,102(6):2437–71.
- [22]Dong, X. Y. Wage Inequality and Between-firm Wage Dispersion in the 1990s: A Comparison of Rural and Urban Enterprises in China[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2005,33(4):664–687.
- [23]Egger, H., P. Egger, and U. Kreickemeier. Trade, Wages, and Profits[J]. *European Economic Review*, 2013, (64):332–350.
- [24]Feenstra, R. C., Z. Li, and M. Y. Yu. Exports and Credit Constraints Under Incomplete Information: Theory and Evidence from China[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2014,96(4):729–744.
- [25]Gentzkow, M. Television and Voter Turnout[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2006,121(3):931–972.
- [26]Han J., R. Liu, and J. Zhang. Globalization and Wage Inequality: Evidence from Urban China [J]. *Journal of international Economics*, 2012,87(2):288–297.
- [27]Helpman, E., O. Itskhokiand, and S. Redding. Inequality and Unemployment in a Global Economy [J]. *Econometrica*, 2010,78(4):1239–1283.
- [28]Helpman, E., O. Itskhoki, M. A. Muendler, and S. J. Redding. Trade and Inequality: From Theory to Estimation[J]. *Review of Economic Studies*, 2017,84(1):357–405.

- [29]Hsieh, C. T., and Z. M. Song. Grasp the Large, Let go of the Small: The Transformation of the State Sector in China[R]. NBER Working Paper, 2015.
- [30]Ke, R. Z., Y. Lu, and L. M. Zhu. Trade Reforms and Wage Dispersion: Workforce Composition or Rent Sharing[R]. Chinese University of Hong Kong Working Paper, 2016.
- [31]Li, P., Y. Lu, and J. Wang. Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China[J]. *Journal of Development Economics*, 2016,123(C):18–37.
- [32]Lu, Y., and L. Yu. Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China's WTO accession[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2015,7(4):221–53.
- [33]Lu, Y., Z. Tao, and L. Zhu. Identifying FDI Spillovers [J]. *Journal of International Economics*, 2017,(107):75–90.
- [34]Macis, M., and F. Schivardi. Exports and Wages: Rent Sharing, Workforce Composition, or Returns to Skills[J]. *Journal of Labor Economics*, 2016,34(4):945–978.
- [35]Monte, F. Skill Bias, Trade, and Wage Dispersion [J]. *Journal of International Economics*, 2011,83(2):202–218.
- [36]Sampson, T. Selection into Trade and Wage Inequality[J]. *American Economic Journal: Microeconomics*, 2014,6(3):157–202.
- [37]Verhoogen, E. A. Trade, Quality Upgrading, and Wage Inequality in the Mexican Manufacturing Sector[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2008,123(2):489–530.
- [38]Yeaple, S. R. A Simple Model of Firm Heterogeneity, International Trade, and Wages [J]. *Journal of International Economics*, 2005,65(1):1–20.

Market Competition, Profit Sharing and Wage Inequality between Firms ——Evidence from Foreign Regulatory Policy Adjustments

WANG Ruo-lan¹, LIU Can-lei²

- (1. Institute of International Finance, Bank of China, Beijing 100818, China;
2. Institute of International Economics, University of International Business and Economics, Beijing 100029, China)

Abstract: As a main part of the income gap, wage inequality between firms is an important reason for the widening income gap in China. To clarify the distribution effect of market competition mechanism among enterprises will be an important evidence for deepening the reform of income distribution system. Take the foreign regulatory policy adjustments as a shock, this paper uses difference-in-difference method to investigate the impact of market competition on wage inequality between firms with China industrial data, and inspects its mechanism from the skill composition and profit sharing wage. Our study finds that market competition raising by foreign regulatory policy adjustments enlarged wage inequality between firms, and it mainly works through profit sharing. In addition, we verify the robustness of our conclusion from recognition assumption, omission of explanatory variables and quantile regression. Based on our conclusion and the widening income gap, deepening the reform of the labor market system and optimize the tax system reform to adjust the income gap caused by wage inequality between firms is urgent.

Key Words: foreign regulatory policy; market competition; wage inequality; profit sharing

JEL Classification: L12 F23 J31

[责任编辑:王燕梅]